

# I 国际货币评论

## International Monetary Review

主编: 张杰



构建现代金融政策体系

货币政策与异质性企业杠杆率

同业业务发展能提升中国商业银行的效率吗?

宏观因子、融资行为与国际债券币种结构

汇率市场化与资本账户开放的路径选择

陈云贤

汪勇、马新彬、周俊仰

黄勃、罗煜、陈礼清

白晚燕、郑程洁

彭红枫、肖祖沔、祝小全

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：包晗

刊 名：国际货币评论  
刊 期：月刊  
主办单位：中国人民大学国际货币研究所  
出版单位：《国际货币评论》编辑部  
地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室  
邮 编：100872  
网 址：[www.imi.org.cn](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】

构建现代金融政策体系——陈云贤 01

货币政策与异质性企业杠杆率

——基于纵向产业结构的视角——汪勇、马新彬、周俊仰 05

同业业务发展能提升中国商业银行的效率吗？——黄勃、罗煜、陈礼清 27

基于相互关联性视角的我国金融体系系统性风险和体系内风险传导的时变研究

——胡颖毅、周嘉伟 49

宏观因子、融资行为与国际债券币种结构

——考虑资本管制差异的门限面板回归分析——白晓燕、郑程洁 72

汇率市场化与资本账户开放的路径选择——彭红枫、肖祖沔、祝小全 87

中国 - 东盟自由贸易区的经济影响和减贫效应——余淼杰、高恺琳 120

# 构建现代金融政策体系

陈云贤<sup>1</sup>

作为国家金融顶层设计与布局，要全面推进现代金融体系建设，有效运用财政政策、货币政策、汇率政策、监管政策等现代金融政策体系，促进一国经济和现代金融体系可持续发展。

## 一、财政政策

当我们实施货币政策等金融政策时，首先需要涉及财政政策——积极的财政政策、紧缩的财政政策或中性的财政政策的选择问题。财政政策与货币政策相互作用至少体现在两个方面。第一个方面，积极财政政策或紧缩财政政策→财政赤字→国债(建设公债与赤字公债)→国债利率，形成国债利率与货币基准利率浮动利差的互动作用，直接影响和调节着日常经济活动。而财政弥补赤字的路径主要有三种：增加税收，发行国债，变动基础货币。于是就有了财政政策与货币政策相互作用的第二个方面：财政在货币供给形成机制中占主导作用→(如果)变动基础货币→铸币税→一则直接影响货币供给量；二则在金融危机处置时，财政手段将发挥至关重要的稳压器作用。国家金融顶层设计，应将财政政策纳入其中一并考虑，一并互动。

## 二、货币政策

货币政策包括三方面基本内容：货币政策目标、货币政策工具、货币政策效果。货币政策可以以稳定物价(控制通货膨胀)为单一目标，可以有发展经济、稳定物价双目标，也可以有充分就业、经济增长、稳定物价、国际收支均衡多重目标。

各国在选择和运用货币政策工具时，首先应先确定货币政策准则，即货币政策的“锚”在哪里。世界各国发展中形成了三种类型的“锚”：其一，以某种货币总量(或它的变化率)为目标准则，让汇率和价格水平适应货币供应量；其二，以某种价格水平(通胀或通缩水平)为目标准则，让汇率和货币供应量适应价格水平；其三，以汇率为目标准则，让货币供应量和价格水平适应汇率目标。这里，蕴含着货币政策的三大要素——货币供应、利率和汇率。

---

<sup>1</sup> 陈云贤，中国人民大学国际货币研究所顾问委员、广东省人民政府党组成员、原副省长

各国货币政策工具的选择，首先要结合本国经济金融发展客观实际，比较、分析、选择好三大要素，确定其货币政策的“锚”，并根据货币政策的“锚”选用其相关货币政策工具。例如，美国以坚定地盯住通货膨胀率为其货币准则，并运用利率要素来有效地调节和稳定经济。美联储也对基础货币确定出市场基准利率，从而在单一货币政策目标(稳定物价、控制通胀)的指引下，确定货币政策“锚”，结合利率作为主要货币政策考虑要素，有效运用公开市场操作、贴现与再贴现、存款准备金率等调节工具，来实现经济稳定和增长。这里不妨碍国家货币政策目标的多元性问题，只要切合本国的经济发展水平、市场成熟度、对外状况，有效地选择确定货币政策的“锚”，也许其对货币政策三大要素的调节工具选用是混合的、重叠的。这里至关重要看其货币政策效果。

货币供应量在世界许多国家仍然是一个重要因素。由于其经济的发展程度、市场的成熟度和对外开放度进程不一，多国央行仍然把货币供给总量作为重中之重的要素来考虑，或把货币供应量作为货币政策“锚”、作为货币政策目标标准来使用。央行调节货币供给总量时，应清晰地明确调控 M0、M1、M2、M3 的哪一层次货币，并充分关注其相互的关联性影响问题。货币供给总量调控实际存在两个环节。其一，对基础货币的调控;其二，对货币乘数的调控，即在货币政策三大工具中，用通货发行还是用储蓄存款来购售债券，产生的乘数效应不同。因此，此时，货币政策工具选择，除了三大货币政策工具外，可根据实际情况结合使用其他可选择性工具，如消费者信用控制、证券市场信用控制、不动产信用控制、定向降准、预缴进口保证金等。

要注意货币政策的时滞问题。在货币政策工具实施的过程中，存在“内部”时滞——启动政策的时间和“外部”时滞——政策显效于经济的时间。而“内部”时滞又存在认知时滞、决策时滞和行动时滞，“外部”时滞则主要由环境因素影响产生。因此，“自动”启动应对措施很重要，包括实施货币政策的逆周期调节措施。

### 三、汇率政策

新兴市场国家对汇率政策的顶层设计或选择面临克鲁格曼(Krugman)所揭示的三元悖论:固定汇率、自由资本流动和独立的货币政策三者不可能同时实现。于是央行就存在着三种政策组合选择——固定汇率和自由资本流动组合;独立货币政策和自由资本流动组合;固定汇率和独立货币政策组合。国家的顶层金融设计，必须要有一个政策组合的选择。作为资本项目还没有完全开放的国家，多数选择第三种比较适宜，即固定汇率和独立货币政策组合。

当然，这种“固定汇率”，不是完全“固定”的，它应结合中国的国情和资本项目逐渐开放的进程，选择一种具有上下限空间的“固定汇率”，即居于固定汇率和浮动汇率之间的一种“管理浮动汇率”为宜。至于上下限浮动的空间多大，则根据国家金融顶层布局要求与中国资本项目不断开放的进程而定。

中国在货币国际化的进程中，也需要自身内部金融市场和金融制度的不断提升和完善。涉及开放进程中应对资本流入以维护国家宏观经济发展与金融稳定的政策时，考虑到一国的货币政策与宏观审慎政策很难进行国际协调，在运用和均衡衔接宏观审慎政策(Macro-Prudential Policies, MPP)与资本流动管理(Capital Flows Management, CFM)工具时，有三类选择：一是实施宏观审慎政策(MPP)；二是实施资本流动管理(CFM)；三是选择实施“外汇相关审慎措施”(FX-related Prudential Measures)，即按照资本流的币种区别对待，并把它运用于受监管的金融机构(主要是银行)当中。从中国的实际情况分析，更多地实施“外汇相关审慎措施”应该是现阶段明智的选择。

#### 四、监管政策

2008 年国际金融危机及与之随行的欧债危机后，世界各国金融监管之争随之而起。它主要表现为金融稳定之挑战——“打压”与“清理”之争(The “lean” versus “clean” debate)。这里涉及各国的金融“宏观审慎政策”，需要哪类政策和配套工具？怎样平衡这些工具之间的关系？谁来管理？谁来负责？持“打压”观点者认为，货币稳定和金融稳定之间的关系要比先前想象得还要密切。价格稳定是必要条件，但必须在稳定价格的同时，佐之以强健审慎的宏观监管框架，并以此影响货币政策的实施。如果审慎的宏观工具不足以实现金融稳定的话，货币政策就难以在灵活性和可信性之间作出选择。于是，美国提出了压力测试(stress testing)。在国际金融危机之后，面对金融危机管理，2009 年初，美联储选择了 19 家最大金融企业，进行全面资本分析和回顾，并于 2010 年底 2011 年初首次进行压力测试。压力测试补充了风险价值管理(VaR)所缺少的信息，为金融风险管理增加了新的元素。2014 年，《多德—弗兰克法案压力测试：监督性压力测试与结果》《全面资本分析与回顾：评估框架与结果》为美联储监督性资本评估与金融危机管理发挥了作用。巴塞尔协议 III 与巴塞尔协议 III 最终版加强了风险管理。相对于巴塞尔协议 II，巴塞尔协议 III 第一支柱强化了最低资本和流动性要求；第二支柱强化了监督审查流程，用于全公司风险管理和资本规划；第三支柱强化了风险披露和市场纪律性。巴塞尔协议 III 推出了更高的资本要求并提高了资本比率；推出了新的流

动性和杠杆比率;强化了针对交易账簿组合的对手方信用风险和市场风险的监督制约机制。而巴塞尔协议 III 最终版力图全面改善市场风险框架,促成的监管理念与措施以及业界影响达到了一个新的高度。

世界各国在确定了宏观金融目标后,把典型的宏观风险冲击分为四类:国内风险与国外风险,需求冲击与供应冲击。对四类风险逐一和交叉组合分析,提出了宏观金融风险管理的五种工具:货币政策、汇率政策、稳定性(紧缩)财政政策、促进性(积极)财政政策和监管控制(即监管政策)。从单一机构的角度加强了微观审慎监管,从整体金融市场的角度提出了宏观审慎监管。宏观审慎监管与微观审慎监管既相互联系,互为补充,同时又存在三点主要差异:第一,监管对象不同,宏观审慎监管主要侧重于整体金融市场,微观审慎监管主要侧重于单一金融机构;第二,监管目标不同,宏观审慎监管高度关注系统性金融风险,微观审慎监管侧重防范和处置个体风险;第三,监管机理不同,宏观审慎监管聚焦于市场的资产价格、信贷总量、机构杠杆率,微观审慎监管聚焦于金融企业的资本充足率、流动性、不良贷款率等。资本留存缓冲、逆周期资本缓冲等措施也得以运用和加强。宏观审慎监管与微观审慎监管相结合,成为加强金融监管的有效手段。

当然,我们也不难发现,世界金融仍然存在着诸多需要进一步解决的问题。比如说影子银行(Shadow Banking)的界定、发展与监管问题。它是否有广义与狭义之分?对影子银行的后备支持(Backstop)是否应该既包括业务的促进,又包括对其风险的防范?强调后备支持是影子银行活动的根本需求,又如何来加强对其的监督和监管,尤其是如何来协调处置好影子银行的后备支持与沃尔克法则(Volcker Rule)的强有力实施问题?比如说央行宏观审慎政策的确定与政策工具的有效选择问题。现在西方主要发达国家基本上都形成了混业经营、混业监管、内外经营、跨国管理的金融业态。国家原有的以传统银行业务为主体的宏观审慎政策、资本流动管理及其工具,就明显地存在难以全覆盖问题。再比如各国金融发展和监管模式的目标确立问题。金融发展是以银行业为主体兼容资本市场发展为佳,还是二者齐头并进,甚至资本市场超越银行业发展为佳?金融集团是以国内业务为主体兼容国际业务发展为佳,还是二者齐头并进,甚至国际业务超越国内金融业务发展为佳?金融监管是以国家、地方双层监管并形成各监管主体协调有效的运作机制为佳,还是单一的国家监管为主?这些,都是在国家金融顶层设计或布局中需要进一步厘清并予以解决的问题。

# 货币政策与异质性企业杠杆率

## ——基于纵向产业结构的视角

汪勇<sup>1</sup> 马新彬<sup>2</sup> 周俊仰<sup>3</sup>

**【摘要】**当前，高杠杆已成为我国金融风险的重要源头，围绕结构性去杠杆来防范化解金融风险的基本思路，各方提出了一系列去杠杆化措施。在此背景下，本文建立了一个包含“金融摩擦”与“资产负债表衰退”双重机制的动态随机一般均衡（DSGE）模型，探讨了中央银行紧缩性货币政策对国有企业与民营企业杠杆率的影响机制。本文研究认为，第一，中央银行提高政策利率会降低国有企业杠杆率，但会以民营企业杠杆率上升与总产出略微下降为代价；第二，伴随着政策利率上升，纵向产业联结度下降将会扩大国有企业与非金融企业整体杠杆率下降幅度，并减小民营企业杠杆率上升幅度；第三，货币政策对非金融企业杠杆率进行响应有助于提高社会福利，但效果并不显著。由此，本文研究认为，推动经济去杠杆需要在管住“货币”的同时，深入研究财政政策、宏观审慎等其他政策选项的可行性。在推动去杠杆的总过程中，货币政策要管住货币“总闸门”，宏观审慎政策要把住风险“总关口”。

**【关键词】**货币政策；企业杠杆率；纵向产业结构；DSGE；

### 一、引言：新常态下问题的提出

美国次贷危机表明，私人部门持续加杠杆是系统性风险的重要源头，同时这种系统性风险又极易引发金融危机，并可能导致经济衰退时间延长（Mendoza, 2010）。当前，我国经济进入新常态，我国经济面临着一个突出的结构性失衡就是金融与实体经济失衡，其中高杠杆既是失衡的表象，也是失衡的结果。

按照上述逻辑，针对我国企业的杠杆情况，可以从整体视角和结构视角分别加以分析。整体而言，2008 年以来我国非金融企业杠杆率快速攀升，其债务可持续性与违约风险成为

<sup>1</sup> 汪勇，经济学博士，中国社会科学院研究生院

<sup>2</sup> 马新彬，中国人民银行金融研究所博士后流动站，供职于中国人民银行内审司

<sup>3</sup> 周俊仰，经济学博士，中国社会科学院金融研究所

国内外持续关注的焦点问题。据中国社会科学院国家资产负债表报告，不考虑地方政府融资平台，2015年我国非金融企业宏观杠杆率达到131.2%，较上年上升了7%，而OECD国家非金融企业部门杠杆率的风险阈值为90%。就结构来说，我国非金融企业微观杠杆率内部分化明显，突出地表现为民营企业杠杆率持续下降、国有企业杠杆率却呈上升趋势，且两类企业杠杆率差异逐步扩大。国家统计局数据显示，2008年至2015年，我国民营企业杠杆率从56.4%下降到51.8%，下跌了4.6个百分点；而同期国有企业杠杆率从59.0%上升到61.9%，增加了近3个百分点。一切均表明，我国企业杠杆率的快速上升已成为金融风险的重要诱因。

国有企业与民营企业杠杆率之间的分化和差异，揭示了我国经济所具有的纵向产业结构特征。一段时期以来，我国这种纵向产业结构特征显著存在且不断得到强化，即国有企业集中于产业链上游，而民营企业则更多处于产业链下游（Song等，2011；Chang等，2015）。1990年代末与本世纪初，国有企业通过股份制改革出现了跃升，“抓大放小”的国企改革为我国经济快速增长奠定了坚实的基础，但同时也随着我国加入世界贸易组织（WTO），进一步强化了国有与民营企业之间的纵向产业结构特征。于是，一面是低效率国有企业逐步从下游产业退出，但在上游产业仍具绝对优势；一面是民营企业快速扩张，但主要进入产业链下游，并以上游国有企业产品作为生产资料，从而对国有企业产品产生更多需求（Li,2012）。尽管我国企业杠杆率具有一定的阶段性特征，但无论如何，有一点已经明确，那就是我国企业的杠杆率分化与这种纵向产业结构特征存在着密切的关联。

正是鉴于高杠杆对金融体系的巨大危害性，危机以来各国纷纷进行了去杠杆化的路径和政策探索，我国集中体现为推进供给侧结构性改革。推进供给侧结构性改革是当前和今后一个时期我国经济工作的主线，去杠杆是供给侧结构性改革“五大”重点任务之一，而国企改革恰恰又是供给侧结构性改革的关键所在。当前，高杠杆已成为我国金融高风险的源头，国有企业是高杠杆聚集的领域。防范化解重大风险位居今后3年三大攻坚战之首，首要的是防范金融风险。因此，要把去杠杆作为防范系统性风险的第一要务，尤其把降低国有企业杠杆率作为重中之重。故而，围绕我国企业去杠杆开展研究，并进而分类施策就是势之必然。

认识的不断深化，风险的不断暴露，必然要求在政策层面作出有效响应，并有针对性加以解决，这就是问题导向和目标导向的逻辑。在我国纵向产业结构特征明显、国有企业与民营企业地位“不平等”状况客观存在的背景下，在我国企业去杠杆的政策选项上，就存

在着是否应将中央银行货币政策作为主要政策抓手的争论，并由此产生了中央银行货币政策对我国国有企业与民营企业杠杆率分别有何影响？影响的差异性何在？传导机制如何？等等问题。这些问题的回答，对于有序推动我国企业尤其是国有企业去杠杆具有积极的现实意义。

## 二、文献回顾与评论

本次危机以来，金融市场在宏观经济中的作用日益受到关注，“金融摩擦”和“资产负债表衰退”理论便是该领域的重要研究成果。“金融摩擦”理论偏重于分析资金的供给行为，而“资产负债表衰退”理论主要研究的是企业经营目标的选择，侧重于解释资金的需求行为。

目前，在动态随机一般均衡（DSGE）模型中引入“金融摩擦”理论主要有两种形式，其一是 Bernanke et al.（1999）的“金融加速器”机制，其二是 Kiyotaki and Moore（1997）的“贷款抵押约束”机制。其中，前者强调企业贷款的顺周期行为，认为经济上升期资本品价格上涨会降低企业违约风险，从而会促使银行金融中介降低风险溢价，并增加对企业的贷款；后者则侧重于企业贷款的抵押约束机制，也即为防范贷款风险，银行只会将抵押物价值的一部分作为对企业发放贷款的信贷额度。

尽管资产负债表衰退理论提出背景是日本 1990 年代开始的经济长期衰退，但该理论对于本次全球性经济大衰退仍具有重要的解释作用（Koo, 2014）。资产负债表衰退理论认为，外部冲击致使企业资产负债表恶化尤其是企业出现资不抵债情形时，企业为了维护商誉和最大限度留在市场，其经营的优先目标并不是利润最大化，而是负债最小化（Koo, 2011）。比如，Fujiy（2015）假定资产价格外生，构建了一个包含家庭和企业的一般均衡模型，较好地再现了该理论的推断结果。

一直以来，我国国有企业杠杆问题都是国内外学者关注的重要研究领域。本次危机以来，各方围绕我国国有企业杠杆问题进行了广泛而深入的研究讨论。目前，研究主要集中于企业资质信息、政府隐性担保、政府财政支出和货币政策的银行信贷渠道四个方面。其一，从企业资质信息来看，一方面，长期以来国有企业是我国经济增长的压舱石，其与银行机构之间建立了深度交叉的行为联系，这种时间维度较长、空间维度交叉的历史联系大大降低了银行机构对国有企业的资质评价成本（Loren et al., 2003），使得二者之间金融摩擦成本较低；另一方面，国有企业自有资产较多、抵押物充足，具有获得贷款的巨大便利。其二，政府隐性担保会对企业信贷获取能力产生直接影响。长期以来，我国国有企业承担

着较大的稳定经济增长政治任务和部分非市场功能 (Shleifer and Vishny, 1994)。我国国有企业这种功能定位的客观存在, 使得其在陷入财务困境时更易获得额外的政府扶持 (肖泽忠和邹宏, 2008), 突出地表现为国有企业较民营企业具有更低的融资成本 (Zhang et al., 2015)。其三, 通过影响经济资源的流向, 政府财政支出对处于产业链条不同位置企业的杠杆率具有差异性影响。例如, 扩张性财政投资支出会使得产业链上游国有企业杠杆率上升, 而使得产业链下游民营企业杠杆率下降 (吕炜等, 2016)。其四, 货币政策作为宏观经济的核心政策之一, 同样会对国有企业与民营企业的信贷和杠杆率变化产生重要影响。在紧缩货币政策周期下, 信贷资金会更多地向国有企业倾斜 (叶康涛和祝继高, 2009; 战明华, 2015), 因而银行紧缩信贷对国有企业冲击较小, 而对民营企业则冲击更大 (陆正飞, 2009; 饶品贵和姜国华, 2013)。

既有文献为研究我国国有企业杠杆问题提供了思路和方法借鉴, 而其中存在的不足又为我们提供了鲜明的问题导向。通过研究, 我们认为, 第一, 大多数文献关注了“金融摩擦”机制对企业负债和杠杆率的影响, 但对企业在面临不利外部环境时可能存在的“资产负债表衰退”机制却刻画和分析较少; 第二, 大部分研究重点关注了企业的资质信息、政府隐性担保和财政支出政策对企业杠杆率的影响, 同时尽管也有一些文献考察了货币政策对我国不同类型企业杠杆率的非对称性影响, 但现有研究对货币政策影响企业杠杆率的机制阐述仍不够清晰和全面; 第三, 通过构建理论模型, 从纵向产业结构视角考察货币政策对国有企业与民营企业杠杆率的差异性影响, 该方面的研究尚属空白。

鉴于此, 本文构建了一个包含“金融摩擦”和“资产负债表衰退”机制的 DSGE 模型, 同时引入纵向产业结构因素, 分析了紧缩性货币政策对国有与民营企业杠杆率的影响, 并从社会福利视角对货币政策是否需要考虑非金融企业杠杆率进行分析。为尽可能贴近我国宏观经济现实, 模型引入了消费习惯、价格粘性和投资调整成本等特征变量。

总体而言, 本文的边际贡献有三: 第一, 除了金融摩擦之外, 将资产负债表衰退理论引入 DSGE 模型, 分析了在外部环境发生不利变化时, 非金融企业决策目标变化所引起的宏观经济效应, 有利于更为全面地理解紧缩性货币政策对国有与民营企业杠杆率的影响机制; 第二, 分析了纵向产业联结度如何影响紧缩性货币政策与非金融企业杠杆率之间的关系, 进一步丰富和拓展了现有货币政策的研究领域; 第三, 从社会福利角度探讨了货币政策是否需要对非金融企业杠杆率进行反应, 试图为中央银行制定货币政策提供参考依据。

### 三、研究模型的构建

#### (一) 居民

假设模型中存在一个代表性居民，其目标是选择消费、劳动供给和储蓄实现一生效用最大化。代表性居民目标函数与消费水平和劳动供给直接相关，具体形式为：

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_H^t (\ln(C_{H,t} - \eta C_{H,t-1}) - \nu \frac{L_t^{1+\chi}}{1+\chi})$$

其中， $\beta_H$  表示居民的主观贴现因子， $C_{H,t}$  表示居民的实际消费， $\eta$  为居民消费惯性系数，反映居民跨期的消费习惯。 $L_t$  表示居民在  $t$  期的劳动供给量， $\nu$  为常数，衡量同期内消费与劳动供给的替代关系。 $\chi$  表示 Frisch 劳动供给弹性的倒数，衡量同一效用水平下的劳动供给对实际工资反应程度。

在每一期，除了获得企业分红、零售商利润之外，通过提供劳动和储蓄，居民取得收入并将之用于消费和下一期的储蓄。居民的预算约束形式为：

$$C_{H,t} + B_{H,t} \leq \frac{R_{H,t-1} B_{H,t-1}}{\pi_t} + W_t L_t + \xi_P \Pi_{P,t} + \xi_S \Pi_{S,t} + (1 - \frac{1}{X_t}) Y_t \quad (1)$$

其中， $B_{H,t}$  为居民在  $t$  期的储蓄， $R_{H,t}$  为无风险名义利率。 $W_t$  为实际工资，由劳动力市场出清决定。 $\xi_P \Pi_{P,t}$  为民营企业给居民的分红， $\xi_S \Pi_{S,t}$  为国有企业给居民的分红， $(1 - \frac{1}{X_t}) Y_t$  为零售商支付给居民的利润。

#### (二) 企业

根据企业在产业链中的位置，将企业分为上游企业和下游企业。其中，上游企业生产中间投入品，下游企业生产最终产品。客观上，经过 1998 年国企改革，国有企业逐步集中于产业链的上游，而多数民营企业则处于下游产业之中 (Song et al., 2011; Chang et al., 2015)。因此，我们将国有企业近似看作上游企业，民营企业近似看作下游企业。

##### 1. 民营企业

模型中的民营企业经营目标并非始终是利润最大化，这与通常的新凯恩斯模型不同。对此，存在三方面的解释。其一，2008 年以来我国非金融企业债务大幅攀升，目前已处于历史高位，企业在累积较高债务的情形下，更易受到不利的经济因素冲击的影响，未来由于资不抵债而破产的概率增大等。其二，债务过高会提高企业的杠杆率，在“金融加速器”的作用下，会增加企业的信贷融资成本。其三，债务过高会影响民众对企业未来持续经营与发展的信心，从而会大幅增加上市公司在资本市场上的融资成本。正是鉴于上述三方面

原因，可以认为在债务较高的情况下，民营企业的生产经营目标在一定程度上会有兼顾债务最小化的考虑。借鉴 Koo（2011）资产负债表衰退理论，我们假定民营企业的决策目标是利润最大化与债务最小化的复合函数，其目标函数形式为：

$$\max (1-\varpi(1-\text{Pr}_t))\Pi_{p,t} - \varpi(1-\text{Pr}_t)E_t B_{p,t+1}$$

其中， $\Pi_{p,t}$  表示  $t$  期民营企业利润， $B_{p,t+1}$  表示  $t+1$  期民营企业的累积债务， $\text{Pr}_t$  是一个 logistic 分布函数，用以衡量民营企业以利润最大化为目标的倾向性。 $\varpi$  是一个目标权重参数，在 0 和 1 之间取值<sup>1</sup>。 $\varpi=0$  表示民营企业始终以利润最大化为目标， $\varpi=1$  表示民营企业的决策目标服从 logistic 分布。在  $t$  期，民营企业资产由负债与资产净值构成，其资产负债表恒等式约束为：

$$Q_{p,t}^K K_{p,t} = B_{p,t} + N_{p,t} \quad (2)$$

其中， $Q_{p,t}^K$  表示民营企业资本品价格， $K_{p,t}$ 、 $B_{p,t}$  和  $N_{p,t}$  分别表示民营企业资本、负债和资产净值。按照资产负债表恒等式，我们将民营企业杠杆定义为  $Lev_{p,t} = \frac{B_{p,t}}{Q_{p,t}^K K_{p,t}}$ 。民营企业利润函数表达式为：

$$\Pi_{p,t} = (1-\tau_p) \frac{Y_{p,t}}{X_t} - W_t L_{p,t} - P_t^S Y_{m,t} - \delta(u_{p,t}) Q_{p,t}^K K_{p,t} \quad (3)$$

其中， $Y_{p,t}$  表示民营企业产出， $X_t$  表示民营企业产品价格与零售商产品价格之比的倒数， $Y_{m,t}$  表示民营企业的中间品需求量， $P_t^S$  表示上游国有企业产品的价格， $\tau_p$  为政府向民营企业征收的税率， $u_{p,t}$  表示民营企业的资本使用率， $\delta(u_{p,t})$  表示资本折旧率，其与资本使用率有关。参照 Burnside et al.（1996），我们将  $\delta(u_{p,t})$  设定为如下形式：

$$\delta(u_{p,t}) = \theta_{d,0} u_{d,t}^{\theta_{d,1}}$$

其中， $\theta_{d,0}$  介于 0 和 1 之间， $\theta_{d,1}$  大于 1。 $\theta_{d,0}$  衡量民营企业资本利用率为 1 时的资本折旧水平。在每一期，民营企业将比例为  $\xi_p$  的利润以股利形式分配给居民，投资资金一部分来自自身利润，其余部分来自金融中介的贷款，其债务累积方程为：

<sup>1</sup> 通过机制上的分析，我们发现，央行实施紧缩性货币政策时，“资产负债表衰退”与“金融摩擦”机制对民营企业资本需求具有同向作用，即同时引入这两种机制所起到的作用是相互强化。参数  $\varpi$  的变化不会影响到本文的基本结论。为此，我们在后文中主要探讨了  $\varpi=1$  的情形。

$$B_{p,t+1} = R_{p,t} B_{p,t} + Q_{p,t}^K (K_{p,t+1} - K_{p,t}) - (1 - \xi_p) \Pi_{p,t} \quad (4)$$

假定民营企业向银行中介贷款时，面临一定的融资约束，其贷款价值比系数为  $m_p$ 。于是，该约束方程为：

$$B_{p,t} \leq m_p E_t \frac{Q_{p,t+1}^K K_{p,t} \pi_{t+1}}{R_{p,t}} \quad (5)$$

在每一期，民营企业投入劳动、资本和中间品生产产品，其生产函数形式为：

$$Y_{p,t} = A_{p,t} K_{G,t}^{\alpha_G} (u_{p,t} K_{p,t})^{\alpha_p} L_{p,t}^{1-\alpha_p} Y_{m,t}^{\alpha} \quad (6)$$

其中， $A_{p,t}$  表示民营企业的全要素生产率， $u_{p,t} K_{p,t}$  表示民营企业在  $t$  期生产过程中使用的有效资本水平。 $K_{G,t}$  表示公共资本存量，这一设定主要是考虑到我国财政扩张的资金投向主要集中于基础设施建设领域，具有明显的生产性。参数  $\alpha_G$  衡量了财政投资的生产性程度。公共资本  $K_{G,t}$  的积累方程为  $K_{G,t} = (1 - \delta_G) K_{G,t-1} + G_t$ 。

按照 Koo (2011) 的理论，资产价格暴跌造成企业出现资不抵债时，为了使自身继续留在市场上，企业会将留存收益优先用于偿还债务，而不是进行再投资。在这一理论基础上，考虑到模型求解可行性，我们对该理论细节做了部分改动，即认为企业启动债务最小化目标是一个渐进过程。借鉴 Fujiy (2015) 的建模思路以及概率统计思想，我们假定民营企业实施利润最大化目标概率与自身资产净值有关，其形式表示为：

$$\Pr_t = \frac{e^{\psi n_{p,t-1}}}{1 + e^{\psi n_{p,t-1}}} \quad (7)$$

其中， $n_{p,t-1}$  表示民营企业在  $t-1$  期资产净值偏离均衡的相对水平， $\psi$  为民营企业决策目标转换速度，资产净值稳态值的对数为目标转换发生的位置。

## 2. 国有企业

我国国有企业生产的产品用于满足民营企业的生产资料需求与政府投资支出需求。一方面，银行机构对国有企业资质评价成本较低和国有企业自有资产较多、抵押物充足等因素使得国有企业具有获得贷款的巨大便利。另一方面，我国国有企业承担着稳定经济增长政治任务和部分非市场功能，使其在陷入财务困境时更容易获得政府扶持。鉴于以上两方面原因，可以认为国有企业经营目标更接近于利润最大化，而较少关注债务对其自身经营的影响。国有企业经营目标具体形式为：

$$\Pi_{s,t} = (1 - \tau_s) P_t^S Y_{s,t} - W_t L_{s,t} - \delta(u_{s,t}) Q_{s,t}^K K_{s,t} \quad (8)$$

其中， $\Pi_{S,t}$  表示国有企业利润， $P_t^S$  表示国有企业产品价格，其余变量与民营企业对应，这里不再赘述。国有企业在  $t$  期通过雇佣劳动和积累资本从事生产活动，其生产函数形式为：

$$Y_{S,t} = A_{S,t} K_{G,t}^{\alpha_G} (u_{S,t} K_{S,t})^{\alpha_S} L_{P,t}^{1-\alpha_S} \quad (9)$$

其中， $K_{S,t}$  为国有企业在  $t$  期的资本存量， $u_{S,t}$  为对应的资本利用率，即  $u_{S,t} K_{S,t}$  为国有企业使用的有效资本水平。 $\alpha_S$  表示国有企业生产的资本弹性。国有企业资本积累方程为：

$$K_{S,t} = (1 - \delta(u_{S,t})) K_{S,t-1} + I_{S,t} \quad (10)$$

在每一期，国有企业的借债规模受到融资约束的限制，其能够借债的上限由其担保品的价值决定。考虑到我国扩张性财政政策的最初着力点在于为国有企业改革发展营造良好的财政环境（Wen and Wu, 2014），因而国有企业能够以政府项目做担保向银行申请更多的信贷资金。借鉴郭长林（2016）的设定，国有企业融资约束的形式为：

$$B_{S,t} \leq m_{S,t} e^{g_t} E_t \frac{Q_{S,t+1}^K K_{S,t} \pi_{t+1}}{R_{S,t}} \quad (11)$$

其中， $m_{S,t} e^{g_t}$  表示国有企业在  $t$  期的贷款价值比， $g_t$  表示在  $t$  期财政投资支出的增长率，体现政府对国有企业信贷隐性担保的经济特征。与民营企业类似，国有企业资产的资产负债表恒等式约束为：

$$Q_{S,t}^K K_{S,t} = B_{S,t} + N_{S,t} \quad (12)$$

其中， $Q_{S,t}^K$  表示国有企业资本品价格， $K_{S,t}$ 、 $B_{S,t}$  和  $N_{S,t}$  分别表示国有企业资本、负债和资产净值。按照资产负债表恒等式，本文将国有企业杠杆定义为  $Lev_{S,t} = \frac{B_{S,t}}{Q_{S,t}^K K_{S,t}}$ 。在  $t$  期，国有企业将比例为  $\xi_S$  的利润支付给居民，剩下部分用于投资，其投资不足部分来自银行的贷款。国有企业债务积累方程为：

$$B_{S,t+1} = R_{S,t} B_{S,t} + Q_{S,t+1}^K (K_{S,t+1} - K_{S,t}) - (1 - \xi_S) \Pi_{S,t} \quad (13)$$

### （三）资本品生产商

为了将资本品价格内生以及引入投资调整成本，我们加入了资本品生产商。由于国有与民营企业资本性质不同，两类资本品生产由两类资本品生产商分别决定。鉴于两类资本品生产模式相似，此处以国有企业资本品生产为例，民营企业资本品生产类推。在  $t$  期，

竞争性国有资本品生产商从国有企业处购买未折旧资本，将生产出来的资本品出售给国有企业。假定重置折旧资本成本等于 1，新资本品价格为  $Q_{S,t}^K$ 。国有资本品生产商最优化目标函数为：

$$\max_{I_{S,t}} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta_H^i \frac{\lambda_{H,t+i}}{\lambda_{H,t}} (Q_{S,t+i}^K I_{S,t+i} - (1 + f(\frac{I_{S,t+i}}{I_{S,t+i-1}})) I_{S,t+i})$$

其中， $\lambda_{H,t}$  表示居民消费的边际效用， $\beta_H^i \frac{\lambda_{H,t+i}}{\lambda_{H,t}}$  为随机折现因子， $f(\frac{I_{S,t}}{I_{S,t-1}})$  是一单位资本品生产的调整成本，满足  $f(1)=f'(1)=0$ ， $f''(1)>0$ ，此处不妨将其假定为  $f(\frac{I_{S,t}}{I_{S,t-1}}) = \frac{\phi_S}{2} (\frac{I_{S,t}}{I_{S,t-1}} - 1)^2$ 。

#### (四) 零售商

与 Bernanke et al. (1999) 模型设定形式相同，我们假定零售商属于居民所有，其从民营企业手中购买产品，通过 Dixit-Stiglitz 函数形式将其进行加工组装，将最终品销售给居民等经济中的其他部门，并将所得利润一次性支付给居民。依据 Calvo (1983) 的定价法则，假定零售商有  $1-\theta$  的概率改变商品价格，其最优定价目标函数为：

$$\max_{P_t^*(j)} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \theta^i \beta_H^i \frac{\lambda_{H,t+i}}{\lambda_{H,t}} \left( \frac{P_t^*(j)}{P_{t+i}} - \frac{1}{X_{t+i}} \right) Y_{t+i}^*(j)$$

其中， $P_t^*(j)$  表示零售商商品最优定价， $Y_{t+i}^*(j) = (\frac{P_t^*(j)}{P_{t+i}})^{-\varepsilon} Y_{t+i}$ ，参数  $\varepsilon$  表示中间产品替代弹性。

#### (五) 银行家

借鉴 Iacoviello (2014) 对银行家结构的设定，我们对不同借贷主体利率进行了区分，并假定银行吸收存款与发放贷款均存在一定的调整成本，其目标函数为：

$$\max E_0 \sum_{i=0}^{\infty} \beta_B^i (\ln(C_{B,t} - \eta C_{B,t-1}))$$

其中， $\beta_B$  表示银行家的贴现因子。银行家面临的资本约束为：

$$B_{H,t} \leq \rho(B_{H,t-1} - B_{P,t-1} - B_{S,t-1} - B_{G,t-1}) + (1-\rho)(\gamma_P B_{P,t} + \gamma_S B_{S,t} + \gamma_G B_{G,t}) \quad (14)$$

其中， $B_{G,t}$  表示政府发行的国库券， $\rho$  为银行家资本约束的平滑系数， $\gamma_P$ 、 $\gamma_S$  和  $\gamma_G$  分别为银行家对民营企业、国有企业和政府的贷款意愿，取值均在  $[0, 1]$  区间。同时，银行家也面临着预算约束：

$$C_{B,t} + \frac{R_{H,t-1} B_{H,t-1}}{\pi_t} + B_{P,t} + B_{S,t} + B_{G,t} + adj_{BH,t} + adj_{BP,t} + adj_{BS,t} + adj_{BG,t} \leq B_{H,t} + \frac{R_{P,t-1} B_{P,t-1}}{\pi_t} + \frac{R_{S,t-1} B_{S,t-1}}{\pi_t} + \frac{R_{G,t-1} B_{G,t-1}}{\pi_t} \quad (15)$$

其中,  $adj_{BH,t}$ 、 $adj_{BP,t}$ 、 $adj_{BS,t}$  和  $adj_{BG,t}$  分别为银行家向居民吸收存款的运营调整成本以及向民营企业、国有企业和政府发放贷款的运营调整成本。

#### (六) 政府和中央银行

政府通过向企业征税和发债来为自身财政支出融资, 其预算约束表达式为:

$$P_t^s G_t + \frac{R_{G,t-1} B_{G,t-1}}{\pi_t} \leq B_{G,t} + \tau_p \frac{Y_t}{X_t} + \tau_s P_t^s Y_t \quad (16)$$

我们借鉴郭长林 (2016) 的处理方法, 假定政府仅有投资支出一种类型, 同时财政投资支出来自国有企业生产的中间产品。鉴于我国政府财政支出具有“稳增长”目标, 其决定是一个内生过程。参考陈小亮和马啸 (2016)、黄志刚和许伟 (2017) 等研究, 我们假定政府支出形式为:

$$\frac{GOV_t}{GOV} = \left( \frac{B_{G,t}}{B_G} \right)^{-\rho_{BG}} \left( \frac{Y_t}{Y} \right)^{-\rho_Y} e^{\varepsilon_t^{GOV}} \quad (17)$$

其中,  $GOV_t = \frac{G_t}{EY_{t+1}}$  表示财政支出占政府下一期产出目标的比重,  $GOV$  是  $GOV_t$  的稳态值,  $\rho_{BG}$  和  $\rho_Y$  分别表示政府支出对政府债务与产出缺口的反应系数,  $\varepsilon_t^{GOV}$  是政府支出外生冲击变量。中央银行货币政策设定为常规的 Taylor 规则形式:

$$\frac{R_{H,t}}{R_H} = \left( \frac{R_{H,t-1}}{R_H} \right)^{r_R} \left( \left( \frac{\pi_t}{\pi} \right)^{r_\pi} \left( \frac{Y_t}{Y} \right)^{r_Y} \right)^{1-r_R} e^{\varepsilon_t^R} \quad (18)$$

其中,  $r_R$  为利率规则的平滑参数,  $r_\pi$ 、 $r_Y$  分别表示通货膨胀与产出缺口在利率规则中的权重,  $\varepsilon_t^R$  是利率规则的外生冲击变量。

#### (七) 一般均衡条件

一般均衡定律要求最终品市场、中间品市场、劳动力市场和资本市场同时出清。由于资本市场出清条件在银行部门已有体现, 一般均衡只需要其他三个市场出清即可。

### 四、参数校准与贝叶斯估计

本文使用的数据来自于中经网宏观数据库和 Wind 数据库。由于国家统计局在 2003 年之后才陆续公布了国有企业与民营企业投资数据, 故而我们将样本区间取为 2003Q1~2016Q4, 各变量均为季度数据。本文选择的变量分别为 GDP、CPI、政府投资支出、国有企业固定资产投资完成额、民营企业固定资产投资完成额、净出口总额和银行间同业拆借利率。对上述变量依次进行如下处理: 首先使用 CPI 将上述数据由名义变量转化

为实际变量，其次使用 X13 方法去除季节因素对数据影响，再次对上述变量取自然对数，最后采用单边 HP 滤波剔除趋势获得数据波动成分。我们将模型中参数分为两类，一类是与稳态相关的参数，利用已有研究或可观测变量矩条件校准。另一类是与转移动态相关的参数，采用贝叶斯方法估计。

第一，家庭部门的参数校准。对应年化利率为 2%，将居民主观贴现因子  $\beta_H$  取为 0.9925。关于消费习惯参数  $\eta$ ，参照王君斌等（2011）的取值 0.583。对于劳动供给对工资的弹性倒数  $\chi$ ，我们借鉴王云清等（2013）的做法，将其设定为 2。为了使得居民劳动供给量等于 1/3，将参数  $\nu$  取为 3.88。

第二，企业部门的参数校准。 $\alpha_S$  和  $\alpha_P$  衡量国有和民营企业的资本密集程度，借鉴林仁和杨熠（2014）的估算结果，设定  $\alpha_S = 0.6$  和  $\alpha_P = 0.45$ 。 $\alpha_G$  和  $\delta_G$  分别为政府支出的产出弹性和公共资本的折旧率，按照郭长林（2016）和金戈（2012）的测算，政府支出产出弹性和公共资本折旧率分别取为 0.11 和 0.092。 $\delta_{S,0}$  和  $\delta_{P,0}$  分别为国有和民营企业稳态资本折旧率。参照文献中常用取值，将两个折旧率参数均设定为 0.025。由于国企与民企资本使用率稳态值均等于 1，利用资本使用率需求的一阶条件，可以倒推出参数  $\delta_{S,1}$  和  $\delta_{P,1}$ 。 $m_S$  和  $m_P$  分别为国企与民企抵押贷款时面临的贷款价值比约束的稳态值，参照陈小亮和马啸（2016），将  $m_S$  和  $m_P$  分别取为 0.65 和 0.4。 $\tau_S$  和  $\tau_P$  表示国企与民企税率。利用 2008~2016 年上市公司非金融企业数据，将参数  $\tau_S$  和  $\tau_P$  分别校准为 0.28 和 0.23。 $A_S$  和  $A_P$  分别表示国企与民企的全要素生产率。利用国家统计局公布的 2008~2016 年工业企业数据，将民企产出标准化为 1，校准出国企产出，再倒推出国企与民企全要素生产率。 $\xi_S$  和  $\xi_P$  分别表示国企与民企将自身经营利润分配给居民的比例。利用上市公司分红数据，将这两个参数均校准为 0.28。 $\varepsilon$  为零售商部门参数，表示零售商对民营企业产品的需求弹性，参照 Iacoviello（2005）的研究结果，将  $\varepsilon$  取为 21。

第三，银行部门的参数校准。 $\beta_B$  表示银行家的主观贴现率。参考 Iacoviello（2014），将  $\beta_B$  设定为 0.945。 $\rho$  代表银行家资本约束的平滑系数，而  $\gamma_P$ 、 $\gamma_S$  和  $\gamma_G$  衡量了银行家向民营企业、国有企业和政府贷款的意愿，我们参考 Iacoviello（2014）的结果，将  $\rho$  取为 0.25，按照稳态时民营企业、国有企业和政府贷款利率的差异，将  $\gamma_P$ 、 $\gamma_S$  和  $\gamma_G$  分别取值为 0.713、

0.854 和 0.958。 $\phi_{BH}$ 、 $\phi_{BS}$ 、 $\phi_{BP}$  和  $\phi_{BG}$  分别为银行家向居民吸收存款的运营调整成本系数以及向民营企业、国有企业和政府贷款运营调整成本系数，参照 Iacoviello（2014）的结果，我们将这些系数均取为 0.25。

第四，对于影响动态的参数，需给定先验分布才能进行贝叶斯估计。 $\theta$  表示零售商每期不调整价格的概率， $\alpha$  刻画了国有企业与民营企业之间纵向产业联结程度，将参数  $\theta$  和  $\alpha$  先验分布均设定为 Beta 分布，均值分别为 0.75 和 0.15，标准差均为 0.2。 $\phi_{IS}$  和  $\phi_{IP}$  分别为国有和民营资本品生产调整成本参数，我们参照 Christiano et al.（2005），将参数  $\phi_{IS}$  和  $\phi_{IP}$  先验分布均设定为 Gamma 分布，均值为 2.5，标准差为 0.1。由于缺乏政府债务的季度数据，同时过去一段时间政府债务对其“稳增长”决策的影响并不突出，故而我们将  $\rho_{B_g}$  固定为 0。借鉴黄志刚（2017）， $\rho_Y$  均值取为 0.5。参考 Iacoviello（2014）的设定，将持续性参数先验分布设定为 Beta 分布，均值取为 0.8，标准差定为 0.1。对于波动性参数，我们将波动性参数先验分布设为逆 Gamma 分布，均值和标准差均分别取为 0.01 和 0.2<sup>1</sup>。

对模型进行适用性分析。总体看，模型经济与现实经济的二阶距条件较为接近，模型的适用性较好。从一阶矩看，模型经济稳态时的公共财政支出占 GDP 的比重、国有企业资产与民营企业资产比重分别为 20.8% 和 1.96，与现实经济中的 21.2% 和 2.03 相近；模型经济稳态时的国有企业与民营企业年度贷款利率分别为 6.1% 和 9.1%，与现实经济中国有企业利率高于民营企业利率特征一致。

## 五、紧缩性货币政策的数值模拟和福利分析

### （一）基准情景紧缩性货币政策的数值结果

当前，我国非金融企业杠杆率上升速度较快，尤其是国有企业杠杆率仍处高位，易引发债务违约风险，并成为我国金融风险的主要来源之一。在此背景，本文模拟了一个百分点的紧缩性货币政策冲击对产出、投资、非金融企业杠杆率等变量的影响，结果如图 1、图 2。

#### 1. 企业杠杆率动态

实施紧缩性货币政策会使国有企业杠杆率下降，同时引起民营企业杠杆率上升和非金

<sup>1</sup>限于篇幅，本文将参数的贝叶斯估计结果省略，读者可向作者索要。

融企业整体杠杆率下降。以  $\alpha = 0.3$  为例，图 1 表明，政策利率上升 1% 将使国有企业杠杆率下降 2.16%、民营企业杠杆率上升 1.36% 和非金融企业杠杆率下降 0.42%。上述变化背后的逻辑是，紧缩性货币政策对不同所有制非金融企业融资溢价造成不同影响。具体来说，政策利率上升提高了银行机构的融资成本。为维持一定的经营收益，银行倾向于提高贷款利率。民营企业抵押物较低，此时银行对民营企业的贷款风险上升，推高了民营企业贷款融资溢价。融资溢价上升又使得民营企业投资成本增加，从而抑制了其投资积极性，进而降低了民营企业投资需求。从民营企业资产负债表看，一方面，投资需求下降会降低民营企业资本水平和资本品价格，这将使其资产价值下降；另一方面，融资溢价的上升会增大民营企业偿债压力，使得其债务上升。两方面因素叠加作用，使民营企业资产负债表健康状况下降、杠杆率上升。此时，由于资产负债表衰退效应的存在，迫使民营企业提高“债务最小化”在其经营目标中的权重，并使得经营利润用于偿还债务的优先级上升，旨在改善自身的资产负债表状况。

实践表明，中央银行提高政策利率会带来两种影响，即居民储蓄会有所增加，银行资金成本会上升。在信贷资源相对有限情况下，基于传统的贷款行为和国有企业得天独厚优势，银行机构就会减少对民营企业信贷投放，而会增加对国有企业放贷规模。同时，由于我国国有企业本身所具有的政府隐性担保、抵押物充足以及信息披露充分等特性，银行机构也更倾向于降低国有企业的融资溢价。相应地，融资成本的下降会刺激国有企业提高投资力度、增加对资本品的需求，从而又会推动国有资本品价格的上升。一系列联动变化体现到资产负债表上，就会产生两方面的结果。一方面投资与资本品价格的上升提高了国有企业的资产价值，另一方面融资成本下降减轻了国有企业的偿债压力，上述两个因素叠加作用的结果就是国有企业的资产净值增加、杠杆率下降。因此，尽管政策利率上升推高了民营企业杠杆率，但却会降低国有企业杠杆率。考虑到我国国有企业本身具有的重资产型特点，其资产负债相比民营企业而言在经济中的占比更大，因而综合来看非金融企业整体杠杆率仍出现小幅下降。

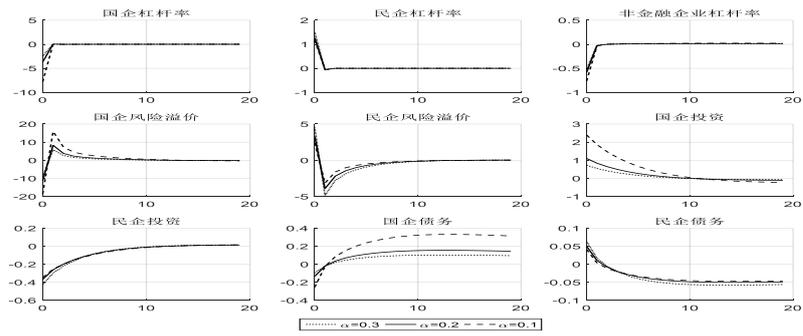


图 1 不同情形纵向产业联结度下紧缩性货币政策对不同类型企业杠杆率的影响

## 2. 产出和中间品需求动态

伴随着中央银行政策利率上升，居于上游的国有企业产出、处于下游的民营企业产出以及民营企业对中间品的需求均会下降。以  $\alpha = 0.3$  为例。如图 2，中央银行政策利率提高 1%，上游国有企业产出下降 0.79%，下游民营企业产出下降 0.01%，中间品需求降低 0.87%。按照上文分析结论，紧缩性货币政策会降低国有企业融资溢价，而融资溢价降低会刺激国有企业投资，最终改善了国有企业资产负债表健康状况。进而，国有企业扩大投资会增加折旧成本，但由于最初整个社会对其产品需求并未发生显著变化，为平衡投资的边际收益与边际成本，此时国有企业就往往倾向于降低资本利用率。如果资本利用率下降幅度超过资本水平上升幅度，就会导致国有企业有效资本水平下降，并进而引起自身产出下降。从供给需求关系来看，在需求未出现调整之时，供给量下降推高了国有企业产品价格。对民营企业而言，由于其自身中间品来自于上游国有企业，因此中间品价格上升增加了其生产成本，进而促使其减少对上游国有企业中间品需求。尽管终端社会总需求由于国有企业投资的上升得到一定的扩大，但由于民营企业投资水平下降，此时民营企业就会倾向于通过提高资本利用率来增加有效资本水平。最终，在供给与需求因素共同作用下，民营企业产出仍出现轻微下降。

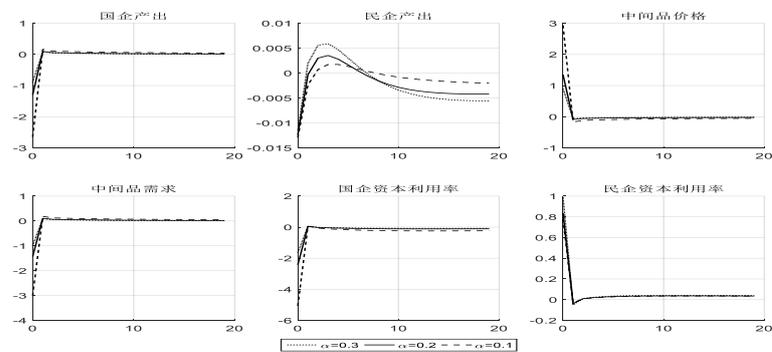


图 2 不同情形纵向产业联结度下紧缩性货币政策对不同类型企业产出的影响

## （二）不同纵向产业联结度情景的数值结果

我国企业所具有的纵向产业结构特征，决定了国有企业居于产业链的上游，其生产产品的一部分成为下游民营企业的中间投入。民营企业生产函数的中间品产出弹性  $\alpha$  作为纵向产业联结度的测度，其取值越大，表明国有企业与民营企业之间的生产联系越紧密。纵向产业联结度会影响两类企业的投资和融资决策，并进一步影响两类企业的杠杆率水平。因此，纵向产业联结度可能会对紧缩性货币政策的宏观经济调控效果产生重要影响。为了对纵向产业联结度在货币政策传导中的重要性进行评估，我们分别将纵向产业联结度  $\alpha$  设置为 0.1、0.2 和 0.3，其中  $\alpha=0.3$  为基准情形，具体结果如图 1 和图 2。

分析认为，中央银行实施紧缩性货币政策后，纵向产业联结度下降会增大国有企业与非金融企业整体杠杆率的下降幅度，并会降低民营企业杠杆率的上升幅度。图 1 表明，同样是政策利率提高 1%，若纵向产业联结度从 0.3 降至 0.2，则国有企业和非金融企业整体杠杆率下降幅度分别为基准情形的 160.0% 和 127.5%，民营企业杠杆率上升幅度为基准情形的 88.8%。上述结果是两方面因素共同作用结果。其一，降低纵向产业联结度会使得下游民营企业对上游国有企业产品需求的重要性下降，从而相对提高了政府投资支出对上游国有企业产品需求的重要性。在政策利率上升的冲击下，政府对国有企业抵押贷款的担保力度增强，此时银行机构会提高对国有企业贷款的倾向性，并提高对国有企业贷款利率的优惠幅度，最终表现为国有企业融资溢价下降幅度扩大。其二，纵向产业联结度下降降低了民营企业的市场经营风险，即上游国有企业产品价格波动加大导致的损失风险下降。面对整个经济更加弱化的生产联系，银行机构贷款的系统性风险就会下降，这会促使其降低对民营企业融资溢价。

一般而言，融资利率优惠力度扩大对国有企业资产和负债均会产生影响。一方面，贷款利率优惠幅度扩大使得国有企业扩大投资的积极性相比基准情形增强，相应会提高国有企业资本品价格的上升幅度，进而使得国有企业资产价值相比基准情形上升。另一方面，融资优惠利率扩大使得国有企业偿债压力较基准情形减弱，集中表现为国有企业债务下降幅度增大。国有企业资产负债结构的这些变化使得其杠杆率下降幅度相比基准情形扩大。相比基准情形，融资溢价上升幅度的降低使得民营企业投资积极性增大，导致民营企业资本品价格下降幅度缩小，并引起民营企业资产价值下降幅度减小。同时，融资溢价上升幅度的降低也减少了民营企业的偿债成本，导致其债务压力有所缓解。民营企业资产负债结构的这些变化使得其杠杆率相比基准情形上升幅度减小。

紧缩性货币政策影响企业产出的逻辑在于，中央银行政策利率提高之后，纵向产业联结度下降大幅扩大了国有企业产出和中间品需求的下降幅度，但对民营企业产出变化幅度影响较小。图 2 显示，纵向产业联结度降至 0.2 时，当政策利率提高 1%，国有企业产出和中间品需求下降幅度分别为基准情形的 155.0%和 154.7%，而民营企业产出下降幅度则为基准情形的 113.2%。上述现象背后的机理在于，紧缩性货币政策实施之后，最初整个社会对国有企业产品需求未发生显著改变，此时由于国有企业贷款利率优惠幅度上升，国有企业投资扩张力度增大，投资的边际收益与边际成本变化促使国有企业降低资本利用率，从而导致国有企业资本利用率相比基准情形大幅降低。由于有效资本水平较基准情形减少，因而国有企业产出下降幅度增大，客观上形成了国有企业供给的相对减少。沿着这一影响链条，国有企业供给相对减少又使得中间品价格上升幅度相比基准情形大幅提高，进而抑制下游民营企业对中间品需求，体现为民营企业中间品需求下降幅度相比基准情形大幅扩大。

### （三）福利分析

本次危机导致的严重危害反复表明，高杠杆是系统性风险的重要来源，债务过度积累是引发金融危机乃至经济危机的重要原因（Reinhart 和 Rogoff, 2011）。为有效降低和防范系统性金融风险，防止非金融企业杠杆率过快上升的同时，从存量上积极推动企业去杠杆就显得尤为紧迫。目前，加快我国国有企业去杠杆已成为决策层和学术界的共识，但各方对于去杠杆的政策取向仍存争议。比如，去杠杆是应发挥货币政策的主导作用，还是应侧重于让财政政策和宏观审慎政策唱主角？中央银行制定和实施货币政策是否应将非金融企业杠杆率因素纳入分析框架和目标范畴？如纳入，会对社会福利产生何种影响？我们认为，问题的实质，是要明确货币政策在去杠杆中的政策定位和角色作用。

借鉴 Iacoviello（2005）的研究思路，本文假定中央银行实施货币政策时会考虑非金融企业杠杆率的波动。我们将基准泰勒规则修正为扩展型的货币政策规则，其形式表示为：

$$\frac{R_{H,t}}{R_H} = \left( \frac{R_{H,t-1}}{R_H} \right)^{r_R} \left( \left( \frac{\pi_t}{\pi} \right)^{r_\pi} \left( \frac{Y_t}{Y} \right)^{r_Y} \left( \frac{lev_t}{LEV} \right)^{r_{LEV}} \right)^{1-r_R} e^{\varepsilon_t^R} \quad (19)$$

其中， $lev_t$  表示非金融企业杠杆率， $LEV$  表示非金融企业杠杆率的稳态值， $r_{LEV}$  表示货币政策对非金融企业杠杆率的反应系数。在考察扩展型的货币政策规则相对基准泰勒规则的福利改进效果时，由于以往文献对  $r_{LEV}$  的讨论较少，我们赋予该参数多组数值以对福利改进效果进行稳健性检验。

借鉴 Yu（2013）的研究思路，本文的社会福利函数采用条件福利函数形式，社会福利

依赖于经济条件。整个社会的总福利由居民和银行家福利构成，中央计划者（Social Planner）对这两类个体福利赋予的权重相同，其具体形式为：

$$W_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta_H^i (\ln(C_{H,t+i} - \eta C_{H,t+i-1}) - v \frac{L_{t+i}^{1+\chi}}{1+\chi}) + E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta_B^i \ln(C_{B,t+i} - \eta C_{B,t+i-1}) \quad (20)$$

其中，公式（20）右边第一部分表示居民福利，第二部分表示银行家福利。表 1 显示，相比基准泰勒规则，考虑了非金融企业杠杆率因素的扩展型货币政策规则具有更高的社会福利，但福利增进效果并不明显。一方面，随着货币政策对非金融企业杠杆率反应系数的增大，扩展型货币政策规则的社会福利改进效果更好。以纵向产业联结度  $\alpha = 0.3$  为例，扩展型货币政策规则 1 的社会福利增进仅为扩展型货币政策规则 3 的 10.9%。另一方面，纵向产业联结度越高，扩展型货币政策规则相比基准泰勒规则具有更高的福利增进。以扩展型货币政策规则 1 为例，纵向产业联结度从 0.2 提高至 0.3 时，规则 1 相比基准泰勒规则的社会福利增进从 0.005% 上升到 0.007%。由此，可以得出结论，尽管货币政策规则对非金融企业杠杆率进行响应有助于提高社会福利，但其福利增进效果却很微弱。

表 1 不同情景下的货币政策福利相对变化

福利增进	纵向产业联结度	纵向产业联结度	基准值
	$\alpha=0.1$	$\alpha=0.2$	$\alpha=0.3$
扩展型货币政策规则 1	0.002%	0.005%	0.007%
扩展型货币政策规则 2	0.009%	0.027%	0.036%
扩展型货币政策规则 3	0.016%	0.049%	0.064%
扩展型货币政策规则 4	0.024%	0.071%	0.093%

注：扩展型货币政策规则表示货币政策对非金融企业杠杆率进行反应，其中扩展型货币政策规则 1 至规则 4 表示货币政策对非金融企业杠杆率的反应系数  $r_{LEV}$  分别为 0.1、0.5、0.9 和 1.3。福利增进表示扩展型货币政策规则福利与同一情景下的基准泰勒规则福利之间的相对变化。

## 六、结论性评价与启示

目前，强监管、防风险已成为我国当前和今后一个时期金融工作的主基调。既然我国经济中的企业纵向产业结构特征客观存在，而且企业高杠杆已成为我国当前面临的主要金融风险之一，同时货币政策去杠杆化的效果也并不明显且存在诸多不确定性，那么就要着眼于防范化解重大风险这个目标，积极稳妥推动企业去杠杆，并明确去杠杆的政策选择和路径方向。正是立足于防控金融风险、促进结构性改革和稳定经济增长全局，宏观政策取向上，我国明确了积极财政政策和稳健货币政策的政策组合；金融体制改革方向上，提出要进一步增强金融监管的协调性，健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架；去杠杆要求上，提出要把国有企业降杠杆作为重中之重，抓好处置“僵尸企业”工作。上述要求，在本文的分析中已有不同程度的注解和体现，同时也为我们的结论性评价提供了目标导向。

在研究的基础上，我们认为，第一，紧缩性货币政策有助于降低国有企业杠杆率，但会以提高民营企业杠杆率以及略微降低总产出为代价。第二，在中央银行提高政策利率情况下，纵向产业联结度下降提高了国有企业贷款利率优惠幅度，导致国有企业杠杆率降幅扩大，同时减小了民营企业杠杆率上升幅度。第三，相比基准泰勒规则，货币政策对非金融企业杠杆率的响应有助于提高社会福利，但福利增进效果并不明显。同时，随着纵向产业联结度下降，考虑非金融企业杠杆率因素的货币政策福利改进效果呈递减趋势。货币政策对于我国企业去杠杆作用有限。

我们研究认为，在推动我国供给侧结构性改革的“总过程”中，货币政策要管住货币“总闸门”，宏观审慎政策要把住防控风险的“总关口”。去杠杆的核心问题是处理好市场与政府的关系，最终目标是努力促进形成金融和实体经济、金融和房地产、金融体系内部的良性循环，具体要求又体现为要摆布好不同政策选项在企业去杠杆中的定位和取舍。这既是一个总体性认识，也是一个方法论。

按照推动高质量发展的要求，围绕我国企业去杠杆和更好防控金融风险目标，有三方面政策启示。启示一，货币政策作为国家宏观调控核心政策之一，仍应重视产出与通货膨胀的波动，而对非金融企业杠杆率波动无需过多关注。管住货币是防范系统性金融风险的关键所在。按照此思路，稳健的货币政策要保持中性，保持货币信贷和社会融资规模合理增长，防止宏观杠杆率继续快速上升。进一步健全我国货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架，货币政策应着眼于稳物价、稳增长，宏观审慎政策则着眼于进行逆周期调节、防控系统性金融风险。要抓紧协调建立中央和地方金融监管体制，强化地方政府属地风险处置责任。启示二，推动我国企业去杠杆是守住不发生系统性金融风险底线的重要内容和直接体现。推动企业去杠杆必须稳妥，又需要积极。要坚持推动经济去杠杆，但不宜通过货币政策去杠杆，而应深入研究宏观审慎政策控风险职能和财政政策结构性改革作用，形成结构性政策、社会政策等去杠杆合力。启示三，必须抓住有利时机，深化国有企业改革，发展混合所有制经济。当前实施的国有企业混合所有制经济改革，有助于打破国有企业与民营企业分别居于产业上游和下游的纵向产业结构界限，有助于弱化货币政策对国有企业与民营企业杠杆率非对称影响。因此，在坚持混合所有制改革方向的前提下，必须抓住有利时机和重要窗口期，积极稳妥探索多种混合所有制经济改革方式。把企业去杠杆同推动国有企业混合所有制改革结合起来，建立国有企业资产负债约束机制，强化市场纪律，加强内部治理，使之真正成为债务配置和杠杆调整的主体。

## 参考文献

- [1]陈小亮和马啸, 2016, 《“债务-通缩”风险与货币政策财政政策协调》, 《经济研究》第 8 期, 第 28~42 页。
- [2]陈诗一和王祥, 2016, 《融资成本、房地产价格波动与货币政策传导》, 《金融研究》第 3 期, 第 1~14 页。
- [3]郭长林, 2016, 《财政政策扩张、纵向产业结构与中国产能利用率》, 《管理世界》, 第 10 期, 第 13~33。
- [4]黄志刚和许伟, 2017, 《住房市场波动与宏观经济政策的有效性》, 《经济研究》第 5 期, 第 103~116。
- [5]金戈, 2012, 《中国基础设施资本存量估算》, 《经济研究》, 第 4 期, 第 4~14。
- [6]林仁文和杨熠, 2014, 《中国市场化改革与货币政策有效性演变——基于 DSGE 的模型分析》, 《管理世界》, 第 6 期, 第 39~52。
- [7]陆正飞、祝继高和樊铮, 2009, 《银根紧缩、信贷歧视与民营上市公司投资者利益损失》, 《金融研究》第 8 期, 第 124~136。
- [8]吕炜、高帅雄和周潮, 2016, 《投资建设性支出还是保障性支出——去杠杆背景下的财政政策实施研究》, 《中国工业经济》第 8 期, 第 5~22。
- [9]饶品贵和姜国华, 2013, 《货币政策对银行信贷与商业信用互动关系影响研究》, 《经济研究》第 1 期, 第 68~82。
- [10]王君斌和王文甫, 2010, 《非完全竞争市场、技术冲击和中国劳动就业——动态新凯恩斯主义视角》, 《管理世界》第 1 期, 第 23~35。
- [11]王云清、朱启贵和谈正达, 2013, 《中国房地产市场波动研究——基于贝叶斯估计的两部门 DSGE 模型》, 《金融研究》第 3 期, 第 101~113。
- [12]肖泽忠和邹宏, 2008, 《中国上市公司资本结构的影响因素和股权融资偏好》, 《经济研究》第 6 期, 第 119~134。
- [13]叶康涛和祝继高, 2009, 《银根紧缩与信贷资源配置》, 《管理世界》第 1 期, 第 22~28。
- [14]战明华, 2015, 《金融摩擦、货币政策银行信贷渠道与信贷资源的产业间错配》, 《金融研究》第 5 期, 第 1~17。
- [15]Bernanke B. S., M. Gertler and S. Gilchrist, 1999. “Chapter 21: The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework.” Handbook of Macroeconomics, 1(99): 1341~1393.
- [16]Calvo G. A., 1983. “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework.” Journal of Monetary

Economics, 12(3): 383~398.

[17]Cevallos-Fujiy B., 2015. "A Model of the Balance Sheet Recession." Working Paper, <http://lacer.lacea.org/handle/123456789/52357>.

[18]Chang C, K. J. Chen, D. F. Waggoner and T. Zha, 2015. "Trends and Cycles in China's Macroeconomy." NBER Working Paper, No. 21244.

[19]Christiano L., M. Eichenbaum and C. Evans, 2005. "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy*, 113(1): 1~45.

[20]Iacoviello M., 2014. "Financial Business Cycles." *Review of Economic Dynamics*, 18(1): 140~163.

[21]Iacoviello M., 2005. "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle." *The American Economic Review*, 95(3): 739~764.

[22]Kiyotaki N. and Moore J., 1997. "Credit Cycle." *Journal of Political Economy*, 105(21): 211~248.

[23]Koo R. C., 2011. "The Holy Grail of Macroeconomics: Lessons from Japan? Great Recession." Published by John Wiley & Sons Press.

[24]Koo, R. C., 2014. "The Escape from Balance Sheet Recession and the QE Trap: A Hazardous Road for the World Economy." Published by John Wiley and Sons Press.

[25]Li X., X. S. Liu and Y. Wang, 2012. "A Model of China's State Capitalism." SSRN Working Paper.

[26]Loren B. and H. B. Li, 2003. "Bank Discrimination in Transition Economies: Ideology, Information, or Incentives?" *Journal of Comparative Economics* 31(3): 387~413.

[27]Mendoza E. G., 2010. "Sudden Stops, Financial Crises, and Leverage." *The American Economic Review*, 100(5): 1941~1966.

[28]Reinhart C. M. and K. S. Rogoff, 2011. "From Financial Crash to Debt Crisis." *The American Economic Review*, 101(5): 1676~1706.

[29]Shleifer A. and R. W. Vishny, 1994. "Politicians and Firms." *The Quarterly Journal of Economics*, 109(4): 995~1025.

[30]Song Z., K. Storesletten and F. Zilibotti, 2011. "Growing like China." *The American Economic Review*, 101(7149): 196~233.

[31]Taylor J., 1995. "Monetary Policy Implications of Greater Fiscal Discipline." *General Information*, 151~170.

[32]Wen Y. and J. Wu., 2014. "Withstanding Great Recession like China." *St. Louis Fed Working Paper*, No.

2014-007A.

[33]Yu S. X., 2013. "Evaluating Macroprudential Policy in a DSGE Framework with Financial Frictions."

Division of Social Science, New College of Florida Working Paper.

[34]Zhang W., G. F. Han, N Brian and S. Chan, 2015. "Corporate Leverage in China: Why Has It Increased Fast in Recent Years and Where Do the Risks Lie?" HKIMR Working Paper, No. 10/2015.

# Monetary Policy and Heterogeneous Enterprises' Leverage ratio

Based on the Perspective of Vertical Structure of Industries

WANG Yong MA Xinbin ZHOU Junyang

**Abstract:** Currently, High leverage has been the source of financial risks, and the parties have also put forward a series of deleveraging measures. In this context, this paper establishes a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model, which includes the dual mechanisms of "Financial Friction" and "Balance Sheet Recession", and discusses how central bank's tightening Monetary Policy influences the leverage ratios of SOE and PE. It concludes that, firstly, raising the policy interest rate will reduce the leverage ratio of SOE, but at the expense of the rise of PE's leverage ratio and a slight decline of output. Secondly, with the policy's interest rate rising, decreasing the linkage degree of Vertical Structure of Industries will both enlarge the falling margins of SOE and the whole non-financial enterprises' leverage ratios, but reduce the rising range of the leverage ratio of PE. Thirdly, the Monetary Policy, with consideration of the non-financial enterprises' leverage ratio, will help improve the social welfare, but its effect is faint. This paper argues that the promotion of economic deleveraging requires controlling the "currency", and studying the feasibility of other policy options in-depth such as fiscal policy, macro-prudential policy. In the process of promoting de-leveraging, monetary policy should control the "overall gate of money" and macro-prudential policy should put the risk at the "total mark".

**Key words:** Monetary Policy, Enterprise's Leverage Ratio, Vertical Structure of Industries, DSGE;

# 同业业务发展能提升中国商业银行的效率吗?\*

黄勃<sup>1</sup> 罗煜<sup>2</sup> 陈礼清<sup>3</sup>

**【摘要】** 本文采用 Tobit 面板模型，选取了 2005-2013 年中国 16 家上市商业银行为样本，研究同业业务发展对银行效率的影响。笔者通过随机前沿法（SFA）估计出银行的成本效率和盈利效率。从全样本的回归结果来看，银行发展同业业务对成本效率和盈利效率都有提升，但在不同时期和对不同类型的银行，影响效果存在差异。在 2005-2009 年中，无论是同业资产或同业负债业务对银行成本效率、盈利效率的提升作用都有限；在 2010 年之后，同业负债对银行效率的提高有显著正向作用。不同规模的银行同业业务发展对效率的影响也不同。大型银行在 2009 年前后同业业务的发展对效率提升起到了较大的贡献作用。中小型商业银行在 2005-2009 中，无论是同业资产或同业负债业务都对银行成本效率、盈利效率提升作用有限，而在 2010 年之后，同业负债业务显著提高了银行的效率。

**【关键词】** 银行同业业务；X 效率；SFA；Tobit 面板；

## 一、引言

银行同业业务是银行间及其与其他金融机构之间的资金融通业务。同业业务具有不受信贷指标约束的天然优势，节约资本金的同时，又可以通过与其他银行以及非银行金融机构的业务合作实现优势互补，增加盈利，提升银行的经营效率<sup>4</sup>。中国的同业拆借市场建立于 2002 年，最初该类业务主要满足了银行短期流动性的需要，发展较为平缓；然而，受国际金融危机影响，2009 年中国银行业面临利润压力，同业业务成为银行节约经济资本、规避监管政策和寻求套利的主要工具，获得了迅猛的发展，支撑了银行资产规模的快速扩张，成为银行业新的利润增长点。2005-2012 年，同业资产在总资产中的比重逐年上升；但随着严格监管政策的出台，同业业务的规模开始逐渐收缩，增速趋于稳定，占比也在逐渐

<sup>1</sup> 黄勃，中国人民大学大学财政金融学院

<sup>2</sup> 罗煜，中国人民大学大学财政金融学院

<sup>3</sup> 陈礼清，中国人民大学大学财政金融学院

<sup>4</sup> 本文所指的效率是 Leibenstein（1966）定义的 X 效率——规定其为除外部范围、规模的影响外的所有技术效率、配置效率。X 效率在根据不同研究学者各自的研究目的和需要又分为成本、利润和替代利润率。

下降；2013年至2015年，同业资产总额一直在90,000亿元左右浮动，但是同业资产占总资产的比重却呈不断降低的趋势（如图1所示）。2005-2015年同业负债占总负债的比重总体上呈上升趋势（如图2所示）。自2013年以来，大型银行的是同业资金的净流出方；2013-2014年间，中小型商业银行是同业资金的主要净流入方，同业资金净流入为正值。2015年以后，大型银行和都是负值（见图3）。近年来同业业务的创新和发展也使其成为中国“影子银行”的主要形式之一，金融风险日益扩大，2013年出现的“钱荒”事件就是一起典型的由同业业务不规范发展导致的流动性危机。

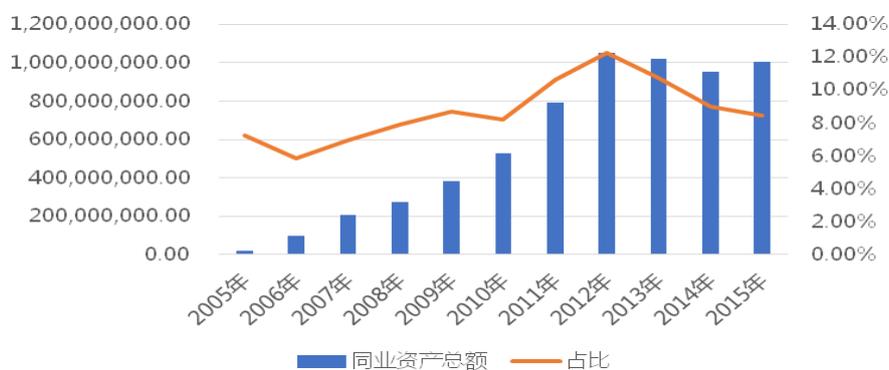


图1 商业银行同业资产规模以及占总资产比重情况

数据来源：根据16家上市银行年报整理



图2 商业银行同业负债规模以及占总负债比重情况

数据来源：根据16家上市银行年报整理

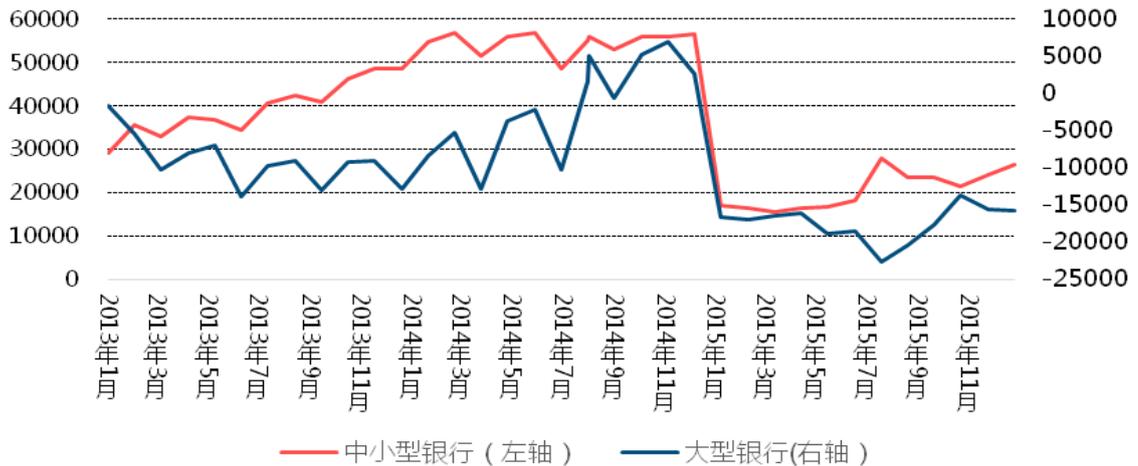


图 3 商业银行同业资金净流入

数据来源：根据 16 家上市银行年报整理

商业银行大力发展同业业务是希望借此提升效率，但在发展同业业务的时候，也可能出现相反的结果。笔者的问题是：1) 中国商业银行同业业务的发展究竟有没有提升商业银行的效率？2) 如果第一个问题的答案是肯定的，主要是从成本角度提升了效率，还是从盈利角度提升了效率？如果答案不完全是肯定的，同业资产和同业负债扩张对效率的影响机制是否不同？3) 由于 2009 年前后同业业务的发展形势有了巨大的变化，在前后两个时间段，同业业务发展对商业银行效率的影响会不会呈现不同的结果？4) 在同业业务发展影响商业银行效率的机制方面，不同规模的银行会不会体现出不同的情形？

本文的工作就是问题上述四个问题展开。笔者采用 Tobit 面板模型，选取了 2005 至 2013 年中国全部 16 家上市商业银行为样本，分阶段分类别进行分组回归，由随机前沿法 (SFA) 估计银行效率，研究同业业务发展对银行效率的影响程度。从全样本的回归结果来看，银行业发展同业业务对于银行成本效率和盈利效率都有提升，其中同业负债的灵活运用使得银行在传统信贷受到打压的情形下，以低成本创造了较佳的收益。然而，同业业务发展对银行效率影响有明显的时段分割，在 2005-2009 中，无论是同业资产和同业负债都对银行成本、盈利效率提升作用有限，同业负债既有正向作用也有负向作用。在 2010 年之后，同业负债对于银行效率的提高有显著正向作用。不同规模的银行同业业务发展对效率的影响也不同。大型银行在 2009 年前后同业业务的发展对效率提升起到了较大的贡献作用，说明大型银行业在近年来积极运用同业业务来扩大盈利空间。笔者进一步发现，大型银行同业资产并不但没有显著提高银行效率，反而起到了负面作用，而同业负债则起到了更大的正向作用，说明大型银行没有很好的同业资产，但是在同业市场上由于信用好，

可以更加便利的得到同业负债，且成本更加小，因此在同业市场上，大型银行由于“资产荒”，会倾向于在同业市场上扮演资金的借出方，而不是拆入方。中小型商业银行在 2005-2009 中，无论是同业资产和同业负债都对银行成本、盈利效率提升作用有限，而在 2010 年之后，这些银行传统利润受到挤压，急需寻找新的盈利点，同业负债显著提高了银行的效率，同业资产虽然有负向影响，但是没有出现像大型银行的显著负向作用，说明对于中小型银行来说，“资产荒”现象不严重，困扰其更多的是“资金荒”。

本文结构安排如下：第二部分是文献综述，第三部分是研究方法和数据说明，第四部分是实证结果和分析，第五部分是稳健性检验，最后是结论。

## 二、文献综述

正是因为同业业务对于银行效率有着不一致的效果，国内外学者在研究同业业务和银行效率方面做出了一些先导性的探索。一方面，国外学者注意到了同业业务对于银行效率整体上的提升作用。<sup>[1][2][3][4][5]</sup> Clark and Siems、Fethi、Isik、Iannotta, et al 通过资产负债表估计了银行效率，并且表明适当发展同业业务可以促进银行效率的提升，但是过度发展却是有害的。<sup>[6][7][7a][8]</sup> Rochet and Tirole 考察了同业拆借业务产生的系统性风险并且得到了类似的结论。<sup>[9]</sup> Smith and Walter、Walter 利用外部效率，即范围效率和规模效率来衡量银行效率，验证了银行同业经营对银行效率的提升作用。<sup>[10][10a]</sup> Merton and Bodie、Saunders and Smith、Sheldon and Maurer、Staub, et al 等都在其相关研究中证实了商业银行混业经营的优势，其中一点体现就在于其对于银行效率的规模效应。<sup>[11][11i][12][13]</sup> 肖崎和阮健浓认为同业业务的发展提高了银行使用资金的效率。<sup>[14]</sup> 孙鑫等人研究了 2009-2013 年间的 26 家银行，发现同业投融资业务能显著提高银行净资产收益率。<sup>[15]</sup> 很多学者认为同业业务对商业银行有较大的利润贡献度。<sup>[16][17][18][19][20][21][22][23][24][25]</sup>

另一方面，国外学者也研究发现了同业业务风险具有“传染性”，从而会降低银行效率。Sheldon and Maurer 实证研究了瑞士银行的同业业务发展情况，他们验证了同业业务风险对于整个瑞士银行系统的不利影响。<sup>[12]</sup> 也有一些研究发现了双向的影响关系，例如，徐传谔和齐树天利用 DEA 方法测度 16 家上市商业银行的效率，并且就同业资产和同业负债对其效率影响进行回归分析，发现同业资产扩张有利于效率提升，同业负债的增多会影响银行效率的提高。<sup>[26]</sup> 翟光宇等人利用统计分析，得出同业资产的上升加剧了银行的经营风险，其中股份制银行影响更明显。<sup>[27]</sup>

总体来看，目前相关研究一方面大多局限于定性的探讨，另一方面仅就同业业务或者银行效率单方进行研究，现有文献较少有从银行同业业务和效率的关系上定量的来考察同业业务的影响。

### 三、研究方法和数据

#### （一）研究方法

笔者首先使用 SFA 法测算中国商业银行的效率，商业银行的成本效率（ $CE$ ）被定义为“理论最小成本/实际成本”，利润效率（ $PE$ ）为“真实利润/理论最大利润”。由于本文的因变量是银行的利润效率以及成本效率， $PE$  与  $CE$  的取值范围在 $[0,1]$ ，因此本文选择使用 Tobit 模型。在使用 SFA 方法的时候，需要先行设定利润函数、成本函数的类型，正是由于柯布道格拉斯形式的成本函数存在诸多缺陷，本文借鉴郭洪等人提出的方法，采取了超越对数成本函数模型。<sup>[28]</sup> 本文使用 Frontier 4.1 软件进行估计，Frontier 4.1 软件实质是一段计算机程序。<sup>[29]</sup>

笔者建立多元回归模型：

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 AI1_{it} + \beta_2 AI2_{it} + \beta_3 AI3_{it} + \beta_4 LI1_{it} + \beta_5 LI2_{it} + \beta_6 LI3_{it} + \beta_j X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

其中，被解释变量 $Y_t$ 分别为 $PE_{it}$ 、 $CE_{it}$ 、 $TOTAL_{it}$ 分别表示  $i$  银行  $t$  期的利润效率、成本效率、总效率值。 $AI1_{it}$  表示  $i$  在  $t$  期的存放同业占总资产比例； $AI2_{it}$  表示商业银行  $i$  在  $t$  期拆出资金占总资产比率； $AI3_{it}$  表示商业银行  $i$  在  $t$  期的买入返售占总资产比率； $LI1_{it}$  表示商业银行  $i$  在  $t$  期的同业存放占总负债比率； $LI2_{it}$  表示商业银行  $i$  在  $t$  期的拆出资金占总负债比率； $LI3_{it}$  表示模型的一系列控制变量。

笔者还将 $AI1_{it}$ 、 $AI2_{it}$ 、 $AI3_{it}$  加总为一个变量，记作 $AI_{it}$ ，衡量同业资产总的占比情况；将 $LI1_{it}$ 、 $LI2_{it}$ 、 $LI3_{it}$  加总为另外一个新的变量，记作 $LI_{it}$ ，衡量同业负债总的一个占比情况，由此来更好的衡量同业资产和同业负债总体对银行效率的贡献程度。

笔者考虑如下控制变量：手续费和佣金净收入收入  $OI$  是银行的中间业务，这种通道服务是银行作为金融服务机构所特有的，也是银行低风险的业务收入。 $FI$  是银行金融资产投资情况的反映； $RI$  是社会融资结构，可以用来衡量银行在社会融资中的地位。此外，笔者还控制了银行总资产之间的差异，银行净利息收益率的差异，以及宏观经济政策的不确定性和经济环境，监管力度。并且基于总资产规模测算了银行业的 HHI 指数，将银行业的市场结构考虑进来。

并且，基于几类 *AI* 和 *LI* 的子项可能存在高度相关，需要注意结果的共线性。因此，本文在表 1 报告了相关系数情况，考察 95% 的显著性水平；发现虽然存在一定的相关性，但是相关性程度不高，因此，本文不存在严重的多重共线性问题。

表 1 主要解释变量的相关性系数表

	<i>AI1</i>	<i>AI2</i>	<i>AI3</i>	<i>LI1</i>	<i>LI2</i>	<i>LI3</i>	<i>OI</i>	<i>FI</i>	<i>RI</i>
<i>AI1</i>	1								
<i>AI2</i>	0.249 9*	1							
<i>AI3</i>	0.187 5*	0.146	1						
<i>LI1</i>	0.453 1*	0.387 5*	0.547 1*	1					
<i>LI2</i>	0.359 2*	0.213 9*	0.176 4*	0.319 6*	1				
<i>LI3</i>	0.218 0*	-0.088 6	0.583 3*	0.028 9	0.328 1*	1			
<i>OI</i>	0.023 6	0.124	-0.088 1	0.160	0.183 2*	-0.208 7*	1		
<i>FI</i>	0.001 20	0.016 4	-0.064 3	-0.084 5	0.098 4	0.124	-0.225 9*	1	
<i>RI</i>	-0.050 4	-0.090 7	0.199 8*	0.069 5	0.039 6	0.156	0.034 2	-0.032 8	1

## (二) 数据来源和描述性统计

笔者选取了 2005 至 2013 年 16 家样本上市商业银行为样本，样本容量为 144 个。本文的数据主要来源于 Wind 数据库、深圳国泰安数据库以及中国银行上市公司年报。

如图 4 数据显示，成本效率方面国有银行做的更好，效率高于整体平均也高于股份制银行。09 年以前，国有银行的成本效率一直处在一个很高的水平，并且略微有些波动，但是股份制银行却是一个由低到高逐年提升的过程，直到 2010 年，股份制商业银行与国有银行的这种成本差距缩小到了最小的程度。

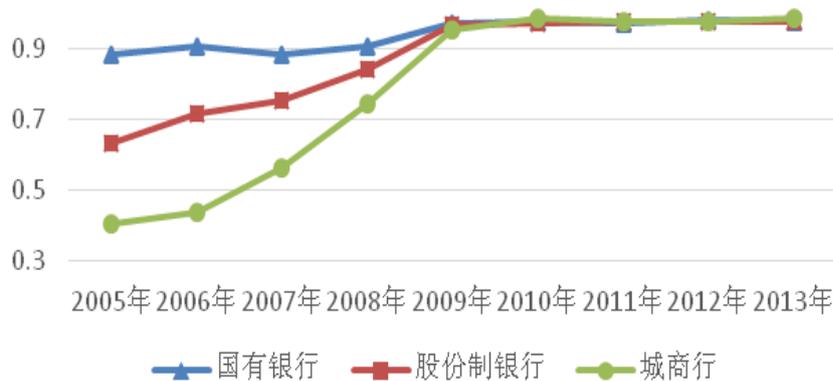


图 4 成本效率走势图

国有银行的利润效率是小于整体平均水平也是小于股份制银行的，见图 5。2009 年以前，城市商业银行的利润效率是低于国有银行的，也是小于股份制银行的，但是却以较快的速度逐年攀升；而在此期间，股份制银行的利润效率一直处于一个较高水平，整体高于国有银行，并且股份制银行的利润效率在直线攀升，但是攀升的速度略低于城商行；国有银行在该阶段同样处于一个较高的利润效率，但是却以一个相对较慢的速度在波动中攀升。

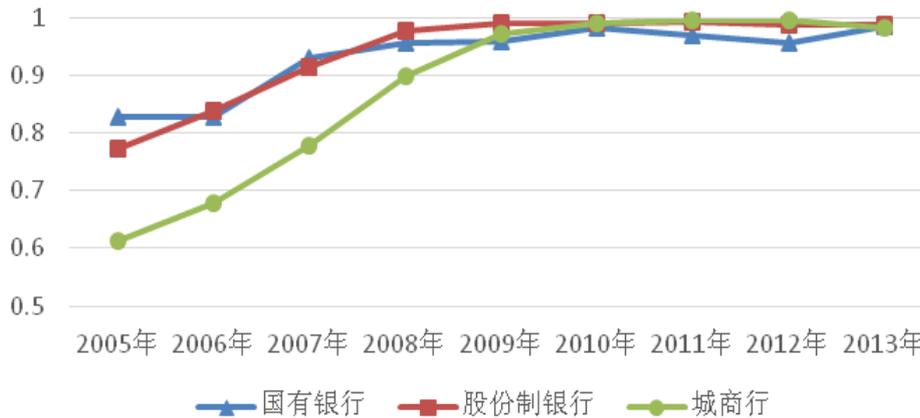


图 5 商业银行利润效率的走势情况

可以发现，在 2009 年，股份制银行与城市商业银行的平均效率已经超过了国有银行；在 2009—2013 年，股份制银行的效率与城市商业银行的利润效率基本持平，都高于国有银行。

综合这两个效率来看银行的 X 效率，银行的利润效率一直高于成本效率，大部分银行近年来的利润效率高达 0.93 以上，但是成本效率普遍在 0.8 左右，甚至更加低，由此，可以得出的结论是，银行在利润控制方面的工作比成本效率方面的工作更加的完善。

从表 2 和表 3 可以看出，成本效率平均值为 0.899。相比于利润效率的平均值 0.979 较低，并且成本效率的标准差为 0.139，相比于利润效率的 0.0337 更大，说明目前商业银行整体的利润效率要更加高，并且更加的稳定，波动小。同业资产占比总体上是 0.1297，同业负债占比总体上是 0.1568，占比比较符合现实情况，同业务尚且属于新兴业务。

表 2 被解释变量和主要解释变量的描述性统计

由 SFA 模型计算的 x 效率

因变量名	变量含义	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
Panel A(全部)						
CE	成本效率	143	0.865	0.173	0.287	0.998
PE	利润效率	143	0.925	0.102	0.477	0.998
Panel A(大型银行)						
CE	成本效率	53	0.923 572	0.082 235	0.551 1	0.989 6
PE	利润效率	53	0.938 685	0.066 893	0.768 9	0.997 3
Panel A(其他银行)						
CE	成本效率	90	0.831 2	0.200 8	0.287 4	0.998 0
PE	利润效率	90	0.917 7	0.118 0	0.476 7	0.997 7

数据来源：wind 数据库，本文整理

由超效率模型计算的总效率

因变量二	定义	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
Total1	超效率模型总体效率（全部样本）	160	0.658 7	0.191 1	0.313 2	1.288 5
Total2	超效率模型总体效率（大银行）	60	0.524 62	0.128 6	0.313 2	1.001 2
Total3	超效率模型总体效率（小银行）	100	0.739 1	0.177 2	0.389 1	1.288 5

数据来源：wind 金融数据库，本文整理

表 3 解释变量描述性统计

变量名称	定义	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
LA	同业负债比同业资产	144	0.946 777	0.024 671	0.869 288	10.137 141
AI	同业资产占总资产比例	144	0.130 151	0.079 424	0.012 5	0.360 6
LI	同业负债占总负债比率	144	0.157 944	0.084 12	0.040 5	0.371 6

表 3 解释变量描述性统计 (续)

变量名称	定义	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
OI	手续费及佣金净收入占利润总额之比	144	0.252 869	0.130 913	0.025 8	1.074 2
FI	金融资产占总资产比率	144	0.081 135	0.057 021	0	0.362 2
RI	人民币贷款和外币贷款占社会融资比重	144	0.665 557	0.060 263	0.573 8	0.737 1
NIM	银行净利息收益率	140	2.637 009	0.362 07	1.75	3.48
EPU	中国宏观经济政策不确定指数	144	128.329 5	56.051 3	64.961 88	244.398 3
GDP	实际 GDP 增长率	144	10.355 56	2.008 714	7.8	14.2
M2	同比 M2 增长率	144	211.556 7	44.963 36	162.4	317.97
R	7 天期 shibor 利率	144	7.561 111	5.669 04	2.25	20.79
COVERRATE	商业银行监管现场检查覆盖率	144	27.577 78	8.024 686	16	41.5
ASSETHHI	商业银行市场结构	144	1 449.272	291.020 2	1 169.668	2 179.639

数据来源: wind 金融数据库, 本文整理

## 四、实证结果与分析

### (一) 全样本实证回归结果

在 2005-2013 年全部样本进行回归的结果中 (如表 4 所示), 笔者发现: 就成本效率而言, 同业资产和同业负债都对效率有正向作用, 虽然同业资产的正向影响不显著, 但是在加入控制变量之后, 显著性有提高。而从盈利效率的角度, 同业资产和负债都显著提高了银行效率, 故综合而言, 笔者判断, 银行业发展同业业务对于银行成本盈利效率都有提升, 其中同业负债的灵活运用使得银行在传统信贷受到打压的情形下, 以低成本创造了较佳的收益。同业负债虽然由于其不稳定性和短期性, 其规模不断的扩大, 一定程度上增加了银行利润的波动以及流动性风险, 但是从整体效率角度而言, 杠杆的运用使得银行经营更加的灵活高效, 故对于整体效率起到了正向作用。<sup>1</sup>

<sup>1</sup> 考虑到同业之间的存放款 (AI1 和 LI1, 即存放同业和同业存放) 主要为满足银行之间支付结算需要, 与同业拆借性质有所区别, 所以为了更准确的定义真正发挥同业效应的同业业务, 本文将两项指标剔除。

表 4 2005 年至 2013 年全部银行样本成本效率 Tobit 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	CE	CE	CE	CE	CE	CE	CE
AI	0.36	0.34	0.32	0.40	0.37	0.413*	0.31
	(1.44)	(1.38)	(1.32)	(1.55)	(1.60)	(2.08)	-1.59
LI	1.055***	0.996***	0.902***	0.944***	0.638**	0.01	0.11
	(4.23)	(4.02)	(3.64)	(3.73)	(2.67)	(0.05)	(0.42)
OI	0.323**	0.338***	0.257*	0.376***	0.13	0.02	0.01
	(3.15)	(3.35)	(2.53)	(3.63)	(1.28)	(0.18)	(0.15)
FI	-0.498*	-0.505*	-0.512*	(0.42)	(0.31)	(0.14)	(0.12)
	(-2.38)	(-2.45)	(-2.56)	(-1.94)	(-1.60)	(-0.79)	(-0.73)
RI		0.329*	0.377*	0.396*	0.757***	1.624***	0.57
		(2.15)	(2.42)	(2.48)	(4.76)	(5.16)	(0.82)
TOASSET			1.23E-14**			-2.02E-14**	-2.40E-14***
			(2.79)			(-2.95)	(-3.51)
NIM				(0.04)	0.02	(0.05)	(0.04)
				(-1.17)	(0.62)	(-1.39)	(-1.17)
EPU					-0.000 514*	(0.00)	0.00
					(-1.97)	(-0.89)	(1.11)
GDP					-0.042 3***	-0.046 5***	-0.063 4*
					(-5.41)	(-5.31)	(-1.98)
M2						0.003 14***	0.005 63**
						(5.86)	(2.89)
R						0.228***	0.236***
						(5.65)	(3.77)
COVERRATE							0.01
							(0.84)
ASSETHHI							(0.00)
							(-1.59)
N	144	144	144	140	140	140	140

注：采用Tobit面板回归；括号中为t值；\* $p < 0.05$ ，\*\* $p < 0.01$ ，\*\*\* $p < 0.001$ 分别表示在1%水平上、5%水平上和10%水平上显著。

表 5 2005 年至 2013 年全部银行样本盈利效率 Tobit 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	PE	PE	PE	PE	PE	PE	PE
AI	0.307*	0.290*	0.312*	0.27	0.252*	0.235*	0.20
	(2.06)	(2.09)	(2.35)	(1.91)	(2.00)	(2.17)	(1.87)
LI	0.601***	0.542***	0.519***	0.570***	0.414**	0.06	0.13
	(4.01)	(3.90)	(3.95)	(4.01)	(3.11)	(0.47)	(0.99)
OI	0.244***	0.254***	0.174**	0.250***	0.11	0.04	0.03
	(4.11)	(4.68)	(3.18)	(4.45)	(1.94)	(0.90)	(0.54)

FI	(0.03)	(0.02)	(0.01)	(0.05)	0.02	0.09	0.09
	(-0.20)	(-0.21)	(-0.11)	(-0.39)	(0.17)	(0.94)	(1.00)
RI		0.418***	0.436***	0.403***	0.600***	1.026***	1.513***
		(4.84)	(5.16)	(4.48)	(6.77)	(6.13)	(3.82)
TOASSET			8.01E-15***			-2.02E-14**	-2.40E-14***
			(3.90)			(-1.03)	(-0.47)
NIM				0.02	0.0540**	0.02	0.01
				(1.17)	(2.81)	(1.17)	(0.36)
EPU					(0.00)	(0.00)	(0.00)
					(-1.92)	(-0.32)	(-1.53)
GDP					-0.0235***	-0.0201***	0.03
					(-5.37)	(-4.17)	(1.41)
M2						0.00198***	0.00
						(6.73)	(0.05)
R						0.134***	0.06
						(6.29)	(1.69)
COVERRATE							-0.0179*
							(-2.38)
ASSETHHI							0.00
							(1.49)
N	144	144	144	140	140	140	140

注：采用Tobit面板回归；括号中为t值；\* $p < 0.05$ ，\*\* $p < 0.01$ ，\*\*\* $p < 0.001$ 分别表示在1%水平上、5%水平上和10%水平上显著。

## （二）分阶段实证回归结果

为了进一步说明同业业务对银行效率的贡献，笔者以2009年为时间节点，分别以成本效率、盈利效率以及结合了成本盈利两大效率的综合效率为解释变量，对比在同业业务尚未大规模发展时和同业业务蓬勃发展之后银行效率的差异。实证结果证实了笔者的假说。2008年金融危机之后，宏观经济下行，银行传统存贷业务创利空间受到严重挤压，我国同业业务才得到真正重视并且迅速发展。如表6所示，在2005-2009中，无论是同业资产和同业负债都对银行成本、盈利效率提升作用有限。虽然同业资产的系数和预期一致（为正），但是同业负债在考虑不同的控制变量之后出现了符号的不稳定，进一步验证了笔者的结论，即同业负债既有正向作用也有负向作用，在同业发展初期，商业银行同业经营模式过于粗放，尚未克服负面风险影响，使得同业负债的正向作用不明显。

然而在 2010 年之后，银行同业业务中的同业负债对于银行效率的提高有显著正向作用，同业资产的作用为负，虽然并不显著（如表 8 所示）。笔者分析同业负债的正向作用是因为这与近几年来银行灵活运用杠杆，在同业市场上以低成本扩规模。而同业资产的作用不明显有着更为复杂的原因，在细分科目的回归中（限于篇幅，本文没有汇报结果），笔者发现，同业资产中拆入资金对于三种效率都有提升作用，而买入返售业务则会降低三大效率，综合来看，加总之后的同业资产对于银行效率作用相互抵消，使得净效应为负向，并且不显著。此外，并且银行多元化收入的正向作用也显著提高，说明 2010 年之后，同业负债对于银行的积极影响占了主要地位，银行普遍发展这类新型的业务来冲抵金融危机对其传统盈利空间的不利影响。

表 6 2005 年至 2009 年 Tobit 成本效率实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	CE	CE	CE	CE	CE	CE
AI	0.47	0.31	0.47	0.35	0.21	0.22
	(0.99)	(0.68)	(1.03)	(0.77)	(0.57)	(0.65)
LI	0.78	0.03	0.14	(0.10)	(0.18)	(0.27)
	(1.85)	(0.06)	(0.30)	(0.22)	(0.44)	(0.73)
OI	0.420***	0.377**	0.280*	0.410***	0.249*	0.321**
	(3.41)	(3.25)	(2.19)	(3.54)	(2.25)	(3.23)
FI	-0.725**	-0.696**	-0.633*	(0.51)	(0.28)	(0.21)
	(-2.58)	(-2.64)	(-2.42)	(-1.85)	(-1.18)	(-0.89)
RI		1.022**	0.799*	1.315***	1.745***	3.196**
		(3.20)	(2.33)	(3.88)	(5.82)	(2.82)
TOASSET			0.00			(0.00)
			(1.87)			(-1.12)
NIM				(0.06)	0.07	0.10
				(-1.52)	(1.20)	(1.84)
EPU					(0.00)	-0.005 19*
					(-1.91)	(-2.05)
GDP					-0.059 3***	-0.151*
					(-3.95)	(-2.51)
M2						0.006 44**
						(2.73)
R						0.589*
						(2.18)

N	80	80	80	76	76	76
---	----	----	----	----	----	----

注：采用Tobit面板回归；括号中为t值；\* $p < 0.05$ ，\*\* $p < 0.01$ ，\*\*\* $p < 0.001$ 分别表示在1%水平上、5%水平上和10%水平上显著。

表7 2005年至2009年Tobit盈利效率实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	PE	PE	PE	PE	PE	PE
AI	0.555*	0.45	0.548*	0.44	0.30	0.30
	(2.04)	(1.88)	(2.24)	(1.83)	(1.47)	(1.46)
LI	0.741**	0.14	0.19	0.12	-0.007 99	(0.05)
	(3.00)	(0.57)	(0.80)	(0.48)	(-0.04)	(-0.22)
OI	0.265***	0.220***	0.175**	0.227***	0.09	0.11
	(3.72)	(3.57)	(2.62)	(3.62)	(1.56)	(1.86)
FI	(0.13)	(0.10)	(0.08)	(0.06)	0.03	0.04
	(-0.81)	(-0.72)	(-0.58)	(-0.41)	(0.20)	(0.29)
RI		0.858***	0.740***	0.902***	1.050***	1.603*
		(5.11)	(4.05)	(4.94)	(6.58)	(2.51)
TOASSET			0.00			(0.00)
			(1.67)			(-0.53)
NIM				0.01	0.03	0.04
				(0.50)	(1.02)	(1.30)
EPU					0.00	(0.00)
					(0.30)	(-0.92)
GDP					-0.018 4*	(0.05)
					(-2.25)	(-1.57)
M2						0.00
						(1.57)
R						0.21
						(1.37)
N	80	80	80	76	76	76

注：采用Tobit面板回归；括号中为t值；\* $p < 0.05$ ，\*\* $p < 0.01$ ，\*\*\* $p < 0.001$ 分别表示在1%水平上、5%水平上和10%水平上显著。

表8 2010年至2013年总效率Tobit实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TOTAL	TOTAL	TOTAL	TOTAL	TOTAL	TOTAL
AI	-0.148	-0.169	-0.165	-0.214	-0.223	-0.228
	(-0.53)	(-0.63)	(-0.61)	(-0.86)	(-0.94)	(-0.99)
LI	1.050***	1.016***	1.042***	1.055***	0.847***	0.810**
	(3.84)	(3.81)	(3.74)	(4.30)	(3.35)	(2.92)

OI	-0.274	-0.417*	-0.439*	-0.608***	-0.816***	-0.804***
	(-1.65)	(-2.28)	(-2.25)	(-3.31)	(-4.01)	(-3.97)
FI	0.253	0.187	0.2	0.408	0.32	0.338
	(0.57)	(0.43)	(0.46)	(1.03)	(0.84)	(0.89)
RI		-0.279	-0.273	-0.415**	-0.425**	9.496
		(-1.75)	(-1.70)	(-2.78)	(-2.68)	-1.38
TOASSET			1.71E-15			-3.26E-15
			(0.32)			(-0.51)
NIM				-0.185***	-0.251***	-0.260***
				(-3.37)	(-3.64)	(-3.85)
EPU					0.000 114	-0.012 6
					(0.56)	(-1.42)
GDP					-0.016 9	0.308
					(-1.58)	(1.35)
M2						-0.035 5
						(-1.44)
N	64	64	64	64	64	64

注：采用Tobit面板回归；括号中为t值；\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 分别表示在1%水平上、5%水平上和10%水平上显著。

### （三）分银行类型的实证结果

#### 1. 大型商业银行

由于我国银行业之间的差异比较大，大型国有银行由于自身实力强，在经济形势下行的情况下，依然拥有着庞大优质的客户群体和盈利点，在同业市场上普遍处于资金的借出方。因为传统业务在银行效率贡献中的比重依然是占主导地位的，所以对于大型银行来说，同业业务的相对贡献度应不会太大，并且作用机制简单、清晰。

但是，笔者发现大型银行在 2009 年前后同业业务的发展还是起到了较大的贡献作用，说明大型银行业在近年来积极运用同业业务来扩大盈利空间。并且，笔者发现，在大型银行的样本中，笔者更加验证了关于同业资产和负债的假说，即同业资产并不但没有显著提高银行效率，反而起到了负面作用，而同业负债则起到了更大的正向作用，说明大型银行没有很好的同业资产，但是在同业市场上由于信用好，可以更加便利的得到同业负债，成本更加小。这符合同业市场中大型银行真实存在的“资产荒”现象。接着，笔者考虑到了大型银行的这一特征，考察其在全行业中的地位，大型银行由于“资产荒”，会倾向于在同业市场上扮演资金的借出方，而不是拆入方。笔者将同业负债占总资产比重和同业资产占总资产比重这一指标进入回归，笔者发现，在加入控制变量之后，如表 10 所示，这一指

标的系数显著为负，说明大型银行积极扮演同业资金借出方，可以促进其效率的提升。笔者同样删去了同业资产  $AI$ ，加了同业资产占比/同业负债占比  $LA$  来进行稳健性检验，发现笔者结论和表 10 一致。

表 9 2005-2009 工农中建四大银行总体效率

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TOTAL	TOTAL	TOTAL	TOTAL	TOTAL	TOTAL
AI	4.423**	4.394**	4.401**	1.92	0.29	1.38
	(2.90)	(2.84)	(2.84)	(0.60)	(0.14)	(0.72)
LI	2.23	2.31	2.32	2.39	2.23	3.322**
	(1.95)	(1.67)	(1.67)	(1.27)	(1.54)	(2.76)
OI	(0.48)	(0.48)	(0.46)	(0.50)	(0.95)	-1.622**
	(-1.06)	(-1.05)	(-0.95)	(-0.63)	(-1.39)	(-2.73)
FI	(0.92)	(0.85)	(0.88)	0.35	0.11	(0.21)
	(-1.02)	(-0.79)	(-0.73)	(0.17)	(0.08)	(-0.16)
RI		(0.10)	(0.07)	(0.36)	0.57	0.68
		(-0.11)	(-0.08)	(-0.26)	(0.58)	(0.31)
TOASSET			(0.00)			-6.16E-14*
			(-0.07)			(-2.32)
NIM				(0.19)	(0.17)	(0.26)
				(-1.78)	(-0.92)	(-1.44)
EPU					0.00	0.00
					(0.30)	(0.59)
GDP					(0.02)	0.00
					(-0.56)	(0.01)
M2						0.00
						(0.14)
R						(0.04)
						(-0.05)
N	20	20	20	18	18	18

注：采用Tobit面板回归；括号中为t值；\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 分别表示在 1% 水平上、5%水平上和10%水平上显著。

表 10 2010-2013 工农中建四大银行总体效率

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	TOTAL	TOTAL	TOTAL	TOTAL	TOTAL
AI	-3.044**	-2.898***	-3.493***	-3.273***	-3.644***
	(-3.04)	(-3.40)	(-4.80)	(-3.83)	(-3.47)
LI	2.778***	2.745***	3.398***	4.282***	5.064**

	(3.83)	(4.46)	(6.13)	(3.34)	(3.07)
OI	-2.593**	-3.162***	-0.987	-2.985***	-2.673**
	(-2.74)	(-3.78)	(-0.96)	(-3.72)	(-2.74)
FI	-1.18	-0.727	-0.049 8	0.589	-0.144
	(-0.46)	(-0.33)	(-0.03)	(0.26)	(-0.05)
RI		-0.620*	0.018 8	-0.49	-0.167
		(-2.48)	(0.06)	(-1.92)	(-0.43)
TOASSET			2.44E-14**		
			(2.82)		
NIM				0.189	0.273
				(1.35)	(1.23)
EPU					-0.000 44
					(-0.80)
GDP					-0.019 2
					(-0.95)
N	16	16	16	16	16

注：采用Tobit面板回归；括号中为t值；\* $p < 0.05$ ，\*\* $p < 0.01$ ，\*\*\* $p < 0.001$ 分别表示在1%水平上、5%水平上和10%水平上显著。

## 2. 其他上市商业银行

就其他上市商业银行加总之后，笔者发现和大型银行比较一致的结论。在2005-2009中，无论是同业资产和同业负债都对银行成本、盈利效率提升作用有限，符号与笔者预期一致。较小银行的同业业务并没有带来显著的效率提升，这也符合直观，中小型银行没有大型商业银行实力雄厚，会积极在同业市场上扮演资金借入方的角色，积极利用同业负债，但是其同业负债的短期性和不稳定性加剧了银行的“资产负债的错配”，即便运用同业杠杆可以使得银行效率得到提升，但是同业负债运用越多，这种“错配”风险就越大，所以，同业负债的这一系数也就反映出了规模较小的股份制银行过多的运用同业负债，使得其负面效应超过了带来的正向作用。而在2010年之后，这些中小银行传统利润受到挤压，急需寻找新的盈利点，并且，此时中小银行投研能力有所提高，笔者看到2010年—2013年这段时期，同业负债显著提高了银行的效率，同业资产虽然有负向影响，但是没有出现像大型银行的显著负向作用，说明对于中小银行来说，“资产荒”现象不严重，困扰其更多的是“资金荒”。

同理，对应于大型银行在同业市场上作为资金的借出方，其他银行被普遍认为更多扮演资金的拆入方的角色。笔者同样引入负债占总资产比重和同业资产占总资产比重这一指

标,发现系数并不显著,并且方向与大型银行相反,与其他银行作为资金拆入方,同业负债占比相对越大,对银行效率的作用是正向的。其他银行可以通过积极使用同业杠杆有效解决“资金荒”的问题,在存款吸收能力有限的情形下,有机会获得低成本的资金来源。笔者同样删去了同业资产 $AI$ ,加了同业资产占比/同业负债占比 $LA$ 来进行稳健性检验,发现笔者结论和表12一致。

表 11 2005-2009 其他上市商业银行总效率 Tobit 实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TOTAL	TOTAL	TOTAL	TOTAL	TOTAL	TOTAL
AI	0.23	0.11	0.08	0.15	0.14	0.02
	(0.47)	(0.23)	(0.17)	(0.31)	(0.28)	(0.04)
LI	0.005 66	-0.519	-0.474	-0.557	-0.562	-0.456
	(0.01)	(-1.02)	(-0.89)	(-1.07)	(-1.04)	(-0.82)
OI	0.465***	0.491***	0.496***	0.499***	0.486***	0.481***
	(3.48)	(3.78)	(3.77)	(3.80)	(3.43)	(3.34)
FI	-0.077 2	0.020 3	0.006 76	0.039 1	0.078 2	0.065 7
	(-0.24)	(0.06)	(0.02)	(0.12)	(0.23)	(0.19)
RI		0.693	0.729	0.783	0.852*	0.632
		(1.82)	(1.82)	(1.94)	(2.00)	(0.25)
TOASSET			-1.63E-14			-5.95E-14
			(-0.30)			(-0.93)
NIM				-0.042 8	-0.021 3	-0.029 4
				(-0.96)	(-0.28)	(-0.37)
EPU					-0.000 3	0.000 597
					(-0.28)	(0.11)
GDP					-0.009	0.008 33
					(-0.44)	(0.06)
M2						-0.000 56
						(-0.13)
R						-0.082
						(-0.16)
N	60	60	60	58	58	58

注:采用Tobit面板回归;括号中为t值;\* $p < 0.05$ ,\*\* $p < 0.01$ ,\*\*\* $p < 0.001$ 分别表示在1%水平上、5%水平上和10%水平上显著。

表 12 2010-2013 其他上市银行总效率 Tobit 实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	TOTAL	TOTAL	TOTAL	TOTAL	TOTAL
AI	-0.106	-0.123	-0.147	-0.229	-0.202
	(-0.34)	(-0.41)	(-0.49)	(-0.85)	(-0.77)

LI	1.012**	0.977**	1.003**	1.077***	0.731*
	(3.22)	(3.18)	(3.27)	(3.84)	(2.40)
OI	-0.247	-0.394	-0.312	-0.634**	-0.976***
	(-1.30)	(-1.85)	(-1.31)	(-2.87)	(-3.65)
FI	0.27	0.191	0.123	0.439	0.254
	(0.56)	(0.40)	(0.26)	(1.03)	(0.64)
RI		-0.296	-0.308	-0.428*	-0.473**
		(-1.44)	(-1.50)	(-2.30)	(-2.60)
TOASSET			-1.52E-14		
			(-0.74)		
NIM				-0.207**	-0.278***
				(-3.24)	(-3.48)
EPU					9.70E-05
					(0.34)
GDP					-0.027 1
					(-1.55)
N	48	48	48	48	48

注：采用Tobit面板回归；括号中为t值；\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 分别表示在 1% 水平上、5%水平上和10%水平上显著。

## 五、稳健性检验

为了考察本文观点的稳健性，本文进行了一系列的稳健性检验，主要包括大型和中小型银行的划分，以及结合文献中关于同业业务的“倒U型”影响理论，引入了同业资产和同业负债的二次项。

### （一）将大型银行由“四大行”定位为“五大行”

笔者将银行分为大型和中小银行的主要依据是银行的总资产规模。工农中建四大银行是传统意义上被普遍认可的大型银行，所以本文将它们作为主要的大型银行进行考察。但由于部分文献中也将交通银行视为大型银行，故本文在稳健性检验当中，也将交通银行考虑为大型银行组，相应进行如下回归。

回归结果和四大行结果基本一致，并且笔者发现在新的回归下，2009年前后同业业务对于银行效率提升的效果差异更加显著。

同样，对应于五大行的其他银行总效率的回归结果，依然和对应于四大行的其他银行回归结果一致。2009年之前同业资产和负债对于银行效率贡献都有限，但是2010年之后，效率贡献有所提高。但是笔者看到对于其他银行而言，同业负债的显著性在该回归下有所

下降，甚至在放入了相关控制变量之后，系数变得不显著。所以，笔者认为更应该把交通银行作为其他银行来看待，虽然其也经常被视为大型国有银行，但是在同业市场上的表现来看，其与其他四类国有银行还是有一定的差距。同样，再加入了 $LA$ 比例之后的回归模型也进一步验证了笔者的这一观点。

## （二）考虑同业业务对银行效率的倒 U 型影响，加入同业资产和负债的二次项

进一步笔者考察了同业资产和负债于银行效率的影响是否存在非线性。根据发达国家银行发展历史和银行相关理论，同业业务不仅会有利于银行创利，也会在过度或者不当发展中损害银行效率，特别是在同业业务发展到某一定时期，容易占据银行其他资源，机会成本较大，使得银行反而受到损失。因此，可能存在一种倒 U 型的非线性关系。

为此，笔者引入了同业资产和负债的二次项进入回归，但是发现一次项回归结果和笔者的预期依然符合，但是二次项系数均不显著，在所有回归模型的结论中，T 值均在 90% 的显著性水平上依然不显著，说明我国商业银行同业业务虽然在 2010 年之后发展迅速，但是仍然处于起步阶段，发展没有达到出现反转的时点，所以引入二次项的做法在研究中国银行同业问题时不应该考虑。

## 六、结论

本文采用 Tobit 面板模型，以 2009 年为时间节点，以银行规模性质为分类标准，进行分组回归。笔者发现：

首先，从全部年份来看，同业资产可以改善银行的资产负债情况，使得银行成本、盈利和整体效率都有所提升；同业负债从整体效率角度而言，杠杆的运用使得银行经营更加的灵活高效，故对于整体效率起到了正向作用。

第二，2005-2009 年情形与全部年份的回归结果不一致，此时同业业务贡献有限，但是 2010-2013 年，同业业务中的同业负债有着显著的正向影响。

第三，对于大型银行来说，同业业务的贡献度不容小觑。同业负债杠杆的运用还是在显著提高了银行的总体效率。就整个同业市场上的地位来看，大型银行作为资金出借方积极参与同业业务还是能够获得一定利益。规模较小银行会注重和发挥同业负债端的灵活运用来解决其“资金荒”的问题。但是相比来看，较小规模的银行同业业务的贡献力度都不及大型银行。

综合全文，本文结论说明大型商业银行同业业务虽然在体量上尚不构成主营业务，但通过在同业市场上扮演一个资金借出方的角色，可以使其有效解决“资产荒”问题，而同业市场上相对低廉的资金来源将帮助中小银行开展投资活动。

## 参考文献

- [1] Akhigbe, J.E. McNulty. Bank Monitoring, Profit Efficiency and the Commercial Lending Business Model [J]. *Journal of Economics and Business*, 2011, 63(6).
- [2] G.E. Battese, T.J. Coelli. A Model for Technical Inefficiency Effects in A Stochastic Frontier Production Function for Panel Data [J]. *Empirical Economics*, 1995, 20(2).
- [3] E. Bengtsson. Shadow Banking and Financial Stability: European Money Market Funds in the Global Financial Crisis [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2013, 32(1).
- [4] A.N. Berger, L.J. Mester. Inside The Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions [J]? *Journal of Banking and Finance*, 1997, 21(7).
- [5] J.P. Bonin, I. Hasan, P. Wachtel. Bank Performance, Efficiency and Ownership in Transition Countries [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2005, 29(1).
- [6] J.A. Clark, T.F. Siems. X-efficiency in Banking: Looking Beyond The Balance Sheet [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2002, 34(4).
- [7] M. Fethi, F. Pasiouras. Assessing Bank Efficiency and Performance with Operational Research and Artificial Intelligence Techniques: A Survey [J]. *European Journal of Operational Research*, 2010, 204(2).
- a) Isik. Productivity, Technology and Efficiency of De Novo Banks: A Counter Evidence from Turkey [J]. *Journal of Multinational Financial Management*, 2008, 18(5).
- [8] G. Iannotta, G. Nocera, A. Sironi. Ownership Structure, Risk and Performance in the European Banking Industry [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2007, 31(7).
- [9] J.C. Rochet, J. Tirole. Interbank Lending and Systemic Risk [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1996, 28(4).
- [10] R. C. Smith, I. Walter. *Global Banking* [M]. Oxford University Press, 1997.
- a) Walter. Growth in the Global Institutional Asset Management Industry: Structure, Conduct, Performance [J]. *Journal of Investing*, 2011, 20(3).
- [11] R.C. Merton, Z. Bodie. The Design of Financial Systems: Towards A Synthesis of Function and Structure [J]. *Journal of Investment Management*, 2005, 3(1).
- i. Saunders, R.C. Smith, I. Walter, V.V. Acharya, M. Richardson. Enhanced Regulation of Large, Complex Financial Institutions [J]. *Financial Markets Institutions and Instruments*, 2010, 18(2).
- [12] G. Sheldon, M. Maurer. Interbank Lending and Systemic Risk: An Empirical Analysis for

- Switzerland [J]. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 1998, 134.
- [13] R.B. Staub, G.D. Souza, B.M. Tabak. Evolution of Bank Efficiency in Brazil: A DEA approach [J]. *European Journal of Operational Research*, 2010, 202(1).
- [14] 肖崎, 阮健浓. 我国银行同业业务发展对货币政策和金融稳定的影响[J]. *国际金融研究*, 2014, (3).
- [15] 孙鑫, 李楠, 陈希娅. 商业银行股权结构、同业业务与经营业绩研究[J]. *金融监管研究*, 2014, (11).
- [16] 迟国泰, 孙秀峰, 芦丹. 中国商业银行成本效率实证研究[J]. *经济研究*, 2005, (6).
- [17] 郭妍. 我国商业银行效率决定因素的理论探讨与实证检验[J]. *金融研究*, 2005, (2).
- [18] 刘琛, 宋蔚兰. 基于 SFA 的中国商业银行效率研究[J]. *金融研究*, 2004, (6).
- [19] 邱兆祥, 张磊. 经过风险调整的商业银行利润效率评价研究——基于随机利润边界方法[J]. *金融研究*, 2007, (3).
- [20] 石晓军, 喻珊. 我国商业银行效率估计不一致检验与实证[J]. *金融研究*, 2007, (9).
- [21] 王聪, 谭政勋. 我国商业银行效率结构研究[J]. *经济研究*, 2007, (7).
- [22] 吴栋, 周建平. 基于 SFA 的中国商业银行股权结构选择的实证研究[J]. *金融研究*, 2007, (7).
- [23] 张健华. 我国商业银行效率研究的 dea 方法及 1997-2001 年效率的实证分析[J]. *金融研究*, 2003, (3).
- [24] 郑录军, 曹廷求. 我国商业银行效率及其影响因素的实证分析[J]. *金融研究*, 2005, (1).
- [25] 周凯. 关于利率市场化中商业银行同业业务的发展与思考[J]. *世界政治与经济论坛*, 2013, (4).
- [26] 徐传谥, 齐树天. 中国商业银行 x-效率实证研究[J]. *经济研究*, 2007, (3).
- [27] 翟光宇, 何玉洁, 孙晓霞. 中国上市银行同业业务扩张与银行风险——基于 2007-2013 年季度数据的实证分析[J]. *投资研究*, 2015, (2).
- [28] 郭洪, 许一涌, 张合金. 从股东价值分解视角看商业银行效率[J]. *管理世界*, 2010, (12).
- [29] T. J. Coelli. A guide to FRONTIER version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation [J]. Working paper, 1996, University of New England.

## Does The Development of Interbank Business Improve The Efficiency of Chinese Commercial Banks?

Huang Bo; Luo Yu; Chen Li-qing

**Abstract:** This paper studies what the effect of interbank business will have on the bank efficiency by using Tobit model. The author uses all 16 listed Chinese commercial banks' data from 2005 to 2013 as sample to estimate the bank efficiency by the Stochastic Frontier Approach. And then the author differentiates the distinct impacts of interbank business according to the bank scales and time periods. In full sample, the development of interbank business has both improved both the cost efficiency and the profit efficiency. However, both of the impact of interbank assets and interbank liabilities on efficiency are non significant during 2005 and 2009. After 2010, the interbank liabilities have a significant positive effect on the bank efficiency. For the large state-owned banks, the development on interbank business has contributed great improvement to efficiency throughout the whole sample period. For the Joint-equity commercial banks, both interbank assets and liabilities have limited impacts on efficiency during 2005 and 2009, and the interbank liabilities improved the efficiency significantly after 2010.

**Keywords:** Interbank business; X efficiency; SFA; Tobit panel model

# 基于相互关联性视角的我国金融体系系统性风险和体系内风险传导的时变研究

胡颖毅<sup>1</sup> 周嘉伟<sup>2</sup>

**【摘要】**基于相互关联性的视角，本文采用主成分分析法和 VAR-MVGARCH(1,1)-BEKK 模型对我国金融体系的系统性风险进行衡量，并对系统内各个行业或市场间的风险传导进行检验。主成分分析法具有在收益率层面更好地展现系统性风险时变特征的优势，VAR-MVGARCH(1,1)-BEKK 模型则在波动率层面考虑了风险传导方向伴随某些政策事件可能发生的变化。结果表明，我国金融体系的系统性风险在近十几年中具有显著的时变特征，宽松的货币政策是导致系统性风险升高的重要原因。而我国各项政策的颁布和市场环境的改变也导致风险在金融体系内各个行业或市场间传播的方向发生变化。

**【关键词】**系统性风险；主成分分析；货币政策；

## 一、引言

现代金融体系已经发展成相互交织的网络，系统性风险的生成与传播与网络中各个组成部分之间的相互关联性和关联结构紧密相关。然而，在 2008 年金融危机前，较少研究涉及金融体系中各个行业（市场）之间的相互关联性和关联结构，对系统性风险的度量和预警主要采用综合指数法和早期预警系统。综合指数法通过将多个指标合成为一个综合指数，以反映金融体系的系统性风险，其典型代表包括金融压力指数（Financial Stress Index, FSI）、总体金融稳定指数（Aggregate Financial Stability Index, AFSI）、金融稳定条件指数（Financial Stability Conditional Index, FSCI）等（刘春航和朱元倩，2011；陶玲和朱迎，2016）。早期预警系统（Early Warning System, EWS）的功能是识别系统性风险，给政策制定者和监管者采取行动的时间阻止或者减缓潜在的金融危机（Oet et al., 2013）。综合指数法和早期预警系统的劣势在于无法捕捉系统性风险的传染效应、负外部性以及系统关联性，在应用上具有局限性。而网络分析法和矩阵法可以从金融机构风险传染的角度对系统性风

<sup>1</sup> 胡颖毅，西南财经大学中国金融研究中心

<sup>2</sup> 周嘉伟，西南财经大学中国金融研究中心

险进行研究（马君潞等，2007；范小云等，2012；李政等，2016）。但有学者指出这些方法存在双边风险敞口数据难以获得、假定条件引起潜在估计误差等问题。

2008 年金融危机后，主流的研究视角在于评估金融系统性风险和单个机构的系统性风险贡献，而主要的研究方法则是测度金融机构的违约相关性和市场风险的尾部依赖性。部分学者通过测度机构之间的联合违约概率和违约损失来度量整个金融体系的系统性风险和单个机构的风险贡献，其典型代表包括银行系统多元密度（Banking System Multivariate Density, BSMD）、系统重要性指数（Systemic Importance Index, SII）、脆弱性指数（Vulnerability Index, VI）和因子增强的相关违约方法（Factor-Augmented Correlated Default Approach）。Jobst 和 Gray（2013）在或有权益法（Contingent Claims Approach, CCA）的基础上提出了 Systemic CCA，测度整个金融体系的系统性风险（宫晓琳，2012；巴曙松等，2013；范小云等，2013）。

与此同时，许多学者采用金融市场数据，通过测度金融机构市场风险的尾部依赖性来度量系统性风险。在“自下而上”视角下，条件风险价值（Conditional Value at Risk, CoVaR）成为重要的研究方法（Adrian and Brunnermeier, 2016）。通过测度一个特定机构陷入困境时整个金融系统的 CoVaR 与该机构在正常条件下金融系统的 CoVaR 之差，反映该机构对系统的风险外溢效应，而且 CoVaR 可以计算系统内任意两个机构之间的风险外溢效应（肖璞等，2012；白雪梅和石大龙，2014；沈悦等，2014；陈建青等，2015）。与 CoVaR 思路相同，Co-Risk 则采用金融机构的 CDS 数据，测度一个金融机构的信用风险由于与另外一家机构相联系而导致的增幅，该指标可以捕捉二者之间直接和间接的风险溢出。而 CoVaR 和 Co-Risk 最大的不足在于不具有可加性，单个机构的系统性风险溢出之和并不等于整个金融系统的风险。

在“自上而下”视角下，边际期望损失（Marginal Expected Shortfall, MES）则可以弥补 CoVaR 的缺陷（Acharya et al., 2017）。MES 为整个金融市场收益率显著下跌时，单个金融机构收益率的期望损失，以此反映单个机构对系统性风险的边际贡献（范小云等，2011）。Banulescu 和 Dumitrescu（2015）进一步考虑了规模等其它因素，提出成分预期损失（Component Expected Shortfall, CES），以 MES 乘以资产规模衡量单个机构对金融系统的风险贡献。Acharya 等（2012）在动态 MES 的基础上，提出系统性风险指数（Systemic Risk Index, SRISK），以单个机构相对于整个系统的资本短缺程度来衡量其系统性风险贡献，该指标考虑了规模、关联性、杠杆率等多个因素（梁琪等，2013）。同样在“自上而下”视角下，

博弈论合作博弈的 Shapley 值分解被用于系统性风险的分配（贾彦东，2011；梁琪和李政，2014）。而 Shapley 值分解方法需要计算每个子系统的系统性风险水平，当系统中机构数目较多时，计算负担较大，费时较多。

随着学术界对系统性风险的理解不断加深，对金融系统网络化特征的认识也提到了一个全新的高度。部分学者采用相关系数、主成分分析、Granger 因果网络等多种方法，度量和分析金融机构间的相互关联度和关联结构，评估系统性风险。Kritzman 等（2011）认为少数特征向量（即主成分）可以解释或“吸收”（Absorb）资产收益率的总方差，提出采用主成分分析（Principal Components Analysis, PCA）作为研究系统性风险的方法。主成分分析能够捕捉市场的一体化或者紧密耦合程度，负向冲击在紧密耦合的市场比在松散的市场中传播的更迅速和广泛，即耦合程度越高，市场越脆弱。Billio 等（2012）采用主成分分析法从金融体系的整体相互关联性和风险集中度的角度，度量美国金融体系中各个组成部分受相同风险来源的影响程度。

在波动率层面的金融体系的关联性既体系内各个行业或市场间风险传导的研究方面，大多从波动性溢出（Volatility Spillover）的角度着手。从国内外测度波动溢出效应的方法和应用过程看，多元 GARCH 模型采用异方差建模方法，引入了条件方差的时变概念，因而在处理市场间联动性的时变特征上具有优势，能直观给出风险溢出效应的方向。比较有代表性的多元 GARCH 模型有：VECH 模型，BEKK 模型，CCC-GARCH 模型和 DCC-GARCH 模型。也有部分学者通过构建 GARCH (1,1) 模型得到条件标准差，然后采用格兰杰因果检验的方法检验风险传导方向（汲源，2008；曹广喜等，2014）。

在对国内金融体系系统性风险的研究中，从研究角度上，以金融体系的相互关联性为出发点系统性风险进行的研究还有所欠缺。从研究方法上，对于处理数据时变特征具有优势并对金融体系相互关联性和风险集中度进行估计的主成分分析法的使用还不多见。同时，目前的研究大多局限于采用股票市场中上市公司的数据静态地关注两两行业或少数几个行业所构成的金融体系的风险衡量和风险传导。能够结合重要历史事件对整个金融体系内的风险传导及其变化进行动态考量的研究还较少。与此同时，能够纳入基金市场、债券市场等并建立更广泛金融体系的研究往往将股票市场作为一个整体，而忽略了股票市场中的行业差别。因此，对股票市场进行行业细分后再进行金融体系的构建，然后对金融体系的整体系统性风险进行动态考察并检验金融体系各个组成部分之间的风险传导就显得十分必要。

本文首先定义了一个比较广泛的金融体系，包括银行业、证券业、信托业、基金市场、债券市场和货币市场，同时还将与金融体系紧密相关的房地产业纳入研究范围。基于金融体系相互关联性的角度，在充分考虑系统性风险的时变特征后，本文采用主成分分析法在收益率层面衡量单一风险来源对金融体系的影响能力，以评价金融体系系统性风险的动态变化。同样基于相互关联性的视角，考虑到风险传导受某些标志性事件影响可能发生变化，本文采用 VAR-MVGARCH(1,1)-BEKK 模型在波动率层面检验风险在金融体系中的传导及其动态变化。结果表明，我国金融体系系统性风险进入本世纪以来不断动态变化，而货币政策是导致系统性风险波动的重要原因。很多历史事件都影响了金融体系中风险的传导，金融体系各个组成部分之间风险传导的能力在逐渐增强。本文弥补了国内在相互关联性视角对系统性风险研究上的欠缺。同时，相较以往静态的研究，本文结合历史事件的动态研究更具有实践意义。

## 二、收益率层面的相互关联性-金融体系系统性风险研究

### （一）度量方法

由于金融体系相互交织形成网络，越紧密的相互关联性放大了系统性风险的危害性，意味着金融体系越脆弱。因此，本文认为金融体系的系统性风险为其包含的各个行业或市场发生单一风险事件（比如行业指数大幅度下跌），且风险事件迅速在体系内传导，导致广泛的流动性和信用损失，甚至带来整个金融体系崩溃的风险。具体表现为金融体系受单一因素或事件影响的程度越深，则系统性风险越高；反之亦然。

本文以主成分分析法第一特征值占比作为系统性风险的衡量指标（第一、二特征值占比作为参考）。特征值占比越大，系统性风险越大；反之亦然。因为，第一特征值为各时间序列最重要的影响因素，即最大的风险来源。该值越大表明各个行业或市场受单一因素的影响越大，也即各个行业或市场受单一风险源影响的程度越深，说明金融体系的相互关联性越强，风险集中度越高，系统性风险越大。

### （二）数据处理

随着我国经济和金融业的不断发展，金融体系各个组成行业和市场之间的联系变得越来越紧密，所以系统性风险不再仅仅影响某个行业或仅在某两个市场之间传导。仅对某个关键行业（比如银行业）进行系统性风险研究或者对某两个重要市场（比如货币市场和股票市场等）进行研究的方法已不能满足对金融体系整体系统性风险研究的需求。应该建立

一个内涵更加广泛的金融体系（股票市场、基金市场、货币市场、债券市场等），并对其系统性风险进行研究。

同时，以往将股票市场作为整体进行研究的方法忽略了股票市场中包含各类细分金融行业的事实。对股票市场的风险传导，并不意味着对其包含的各类细分金融行业具有相同的传导能力。因此需要对股票市场进一步细化，研究股票市场中银行业、证券业、信托业等金融行业与其它金融市场之间的关系。

基于以上考虑，本文将我国的金融体系定义为包含银行业、证券业、信托业、基金市场、货币市场和债券市场的一个广泛体系。另外，考虑到房地产业与金融体系的紧密联系，本文也将房地产业纳入研究范围。总体来说，本文的金融体系包含四大金融市场：股票市场、基金市场、货币市场和债券市场。同时，将股票市场中的金融相关行业进一步细分为：银行业、证券业、信托业和房地产业。因此，本文的研究对象为一个以四大金融市场为基础，并对股票市场做了进一步金融行业划分的更加广泛的金融体系。

针对银行业、证券业、信托业和房地产业，本文根据证监会行业分类，以上市公司总市值为权重计算行业加权周收益率<sup>1</sup>。针对基金市场，采用上证基金指数周变化率。质押式回购和同业拆借占货币市场交易量 95%以上，因此，以这两种产品的周交易量为权重，计算货币市场的总加权周到期收益率时间序列。对于长期债券市场，则采用中信标普全债指数的周收益率时间序列。

数据来源为 Wind 金融研究数据终端。描述性统计如表 1：

表 1 描述性统计

	银行	证券	信托	基金	房地产	货币	债券
样本数量	754	754	754	738	754	539	641
均值	0.0008	0.0032	0.0024	0.0010	0.0014	2.3864	0.0003
标准差	0.0371	0.0571	0.0645	0.0134	0.0451	1.1225	0.0011
最小值	-0.1343	-0.1928	-0.2787	-0.0658	-0.2235	0.8223	-0.0073
最大值	0.2751	0.3103	0.7008	0.0679	0.1907	9.2077	0.0066
偏度	0.9463	0.6566	1.8393	0.2648	-0.2342	1.7159	-0.7565
峰度	8.9618	6.8867	22.8101	6.4251	5.1218	8.9426	12.5301

银行业、证券业、信托业和房地产业的样本数量为 754，对应数据区间 2000/01/07-2014/12/31。由于数据源的问题，基金市场的样本数量为 738，对应数据区间 2000/05/19-2014/12/31，债券市场的样本数量为 641，对应数据区间 2002/05/10-2014/12/31。由于货币市场中同业拆借和买断式回购上市的时间较晚，所以样本数量为 538，对应数据区间

<sup>1</sup> 经过筛选，最终保留下来的上市公司数：银行业-16 家、证券业-20 家、信托业-4 家、房地产业-132 家。具体公司列表可向作者索取。

2004/05/28-2014/12/31。鉴于样本数量上存在差异，包含基金市场、债券市场和货币市场的分析，在后面会单独做出。

单位根检验结果表明所有时间序列 $t$ 统计量对应的 $p$ 值均接近于 0，拒绝存在单位根的原假设，所有的收益率序列为平稳序列。同时，各数据间在 5%的置信度下存在比较显著的相关性，但货币市场数据和债券市场数据与其它数据之间的相关性稍差。对总体数据进行 KMO 检验，检验结果为 0.8637，说明可以进行主成分分析。单位根检验和相关系数结果可向作者索取。

### （三）检验结果

1. 系统性风险的计算。计算方法为以 2000 年 1 月 7 日这周之后 $n$ 周的历史各行业数据计算第一和第二特征值的占比，作为数据 1。然后横向延后一周，以 2000 年 1 月 14 日这周之后 $n$ 周的数据再次计算第一和第二特征值占比，作为数据 2。如此不断重复，直到 2014 年 12 月 31 日这一周。为了保证数据的准确性和敏感性，本文以 2000 年 1 月 7 日之后 36 周 ( $n = 36$ ) 的历史数据进行计算，每个特征值占比所使用的历史数据为 9 个月。由此，我们可以得到将近 15 年中系统性风险时间序列。这种方法充分考虑了系统性风险的时变特征，有助于了解系统性风险在考察区间中的动态变化。

本文首先对包含银行业、证券业和信托业的亚体系进行系统性风险的衡量，结果如图

1:

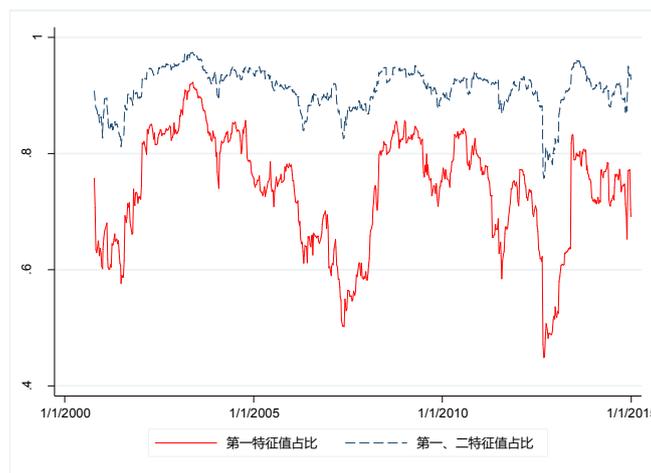


图 1 特征值占比历史波动图 - 银行、证券和信托

实线为第一特征值占比，虚线为第一、二特征值占比。两支曲线的波动趋势基本一致。2000 年至 2002 年左右，第一特征值占比大致在 0.6-0.7 左右波动，而 2002 年后，第一特征值占比迅速攀升，2003 年后达到 0.9 左右的峰值，然后一路下降至 2007 年后的 0.5 左右。接下来，第一特征值占比再次迅速上升，于 2009 年再次达到 0.85 左右的峰值。随后，该指

标在 0.7-0.85 之间波动，然后于 2011 年中和 2012 年中分别两次大幅下降至 0.6 和 0.5 左右的水平。最后，该指标一路上行至 2013 年初的 0.8 左右。2014 年末，该指标呈现逐步下降趋势。

该指标的波动反映了我国金融体系系统性风险的变化，同时也反映了最近十几年来经济发展的大趋势。进入 2000 年，受国际金融危机的影响，我国经济增长速度维持在 8.5%。而进入 2002 年，经济增长速度加快，达到 9.1%，2003 年达到 10%，2004 年为 10.1%。与此同时，我国金融体系的系统性风险也迅速升高，2003 年初达到峰值。而后，随着我国经济增长方式的稳定和经济刺激政策的放缓，金融体系系统性风险逐渐降低，于 2007 年左右达到最低点。受 2008 年金融危机的影响，我国于 2008 年末开启宽松货币政策和 4 万亿经济刺激计划，导致系统性风险再次飙升，于 2009 年左右达到峰值。随后，4 万亿经济刺激计划的缺陷逐渐显现，CPI 高涨、过剩产能无法出清，于是 M2 的增长速度放缓，分别在 2011 年末和 2012 年中，出现了 M2 月度负增长。金融体系系统性风险也表现为大幅下跌。2013 年之后，经济增长乏力，在控制了 CPI 之后，M2 的供给再次攀升，于是金融体系的系统性风险再次升高。至 2014 年末，呈现缓慢下降的趋势。

接下来在加入了房地产业后，第一特征值占比表现出和图 1 相同的变化趋势，如图 2<sup>1</sup>：

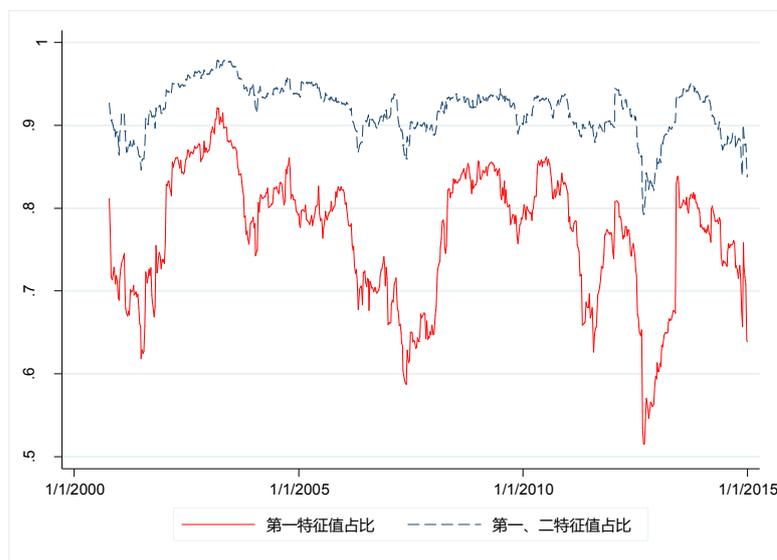


图 2 特征值占比历史波动图 – 银行、证券、信托和房地产

2. 导致系统性风险变化的原因。可以看出，一旦采取财政和货币政策刺激 GDP 增速时，会带来我国金融体系系统性风险的整体提升，从主成分分析中反映出来的就是第一特征值

<sup>1</sup> 加入其它市场数据后系统性风险的变化趋势如图 1 和图 2。结果可向作者索取。

占比增加，金融体系各个组成部分的风险来源趋同。

Minsky (1992) 认为，金融不稳定假说强调了在经济高速增长时期，经济单位的收入-债务安排从对冲融资 (Hedge Finance) (完全对冲债务) 转变为投机和庞氏融资 (Speculative and Ponzi Finance) (高度不稳定的杠杆率与更高的风险)。长期的低利率时期，越来越多的投资者为寻求更高的收益而增加风险。因此，金融稳定到金融危机的演变过程中，宽松的货币与信贷政策发挥了重要作用。Akerlof 和 Shiller (2009) 指出，因低利率时期的货币幻觉，投资者皆为了寻求高回报而冒更大风险。许多文献阐述了在九十年代末到二十世纪初这段时间，各国货币政策的施行创造了低风险环境，鼓励银行承担更多风险，致使短期债务过度应用与资产负债表不断扩大 (Gaggi and Valderrama, 2010; Paligrova and Santos, 2012; Delis and Kouretas, 2011)。

Adrian 和 Liang (2014) 提出，宽松的货币政策 (Accommodative Monetary Policy) 在改善经济环境的同时，也导致金融脆弱性的积累，对金融体系的稳定造成影响，特别是在经济接近其增长潜力的时候。宽松货币政策通过资本市场、银行体系、影子银行和非金融行业四个传导渠道，压低了风险溢价、增加了杠杆并鼓励风险承担的行为，从而导致整个金融体系风险增加。本文认为，我国货币政策的变化是导致金融体系系统性风险变化的重要原因。

选取 M2 同比增长率 (宋旺和钟正生, 2006; 于则, 2006; 王君斌和郭新强, 2014) 和一年期贷款基准利率 (喻坤等, 2014) 作为货币政策代理指标。数据来源为 CSMAR 金融研究数据库。货币政策与系统性风险的关系如图 3:

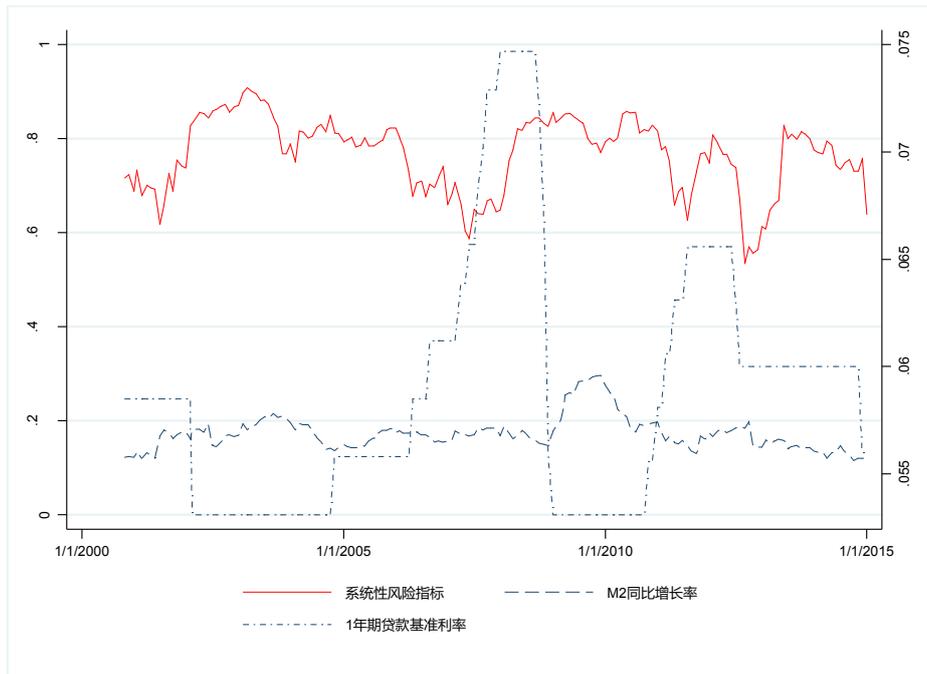


图 3 货币政策指标与系统性风险指标历史波动

注：系统性风险指标和 M2 同比增长率见左坐标轴，一年期贷款基准利率见右坐标轴。

图 3 可见，货币政策与系统性风险之间存在较强的相关性。M2 同比增长率与系统性风险的相关系数为 0.2685；一年期贷款基准利率与系统性风险的相关系数为-0.4389，两者在 1%置信度下显著。

接下来，对系统性风险指标与 M2 同比增长率和贷款基准利率之间是否存在协整关系进行检验。ADF 单位根检验表明，系统性风险指标、M2 同比增长率和贷款基准利率同为一阶单整。我们采用 EG-ADF 两步检验法。首先对以下方程进行回归：

$$SR_t = c + \beta_1 M2_t + \beta_2 LR_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中， $SR_t$ 为系统性风险指标， $M2_t$ 为 M2 同比增长率， $LR_t$ 为贷款基准利率。回归结果如表 2：

表 2 回归结果

	$c$	$\beta_1$	$\beta_2$	可决系数
估计值	1.0162***	0.3321**	-5.2147***	0.2047
t 统计量	(14.78)	(2.14)	(-5.51)	
p 值	0.0000	0.0340	0.0000	

注：\*\*和\*\*\*分别代表在 5%和 1%置信度下显著。

然后对残差项进行单位根检验，结果在 5%的置信度下拒绝原假设，残差项为平稳序列，同时证明系统性风险指标与 M2 同比增长率和贷款基准利率之间存在协整关系。

我国的宽松货币政策在达到稳增长促就业目标的同时，以影响金融体系系统性风险为

代价。本世纪初的一轮宽松货币政策，保送我国 GDP 增长率成功站上两位数的台阶。2009 年初的宽松货币政策，则稳定了经济增长，抵御了国际金融危机的冲击。但这两次的宽松货币政策，都直接导致我国金融体系系统性风险的高涨。由此可见，宽松货币政策是把双刃剑，经济快速增长和金融体系稳定在宽松货币政策面前可能很难兼顾。

### 三、波动率层面的相互关联性-行业和市场间风险传导研究

#### （一）风险传导（波动溢出）的实证方法

本文采用 VAR-MVGARCH(1,1)-BEKK 模型结合重要历史事件对中国金融体系中各个行业和市场间风险传导（波动溢出）进行实证检验。本文依据 AIC 和 SC 信息准则决定不同情况下 VAR 模型的最优滞后阶数，并采用 Wald 检验作为各行业（市场）间波动溢出效应的检验方法。在均值溢出层面，因为检验结果基本上不显著并且不在本文考虑范围之内，所有后文没有给出均值方程的估计结果。同时，为节省篇幅，后文也没有给出方差方程的估计结果。该结果可向作者索取。

#### （二）检验结果

1. 对银行业、证券业、信托业和房地产业的风险传导（波动溢出）检验。作为我国金融体系最重要的资金提供者，银行业为房地产业的发展提供大量资金。特别是 2005 年 11 月，银监会颁布实施《商业银行个人理财业务管理办法》和《商业银行个人理财业务风险管理指引》，银信合作业务以合法身份登上历史舞台。信托业成为银行业向房地产业提供资金的重要通道。同时，证券业也同信托业一样，成为资金流通的一个重要渠道。在这种情况下，银行业、证券业、信托业和房地产业的关系变得越来越紧密，同时各个行业的风险也更容易传导至另外行业。特别是房地产业，作为我国经济发展的重要龙头，它的波动会更加容易传导给银行业、证券业和信托业。

本文将我国房地产的发展分为两个时期，一个是 2005 年银信合作合法开始至 2009 年初宽松货币政策和 4 万亿经济刺激颁布前。在这个时期，我国房地产业得到迅速发展，但我国政府也意识到房地产业过快发展带来的诸多问题，至 2009 年初，我国房价上涨的趋势已经在放缓。另一个时期是 2009 年至 2012 年末。这是 4 万亿经济刺激计划实施的时期，在该时期，我国的房地产业尽管已经弊端尽显，但在经济刺激政策之下，还是得到了一定程度的发展，房价再次大幅上涨。风险传导（波动溢出）的检验结果如表 3：

表 3 银行、证券、信托和房地产业波动溢出 Wald 检验结果

2005-2008	银行	证券	信托	房地产
银行		85.2968*** [0.00]	30.7206*** [0.00]	8.0402** [0.02]
证券	29.6091*** [0.00]		17.1289*** [0.00]	5.6903* [0.06]
信托	23.4637*** [0.00]	8.4306** [0.01]		5.0862* [0.08]
房地产	88.4737*** [0.00]	103.0438*** [0.00]	24.5711*** [0.00]	
2009-2012				
银行		49.4345*** [0.00]	56.0540*** [0.00]	12.7835*** [0.00]
证券	12.5535*** [0.00]		30.1112*** [0.00]	12.1909*** [0.00]
信托	27.0471*** [0.00]	5.1960* [0.07]		4.2353 [0.12]
房地产	0.2355 [0.89]	0.0284 [0.99]	46.1667*** [0.00]	

注：(1)本表为纵轴中的行业（市场）对横轴中的行业（市场）的波动溢出的 Wald 检验结果。\*，\*\*，\*\*\*分别代表在 10%，5%和 1%置信度下显著；(2)方括号内为 p 值。下表同。

对于 2005-2008 年，在 5%的置信度下，房地产业对银行业、证券业和信托业的检验拒绝原假设，而接受房地产业对银行业、证券业和信托业存在波动溢出的假设。同时，在 5%的置信度下，则不存在银行业、证券业和信托业向房地产业的波动溢出效应。<sup>1</sup>实证检验说明，在这个时期，行业风险由房地产业向银行业、证券业和信托业传递。对于 2009-2012 年，在 5%的置信度下，则接受原假设，即不存在房地产业向银行业和证券业的波动溢出效应。这个时期，房地产业已经不具备向银行业和证券业进行风险传导的能力。究其原因，本文认为这与该时期实施的严厉“限购、限贷”和房地产企业开发贷款限制有关。不过，与上一个时期相同的是，依然存在房地产业向信托业的风险传递。

那么，信托业和证券业作为与银行业关系紧密的两个行业，它们与银行业之间的风险传导关系是怎么样的呢？首先，由于证券业和信托业与银行业的紧密关系，它们与银行业之间很可能存在双向的风险传导。其次，信托与银行业的合作发展经历了不同的时期。从 2005 年银信合作的合法身份确立开始，信托业和银行业之间的关系开始变得越来越紧密。但在意识到可能产生的影子银行风险之后，2010 年 8 月，银监会发布《关于规范银信理财合作业务有关事项的通知》，禁止信托公司开展通道类业务。至此，银信合作开始逐渐的萎

<sup>1</sup> 银行业对房地产业的检验在 1%的置信度下。

靡（银信合作的信托余额占比由 2010 年 9 月的 64.0%降至 2014 年 12 月的 22.14%），银行与信托公司之间的紧密程度变弱，风险的传导也逐渐降低。所以，我们认为，2005-2010 年，银行与信托之间会存在明显的风险传导关系，而 2010 年后，该风险传导关系则会削弱。表 4 为对该问题的检验结果：

表 4 银行、证券、信托和房地产业波动溢出 Wald 检验结果

2005-2010		银行	证券	信托	房地产
银行			56.9277*** [0.00]	54.4256*** [0.00]	4.1465 [0.13]
证券	148.8115*** [0.00]			48.1219*** [0.00]	17.1889*** [0.00]
信托	134.3577*** [0.00]	20.8871*** [0.00]			17.2326*** [0.00]
房地产	19.5820*** [0.00]	18.9964*** [0.00]	6.6215** [0.04]		
2010-2014		银行	证券	信托	房地产
银行			26.4154*** [0.00]	7.6759** [0.02]	58.3311*** [0.00]
证券	16.8990*** [0.00]			223.0189*** [0.00]	116.9643*** [0.00]
信托	56.5564*** [0.00]	131.4282*** [0.00]			68.9997*** [0.00]
房地产	232.5728*** [0.00]	0.6128 [0.74]	158.7907*** [0.00]		

对于 2005-2010 年，在 5%的置信度下，拒绝原假设而接受银行业向信托业存在波动溢出的假设，检验结果印证了上述理论分析。2010 年之后，该波动溢出的效应明显减弱，在 1%的置信度下则接受原假设，不存在银行业向信托业的波动溢出效应。我们同时发现在银行业与证券业之间的双向波动溢出效应一直比较强烈。该结论与沈悦等（2014）的结论一致，主要原因是由于银行业和证券业在金融体系中所占份额大，合作关系起步最早，合作途径多，联系比其它子市场更密切。

2. 对银行业、证券业、信托业和基金市场的风险传导（波动溢出）检验。中国人民银行、银监会、证监会 2005 年 2 月 20 日联合公布并开始实施《商业银行设立基金管理公司试点管理办法》。按照规定，中国商业银行可直接出资设立基金管理公司。2007 年，试点范围扩大。中国银监会 2013 年 3 月 4 日宣布，扩大商业银行设立基金管理公司试点范围，城市商业银行首次入围。

因此，本文认为银行业与基金市场之间的关系正变得越来越紧密，同时系统性风险也

越来越容易在两者之间传导。以 2005 年为重要时间节点，将数据分为两个时间阶段，进行银行和基金数据的波动溢出检验，结果如表 5：

表 5 银行、证券、信托和基金波动溢出 Wald 检验结果

2000-2005	银行	证券	信托	基金
银行		1.2314 [0.54]	0.7516 [0.69]	3.2580 [0.20]
证券	5.4997* [0.06]		6.9492** [0.03]	2.4032 [0.30]
信托	3.9048 [0.14]	3.2894 [0.19]		8.0814** [0.02]
基金	36.5411*** [0.00]	33.1293*** [0.00]	37.3154*** [0.00]	
2006-2014	银行	证券	信托	基金
银行		72.4037*** [0.00]	213.5409*** [0.00]	325.5357*** [0.00]
证券	190.2349*** [0.00]		15.9129*** [0.00]	56.2236*** [0.00]
信托	58.6893*** [0.00]	21.9434*** [0.00]		12.6282*** [0.00]
基金	62.4438*** [0.00]	15.3928*** [0.00]	2.0230 [0.36]	

对于 2000-2005 年，在 5% 的置信度下，接受原假设，不存在银行业向基金市场的波动溢出效应。而对于 2006-2014 年，则拒绝原假设，接受银行业和基金市场之间存在较强的双向波动溢出效应。这个结果也说明银行业和基金市场之间的风险传导效应正变得越来越紧密。

3. 对银行业、证券业、信托业、基金市场和货币市场的风险传导（波动溢出）检验。李成等（2010）发现货币市场与股票市场以及债券市场、基金市场等之间存在一定程度的双向风险传导效应。本文认为货币市场的波动性会直接影响银行业、证券业、信托业和基金市场。因为货币市场数据从 2004 年开始，所以波动溢出检验的数据区间为 2004-2014，结果如表 6：

表 6 银行、证券、信托、基金和货币市场波动溢出 Wald 检验结果

2004-2014	银行	证券	信托	基金	货币
银行		106.9989*** [0.00]	11.1582*** [0.00]	119.9628*** [0.00]	10.0235*** [0.00]
证券	99.9208*** [0.00]		110.4986*** [0.00]	50.2015*** [0.00]	43.3715*** [0.00]
信托	6.7628** [0.03]	57.9397*** [0.00]		21.9155*** [0.00]	20.8524*** [0.00]

基金	38.5614*** [0.00]	119.0915*** [0.00]	83.0952*** [0.00]	1.9062 [0.39]
货币	18.7386*** [0.00]	27.7222*** [0.00]	13.5311*** [0.00]	25.1687*** [0.00]

对于 2004-2014 年，在 5%的置信度下，拒绝原假设，接受存在货币市场向银行业、证券业、信托业和基金市场的波动溢出效应的假设。实证检验也印证了刚才的分析，货币市场的波动向其它金融体系组成部分在传导。同时，实证结果还发现银行业、证券业和信托业也存在向货币市场的波动溢出，可见货币市场与金融体系其它组成部分的联系十分紧密。

4. 对银行业、证券业、信托业和债券市场的风险传导（波动溢出）检验。债券市场与其它市场之间的风险传导效应已经有很多研究成果，但结论不一致。王璐和庞皓（2009）发现债券市场和股票市场之间的风险传导效应并不显著，而李成等（2010）则发现股票市场和债券市场之间存在显著的风险传导效应。部分学者分阶段进行更加细致的研究，胡秋灵和马丽（2011）同样利用 BEKK 模型发现股票市场和债券市场的波动均具有显著的 ARCH 效应，不同行情下，两市场之间的风险传导具有明显不同的特征：当股票市场处于牛市或熊市行情时，只存在股票市场向债券市场的单向风险传导；当股票市场处于反弹行情时，两市场之间不存在风险传导；当股票市场处于震荡行情时，两市场之间存在双向风险传导。

我们采用类似的分阶段研究的方法进行检验，将数据区间分为以下 5 个区间分别进行检验：2002/5-2006/7，缓慢下跌期；2006/7-2007/11，大幅上涨期；2007/11-2008/11，大幅下跌期；2008/11-2009/8，反弹期；2009/8-2014/12，振荡下跌期。检验结果如表 7、8、9：

表 7 银行、证券、信托和债券市场波动溢出 Wald 检验结果

2002-2006	银行	证券	信托	债券
银行		31.0254*** [0.00]	26.6916*** [0.00]	19.1577*** [0.00]
证券	14.1910*** [0.00]		21.1586*** [0.00]	14.5851*** [0.00]
信托	19.9593*** [0.00]	15.8871*** [0.00]		20.3699*** [0.00]
债券	14.6876*** [0.00]	14.6769*** [0.00]	20.4243*** [0.00]	
2006-2007	银行	证券	信托	债券
银行		44.0764*** [0.00]	16.2081*** [0.00]	2.9726 [0.23]
证券	29.4722***		34.2808***	2.5679

	[0.00]		[0.00]	[0.28]
信托	30.2677***	92.3557***		7.8821**
	[0.00]	[0.00]		[0.02]
债券	5.6527*	16.7162***	2.7241	
	[0.06]	[0.00]	[0.26]	

表 8 银行、证券、信托和债券市场波动溢出 Wald 检验结果

2007-2008	银行	证券	信托	债券
银行		7.3597**	4.6377*	12.1266***
		[0.03]	[0.10]	[0.00]
证券	44.1539***		239.9701***	3.0610
	[0.00]		[0.00]	[0.22]
信托	38.4484***	108.0663***		3.4793
	[0.00]	[0.00]		[0.18]
债券	2.0884	2.3616	6.2091**	
	[0.35]	[0.31]	[0.04]	
2008-2009	银行	证券	信托	债券
银行		33.3069***	16.5088***	8.5080**
		[0.00]	[0.00]	[0.01]
证券	40.0671***		26.1320***	7.3785**
	[0.00]		[0.00]	[0.02]
信托	1.1171	14.6786***		22.9038***
	[0.57]	[0.00]		[0.00]
债券	3.9426	8.4200**	1.9943	
	[0.14]	[0.01]	[0.37]	

表 9 银行、证券、信托和债券市场波动溢出 Wald 检验结果

2009-2014	银行	证券	信托	债券
银行		17.5416***	29.7673***	14.9370***
		[0.00]	[0.00]	[0.00]
证券	11.2348***		8.9647**	10.6956***
	[0.00]		[0.01]	[0.00]
信托	17.1071***	20.3278***		30.0394***
	[0.00]	[0.00]		[0.00]
债券	8.6008**	15.5226***	47.4368***	
	[0.01]	[0.00]	[0.00]	

实证结果表明，在股市大幅上涨期和大幅下跌期时，债券市场和其它行业间不存在显著的风险传导效应。而在缓慢下跌期和振荡下跌期时，却存在显著的双向风险传导效应。在反弹期时，则主要为银行业、证券业和信托业向债券市场的风险传导。这与胡秋灵和马力（2011）的部分结果一致。当股票市场大涨大跌时，股票市场与债券市场的波动溢出效应并不显著，反而在市场处于振荡期时，却存在双向波动溢出效应。该发现也同样解释了之前系统性风险的结果。当系统性风险得到释放时（股票市场的表现为大涨大跌），债券市场与其它行业之间的风险溢出效应被削弱。而当系统性风险在不断积聚时（股票市场的表

现为持续振荡)，债券市场与其它行业之间则存在显著的风险溢出效应。

### (三) 小结

我国系统性风险的大小和行业及市场间的风险传导并不是孤立和静态的，而是一个随着经济的发展和政策的变化而相互影响、动态变化的过程。

本世纪初，受宽松货币政策的影响，金融体系系统性风险曾经达到一个较高水平，各个行业（市场）之间都发现比较显著的风险传导关系。而 2005 年后至金融危机前，随着房地产市场的迅速发展和银信合作的展开，系统性风险呈现出由银行业向信托业传导的状态。同时，由于房地产业通过信托和证券行业源源不断的获得资金支持，房地产业的风险也呈现向信托业、证券业和银行业传导的状态。这个现象，在 2008 年金融危机后减弱。

危机后，系统性风险在宽松货币政策和 4 万亿投资的驱动下，再次达到峰值。在这个期间，系统性风险的传导发生了一些变化。2010 年，随着银信合作被银监会叫停，银行业向信托业的系统性风险传导减弱。由于严厉的“限购、限贷”和房地产企业开发贷款限制，房地产业向银行业和证券业进行风险传导的能力被极大削弱。同时，基金在 2005 年商业银行允许参与成立基金管理公司后，银行业与基金业的关系也开始变的越来越紧密。实证研究也证明，2005 年后，基金与银行业之间的风险传导关系变得越来越显著。货币市场为各个类型的金融机构提供流动性，同时也是银行货币政策的实施渠道。所以，货币市场的风险很容易向金融体系中的其它行业传导。实证研究表明货币市场风险的确会向银行业、证券业、信托业和基金市场传导。

2008 年金融危机前，行业或市场风险在金融体系中的传播路径如图 4：

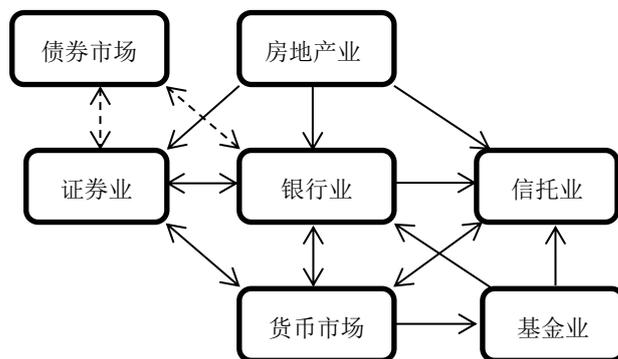


图 4 金融危机前系统性风险传播路径

2008 年金融危机后，行业或市场风险在金融体系中的传播路径如图 5：

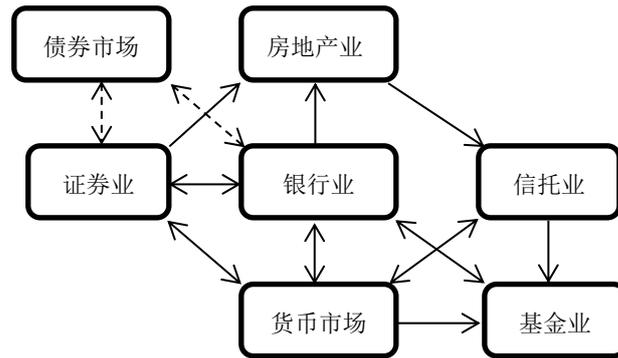


图 5 金融危机后系统性风险传播路径

## 四、稳健性检验

### （一）金融体系系统性风险波动趋势的稳健性检验

我们采用 DCC-MVGARCH (1,1) 模型得到两两行业或市场间的时变动态相关系数来衡量系统性风险的关联性 (Bekaert et al., 2009; Eiling and Gerard, 2015)。在得到各行业或市场间时变动态相关系数并计算均值后, 与主成分分析法得到的第一特征值占比进行比较, 如图 6:

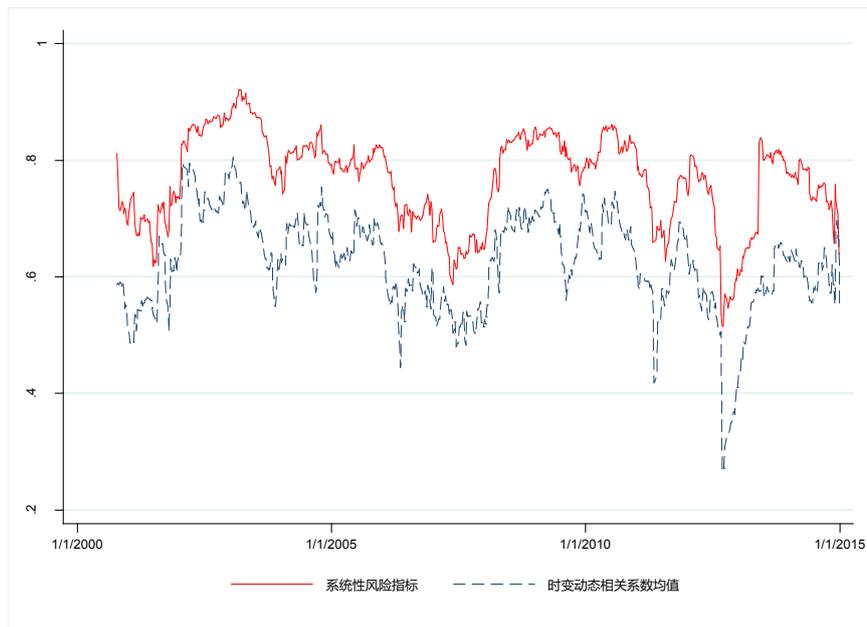


图 6 系统性风险指标与时变动态相关系数均值波动图

时变动态相关系数均值表现出与系统性风险指标同步波动的趋势。两项指标相关系数达到 0.8601, 在 1%置信度下显著。对时变动态相关系数均值与 M2 同比增长率和贷款基准利率之间是否存在协整关系进行检验。我们同样采用 EG-ADF 两步检验法, 在 5%的置信度下, 检验结果拒绝原假设, 证明时变动态相关系数均值与 M2 同比增长率和贷款基准利率

之间存在协整关系。

## （二）风险传导（波动溢出）的稳健性检验

对各个行业和市场之间系统性风险的传导进行稳健性检验。检验方法采用格兰杰因果检验。首先对各个行业的数据进行 GARCH (1,1) 模型建模<sup>1</sup>，然后计算该模型的条件标准差。最后代入格兰杰因果检验的数据为各个行业的条件标准差时间序列（汲源，2008；曹广喜等，2014）。格兰杰因果检验结果与前面实证结果基本一致，证明了结论的稳健性。为节省篇幅，不再赘述。数据处理过程中的检验以及格兰杰因果检验结果可向作者索取。

## 五、研究结论

本文首先定义了一个较广泛的金融体系，包括银行业、证券业、信托业、基金市场、债券市场和货币市场，同时还将与金融体系紧密相关的房地产业纳入了研究范围。然后，从金融体系相互关联性的视角，在收益率层面采用主成分分析法衡量单一风险来源对金融体系的影响能力，在波动率层面采用 VAR-MVGARCH(1,1)-BEKK 模型确定风险在金融体系中的传导途径。

主成分分析具有很好的把握系统性风险时变特征的优点，可以动态的描绘系统性风险在数据区间中的变化趋势。本文的研究结果显示，我国金融体系的系统性风险在本世纪初达到峰值，然后缓慢下行，在 2008 年世界性金融危机爆发前达到最低值。接下来，由于金融危机所导致的宽松货币政策和 4 万亿经济刺激计划的实施，系统性风险再次上升。尽管基于降低 CPI 的需要减缓了 M2 的增速，但系统性风险在表现出较大波动的同时始终维持高位。2013 年以来，系统性风险呈逐渐下降的趋势。实证结果表明，金融体系系统性风险的变化主要受我国宽松货币政策的影响，历次宽松货币政策的实施都导致系统性风险的提高。

同时，VAR-MVGARCH(1,1)-BEKK 模型结合格兰杰因果检验的实证结果表明，在我国不同的发展时期，系统性风险在不同行业或市场间的传导途径发生着变化。房地产业在发展的黄金时期曾经成为我国银行业、证券业和信托业在风险来源，但在房地产业的黄金发展时期过去并且国家对其进行严格监管后，房地产业对银行业和证券业的风险传导能力已经大幅度降低。而银行业作为我国金融体系的重要支柱，对其它的行业产生了一定程度的风险传导。银信合作后，银行业成为信托业的重要风险来源。2005 年颁布实施《商业银行

---

<sup>1</sup> 从相关文献和本文的数据来看，GARCH(1,1)为最适合的模型设置。具体检验过程在此省略。

设立基金管理公司试点管理办法》则成为影响银行与基金公司之间风险传导的重要事件。该事件后，基金市场与银行业之间存在显著的双向风险传导效应。货币市场则与其它行业之间几乎都存在显著的双向风险传导效应，说明货币市场与其它行业之间的联系十分紧密。在股市振荡期时债券市场与其它行业之间存在双向的波动溢出效应。而在股票市场大涨大跌时（即系统性风险得到释放时），则不存在波动溢出效应。总的来说，我国金融体系各个组成部分之间风险传导的能力并不是静态的，而是一个动态变化的过程。

## 参考文献

- [1] 巴曙松,居 姍,朱元倩. 我国银行业系统性违约风险研究——基于 Systemic CCA 方法的分析[J]. 金融研究,2013(9):71-83.
- [2] 白雪梅,石大龙. 中国金融体系的系统性风险度量[J]. 国际金融研究,2014(6):75-85.
- [3] 曹广喜,崔维军,韩 彦. 人民币汇率弹性调整对我国汇市与股市关系的影响——基于长记忆 VAR-(BEKK)MVGARCH 模型[J]. 数理统计与管理,2014(6):1101-1112.
- [4] 陈建青,王 擎,许韶辉. 金融行业间的系统性金融风险溢出效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2015(9):89-100.
- [5] 范小云,方 意,王道平. 我国银行系统性风险的动态特征及系统重要性银行甄别——基于 CCA 与 DAG 相结合的分析[J]. 金融研究, 2013(11):82-95.
- [6] 范小云,王道平,刘澜飏. 规模、关联性与中国系统重要性银行的衡量[J]. 金融研究, 2012(11):16-30.
- [7] 范小云,王道平,方 意. 我国金融机构的系统性风险贡献测度与监管——基于边际风险贡献与杠杆率的研究[J]. 南开经济研究, 2011(4):3-20.
- [8] 宫晓琳. 未定权益分析方法与中国宏观金融风险的测度分析[J]. 经济研究, 2012(3):76-87.
- [9] 胡秋灵,马 丽. 我国股票市场和债券市场波动溢出效应分析[J]. 金融研究,2011(10):198-206.
- [10] 汲 源. 房地产股票市场溢出效应研究[J]. 统计研究,2008(12):66-72.
- [11] 贾彦东. 金融机构的系统重要性分析——金融网络中的系统风险衡量与成本分担[J]. 金融研究, 2011(10):17-33.
- [12] 李成,马文涛,王彬. 我国金融市场间溢出效应研究——基于四元 VAR-GARCH(1,1)-BEKK 模型的分析[J]. 数量经济技术经济研究,2010(6):3-19.
- [13] 李 政,梁 琪,涂晓枫. 我国上市金融机构关联性研究——基于网络分析法[J]. 金融研究, 2016(8):95-110.
- [14] 梁 琪,李 政,郝项超. 我国系统重要性金融机构的识别与监管——基于系统性风险指数 SRISK 方法的分析[J]. 金融研究, 2013(9):56-70.
- [15] 梁 琪,李 政. 系统重要性、审慎工具与我国银行业监管[J]. 金融研究, 2014(8):32-46.
- [16] 刘春航,朱元倩. 银行业系统性风险度量框架的研究[J]. 金融研究, 2011(12):85-99.
- [17] 马君潞,范小云,曹元涛. 中国银行间市场双边传染的风险估测及其系统性特征分析[J]. 经济研究, 2007(1):68-78.

- [18] 沈悦,戴士伟,罗希.中国金融业系统性风险溢出效应测度——基于 GARCH-Copula-CoVaR 模型的研究[J].当代经济科学,2014(6):30-38.
- [19] 宋旺,钟正生.我国货币政策区域效应的存在性及原因——基于最优货币区理论的分析[J].经济研究,2006(3):46-58.
- [20] 陶玲,朱迎.系统性金融风险的监测和度量-基于中国金融体系的研究[J].金融研究,2016(6):18-36.
- [21] 王君斌,郭新强.经常账户失衡、人民币汇率波动与货币政策冲击[J].世界经济,2014(8):42-69.
- [22] 王璐,庞皓.中国股市和债市波动溢出效应的 MV-GARCH 分析[J].数理统计与管理,2009(1):152-58.
- [23] 肖璞,刘轶,杨苏梅.相互关联性、风险溢出与系统重要性银行识别[J].金融研究,2012(12):96-106.
- [24] 喻坤,李治国,张晓蓉,徐剑刚.企业投资效率之谜:融资约束假说与货币政策冲击[J].经济研究,2014(5):106-20.
- [25] 于则.我国货币政策的区域效应分析[J].管理世界,2006(2):18-22.
- [26] Acharya V. V., Engle R. F., Richardson M. Capital Shortfall: A New Approach to Ranking and Regulating Systemic Risks[J]. American Economic Review: Papers and Proceedings, 2012, 102(3):59-64.
- [27] Acharya V. V., Pedersen L. H., Philippon T., Richardson M. Measuring Systemic Risk[J], Review of Financial Studies, 2017, 30(1): 2-47.
- [28] Adrian T., Brunnermeier M. K. CoVaR[J], American Economic Review, 2016, 106(7):1705-41.
- [29] Adrian T., Liang N. Monetary Policy, Financial Conditions, and Financial Stability[R]. Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports No.690.2014.
- [30] Akerlof G.A., Shiller R.J. Animal Spirits: How Human Psychology Drives the Economy and Why It Matters for Global Capitalism[M]. New Jersey:Princeton University Press.2009.
- [31] Banulescu G., Dumitrescu E. Which are the SIFIs? A Component Expected Shortfall Approach to Systemic Risk[J]. Journal of Banking and Finance, 2015, 50:575-88.
- [32] Bekaert G., Hodrick R. J., Zhang X. Y. International Stock Return Comovements[J]. Journal of Finance, 2009, 64(6): 2591-2626.
- [33] Billio M., Getmansky M., Lo A.W., Pelizzon L. Econometric Measures of Connectedness and Systemic Risk in the Finance and Insurance Sectors[J]. Journal of Financial Economics, 2012, 104(3):535-59.
- [34] Delis M.D., Kouretas G.P. Interest Rates and Bank Risk-taking[J]. Journal of Banking and Finance, 2011, 35(4):840-55.
- [35] Eiling E., Gerard B. Emerging Equity Market Comovements: Trends and Macroeconomic Fundamentals[J].

Review of Finance, 2015, 19(4): 1543-85.

[36] Gaggi P., Valderrama M.T. Does a Low Interest Rate Environment Affect Risk Taking in Austria?[J].

Monetary Policy and the Economy, 2010, 4(10):32-48.

[37] Jobst A. A., Gray D. F. Systemic Contingent Claims Analysis Estimating Market-Implied Systemic Risk[R].

IMF Working Paper , No.54, 2013.

[38] Kritzman M., Li Y., Page S., Rigobon R. Principal Components as a Measure of Systemic Risk[J]. Journal of Portfolio Management, 2011, 37(4):112-26.

[39] Minsky P. The Financial Instability Hypothesis[R]. Economics Working Paper, 1992, No.74.

[40] Oet M.V., Bianco T., Gramlich D., Ong S. J. SAFE: An Early Warning System for Systemic Banking Risk[J]. Journal of Banking and Finance, 2013, 37(11):4510-33.

[41] Paligorova T., Santos J.A.C. Monetary Policy and Bank Risk-Taking:Evidence from the Corporate Loan Market[R]. Federal Reserve Bank of New York Working Paper. 2012.

# **Time-varying Analysis on Systemic Risk and Risk Transmission in the Financial System of China in the Perspective of Interconnectedness**

**Hu Yingyi and Zhou Jiawei**

**Abstract:** In the perspective of interconnectedness, we evaluate the fluctuation of the systemic risk and determine the direction of the risk transmission in the financial system in China by using respectively the principal component analysis and the VAR-MVGARCH(1,1)-BEKK model. The methods take into account the time-vary characteristic of the systemic risk and the possible change of the risk transmission direction. The results show that in the recent fifteen years, the systemic risk in the financial system is fluctuating constantly, and the accommodative monetary policy is a main reason causing the increase of the systemic risk. The direction of the risk transmission is also changing along with the enacting of new policies and the varying of the financial environment.

**Keywords:** Systemic Risk; Principal Component Analysis; Monetary Policy;

# 宏观因子、融资行为与国际债券币种结构

## ——考虑资本管制差异的门限面板回归分析

白晓燕<sup>1</sup> 郑程洁<sup>2</sup>

**【摘要】** 本文研究资本管制差异下国际债券币种结构的影响因素，研究发现：总体上，资本管制较严时，国际债券币种结构主要受宏观因子影响，资本管制较松时，宏观因子作用减弱而融资行为影响增强。无论资本管制的强弱，雄厚的经济实力、温和的通货膨胀和坚挺的币值始终有利于国际债券币种份额的提高。随着资本管制的放松，金融市场发展和资本流动的正向影响有所减小，汇率波动的负向作用逐渐减弱，国际债券币种结构对以利率和汇率变动率衡量的融资成本和汇率波动带来的套汇收益更敏感。以上研究结果表明资本账户开放的不同阶段应有不同的政策着力点，现阶段应着力发展金融市场、促进资本自由流动和保持汇率稳定，为下一阶段融资主体的市场化选择奠定基础。

**【关键词】** 宏观因子；融资行为；国际债券；资本管制；人民币国际化；

### 一、引言

国际债券指跨境发行的以外国货币为面值的债券，包括欧洲债券和外国债券两种主要形式，欧洲债券于境外发行并以发行地国家之外的货币为面值货币；外国债券在境内发行并以发行市场所在国的货币为面值货币。发行以某种货币计价的国际债券是该货币在国际金融交易中发挥记账单位和价值储藏职能的具体体现，因此，以某种货币计价的国际债券在国际债券总额中的占比是衡量货币国际化程度的一个重要指标，它受哪些因素影响备受关注。

人民币国际债券指跨境发行的以人民币为面值的债券。近年来，在境外发行的人民币债券（即“点心债券”）和在境内发行的人民币债券（即“熊猫债券”）均取得一定进展。国际清算银行（BIS）的数据显示，截至 2017 年年底人民币国际债券占比为 0.43%，相比

<sup>1</sup> 白晓燕，武汉大学经济与管理学院金融系副教授

<sup>2</sup> 郑程洁，武汉大学经济与管理学院金融系硕士研究生

2010 年初的 0.06% 增长近 7 倍<sup>1</sup>。尽管如此，人民币国际债券份额与主要国际货币的份额如美元（45.07%）和欧元（39.20%）相距甚远。2015 年以来，在“一带一路”巨额融资需求和人民币被纳入 SDR 货币篮子等因素的推动下，人民币国际债券迎来新的发展机遇。以熊猫债为例，随着境外机构进入境内债市的政策不断放宽，2015 年熊猫债迎来首个发行高潮且于 2016 年出现爆发式增长，发行规模从 2015 年的 155 亿元飙升至 2016 年的 1300 亿元，较 2015 年增长 7 倍多<sup>2</sup>。众所周知，人民币有别于其他货币国际化的特点是起步阶段存在严格的资本管制，近期，针对债券市场的资本管制的放松是促进人民币国际债券发行的制度原因。长期来看，中国将逐渐放开资本管制，实现人民币可自由兑换。那么，除了放松资本管制的政策推动，人民币国际债券的发展还受哪些因素的影响？影响因素以中国的宏观基本面因子为主还是体现融资行为的微观因子为主？在资本管制的不同阶段，这些因素的显著性和影响力是否发生变化？

回答上述问题有助于为资本账户渐进式开放进程中人民币国际债券的发展，以及人民币金融交易功能的国际化提供政策借鉴。由于人民币国际债券发展起步较晚且受政策因素影响较大，单独以人民币为研究对象恐难捕捉国际债券币种结构影响因素的普遍规律。因此本文将样本扩展至具有不同资本管制程度的 22 个国家（地区）所发行的货币，研究不同的资本管制宽严程度下国际债券币种结构的影响因素。

## 二、文献综述

国际债券币种份额是货币国际化的常见代理变量，一些学者沿袭 Chinn & Frankel（2008）关于货币国际化影响因素的研究思路，从货币发行国角度出发选取三类宏观因子——经济实力、金融市场发展、币值稳定以及一个微观因子——货币惯性，实证验证国际债券币种结构的影响因素，以上四类因子的正向影响得到普遍支持。关于金融市场发展因子，Bergsten（1976）、Tavlas & Ozeki（1992）和 Kenen（1998）等分析指出金融市场的发展程度和开放度对货币国际化起决定性作用。金融市场的发展程度以效率来判断。一个有效率的金融市场必须具备相当的广度、深度和弹性，分别指交易者类型的多样性、足够大

---

<sup>1</sup>受人民币升值预期扭转的不利影响，以人民币计价的国际债券占比由 2015 年最高 0.59% 下降至 2017 年年底的 0.43%。

<sup>2</sup>熊猫债数据来源于中国人民大学国际货币研究所《人民币国际化报告 2016：货币国际化与宏观金融风险管理》和《2017 人民币国际化报告：强化人民币金融交易功能》。尽管熊猫债 2016 年发行量超过点心债，但点心债依然是人民币国际债券的主体。

的交易量，市场价格机制的灵活性。开放度的重要表现是取消资本管制、允许资金自由流动。遗憾的是，很难找到一个有效匹配金融市场广度、深度、弹性和开放度的代理变量。学者多以反映金融市场深度的规模指标来代表金融市场发展程度，如 Chinn & Frankel (2008)、张志文和白钦先 (2013) 以外汇交易总值占 GDP 之比、白晓燕和邓明明 (2013) 以股票总市值占 GDP 之比、何平等 (2017) 和项卫星等 (2017) 以间接融资占比表示。上述文献均未考虑金融市场的开放程度，可能是因为普遍以主要国际货币为研究对象，默认解除资本管制、开放金融市场是货币国际化的先决条件。这里存在两个问题，首先，主要国际货币发行国在某些阶段曾实施过严格的跨境资本流动限制，如上个世纪六七十年代的美国，有些文献的样本期涵盖了这个阶段却未考虑开放度下降的影响；其次，2010 年 6 月以后，以巴西雷亚尔、人民币及墨西哥比索等新兴市场货币计价的国际债券发行量稳步上升，而这些货币的发行国存在不同程度的资本管制。可见，金融市场或资本账户开放程度应成为衡量一国宏观金融实力的有益补充。王春桥和夏祥谦 (2016) 以 22 种货币为样本，发现货币发行国的金融开放促进了该国货币在国际债券中的使用。Ito & Rodriguez (2015) 发现国际债券发行国的金融开放对本币的国际化有利。上述两篇文献中的金融开放均以 Chinn & Ito (2006) 编制的 KAOPEN 指数来反映，这个指数实为名义上的资本账户开放程度，一般来说，跨境交易管制的法律法规不会频繁变化，所以绝大多数国家的 KAOPEN 指数在一定时期内保持不变，它更适合刻画一国资本管制的长期状态而不是资本账户的短期动态变化。考虑到本文的研究目的，此变量正好能为划分不同资本管制程度提供依据。相比之下，杨荣海和李亚波 (2017) 更关注用资本流动衡量的实际资本账户开放程度。他们分析了资本流动通过影响汇率从而影响货币国际化的渠道。其中，直接投资项目下，资本流入通过巴拉萨-萨缪尔森效应作用于贸易渠道；证券投资、金融衍生工具和其他投资项目下资本流入作用于金融渠道，进而导致实际汇率上升，而本国汇率上升会增加该国货币作为国际金融交易中投资、储备货币的比重，这里的影响渠道虽然侧重于投资功能，但发行国际债券的融资活动同样需要跨境资本流动为货币提供流动性。该文对资本流动、资本流动和汇率的交互作用的关注对本文研究思路的设计有所启发。

反映货币国际化程度的指标除了国际债券计价货币的份额，还有货币在外汇储备、国际贸易结算、外汇交易中的占比，不同指标的经济含义以及对应的货币职能不同，其背后的驱动因素也不同。而李稻葵和刘霖林 (2008)、张志文和白钦先 (2013)、项卫星等 (2017)、何平等 (2017) 未对外汇储备份额和国际债券份额的影响因素加以区分。白晓燕

和邓明明（2013）克服此缺陷，影响因素的选择既包括不同职能的共同影响因素，也包括国际债券计价货币选择的特殊影响因素。实证研究发现四类共同影响因素（经济和贸易实力、金融市场发展、币值稳定以及货币惯性）均显著。特殊影响因素方面， $M_2$  增长率、贷款风险溢价对国际债券发行有负向影响；一国 FDI 净流入的增加有显著的正向作用。几个特殊影响因素的引入非常新颖但是理论依据不足。此外，引入贷款风险溢价是出于对发行成本和偿还成本的考虑，可见，该文的探讨已经从仅注重货币发行国的宏观因子拓展到关注微观的融资行为。

事实上，还有多个学者从融资行为的角度出发着重考察微观影响因素。Black & Munro（2010）探索居民发行离岸债券的动因，发现低利率是重要影响因素。Mizen et al.（2012）将资本结构相关理论应用于企业发行外币债券的决定。基于静态权衡理论，企业增加总债券（包括本地债务和外债）取决于成本优势，此时低利率是发行外币债券融资的动因；基于风险管理理论，外币债券的发行可能受汇率风险的影响。不过其理论分析和实证变量的选取未完全承接，实证中未考虑汇率因素。Habib & Joy（2010）重点关注与抛补和非抛补利率平价偏离有关的融资成本对外币债券计价货币选择的影响，实证结果表明计价货币的选择对非抛补融资成本节约敏感，对抛补融资成本节约不敏感，同时他们发现外币债券发行人通过选择低利率货币降低融资成本，但对货币贬值带来的成本节约不敏感。该文对利率平价的考虑对本文有所启发，金融市场上是否借助某种货币融资，不是单方面考虑利率或汇率，而是关注汇率变动对利率的抵补程度。He et al.（2016）未直接分析国际债券而是从期望效用最大化下外币资产和负债需求模型切入，发现低利率且在经济繁荣时升值，在经济衰退时贬值的货币更有可能成为融资货币。

汇率水平和汇率波动既是反映货币对外价值稳定性的宏观因子，也是融资决策时需要考量的微观因子，其对国际债券币种份额的影响存在争议。关于汇率水平，多数文献从宏观考虑，认为货币升值增加发行人的信心，产生正向作用。而朱孟楠和闫帅（2017）着眼于微观，认为升值增加筹资成本，产生负向作用。关于汇率波动，宏观上，汇率波动意味着一国宏观经济不稳定，加剧发行风险，因此作用为负（张志文和白钦先，2013）。而微观上，汇率波动可能作用为正。如白晓燕和邓明明（2013）认为，发行主体可利用币值的不稳定性降低成本。白钦先和张志文（2011）认为当一国货币处于长期升值状态时，战略投资者可利用汇率波动特征，高抛低吸，获得波动收益，以此抵消汇率波动的负向影响。除了上述两派对立的观点以外，白晓燕和邓明明（2016）实证研究发现，汇率波动的影响存

在阶段性。货币国际化初期，汇率波动的作用显著为负，而中后期不显著，原因在于货币国际化初期更需要维持汇率稳定以增加发行方的信心，而中后期由于汇率形成机制改革、利率市场化改革等使得货币的内外价值震荡，此时汇率波动与国际债券币种结构脱节。这个细致的研究思路和发现提醒我们，同一影响因素在不同阶段或不同状态下，显著性和影响力可能发生变化。

通过文献梳理，我们发现：第一，反映货币国际化程度的指标有多套，从充当外汇储备货币和国际贸易结算货币两个角度考察货币的国际使用受哪些因素影响的较多，从充当国际债券标价货币的角度切入的相对较少，而强化金融交易功能恰恰是人民币国际化战略当前的重点；第二，一些文献在考察国际债券币种结构影响因素时，影响因素的选择和外汇储备币种结构基本一致，忽略了两个指标的经济含义，以及所体现的货币职能的差异；第三，影响因素的识别多以主要国际货币为研究对象，并根据研究结果分析其对中国发展人民币国际债券的战略意义，这种思路忽略了中国与主要国际货币发行国在资本管制方面的差异，对现阶段人民币国际化的借鉴意义有限；第四，国际债券计价货币的决定因素包括宏观和微观因子，前者包括经济实力、贸易规模、金融市场发展程度和开放程度以及币值稳定，后者与融资行为相关，包括汇率水平、汇率波动以及用利率与汇率变动率共同反映的融资成本，多数文献仅侧重某一类因子；第五，具体代理变量的选择还存在改进空间，宏观因子方面，对金融实力的衡量多关注金融发展程度而忽略了金融开放程度；微观因子方面，对融资成本的反映更多关注利率因素，较少考虑汇率的影响。

本文可能的创新有四个方面：第一，研究视角的创新，本文立足中国资本账户渐进式开放的基本事实，研究国际债券币种结构的影响因素是否因资本管制程度而异，而同类文献往往视资本账户开放为货币国际化的应有之义；第二，对于资本管制差异的刻画，本文不是以具体某个国家资本管制或开放政策的出台为依据进行主观分段，而是将样本货币扩大，用非线性门限面板回归模型（PTR）对样本国家内生分组，据此对资本管制程度进行客观区分；第三，本文兼顾货币发行国宏观经济基本面的表现和融资决策引入影响因素，有利于货币当局根据资本账户放开的不同阶段在供给推动和需求导向的政策之间权衡选择；第四，具体的指标选择上，宏观因子中金融实力的衡量，本文不仅如同类文献一样考虑了金融发展程度，还考虑了金融开放程度，更贴合新兴市场经济体货币国际化的现实要求；微观因子中融资成本的衡量，本文根据利率平价理论综合考虑利率和汇率变动对跨境融资成本的影响。

### 三、实证分析

#### (一) 变量选取与说明

##### 1. 被解释变量

国际债券币种份额 (SHARE) 数据来自 BIS<sup>1</sup>。样本期为 1999 年第一季度至 2015 年第二季度。22 种样本货币包括: 美元、欧元、日元、英镑、瑞士法郎、加元、澳元、瑞典克朗、港元、丹麦克朗、新西兰元、捷克克朗、挪威克朗、新加坡元、韩元、人民币、巴西雷亚尔、印度卢比、墨西哥比索、俄罗斯卢布、南非兰特和泰铢<sup>2</sup>。

##### 2. 门限变量

以 Chinn & Ito (2006) 编制的 KAOPEN 指数作为门限变量。KAOPEN 指数基于一国的法律和规则, 反映货币当局资本账户管制的强度。其取值范围为[0, 1], 取值越大表示资本管制程度越低。

##### 3. 解释变量

首先, 从货币发行国角度出发纳入宏观影响因子: (1) 经济实力。一国经济实力越强, 其影响力越大且国际信用越稳定, 该国货币越有可能作为金融交易的工具。(2) 贸易规模。一国贸易的对外扩张可能增加该国货币在贸易计价和结算中的使用, 而贸易结算货币可能从国际融资中获得, 促进以该国货币计价发行国际债券。(3) 金融市场发展。成熟的金融市场为市场参与者提供了良好的投融资环境, 提高了以该国货币计价的资产的流动性, 从而促进国际债券的发行。(4) 资本流动<sup>3</sup>。国际债券的交易更多通过资本项下的资金流出和回流实现, 一国资本流动更充分, 跨境金融交易活动更加便利。为了进一步分析资本流动

---

<sup>1</sup>BIS 公布了两组数据, 一组时间跨度为 1989 年第三季度至 2015 年第二季度, 并将国际债券严格区分为货币市场工具与国际债券和票据; 另一组时间跨度为 2011 第三季度至 2017 年第四季度, 只公布了国际债券总额数据, 未公布国际债券和票据的明细数据。为了与资本管制数据匹配, 本文选用了时间跨度较长但只更新至 2015 年第二季度的国际债券和票据的数据。

<sup>2</sup>样本货币的选取依据一方面参考白晓燕和邓明明 (2016) 选取在外汇储备、国际债券、贸易计价、外汇交易和 GDP 排名前 20 位 5 个指标中出现频率最高的 18 种货币, 以此体现货币的综合竞争力; 另一方面根据国际债券币种份额补充排名前 20 位而未被白晓燕和邓明明 (2016) 纳入样本范围的港元、丹麦克朗、捷克克朗和泰铢 4 种货币。

<sup>3</sup>前文的门限变量资本管制 (KAOPEN) 和解释变量资本流动 (FLOW) 分别从名义 (法理) 和实际 (事实) 上衡量资本账户开放, 前者是官方政策和制度选择的结果, 体现了各国长期资本管制状态, 以此为门限变量有利于从长期把握资本渐进式开放的总体基调; 后者是各国经济主体市场竞争的结果, 体现短期跨境资本流动状态, 以此为解释变量有利于国家在维持资本渐进式开放长期目标不变的情况下在短期内实时调整资本流动管理策略。

如何通过影响汇率波动影响货币国际化，本文添加二者的交互项，由于汇率波动的影响方向暂不确定，故此交互项的作用不确定。(5) 币值稳定。一国货币的币值越稳定，可能增加该国货币发挥记账单位和价值储藏职能的吸引力。币值稳定包括对内稳定和对外稳定，前者表现为较低的通货膨胀率，后者体现在坚挺的币值或较低的汇率波动，由于这两类变量也可以通过微观融资行为体现，因此与下文的微观因素同时阐述。

同时，基于融资行为纳入微观因子。(1) 融资成本。根据利率平价理论，以利率与汇率变动率之和衡量货币的融资成本，即

$$COST_{i,t} = r_{i,t-1} + \frac{S_{i,t} - S_{i,t-1}}{S_{i,t-1}} \quad (22)$$

其中，货币 i 在 t 时期的利率为 r，以贷款年利率衡量一国货币的利率成本，汇率为 s，以实际有效汇率表示，原因在于其剔除了通货膨胀的影响，更能反映汇率的真实对外价值和汇率的综合变动，其数值上升表示货币升值。(2) 汇率水平。宏观上，货币升值表明一国经济发展向好，可能增加发行人的信心，产生正向影响；但微观上，货币升值增加待偿还债券的价值，增加融资成本，此时为抑制作用。(3) 汇率波动。宏观上，汇率波动意味着一国经济发展不稳定，加剧了汇率风险，此时为负向影响；但微观上，汇率波动为发行人提供了套汇空间，其套汇收益可能抵消其负向影响，甚至产生正向作用。以上变量具体指标的选取等见表 1，数据频度为季度<sup>1</sup>。

表 1 变量说明

变量	变量说明	数据来源	预期方向
<b>被解释变量:</b>			
国际债券份额 (SHARE)	以某一货币标价的国际债券存量价值占全部国际债券存量价值的份额	BIS	
<b>门限变量:</b>			
资本管制 (KAOPEN)	Chinn-Ito 编制的 KAOPEN 指数	Chinn-Ito 的网站	
<b>解释变量:</b>			
经济实力 (GDP)	一国 GDP 占世界 GDP 的份额	World Bank GEM	+
贸易规模 (EXPORT)	一国出口量占世界出口总量的份额	IMF DOTS	+
金融市场发展 (CREDIT)	一国私人非金融部门信贷占本国 GDP 的比重 <sup>2</sup>	BIS	+
资本流动 (FLOW)	一国国际收支平衡资本与金融账户资金流动之和占本国 GDP 的比重	IMF BOP	+
资本流动*汇率波动 (FLOW*VOL)	资本流动与汇率波动的交互项 <sup>3</sup>	IMF BOP、World Bank GEM	不确定

<sup>1</sup>解释变量未考虑货币惯性因素，原因在于门限面板回归模型以静态面板为对象，添加被解释变量的滞后期所代表的货币惯性可能增加模型的内生性，故暂不考虑惯性因素的作用。

<sup>2</sup>IMF 的金融发展指数综合考量金融市场的深度、广度和流动性可能更适合全面衡量金融市场的发展程度，但其为年度数据，与本文其他数据的频度不一致。

<sup>3</sup>为避免多重共线性，分别对 FLOW 和 VOL 去中心化处理后相乘得到交互项。

通货膨胀率 (CPI)	一国 CPI 同比增长率	BIS	-
融资成本 (COST)	贷款年利率与实际有效汇率变动率之和	IMF IFS、CEIC、World Bank GEM	-
汇率水平 (REER)	实际有效汇率	World Bank GEM	不确定
汇率波动 (VOL)	本季末前 12 个月实际有效汇率的标准差	World Bank GEM	不确定

注：欧元区 GDP 根据不同年份加入欧元区国家的数据加总获得，贷款年利率、KAOPEN 指数用德国数据代替。为了保持相同的数据频率，本文利用 quadratic-match 法将 KAOPEN 年度数据转化为季度数据。缺失的数据用 5 期移动平均填补。其中，GDP、出口份额经过季节调整。

## (二) 模型的构建

本文采用 Hansen (1999) 门限面板回归模型进行估计，使用的软件为 stata14.0。为了便于表述，以双重门限模型为例描述估计过程，多重门限模型依此类推。模型设定如下：

$$Y_{it} = \begin{cases} \beta_1 X_{it} + v_i + \varepsilon_{it} & q_{it} \leq \gamma_1 \\ \beta_2 X_{it} + v_i + \varepsilon_{it} & \gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2 \\ \beta_3 X_{it} + v_i + \varepsilon_{it} & q_{it} > \gamma_2 \end{cases} \quad (23)$$

其中，被解释变量  $Y_{it}$  为国际债券份额 (SHARE<sub>it</sub>)，其中， $i$  代表国家， $t$  代表时间。由于国际债券份额取值范围为 (0, 1)，与某些解释变量的取值范围不一致。因此，参考 Chinn & Frankel (2008) 对被解释变量进行 logistic 转换，公式为 Logistic SHARE=log (SHARE/ (1-SHARE))，转换后取值范围拓展为  $(-\infty, +\infty)$ ，从而避免因被解释变量分布偏度过高而造成回归结果的偏差。 $X_{it}$  代表所有解释变量，包括经济实力 (GDP<sub>it</sub>)、贸易规模 (EXPORT<sub>it</sub>)、金融市场发展 (CREDIT<sub>it</sub>)、资本流动 (FLOW<sub>it</sub>)、资本流动与汇率波动的交互项 (FLOW<sub>it</sub> \*VOL<sub>it</sub>)、通货膨胀率 (CPI<sub>it</sub>)、融资成本 (COST<sub>it</sub>)、汇率水平 (REER<sub>it</sub>)、汇率波动 (VOL<sub>it</sub>)。 $q_{it}$  为门限变量，即资本管制 (KAOPEN<sub>it</sub>)。 $\gamma_1$ 、 $\gamma_2$  为门限值，用来划分不同的资本管制强度。 $v_i$  代表国家 (地区) 固定效应， $\varepsilon_{it}$  表示残差项。

## (三) 实证结果与分析

### 1. 门限效应检验与门限值的确定

首先，检验门限效应。由表 2，结果均在 1% 显著性水平上拒绝原假设，表明存在三重门限。

表 2 门限效应检验

门限变量	假设检验	F 值	P 值
	H0:不存在门限, H1:存在单一门限	616.1435***	0.0000
KAOPEN	H0:存在单一门限, H1:存在双重门限	199.9445***	0.0000
	H0:存在双重门限, H1:存在三重门限	117.2388***	0.0000

注：各统计量均由自举法反复抽样 1000 次得到，\*\*\*表示在 1% 水平上显著。由于技术限制，本文使用的模型最多可识别三重门限，故未检验是否存在四重门限。

然后，估计门限值。由表 3，门限值分别为 0.3608、0.6469 与 0.7061。定义

$0 \leq \text{KAOPEN} \leq 0.3608$  为高度管制阶段,  $0.3608 < \text{KAOPEN} \leq 0.6469$  为低度管制阶段,  $0.6469 < \text{KAOPEN} \leq 0.7061$  为低度开放阶段,  $0.7061 < \text{KAOPEN} \leq 1$  为高度开放阶段。为了方便表述, 用管制阶段代表高度管制阶段和低度管制阶段, 用开放阶段代表低度开放和高度开放阶段。

表 3 门限值

门限变量	门限模型	门限值
		0.3608
KAOPEN	三重门限模型	0.6469
		0.7061

## 2. 实证结果与分析

表 4 报告了在不同资本管制强度下国际债券份额影响因素的门限面板估计结果<sup>1</sup>。

表 4 门限面板估计结果

变量	管制阶段		开放阶段	
	高度管制阶段 $0 \leq \text{KAOPEN} \leq 0.3608$	低度管制阶段 $0.3608 < \text{KAOPEN} \leq 0.6469$	低度开放阶段 $0.6469 < \text{KAOPEN} \leq 0.7061$	高度开放阶段 $0.7061 < \text{KAOPEN} \leq 1$
GDP	23.2475*** (4.8829)	22.7109*** (3.4397)	5.3443 (0.3679)	8.4857*** (6.5350)
EXPORT	8.7924 (1.2270)	-22.3611** (-2.4490)	-20.1764** (-2.0262)	-3.1953*** (-5.8005)
CREDIT	0.0029** (2.4764)	0.0064*** (6.6134)	-0.0041*** (-4.3666)	-0.0004 (-0.8645)
FLOW	0.9657** (2.3297)	-0.0971 (-0.4236)	-0.1216 (-0.2275)	0.0141 (1.2147)
FLOW*VOL	-0.7492*** (-4.5149)	0.0119 (0.3263)	-0.3086*** (-2.7709)	-0.0120** (-2.1238)
CPI	3.1932*** (4.9853)	4.4743*** (6.8344)	8.7552*** (3.1694)	2.3511*** (5.4660)
COST	-0.0048 (-1.6183)	-0.0025 (-0.8671)	-0.1611*** (-6.5914)	-0.0231*** (-4.4062)
REER	0.0092*** (5.6938)	0.0033** (2.4243)	0.0248*** (6.2699)	0.0090*** (15.0660)
VOL	-0.2264*** (-4.6680)	-0.0213* (-1.9037)	0.0031 (0.1339)	0.0130*** (3.3285)
F 值	5326.8402***			
R <sup>2</sup>	0.9708			

注: 括号内为t值, \*\*\*, \*\*, \*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。考虑到样本国家之间可能存在显著差异, 误差项可能存在异方差问题, 故使用稳健标准差来校正估计系数的标准差。

由表 4, 经济实力的正向作用在管制阶段强于开放阶段。各阶段, 一国货币均需要国家经济实力为其提供信用背书。而开放阶段, 各国经济发展水平已经较高, 其货币更容易被接受, 此时对经济实力的关注减弱。

出口份额在高度管制阶段不显著, 其余阶段均为负向作用。可能的原因是, 国际债券

<sup>1</sup>为避免内生性问题对实证结果的影响, 本文使用t-1期的解释变量与t期的被解释变量进行分析, 结果与表 4的结果无显著差异。由于篇幅限制, 不在此报告具体结果, 如有需要可以向作者索取。

份额侧重反映资本与金融项下的货币国际化，而非经常项下的货币国际化。事实上，欧元区出口份额几乎是美国的两倍，但是欧元国际债券份额和国际化程度不及美国。

金融市场发展在管制阶段呈促进作用，而开放阶段为抑制作用。本文尝试从代理变量本身寻找原因，在资本管制较高时，国内信贷市场发展良好，给予跨国融资者货币流动性增强的感受，因此，愿意以该国货币计价发行债券。随着资本账户不断放开，一国更关注债券市场和股票市场的发展，此时国内信贷市场可能未被当作发展的重点，因此二者的相关性减弱。

资本流动仅在高度管制阶段为正向作用，其余阶段不显著。表明资本管制较严的国家如中国、印度、南非等，更需要资本自由流动为国际投融资提供便利，而高度开放的美、欧、日等，跨境投融资相对容易且资本流动规模已经较高，对资本流动不敏感。交互项表明资本放开的初期，资本流动会加剧汇率风险，中期能缓冲汇率风险，后期可避免过度投机。墨西哥金融危机、亚洲金融危机等事件的确反映了资本放开初期蕴含的巨大汇率风险。因此，在资本管制较严时，应加强跨境资本流动风险管理，尽量避免在汇率波动较大时促进资本流动。随着资本不断放开，经济金融运行机制逐渐成熟，资本流动的投机性成分降低，对汇率的非理性冲击逐渐减弱。

通胀系数在各阶段显著为正，可能的原因是温和的通胀有利于保持市场流动性和活力，是经济向好的反映，促进该国货币在国际债券中的使用。样本期内，发达国家通胀率较为温和，大多维持在 3% 以下，少有超过 5% 的情况，而俄罗斯、巴西、墨西哥等国通胀率普遍高于发达国家，正如 López-Villavicencio & Mignon (2011) 所解释的那样，新兴市场国家需要更高的通胀率润滑经济。

融资成本的作用在在管制阶段不显著，在其余各阶段均为负向，表明随着资本管制不断放开，融资行为的作用逐渐显现。究其原因，较高的资本管制导致资金无法自由出入境，交易成本提高，间接增加了国际债券发行成本，因此资本管制放松时，融资成本低对发行方有更高的吸引力。

汇率水平系数在各阶段均为正，表明货币升值为促进作用而货币贬值为抑制作用。这个结果支撑了汇率代表的宏观作用，即货币贬值预示着宏观经济走弱，降低了发行人的信心。这与人民币国际债券占比变化相吻合，从 2009 年到 2014 年年初人民币升值，人民币国际债券份额稳步增长，而 2015 年“8.11”汇改后人民币贬值，人民币国际债券份额有所下降。

随着资本管制逐渐放松，汇率波动的作用由负转正。在管制阶段，汇率波动意味着宏观经济发展不稳定，降低了发行方的信心。到了开放阶段，汇率波动特征增加了国际投资者套汇操作增加收益的可能，一定程度上可能抵消汇率波动的负向作用，甚至产生正向影响。这表明，资本账户开放的初期，汇率波动代表的宏观因子作用明显，而后期汇率波动代表的融资行为逐渐显现。

### 三、结论与启示

本文基于 22 种货币及其发行国（地区）1999 年第一季度至 2015 年第二季度的数据，运用门限面板回归研究资本管制不同阶段国际债券币种结构的影响因素。研究发现：

第一，总体上，在资本管制程度较高时，国际债券币种结构受宏观因子影响更大；随着资本管制放松，宏观因子作用减弱，融资行为的影响逐渐显现。

第二，在资本管制的任何阶段，稳步的 GDP 增长、温和的通货膨胀和货币升值始终为正向作用，但促进效应在资本管制较松时减弱。

第三，信贷市场发展和资本流动的作用在资本管制较严时为正向，资本管制较松时不显著；且资本账户放开初期，资本流动会加剧汇率风险，但后期资本流动起风险缓冲的作用。

第四，随着资本管制的放开，各国对汇率波动的容忍度逐渐提高。资本账户开放初期，汇率波动带来的宏观经济不稳定产生不利影响，后期，汇率波动带来的投融资机会能抵消其负向影响。

第五，随着资本管制不断放开，国际债券币种结构对融资成本更加敏感。

上述研究结论对于逐渐放开资本管制的中国有如下启示：

第一，总体上，现阶段应维持宏观基本面向好为下一阶段融资主体的自主选择奠定基础。

第二，强大的经济实力为一国货币提供信用支持，良好的发展预期和坚挺的币值有利于提高市场参与者在国际金融交易中的信心。发展人民币国际债券市场需要雄厚的经济基础作为后盾，新常态下保持经济中高速稳定增长，增加中国对世界经济的影响力依然重要。

第三，不同阶段金融市场的发展和开放策略有所不同。一方面，现阶段可借助信贷市场为人民币提供流动性；随着资本管制的放开，应鼓励债券、股票、基金产品的创新。另一方面，现阶段应加强资本流动风险管理，根据汇率波动特征择机调整资本流动管理状态。

当汇率波动较小时，可稳步放松对资本流动的限制，如设计“一带一路”人民币专项债券等；当资本管制放开到一定程度，应制定资本自由流动鼓励政策，吸引更多主体参与跨境交易。

第四，不同阶段对汇率波动管理的松紧程度应有差异。现阶段应保持人民币在合理区间内自由波动，同时避免再次出现剧烈波动和过快贬值，以维持人民币国际地位的稳定。随着资本管制的不断放松，可逐步扩大汇率波动区间，最终可考虑完全放松汇率管制，允许汇率自由浮动。

第五，借助国际债券发行方对不同阶段融资成本敏感性的差异调整策略。现阶段，可适当放松对发行主体、资金用途等方面的限制，并通过政策补助等措施补偿严格的资本管制带来的间接融资成本；资本管制放松时，应关注各国利率走势和汇率变动对利率的抵补作用，加强成本激励，增加以人民币融资的吸引力，巩固人民币作为国际融资货币的地位。

## 参考文献

- [1] 白钦先, 张志文. 外汇储备规模与本币国际化: 日元的经验研究[J]. 经济研究, 2011 (10): 137-149
- [2] 白晓燕, 邓明明. 货币国际化影响因素与作用机制的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2013 (12): 113-125
- [3] 白晓燕, 邓明明. 不同阶段货币国际化的影响因素研究[J]. 国际金融研究, 2016 (9): 86-96
- [4] 何平, 钟红, 王达. 国际债券计价货币的选择及人民币使用的实证研究[J]. 国际金融研究, 2017 (6): 75-84
- [5] 李稻葵, 刘霖林. 人民币国际化: 计量研究及政策分析[J]. 金融研究, 2008 (11): 1-16
- [6] 王春桥, 夏祥谦. 人民币国际化: 影响因素与政策建议——基于主要国际货币的实证研究[J]. 上海金融, 2016 (3): 38-43
- [7] 项卫星, 钟红, 李宏瑾. 国际债券发行货币币种份额影响因素实证研究: 对人民币国际化的启示[J]. 世界经济研究, 2017 (9): 3-12
- [8] 杨荣海, 李亚波. 资本账户开放对人民币国际化“货币锚”地位的影响分析[J]. 经济研究, 2017 (01): 134-148
- [9] 张志文, 白钦先. 汇率波动性与本币国际化: 澳大利亚元的经验研究[J]. 国际金融研究, 2013 (4): 52-63
- [10] 朱孟楠, 闫帅. 外汇储备规模、汇率与货币国际化——基于日元的实证研究[J]. 西南民族大学学报(人文社科版), 2017 (3): 140-145
- [11] Bergsten C F, The Dilemmas of the Dollar: The Economics and Politics of United States International Monetary Policy[J]. Foreign Affairs, 1976, 94 (94): 195-200
- [12] Black S, Munro A. Why Issue Bonds Offshore? [R]. BIS Working Paper, 2010, 68 (3): 97-144
- [13] Chinn M, Frankel J. Why the Euro Will Rival the Dollar[J]. International Finance, 2008 (1): 49-73
- [14] Chinn M, Ito H. What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions[J]. Journal of Development Economics, 2006, 81 (1): 163-192
- [15] Habib M M, Joy M. Foreign-currency Bonds: Currency Choice and the Role of Uncovered and Covered Interest Parity[J]. Applied Financial Economics, 2010, 20 (8): 601-626
- [16] He D, Luk P, Zhang W. Internationalization of the Renminbi as an Investing and a Funding Currency: Analytics and Prospects[J]. Pacific Economic Review, 2016, 21 (3): 295-323

- [17] Ito H, Rodriguez C. Clamoring for Greenbacks: Explaining the Resurgence of the U.S. Dollar in International Debt[R]. RIETI Discussion Paper, 2015
- [18] Kenen P B. The Euro versus the Dollar: Will There be a Struggle for Dominance[J]. Journal of Policy Modeling, 2002 (24): 347-354
- [19] López-Villavicencio A, Mignon V. On the Impact of Inflation on Output Growth: Does the Level of Inflation Matter? [J]. Journal of Macroeconomics, 2011, 33 (3): 455-464
- [20] Mizen P, Packer F, Remolona E M, Tsoukas S. Why Do Firms Issue Abroad? Lessons from Onshore and Offshore Corporate Bond Finance in Asian Emerging Markets[R]. BIS Working Paper, 2012
- [21] Tavlas G, Ozeki Y. The Internationalization of Currencies: An Appraisal of the Japanese Yen[R]. Washington: International Monetary Fund, 1992

## Study on Macroeconomic Factors, Financing Behavior and International Bond Currency Structure

### Threshold Panel Regression Analysis Considering Capital Control Differences

**Abstract:** This paper investigates the determinants of currencies denomination in international bond under various degree of capital control. The empirical analysis has the following findings: in general, when the capital control is strict, international bond currency structure is mainly affected by macroeconomic factors, and when the capital control is relatively loose, the effect of macroeconomic factors are weakened and the financing behavior is strengthened. Regardless of the strength of capital control, strong economy, moderate inflation and strong currency always increase the currency share in the international bond market. With the relaxation of capital control, the positive impact of financial market development and capital flow is reduced, and the negative effect of exchange rate fluctuations is gradually weakened, while the currency structure of international bond is more sensitive to financing costs measured by interest rate and exchange rate volatility and arbitrage gains arising from exchange rate fluctuation. The findings show that different policy should be implemented at different stages of capital account liberalization. At this stage, efforts should be made to develop financial market, promote free flow of capital and maintain exchange rate stability, which will lay foundation for market-oriented choice of financing entity at next stage.

**Keywords:** Macroeconomic Factors; Financing Behavior; International Bond; Capital Controls; RMB Internationalization

# 汇率市场化与资本账户开放的路径选择

彭红枫<sup>1</sup> 肖祖沔<sup>2</sup> 祝小全<sup>3</sup>

**【摘要】** 本文构建包含资本管制和外汇市场干预的开放经济 DSGE 模型，将不同汇率干预程度和资本管控程度下的经济福利与基准模型进行比较，探究不同政策组合可能引致的经济福利损失。结果表明，实行完全浮动汇率制度配合开放资本账户所获得的经济福利水平显著高于固定或有管理浮动汇率制下的经济福利水平。在现行有管理浮动汇率制度下，一味降低汇率市场干预力度或者放松资本管制反而会降低经济福利水平。汇率市场干预力度降低到一定程度后应当从根源上进行汇率制度改革，发挥浮动汇率制下独立货币政策稳定宏观经济的作用。数值模拟结果显示，中国应当协同推进汇率市场化和资本账户开放两大金融改革，并且在汇率完全市场化之前，有必要保持一定程度的资本管制。

**【关键词】** 汇率市场化；资本账户开放；开放经济；DSGE 模型

## 一、引言

自 2015 年 10 月中国央行放开存款利率上限之后，中国基本完成了利率市场化的改革进程，由此汇率市场化及资本账户开放成为中国当前阶段最为重要的两项金融市场化改革。

在汇率市场化方面，2015 年中国央行已开始推进新一轮汇率制度改革（811 汇改），将前一日银行间汇率收盘价纳入汇率中间价形成机制以更好反映市场供求关系，增加汇率弹性。但是这种过于激进的改革措施直接引发了汇率的大幅贬值以及国际金融市场波动。在资本账户开放方面，由于中国外汇储备余额从 2014 年下半年开始出现持续下滑，而且人民币名义有效汇率自 2012 年开始就表现出持续贬值的趋势，资本外流压力较大。同时，美联储 2016 年 12 月开始的加息周期也给稳定人民币汇率的目标带来挑战，客观上进一步加大了资本外流的压力。面对严峻的经济形势，中国外管局在 2017 年 1 月颁布了外汇管制新规，除禁止资本流动用于不可兑换资本项目以外，对预计使用外汇时间也进行有效监管。这些管制措施的提出表明资本账户开放进程依然面临挑战，在这样的宏观背景下，探究中

<sup>1</sup> 彭红枫，山东财经大学金融学院

<sup>2</sup> 肖祖沔，山东财经大学金融学院

<sup>3</sup> 祝小全，清华大学五道口金融学院

国汇率制度改革与资本账户开放的路径选择显得尤为重要和急迫。

1994 年以来，中国通过多次汇率制度改革确定了以市场供求为基础、参考一揽子货币的有管理浮动汇率制。虽然随着汇率改革的深化中国汇率形成机制逐渐成熟，汇率的市场灵活性逐渐增强，但是政府干预依然在汇率形成机制中扮演着重要角色。与此同时，中国资本账户开放处于逐步推进阶段，根据 IMF 划分的资本管制指标，目前中国实现基本可兑换项目 14 项，部分可兑换项目 22 项，剩下还有 4 个项目完全不可兑换<sup>1</sup>。整体来看，当前的汇率市场和资本账户依然受到政府一定程度的干预和管制，推进汇率市场化和资本账户开放的政策制定和路径选择成为学术研究的焦点问题：这两项金融改革是否有必要确定先后顺序？是否需要在不同时期分别有所侧重？如何实现金融市场化改革进程中经济福利损失的最小化？

从已有文献看，国外学者对于汇率制度改革与资本账户开放路径选择等问题的研究较少，主要集中在汇率制度选择与经济福利的关系、放松资本管制的经济效果以及不同汇率制度与资本管制的政策搭配的效果上。从汇率政策方面来看，De Paoli（2009）在完备市场假设基础上构建了小国开放经济模型，指出小型经济体最优货币政策需要同时针对产出、通货膨胀以及汇率波动作出反应。McKinnon 和 Schnabl（2009）则认为由于货币错配，浮动汇率制对于中国并不合适，而且也无助于降低中国持续贸易顺差。他们认为更加稳定的汇率形成机制比完全浮动汇率制度更适合中国国情。

针对政府的资本管制政策，部分学者认为取消管制政策有利于提升一国生产效率和经济产出（Goldstein 和 Lardy，2006；Song 等，2014）。但是，如果同时考虑汇率与资本管制政策，结论就并非如此简单。Singh 和 Subramanian（2008）在小国开放经济模型框架下分析了短期中汇率稳定和资本管制政策，发现这样一个政策组合有利于抑制经济周期波动，虽然并非最优选择但可让经济实现“次优”均衡。Benigno 等（2016）认为只有在汇率政策成本较小时，浮动汇率制效率最高，资本管制必要性降低。但当汇率政策面临较大成本时，资本管制和汇率干预的政策组合能够获得更高福利水平。Chang 等（2015）则基于开放经济动态随机一般均衡（DSGE）模型，探讨了在固定汇率或者浮动汇率制度下，资本管制和冲销政策对宏观经济变量的潜在影响。结论表明，当政府实施浮动汇率制并且取消资本管制时经济福利水平达到最高。

---

<sup>1</sup> 资料来源：IMF《汇兑安排与汇兑限制年报（2016）》。

部分学者对不同汇率制度下资本管制的效果持有不同观点。Kitano (2011) 在固定汇率制度的假设下, 构建了一个适用于小国开放经济的 DSGE 模型, 模型通过设定面临运营成本的银行体系吸收外币存款为本国居民及企业提供借贷以及针对外债水平征税这两个渠道引入资本管制的概念。这一研究表明, 完全资本流动不一定是最优选择, 银行体系低效时资本管制反而能使经济体达到更高的福利水平。但模型对于银行体系吸收外币存款的假设脱离实际, 并且以固定汇率制度作为基本假设。

近年来国内越来越多的学者对金融市场化改革的路径选择展开讨论, 但是始终没有形成一致的结论。张春生、蒋海 (2015) 通过对国际经验的总结, 提出可供中国遵循的金融改革路径有两种模式: (1) 利率市场化→汇率市场化→资本账户开放模式; (2) 利率市场化→资本账户开放→汇率市场化模式。这两种模式的差异主要在于资本账户开放和汇率市场化完成的先后顺序。陈创练等 (2017) 利用 TVP-VAR-SV 模型对中国利率市场化、汇率市场化及资本账户开放的关系进行了实证研究, 得出应先完成利率市场化、在此基础上开放资本账户进而推动汇率市场化的结论, 从而支持上述模式 (2)。陈中飞、王曦和王伟 (2017) 则基于全球 66 个国家与地区数据研究发现中国金融改革路径应当遵循第三种模式: 即汇率市场化→利率市场化→资本账户开放。

此外, 还有部分学者基于 DSGE 模型对汇率市场化以及资本账户开放相关理论问题进行了探讨。胡小文、章上峰 (2015) 将汇率引入央行的泰勒规则中, 发现若保持资本账户开放程度不变, 单一的扩大汇率弹性会增大经济波动; 若资本账户开放与汇率弹性扩大同步推进并且保证汇率市场化首先完成, 则可以在减小经济波动的同时增强货币政策的调控效果。张勇 (2015) 在小国开放经济 DSGE 模型中引入金融加速机制, 将热钱流入渠道设定为经常账户中虚假贸易, 将热钱流入量假定为预期相对实际收益率的增函数。发现资本管制是汇率干预的前提, 需求约束阶段汇率干预对提升国内需求起到关键作用。杨小海等 (2017) 则在开放经济 DSGE 模型框架下, 将资本市场细分为债券与股票两个市场, 认为对外股权投资的开放应当加以一定数量限制。

现有研究为本文提供了有用的启迪, 但仍然存在以下不足: 一是缺少对中国现行有管理浮动汇率制度的刻画; 二是很少从经济福利的角度对不同外汇市场干预及资本管制政策的组合进行考察。为克服以上问题, 本文拟将汇率市场干预及资本管制同时纳入一个包含金融摩擦的开放经济 DSGE 模型, 基于经济福利分析探讨汇率市场化及资本账户开放这两项重大金融市场化改革推进路径的选择。相对于已有研究, 本文对前期研究贡献在于: (1)

在具备金融摩擦的 DSGE 模型中纳入央行汇率市场干预，以便拟合中国现阶段有管理的浮动汇率制度。(2) 模型允许汇率市场干预力度以及资本管制参数灵活变化，除了刻画固定汇率和浮动汇率制度，参数的大小可以对应各种可能的汇率机制及资本账户开放程度，使得对多种政策组合下的经济福利进行比较，进而选择最适改革路径成为可能。(3) 设置不同的汇率市场干预力度及资本账户开放程度的参数组合，计算不同政策参数下对应基准模型产生的福利损失，为选择中国汇率市场化及资本账户开放的改革路径提供了理论依据。

本文余下内容安排为：第二部分，理论模型。文中构建了贴合我国经济现实的开放经济 DSGE 模型。第三部分，脉冲响应分析。这一部分求解模型并详细分析了不同政策区制下宏观经济变量脉冲响应图。第四部分，汇率制度及资本账户政策的福利分析。这一部分主要对汇率市场化与资本账户开放路径选择进行了探讨。最后，第五部分为本文结论，总结全文并提出相应政策建议。

## 二、理论模型

长期以来，中国政府保持着对外汇市场的干预以及资本账户管制政策，主要有以下两个方面原因。第一，中国内需长期不足，外需对于拉动中国经济增长扮演重要角色。陈斌开等（2014）以及张志敏和李娟娟（2017）的研究就已发现中国经济增长受到内需不足的掣肘，而内需不足的核心问题在于居民消费率过低。因此，中国政府出于提升内需拉动经济增长的考虑，一方面进行外汇市场干预，旨在稳定汇率和促进进出口贸易；另一方面则进行资本账户管制，旨在限制资本外流和提振国内需求。第二，中国金融体系发展不完善，应对国际金融冲击能力较弱。政府出于维持金融经济稳定的考虑，往往会进行汇率干预和资本管制，抑制外汇投机和短期资本流动。正如 Stiglitz（2000）指出的，发展中国家金融市场处于非有效状态，资本自由流动（尤其是短期资本）往往不会带来经济增长，反而因为资本流动具有很强顺周期性，会加剧经济波动并影响金融经济稳定。因此，对于这类国家而言，政府允许资本自由流动并非最佳选择。此外，Singh 和 Subramanian（2008）进一步分析发现在特定的经济条件下汇率稳定和资本管制政策有利于抑制经济周期波动，可以促使经济实现“次优”均衡。

为了更好地契合中国经济现实，本文对理论模型进行如下设定。(1) 本国居民可支配收入除了用于消费，还可以配置本币或者外币债券<sup>1</sup>。政府为了提升国内需求，对居民进行

<sup>1</sup> 本文模型中“本国”均指代中国，“外国”则是对“本国”以外其他国家集合的理论抽象。

资本管制，限制短期资本流动。对资本账户管制的具体设定沿用 Schmitt-Grohé 和 Uribe (2003) 使用的二次调整成本函数方法，通过设定外币计价债券投资组合的调整成本参数来区分家庭面临的不同强度资本账户管制。(2) 参照 Gertler 等 (2007) 和 Chang 等 (2015)，模型将外国产品作为本国生产企业的中间投入品引入到本国经济体系之中。相对于将外国最终产品直接引入本国居民效用函数的处理方法，这样设定更加符合中国“世界工厂”的角色。同时，利用实际进出口数据校准模型中相关参数，反映外需拉动型经济中经常账户长期顺差的特征，从侧面体现出中国经济内需的不足的现实。(3) 本国居民通过金融中介（银行）配置本外币债券资产，两类无风险债券分别由本国和外国央行发行。由于金融体系相对于外国处于非有效状态，银行需要付出运营成本才能维持其持续经营。相应的，假设外国金融体系是有效的。本国政府出于维持金融稳定的目的，也需要进行汇率干预和资本管制。

### (一) 家庭

对于存在外汇市场干预以及资本账户管制的经济体，市场是有摩擦的。对本国代表性家庭而言，货币非中性，实际货币余额进入家庭效用函数。本文沿用已有研究中广泛使用的 MIU (Money in Utility) 型效用函数（如孙俊和于津平，2014）。

假定在垄断竞争经济中，存在无数个生产差异性产品的厂商，与 $[0,1]$ 区间内的实数一一对应。代表性家庭出于最大化终生期望效用的动机，自主选择其消费水平并向厂商提供劳动，同时通过持有本币或外币计价债券构成的投资组合进行跨期资源配置。最优化问题表达如(1)式所示：

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \ln C_t + \zeta \ln(m_t) - \nu \frac{L_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (24)$$

其中  $0 < \beta < 1$  为反映时间偏好的贴现因子。  $C_t$  为消费水平，  $L_t$  为劳动时间，  $\zeta$  为实际货币余额在效用函数中的权重，  $\nu$  为劳动在效用函数中的权重，  $\varphi$  为劳动工资弹性的倒数，  $m_t = M_t / P_t$  为实际货币余额，  $M_t$  为本国居民货币需求，  $P_t$  为价格水平。对于厂商  $i$ ，代表性家庭在  $t$  期提供的劳动时间记为  $L_t(i)$ ，则总劳动供给可表示为

$$L_t = \int_0^1 L_t(i) di \quad (25)$$

代表性家庭面临的预算约束如(3)式：

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{\Xi_t P_t} [1 + \Theta_t] \leq w_t L_t + \frac{D_{mt} + D_{bt}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{R_{t-1}^h B_{t-1} + e_t R_{t-1}^{hf} B_{H,t-1}^f}{P_t} \quad (26)$$

其中（3）式左边为居民消费、持有实际货币余额以及当期投资组合余额。居民在配置消费、货币以及投资组合时受到其当期劳动与分红收入以及前一期实际货币余额与利息收入总和的约束，也即是受到（3）式右边四项之和的约束。 $e_t$ 为名义汇率， $w_t$ 是实际工资率。居民为厂商和银行股东，每期收到来自厂商和银行的分红分别记作 $D_{mt}$ 和 $D_{bt}$ 。 $B_t$ 和 $R_t^h$ 分别表示本国居民持有本币债券余额和所获得的利率。本文中利率设定为名义利率加1，于是利率与债券余额的乘积为当期本息和。本国居民需要通过金融中介（银行）才能进行债券投资组合的配置。由于银行非有效，居民从银行购买债券面临的票面利率 $R_t^h$ 与本国央行发行债券利率 $R_t$ 之间存在利差。带有上标 $f$ 的变量为外国经济变量，如 $B_{Ht}^f$ 和 $R_t^{hf}$ 分别表示本国居民持有本币债券余额和所获得的利率。由于本国拥有的外币计价资产可分为居民和政府持有两部分，本文用下标 $H$ 和 $G$ 来分别代表居民与政府， $B_{Ht}^f$ 为居民持有外币债券余额， $B_{Gt}^f$ 则代表政府持有的外汇储备。 $\Xi_t = B_t / (B_t + e_t B_{Ht}^f)$ 代表了居民持有的投资组合中本币债券所占的比例。

$\Theta_t$ 为投资组合调整成本函数，沿用 Schmitt-Grohé 和 Uribe（2003）的设定，定义如下：

$$\Theta_t = \frac{\gamma_a}{2} (\Xi_t - \bar{\Xi})^2 \quad (27)$$

$\bar{\Xi}$ 代表经济处于稳态水平时居民持有的投资组合中本币债券比例， $\gamma_a$ 为居民投资组合调整成本系数，取值越大表示本国资本管制程度越高，居民调整投资组合的成本越高。由此，投资组合调整成本 $\Theta_t$ 的大小直接影响居民在本币及外币债券之间配置的决策。

对代表性家庭效用最大化问题进行求解，得到如下—阶条件：

$$C_t = 1 / \Lambda_t \quad (28)$$

$$E_t \frac{\beta \Lambda_{t+1}}{\Lambda_t \pi_{t+1}} + \frac{\zeta}{\Lambda_t m_t} = 1 \quad (29)$$

$$L_t^o = w_t \Lambda_t / v \quad (30)$$

$$E_t \left[ \left( \frac{\beta \Lambda_{t+1}}{\pi_{t+1} \Lambda_t} \right) (R_t^h - R_t^{hf} e_{t+1} / e_t) \right] = \gamma (\Xi_t - \bar{\Xi}) \quad (31)$$

$$E_t \left( \frac{\beta \Lambda_{t+1} R_t^h}{\Lambda_t \pi_{t+1}} \right) = \frac{\gamma_a}{2} (\Xi_t - \bar{\Xi})^2 + \gamma (1 - \Xi_t) (\Xi_t - \bar{\Xi}) + 1 \quad (32)$$

其中,  $\pi_t = P_t / P_{t-1}$  为通货膨胀,  $\Lambda_t$  为拉格朗日乘子。

从(6)式可推导出最优实际货币需求函数:

$$m_t = \frac{\zeta}{\Lambda_t (1 - E_t \frac{\beta \Lambda_{t+1}}{\pi_{t+1} \Lambda_t})} \quad (33)$$

一阶条件中(7)式是劳动供给函数, (8)式则是存在资本管制时的非抛补利率平价方程, 等式右边非零, 说明资本管制可能引起本国利率与经汇率调整后的外国利率之间存在长期利差。也即是说, 政府能够通过调整资本管制力度实现一个浮动的利差“缓冲区”, 只要利差在这个范围内就不会导致短期资本流动套利。理论上, 当实现完全资本流动时有  $\gamma_a = 0$ , (7)式右边退化为 0, 即得到无资本管制情形下的非抛补利率平价关系。(9)式为欧拉方程。

## (二) 银行

本文采用类似于 Edwards 和 Végh (1997), Uribe 和 Yue (2006) 以及 Kitano (2011) 对银行部门的设定。代表性银行能够直接参与国际金融市场, 负责承销本国央行发行的本币债券并且为居民提供外币债券交易服务。由于中国金融体系发展不完善, 本国银行部门被设定为非有效状态, 承销本币债券和外币债券交易业务均存在运营成本。运营成本函数  $\Phi_t(\mathbf{g})$  采用如下调整成本形式:

$$\Phi_t(B_t, B_{Ht}^f) = \frac{\gamma_b}{2} (\Xi_t - \bar{\Xi})^2 (B_t + e_t B_{Ht}^f) \quad (34)$$

其中  $\gamma_b$  为银行运营成本系数, 取值越大表示本国银行体系运营成本越高。运营成本大小取决于银行本外币债券业务规模以及结构的变动, 于是银行面临的预算约束为:

$$\Psi_t - \Psi_{t-1} R_{t-1} = (R_{t-1}^h - R_{t-1}) B_{t-1} + (R_{t-1}^{hf} - R_{t-1}^f) e_{t-1} B_{H,t-1}^f + \Phi_t(B_t, B_{Ht}^f) + D_{bt} \quad (35)$$

其中,  $\Psi_t$  代表银行债务余额,  $D_{bt}$  为银行净利润,  $R_{t-1}$  和  $R_{t-1}^f$  是本国和外国央行发行债券的利率, 分别代表本国和外国无风险利率。我们设定银行通过留存收益为其运营融资,

每期债务余额（ $\Psi_t - \Psi_{t-1}R_{t-1}$ ）为零，以保证不会产生庞氏骗局（Ponzi Game）<sup>1</sup>。于是，式（12）表明银行每一期获得的净利润为银行经营收入（ $(R_{t-1} - R_{t-1}^h)B_{t-1} + (R_{t-1}^f - R_{t-1}^{hf})e_{t-1}B_{H,t-1}^f$ ）和运营成本（ $\Phi_t(B_t, B_{Ht}^f)$ ）之差。其中

银行利润最大化问题如下：

$$\begin{aligned} \max \sum_{t=0}^{\infty} D_{bt} / (R_t)^t \\ \text{s.t. } D_{bt} = (R_{t-1} - R_{t-1}^h)B_{t-1} + (R_{t-1}^f - R_{t-1}^{hf})e_{t-1}B_{H,t-1}^f - \Phi_t(B_t, B_{Ht}^f) \end{aligned} \quad (36)$$

通过求解一阶条件可以得到居民购买本外币债券对应的利率

$$R_t^h = R_t - \left[ \frac{\gamma_b}{2} (\Xi_t - \bar{\Xi})^2 + \gamma_b (1 - \Xi_t) (\Xi_t - \bar{\Xi}) \right] R_t \quad (37)$$

$$R_t^{hf} = R_t^f - \left[ \frac{\gamma_b}{2} (\Xi_t - \bar{\Xi})^2 - \gamma_b (\Xi_t - \bar{\Xi}) \Xi_t \right] R_t \quad (38)$$

其中  $\left[ \frac{\gamma_b}{2} (\Xi_t - \bar{\Xi})^2 + \gamma_b (1 - \Xi_t) (\Xi_t - \bar{\Xi}) \right]$ 、 $\left[ \frac{\gamma_b}{2} (\Xi_t - \bar{\Xi})^2 - \gamma_b (\Xi_t - \bar{\Xi}) \Xi_t \right]$  是因为金融体系非有效而产生的利率“楔子”，其中前者导致了本国央行发行债券利率与居民购买本币债券获得利率之间的利差，后者导致了外国央行发行外币债券利率与本国居民购买外币债券获得利率之间的利差。二者均体现了金融摩擦对于资金配置的扭曲效应。正是因为中国金融体系相对于发达国家金融体系面临更多摩擦，难以应对国际金融冲击且在调配国内资金方面会处于非有效状态。政府出于维持金融稳定的目的，需要进行汇率干预和资本管制。

### （三）厂商

以  $i \in [0, 1]$  的连续实数对经济体中无数个差异性产品厂商进行编号，每个厂商独立利用不同数量的中间产品和劳动力生产差异性产品，第  $i$  个厂商生产的产品也用  $i$  进行标号。厂商部门的具体设定沿用 Gertler 等（2007）及 Chang 等（2015）的方法，经济中生产中间产品的厂商从市场上购买本国和国外的最终产品，生产中间产品供差异性产品的生产商使用。而最终产品厂商最后将所有差异性产品合成为最终商品。在这样的生产体系中，外国商品经由中间产品厂商进入本国经济体系也更加契合中国“世界工厂”角色的现实特征。

<sup>1</sup> 一般均衡模型中非庞氏骗局条件（non-Ponzi Game Condition）可参见 Edwards 和 Végh（1997）和 Kitano（2011）。

## 1. 最终产品厂商

生产最终产品的厂商运用 CES 加总技术, 将差异性产品厂商生产的  $i$  种差异性商品合成为单一类型的最终商品后投入市场。将最终产品厂商的产出记为  $Y_t$ , 第  $i$  个差异性产品生产商的产品记为  $Y_t(i)$ , 产品价格记作  $P_t(i)$ , 则

$$Y_t = \left( \int_0^1 [Y_t(i)]^{\frac{\vartheta-1}{\vartheta}} di \right)^{\frac{\vartheta}{\vartheta-1}} \quad (39)$$

最终产品价格可以表示为:

$$P_t = \left( \int_0^1 [P_t(i)]^{1-\vartheta} di \right)^{\frac{1}{1-\vartheta}} \quad (40)$$

其中,  $\vartheta$  为差异性产品间的替代弹性,  $\vartheta > 1$ 。

## 2. 中间产品生产商

本文模型中, 中间产品生产商从国内市场获取最终产品  $Z_{dt}$ , 从国际市场进口外国最终商品  $Z_{ft}$ , 按照下式中生产函数生产中间产品  $Z_t$ :

$$Z_t = Z_{dt}^\phi Z_{ft}^{1-\phi} \quad (41)$$

其中,  $\phi$  表示中间品  $Z_t$  生产过程中本国产品的投入权重, 且  $0 < \phi < 1$ 。

若外国最终商品价格为  $P_t^f$ , 实际汇率记为  $q_t$ , 那么中间产品生产商成本最小化问题可表示为

$$\begin{aligned} \min & P_t Z_{dt} + e_t P_t^f Z_{ft} \\ \text{s.t.} & Z_t = Z_{dt}^\phi Z_{ft}^{1-\phi} \end{aligned} \quad (42)$$

求解可得:

$$\frac{e_t P_t^f}{P_t} = \left( \frac{1-\phi}{\phi} \right) \left( \frac{Z_{dt}}{Z_{ft}} \right) \quad (43)$$

这里  $e_t P_t^f / P_t$  即为实际汇率  $q_t$ 。

由上式可得:

$$Z_{ft} = \frac{1-\phi}{\phi} \frac{P_t Z_{dt}}{e_t P_t^f} = \frac{1-\phi}{\phi} \frac{Z_{dt}}{q_t} \quad (44)$$

代入中间产品生产函数可得：

$$Z_{dt} = \left[ \phi^{1-\phi} (1-\phi)^{\phi-1} q_t^{1-\phi} \right] Z_t \quad (45)$$

将中间产品相对于最终产品的实际价格记作  $Q_t$ ，则

$$Q_t = \phi^{1-\phi} (1-\phi)^{\phi-1} q_t^{1-\phi} \quad (46)$$

这一相对价格将用于差异性产品生产厂商成本最小化问题的求解。

对于中间产品生产厂商来说，总供给等于差异性产品生产厂商的总需求，将第  $i$  个差异性产品生产厂商投入的中间产品记为  $Z_t(i)$ ，则

$$Z_t = \int_0^1 Z_t(i) di \quad (47)$$

其经济含义为中间产品市场出清。

### 3. 差异性产品生产厂商

差异性产品生产厂商在中间品市场和劳动力市场是价格接受者，其产品市场是垄断竞争的。本文在厂商部门的设定中使用了类似 Gali 和 Monacelli (2005) 不包含资本的生产函数形式，并在此基础上，以权重  $\omega$  加入中间产品  $Z_t(i)$ ，将第  $i$  个生产厂商对应的生产函数表示为：

$$Y_t(i) = [Z_t(i)]^\omega [A_t L_t(i)]^{1-\omega} \quad (48)$$

其中， $A_t$  为所有差异性产品生产厂商共有的生产技术，以恒定增长率  $a$  逐期增长。

差异性产品生产厂商  $i$  成本最小化问题可表示为：

$$\begin{aligned} \min & Q_t Z_t(i) + w_t L_t(i) \\ \text{s.t.} & Y_t(i) = [Z_t(i)]^\omega [A_t L_t(i)]^{1-\omega} \end{aligned} \quad (49)$$

一阶条件为：

$$\frac{Z_t(i)}{L_t(i)} = \left( \frac{\omega}{1-\omega} \right) \left( \frac{w_t}{Q_t} \right) \quad (50)$$

代入生产函数得到厂商的实际边际成本为：

$$mc_t = \omega^{-\omega} (1-\omega)^{\omega-1} \left( \frac{w_t}{A_t} \right)^{1-\omega} Q_t^\omega \quad (51)$$

其中  $Q_t$  为实际相对价格。

考虑到价格具有黏性的经济现实, Calvo (1983) 交错定价模型被研究广泛使用, 通过设定每期只有一定比例的厂商能够将价格调整到最优水平, 不同比例参数的取值对应不同程度的价格黏性和不同长度的价格平均调整周期。与这个方法不同, 为与上述投资组合调整成本保持一致, 本文采用 Rotemberg (1982) 和 Schmitt-Grohé 和 Uribe (2003) 所使用的二次调整成本函数, 厂商进行价格调整时需要承担额外的调整成本, 由此产品价格具备黏性。与交错定价类似, 通过对调整成本参数的选择, 该方法可以设定价格平均调整周期的长短。价格调整成本函数的具体形式设定为:

$$\Omega_t = \frac{\chi C_t}{2} \left( \frac{P_t(i) - \bar{\pi} P_{t-1}(i)}{\bar{\pi} P_{t-1}(i)} \right)^2 \quad (52)$$

其中  $\chi$  为厂商价格调整成本参数, 该参数取值越大代表调整成本越高,  $\bar{\pi}$  是经济处于稳态时的通胀率。

由于差异性产品市场是垄断竞争的, 这些厂商面临相同形式的需求曲线  $Y_t^D(i) = Y_t (P_t(i)/P_t)^{-\vartheta}$ , 因此, 差异性产品生产商在承担价格调整成本的前提下, 选择其最优价格水平  $P_t(i)$  使得利润最大化。最优化问题为:

$$\max_{P_t(i)} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \frac{\Lambda_{t+j}}{\Lambda_t} \left( Y_t (P_t(i)/P_t)^{-\vartheta} \left( \frac{P_{t+j}(i)}{P_{t+j}} - mc_{t+j} \right) - \Omega_{t+j} \right) \quad (53)$$

当经济稳态时,  $P_t(i) = P_t$ ,  $\forall i \in [0,1]$ , 则可得:

$$mc_t = \frac{\vartheta-1}{\vartheta} + \frac{\chi C_t}{\vartheta Y_t} \left( \frac{\pi_t (\pi_t - \bar{\pi})}{\bar{\pi}^2} - \beta E_t \frac{\pi_{t+1} (\pi_{t+1} - \bar{\pi})}{\bar{\pi}^2} \right) \quad (54)$$

此时价格调整成本变为:

$$\bar{\Omega}_t = \frac{\chi C_t}{2} \left( \frac{\pi_t - \bar{\pi}}{\bar{\pi}} \right)^2 \quad (55)$$

由于差异性产品生产商与  $[0,1]$  中实数一一对应, 所有厂商调整成本的加总也同样为  $\bar{\Omega}_t$ 。

#### 4. 产出恒等式

除了供居民消费之外, 厂商部门产出的最终产品共有三个不同流向。一部分被中间产品生产厂商购买后用于生产中间产品, 一部分出口至国外, 剩余部分用于支付厂商价格调整成本、居民投资组合实际调整成本以及银行部门实际运营成本。将出口部分记为  $X_t$ , 最

终产品的会计恒等式为：

$$Y_t = C_t + Z_{dt} + X_t + \bar{\Omega}_t + \frac{B_t \Theta_t}{\Xi_t P_t} + \frac{\Phi_t(B_t, B_{Ht}^f)}{P_t} \quad (56)$$

其中  $\bar{\Omega}_t$  为差异性产品生产商价格调整成本， $\frac{B_t \Theta_t}{\Xi_t P_t}$  为居民投资组合实际调整成本，

$\frac{\Phi_t(B_t, B_{Ht}^f)}{P_t}$  为银行部门实际运营成本。

#### (四) 外国部门

由于本国净出口为

$$NX_t = X_t - q_t Z_{ft} \quad (57)$$

在支出法下计算国内生产总值<sup>1</sup>为

$$Output_t = C_t + NX_t \quad (58)$$

根据国内生产总值的收入法和支出法可以得到等式：

$$C_t + NX_t = w_t L_t + \frac{D_{mt} + D_{bt}}{P_t} - \frac{B_t \Theta_t}{\Xi_t P_t} - \frac{\Phi_t(B_t, B_{Ht}^f)}{P_t} \quad (59)$$

将政府持有的外币债券记为  $B_{Gt}^f$ （即外汇储备），居民与政府持有外币债券总额为：

$$B_t^f = B_{Ht}^f + B_{Gt}^f \quad (60)$$

本国经常账户余额为净出口与外币债券的利息之和：

$$CA_t = NX_t + e_t \left[ B_{H,t-1}^f (R_{t-1}^{hf} - 1) + B_{G,t-1}^f (R_{t-1}^f - 1) \right] / P_t \quad (61)$$

上式中括号内部分表示居民和政府持有外币债券利息。这里的经常账户余额表示为剔除价格影响的实际值。由于每一期一国经常账户余额应与该国净国外资产变化量相等，由此可得：

$$CA_t P_t = e_t (B_t^f - B_{t-1}^f) \quad (62)$$

假定外国总需求  $AD_t^f$  与外国利率  $R_t^f$  是外生变量，且服从如下过程：

<sup>1</sup> Output 和总产出的区别在于不包含由于资本管制或者金融摩擦产生的调整成本以及运营成本。只有 Output 这部分产出才会进入居民的效用函数。

$$\begin{pmatrix} \ln AD_t^f \\ \ln R_t^f \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1-\rho_a & \rho_a & 1 \\ 1-\rho_b & \rho_b & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \overline{\ln AD^f} & \overline{\ln R^f} \\ \ln AD_{t-1}^f & \ln R_{t-1}^f \\ \varepsilon_{at} & \varepsilon_{bt} \end{pmatrix} \quad (63)$$

其中，外生冲击项服从如下分布： $\varepsilon_{at} : N(0, \sigma_a^2), \varepsilon_{bt} : N(0, \sigma_b^2)$ ， $\overline{AD^f}$  和  $\overline{R^f}$  分别表示总需求与外国利率稳态值。

外国对本国的进口需求构成了本国的出口需求  $X_t$ ， $X_t$  与外国总需求和实际汇率成正比，故可将出口需求函数设定为：

$$\left( \frac{X_t}{A_t} \right) = q_t^\delta AD_t^f \quad (64)$$

其中  $X_t / A_t$  是经过生产技术调整的出口需求， $\delta$  为出口需求的汇率弹性。

#### （五）本国央行

本文央行主要的职能是通过向经济体投放适量货币，利用外汇市场干预手段维持汇率稳定。此外，央行还需要发行债券为居民提供跨期调配手段以及对外汇占款导致的货币投放进行冲销操作。货币市场和债券市场出清条件分别为：

$$M_t^S = M_t \quad (65)$$

$$B_t^S = B_t \quad (66)$$

其中，上标  $S$  表示供给， $M_t^S$  为货币供给， $B_t^S$  为央行发行的债券总量。

在中国现行结售汇制度下，经常账户盈余形成的外币资产中，除最终被家庭持有的部分  $B_{Ht}^f$  之外，剩余部分均经过金融中介转换为政府外汇储备资产  $B_{Gt}^f$ 。政府购买储备资产方式包括发行货币或者发行债券冲销操作。因此，央行当期储备资产变动受到当期本币债券余额增长和货币供应量变动的约束，如下式所示：

$$B_{Gt}^f - R_{t-1}^f B_{G,t-1}^f \leq \left[ (B_t^S - R_{t-1} B_{t-1}^S) + (M_t^S - M_{t-1}^S) \right] / e_t \quad (67)$$

其中， $R_{t-1}^f B_{G,t-1}^f$  和  $R_{t-1} B_{t-1}^S$  分别表示前一期政府持有外币债券在当期应偿还的本息和以及前一期政府发行本币债券余额在当期应偿还的本息和， $R_t^f$  和  $R_t$  分别为外国和本国央行发行债券的利率，可视为外国和本国无风险利率。

从前文居民部门一阶条件可知，包含资本管制成本在内的一般性非抛补利率平价关系

是存在的。无论是冲销式干预还是直接发行货币，央行对汇率市场的干预都会影响到经济中的利率水平和货币供给，由此货币政策难以具备完全的独立性。本文将基准模型设定为贴合中国经济现实的有管理浮动汇率制，拟从政府持有外币债券余额相对汇率变动具有一定弹性这一角度出发，设定外汇市场的干预方程。同时为了便于比较不同政策组合下的经济福利差异，我们考虑三种汇率形成机制：

### 1、固定汇率制

在固定汇率制下，名义汇率的任何波动将触发央行的强力干预，汇率会立即恢复到固定水平。将稳态汇率记作  $\bar{e}$ ，固定汇率制可以表示为

$$e_t \equiv \bar{e} \quad (68)$$

在固定汇率制下，央行货币政策服务于稳定汇率的政策目标。

### 2、有管理浮动汇率制

现实经济中，中国汇率中间价参考前一日银行间汇率收盘价以及一篮子货币汇率变化来确定。对于这种汇率形成机制，一方面合理区间内的汇率浮动反映出市场供需变化，具备适度的弹性；另一方面汇率并非自由浮动，而是一种有管理的浮动。在本文模型中，央行利用其外汇储备对汇率市场进行一定程度干预，试图将汇率稳定在合理区间。因此，当名义汇率出现波动时，央行干预力度要小于固定汇率制，不强制要求汇率恢复为稳态水平。干预力度越小，则汇率波动幅度越大。干预方程设定为：

$$\left( B_{G,t}^f / B_{G,t-1}^f \right) = \left( e_t / \bar{e} \right)^{-\kappa} \quad (69)$$

这里将汇率稳定在其稳态水平附近，控制汇率的波动幅度是央行汇率政策目标，而稳态汇率本身则不是。当稳态汇率本身成为央行政策目标时，汇率政策退化为固定汇率制。当央行对外汇市场干预力度  $\kappa$  无穷大的时候，汇率才会完全收敛于稳态水平。央行通过选择其干预力度，实现汇率相对于稳态水平偏离幅度的调控。

在这种汇率区制下，式(39)(44)和(46)以隐性货币政策函数的形式共同决定了央行的最优政策。

若将式(46)左边记作  $V_g$ ，右边括号内的表达式记作  $V_e$

$$elasticity_{V_g V_e} = \frac{\partial V_g}{\partial V_e} \frac{V_e}{V_g} = -\kappa \quad (70)$$

由此说明  $\kappa$  即为外汇储备变动的汇率弹性。汇率贬值时，央行抛售外币计价债券兑换

为本国货币；汇率升值时则反向操作。该参数大小对应于央行对汇率波动的干预力度。当  $\kappa \rightarrow 0$  时，央行不干预汇率市场，等价于汇率自由浮动；当  $\kappa \rightarrow +\infty$  时，央行对极小的汇率波动都会强力干预，等价于实行固定汇率制。由于取极限过程无法在模型中体现出来，因此本文将固定以及浮动汇率制单独进行了设定。

### 3、浮动汇率制

在浮动汇率制下，央行放弃干预汇率，转而追求国内货币政策的独立性。Clarida 等（2000）和庄子罐等（2016）为代表的一些研究均发现央行在实施价格型货币政策时对利率的调整带有利率平滑的特征。本文将浮动汇率制下的货币政策设定为带有利率平滑的泰勒规则形式：

$$\hat{R}_t = \rho_R \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho_R) [\theta_1 (E_t \hat{\pi}_{t+1} - \hat{\pi}_t) + \theta_2 \hat{\pi}_t + \theta_3 \text{Output}_t] \quad (71)$$

其中， $\rho_R$  为利率平滑系数，上式中变量均为相对稳态偏离，政策规则表明央行根据预期通胀缺口变化、通胀缺口和产出缺口确定当期目标利率， $\theta_1, \theta_2, \theta_3$  分别为三项对应系数。同时，本文假定政府实行浮动汇率制时，金融体系已经得到充分发展，能够有效配置资金，于是银行部门运营成本为零。

### （六）模型静态均衡

假定厂商全要素生产率  $A_t$  以常数增长率稳定增长，将模型中实际经济变量除以  $A_t$ ，国内名义经济变量除以  $A_t P_t$ ，国外名义经济变量除以  $A_t P_t^f$ ，使模型转化为实际经济变量的集约表达式，进而可得关于实际经济变量的平衡增长路径。模型中共有 24 个内生经济变量和相同数目的约束方程，可以得到静态均衡解。

## 三、脉冲响应分析

### （一）基准模型参数校准

本文贴现因子（ $\beta$ ）取值为 0.995，对应我国经济数据中实际无风险利率 2%。实际货币余额在效用函数中的权重（ $\zeta$ ）沿用 Chari 等（2000）的设定，这里取值为 0.006。将稳态时代表性家庭劳动时间设定为总时间禀赋的 1/3，根据式（7）可以计算出稳态时代表性家庭效用函数中参数（ $\nu$ ）。劳动工资弹性的倒数（ $\varphi$ ）则参考张卫平（2012）的设定，校准为 1。对于居民投资组合调整成本（ $\gamma_a$ ），Chang 等（2015）利用 2001-2011 年数据校

准为 0.6，同时他们在 Coeurdacier 和 Rey（2013）的研究基础上推算出其他新兴市场国家该参数为 0.22，这个值可以视为发展中国家资本管制最低限度。基于这两项研究，考虑到 2011 年之后中国在资本账户开放上的进展，本文基准模型中居民投资组合调整成本（ $\gamma_a$ ）校准为 0.4，并且将资本账户完全开放状态下居民投资组合调整成本（ $\gamma_a$ ）校准为 0.25。银行运营成本参数（ $\gamma_b$ ）参考 Uribe 和 Yue（2006）和 Kitano（2011）设定为一个很小的正数，取值 0.001。对于差异性产品厂商生产过程中中间产品的投入权重（ $\omega$ ），参考 Gertler 等（2007）设定为 0.5。Gertler 等（2007）将生产差异性产品的厂商改变产品定价的平均周期设定为 1 年，由此本文将价格调整成本参数（ $\chi$ ）校准为 60，保证产品价格不变的平均时长为 1 年。对于差异性产品替代弹性（ $\varrho$ ），则沿用孙俊和于津平（2014）的设定校准为 11。

利用 1996-2016 年中国进出口数据<sup>1</sup>，分别求出进口总额和出口总额与 GDP 之比的长期均值为 21%和 24%，据此计算得到中间品厂商在生产过程中投入本国商品的权重（ $\phi$ ）为 0.74。本文设定厂商全要素生产率（ $a$ ）为常数 1.019，以符合中国人均实际产出增长率的长期均值<sup>2</sup>。参照张勇（2015）的研究，将出口需求的汇率弹性（ $\delta$ ）校准为 1。同时，基于 1996-2016 年外汇储备及名义有效汇率数据<sup>3</sup>，经计算得到外汇储备变化量的汇率弹性（ $\kappa$ ）为 0.92。在浮动汇率制下，货币政策规则中参数参考庄子罐等（2016）的设定。

对外国需求冲击参数（ $\rho_a$ ）的校准，则基于中国 1996-2016 出口数据，近似为 0.975<sup>4</sup>。对加息冲击参数（ $\rho_b$ ）的校准，我们采用 1996-2016 年 Libor 和美国联邦基金利率分别计算持续性参数的值，然后取平均值 0.985 作为基准模型参数取值。两个外部冲击的随机项标准差均取值为 0.01<sup>5</sup>。

上述参数取值归纳如表 1 所示。

<sup>1</sup> 进出口数据来源：中国统计局网站

<sup>2</sup> 数据来源：中国统计局网站

<sup>3</sup> 数据来源：中国中央银行网站、Wind 数据库

<sup>4</sup> 数据来源：Wind 数据库

<sup>5</sup> 由于校准得到的参数取值可能会存在一定参数敏感性，影响模型估计结果。为了提高结果稳健性，对于央行外汇干预力度、资本管制力度等前期研究中较少涉及的校准参数，本文进行了敏感性分析。结果表明，这些参数数值上的小幅变动并未改变内生宏观经济变量波动的方向以及变化趋势，说明模型涉及的宏观经济变量动态关系相对于这些参数的校准取值具备稳健性。

表 1 基准模型参数校准

参数	含义	取值
$\beta$	贴现因子	0.995
$\zeta$	实际货币余额在效用函数中的权重	0.006
$\nu$	劳动在效用函数中权重	7.732
$\varphi$	劳动工资弹性倒数	1
$\gamma_a$	资本管制力度（居民投资组合调整成本）	0.4
$\gamma_b$	银行运营成本参数	0.001
$\omega$	差异性产品厂商中间品投入权重	0.5
$\chi$	产品价格调整成本参数	60
$\varrho$	差异性产品替代弹性	11
$\phi$	中间产品厂商生产过程本国投入权重	0.74
$a$	差异性产品厂商生产率增长率	1.019
$\delta$	出口需求的汇率弹性	1
$\kappa$	央行外汇干预力度（外汇储备变化量的汇率弹性）	0.92
$\rho_R$	泰勒规则利率平滑系数	0.176
$\theta_1$	泰勒规则预期通胀缺口系数	2.633
$\theta_2$	泰勒规则通胀缺口系数	2.999
$\theta_3$	泰勒规则产出缺口系数	1
$\rho_a$	外国需求冲击持续性系数	0.975
$\rho_b$	外国利率冲击持续性系数	0.985
$\sigma_a$ 、 $\sigma_b$	外生冲击随机项标准差	0.01

## （二）脉冲响应分析

2015 年底美国开始进入加息周期。2018 年初中美爆发贸易摩擦，美国试图对多个领域中国商品征收超额关税。外国加息以及贸易摩擦引致的出口需求下降成为我国当前阶段推进汇率制度改革及资本账户开放所面临的两个最为重要的外生冲击。因此，本文基于外国加息以及出口需求下降两个外生冲击展开脉冲响应分析，试图从不同汇率制度出发，探究在资本管制的背景下，这些外生冲击对中国宏观经济造成的潜在影响以及可能的传导机制。

### 1. 有管理浮动汇率制

存在资本管制时，传统的无抛补利率平价会发生偏离，外国和本国利率之间可能存在

一定利差。这种利差会导致外国利率冲击在较长时间内持续对本国宏观经济造成影响。图 1 展示的是当加息冲击发生时本国宏观经济变量的脉冲响应图。为了更好地阐释资本管制强度对名义汇率的影响，我们将基准模型和资本账户开放的对比模型结果合并报告。

当外国加息时，无抛补利率平价发生偏离，因此我们预期本国利率不会在短期内跟随外国利率大幅上升。图 1 中的基准模型脉冲响应验证了我们的猜想，存在资本管制时国内利率只在较短时期内小幅上升。我们在对比模型中将家庭投资组合调整成本参数设定为 0.25，代表极低程度的资本项目管制。由图 1 可以看出，当放松资本项目管制时，利率短期内跟随外国利率大幅上升，利率平价发生作用。此外，理论上外国加息时，本国汇率会在短期贬值而长期会升值。但图 1 中名义汇率只表现出了长期升值后回归其均衡水平的趋势，没有出现短期贬值。说明，外汇市场干预和资本管制对汇率波动（尤其是短期波动）存在抑制作用。在基准模型和对比模型中，居民外汇资产在遭遇冲击都首先经历了陡升，表明当利差无法迅速消除时，国内居民持有的外币资产也倾向于增加<sup>1</sup>。

当加息冲击出现时，本国与外国利率之间利差缩小，央行更倾向于采用发行债券冲销的方式购买外币债券和加以干预。这种干预方式相对于非冲销干预会减少直接货币供给，导致货币供给增速下降，而货币供给的收缩会导致短期利率的上升，进而引起总需求收缩以及通胀水平的下降。但是，由于央行对汇率单向升值的干预效果达不到无资本管制水平下的水平，加之通胀缓和，呈现出的综合影响是实际汇率发生贬值。进一步，实际汇率贬值和外币债券利率上升均会导致经常账户余额增加，名义汇率升值引发的央行干预以及经常账户余额增加，均会引起本国外汇储备的增加。

---

<sup>1</sup> 由于本文模型中包含金融摩擦、资本管制以及外汇市场干预，相较于经典开放经济 DSGE 模型，冲击发生后部分宏观经济变量需要在较长时期内才能收敛到稳态水平。为了更好地观察冲击发生后短期中宏观经济变量波动特征，文中选取 40 期模拟数据作脉冲响应图，由于篇幅所限更长时期内脉冲响应图并未包含在正文内，更长时期脉冲响应图可参见附图 1。

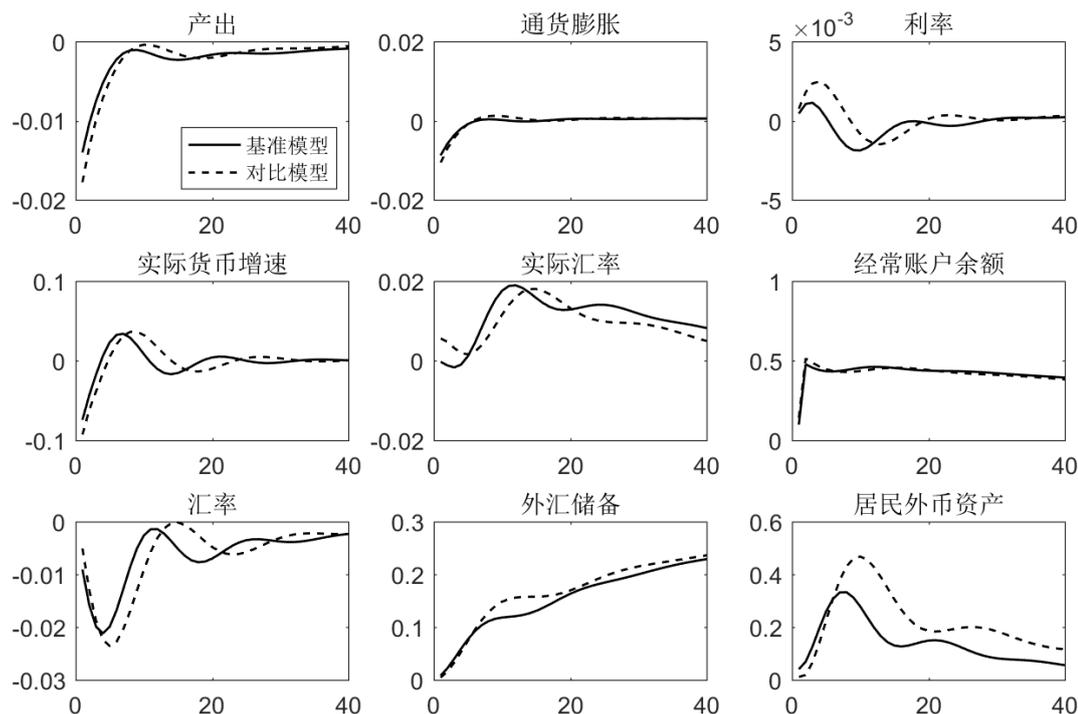


图 1 外国加息冲击下基准模型脉冲响应图

总体来看，由于央行对汇率市场干预引起国内货币供应量的波动，进而导致利率水平出现波动。一方面，无抛补利率平价存在偏离；另一方面，利率波动在一定程度上又反过来影响汇率。最终在长期名义汇率、实际汇率、实际货币增速和利率四个宏观经济变量均呈现出向稳态水平波动收敛的趋势。

图 2 为本国经济变量在外国需求负向冲击下的脉冲响应图。外国实际需求减少直接导致本国出口下降，产出减少，经常账户余额减少，央行结汇需求减少，进而导致本国外汇储备下降。此外，出口下降还导致国内总需求下降，进一步引起国内通胀率下降。在负向需求冲击下，本国产出和通胀的变化趋势和图 1 中加息冲击下的变化趋势是一致的，而经常账户和外汇储备的变化趋势在两种冲击却恰好相反。在资本账户开放情形下，利率、汇率和货币增速三个变量在冲击发生后波动小于存在资本管制时；居民外币资产则具备更高波动率，相对于稳态值的正向偏离也要大于存在资本管制时。说明资本账户开放时，资本的自由流动会平抑利率、汇率的过度波动，本国居民也更容易获取到外币资产。

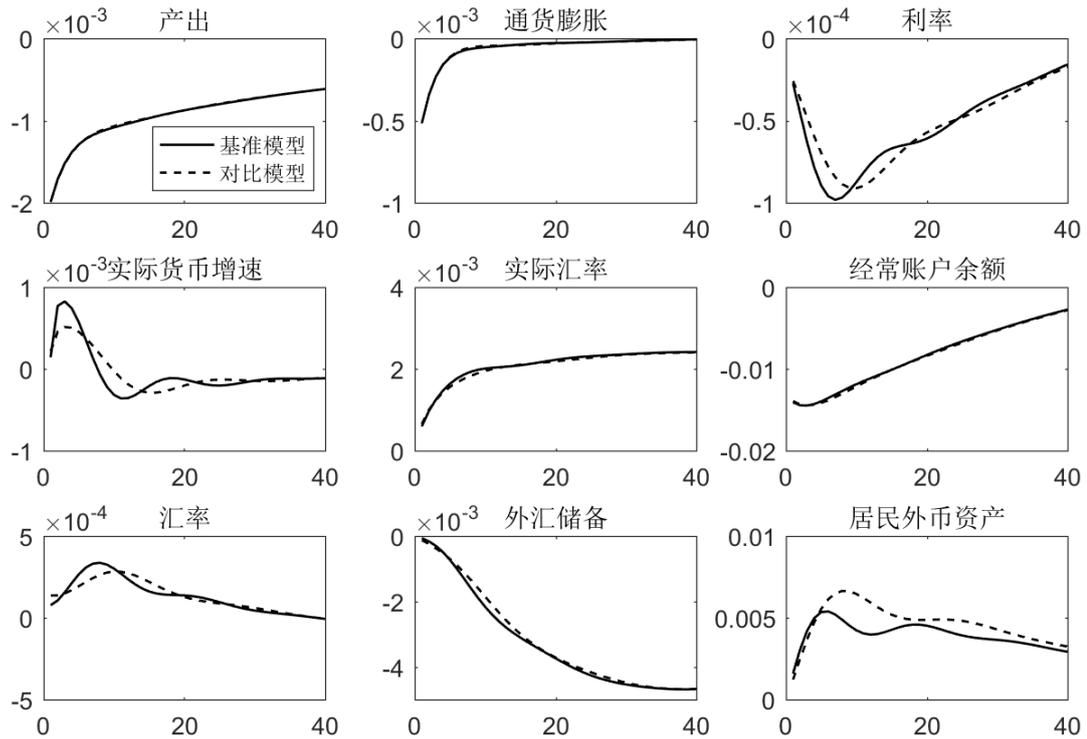


图 2 负向外国需求冲击下基准模型脉冲响应图

## 2. 固定及浮动汇率制

在基准模型以外，我们设定两种汇率机制，对比分析固定汇率制和浮动汇率制下宏观经济变量对外生冲击的脉冲响应。在固定汇率制下，资本账户管制强度和基准模型保持一致；在浮动汇率制下，设定最低程度的资本管制参数。正如参数校准一节中所述，已有研究利用新兴市场国家的面板数据估计投资组合调整成本参数约为 0.22，可以视为中国投资组合调整成本参数的下限。由于考虑到中国对资本流动管制在发展中国家长期中处于较高水平，本文将该参数设定为 0.25，作为资本账户开放的标准，略大于前期研究估计得到新兴市场国家资本账户开放下调整成本平均水平<sup>1</sup>。

在图 3 中，加息冲击后两种汇率制度下宏观经济变量的脉冲响应均较为平滑。对于浮动汇率制而言，名义汇率的自由浮动使得其他价格变量及实际货币增速在短期内随之大幅波动，但是稳定产出缺口和通胀缺口的货币政策会促使经济在长期回归均衡状态。与之形成对比的是，在固定汇率制的情形下，冲击发生后政府会迅速干预汇率市场，其他经济变量仅在短期内出现波动。

当汇率自由浮动且资本项目开放时，外国加息冲击经由利率平价直接导致本国利率上

<sup>1</sup> 此处参数的选择只是为了体现出中国和其他新兴市场国家在经济体制上存在系统性差异，如果直接校准为 0.22 得到结果仅仅在数值上有非常细微差异。

升，实际货币增速降低，而加息导致的本国汇率短期相对贬值又进一步导致经常账户余额增长和居民对外币资产需求上升。

当实行固定汇率制时，类似于对基准模型的分析，由于存在资本管制外国加息缩小了利差，央行购买外币债券时更倾向于使用发行债券冲销的方式，货币供给会相应减少，通胀下降，进而导致实际汇率贬值，经济产出下降。

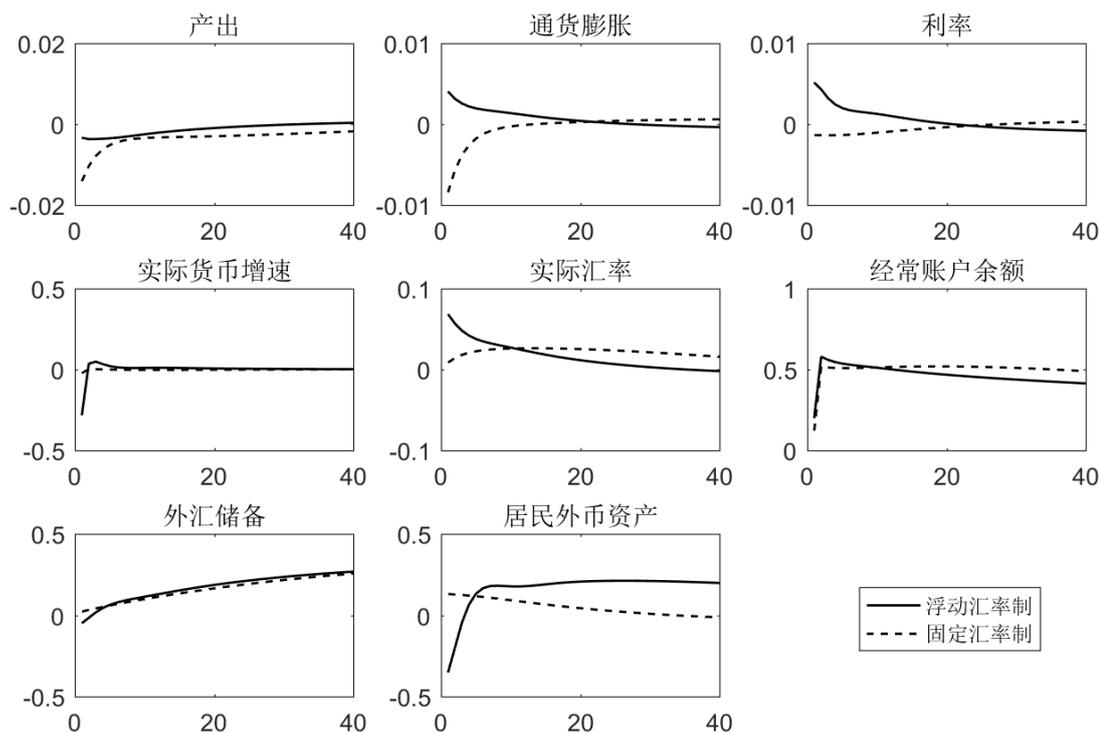


图 3 固定及浮动汇率制下外国加息冲击脉冲响应图

当负向的外国需求冲击发生时，图 4 显示两种汇率制度下直接影响就是经常账户余额和外汇储备呈现下降趋势，同时产出减少。相对于浮动汇率制，固定汇率制下央行干预使得经常账户余额、利率、实际汇率和外汇储备波动较小，但是外国需求冲击导致的产出波动较大。

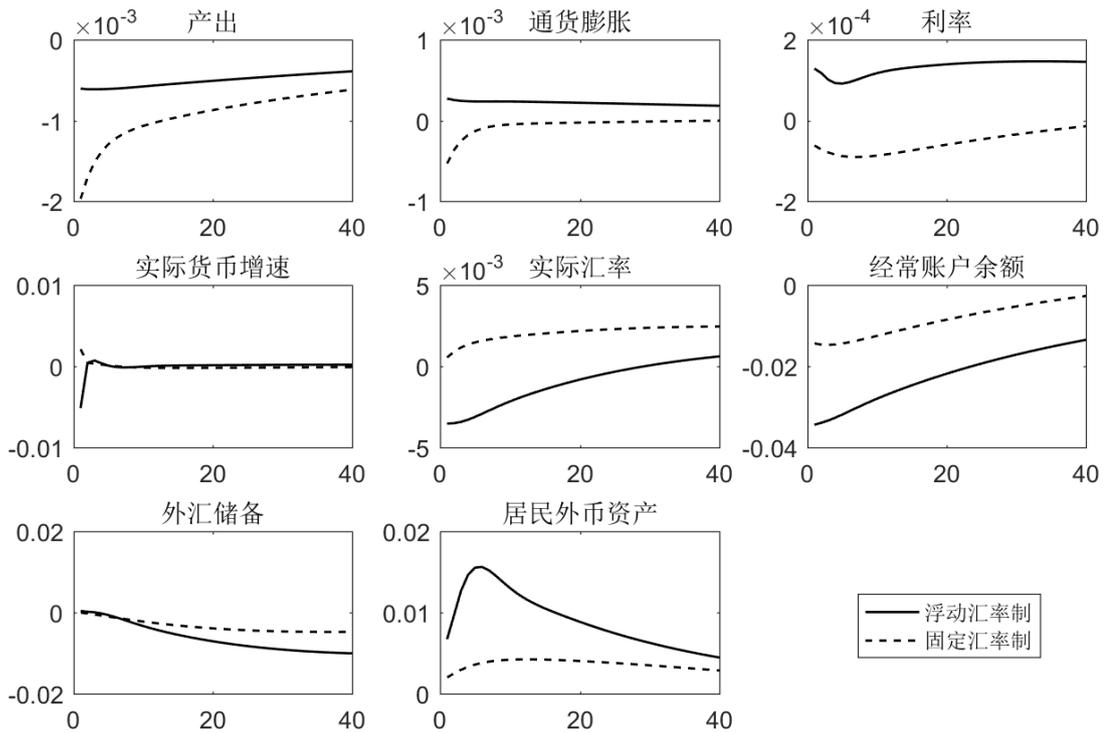


图4 固定及浮动汇率制下负向外国需求冲击脉冲响应图

#### 四、汇率制度及资本账户政策的福利分析

现实经济中，一国往往难以实现完全的资本账户开放，但是汇率制度则可以实现完全浮动。本文通过设定不同参数值的组合，对应不同的资本项目开放程度与央行对汇率的干预力度。

我们将代表性家庭期望终生效用水平作为经济福利的度量，基准模型中相应政策和制度对应福利水平记作  $W_0$ ，其他对比模型对应的福利水平记作  $W_a$ ，使用 Schmitt-Grohé 和 Uribe (2007) 的方法，将消费等价性补偿的变动比例记作  $\lambda$ ，则  $\lambda$  实质上是对福利损失的度量。将对比模型中的消费进行等价性补偿后的福利水平记为  $W_a(\lambda)$ ，则有：

$$W_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, m_t, L_t) \tag{72}$$

$$W_a(\lambda) = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t(1 + \lambda\%), m_t, L_t)$$

其中  $U(C_t, m_t, L_t) = \ln C_t + \zeta \ln(m_t) - v \frac{L_t^{1+\varphi}}{1+\varphi}$  为居民效用函数。令  $W_a(\lambda) = W_0$  可得福利损

失为：

$$\lambda = -100 * (1 - e^{(1-\beta)(W_0 - W_a)}) \quad (73)$$

福利损失是在政策组合  $a$  的情景下代表性家庭为了达到和基准模型同一福利水平需要多消费的百分比。这里取福利损失的相反数，记为福利增益（Welfare Gain）。可用福利增益（ $100 * (1 - e^{(1-\beta)(W_0 - W_a)})$ ）来衡量某种政策组合相对基准情形是否提高了居民期望终生效用，福利增益值越高代表对应政策下提升的经济福利越多。

我们求解各种政策参数组合所对应福利增益水平，如图 5 所示。为了便于对比不同汇率制度，图 5 中将浮动汇率制和固定汇率制下相对于基准模型的福利增益水平也包括在内，分别用  $\kappa=0.2$  和  $\kappa=1.8$  处三维曲面上的直线表示。由于中国实行固定汇率制时期伴随着严格的资本管制，因此计算福利水平时选取参数  $\gamma_a = 0.8$ ；相应浮动汇率制下福利水平的计算选取参数  $\gamma_a = 0.25$ ，表示资本账户开放。结果表明，浮动汇率制、资本账户开放条件下福利水平要显著高于有管理浮动汇率制与资本管制政策组合；固定汇率制与严格资本管制政策组合下经济福利水平最低。由于浮动汇率制下，金融体系已不再是非有效状态，福利水平会远高于其他政策区制。当金融体系处于非有效状态时对资金配置存在扭曲作用，适当的政府管制措施反而会优化资源的配置。但是如果政府为了实现固定汇率制，不计代价稳定汇率，则这种过于严格的管制只会进一步加强经济的扭曲，使得经济福利显著低于有管理浮动汇率制情形。

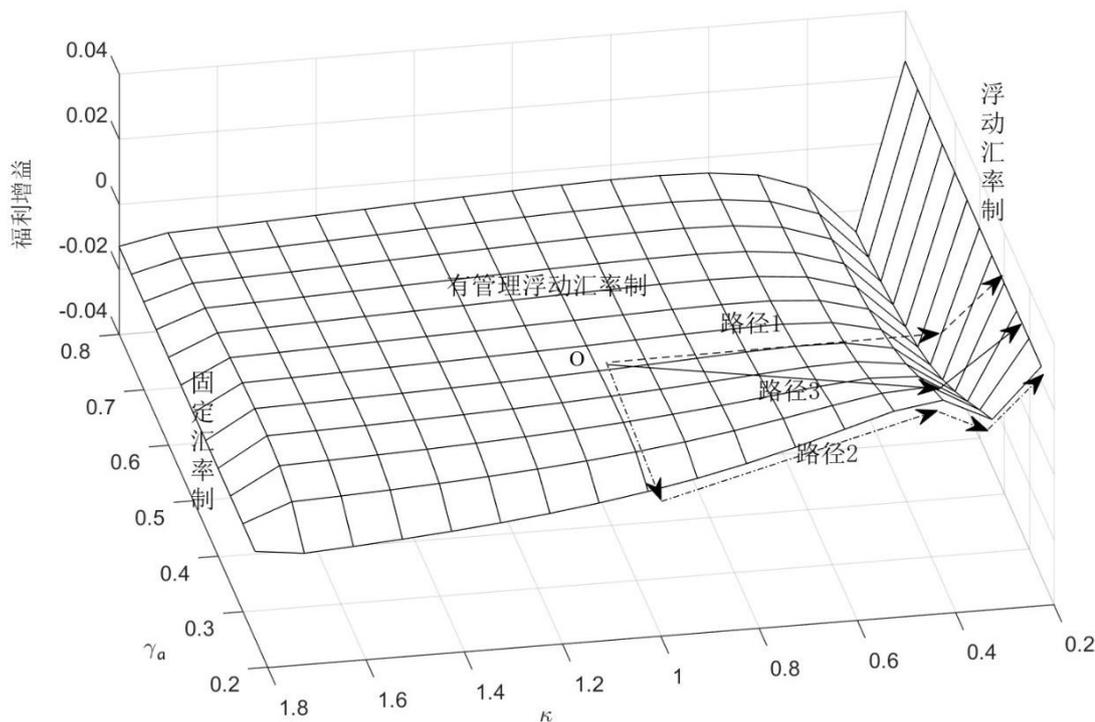


图5 汇率市场化、资本账户开放程度与经济福利增益

注：Z轴数值代表特定政策区制下相对于基准情形的福利增益（福利损失相反数），水平面坐标轴为汇率市场干预力度（ $\kappa$ ）及资本账户管制力度（ $\gamma_a$ ）参数。O点代表中国当前有管理浮动汇率制度及资本管制力度对应福利增益， $\kappa=0.2$ 和 $\kappa=1.8$ 处三维曲面上的直线分别代表浮动和固定汇率制度下福利增益水平。

值得注意的是，在央行对汇率干预力度或资本项目管制力度较低时，当汇率干预力度进一步减弱或资本账户开放程度进一步提高，经济福利在部分区间相对于基准模型反而是下降的（在 $\kappa < 0.4$ 或 $\gamma_a < 0.4$ 的区域内可明显观测到）。直到从制度上放弃外汇干预，代之以浮动汇率制以后，独立的货币政策发挥其稳定宏观经济的作用，经济福利才转而开始大幅提升。这种现象的根本原因在于，当存在外汇市场干预以及资本账户管制政策的时候，只有干预和管制力度达到一定程度才能有效稳定经济，有效控制宏观经济变量的波动。否则，空有管制政策却缺乏管制力度，加上独立货币政策缺位，宏观经济波动过大，反而会造成经济福利下降。

事实上，降低汇率市场干预力度或资本管制水平的政策改革除了存在前述导致宏观经济变量波动性增强的效应外，同样具备反向效应。首先，降低汇率市场干预水平能够增大汇率浮动范围，吸收外部汇率冲击对本国价格水平影响，进而稳定宏观经济变量。其次，降低资本管制水平能够使得居民更容易实现跨国资产配置，平滑其消费水平，对冲经济波

动带来的风险,提升经济福利水平。当两种政策改革同时进行,相对于单一降低汇率市场干预力度而言,居民更容易跨国配置资产,相对于单一降低资本管制水平而言,汇率浮动范围增大,能够吸收更多外部冲击对本国价格水平影响。由此,在选择性施行任意一种政策改革时,引起宏观经济波动性增强的负面效应占据了主要地位,但是两种政策改革同时进行,其引致的福利水平反而可能高于单一政策改革的结果。

从图 5 中我们可以直观比较选择汇率制度改革和资本账户开放的不同路径时,福利变化和经济波动有何差异。其中,路径 1 表示先完成浮动汇率制改革,然后逐步放松资本管制;路径 2 表示先实现资本账户可兑换,再进行浮动汇率制改革;路径 3 则表示兼顾汇率制度改革和资本账户改革,同步协调推进。值得注意的是,如果遵循路径 2 先实现资本账户可兑换,那么在改革推进过程中会经历两次福利水平的下降;如果遵循路径 1 先进行浮动汇率制改革,那么仅需经历一次福利水平的下降。由此可知,相对于路径 2 而言,路径 1 能够避免金融改革给经济福利带来过多冲击。值得注意的是,在  $(\gamma_a, \kappa) = (0.25, 0.4)$  所对应政策区制下出现了经济福利水平的一个局部极大值。这一极大值的存在意味着除了路径 1 和 2 以外,还会有福利损失更小的改革路径存在。图中路径 3 表示将政策组合从基准情形沿直线过渡到  $(\gamma_a, \kappa) = (0.25, 0.4)$ , 然后再实现浮动汇率制。这一路径代表了汇率市场化和资本账户开放的渐进式协同推进。路径 3 和路径 1 同样只会经历一次由于外汇市场干预力度降低带来的福利水平下降。但是相对于路径 1, 遵循路径 3 向政策组合  $(\gamma_a, \kappa) = (0.25, 0.4)$  转变的过程中,由于路径经过经济福利局部极大值,经济福利水平不但不会下降反而会有所提升。此外,在汇率制度彻底转变为浮动汇率制时,路径 3 也会比路径 1 造成更小的经济福利损失。因此,路径 3 即为最优的金融改革路径。

中国金融市场化改革的最优路径应当是渐进式协同推进汇率市场化和资本账户开放两项改革,并且政府应当在汇率市场干预力度下降到一定程度(例如  $0.3 < \kappa < 0.4$ ) 时即进行实质性的汇率制度变更,过渡到浮动汇率制,进而依靠独立的货币政策来稳定宏观经济波动。这样可以避免过小的汇率干预力度带来的较大经济福利损失。同时需要注意的是,在浮动汇率制确立之前,需要保持一定程度的资本管制,使得改革路径更为接近路径 3, 经过福利水平局部极大值点。

为了进一步定量分析上述经济福利局部极大值,本文采用数值模拟方法,计算同时存在外国加息冲击及负向需求冲击时,不同政策组合所对应的实际经济变量的波动率,具体

结果列示于表 2。在浮动汇率制及资本账户开放的情形下，宏观经济变量的波动水平整体上要低于其他政策区制。同时，在外汇市场干预力度很弱（但汇率尚未实现自由浮动，政策区制 II）或者资本管制力度很弱时（政策区制 I），一些宏观经济变量的波动反而比基准模型要大。正是由于空有管制政策却缺乏管制力度，加上独立货币政策缺位，造成宏观经济变量波动大于基准情形，于是出现经济福利下降的现象。在经济福利出现局部极大值的政策区制 III 下，绝大部分宏观经济变量波动率要低于政策区制 I 和 II，并且消费、劳动与实际汇率的波动率还要低于基准情形。正是由于宏观经济变量波动率低，该区制下经济福利水平会高于区制 I 和 II。

表 2 不同政策区制下宏观经济变量波动率对比

政策区制	基准	I	II	III	开放
资本账户管制力度	$\gamma = 0.4$	$\gamma = 0.25$	$\gamma = 0.4$	$\gamma = 0.25$	$\gamma = 0.25$
汇率市场干预力度	$\kappa = 0.92$	$\kappa = 0.92$	$\kappa = 0.2$	$\kappa = 0.4$	浮动汇率
消费	0.0963	0.1012	0.0728	0.0872	0.066
产出	0.035	0.0395	0.0321	0.0376	0.0156
通货膨胀	0.0152	0.0176	0.0206	0.0208	0.0103
劳动	0.0329	0.0331	0.0347	0.0314	0.0316
实际汇率	0.2026	0.1956	0.1467	0.1507	0.1872

注：政策区制 I、II、III 为改革路径 1、2、3 上具有代表性的政策组合，本文通过计算这些政策区制对应经济变量波动率来说明不同政策的组合会导致不同的经济福利变动。 $(\gamma_a, \kappa) = (0.4, 0.92)$  代表基准模型中有管理浮动汇率制及存在资本管制， $(\gamma_a, \kappa) = (0.25, 0.92)$  代表基准模型中资本管制力度大幅减弱， $(\gamma_a, \kappa) = (0.4, 0.2)$  代表基准模型中央行对外汇市场干预力度大幅减弱， $(\gamma_a, \kappa) = (0.25, 0.4)$  代表基准模型中对外汇市场干预及资本管制力度均适当减弱，最后一行是浮动汇率制及资本账户开放条件下各宏观经济变量的标准差。

事实上，中国央行 2015 年进行的“811”汇率制度改革也可以验证上述分析。这次汇改中央行将前一日银行间汇率收盘价纳入汇率中间价形成机制以更好反映市场供求关系，增加汇率弹性。但是这种汇率干预较大幅度的放松直接导致短期内汇率的剧烈波动以及国际金融市场动荡。不久之后，央行开始逐渐恢复干预来稳定汇率等宏观经济变量。2015 年 12 月中国外汇交易中心发布人民币汇率指数，强调汇率标准要加大参考一篮子货币的力度，保持人民币对一篮子货币汇率的基本稳定。这一政策修正标志着央行意识到汇改措施不能过于激进，在当前资本账户开放远未实现的背景下，应当回到稳步推进汇率改革的道路上。

从汇率市场化、资本账户开放的国际经验来看，渐进式的协同推进是大部分完成改革

国家所选择的路径。发展中国家当中智利是协同推进改革的成功例子。智利的整个改革的过程循序渐进，协同推进，并且在不同阶段分别以汇率制度和资本账户开放作为改革的重点，最终金融改革成效斐然。反观日本，从上世纪 70 年代开始，花费近 30 年的时间推进金融改革，却因为汇率制度决策上的草率，在改革的开端即遭遇挫折。日本政府最显著的失误在于对汇率制度的变革过于激进和草率，另外在浮动汇率制下又试图将实际汇率维持在较为稳定的水平，这种汇率制度和政策决策反而使日本央行丧失了货币政策的独立性。中国央行应当汲取智利金融改革的成功经验并总结日本改革进程中的教训，避免过于激进的改革措施，稳步协调推进汇率制度的完善和资本账户的开放。

## 五、结论

本文构造了一个包含资本管制、外汇市场干预的开放经济 DSGE 模型。由于央行可以通过发行货币或者发行债券冲销这两种方式获得外币计价债券，外汇市场干预以及经常账户余额转变为储备资产这两个过程都可以和货币供给产生关联。如果在资本管制情形下，非抛补利率平价出现偏离，那么央行对外币计价债券的获取方式会相应改变，进而影响到货币政策的选择。在经历外国加息冲击之后，利率利差变小，央行更倾向于发行债券冲销的方式获得外币计价债券，这一种对外汇市场的干预会直接导致国内货币供给的收缩。货币供给减少，进一步会导致短期利率上升，总需求和通胀水平下降。另外，在经历外需减少冲击之后，本国经常账户余额随着出口的下降而减少，央行结汇需求也减少，进而导致本国外汇储备下降，同时国内总需求的减少也会导致产出和通胀的下降。

此外，本文采用福利分析的方法，对不同汇率制度和资本账户开放程度的组合进行对比。我们发现资本账户开放条件下采取自由浮动汇率制可以达到最高福利水平，但是在尚未采用浮动汇率制时，资本账户开放程度过高反而会降低福利水平。类似的，在有管理浮动制汇率政策下，若央行汇率干预力度过低，同样会降低福利水平。这是因为在汇率干预和资本管制力度不足以稳定经济时，独立货币政策的缺位会使实际经济变量过度波动，减少经济福利水平。国内金融体系效率的提升，应对国际金融冲击能力的增强都会对汇率市场化及资本账户开放改革产生积极影响。

因此，中国金融市场化改革的最优选择应当是协同推进汇率制度改革和资本账户开放的进程，在浮动汇率制确立之前，保持一定程度的资本管制。同时，汇率改革应当在汇率市场干预力度下降到一定程度时就进行实质性的汇率制度变更，过渡到浮动汇率制，再进

一步借助独立的货币政策稳定宏观经济，提升整体福利水平。此外，大力提升金融体系效率，增强其应对外生金融冲击能力，对于我国汇率市场化及资本账户开放也有重要的意义。

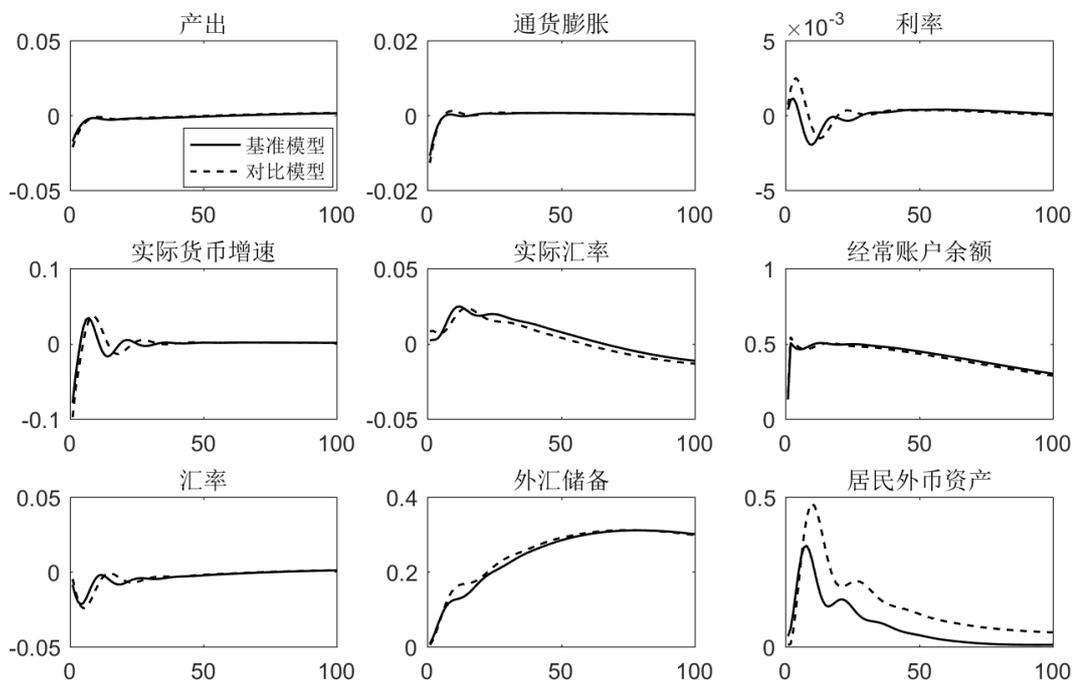
## 参考文献

- [1]. 陈斌开、陈琳、谭安邦(2014):《理解中国消费不足:基于文献的评述》,《世界经济》第 7 期。
- [2]. 陈创练、姚树洁、郑挺国等(2017):《利率市场化、汇率改制与国际资本流动的关系研究》,《经济研究》第 4 期。
- [3]. 陈中飞、王曦、王伟(2017):《利率市场化、汇率自由化和资本账户开放的顺序》,《世界经济》第 6 期。
- [4]. 胡小文、章上峰(2015):《利率市场化、汇率制度改革与资本账户开放顺序安排——基于 NOEM-DSGE 模型的模拟》,《国际金融研究》第 11 期。
- [5]. 孙俊、于津平(2014):《资本账户开放路径与经济波动——基于动态随机一般均衡模型的福利分析》,《金融研究》第 5 期。
- [6]. 杨小海、刘红忠、王弟海(2017):《中国应加速推进资本账户开放吗?——基于 DSGE 的政策模拟研究》,《经济研究》第 8 期。
- [7]. 张春生、蒋海(2015):《利率市场化、汇率市场化与资本项目开放的次序:理论、经验与选择》,《经济学家》第 5 期。
- [8]. 张卫平(2012):《货币政策理论——基于动态一般均衡方法》,北京:北京大学出版社。
- [9]. 张勇(2015):《热钱流入、外汇冲销与汇率干预——基于资本管制和央行资产负债表的 DSGE 分析》,《经济研究》第 7 期。
- [10]. 张志敏、李娟娟(2017):《中国投资与消费失衡的表征、路径依赖与供给侧改革》,《宏观经济研究》第 9 期。
- [11]. 庄子罐、崔小勇、赵晓军(2016):《不确定性、宏观经济波动与中国货币政策规则选择——基于贝叶斯 DSGE 模型的数量分析》,《管理世界》第 11 期。
- [12]. Benigno, G.; Chen, H. Otrok, C. 等. “Optimal Capital Controls and Real Exchange Rate Policies: A Pecuniary Externality Perspective”, *Journal of Monetary Economics*, 2016, 84, pp.147-165.
- [13]. Calvo, G. A. “Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework”, *Journal of monetary Economics*, 1983, 12(3), pp.383-398.
- [14]. Chang, C.; Zheng, L. and Spiegel, M. M. “Capital controls and optimal Chinese monetary policy”, *Journal of Monetary Economics*, 2015, 74, pp.1-15.
- [15]. Chari, V. V.; Kehoe, P. J. and Mcgrattan, E. R. “Sticky Price Models of the Business Cycle: Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem?”, *Econometrica*, 2000, 68(5), pp.1151-1179.

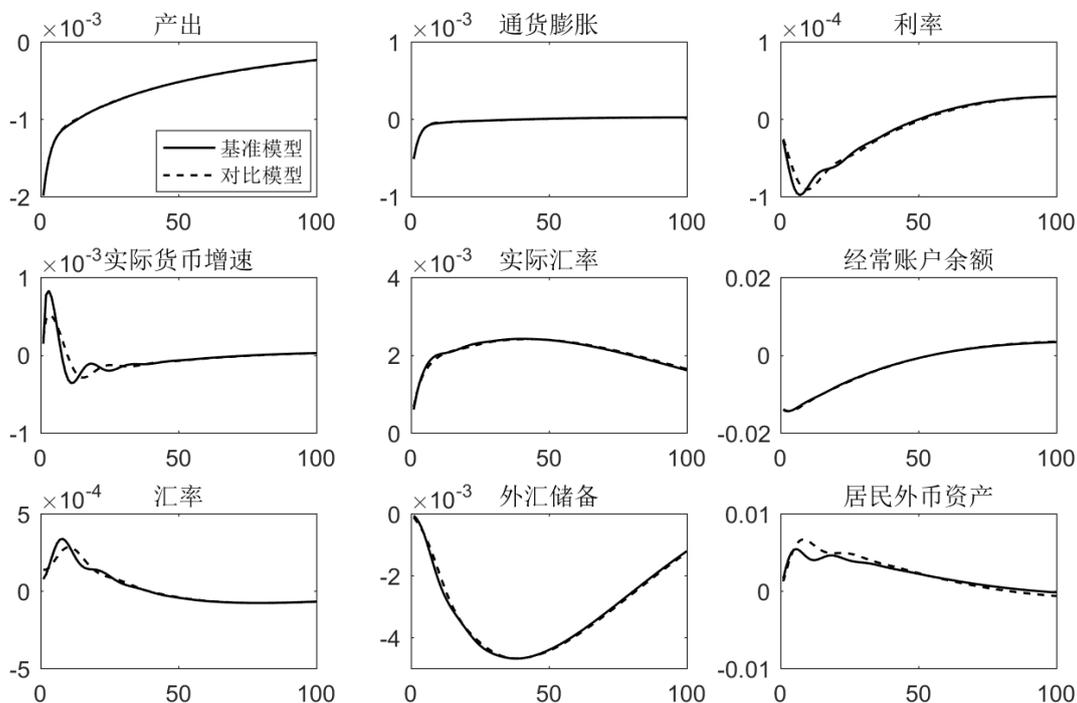
- [16]. Clarida, R.; Gali, J. and Gertler, M. “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(1), pp.147-180.
- [17]. Coeurdacier, N. and Rey, H. “Home Bias in Open Economy Financial Macroeconomics”, *Journal of Economic Literature*, 2013, 51(1), pp.63-115.
- [18]. De Paoli, B. “Monetary Policy and Welfare in a Small Open Economy”, *Journal of international Economics*, 2009, 77(1), pp.11-22.
- [19]. Edwards, S. and Vegh, C. A. “Banks and Macroeconomic Disturbances under Predetermined Exchange Rates”, *Journal of Monetary Economics*, 1997, 40(2), pp.239-278.
- [20]. 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.
- [21]. Gertler, M.; Gilchrist, S. and Natalucci, F. M. “External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 2007, 39(2-3), pp.295–330.
- [22]. Goldstein, M. and Lardy, N. “China’s Exchange Rate Policy Dilemma”, *The American Economic Review*, 2006, 96(2), pp.422-426.
- [23]. Kitano, S. “Capital controls and welfare”, *Journal of Macroeconomics*, 2011, 33(4), pp.700-710.
- [24]. McKinnon, R. and Schnabl, G. “The Case for Stabilizing China’s Exchange Rate: Setting the Stage for Fiscal Expansion”, *China & World Economy*, 2009, 17(1), pp.1-32.
- [25]. Rotemberg, J. J. “Sticky Prices in the United States”, *Journal of Political Economy*, 1982, 90(6), pp.1187-1211.
- [26]. Schmitt-Grohé, S. and Uribe, M. “Closing Small Open Economy Models”, *Journal of International Economics*, 2003, 61(1), pp.163-185.
- [27]. Schmitt-Grohé, S. and Uribe, M. “Optimal simple and implementable monetary and fiscal rules”, *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54, pp.1702-1725.
- [28]. Singh, R. and Subramanian, C. “Temporary Stabilization with Capital Controls”, *Economic Theory*, 2008, 34(3), pp.545-574.
- [29]. Song, Z.; Storesletten, K. and Zilibotti, F. “Growing (with capital controls) like China”, *IMF Economic Review*, 2014, 62(3), pp.327-370.
- [30]. Stiglitz, J. E. “Capital Market Liberalization, Economic Growth, and Instability”, *World Development*, 2000, 28(6), pp.1075-1086.

- [31]. Uribe, M. and Yue, V. Z. "Country Spreads and Emerging Countries: Who Drives Whom?", *Journal of international Economics*, 2006, 69(1), pp.6-36.

附录



附图 1 外国加息冲击下基准模型脉冲响应图(100期)



附图 2 外国需求冲击下基准模型脉冲响应图(100期)

# Path of Exchange Rate Marketization and Capital Account Liberalization Reform

Peng Hongfeng; Xiao Zumian; Zhu Xiaoquan

**Abstract:** This paper constructs an open economy DSGE model that includes capital controls and government interventions in the foreign exchange market. We estimate the economic welfare under different intensity of capital control and intervention in the exchange rate market, and make comparative analysis with the benchmark model. The results show that compared with fixed or managed floating regime, floating exchange rate regime, coordinating with the open capital account, leads to the highest level of economic welfare. In the managed floating exchange rate system, blindly decrease the intensity of exchange rate market intervention or the degree of capital control will impair the economic welfare. Once the intensity of intervention in exchange rate market declines to a certain level, the exchange rate regime reform should be introduced to insure the independence of monetary policy and stabilization of macroeconomy. The simulation results suggest that both major financial reforms should be coordinated, and it is necessary to maintain capital control to certain extent, before exchange rate marketization is achieved.

**Keywords:** Exchange Rate Marketization, Capital Account Liberalization, Open Economy, DSGE Model

## 中国-东盟自由贸易区的经济影响和减贫效应

余淼杰<sup>1</sup> 高恺琳<sup>2</sup>

**【摘要】**中国-东盟自由贸易区是世界上涉及人口最多的自贸区，也是全球 GDP 总量第三大的经济合作区。自贸区成员国大多为发展中国家，面临着发展经济、消除贫困的共同挑战。中国-东盟自贸区的建立不仅带来了巨大的经济影响，还具有至关重要的减贫效应。自 2002 年初步签订协议以来，中国-东盟自由贸易区在贸易、投资、基础建设等领域达成了多项经济合作协议，推进了贸易与投资自由化，促进了中国与东盟的经济增长，推动了世界减贫事业发展。本文回顾了中国-东盟自贸区的建立历程，梳理了自贸区在贸易与投资领域的促进措施以及双方的基础设施建设合作，并在此基础上分析了中国与东盟各国在贸易与投资方面的发展现状与特征，以及其经济影响和减贫效果。最后，本文阐述了自贸区存在的主要问题，并提出了相应的政策建议。在未来，推动世界互联互通，促进贸易与投资自由化将继续成为世界的减贫良方。

**【关键词】**自由贸易区；中国-东盟；减贫；贸易自由化

### 一、引言

目前，中国-东盟自由贸易区是世界上涉及人口最多的自贸区<sup>3</sup>，也是继欧盟、北美自由贸易区（NAFTA）之后，世界名义 GDP 第三大的经济合作区<sup>4</sup>。2016 年是中国-东盟自由贸易区正式建立的第七年，相比 2010 年自贸区建立之初，中国-东盟双边贸易与投资经历了长期迅速的增长：双边贸易平均增长率达到 12.4%，双边投资平均增长率更是高达 22.4%<sup>5</sup>。2002 年 11 月，中国与东盟十国<sup>6</sup>在柬埔寨签署了《中国与东盟全面经济合作框架

<sup>1</sup> 余淼杰，北京大学国家发展研究院教授

<sup>2</sup> 高恺琳，北京大学国家发展研究院博士研究生

<sup>3</sup> 约 19 亿人口。

<sup>4</sup> 2016 年，中国、东盟双方的经济总量近 34 万亿美元，占东南亚经济的 74%。度量指标为世行数据中的 GDP, PPP (constant 2011 international \$)；东南亚经济为世行国家分类中东亚太平洋（East Asia & Pacific）与南亚（South Asia）两类的集合。

<sup>5</sup> 根据 CEIC 数据计算。

<sup>6</sup> 东盟十国包括柬埔寨、老挝、缅甸、越南、泰国、印度尼西亚、马来西亚、菲律宾、文莱、新加坡。

协议》(下称《框架协议》), 2010 年 1 月协议生效, 中国-东盟自由贸易区 (China-ASEAN Free Trade Area, CAFTA) 正式建立。除新加坡、文莱外, 中国-东盟自贸区的其余九个成员国均为发展中国家。消除贫困是人类发展的共同目标, 更是亚太地区的共同挑战。中国-东盟自贸区的建立不仅带来了巨大的经济影响, 还具有至关重要的减贫效应。

中国-东盟自贸区的建立和完善主要经历了以下几个重要协议。2002 年 11 月, 中国和东盟签订《框架协议》, 其中包含的“早期收获计划”降低了众多农产品的关税<sup>1</sup>。2004 年 11 月, 中国与东盟签署《货物贸易协议》, 约定从 2005 年 7 月起, 双方对七千多种产品实施降税, 并约定逐步取消非关税壁垒。2007 年 1 月, 中国与东盟签署《服务贸易协议》, 各国在旅游、电信、环境、金融等部门做出不同程度的市场准入与国民待遇承诺, 协议于 2007 年 7 月起生效。2009 年 8 月, 中国与东盟签署《投资协议》, 约定给予投资者最惠国待遇、国民待遇、投资公平和公正待遇。至此, 自贸区主要谈判结束。2010 年 1 月, 中国-东盟自由贸易区正式建立。2015 年 11 月, 双方签订了中国在现有自贸区基础上的第一个升级协议<sup>2</sup>, 涉及货物贸易、服务贸易、投资、经济技术合作等领域, 助推中国与东盟的经济增长。

中国与东盟双边贸易与投资协定的签订带来了贸易、投资额的迅速增长。在双边贸易方面, 根据 CEIC 数据库, 中国-东盟双边贸易从 2002 年签订《框架协议》时的 547.67 亿美元, 上升到 2016 年的 4603.77 亿美元, 贸易额在 15 年内翻了超过四番。在双边投资方面, 中国对东盟直接投资于 2015 年达到 146.04 亿美元, 是 2005 年 1.58 亿美元的 92.6 倍; 而中国对东盟实际利用外商投资金额于 2015 年达到 76.58 亿美元, 是 2005 年 31.05 亿美元的 2.47 倍。

贸易与投资的迅猛增长, 促进了中国与东盟各国就业的增加与贫困率的持续降低。在就业方面, 根据国际货币基金组织统计数据, 从 2005 年《货物贸易协议》实施以来, 中国就业人口从 7.46 亿上升到 2014 年的 7.72 亿, 提升了 3%; 同时, 东盟七国<sup>3</sup>就业人数从 2.17 亿上升到 2014 年的 2.63 亿人, 提升了 21%。在贫困率方面, 根据世界银行数据, 在 2002 年中国与东盟各国签订《框架协议》时, 中国有 32% 的人口生活在 1.9 美元的贫困线以下, 在印尼、老挝、越南, 这一指标分别为 23%、26% 与 39%; 而到了 2012 年, 中国该贫困线以

<sup>1</sup> “早期收获计划”规定不迟于 2004 年 1 月实施, 其降税模式为按现行税率高低分为三类产品, 并对三类产品实施不同阶段的降税计划, 详见 [http://fta.mofcom.gov.cn/dongmeng/annex/zaojijihua.pdf\[2018-04-01\]](http://fta.mofcom.gov.cn/dongmeng/annex/zaojijihua.pdf[2018-04-01])。

<sup>2</sup> 《中华人民共和国与东南亚国家联盟关于修订〈中国—东盟全面经济合作框架协议〉及项下部分协议的议定书》

<sup>3</sup> 因数据可得性限制, 此处东盟七国为越南、菲律宾、印度尼西亚、马来西亚、泰国、文莱和新加坡。

下人口占比降低到 6%，印尼、老挝、越南的贫困人口占比分别降低到 12%、17%与 3%<sup>1</sup>。当然，中国与东盟各国就业人口增长和贫困率下降不能完全归功于中国-东盟自由贸易区的建立，然而，自 2009 年以来，中国已成为东盟最大的贸易伙伴，自 2011 年以来，东盟也已成为中国第三大贸易伙伴；中国与东盟经济的双边依赖性、重要性，以及随之而来的巨大的就业创造与减贫效应是不可忽视的。

亚太地区的贫困人口在 2008 年时占世界贫困总人数的六成，其中高达 47.4%的亚太地区人口、16.3 亿人生活在贫困线以下。<sup>2</sup>贫穷、收入不平等问题一直困扰着中国与东盟在内的发展中国家。于此同时，全球范围内自贸区数量迅速增多，区域经济合作不断深化，贸易与投资自由化带来了经济发展、消除贫困的希望。那么，中国-东盟自贸区建立以来带来了怎样的经济影响与减贫效应？在国际形势错综复杂的今天，“一带一路”倡议与贸易保护主义相互对峙，自贸区的发展又将如何推进？在回顾中国-东盟自贸区在促进贸易与投资方面的具体措施后，本文分析了其带来的经济影响与减贫效应，展示了中国与东盟各成员国的双边贸易发展与各国贫困率降低的关系，并给出了中国-东盟自贸区未来发展的政策建议。

本文以下部分安排如下：首先简述了东盟-中国自贸区的建立历程，其次回顾了中国—东盟自贸区的贸易与投资促进措施与现状，再次分析了中国—东盟自贸区的经济影响和减贫渠道，接下来的部分展示了中国与东盟各成员国的减贫效果，之后部分阐述了中国—东盟自贸区存在的主要问题，并提出了具体的政策建议，最后为全文的总结。

## 二、中国-东盟自贸区的建立历程

本节简要回顾了东盟与中国-东盟自贸区的建立历程。

1967 年 8 月，印度尼西亚、泰国、新加坡、菲律宾、马来西亚五国发表《曼谷宣言》<sup>3</sup>，东南亚国家联盟正式建立。1984 年，文莱加入东盟，形成“东盟六国”。为了提升东盟的国际竞争力并吸引更多外资，1992 年，东盟六国<sup>4</sup>签署东盟自由贸易协定。其后，越南、老

---

<sup>1</sup> 作为东盟新成员国，缅甸的贫困率数据于世界银行不可得；柬埔寨的贫困率数据从 2004 年的 19%降低到 2012 年的 2%。

<sup>2</sup> Wan, Guanghua, and I. Sebastian. "Poverty in Asia and the Pacific: An Update." (2011) ADB Economics Working Paper 267.

<sup>3</sup> 《东南亚国家联盟成立宣言》。

<sup>4</sup> 印度尼西亚、泰国、新加坡、菲律宾、马来西亚和文莱。

挝、缅甸和柬埔寨四国<sup>1</sup>先后加入东盟自贸区协定，并成为东盟新成员国，由此形成“东盟十国”。

中国与东盟十国的地理相近，但人均收入水平有所差异。世界银行按 2016 年人均国民收入高低将各经济体划分为不同水平。其中，人均国民收入 1005 美元及以下的，为低收入经济体；在 1006 美元和 3955 美元之间的，为中等偏下收入经济体；在 3956 美元和 12235 美元之间的，为中等偏上收入经济体；在 12236 美元及以上的，为高收入经济体。中国与东盟十国中，文莱、新加坡为高收入国家；中国、马来西亚、泰国的收入水平属中等偏上；印度尼西亚、老挝、缅甸、菲律宾、越南、柬埔寨的收入水平属中等偏下。

上世纪九十年代以来，中国-东盟自贸区的建立历程总结在表 1 中。1991 年 7 月，第 24 届东盟外长会议开启了中国与东盟的对话。2002 年 11 月，中国和东盟十国签署了《框架协议》，约定到 2010 年初步建成中国—东盟自由贸易区。<sup>2</sup>《框架协议》不仅约定中国与东盟各国在货物贸易、服务贸易与投资方面开展合作，各国还同意在农业、人力资源、通讯技术、湄公河盆地开发等领域加强合作。

表 1 中国-东盟自贸区的建立历程

时间	事件
1991 年 7 月	中国时任外长钱其琛出席第 24 届东盟外长会议开幕式，开启了中国-东盟对话。
1996 年 7 月	中国由东盟的磋商伙伴国升级为东盟的全面对话伙伴国。
2000 年 11 月	朱镕基总理在第四次中国—东盟领导人会议上，提出建立中国—东盟自由贸易区的构想。
2002 年 11 月	中国和东盟十国签署《框架协议》，决定到 2010 年建成中国—东盟自由贸易区。
2004 年 1 月	中国—东盟自由贸易区早期收获计划实施，下调农产品的关税。
2004 年 11 月	中国与东盟签署《货物贸易协议》和《争端解决机制协议》。
2005 年 7 月	《货物贸易协议》开始实施，除已降税的早期收获产品和少量敏感产品外，双方将对其他约七千种产品逐步降税。
2007 年 1 月	中国与东盟签署了自贸区《服务贸易协议》。
2009 年 8 月	中国与东盟签署了自贸区《投资协议》签署，标志主要谈判结束。
2010 年 1 月	中国-东盟自由贸易区正式建立。
2015 年 11 月	中国政府与东盟十国正式签署自贸区升级协定。

资料来源：作者根据新闻报道整理

<sup>1</sup> 越南于 1995 年、老挝于 1997 年、缅甸于 1997 年、柬埔寨于 1999 年加入东盟。

<sup>2</sup> 其中，对于中国与文莱、新加坡、印度尼西亚、马来西亚、菲律宾和泰国这六个东盟老成员国，建成自贸区时间是 2010 年；对越南、老挝、柬埔寨、缅甸这四个东盟新成员国，建成自贸区的时间是 2015 年。

总体而言，中国—东盟自贸区的建设主要分为三个阶段<sup>1</sup>。第一阶段为 2002 到 2010 年，关税大幅下降、非关税壁垒逐步削减。其中，2004 年实施的“早期收获计划”约定，到 2006 年，中国与东盟六国对六百余种主要为农产品的早期收获产品的关税应降为零；2004 年的《货物贸易协议》是覆盖七千余种产品的降税计划，约定中国与东盟六国的正常类产品的关税于 2010 年降为零；2007 年的《服务贸易协议》开放了部分服务贸易市场；2009 年的《投资协议》推进了投资便利化进程。第二阶段为 2011 到 2015 年，中国-东盟自贸区已全面建成。2011 年，中国与东盟约定了第二批服务贸易减让承诺。2015 年 1 月，中国与东盟新成员国间贸易的绝大多数产品实现了零关税。2015 年 11 月，东盟与中国签署了自贸区升级协定，在原产地原则、跨境电商、服务贸易等方面均有突破。第三阶段为 2016 年及以后，自贸区升级后进一步巩固完善。

中国-东盟自贸区是中国对外商谈的首个自贸区，也是东盟作为整体对外商谈的首个自贸区。在中国-东盟自贸区的谈判过程中，中国与东盟中的新加坡于 2006 年 8 月启动对双边自贸区的谈判，并在 2008 年 10 月签署了自贸协定<sup>2</sup>。与同期中国与东盟之间达成的协定相比，中新双方的自贸协定不仅涵盖了货物贸易、服务贸易与投资，还包括技术性贸易壁垒、卫生与植物卫生措施、自然人移动等诸多领域的具体要求，内容较为全面。<sup>3</sup>

截止 2018 年 5 月，中国已签署 16 个自贸协定，覆盖 24 个国家和地区。<sup>4</sup>中国也正推进多个自贸区谈判，包括《区域全面经济伙伴关系协定》（RCEP）、中日韩等自贸区谈判。东盟已签署 5 个自贸协定，分别是东盟与中国、印度、日本、韩国的自贸协定，以及东盟-澳大利亚-新西兰自贸协定。

### 三、中国-东盟自贸区中的贸易与投资促进措施

本节回顾了中国-东盟自贸区协议中直接促进贸易与投资的措施以及贸易与投资促进现状，并梳理了中国与东盟各国在基础设施建设方面的合作。

#### （一）贸易促进措施

<sup>1</sup> 参考中国-东盟自由贸易区官网信息 <http://www.cafta.org.cn/show.php?contentid=63877>[2018-04-01]。

<sup>2</sup> 包括《中华人民共和国政府和新加坡共和国政府自由贸易协定》和《中华人民共和国政府和新加坡共和国政府关于双边劳务合作的谅解备忘录》。

<sup>3</sup> 参考商务部报道：[http://fta.mofcom.gov.cn/article/ftanews/200810/266\\_1.html](http://fta.mofcom.gov.cn/article/ftanews/200810/266_1.html)[2018-04-01]。

<sup>4</sup> 参考商务部报道：[http://fta.mofcom.gov.cn/article/fzdongtai/201803/37337\\_1.html](http://fta.mofcom.gov.cn/article/fzdongtai/201803/37337_1.html)[2018-06-29]。

中国-东盟自贸区中的贸易促进措施的主体分为两块，一是货物贸易，二是服务贸易。在货物贸易为主体的贸易促进措施中，主要有两种：一是削减和取消货物贸易的关税，二是减少非关税壁垒。在服务贸易为主体的贸易促进措施中，主要表现为逐步开放服务贸易市场。

### 1. 货物贸易

首先，削减和取消关税主要体现在“早期收获计划”和《货物贸易协议》中。首先，“早期收获计划”是在中国-东盟自贸区框架下最早实施的降税计划，启动时间为 2004 年 1 月 1 日。“早期收获产品”主要包含海关税则第一到第八章的农产品与部分八章之外的特定产品，各国按照不同时间表逐步削减关税。自贸区内 11 个成员国平均每个国家的降税商品数目达到 532 种<sup>1</sup>，除老挝、缅甸和柬埔寨的降税期从 2006 年开始，到 2010 年逐步降为零，其余东盟七国与中国从 2004 年开始削减关税，2006 年降为零。其次，中国与东盟 2004 年 11 月签订的《货物贸易协议》将除“早期收获计划”外的产品分为正常类与敏感类，对东盟六国与中国，正常类税目降税从 2005 年开始，2010 年降为零<sup>2</sup>；对越南、柬埔寨、老挝和缅甸四国，正常类税目降税从 2005 年开始，2015 年降为零<sup>3</sup>。

其次，削减非关税壁垒主要体现在《货物贸易协议》中。非关税壁垒指采取除关税以外的办法，限制进口或出口的手段，例如进口限额、技术标准或卫生检疫规定等。2004 年，中国与东盟于《货物贸易协议》中约定，各方不应保留任何数量限制措施，其中的非 WTO 成员应逐渐取消其数量限制。2007 年 11 月，中国和东盟签署动植物卫生检疫领域的备忘录<sup>4</sup>，合作走向规范化，促进了中国与东盟的食品安全和农产品等相关产品贸易的健康发展。2009 年，双方签署技术性贸易壁垒领域的备忘录<sup>5</sup>，就技术法规、标准与合格评定等领域的合作达成一致，约定共同提高产品质量安全水平。2012 年，中国与东盟签订协议<sup>6</sup>，约定进

<sup>1</sup> “早期收获计划”降税具体时间表与覆盖产品详见商务部网站

<http://fta.mofcom.gov.cn/dongmeng/annex/zaojijihua.pdf>[2018-04-01]。

<sup>2</sup> 到 2010 年中国-东盟自贸区正式建成时，中国与东盟六个老成员国之间 90% 以上的产品已达成零关税，中国对东盟的平均关税从 9.8% 降到 0.1%，而东盟六国对中国的平均关税从 12.8% 降到了 0.6%。参考商务部信息 <http://www.mofcom.gov.cn/aarticle/ae/ai/201001/20100106728230.html>[2018-04-01]。

<sup>3</sup> 《货物贸易协议》降税具体时间表与覆盖产品详见商务部网站

[http://fta.mofcom.gov.cn/dongmeng\\_phase2/dongmeng\\_phase2\\_special.shtml](http://fta.mofcom.gov.cn/dongmeng_phase2/dongmeng_phase2_special.shtml)[2018-04-01]。

<sup>4</sup> 《关于加强卫生与植物卫生合作的谅解备忘录》（SPS 备忘录）。

<sup>5</sup> 《关于加强标准、技术法规与合格评定领域合作的谅解备忘录》（TBT 备忘录）。

<sup>6</sup> 《关于在〈中国-东盟全面经济合作框架协议〉下〈货物贸易协议〉中纳入技术性贸易壁垒和卫生与植物卫生措施章节的议定书》。

一步削减非关税壁垒。2015 年达成的自贸区升级协议中，双方约定通过简化原产地规则和贸易便利化措施，从而削减非关税壁垒。<sup>1</sup>

表 2 中国与东盟十国跨境贸易成本概况

国家	跨境贸易便利程度 世界排名	出口耗时（小时）		进口耗时（小时）	
		边界和规	单证和规	边界和规	单证和规
新加坡	41	12	2	35	3
泰国	56	51	11	50	4
马来西亚	60	48	10	72	10
越南	93	58	50	62	76
菲律宾	95	42	72	72	96
中国	96	26	21	92	66
柬埔寨	102	48	132	8	132
印度尼西亚	108	53	61	99	133
老挝	120	12	216	14	216
文莱	142	117	163	48	140
缅甸	159	144	144	232	48

数据来源：世界银行《2017 全球营商环境报告》

根据 2017 年世界银行营商环境项目数据库，在跨境贸易一项反应了各国企业进出口货物的时间与金钱成本。在该项目下，新加坡、泰国、马来西亚的总体排名较为靠前，分别为世界 41、56 和 60 名，越南、菲律宾、中国居 100 名之内，分别为 93、95、96 名，而柬埔寨、印度尼西亚、老挝、文莱、缅甸在 100 名后，分别为第 102、108、120、142、159 名。同时，如表 2 所示，在跨境贸易成本的出口耗时和进口耗时两个项目下，又分为边界合规与单证合规两个子项。其中，新加坡、泰国两国出口耗时与进口耗时各项指标均在 50 小时以内，越南、菲律宾、中国则均在 100 小时以内，柬埔寨、印度尼西亚、老挝、文莱、缅甸的部分边界合规或单证合规手续则耗时超过 100 小时。值得注意的是，柬埔寨、印度尼西亚、老挝、文莱其进出口单证合规耗时显著比边界合规耗时长，简化通关手续等贸易便利化措施仍然有提升的空间。

## 2. 服务贸易

逐步开放服务贸易市场的贸易促进措施主要体现在《服务贸易协议》中。2007 年，中国与东盟签署了《服务贸易协议》，达成了第一批服务市场具体开放承诺。中国在 WTO 承诺的基础上，在建筑、运输、商务服务等五个服务部门，向东盟国家进一步开放，东盟十国也分别在电信、旅游、建筑、医疗等行业向中国进一步开放。其中，具体措施包括：放宽股比限制、允许设立独资或合资企业等。西卡里·伊西多（Hikari Ishido）使用霍克曼

<sup>1</sup>参考中国国际贸易促进委员会信息

[http://www.ccpit.org/Contents/Channel\\_3429/2015/1123/505163/content\\_505163.htm\[2018-04-01\]](http://www.ccpit.org/Contents/Channel_3429/2015/1123/505163/content_505163.htm[2018-04-01])。

(Hoekman) 指数对中国-东盟自由贸易区框架下各国对服务贸易各部门的开放程度进行分析,发现各国在不同行业中做出了不同程度的开放承诺,同时旅游业是各国开放承诺最高的行业。<sup>1</sup>

2011 年,中国与东盟达成了第二批服务市场具体开放承诺,显著提升了服务贸易的开放度<sup>2</sup>。相比第一批具体承诺,中国的第二批承诺更新了商业服务、电信、建筑等部门的开放承诺,同时进一步开放公路客运、娱乐文化和体育服务等部门。同时,东盟各国的第二批承诺涉及的部门也显著增加。

2015 年,在自贸区升级协议中,中国与东盟达成第三批服务市场具体开放承诺。与前两批承诺相比,各国均作出了更高水平的承诺,进一步提升服务贸易自由化水平。中国在建筑工程、旅游、证券等部门进一步开放。东盟各国在商业、通讯、教育、金融、运输等八个部门向中国进一步开放<sup>3</sup>,具体措施包括:扩大服务开放领域,扩大经营范围,减少地域限制等。

## (二) 投资促进措施

2009 年 8 月,中国与东盟签署《投资协议》,致力于促进投资流动,建立自由、便利、透明和竞争的投资体制。具体条款包括:约定各方给予投资者国民待遇、最惠国待遇、投资公平和公正待遇,并在损失补偿、转移和利润汇回、争端解决等方面达成协议,同时提高投资相关法律的透明度、加强信息交流,在投资促进和投资便利化两方面展开合作。2014 年 9 月,众多中国—东盟跨境经济合作区与产业园区亮相第 11 届中国—东盟博览会,推进了中国与东盟各国共同开设的跨境产业园区的经济合作。<sup>4</sup>

2015 年,中国与东盟签署的自贸区升级协议中,从投资促进和投资便利化合作两方面约定了促进投资自由化的措施。在投资促进方面,具体措施包括:组织商业对接,促进行业互补与生产网络发展,举办投资信息交流活动等。在投资便利化方面,具体措施包括:

---

<sup>1</sup> Ishido, Hikari. "Liberalization of Trade in Services Under ASEAN+n FTAs: A Mapping Exercise." *Working Papers* 16.2(2015), ERIA Discussion Paper Series.

<sup>2</sup> 蒙英华、林艺宇. "《中国-东盟服务贸易协议》第二批承诺评估分析." *亚太经济* 3(2014):50-56.

<sup>3</sup> 详见东盟官方网站信息 [http://asean.org/?static\\_post=asean-china-free-trade-area-2\[2018-04-01\]](http://asean.org/?static_post=asean-china-free-trade-area-2[2018-04-01])。

<sup>4</sup> 截止 2018 年 1 月,中国企业在东盟合作建立的境外经贸合作区中,通过中国商务部考核确认的有 7 个,分别在柬埔寨、泰国、老挝、印尼和越南,其中印尼有三个。参考 [http://www.guojiribao.com/shtml/gjrb/20180109/391883.shtml\[2018-06-29\]](http://www.guojiribao.com/shtml/gjrb/20180109/391883.shtml[2018-06-29])。

简化投资审批手续，促进投资相关法规信息的发布，必要时通过一站式投资中心，为投资者提供营业执照和许可发放相关的咨询服务。

根据 2017 年世界银行营商环境项目数据库，在投资方面，本文选取开办企业与执行合同便利程度两个方面来反映一国投资便利程度，如表 3 所示。开办企业一项综合成立企业所需手续、时间与成本，反应了一国开办企业的难易程度，较低的开办企业成本为投资者提供创业激励；执行合同一项综合争端解决时间、成本与司法质量，反应了一国的商业争端解决机制的有效程度，而高效、透明的争端解决机制使得投资者有所依靠，能够有效促进新商业关系的建立。其中，在开办企业方面，新加坡、泰国、文莱在自贸区成员中排名较高，分别为世界 6、78 和 84 名；马来西亚、越南、中国、缅甸处于中游，在 150 名内；印度尼西亚、老挝、菲律宾、柬埔寨排名较为靠后。排名较为靠后的国家表现为：开办企业手续数多、耗时长、所需成本较高。在执行合同方面，新加坡、中国、马来西亚处于自贸区成员前列，分别为世界第 2、5 和 42 名；泰国、越南、老挝、文莱次之，在世界 100 名以内；菲律宾、印度尼西亚、柬埔寨、缅甸四国执行合同排名较为靠后。执行合同排名较为靠后的国家表现为执行合同耗时长、司法程序质量较低等。

表 3 自贸区成员国开办企业与执行合同概况

开办企业				执行合同			
国家	排名	手续数	成本（人均收入百分比）	国家	排名	耗时（天）	司法程序质量指数
新加坡	6	3	0.6	新加坡	2	164	15
泰国	78	5	6.6	中国	5	452.8	14.3
文莱	84	7.5	1.6	马来西亚	42	425	12
马来西亚	112	8.5	6.2	泰国	51	440	7.5
越南	121	9	4.6	越南	69	400	6.5
中国	127	9	0.7	老挝	88	443	6.5
缅甸	146	11	40.4	文莱	93	540	8.5
印度尼西亚	151	11.2	19.4	菲律宾	136	842	7.5
老挝	160	8	4.6	印度尼西亚	166	471	7.8
菲律宾	171	16	15.8	柬埔寨	178	483	5
柬埔寨	180	9	57.2	缅甸	188	1160	3

数据来源：世界银行《2017 全球营商环境报告》

### （三）基础设施建设

基础设施建设是促进经济发展、消除贫困的重要途径。基于 1861-1930 年殖民时期印度铁路建设的数据，唐纳森（2018）发现交通成本的降低显著促进了印度对外贸易的增长，同时，铁路建设使当地真实农业收入上升了 18%；同时，他利用李嘉图贸易结构模型的估

计结果发现，铁路建设带来的福利提升主要来源于其对贸易的促进作用，各个区域得以联通从而发挥比较优势进行贸易。<sup>1</sup>

基础设施建设是中国与东盟合作的重要内容，也是促进双方贸易和投资发展的重要途径。中国-东盟交通部长会议机制建立于 2002 年。在 2004 年的第 3 次中国-东盟交通部长会议上，中国与东盟签署备忘录<sup>2</sup>，约定在交通基础设施建设、海上安全与保安、人力资源开发等方面展开合作。2016 年的第 15 次中国—东盟交通部长会议通过了修订版的《中国—东盟交通合作战略规划》，中国与东盟各国将协力发展“四纵三横”区域交通通道，这也是“一带一路”倡议在交通运输领域与东盟国家交通战略规划对接的标志性成果文件。目前，中国与东盟各国的基础设施建设项目稳步推进，涵盖铁路、公路、桥梁、港口等，陆运、海运、空运等运输方式更加便利。

在公路方面，2005 年 12 月，中国第一条连接东盟国家的高速公路南友高速建成通车，连通广西南宁与中越边境凭祥市友谊关。2008 年，中国援建的柬埔寨 7 号国家公路正式通车，全长 196 公里。同年，中国的第一条国际高速公路昆曼公路正式通车，途径中国、老挝和泰国，由中、老、泰和亚洲开发银行合资建设；中国境内段于 2009 年改建为高等级公路或高速路。2009 年，印尼泗马大桥建成通车，全长 5.4 公里，其由中国进出口银行提供优惠出口买方信贷、中国路桥总公司承建主桥。2013 年 12 月，老挝会晒—泰国清孔大桥正式通车，全长 1800 余公里的昆曼大通道正式全线贯通。

在铁路方面，中国积极推进泛亚铁路建设。2014 年底，三条泛亚铁路的中国段获得国家发改委批复<sup>3</sup>，终点均位于边境。中国段铁路的修建不仅有助于连通中国与越南、老挝、缅甸，进而对接东南亚段的泛亚铁路，而且能大幅改善云南本地的基础设施。中国不仅大力开展国内铁路建设，同时也积极推进泛亚铁路境外段建设。2016 年 12 月，中老铁路全线开工，这是首个以中方为主投资建设运营，并与中国铁路网直接连通的境外铁路项目。2017 年 12 月，中泰铁路正式开工，这是泰国第一条标准轨高速铁路。

---

<sup>1</sup> Dave Donaldson, “Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure”, *American Economic Review*, 2018.

<sup>2</sup> 《中国-东盟交通合作谅解备忘录》。

<sup>3</sup> 分别是大（理）瑞（丽）铁路、玉（溪）磨（憨）铁路、祥（云）临（沧）铁路。同时，泛亚铁路东、中、西方案的中国境内段建设已纳入中国《中长期铁路网规划》。

在空路方面，2010年11月，中国与东盟签署了《中国—东盟航空运输协定》。目前，中国已与东盟十国签署了双边航空运输协定，中国与东盟主要城市的航线网络初步建立，促进了人员往来和经济交流。

在海路方面，2001年6月，中、老、缅、泰四国正式通航。2004年12月，中老缅泰四国上湄公河航道改善工程竣工，河道安全性得到提升，通航期延长。国际航运不断发展，运输品种从单一杂货发展到冷藏鲜货、集装箱、国际旅游等综合运输服务，船舶通行数量不断扩大。

### 三、中国-东盟自贸区建设的经济影响与减贫渠道

本节从贸易、投资两方面分析了中国-东盟自贸区建设的经济影响与减贫效应。

#### （一）贸易方面

如表4所示，2016年，东盟是中国第三大贸易伙伴，双边贸易额占中国对外贸易的12.30%，紧随中国与欧盟（14.8%）、美国（14.10%）贸易之后。自2009年以来，中国已经成为东盟最大的贸易伙伴。

表4 2016年中国与主要贸易伙伴双边贸易占比

中国主要贸易伙伴	2016年双边贸易占比
欧盟	14.8%
美国	14.1%
东盟	12.3%
中国香港	8.3%
日本	7.5%
韩国	6.9%
台湾	4.9%
澳大利亚	2.9%
俄罗斯	1.9%
巴西	1.8%

数据来源：商务部《中国对外形势报告（2017年春季）》

中国与东盟自贸区的建立带来了双边贸易的迅速增长，2012年起中国对东盟贸易由逆差转为顺差。根据CEIC数据库，2016年中国-东盟双边贸易达到4603.77亿美元，与2002年签订《框架协议》时的547.67亿美元相比，贸易额在15年内翻了超过四番。其中，如图1所示，中国对东盟出口总值于2016年达到2643.42亿元，是2004年429.03亿元的6.2倍，中国从东盟进口总值于2016年达到1960.35亿元，是2004年的629.55亿元的3.1倍。

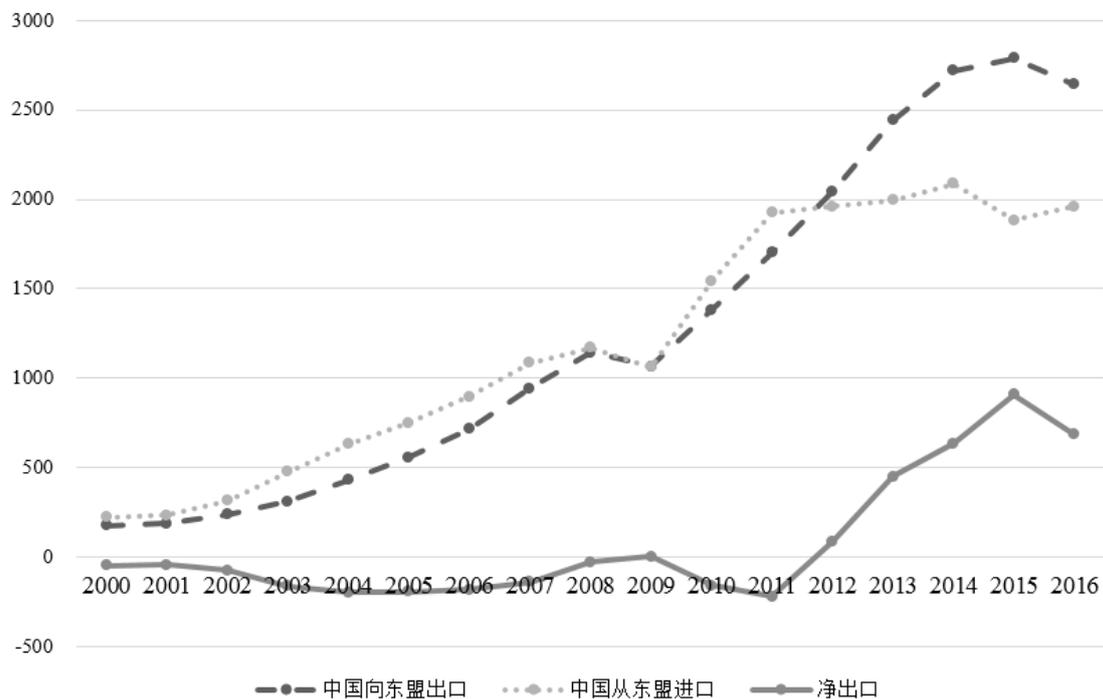


图 1 2000-2016 年中国与东盟双边贸易情况 (单位: 亿美元)

数据来源: CEIC 数据库

根据 CEIC 数据库计算, 2016 年, 在中国与东盟双边贸易总额中, 中国与越南贸易占比最大, 达到 21.6%。中国与马来西亚、泰国、新加坡、印度尼西亚、菲律宾双边贸易占中国与东盟贸易份额也分别超过 10%, 分别占 19.2%, 16.7%, 15.9%, 11.7%, 10.4%; 中国与缅甸、柬埔寨、老挝、文莱贸易占余下的 4.5%。自 2002 年中国与东盟签订框架协议到 2016 年, 中国与东盟新成员国 (柬埔寨、老挝、缅甸、越南), 其双边贸易平均增长 23.8 倍, 与菲律宾、马来西亚、泰国、印尼等老成员国中的发展中国家, 其双边贸易平均增长 6.8 倍, 与文莱、新加坡两个东盟中的发达国家, 其双边贸易平均增长 3.2 倍。

值得一提的是, 由图 1 可知, 中国对东盟长期存在贸易逆差, 2012 年由逆差转为顺差; 2012 年之前, 中国与东盟间贸易逆差平均占双边贸易的 10.3%<sup>1</sup>, 2012 年中国对东盟贸易顺差达到 86.6 亿美元, 此后顺差总体呈现上升趋势, 2015 年贸易顺差高达 908.6 亿美元, 2016 年降至 683.1 亿美元。2012 年中国对东盟贸易由逆差转为顺差背后, 有两个现象值得关注: 第一, 根据东盟年度统计年鉴, 从 2007 年起, 中国替代日本成为东盟最大的进口来源地, 2011 年起中国替代欧盟成为东盟最大的出口来源地, 而东盟从中国进口增长的速度远超过

<sup>1</sup> 2009 年为贸易顺差, 仅占当年双边贸易额的 0.03%; 除 2009 年外, 2000-2011 年的所有年份中国均对东盟持有贸易逆差。

出口。第二，根据 CEIC 数据库对主要贸易产品的分类，钢产品、铝产品、石油产品、汽车和底盘为近年来中国对东盟贸易顺差的重要来源<sup>1</sup>。

进一步观察中国向东盟进口与出口的主要产品可发现，中国与东盟贸易具有明显的互补性。根据 CEIC 数据库，2008-2016 年，中国从东盟进口产品主要集中在煤、原油、石油、液化石油气、液化天然气、铁矿石和精矿、铜制品等资源密集型产品中，中国向东盟出口产品主要集中在石油产品、钢产品、铜产品、铝产品、汽车和底盘等产品中，包含大量工业品。虽然中国与东盟大部分国家同处于发展中阶段，但中国广阔的市场、全面的工业生产链，以及处于不同发展阶段、要素禀赋不同的沿海与内陆的分割，使得中国与东盟仍有广大的经济合作机会。中国与东盟贸易的互补性主要来源于两个方面：一是产业间互补，例如东盟长期为中国资源密集型产品的重要来源地，而中国则为东盟工业品的重要进口来源地；随着全球生产分割加剧，中国与东盟还形成了中间品与最终品的产业间互补，例如中国从东盟进口汽车零部件，整车在中国加工后再出口；二是产业内互补，随着工业化程度的不断发展，中国与东盟在同一产业内部形成了不同的比较优势，例如，东盟在出口电子产品上具有比较优势，中国在出口家用电器上具有优势<sup>2</sup>。

总体而言，贸易自由化对各成员国的经济影响与减贫渠道主要体现在以下四个方面：第一，削减进口关税与非关税壁垒、开放服务贸易市场降低了企业的贸易成本，使得更多种类的外国商品进入中国与东盟市场，提升了消费者福利。第二，贸易成本的降低有助于高品质中间品的进口，进而促进了企业生产商品的品质提升或扩展了企业生产的范围<sup>3</sup>。第三，贸易自由化有助于本国企业提升生产率，进而增强企业的竞争力。余淼杰（2015）验证了降低 10% 中间品关税能促使企业生产率提升 5.1%，而降低 10% 最终品关税能促使生产率提升 9.2%<sup>4</sup>。第四，贸易自由化加强了市场竞争程度，从而使低生产率的企业退出市场，降低了资源错配的程度，提升了原料、劳动力等要素的使用效率。其中，第一种影响直接

---

<sup>1</sup> CEIC 数据库将主要贸易产品分为煤、原油、石油产品、液化石油气和其他气、液化天然气、铁矿石和精矿、钢制品、铜制品、铝制品、汽车和底盘、轿车(包括全散装和半散装)等 11 类，但并未覆盖所有贸易产品，2008-2016 年该 11 类主要贸易产品的进出口总和占中国-东盟双边贸易的 12%。

<sup>2</sup> 范立春. "中国与东盟经济合作的互补性分析." *特区经济*, 8(2010):95-96.

<sup>3</sup> Goldberg, Pinelopi Koujianou, et al. "Imported Intermediate Inputs and Domestic Product Growth: Evidence from India." *Quarterly Journal of Economics* 125.4(2010):1727-1767.

<sup>4</sup> Yu, Miaojie. "Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms." *Economic Journal* 125.585(2015):943-988.

提升了消费者福利，第二到第四种影响有利于提升企业竞争力，进而提高企业利润，有利于增加企业雇员、提高雇员收入，帮助更多人口摆脱贫困、提高生活水平。

## （二）投资方面

2016 年，从投资流量而言，根据东盟投资报告，中国是东盟第四大外部投资来源地，仅次于欧盟、日本和美国；根据中国对外直接投资统计公报，东盟是中国第三大投资目的地，仅次于中国香港和美国。

中国与东盟双边投资流量总体呈上升趋势，如图 2 所示，中国对东盟直接投资 2015 年达到 146.04 亿美元，为 2005 年 1.58 亿美元的 92.6 倍；中国对东盟实际利用外商投资金额 2015 年达到 76.58 亿美元，是 2005 年 31.05 亿美元的 2.47 倍。值得一提的是，在 2013 年，中国对东盟投资首次超过了中国实际使用东盟外资。

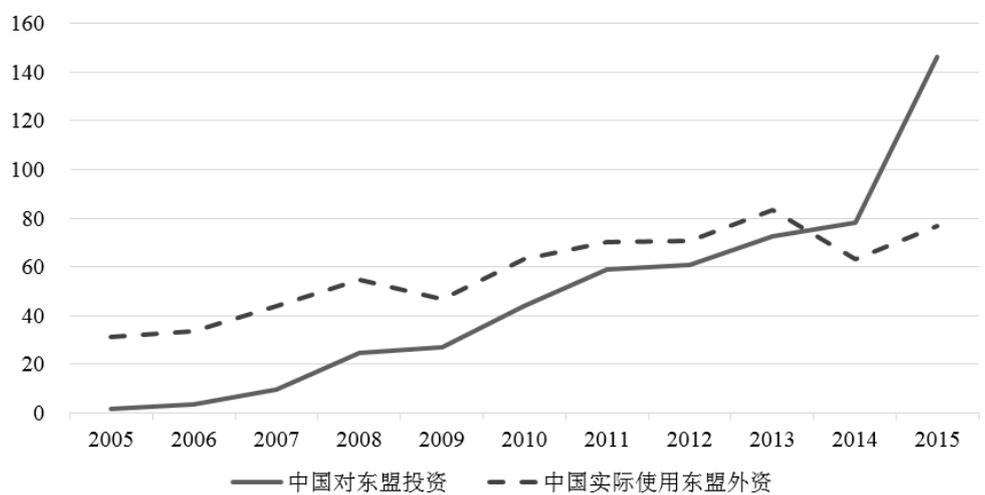


图 2 中国与东盟双边投资流量（单位：亿美元）

数据来源：CEIC 数据库、中国国家统计局

根据中国国家统计局数据，2011 至 2015 年中国实际利用外资主要来源于东盟六个老成员国（新加坡、马来西亚、印度尼西亚、文莱、泰国和菲律宾）；同期中国对外直接投资主要去往新加坡、印度尼西亚，老挝、柬埔寨、缅甸和越南。新加坡在中国-东盟双边投资中占据重要地位。具体而言，2011-2015 年中国实际使用东盟外资中，88.9%来源于新加坡，4.4%来源于马来西亚，2.1%来源于泰国，1.9%来源于文莱，来源于菲律宾和印度尼西亚的均占 1.2%，余下 0.4%来源于柬埔寨，老挝、缅甸、越南四个东盟新成员国。根据 CEIC 数据库，2011 至 2015 年中国对东盟投资中，平均 48.2%进入新加坡，15.0%进入印度尼西亚，

8.6%进入老挝，6.5%进入泰国，6.0%进入柬埔寨，5.1%进入缅甸，进入马来西亚和越南的均占4.6%、剩余1.5%进入菲律宾和文莱。<sup>1</sup>

进一步深入行业分析，根据 Wind 数据库，2011-2015 年中国对东盟投资中，投资占比前五大行业为：租赁和商业服务业（22.9%）、制造业（16.6%）、批发和零售业（13.3%）、采矿业（9.9%）、天然气及水生产和供应业（9.3%）。其后为建筑业（7.5%）、金融业（6.8%）与农林牧渔业（5.6%）、运输、仓储和邮政业（3.6%）、其他行业（2.5%）、房地产业（1.3%）、技术服务和地质勘查业（0.9%）。

外商直接投资主要通过以下几个渠道帮助减贫：第一，外商投资进入东道国常常伴随着生产活动的转移，这可以直接增加国内的劳动力需求，提供大量就业机会；尤其对于劳动力密集的发展中国家而言，垂直型外商投资常常将劳动力密集型活动转向劳动力成本较低的发展中国家。第二，外商直接投资通过技术溢出、人员培训等方式，提升劳动者的人力资本，进而提升其工资水平；第三，外商投资可通过对其上下游相关产业的影响，带动上下游产业对劳动力的需求，进而提升就业水平，帮助东道国人口贫困。<sup>2</sup>此外，基础建设投资，不仅能直接为当地居民创造就业，长期而言还能降低交通成本，促进人员流动，推进贸易与经济发展，创造就业机会，产生持续的减贫效果。由此，中国-东盟的双边投资合作对自贸区中成员国的就业创造与减贫效应是不可忽视的，而且，“一带一路”背景下的基础设施建设合作也是中国-东盟减贫的重要方面。

#### 四、中国-东盟各成员国的减贫效应

本节分析了 2000 年以来中国-东盟各成员国的减贫效果。

中国-东盟各成员国的减贫效果可从三个方面来看，一是就业创造，二是贫困人口下降，三是人均收入提升。

在贫困率方面，在中国与东盟不断推进区域经济一体化的进程中，各国贫困率不断下降。根据世界银行 1.9 美元贫困线下人口占比数据<sup>3</sup>（如图 3），中国的贫困率从 32%下降到了 2%，柬埔寨从 19%到 2%，印度尼西亚从 40%到 8%，老挝从 26%到 17%，马来西亚从

<sup>1</sup> 2015 年，中国对外投资中对新加坡投资比 2014 年增长了 2.71 倍。本文采用 2011-2015 年平均水平来计算中国对东盟各国投资的分布，以减轻极端值的影响。

<sup>2</sup> 葛顺奇, 刘晨和罗伟. "外商直接投资的减贫效应:基于流动人口的微观分析." *国际贸易问题* 1(2016):82-92.

<sup>3</sup> 中国与东盟各国贫困率数据在部分年份有所缺失，因此此处贫困率下降前后不一定为相同年份，但整体变化仍可反映贫困率下降的趋势。

0.4%上升到 0.5%再下降到 0.3%，菲律宾从 18%到 13%，泰国从 3%到 0.04%，越南从 39%到 2%。根据 3.1 美元贫困线下人口占比数据，我们同样能观察到类似的贫困率下降的趋势，具体而言，中国的贫困率从 56%下降到了 11%，柬埔寨从 53%到 22%，印度尼西亚从 79%到 36%，老挝从 62%到 47%，马来西亚从 2.3%上升到 3.1%再下降到 2.7%，菲律宾从 43%到 38%，泰国从 17%到 1%，越南从 69%到 12%。

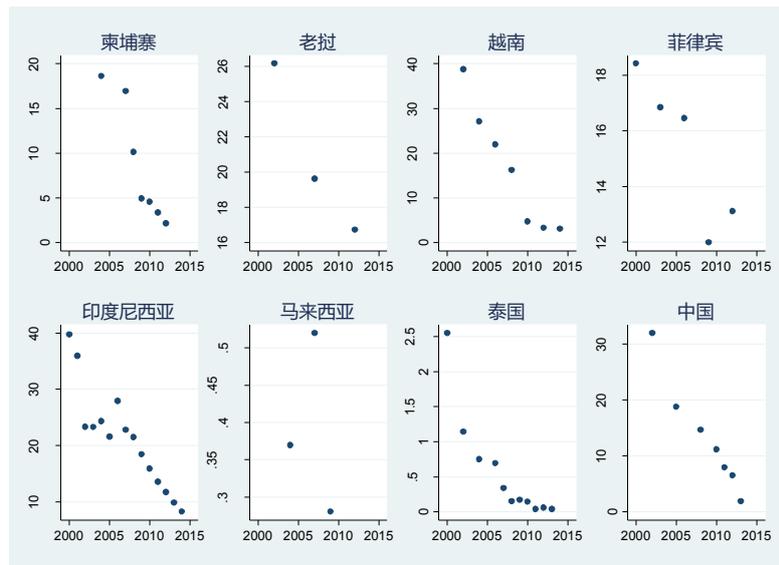


图 3 中国与部分东盟国家 1.9 美元贫困线下人口占比变化情况

数据来源：世界银行

在就业方面，各国就业人口持续上升。根据国际基金组织统计数据，从 2002 年中国与东盟签订框架协议到 2016 年，中国就业人口从 7.33 亿上升到的 7.76 亿，增长了 5.9%；泰国的就业人口从 0.33 亿增长到 0.38 亿，上升了 14.1%；菲律宾的就业人口从 0.30 亿上升到 0.41 亿，增长了 35.8%；马来西亚的就业人口从 0.1 亿上升到 0.14 亿，增长了 49.1%；印度尼西亚的就业人口从 0.92 亿上升到 1.20 亿，增长了 30.4%；新加坡的就业人口从 2.15 百万人上升到 3.67 百万，增长了 70.5%。因数据可得性限制，文莱的就业人口从 2002 年的 0.15 百万上升到 2014 年的 0.19 百万，增长了 23.7%；越南的就业人口从 2005 年的 42.77 百万上升到 2005 年的 52.91 百万，增长了 23.6%。

在人均收入方面，各国人均国民收入持续上升。在发展中国家中，中国人均 GDP 从 2002 年《框架协议》签订时的 1110 美元上升到 2016 年的 8260 美元，东盟新成员国（柬埔寨、老挝、缅甸、越南）平均人均国民收入从 317.5 美元上升到 2015 年的 1562.5 美元，菲

律宾、马来西亚、印度尼西亚、泰国这四个东盟发展中国家成员国平均人均 GDP 从 1937.5 美元上升到 5772.5 美元<sup>1</sup>。

进一步，我们可以通过作图观察中国-东盟双边贸易对中国与东盟各成员国的减贫影响。图 4 的横坐标为中国与东盟各成员国双边贸易额的对数值，纵坐标为 1.9 美元下的中国与东盟各国的贫困人口占比。从图中可以看出，中国-东盟双边贸易额与自贸区各成员国的贫困率具有明显的负相关关系。<sup>2</sup>换言之，当中国与东盟各国双边贸易额不断增长时，中国与东盟各成员国的贫困率呈现下降趋势。

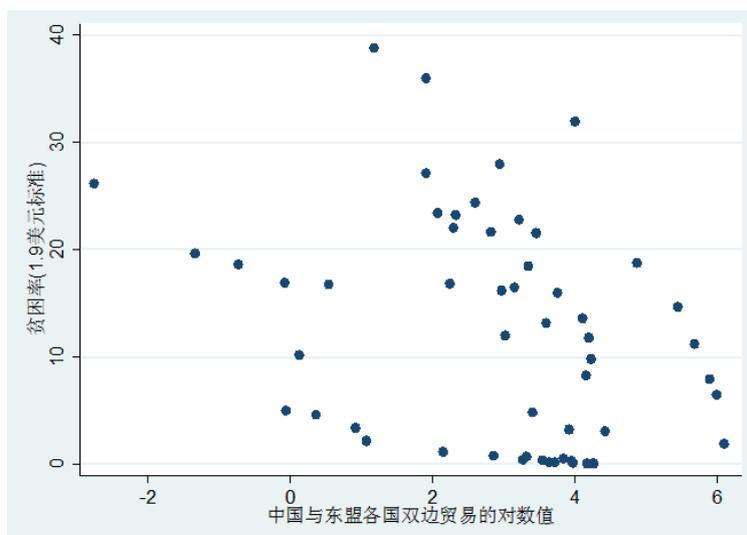


图 4 中国-东盟双边贸易与各国贫困率间的负向关系（1.9 美元贫困线）

数据来源：CEIC 数据库、世界银行

## 五、存在问题与政策建议

中国-东盟自贸区的经济合作的成果显著，但双边的经济交往仍然存在一些障碍因素，如何妥善应对这些问题，对未来的中国与东盟合作的提质升级显得尤为重要。以下就中国-东盟自贸区存在的主要问题进行分析。

第一，中国与东盟各国，尤其是东盟中的发展中国家，虽然在双边贸易上存在互补性，但同时在外贸与投资上也存在竞争性。在对外贸易方面，中国与东盟一些发展中国家的出口产品存在一定相似性，如在电子机械行业。同时，双方的主要出口市场同为美国、欧盟、日本等地区。因此在一些行业，中国与东盟各国存在很强的竞争性<sup>3</sup>。在吸引外商投

<sup>1</sup> 此处人均国民收入采用的是世行“人均国民收入，阿特拉斯法（当前美元价格）”指标。缅甸、文莱 2016 年该指标缺失，因此使用 2015 年数据分析。

<sup>2</sup> 采用 3.1 美元的贫困线划分，也可得到类似结果。

<sup>3</sup> Aslam, M. "The impact of ASEAN-China free trade area agreement on ASEAN's manufacturing industry."

资方面，中国与东盟的大部分国家同属发展中国家，要素禀赋相似，劳动力价格相对发达国家较低，在吸引外资方面也具有很强的竞争性。例如，从外商实际使用外资存量而言，根据中国外资统计报告，截止 2016 年，美国是中国第五大外资来源地，仅次于中国香港、英属维尔京群岛、欧盟与新加坡。而根据 2016 年东盟投资报告，近年来，美国对东盟的直接投资增速明显，2014 年美国对东盟直接投资占其对亚洲总投资额的 30%，高于美国对中国、日本、韩国的投资总额。这种在经济利益上的竞争性可能阻碍双方的健康合作。

第二，东盟内部经济发展不平衡，增加了统筹协调的困难，可能阻碍自贸区进一步发展。在人均收入方面，2015 年，中国人均 GDP 为 7940 美元，柬埔寨、老挝、缅甸、越南等东盟新成员国平均人均 GDP 为 1563 美元，菲律宾、马来西亚、印度尼西亚、泰国这四个东盟发展中国家的平均人均 GDP 为 5773 美元，新加坡和文莱的人均 GDP 平均为 45630 美元。自贸区内国家经济发展水平的差异，既带来了互补合作的契机，也带来了统筹协调的困难。此外，东盟内部的矛盾将增加自贸区深化的困难，如柬埔寨和缅甸、马来西亚与新加坡之间的领土争端，以及因伊斯兰原教旨主义抬头而激化的宗教信仰冲突，对其内部经济规则的协调整合可能带来不利影响。部分国家内部政局的不稳定也将阻碍经贸活动的正常进行。

第三，良好的基础设施建设是经贸合作的基本条件，但东盟许多国家基础设施建设水平低，阻碍了经贸合作的进一步发展。基础设施建设包括两方面，一是交通；二是贸易、投资环境。在交通方面，广西毗邻东南亚，西与越南接壤，南与菲律宾、文莱、马来西亚、新加坡、印度尼西亚等国隔海相望。云南紧邻东盟成员国中的缅甸、越南和老挝，与泰国和柬埔寨则相隔老挝与越南。因此，一国的基础设施建设对中国与该国内部、中国与该国周边国家、该国与邻国的贸易往来，都发挥十分重要的作用。例如，目前中老铁路还在建设中，中国企业如果运输货物到老挝，需选择通过泰国或者越南中转，增加了贸易成本。显然，目前东盟许多国家与中国西南地区的交通建设亟待提升。在贸易、投资环境方面，自贸区成员国在跨境贸易、开办企业与执行合同方面的发展程度十分不均衡。在贸易方面表现为进出口单证合规耗时、边界合规耗时长等问题；在投资方面表现为开办企业手续多、所需成本较高，执行合同耗时长、司法程序质量较低等问题。

在金融危机后，世界经济进入深度调整的新时期，中国与东盟各国都面临着经济结构转型和发展方式转变的挑战，自贸区可以进一步提升双方在贸易、投资、经济技术合作等方面的巨大潜力，实现优势互补、互惠共赢。针对以上提出的主要问题，本文对中国-东盟自贸区发展的政策建议有以下四个方面。

第一，推动中国-东盟自贸区升级成果落地，加强多领域多层次技术合作，深化自贸区各国的经济利益。这主要体现在货物贸易、服务贸易、投资、经济技术合作四个方面。在货物贸易方面，中国-东盟自贸区零关税已覆盖了双方 90%以上税目的产品，货物贸易自由化水平很高。在 2015 年自贸区升级谈判中，双方主要通过升级原产地规则和贸易便利化措施，进一步推进双边货物贸易发展。在服务贸易方面，各国也作出了更高水平的承诺。在投资方面，主要集中在投资促进和投资便利化合作。经济技术合作也是升级协议的重要内容。双方同意在农业、渔业、信息技术产业、旅游、知识产权、中小企业和环境等十余个领域开展合作，还同意将跨境电子商务合作纳入协议。目前东盟自由贸易区已有一定制度基础，应当加强国际合作，促进中国-东盟自贸区升级成果落地，推动各方就贸易自由化、投资自由化和经济技术合作等议题进一步开展磋商，使自贸区成员更快享受到升级协议的成果，推进国际减贫进程。此外，应积极发展澜沧江—湄公河合作<sup>1</sup>等次区域合作机制，在互联互通、产能、跨境经济、农业和减贫等领域深化合作，缩小区域发展差距，助推东盟共同体建设和地区一体化进程。

第二、进一步促进中国对东盟直接投资，加强中国与东盟各国产能合作，助推双方的工业化进程。双方的投资合作方向主要集中在两个方面：一是劳动力密集型产业直接投资，二是基础设施等深度产能合作。一方面，中国目前面临劳动力成本上升的压力，众多劳动力密集型产业需要转移。相比之下，东盟中的一些发展中国家，如柬埔寨，其目前劳动力价格相比中国十分有竞争力。同时，其投资配套设施水平不断提升，为双方投资合作创造了良好的条件。另一方面，东盟的发展中国家大多基础设施建设水平不足，而中国在基础设施建设方面已积累了丰富经验，双方在基建领域的需求和供给相互匹配，交流合作的潜力巨大。其中，积极推进泛亚铁路建设具有重要的意义，这不仅能够打通对越南、老挝、缅甸的出境通道，还能大大改善云南本地的基础设施。此外，东盟中的非发达国家在未来将迎接城市化与工业化的快速发展，在房地产等方面也存在巨大的潜在需求，是双方投资合作

---

<sup>1</sup> 澜沧江—湄公河合作是中国与柬埔寨、老挝、缅甸、泰国、越南共同发起和建设的新型次区域合作机制。2015 年 11 月 12 日，澜沧江—湄公河合作首次外长会在云南景洪举行。

的重要方面。这也要求双方继续改善投资环境，保护投资者的利益，加强投资相关法律法规的信息交流，促进投资便利化发展。具体而言，应加强以跨国、跨境园区为主要载体的产业合作，为助力自贸区升级发挥更大作用。值得注意的是，东盟地区目前有超过 1600 个不同水平的经济合作区，但并不是所有合作区都是成功的<sup>1</sup>。应注意吸取园区建设经验，充分考虑当地比较优势，深化园区在交通、金融、投资保护及其他制度方面的配套设施建设，提升园区在吸引外资方面的竞争力。

第三，积极推进区域全面伙伴关系协定（RCEP）谈判，进一步推动区域一体化进程。尽管近年来全球经济增长放缓，贸易保护主义抬头，但相较全球其他地区，中国-东盟自贸区经济仍然保持了高速增长，这也侧面印证了贸易开放和区域经济一体化的重要贡献。中国-东盟“10+1”的发展为区域经济合作提供了成功示范。中国与东盟十国在全球价值链中分工有所差异，但优势互补。东盟各国主要向中国出口原材料、中间品等，中国结合从东盟的进口产品与从日韩进口的核心零部件，加工装配后制成最终产品，出口发达国家市场。在这种全球分工模式下，中国-东盟自贸区实现了互惠双赢。在未来，推动区域合作向“10+6”（东盟十国加中国、日本、韩国、印度、澳大利亚、新西兰）全面拓展，加快推进区域全面伙伴关系协定（RCEP）谈判，是深化国际分工、推动区域一体化进程的重要方向。而在 RCEP 中，日本、韩国一直是中国重要的中间品进口国和出口目的国。目前，中韩自贸协定已于 2015 年正式生效，推进中日韩自贸区的建设将对进一步促进中国的外贸发展起到举足轻重的作用。同时，灵活结合多边与双边贸易协定，根据成员国的发展水平与具体需求，制定互惠共赢的方案，是未来经贸合作的重要方式。

第四，加强“一带一路”倡议同东盟区域战略和其国家发展规划的对接，拓展中国与东盟的合作领域。“一带一路”倡议谋求战略对接、优势互补、共同繁荣，重点面向亚欧非大陆，同时向所有合作伙伴开放。东盟国家位于“一带一路”的陆海交汇区域，是中国推进“一带一路”建设的重要伙伴。“一带一路”倡议与东盟的发展可实现以下几方面对接：首先，与东盟互联互通规划的对接，在可持续基础设施建设、数字创新、物流、进出口管理和人员流动等领域进一步深化中国与东盟的合作。其次，推进“一带一路”中国-中南半岛经济走廊建设<sup>2</sup>，并与东盟各国的国家战略进行对接，如泰国的经济发展 4.0 战略，老挝的变“陆锁国”

---

<sup>1</sup> 参考 2017 年东盟投资报告。

<sup>2</sup> 经济走廊建设是“一带一路”构建的重要内容，作为“一带一路”的主要支点，六大经济走廊包括：中蒙俄、新亚欧大陆桥、中国-中亚-西亚、中国-中南半岛、中巴和孟中印缅经济走廊。

为“陆联国”战略、柬埔寨的“四角战略”等。再次，推进亚洲基础设施投资银行（亚投行）、亚洲开发银行、世界银行等多边金融机构积极加入东盟国家的基础设施建设。东盟大部分国家经济实力不强，但基础设施投资资金需求量大、建设和资金回收期限较长，需要发挥多边与区域金融组织的开发性金融作用，深化中国与东盟互联互通。“一带一路”建设和中国-东盟自贸区将形成深度互补，使自贸区的成果实现最大化，为深化区域经济合作，推动经济发展带来新的机遇。

## 六、结论

中国-东盟自由贸易区是世界上涉及人口最多的自贸区，也是全球 GDP 总量第三大的经济合作区。自贸区 11 个成员国中有 9 个为发展中国家，面临着发展经济、消除贫困的共同挑战。从 2002 年中国与东盟各国签订《框架协议》以来，中国与东盟各国在贸易、投资、基础设施建设等方面签署了多项经济合作协议，推进了贸易与投资自由化，促进了中国与东盟各国的经济增长，并推动了全球减贫事业的发展。

中国-东盟自贸区中的贸易促进措施的主体分为货物贸易和服务贸易两部分。在货物贸易促进措施主要表现为两种：一是削减和取消货物贸易的关税，二是减少数量限制、技术标准等非关税壁垒。在服务贸易促进措施主要表现为：逐步开放服务贸易市场，具体措施包括扩大服务开放领域，扩大经营范围，减少地域限制等。

中国-东盟自贸区中的投资促进措施致力于建立自由、便利、透明和竞争的投资体制。具体包括：给予投资者国民待遇、最惠国待遇、投资公平和公正待遇，并在损失补偿、转移和利润汇回、争端解决等方面达成协议，同时提高相关法律法规的透明度、加强信息交流，并进一步简化投资批准手续、增强投资相关服务，促进投资便利化发展。

基础设施建设是中国与东盟合作的重要内容，也是促进双方贸易、投资发展的基础。在 2004 年召开的第 3 次中国-东盟交通部长会议上，中国与东盟签署备忘录。各成员国在交通基础设施建设、交通运输便利化、海上安全与保安、航空运输、人力资源开发、信息交流等方面展开了一系列合作。2016 年的第 15 次中国—东盟交通部长会议通过了修订版的《中国—东盟交通合作战略规划》，中国与东盟各国将在战略规划指导下，共同发展“四纵三横”区域交通通道。

贸易与投资自由化具有丰富的减贫渠道，并带来了巨大的减贫效果。在贸易方面，削减货物贸易关税与非关税壁垒、逐步开放服务贸易等措施，增加了各成员国进口商品的种

类，创造了商机与就业机会，并提升了消费者福利；同时，贸易自由化措施还通过引进高质量中间品、提升企业生产率、降低资源错配程度等方式帮助企业提高利润，扩大雇员人数，进而帮助减贫。在投资方面，外商直接投资意味着生产活动的转移，并带动东道国上下游关联产业的发展，在东道国增加了就业岗位，还通过技术外溢、培训等方式提升员工人力资本，进而提高员工收入，减少贫困人口。在中国与东盟不断推进区域经济一体化的进程中，各国贫困率不断下降、就业人口总体呈现上升趋势，人均收入不断提高。

中国-东盟自贸区的经济合作的成果显著，但在双边经济交往中主要存在三方面问题。第一，中国与东盟各国在对外贸易与吸引外资方面的竞争性，可能阻碍双方的健康合作。第二，东盟内部经济发展不平衡，增加了统筹协调的困难。第三，东盟许多国家与中国西南地区的基础设施建设水平较低，阻碍了经贸合作的进一步深化。

针对以上主要存在问题，本文提出了四方面政策建议。第一，推动中国-东盟自贸区升级成果落地，加强多领域多层次技术合作。这主要体现在进一步推进贸易与投资自由化，深化经济技术合作，积极发展次区域合作机制等方面。第二，进一步促进中国对东盟直接投资，加强中国与东盟各国产能合作，助推双方的工业化进程。其中，投资合作方向主要在劳动力密集型产业与基础设施投资等方面的深度产能合作。这也要求双方继续改善投资环境，促进投资便利化发展。具体而言，应加强以跨国、跨境园区为主要载体的产业合作，为助力自贸区升级发挥更大作用。第三，积极推进区域全面伙伴关系协定（RCEP）谈判，进一步推动区域一体化进程。同时，灵活结合多边与双边贸易协定，根据成员国的发展水平与具体需求，制定互惠共赢的方案。第四，加强“一带一路”倡议同东盟区域战略和东盟各国的国家发展规划对接，拓展中国与东盟各国的合作空间。同时，应推进亚投行、亚洲开发银行、世界银行等多边金融机构积极加入东盟国家的基础设施建设。

中国-东盟自贸区的建立带来了显著的经济影响与减贫效应，为世界上其他发展中国家的减贫事业提供了有益而宝贵的经验。目前，“一带一路”建设与中国-东盟自贸区将发挥优势互补，促进自贸区的提质升级，为深化区域经济合作，推动经济发展带来新的机遇。在未来，推动世界互联互通，促进贸易与投资自由化将继续成为世界的减贫良方。

## China-ASEAN Free Trade Area: Economic Influence and Poverty Reduction Effect

Miaojie Yu, Kailin Gao

**Abstract:** The China-ASEAN Free Trade Area (CAFTA) is the most populous free trade area in the world and the third largest economic cooperation area in the world. Most CAFTA member countries are developing countries and face the common challenge of economic development and poverty eradication. The establishment of the CAFTA not only bears huge economic significance, but also has a crucial poverty reduction effect. Since 2002, when China and the ASEAN signed an agreement to establish the CAFTA, a number of economic cooperation agreements has been reached in the fields of trade, investment, and infrastructure construction, which have contributed to the liberalization of trade and investment, the economic growth of China and ASEAN countries and the progress in poverty eradication. This article reviews the establishment of the CAFTA, summarizes the measures in trade and investment promotion and the cooperation in infrastructure construction.; it analyzes the status quo of trade and investment between China and ASEAN countries, the economic influence and poverty reduction effect of the CAFTA. Finally, the article elaborates on the main challenges facing the CAFTA and puts forward policy suggestions. In the future, promotion of global connectivity and liberalization of trade and investment will remain a very effective way to reduce poverty.

**Keywords:** Free Trade Zone; China-ASEAN; Poverty Reduction; Trade 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](mailto:imi@ruc.edu.cn),并在邮件标题上注明“投稿”字样和作者姓名及文章标题。如条件受限,可邮寄。投稿请使用A4纸打印注明“《国际货币评论》投稿”,并注明作者姓名、联系地址、邮编、电话。

### 邮寄地址:

北京市海淀区中关村大街59号中国人民大学文化大厦605室 邮编:100872

《国际货币评论》编辑部

# 厦门 国金

XFinTech

**资产证券化专业服务商**

ASSET BACKED SECURITIZATION SPECIALIST



0755-26418011



xft@xfintech.com.cn



深圳市福田区高新区滨海大厦  
2968号怡化金融大厦20楼