

# I 国际货币评论

## International Monetary Review

主编: 张杰

进一步扩大金融对外开放

货币低估、全球分工与国际价值转移:理论与中国经验数据

双支柱下的货币政策与宏观审慎政策效应

货币政策能够兼顾稳增长与防风险吗

人民币升值、“热钱”与消失的顺差

吴晓求

赵敏

马勇、姚驰

董兵兵、徐慧伦、谭小芬

管涛

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：韩美娟

栏目编辑：陈婷

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】

- 进一步扩大金融对外开放 ————— 吴晓求 01
- 货币低估、全球分工与国际价值转移：理论与中国经验数据 ————— 赵敏 05
- 双支柱下的货币政策与宏观审慎政策效应
- 基于银行风险承担的视角 ————— 马勇、姚驰 30
- 货币政策能够兼顾稳增长与防风险吗
- 基于动态随机一般均衡模型的分析 ————— 董兵兵、徐慧伦、谭小芬 65
- 人民币升值、“热钱”与消失的顺差
- 兼辨析三套数据背后的差异 ————— 管涛 87
- 应对新冠疫情冲击的货币政策国际协调 ————— 何青、冯浩铭、余吉双 105
- “一带一路”贸易便利化空间差异对中国贸易流量的影响 ————— 许唯聪、李勤昌 126

# 进一步扩大金融对外开放

吴晓求<sup>1</sup>

中国金融的开放是历史的趋势，人民币国际化是中国金融开放的逻辑起点。金融开放需要法制基础、契约精神、透明度和人民币长期信用等软实力的支撑。

在“十四五”即将开启之时，中国金融开放的步伐没有停下来，金融机构的开放是中国金融开放的着力点。在“十四五”时期，金融的开放会进一步加快。中国的开放是历史趋势，而要完成党的十九届五中全会确定的到 2035 年把中国建设成为中等发达国家的远景目标，金融开放的作用非常重要。

## 一、进一步扩大金融开放的立足点

一个国家经济的国际化可通过实体经济、国际贸易规模以及经济对外依存度等指标来观察，但最重要的指标还是一国金融体系开放和货币自由化程度，这是一个国家开放的核心标志。中国经济是大国经济，从历史上看，大国的金融都是开放的，中国也概莫能外。中国金融开放的意义非常重要，其重要性比我们加入世界贸易组织（WTO）要大得多。加入 WTO 意味着中国经济全面融入国际经济体系，中国金融的开放则意味着逐步并将全面融入国际金融体系。金融开放比加入 WTO 要困难得多，影响的深度和广度要大得多，所以，我国对金融的全面开放持非常谨慎的态度，采取的是渐进式的改革，但是开放的趋势是不可阻挡的。

近年来中国稳步推进金融改革和开放，但从开放度来看，与中国经济的世界影响力相比较，中国金融的国际影响力是相对不足的。从外国投资者结构和比例方面看，中国金融的国际化水平有待提高。在目前的中国资本市场中，外国投资者占比 4%~5%。在资本市场开放过程中，中国市场的外国投资者占比应该逐步提升，笔者认为，其占比应该在 15%左右，与美国市场上的外国投资者占比相当。相比之下，伦敦市场和东京市场外国投资者的比例要高很多，超过 40%。

从世界各国的历史经验看，本币的自由交易是大国金融开放的起点和基础。一国货币在全球的影响力以及其在全球市场的比重，是一个国家国际影响力最重要的软标志。中国金融开放的逻辑起点一定是人民币国际化。中国作为如此庞大的经济体，如果人民币不是国际货币体系中的重要一员，不是自由可交易的货币，是难以想象的。中国的目标是要成为一个开放的、全球性的大

---

<sup>1</sup> 吴晓求，中国人民大学中国资本市场研究院院长。

国，如果人民币是一个相对封闭、不可自由交易的货币，这与中国改革开放的战略目标也是不匹配的。国际货币体系的结构调整和改革，也需要注入新的货币元素。

人民币国际化有四重含义：货币可自由交易性、定价功能、清算功能、储备功能。这四个功能是逐渐递进的。货币的本质是可交易的信用，人民币国际化是将这种可交易的信用拓展到国际市场。一开始就想成为储备货币是不可能的，如果连交易信用都没有实现，计价、结算、储备的功能也就不可能实现。从这个意义上说，人民币国际化要把重点放在人民币信用可交易上。

我认为，在“十四五”时期，应该加快人民币国际化的进程，完成人民币可自由交易的改革。中国金融开放的目标，是要把中国金融市场特别是资本市场建设成重要的新的国际金融中心。基于这个目标，在中国金融开放过程中，存在对货币政策独立、汇率稳定、资本自由流动的“不可能三角”的选择，这种选择涉及中国金融的未来目标是什么。我们应当选择资本自由流动和独立货币政策，并进一步扩大开放，汇率的形成则通过市场机制、经济竞争力和国家信用能力来确定。从战略目标看，这种选择是没有问题的，中国的金融改革也在朝着这个方向发展。这个方向不会变也不能变。有些人可能不同意这种选项，认为会带来巨大风险，特别是国际风险的传递。虽然开放过程中会有风险，但这些年来，对如何管控好风险的国际传递，我们已经有所准备。

## 二、金融开放的风险在可控范围内

中国经济的竞争力、经济的规模以及经济的韧性，可以较好地吸收开放所可能引发的一些风险。当然，推动中国金融的开放，必须从理论上做深入研究，可以通过国别研究、案例研究，找到一些可供参考的经验。中国虽然有自己的国情，但在金融开放中可能出现的情况在一些国家还是能找到蛛丝马迹。笔者通过研究大国和新兴国家金融开放后的不同走向得出的结论是，新兴经济体如东南亚一些国家，在金融开放后的确出现了本币的大幅度贬值，包括俄罗斯也出现了类似情况，但是，相关经济大国在金融开放后，本国货币并没有出现过危机。在美国经历的历次危机中，美元的波动都处在正常的范围内。日本在货币自由化改革之初，即使出现了严重的经济泡沫，也依然没出现严重的货币危机，日元不会像亚洲金融危机时期的泰铢那样没有节制地贬值。

开放之后，一国金融受外部的影响会比封闭时要大得多，但笔者不认为金融开放之后人民币会面临太大的风险。从金融角度看，一个大国在开放特别是成为国际金融中心的过程中，以及在此之后，金融不可能没有任何波动和风险。从市场角度看，风险是一种机会，是提升市场免疫力的重要机制。一个没有风险的金融系统是没有免疫力的。我们都希望未来的中国金融体系非常安全，但是未来有风险也不可怕，我们要做的是防止大的金融危机对金融体系的毁灭性影响，也就

是要守住不发生系统性风险的底线。国家高度关注未来中国是否会发生系统性金融风险，要从战略的层面思考未来中国的金融风险，把金融风险始终放在一个非常重要的位置。没有风险意识，必将步入万丈深渊。

改革是解决风险最好的办法。加强系统性风险管控的前提一定是改革，而不是走回头路。通过停滞改革来管控风险是不正确的。改革的倒退会严重损害金融的效率，使经济生活出现问题。下一步要通过改革，建立起一个有弹性的金融体系，能够有效吸收风险、有效分散风险、有效组合风险。有弹性的金融体系，意味着让金融体系对风险有很好的免疫能力，在风险过后有很好的恢复能力。金融结构层面一定要有弹性，这个弹性来自于资产结构。不同的金融资产结构，其吸收风险的能力及弹性是不一样的，弹性有助于市场在风险消失之后迅速恢复机能。金融最重要的一个功能是把风险分散开来。僵化的金融体系会使风险迅速集合，累积到一定程度之后金融体系就会崩溃。改革很重要的目标是不要让这些风险积累起来成为存量化的风险，而让它变成流量化的风险，流动起来才能组合。美国是全球发生动荡甚至是金融危机次数最多的国家，至少发生过三次较大的金融风险或危机，但是风险过后其免疫能力变得更强大。因此，并不是风险、危机最多的国家金融体系更容易遭到破坏。相反，东南亚国家只发生了1997年那次大的危机，但金融结构已经完全被破坏。总的来说，笔者对中国的金融持谨慎乐观的态度，其不会出现一些亚洲国家曾经出现过的情况。

### 三、中国金融未来面临的三大任务

回到中国金融为什么要开放，人民币为什么要国际化，这涉及一个基本问题：中国金融未来要成为什么样的金融？对中国经济的发展有什么贡献？市场化、科技化、国际化是中国金融未来面临的三大任务。

第一个问题是金融功能的改善或金融的结构性变革。结构性变革最重要的推动力是金融脱媒的力量。脱媒的力量将会改变中国金融的结构，进而改善中国金融的功能，提升金融的作用。这个逻辑是完全成立的。从资源配置到风险管理，到财富管理，再到支付体系，都要重新调整。所以，金融结构变革及以其为基础的金融功能改善，是基于市场的力量。

第二个问题是基于金融效率的判断。金融效率的提升主要靠科技力量。科技对金融会产生重构甚至颠覆性的影响。科技的作用主要表现在提升金融的效率方面。金融体系的六大功能基本确定，科技和金融的结合不会产生新的金融功能，但科技对金融的渗透、重构，会提升金融的效率。

其所以要高度重视科技对金融的作用，原因就在于此。金融效率的提高也包括金融普惠性的提高、长尾客户服务的扩展、风险结构的改善，科技与金融的有机结合能解决这些问题。

第三个问题是必须解决中国金融在全球范围内的资源配置。中国经济体量越来越大，在现有资源下，进一步保持经济的持续增长是有困难的。通过美国经济的跨世纪增长可以总结出很多经验，包括科技、人才、社会环境等，但最重要的可能还是美元的国际化。美元的国际化助推了美国经济一百多年来的繁荣发展，带动了金融市场的发展。

#### 四、金融开放的软实力基础

金融开放重要的作用之一是能有效提升国家治理的现代化。这些年人民币国际化已经取得了长足的进步，有关统计数据充分体现了这一点。人民币成为国际货币体系中重要的货币，要求是很高的。除了我国经济的可持续增长、科技创新能力两个硬基础外，四个方面的软实力非常重要。

一是法制基础。没有坚实的法制基础，金融不可能开放，人民币也不可能实现国际化。开放会倒逼法制的完善。法治的完善包括法律体系的完善、法治理念的形成以及执法能力的提升三个层面，不仅要完善相关法律条文，养成法治理念、树立法律的权威和威慑力同样重要。此外，执法要始终如一，对虚假信息披露、欺诈上市、内幕交易、操纵市场的严格执法不能因为市场周期的变化而变化。

二是契约精神。契约精神的灵魂是公平，只有公平的环境才能产生合理的契约。契约精神的核心是严格履约。契约精神对于一国金融开放是基石和支柱，朝令夕改是无法实现金融国际化的。契约精神和履约能力是市场有预期的重要保障，能不能有稳定的发展，与一个国家的履约能力、契约精神有密切的关系。

三是透明度。透明度是金融市场特别是资本市场赖以形成和发展的基石。透明度是资本市场的灵魂，资本市场的一切都建立在透明度基础上。所以，在资本市场的“三不”原则中，公开性是放在第一位的。提高透明度是我们面临的重要任务之一，透明度的提升有利于社会的进步、稳定和发展。

四是人民币的长期信用。人民币国际化能够走多远，要看人民币长期信用的保证和中国经济的竞争力。这就要求我们在经济增长的宏观政策协调中，要以爱护人民币长期信用为前提，人民币国际化也需要在短期经济政策和人民币长期信用中寻求平衡。从这个角度看，中国金融的开放以及人民币国际化非常重要。

# 货币低估、全球分工与国际价值转移： 理论与中国经验数据

赵敏<sup>1</sup>

**【摘要】**通过将货币低估、技术国际差异、资本跨国垄断等国际价值转移机制综合到同一理论框架中，构建以汇率、非汇率因素构成的国际价值转移模型。研究表明，在后福特制积累体制下，一国主权货币作为世界货币使得不发达国家被动卷入世界货币发行国的资本积累逻辑，并参与该逻辑下国际分工。在世界货币发行国资本主导的全球分工体系中，货币低估、发达国家与不发达国家基于结构化分工体系的商品交换成为不发达国家对外价值转移的主要机制。基于1995-2009年期间中国数据的测算结果显示，中国在世界市场中存在较大规模的国际价值转移，人民币汇率低估是中国国际价值转移主要机制。

**【关键词】**国际价值转移 世界货币 后福特制积累体制 资本有机构成

国际价值转移问题是马克思劳动价值理论以及生产价格理论在世界市场范围内扩展的重要领域。国际价值转移的相关争论主要集中在对世界市场中商品价值量与价格量的决定等问题的不同解释。国内外许多学者对不同国家、地区的国际价值转移规模进行了具体测算（Gibson,1980;Foot,Webber,1983; Tsaliki 等，2018；李翀，2007）。然而，正如马克思指出古典经济学家对价值形式的忽视一样，国际价值转移问题的研究大多聚焦于国际价值转移量而较少地关注国际价值形式，从而难以将国际价值转移的内在逻辑与国际价值转移规模有机地整合在同一理论框架内，揭示国际价值转移各种机制的产生机理和相互联系。

本文基于对国际价值形式的分析，将货币汇率、国际价值、国际价格等范畴纳入到同一理论框架内，构建解释国际价值转移逻辑和具体机制的理论，并在此基础上以中国数据为例，分析中国国际价值转移的内在机理和具体路径。本文的结构安排如下：第一部分介绍马克思的国际价值理论与经济学界针对国际价值转移问题展开的争论；第二部分构建国际价值转移的理论解释框架，阐明国际价值转移的内在机制及其相互关系；第三、四部分根据理论框架提出国际价值转移的数学模型，并对中国国际价值转移量进行具体测算；最后为结语部分。

---

<sup>1</sup> 赵敏，南开大学经济学院。



## 一、国际价值转移的相关理论及争论焦点

国际价值转移的相关争论主要集中在对世界市场中商品价值量与价格量的决定等问题的不同解释。价值能否跨国转移所涉及的第一个问题是, 国际价值是否存在以及如何形成。一种观点认为只有通过劳动力跨国自由流动, 世界劳动的概念才能成立, 因而在由多个国家构成的世界市场中, 不存在世界平均必要劳动, 以及与此相关的平均必要劳动时间和统一的国际价值(逯建、顾芹, 2011)。另外一种观点认为, 虽然因劳动力跨国转移限制无法形成国际必要劳动时间和国际价值, 但是在世界范围内存在一个中等强度的劳动强度, 将它作为劳动强度不同的各个国家的劳动强度衡量单位, 可以得到各个国家的国别价值和国际价值(中川信义、张开玫、任力, 2003; 久保新一、中川信义, 2009)。<sup>1</sup>

从马克思的文本来看, 后一种观点更接近于马克思的本意。在《资本论》第一卷, 马克思曾经提到, “在一个国家内, 只有超过国民平均水平的强度, 才会改变单纯以劳动的持续时间来计量的价值尺度。在以各个国家作为组成部分的世界市场上, 情形就不同了。国家不同, 劳动的中等强度也就不同; 有的国家高些, 有的国家低些。于是各国的平均数形成一个阶梯, 它的计量单位是世界劳动的平均单位。”<sup>2</sup>可以看出, 就价值形成而言, 劳动力的自由流动并不是其必要条件。事实上, 商品按价值进行交换时正是在商品经济比较不发达、商品生产者没有自由流动的早期阶段。对于国际价值而言同样如此, 如果不考虑欺诈、掠夺等因素, 国际贸易必须根据国际价值量进行交换, 没有国际价值转移。

尽管劳动力不能自由流动, 但是资本可以跨国运动, 许多左翼学者认为, 世界市场中不发达国家与发达国家的商品交换是根据国际交换价格而不是按国际价值量进行交换, 世界市场中存在跨国价值转移。按照他们是否以国际生产价格形成作为国际价值转移条件, 存在两种价值转移机制的理论。一种理论将竞争性国际市场作为产生跨国价值转移的关键。20 世纪 70 年代引起广泛关注的的不平等交换理论是典型代表。尽管对导致不平等交换的原因有着不同的观点, 但是他们都暗含同一个假设, 即参与国际交换的商品可以在世界市场中形成统一的生产价格, 因而, 在世界市场上有机构成不同的国家之间会产生价值转移。例如, 伊曼纽尔(1988, 中译本)认为尽管劳动不能自由流动, 但是国际资本流动能促成国际商品的价值从国际价值向国际生产价格转化, 并且由于这种转化, 成为国际间不平等交换的剩余价值转移机制。阿明(2017, 中译本)在反驳他将工资作为自主变量的理论观点的同时, 同样持

<sup>1</sup> 详见冯金华(2016)相关评述。

<sup>2</sup> 马克思(2004, 中译本):《资本论》第 1 卷, 北京: 人民出版社, 第 645 页。

有世界市场中可以形成国际生产价格的假设,认为不发达国家的国际部门往往与发达国家具有相同的有机构成,导致国际间利润率差异的原因是不发达国家的剩余价值率更高。曼德尔(1983,中译本)将国际不平等交换归咎于劳动生产率差异。他在批判布施(Busch)等人观点基础上,认为劳动生产率差异导致的不平等交换不仅存在于不同产业部门之间,而且存在于同一产业部门内部不同企业之间。Shaikh(1984)在批评不平等交换理论时,认为不发达国家虽然落后,但是某些产品部门不发达的国家可以利用更好的自然条件、地理位置等优势,实现比发达国家更高的生产率,也认可了国际生产价格的假设。

另外一种理论以国际垄断市场作为跨国价值转移的关键。由于资本、劳动都不能跨国自由流动,世界市场的资本无法形成统一的平均利润率和国际生产价格,国际价值转移本质是垄断资本的垄断租金(久保新一、中川信义,2009)。随着资本主义从自由竞争走向垄断资本主义,国际交换价格应该以垄断价格,而不是国际生产价格为基础。根据斯威齐(2006,中译本)等垄断资本学派的观点,当资本主义进入垄断阶段,价格形式的规律必须放弃,价值规律如同竞争资本主义成为历史。有学者赋予列宁“帝国主义论”以当代意义,以“帝国主义租金”的概念论证发达国家对战略性资源、核心生产部门的垄断导致了国际间利润率差异(刘吉瑞,1983;胡涵钧,1984)。随着资本集中和积聚,世界市场中发达国家的大资本能够长期稳定占有更好的生产条件,持续占有垄断利润形式的超额剩余价值,国际垄断价格和发达国家对垄断部门的占据是解释国际利润率差别的关键(Higginbottom,2014; King,2004)。

两种不同的观点都能够在马克思文本里找到依据。就第一种观点而言,利润率平均化和生产价格理论是马克思在《资本论》第三卷对劳动价值理论的进一步具体化发展。就后一种观点而言,马克思在多处指出不同国家间利润率差异的现实性,从侧面揭示垄断阻碍平均利润率在各国间实现。在《资本论》以及相关的手稿中马克思提到各国资本在世界市场中获得不同利润率。在早期文本中马克思曾经说道,“各国的不同利润率,大多是以各国的不同的剩余价值率为基础。”<sup>1</sup>在建立劳动价值理论和生产价格理论后,马克思依然坚持这样的观点,在《资本论》第三卷中论述利润率趋于下降的一般规律时,将国家间利润率差别类比资本主义国家不同的发展阶段<sup>2</sup>;在《资本论》第三卷中论述阻碍利润率下降趋势反作用因素时,马克思有专门的一节论述对外贸易,提到殖民地地区的利润率水平高于资本主义国家<sup>3</sup>。

<sup>1</sup> 马克思(2004,中译本):《资本论》第3卷,北京:人民出版社,第169页。

<sup>2</sup> 马克思(2004,中译本):《资本论》第3卷,北京:人民出版社,第239-241页。

<sup>3</sup> 马克思(2004,中译本):《资本论》第3卷,北京:人民出版社,第263-266页。

但是，这些文本本身并不能简单机械地直接用作解释当代资本主义现实的依据。马克思对利润率国别差异的分析以 19 世纪下半叶前的世界市场为现实基础。由于早期资本主义阶段的资本规模相对较小、多数产业部门的进入门槛低，众多小资本在世界市场竞争中极易遭到毁灭性打击，工场手工业因其自身的脆弱性迫切需要国家的保护和国家对海外市场的开辟，在世界市场中，各国资本都具有显著的国籍性和民族特征。如马克思曾经指出，“商品按照它们的价值或接近于它们的价值进行的交换，比那种按照它们的生产价格进行的交换，所要求的发展阶段要低得多。”<sup>1</sup>随着资本主义生产力的发展，价值规律在世界市场中发挥作用的方式也必然随之变化，根据价值交换不是价值规律的必然表现。利润率在世界市场中的平均化以及国际生产价格的形成是否能够实现以及在什么程度上实现，由资本主义世界市场的发展程度来决定。

尽管资本可以跨国流动，但这种运动不是“平滑”的，往往必须经历不同货币形式的转化。货币兑换涉及货币相对价值量变化，以及它所引起的价值转移被一些学者所关注，对金本位制被浮动汇率货币制度取代后，货币相对价值引起的价值量与价格量的偏差所导致的国际价值转移量进行经验测算。有学者以发达国家和不发达国家的一揽子基础商品为标的物，对比了按照美元计量的国际市场价格（按名义汇率计算）与本国市场价格（按本币在国内市场代表价值计算），发现越不发达的国家，汇率越容易被低估，且被低估的越严重（Köhler, 2015）。一些学者以世界投入产出表计算了真实汇率标价的世界贸易额，发现 OECD 国家的贸易额经过真实汇率调整后显著下降，不发达国家的贸易额则相应增加，说明在发达国家的国际贸易中，存在着“贱买贵卖”的现象（Reich, 2007）。也有学者以具体国家（土耳其）在国际市场的贸易数据，测算了因为汇率低估所带来的财富损失（Elmas, 2009）。尽管以不同方法计算的真实汇率有所区别，但是结论都非常相似。不足之处在于，相关研究主要集中在价值转移量的研究，而对于导致货币汇率扭曲的理论研究相对较少，也使得相关的研究未能在统一理论框架内揭示国际价值转移的机制。

## 二、国际价值转移机制及其逻辑关系

### （一）非美元货币的双重价值形式与被低估的货币

20 世纪 70 年代后，世界货币体系从金本位、金汇兑本位转变为脱离黄金束缚的浮动汇率制度，美元承担主要的世界货币职能。对于美国外的国家来说，在本国市场内充当一般等

<sup>1</sup> 马克思（2004，中译本）：《资本论》第 3 卷，北京：人民出版社，第 1014 页。

价形式的货币在世界市场上并不发挥“货币”的作用，它既没有使用价值也没有价值，不能代表任何抽象劳动去交换其他国家所生产的商品。在世界市场上，对于非美国的国家商品生产者而言，他们的国际交换要经过两个步骤：首先在世界市场中以真正的商品交换一定量的美元，或者将手里的本国货币经过本国银行换得一定量的美元（本国银行中的美元归根结底仍然是通过本国商品在世界市场中交换而得），再以美元购买它所购买的商品。由于世界市场中商品生产者能够实现的必要劳动量由美元来表示，商品所交换的美元数量取决于两个因素：商品所包含的以“世界劳动的平均单位”衡量的劳动总量，以及美元所代表的世界必要劳动量。前者取决于本国的生产水平力和世界平均生产水平，后者是由美国的法定权力机构决定、受制于它所实际代表的价值量。

因而，在非黄金本位的美元核心世界货币体系中，非美元货币有两重价值形式，一重是等价形式，以其自身代表价值量表示本国商品价值，这一般局限于本国市场中；第二重是相对价值形式，它所代表的价值量由美元和美元所代表价值量表示，这往往产生于国际货币市场中。<sup>1</sup>与货币双重价值形式相对应，世界市场中非美元货币所代表价值量具有双重决定体系：一重由本国劳动与世界范围内总劳动的关系决定，另一重由美国劳动、本国劳动与世界范围内总劳动之间关系决定。如果所有主权货币处于平等地位，任何国家货币都不会被固定在相对价值形式，此时的汇率为“平价”汇率。<sup>2</sup>非美元本币与美元的关系可以表示为：

1 单位本国货币=a 单位的美元，或 1 单位美元=1/a 单位的本国货币。

此时，a 体现的是不同国家单位本币在世界市场上所代表的世界必要劳动时间之间的关系。然而，在资本主义世界市场中，当美元取代黄金成为世界货币，“平价”汇率仅是理论上的存在，现实中的非美元货币只能处于相对价值形式，表现为“现实”汇率。非美元本币与美元的关系只能表示为：

1 单位本国货币=a 单位的美元。

此时，a 体现的是非美元国家单位本币在世界市场上所代表的世界必要劳动时间与美元所代表美国世界必要劳动时间之间的关系。单位美元所代表的以世界劳动平均单位衡量的美国劳动时间，作为平均世界必要劳动时间发挥作用。即美元是以美国本国法币的身份发挥世界货币职能，美元在世界市场上直接取得一般的或社会的等价形式。

<sup>1</sup> 此处所说的价值形式、相对价值形式、等价形式等术语与马克思在《资本论》中的使用有一定的差别。自 1971 年美元脱钩黄金后，各国货币彻底摆脱商品形式成为信用货币，因而，“a 单位甲国货币=b 单位乙国货币”不是严格马克思经济学意义的价值形式，相应地，左边不是严格的相对价值形式，右边也不是严格的等价形式。

<sup>2</sup> 此处“平价”汇率是抽象概念，与后文提到的“现实”汇率都由一定劳动时间量决定。不直接对应于购买力平价汇率、名义汇率等国际货币市场中的具体概念。

但是, 美元本质上不是直接世界社会劳动的真正代表, 单位美元所代表的以世界劳动平均单位衡量的美国劳动时间等于平均世界必要劳动时间只是偶然, 非美元货币国家本币以美元计价存在“币值扭曲”, 扭曲程度由美国国别劳动条件与世界平均劳动条件的差别决定。对于国别平均劳动条件低于美国平均劳动条件的国家而言, 本币在世界市场中往往被低估, 其商品在世界市场中以美元标价的相对价值将低于本币标价的相对价值; 对于国别平均劳动条件高于美国平均劳动条件的国家而言, 本币在世界市场中往往被高估, 其商品在世界市场中以美元标价的相对价值将高于本币标价的相对价值。

美元本位的世界价值形式既非价值形式的完成形式, 也不是自然形成的最优价值形式, 而是资本主义后福特制生产方式发展的条件和结果。20 世纪 70 年代后, 由于福特制资本积累体制内在缺陷引发积累危机, 以美国为代表的资本主义生产方式不得不发生变化, 转向以模块化、自动化生产和“去技能化”劳动为特点的弹性生产方式。与弹性生产方式相适应, 世界货币体系必然发生变化。随着美元取代黄金成为世界货币, 浮动汇率取代固定汇率成为主要的汇率制度, 各国资本账户在不同程度上对外开放, 极大地促进了国际金融市场发展和资本跨国运动, 为后福特制积累体制在世界范围迅速扩张提供了便利。因而, 对国际价值转移问题的研究不能停留在显露在外的国际货币市场, 还要深入到隐藏在国际交换市场背后的国际生产领域中。

## (二) 结构化世界市场与后福特制积累体制

### 1. 国际价值转移“悖论”与世界竞争性部门的双重“南北”结构

在后福特制生产方式下, 发达国家将竞争激烈、对技能要求不高的生产任务转移到海外, 将对复杂劳动要求高、具有垄断性的生产环节, 如研究、设计、营销等留在本国及其他发达国家内部。通过将资本集中在垄断环节, 发达国家资本可以凭借很少的投资、甚至完全不投资就可以保持对发展中国家竞争性资本控制能力。世界市场从以领土为界的网格化结构分裂为竞争性部门和垄断性部门的层次化体系。这种新世界市场结构的典型特征是, 竞争性部门的“底层竞争”越来越激烈, 垄断部门对世界经济的控制性越来越强。

世界市场中国际竞争部门出现后, 利润率平均化过程与马克思在《资本论》中的利润率平均化过程在形式上类似, 资本有机构成相对较高的资本能够在国际竞争中获得来自于资本有机构成相对较低资本所生产的剩余价值。但是如果完全照搬马克思的理论, 就会产生一个价值转移的“悖论”。对于不发达国家有机构成相对较高或技术更先进的资本而言, 它们在世界市场中不仅可以获得本部门内的相对剩余价值, 还可以获得从资本有机构成相对较低的部门转移来的剩余价值, 也就是说, 不发达国家的资本不仅没有发生价值对外转移, 反而从

包括发达国家在内的其他国家中转移走了剩余价值(Shaikh,1985; Webber 等, 1984)<sup>1</sup>。

如果不考虑世界竞争性部门的国别结构,这一“悖论”显然成立,但如果考虑到世界竞争性部门的双层“南北”结构,可以发现从不发达国家转移走的剩余价值本质上仍然归发达国家在不发达国家投资的资本所占有。

世界市场中竞争性部门地理分布的第一重南-北特征在于,世界竞争部门中不发达国家资本尤其是高技术部门资本很大比重来自于发达国家。根据不发达国家对外贸易部门中外资比例,发达国家资本往往主导了不发达国家参与世界市场的程度。2008年中国对外出口中外资企业占55%,在电视机、微波炉等技术含量相对较高的出口产品中,外资比例在90%左右<sup>2</sup>。第二重“南-北特征”在于,不发达国家资本有机构成高的部门产品大多转变为发达国家的不变资本或可变资本。对于发达国家产业资本而言,不变资本价格下降使得发达国家部分资本的资本有机构成下降,在利润率平均化过程中可能存在剩余价值向外转移的情况。但是,一方面如前文所述不发达国家的高有机构成部门仍然属于发达国家的资本,这种转移不过是发达国家资本内部对剩余价值的再分配。另一方面,发达国家内部属于世界竞争性部门的比例非常小,即使存在这种转移,从剩余价值转移的净效应来看,这种转移量也非常小。而且,考虑到不发达国家承担了大部分生活资料的生产职能,大大降低了发达国家的可变资本(Steinfeld, 2010),在一定程度上抵消了发达国家竞争性部门资本有机构成下降的趋势。

因而,世界市场中竞争性部门的国际价值转移不仅仅是通过发达国家更高的资本有机构成实现的,即使发达国家生产部门的资本有机构成相对较低,也依然能通过国际投资、国际贸易占有不发达国家所生产的剩余价值。

## 2.非股权投资、实质垄断与垄断租金

美元等发达国家的货币“去黄金化”后,在世界市场中的地位非但没有因此下降,反而成为国际价值形式的一般等价物,主要原因是美国等发达国家控制全球生产过程。随着资本主义生产方式从福特制发展到后福特制,控制方式相应地从依靠单个庞大资本规模转变为垄断中心生产环节。21世纪后,发达国家资本更加倾向于以非股权投资方式控制全球生产过程,以形式上的非垄断实现更高层次的实质垄断。根据《世界投资报告2011》(World Investment Report 2011)报告,跨国非股权投资模式被定义为,跨国公司通过合约制造、服务外包、订单生产、特许经营、许可经营、管理合约及其他类型的合约关系,对不拥有股份、

<sup>1</sup> Shaikh 分析了国际价值转移的净效应,认为存在发达国家剩余价值向不发达国家转移的可能性。Webber 与 Foot 以经验数据进行了测算,表明不发达国家可以获得发达国家的剩余价值。

<sup>2</sup> Organization for Economic Cooperation and Development (in cooperation with the Ministry of Science and Technology, China), OECD Reviews of Innovation Policy: China, Synthesis Report, 2007, pp. 15.

独立企业进行一定的控制和管理。跨国公司通过这些关系协调东道国公司的业务活动, 而不拥有其股份。区别于国际间商品、服务贸易往来和海外直接投资等传统的生产关系全球化形式, 非股权独立外包将部分或全部生产过程交给独立的海外生产商, 不直接参与其相关生产、经营活动 (Smith, 2016)。

与列宁时代的垄断部门不同, 当代垄断部门往往不是以托拉斯等企业集团的形式, 通过上下游产业整合进行垄断, 而是通过在个别生产环节的投资控制整个或大部分生产过程, 被控制的企业本身可能就是垄断企业, 甚至资产规模大于控制它的垄断资本。垄断资本与其控制的企业之间, 合作关系往往大于竞争关系。因而, 在资本主义世界中往往存在一种矛盾现象: 不发达国家在世界市场中也存在一定规模的垄断企业, 但是他们并不拥有发达国家垄断企业的高利润率。其根源在于前者是一种形式垄断, 而不是后者的实质垄断。

形式垄断与实质垄断的区别, 根本在于垄断租金的归属。只有真正获得垄断租金的垄断资本才是实质垄断资本。他们在市场上对特殊生产条件的垄断, 使得其他资本无法投资生产该产品, 从而具有难以替代的地位, 产品的市场价格取决于购买者购买欲和支付能力。这种垄断价格产生的超额利润, 由于特殊垄断条件的所有权而转化为垄断租金, 垄断租金由垄断价格产生, 归垄断价格制定者所有。世界市场中的实质垄断资本往往是拥有先进、排他性生产技术的发达国家的垄断资本。产生垄断租金的垄断技术, 其研究、开发往往需要大量的资本投入以及较长的资本周转时间, 只有国家资助或超大规模的资本才能承受。

产生超额利润的知识垄断租金, 其本质是劳动者生产的剩余价值的一部分, 是全球化过程中承担生产环节的工人剩余劳动的结果。发达国家垄断资本的高额利润很大部分来自于对不发达国家剩余价值的“捕获” (Smith, 2011)。由于全球生产过程的碎片化和分层化, 垄断租金形式的剩余价值在世界市场上不一定直接地从不发达国家转移到发达国家, 而是通过发达国家之间的贸易、跨国公司业务往来、金融投资等形式实现剩余价值在不同发达国家之间的分割。一些学者认为 20 世纪 80 年代后发达国家彼此间的直接投资在全球对外直接投资中所占的比重越来越高, 意味着发达国家的利润不再主要来自于不发达国家 (Harman, 2003)。这种观点的错误之处正在于忽视了发达国家彼此间投资高涨的现象与发达国家将生产业务向不发达国家非股权投资是同时发生的, 前者只是利润和剩余价值的实现, 后者才是真正的利润和剩余价值的来源和创造。正是基于不发达国家承担了大部分全球生产的业务, 才使得发达国家能够在全球化生产关系中共同占有不发达国家生产的剩余价值。

总之, 后福特制积累体系与美元中心世界货币体系相互支撑, 共同形成了核心生产环节在发达国家、非核心生产环节碎片化分布在广大不发达国家的全球分工体系。美国等发达国

家资本运动总方向是将大量生产环节转向不发达国家，再从不发达国家购买产品，从而不仅可以通过更合理的生产空间安排节约成本从而生产更廉价的产品，而且可以以高估的本币“贱买”不发达国家生产的产品。对于不发达国家而言，他们在美元核心世界货币体系中不得通过出口积累美元外汇储备，面临严重的国际价值对外转移：一方面是因为在世界市场中相对被低估的本币使出口贸易受损，另一方面，在差异化的国际分工条件下，因为国别劳动条件低于世界平均劳动条件而受损。此外，被动卷入国际分工的不发达国家不得不承受世界市场中美国经济体波动的被动影响，甚至可能因美元市场的波动、投机，导致债务危机、货币危机等多种经济危机形式。

### 三、国际价值转移的模型和测算

#### （一）模型设定

根据马克思的劳动价值理论，各国商品包含的价值量是国别价值量，但是世界市场中所有的商品根据世界市场价格进行交换，二者的差额即为国际价值转移规模。<sup>1</sup>世界市场中各国商品价格总量可以从统计数据中直接获得，价值总量需要根据已有数据进行估算。由于商品价值在商品市场中以一定货币计价的交换价值表现自身，所获得的数据是交换价值形式，因而，对商品价值总量的测算实际是基于在世界市场中实现的交换价值量的估算。产品价值由不变资本价值量和劳动力新创造的价值量构成，不变资本价值量可以基于不变资本的交换价值量进行测算，而劳动力创造的价值量由于缺乏直接相关的数据，需要基于劳动时间、新增交换价值量等已有统计数据进行估算。由于不同产业、不同国家的劳动强度、劳动能力有较大差别，不能直接用于计算，需要将国别劳动时间、各产业部门劳动时间、世界总劳动时间等不同劳动单位衡量的劳动时间量转变为世界劳动单位衡量的劳动时间量。为此，需要做两个符合现实的关键假定。一是同产业部门内的劳动可以看作同质劳动。以世界产业劳动单位对不同国家该产业部门劳动时间进行调整，得到可以进行比较的各国各产业部门的劳动时间量。二是将以世界劳动单位衡量的各产业部门劳动时间看作世界劳动单位衡量的世界总劳动时间在各产业部门的分配。虽然不同部门劳动是异质的，但可以以世界劳动单位对不同产业部门劳动时间进行衡量。

假定世界市场中， $n$ 个国家生产 $m$ 种不同产业部门的商品，尽管一些国家垄断某些产业

<sup>1</sup> 关于国际价值转移规模的经验测算对象，学术界内有不同观点。如冯志轩（2016）认为，仅有生产价格形成所造成的价值转移才是不平等交换理论所意图讨论的。考虑到本文的研究重点，在此将国际市场价格与国别价值量之间的差额作为国际价值转移总量。



部门中的特定生产环节, 但世界市场中的商品可以自由贸易。下标  $j$ 、 $w$ 、 $i$  分别代表产业、世界、国家三个不同层面。每一个国家在本国内部使用自己的货币, 上标  $nc$ 、 $\$$  分别代表本币计价和美元计价,  $e_i^p$  对应于前文所述的“平价”汇率, 表示无货币低估时以美元计价的  $i$  国汇率。 $Y$  表示劳动过程中劳动力创造的新价值量, 以  $Y_{ij}^{nc}$  为  $i$  国  $j$  产业本币形式的交换价值增加量,  $Y_w^{\$}$  为世界市场中  $j$  产业部门的美元计价交换价值增加量。 $L$  分别表示劳动过程中劳动力的劳动时间,  $L_{ij}^h$  为  $i$  国  $j$  产业以世界平均劳动单位衡量的总劳动时间,  $L_w^h$  为世界市场中  $j$  产业部门的劳动时间总量。

根据前文的模型介绍, 在世界市场中, 同产业部门内的劳动可以看作同质劳动,  $i$  国  $j$  产业部门单位世界劳动所生产的、以“平价”汇率衡量的美元计价交换价值量与该产业部门单位世界劳动时间生产的交换价值量存在 (1) 式所示关系:

$$e_i^p \frac{Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} = \frac{Y_w^{\$}}{L_w^h} \quad (1)$$

其中, 世界产业部门在单位必要劳动时间所生产的交换价值量, 可以根据产业部门内劳动时间总量和交换价值总量得到。

$MEV$  为以世界劳动单位衡量的世界必要劳动在单位时间内创造的美元计价交换价值量, 用世界新增交换价值总量  $Y_w^{\$}$  与世界劳动单位衡量的劳动时间总量  $L_w^h$  表示为:

$$MEV = \frac{Y_w^{\$}}{L_w^h} \quad (2)$$

其中, 世界劳动单位衡量的劳动时间总量  $L_w^h$  可以基于世界总产业部门的劳动时间总量和交换价值增加量等数据进行估算。

$L_{ij}^h$  为以同质世界劳动单位衡量  $i$  国  $j$  产业的劳动时间投入量, 则  $i$  国  $j$  产业活劳动创造的新价值量为  $MEV \cdot L_{ij}^h$ 。 $C$  为不变资本交换价值,  $\frac{C_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h}$  为  $i$  国  $j$  产业单位劳动转移的以本

币表示的不变资本交换价值量。世界市场中  $i$  国  $j$  产业的产品价值  $MV_{ij}$  表示为:

$$MV_{ij} = (MEV + e_i^p \frac{C_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h}) L_{ij}^h \quad (3)$$

$e_i^{\$}$  为  $i$  国非美元货币的名义 (直接) 汇率;  $Y_{ij}^{nc}$  为  $i$  国  $j$  产业在世界市场中实现本币计价

的交换价值增加量。世界市场中  $i$  国  $j$  产业的产品价格  $MP_{ij}$  表示为:

$$MP_{ij} = \left( \frac{e_i^s Y_{ij}^{nc} + e_i^s C_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} \right) L_{ij}^h \quad (4)$$

对于世界市场中的国际贸易产品, 其国际价值转移量可以表示为:

$$MV_{ij} - MP_{ij} = \left[ \left( MEV - \frac{e_i^s Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} \right) + \left( e_i^p - e_i^s \right) \frac{C_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} \right] \left( \frac{X_{ij}}{Q_{ij}} \right) L_{ij}^h \quad (5)$$

其中,  $X_{ij}$ 、 $Q_{ij}$  分别指以美元形式计价的出口额与总产出。

对  $\left( MEV - \frac{e_i^s Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} \right)$  做进一步的形式变换, 可以将其表示为:

$$\left( MEV - \frac{e_i^p Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} \right) + \left( \frac{e_i^p Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} - \frac{e_i^s Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} \right)。$$
 则:

$$MV_{ij} - MP_{ij} = \left[ \left( MEV - \frac{e_i^p Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} \right) + \left( e_i^p - e_i^s \right) \left( \frac{Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} + \frac{C_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} \right) \right] \left( \frac{X_{ij}}{Q_{ij}} \right) L_{ij}^h \quad (6)$$

其中,  $\left( e_i^p - e_i^s \right) \left( \frac{Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} + \frac{C_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} \right) \left( \frac{X_{ij}}{Q_{ij}} \right) L_{ij}^h$  表示因汇率低估所导致的国际价值转移, 这一部分国际价值转移量以  $V_{ij}^e$  表示。 $i$  国在既定劳动生产率条件下单位世界劳动因汇率低估和非汇率因素所导致的国际价值转移量分别为  $V_{ij}^e$ 、 $V_{ij}^m$ , 存在:

$$V_{ij}^e = \left( e_i^p - e_i^s \right) \left( \frac{Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} + \frac{C_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} \right) \quad (7)$$

$$V_{ij}^m = \left( MEV - \frac{e_i^p Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} \right) \quad (8)$$

$X_{ij}$  为  $i$  国在世界市场中出口商品总价格量,  $Q_{ij}$  为  $i$  国所有产业部门生产商品总价格量,

则  $i$  国世界市场中商品的总劳动时间可以表示为  $\left( \frac{X_{ij}}{Q_{ij}} \right) L_{ij}^h$ , 则  $i$  国  $j$  产业的国际价值转移总量

$TV_{ij}$  可以表示为:

$$TV_{ij} = MV_{ij} - MP_{ij} = (V_{ij}^e + V_{ij}^m) \left( \frac{X_{ij}}{Q_{ij}} \right) L_{ij}^h \quad (9)$$

$i$  国在世界市场中国际价值转移总量  $TV_{ij}$  可以表示为:

$$TV_i = \sum_j (MV_{ij} - MP_{ij}) = \sum_j \left[ \left( MEV - \frac{e_i^p Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} \right) + (e_i^p - e_i^s) \left( \frac{Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} + \frac{C_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} \right) \right] \left( \frac{X_{ij}}{Q_{ij}} \right) L_{ij}^h \quad (10)$$

## (二) 数据来源与使用说明

本文所用数据主要来自于世界投入产出数据库(the World Input-Output Database, WIOD)的社会经济账户数据(Socio Economic Accounts, SEA), 进出口数据和购买力平价汇率数据来自于世界银行数据库的世界发展指标(World Development Indicators)。<sup>1</sup>采取数据库共同覆盖的 40 个国家自 1995-2009 年的相关数据<sup>2</sup>。考虑到中国国际贸易在党的十四大确立社会主义市场经济体制后开始快速发展, 在 2002 年加入 WTO 后真正融入世界市场, 考察数据时间段虽然较短, 但基本能反映中国在世界市场中的整体表现。

考虑到新自由主义时期不发达国家不仅本币在世界外汇市场中被低估, 而且是竞争性部门产品主要出口国, 发达国家既是不发达国家的主要出口对象也是垄断部门的集中地, 国际价值转移主要发生在发达国家与不发达国家国家间。本文将以中国为例来说明不发达国家在世界市场中价值对外转移的路径与规模。

根据本文构建的国际价值转移模型, 国际价值转移总额以及汇率因素和非汇率因素所导致的价值转移额等数据根据以下步骤进行计算: 1) 根据公式(1), 利用 WIOD 的 SEA 数据计算世界总劳动时间和总价值增加量, 以及世界各产业部门的劳动时间和价值增加量; 2) 根据公式(1), 计算以世界一般劳动水平衡量的中国各产业劳动时间矩阵和价值增加量矩阵; 3) 根据中国净进口占总产出比重, 以及步骤 1)、2) 中所得的劳动时间矩阵、产业价值增加量矩阵等数据, 计算单位劳动所转移的价值量矩阵; 4) 基于步骤 3) 所得到的不变资本矩阵和其他相关数据, 根据公式(7), 利用购买力平价汇率与名义汇率数据<sup>3</sup>, 计算中国在

<sup>1</sup> 模型在测算过程中涉及两种汇率, 一种是名义汇率, 数据来自于 WIOD 数据库世界银行数据库; 另一种是购买力平价汇率, 数据来自于世界银行数据库 PPP 转换因子与市场汇率的比率(GDP)。为了避免引起歧义, 本文未经说明是购买力平价的汇率都是指名义汇率。

<sup>2</sup> 尽管未能包括世界所有经济体, 但是考察的 40 个经济体基本覆盖了全球的主要经济活动, 它们分别是: 澳大利亚、奥地利、比利时、巴西、保加利亚、加拿大、中国、塞浦路斯、捷克、丹麦、爱沙尼亚、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、印度、印度尼西亚、爱尔兰、意大利、日本、韩国、拉脱维亚、立陶宛、卢森堡、马耳他、墨西哥、荷兰、挪威、波兰、葡萄牙、罗马尼亚、俄罗斯、斯洛伐克、斯洛文尼亚、西班牙、瑞典、土耳其、英国、美国。

<sup>3</sup> 本文在测算时, 借鉴 Ricci (2019) 等人的方法, 以非美元货币的名义汇率对购买力平价汇率偏移程度衡量非美元货币名义汇率被低估程度, 由此得到的结果实际是近似值。之所以采用购买力平价汇率表现“平价”汇率, 主要是因为非黄金本位的美元核心货币体系下, “平价”汇率难以计算, 而购买力平价汇率

世界市场中，因人民币汇率低估所产生的价值转移量；5）基于公式（8），计算中国在世界市场中，因产业部门非汇率因素所产生的价值转移量；6）根据公式（9）计算中国在世界市场中价值转移总量。

在原始数据处理方面，需要说明三点，一是关于生产性部门与非生产性部门的划分问题。根据马克思劳动价值理论，只有生产性部门创造新价值，非生产性部门的价值增殖来自于生产性部门，在计算价值增殖时应将非生产性部门扣除在外(Shaikh 和 Tonak, 1994)。但是，在实际经验数据测算时，应对这一理论进行更全面的考虑。在各国的统计数据中，非生产性部门的价值量和利润量都来自于生产性部门，是社会总剩余价值在各部门分配完成的结果，如果将非生产性部门直接扣除，显然会造成社会总剩余价值量的低估，并且难以准确考察产业部门间结构关系。二是关于所用数据的时间范围和涉及的产业部门。因为 SEA（2016）数据库没有劳动时间等数据，本文使用 SEA（2013）数据库。尽管该数据库最新数据更新到 2011 年，但是 2010-2011 年部分数据缺失，所以测算范围只能局限于 1995-2009 年。在具体测算中国各部门和全社会的劳动时间量、价值量和价格量等数据时，由于数据不可得，剔除了私人经济部门和机动汽车、摩托车的零售、维护和修理等两个产业部门。此外，除了测算中国的国际价值转移额，为更好地认识发展中国家在世界市场中国际价值转移问题，本文还对巴西、印度、俄罗斯、土耳其、墨西哥等主要发展中国家相关指标进行了测算。

#### 四、测算结果与分析

根据第三部分对测算方法和测算对象的说明，本文对 1995-2009 年期间中国的国际价值转移额及不同因素所导致的价值转移额比重进行了测算。为了更全面的展示中国国际价值转移的情况，一方面对巴西等其他 5 个主要发展中国家的国际价值转移情况进行测算以进行对比和总体分析，另一方面对中国 33 个产业部门在世界市场中国际价值转移规模较大的产业部门做进一步具体分析。表 1 展示了 1995-2009 年，中国在世界市场的国际价值转移量的总额及其构成。表 2、3、5 展示了巴西等发展中国家 1995-2009 年在世界市场的国际价值转移总量以及汇率因素和非汇率因素导致的国际价值转移量。表 4 和表 6 是对中国产业部门的具

---

在理论上更接近无币值低估的“真实”汇率数据。从定义上来看，购买力平价汇率基于具有代表性的相同数量、质量一篮子商品和服务的综价格量进行计算。本文所使用的世界银行发布的购买力平价数据，是世界银行对 199 个国家和地区（覆盖全球人口 98%）按统一的调查方案、标准、时间收集数据，按统一程序审核数据质量，按统一方法进行汇总和测算所得。以 2014 年发布的 2011 年作为基准年的数据为例，涵盖了 SNA 框架下 GDP 支出 155 项基本分类数据，包括 1000 多种商品服务价格数据（余芳东，2015）。此外考虑到价格量以价值量为基础，因而，虽然购买力平价与“平价”汇率不同，但在一定程度上能够体现各国货币在本国市场实际代表价值量之间的关系。

体分析。

从表 1 可以看出, 在世界市场, 中国国际价值转移量占当年所生产商品总价值的比重在 14%-24% 之间。中国 2002-2007 年在世界市场国际价值转移额占当年价值总量的比重普遍高于加入 WTO 之前, 在 2006 年欧美金融危机爆发前一年达到巅峰。在此期间, 中国国际价值转移额相较于 1995-2001 年增长更快, 年均增长率为 27%, 比 1995-2001 年年均增长率高 14 个百分点。2007 年金融危机爆发后, 中国国际价值转移总额及其占价值总值的比重都有所下降。这一点在表 2 中表现得更为明显, 对于巴西等其他发展中国家而言, 2007 年同样是一个比较显著的转折点。巴西、印度、俄罗斯等发展中国家在 1995-2006 年除个别年份外, 国际价值转移总量及其占价值额比重都呈现增长趋势, 并在 2007 年金融危机后有所下降。

表 1 中国的国际价值转移总量及不同方式转移量 (1995-2009 年)

	总产出 总量 (百万美元)	国际价值转移		汇率低估		非汇率因素	
		价值转移量 (百万美元)	占总产出 比重 (%)	价值转移量 (百万美元)	占总量 比重 (%)	价值转移量 (百万美元)	占总量 比重 (%)
1995	6753799	873325	12.9	702408	80.4	170917	19.6
1996	7574363	958010	12.7	768777	80.3	189233	19.8
1997	8431298	1159957	13.8	927706	80.0	232251	20.0
1998	9250243	1211028	13.1	958705	79.2	252323	20.8
1999	9990681	1303417	13.1	1050629	80.6	252788	19.4
2000	10994978	1644238	15.0	1345614	81.8	298625	18.2
2001	12237036	1783984	14.6	1448561	81.2	335423	18.8
2002	13656206	2233266	16.4	1799397	80.6	433869	19.4
2003	16015610	3118463	19.5	2491700	79.9	626763	20.1
2004	18412438	4050325	22.0	3253159	80.3	797166	19.7
2005	21836126	5178890	23.7	4190061	80.9	988829	19.1
2006	26040316	6443160	24.7	5278063	81.9	1165098	18.1
2007	31162611	7236474	23.2	5864558	81.0	1371917	19.0
2008	34848780	6825588	19.6	5419315	79.4	1406273	20.6
2009	37886929	5627367	14.9	4422965	78.6	1204402	21.4

从表 1 中还可以看到, 汇率因素是中国国际价值转移的主要方式。1995-2009 年, 汇率导致的中国国际价值转移额占总转移额的比重在 78.6%-81.92% 之间。除 1997 年亚洲金融危机期间, 中国因汇率因素导致的国际价值转移总量显著增加外, 1995-1999 年汇率因素导致的国际价值转移量年增长率较低。2000-2006 年汇率因素导致的国际价值转移量年增长率普遍较高, 比 1995-1999 年年均增长率高 16 个百分点。这一期间正是中国加快对外开放、国际出口高速增长时期。从汇率因素国际价值转移总量的各产业占比可以看出, 汇率因素导致国

际价值转移量比较大的产业部门主要集中在食品加工、轻纺、设备制造等产业部门，如表 3 所示。根据中国国家统计局的各产业部门进出口统计数据，在此期间，工业制成品、轻纺产品、机械和运输设备等产业部门恰好是出口额占总出口额比重最高的产业部门。从图 1 可以看出，中国产业增加值总量与国际价值转移量、汇率低估导致国际价值转移的曲线波动情况非常一致，这与中国在此期间的外向型经济模式非常契合。

表 2 不同国家国际价值转移总量及其占总价值比重（1995-2009 年）

国家	中国	巴西	印度	墨西哥	土耳其	俄罗斯	
1995	价值转移总量(百万美元)	873324.9	92530.2	311307.6	206157.4	164787.4	394711.6
	占总价值比重(%)	12.9	3.7	8.7	8.3	6.7	20.2
1996	价值转移总量(百万美元)	958009.5	77540.5	321989.8	246499.4	186697.6	296298.1
	占总价值比重(%)	12.6	3.1	8.4	9.9	7.5	15.8
1997	价值转移总量(百万美元)	1159957.1	84490.4	353571.3	227306.2	238628.9	283723.6
	占总价值比重(%)	13.8	3.2	8.6	8.7	9.1	15.0
1998	价值转移总量(百万美元)	1211028.1	89932.9	396015.2	245962.1	128847.1	357670.3
	占总价值比重(%)	13.1	3.4	9.0	9.3	4.9	20.7
1999	价值转移总量(百万美元)	1303416.9	168690.6	434003.1	238016.9	113927.4	641675.1
	占总价值比重(%)	13.0	6.2	9.3	8.7	4.2	35.3
2000	价值转移总量(百万美元)	1644238.4	196408.2	515849.1	246609.8	140852.1	715117.5
	占总价值比重(%)	15.0	6.5	10.6	8.2	4.7	34.6
2001	价值转移总量(百万美元)	1783983.6	274815.2	530074.4	211030.6	222747.8	643685.1
	占总价值比重(%)	14.6	8.7	10.3	6.7	7.1	28.1
2002	价值转移总量(百万美元)	2233266.4	349884.4	655444.0	219207.3	216249.1	657937.4
	占总价值比重(%)	16.4	10.5	11.8	6.6	6.5	26.6
2003	价值转移总量(百万美元)	3118462.9	392265.7	749538.8	289538.9	184008.0	722116.7
	占总价值比重(%)	19.5	11.0	12.2	8.1	5.2	25.8
2004	价值转移总量(百万美元)	4050325.1	466637.8	993986.6	368535.6	200468.9	689209.6
	占总价值比重(%)	22.0	11.7	14.3	9.2	5.0	22.9
2005	价值转移总量(百万美元)	5178889.8	405219.1	1189966.4	390521.6	181796.3	737101.3
	占总价值比重(%)	23.7	9.6	15.5	9.3	4.3	21.8

2006	价值转移总量(百万美元)	6443160.1	366270.5	1425521.8	380978.2	218945.6	878978.1
	占总价值比重(%)	24.7	8.3	16.7	8.6	4.9	20.5
2007	价值转移总量(百万美元)	7236474.5	322696.6	1471649.1	394418.7	209286.5	772773.3
	占总价值比重(%)	23.2	6.8	15.6	8.3	4.4	16.1
2008	价值转移总量(百万美元)	6825588.4	304202.2	1778860.0	421085.2	225542.8	920413.7
	占总价值比重(%)	19.6	5.9	17.9	8.2	4.4	15.9
2009	价值转移总量(百万美元)	5627366.5	251600.7	1648918.7	498786.1	253104.8	996292.4
	占总价值比重(%)	14.9	5.0	15.5	9.9	5.0	17.4

表 3 中国受货币低估影响部门及其占因汇率扭曲国际价值转移总量比重 (1995-2009 年) (单位: %) <sup>1</sup>

	1995	1997	1999	2001	2003	2005	2007	2009
食品、饮料和烟草等	10.6	11.5	10.5	11.0	11.6	11.3	11.9	11.9
纺织业	9.1	8.6	9.2	10.0	10.0	10.2	9.0	9.0
基本金属和装配金属制造业	7.0	6.7	5.7	5.3	5.6	6.3	7.4	7.3
机器和设备租赁业和其他商业活	6.6	6.7	6.9	7.1	6.8	4.2	5.7	6.6
建筑业	5.8	5.7	6.4	6.5	6.5	6.3	6.1	6.9
电力和光学设备业	3.6	3.9	4.5	5.0	5.6	6.5	7.4	7.0
化工产业	3.9	4.1	4.2	4.3	4.7	5.2	5.6	5.5
交通运输设备业	3.6	3.3	3.6	3.8	4.8	4.6	4.7	4.8

分析表 4 数据可以得出, 汇率因素是包括中国在内一些发展中国家主要的国际价值转移渠道。除了中国外, 巴西等其他主要发展中国家, 汇率因素导致的国际价值转移额占总国际价值转移额比重及汇率因素导致国际价值转移额年增长率在 2007 年欧美金融危机后普遍有所下降。

需要说明的是, 尽管从数据上看, 汇率因素是中国等发展中国家最主要的国际价值转移机制, 但这并不意味着发展中国家通过提高本币直接汇率旧可以解决国际价值转移问题。恰恰相反, 货币低估是资本主义世界积累体制下不发达国家无奈之举。人民币等不发达国家货币不具有世界货币职能, 必须通过出口贸易的方式获得美元等国际货币。处于世界产业链条中低端的发展中国家产业部门在世界市场竞争中不得不依赖于低估货币促进出口, 即使这也

<sup>1</sup> 其他影响较小的产业部门未列入表中, 这些产业部门占因汇率扭曲国际价值转移总量比重在 1995-2009 年平均不足 4%, 部分年份数据未列出。

同时意味着被迫产生较大规模的国际价值转移。

表4 不同国家汇率因素国际价值转移量及其占总转移量比重(1995-2009年)

国家	中国	巴西	印度	墨西哥	土耳其	俄罗斯	
1995	汇率因素转移总量(百万美元)	702407.9	65838.4	250579.7	152633.1	117502.6	293777.9
	占总转移额比重(%)	80.4	71.2	80.5	74.0	71.3	74.4
1996	汇率因素转移总量(百万美元)	768776.8	55010.0	260581.4	174041.1	134698.2	208331.9
	占总转移额比重(%)	80.2	70.9	80.9	70.6	72.1	70.3
1997	汇率因素转移总量(百万美元)	927706.4	61352.7	286746.2	153360.3	176193.3	198751.8
	占总转移额比重(%)	80.0	72.6	81.1	67.5	73.8	70.1
1998	汇率因素转移总量(百万美元)	958704.8	65840.8	319229.8	165448.1	90595.5	253821.4
	占总转移额比重(%)	79.2	73.2	80.6	67.3	70.3	71.0
1999	汇率因素转移总量(百万美元)	1050628.6	134176.8	359996.1	154103.8	85644.9	497676.1
	占总转移额比重(%)	80.6	79.5	82.9	64.7	75.2	77.6
2000	汇率因素转移总量(百万美元)	1345613.6	156214.8	441365.2	149705.7	106107.3	556323.8
	占总转移额比重(%)	81.8	79.5	85.6	60.7	75.3	77.8
2001	汇率因素转移总量(百万美元)	1448560.7	221864.9	459650.1	120757.1	175698.9	500532.1
	占总转移额比重(%)	81.2	80.7	86.7	57.2	78.9	77.8
2002	汇率因素转移总量(百万美元)	1799397.3	286294.7	560549.7	123652.5	161309.2	503367.5
	占总转移额比重(%)	80.6	81.8	85.5	56.4	74.6	76.5
2003	汇率因素转移总量(百万美元)	2491699.6	317767.2	640207.0	172317.0	126096.0	560050.0
	占总转移额比重(%)	79.9	81.0	85.4	59.5	68.5	77.6
2004	汇率因素转移总量(百万美元)	3253158.7	361106.3	842227.4	216908.6	129315.1	519938.2
	占总转移额比重(%)	80.3	77.4	84.7	58.9	64.5	75.4
2005	汇率因素转移总量(百万美元)	4190060.8	304084.4	1015712.5	225731.2	111400.7	555778.2
	占总转移额比重(%)	80.9	75.0	85.4	57.8	61.3	75.4
2006	汇率因素转移总量(百万美元)	5278062.5	264791.4	1228700.4	225849.3	143074.4	653207.9
	占总转移额比重(%)	81.9	72.3	86.2	59.3	65.3	74.3
2007	汇率因素转移总量(百万美元)	5864557.6	222982.4	1267914.4	227449.8	130367.2	556456.1
	占总转移额比重(%)	81.0	69.1	86.2	57.7	62.3	72.0



2008	汇率因素转移总量(百万美元)	5419314.9	197800.4	1548075.1	245577.4	140559.4	648430.2
	占总转移额比重(%)	79.4	65.0	87.0	58.3	62.3	70.4
2009	汇率因素转移总量(百万美元)	4422965.0	160677.2	1418084.4	322466.8	175120.2	758300.1
	占总转移额比重(%)	78.6	63.9	86.0	64.7	69.2	76.1

从表 5 可以看出, 非汇率因素导致的价值转移对于不发达国家的影响差别较大。巴西、墨西哥等拉美国家在 1995-2009 年非汇率因素国际价值转移比重显著高于中国、印度等国家, 土耳其、俄罗斯在这一期间内非汇率因素国际价值转移额在总国际价值转移额中所占比重虽然低于巴西、墨西哥, 但是其年增长率呈增长趋势。2000-2003 年, 中国非汇率因素国家价值转移额年均增长率达 26%, 比 1995-1999 年高 15.5 个百分点。2004 年后, 非汇率因素国家价值转移额年增长率开始下降, 2007 年金融危机后, 中国非汇率因素导致的国际价值转移额年增长率下降趋势更为明显, 2009 年增长率为负值。这在一定程度上体现了中国企业在世界经济部门中竞争力逐渐提高的趋势。表 6 展示了受非汇率因素影响较大的产业部门, 食品、饮料、纺织业、批发贸易业往往被视作国际竞争性产业部门。为进一步说明这些产业部门发生价值转移的原因, 可以对 (8) 式进一步分解。

$$MEV - \frac{e_i^p Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} = \left( MEV - \frac{e_i^p Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}} \right) + \left( \frac{e_i^p Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}} - \frac{e_i^p Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} \right) \quad (11)$$

以  $V_{ij}^1$ 、 $V_{ij}^2$  代表  $\left( MEV - \frac{e_i^p Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}} \right) \left( \frac{X_{ij}}{Q_{ij}} \right) L_{ij}^h$ 、 $\left( \frac{e_i^p Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}} - \frac{e_i^p Y_{ij}^{nc}}{L_{ij}^h} \right) \left( \frac{X_{ij}}{Q_{ij}} \right) L_{ij}^h$  两种不同形式的差额,

分别表示因本国劳动力与世界平均劳动力生产率水平差异导致的价值转移和因本国劳动力与世界范围内同产业部门内平均劳动力生产率水平差异导致的价值转移转移量。需要说明的是, 根据马克思的劳动价值理论, 商品价值量由产业部门内社会必要劳动时间决定, 因而此处的  $V_{ij}^1$ 、 $V_{ij}^2$  仅仅表示个别劳动生产率与社会必要劳动生产率之间的关系, 并不是具有理论意义的价值转移量, 仅仅是以此来考察世界市场中不同产业部门的劳动生产率水平。具体测算结果如表 7 所示。

除个别年份外, 食品、饮料和烟草等、纺织业等产业部门的  $V_{ij}^1 > 0$ 、 $V_{ij}^2 > 0$ , 表明这些产业部门的国别劳动生产率低于世界平均劳动生产率和该产业部门世界平均劳动生产率。中国

医疗、批发贸易产业部门的  $V_{ij}^1 > 0$ 、 $V_{ij}^2 < 0$ ，表明这些产业部门的劳动生产率低于世界平均劳动生产率，但是高于该产业部门的世界平均劳动生产率。这在一定程度上说明，非汇率因素导致的国际价值转移既有产业劳动生产率较低的因素，也有发达国家产业部门垄断的因素。

表 5 不同国家非汇率因素国际价值转移量及其占总转移量比重（1995-2009 年）

	中国	巴西	印度	墨西哥	土耳其	俄罗斯	
1995	非汇率因素转移量(百万美元)	170917	26692	60728	53524	47285	100934
	占价值转移总量比重 (%)	19.6	28.8	19.5	26.0	28.7	25.6
1996	非汇率因素转移量(百万美元)	189233	22531	61408	72458	51999	87966
	占价值转移总量比重 (%)	19.8	29.1	19.1	29.4	27.9	29.7
1997	非汇率因素转移量(百万美元)	232251	23138	66825	73946	62436	84972
	占价值转移总量比重 (%)	20.0	27.4	18.9	32.5	26.2	29.9
1998	非汇率因素转移量(百万美元)	252323	24092	76785	80514	38252	103849
	占价值转移总量比重 (%)	20.8	26.8	19.4	32.7	29.7	29.0
1999	非汇率因素转移量(百万美元)	252788	34514	74007	83913	28283	143999
	占价值转移总量比重 (%)	19.4	20.5	17.1	35.3	24.8	22.4
2000	非汇率因素转移量(百万美元)	298625	40193	74484	96904	34745	158794
	占价值转移总量比重 (%)	18.2	20.5	14.4	39.3	24.7	22.2
2001	非汇率因素转移量(百万美元)	335423	52950	70424	90274	47049	143153
	占价值转移总量比重 (%)	18.8	19.3	13.3	42.8	21.1	22.2
2002	非汇率因素转移量(百万美元)	433869	63590	94894	95555	54940	154570
	占价值转移总量比重 (%)	19.4	18.2	14.5	43.6	25.4	23.5
2003	非汇率因素转移量(百万美元)	626763	74499	109332	117222	57912	162067
	占价值转移总量比重 (%)	20.1	19.0	14.6	40.5	31.5	22.4

2004	非汇率因素转移量(百万美元)	797166	105531	151759	151627	71154	169271
	占价值转移总量比重(%)	19.7	22.6	15.3	41.1	35.5	24.6
2005	非汇率因素转移量(百万美元)	988829	101135	174254	164790	70396	181323
	占价值转移总量比重(%)	19.1	25.0	14.6	42.2	38.7	24.6
2006	非汇率因素转移量(百万美元)	1165098	101479	196821	155129	75871	225770
	占价值转移总量比重(%)	18.1	27.7	13.8	40.7	34.7	25.7
2007	非汇率因素转移量(百万美元)	1371917	99714	203735	166969	78919	216317
	占价值转移总量比重(%)	19.0	30.9	13.8	42.3	37.7	28.0
2008	非汇率因素转移量(百万美元)	1406273	106402	230785	175508	84983	271984
	占价值转移总量比重(%)	20.6	35.0	13.0	41.7	37.7	29.6
2009	非汇率因素转移量(百万美元)	1204402	90923	230834	176319	77985	237992
	占价值转移总量比重(%)	21.4	36.1	14.0	35.3	30.8	23.9

表 6 非货币因素国际价值转移量占价值转移总量比重较高的中国产业部门(1995-2009 年)(单位:%)

	食品、饮料和烟草等	纺织业	批发贸易业	交通运输设备业
1995	27.8	22.9	12.3	7.2
1996	30.0	22.1	12.7	7.2
1997	29.7	23.3	13.4	6.1
1998	27.3	26.1	13.1	7.3
1999	29.2	27.7	14.5	7.2
2000	32.5	31.9	15.5	7.6
2001	35.7	32.1	16.4	7.5
2002	36.1	30.6	16.2	8.0
2003	36.8	31.0	15.7	9.0
2004	36.3	33.5	15.5	8.8
2005	37.8	34.8	10.6	8.8
2006	39.8	30.5	10.4	7.7
2007	39.7	28.3	15.2	8.5
2008	37.9	27.3	16.4	8.8
2009	36.8	26.1	16.8	8.9

表7 中国部分产业部门的国别产业生产率与世界产业平均劳动率、世界平均劳动生产率的比较

(1995-2009年)(单位:百万美元)

	食品、饮料和烟草等		纺织业		批发贸易		医疗	
	v1	v2	v1	v2	v1	v2	v1	v2
1995	34801	12698	40748	-1566	7604	-5003	16787	-4932
1996	34616	22160	41759	8	8470	-5565	18360	-5608
1997	43803	25231	50847	3293	10301	-6810	24106	-7414
1998	44663	24166	58818	7080	10615	-7064	27451	-8291
1999	43979	29778	58529	11383	11438	-7661	30993	-9507
2000	51828	45072	75767	19380	14483	-9575	44451	-12741
2001	58369	61213	91372	16193	16105	-10558	53206	-15038
2002	64247	92367	113972	18753	20299	-13087	73745	-19492
2003	59508	171421	164069	30381	27630	-17226	105656	-25707
2004	86550	202425	230867	36252	34811	-21156	139101	-32548
2005	147153	227000	289882	53785	90403	-49204	179667	-41012
2006	193447	270435	296632	59061	106970	-56982	230998	-47565
2007	185935	359187	317500	70692	61737	-35581	287361	-52853
2008	164908	367882	303162	80615	67709	-37669	309897	-52558
2009	138521	304614	247540	66361	57687	-31502	263463	-43324

## 五、结论

确如许多左翼学者所揭示那样,世界市场中不发达国家与发达国家之间存在着价值和财富的跨国转移。这种转移不是外在于资本主义竞争关系之外的“不等价交换”,而是包含在资本内在矛盾运动中,是当代资本积累体制的一部分。

对于发展中国家而言,最普遍的转移机制是脱钩黄金的世界信用货币体系。不发达国家的货币普遍被低估,在世界市场的商品交易、贸易投资过程中不得不经受发达国家的掠夺。世界货币体系之所以能够在资本积累逻辑内成为财富国际转移的机制,关键在于因资本激烈内在矛盾而产生的新资本主义生产方式。它以模块化、碎片化生产为基础,将生产环节在全球范围内进行切割、利用全球劳动力的分工协作,实现核心垄断部门对广大外围竞争性部门的控制和对世界劳动力的剥削。通过将大量标准化、竞争性的生产环节转移到不发达国家,发达国家的中心垄断资本一方面充分利用国际竞争部门的资本竞争所产生的结果——国际商品生产率提高、单位产品价值降低,以相对被高估的货币将这些海外生产的消费资料和基础生产资料以极低的价格从世界市场中购入本国。

除了货币高估的优势,发达国家内部的资本还可以利用全球分工的优势地位获得发展中国家生产的剩余价值。在后福特制积累体制下,发达国家货币资本向外投资、产品资本向内

流动的国际资本运动机制,与牙买加货币体系下由美元等发达国家的信用货币为世界市场提供流动性的货币制度安排非常一致、互相促进。前者的发展推动了世界货币市场、金融市场的繁荣,进一步巩固以发达国家信用货币为基础的世界货币体系,后者的发展反过来为发展中国家提供了大量投资机会和美元储备,促进发展中国家竞争性部门的不断扩大。去黄金化的世界货币体系、后福特制生产方式以及全球结构化分工体系相互嵌套,共同支撑发达国家中心资本的弹性积累体制,将广大的不发达国家越来越深入地卷入到资本主义全球化生产过程中,要求世界所有国家的资本都不得不遵循中心资本的积累逻辑。对于发展中国家而言,它们在参与越来越广泛的社会分工过程中,在不断扩大生产规模,在世界市场中扮演着越来越重要的角色的同时,却又面临越来越多样化的财富对外转移。随着社会分工程度的不断深化以及信息化技术的快速发展,越来越多的高度标准化、简单化的生产任务被中心资本分离出来,为不发达国家承接中心资本的投资和各种形式的委托生产提供了机会。这些生产任务对机器的要求比此前的生产方式要求更高,对工人技能的要求相对降低,曾经限制不发达国家发展的机器、厂房、技能不熟练和教育水平较低的工人在新的生产方式下不再是束缚,反而是吸引发达国家转移投资的重点,促进了不发达发展国家广泛参与社会分工。

不发达国家获得发展机会,既不意味着它们走上发达国家的发展之路,也不意味着可以免除在世界市场中被剥削和被掠夺的处境。世界市场中的国际价值转移在不发达国家与发达国家间加深贫富鸿沟的同时,也使无产阶级与资产阶级的贫富差距进一步扩大。随着不发达国家越来越深入地卷入资本主义世界市场中,发达国家的工人阶级不得不更加“顺从”地接受恶化的工作条件和更低的工资水平,国家内部的贫富差距也在扩大中。垄断资本控制的全球资本主义生产过程既在积累资本,也在积累反抗它自身的力量,这种力量来自于垄断资本自身的雇佣工人和不发达国家的庞大工人阶级。

参考文献

- [1] 阿明 (2017):《世界规模的积累》(杨明注等译),北京:社会科学文献出版社。
- [2] 冯金华 (2016):国别价值、国际价值和国际贸易,《世界经济》第10期。
- [3] 冯志轩 (2016):《不平等交换的历史动态:一个经验研究》,《政治经济学评论》第2期。
- [4] 胡涵钧 (1984):《国际价值、国际生产价格和国际垄断价格》,《世界经济》第11期。
- [5] 久保新一、中川信义 (2009):《国际贸易的理论问题》(张开玫、匡夙姿译),《经济资料译丛》第1期。
- [6] 李翀 (2007):《马克思主义国际生产价格理论的构建》,《马克思主义研究》第7期。
- [7] 刘吉瑞 (1983):《国际垄断价格是现代资本主义国际市场的价格基础——兼评“国际价值论”、“国际生产价格论”》,《经济问题探索》第11期。
- [8] 逯建、顾芹 (2011):《论“国际价值”的实体性和伦理意义》,《当代财经》第8期。
- [9] 马克思 (2004):《资本论》(第一卷),北京:人民出版社。
- [10] 马克思、恩格斯 (2009):《资本论》(第三卷),北京:人民出版社,第169页。
- [11] 曼德尔 (1983):《晚期资本主义》(马清文译),哈尔滨:黑龙江人民出版社。
- [12] 斯威齐 (2006):《资本主义发展论》(陈观烈等译),北京:商务印书馆,第289页。
- [13] 伊曼纽尔 (1988):《不平等交换:对帝国主义贸易的研究》(汪尧田等译),北京:中国对外经济贸易出版社。
- [14] 余芳东 (2015):《世界银行2011年国际比较项目方法、结果及局限》,《统计研究》第1期。
- [15] 中川信义、张开玫、任力 (2003):《国际价值论的若干理论问题》,《经济学动态》第11期。
- [16] Elmas, F. “World-Systems Analysis and Unequal Exchange: The Turkish Economy during the Trade and Financial Liberalization Process.” *International Journal of Economic Perspectives*, 2009, 3 (3), pp.159-165.
- [17] Gibson, B. “Unequal Exchange: Theoretical Issues and Empirical Findings.” *Review of Radical Political Economics*, 1980, 3, pp. 15-55.
- [18] Harman, C. “Analysing Imperialism”, *International Socialist*, 2003, 99(2), pp.3-81.
- [19] Higginbottom, A. “Imperialist Rent in Practice and Theory.” *Globalizations*, 2014, 1, pp.23-33.
- [20] King, S. “Lenin's Theory of Imperialism: A Defence of Its Relevance in the 21st Century.” *Review of International Political Economy*, 2004, 8(4).
- [21] Köhler, G. “The Structure of Global Money and World Tables of Unequal Exchange.” *Journal of World-Systems Research*, 2015,4 (2), pp. 145-168.
- [22] Matsuk, K. “The Marxian Theory of International Value.” *Kyoto University Economy Review*. 1970, 2, pp.1-17.
- [23] Reich, Utz-Peter. “Inequality in Exchange: The Use of a World Trade Flow Table for Analyzing the International Economy.” *Economic Systems Research*, 2007, 19(4), pp.375-395.
- [24] Ricci, A. “Unequal Exchange in the Age of Globalization.” *Review of Radical Political Economics*, 2019, 2, pp.225-245.
- [25] Shaikh, A. “The Laws of International Exchange,” in Edward J. Nell, eds., *Growth, Profits and Property: Essays in the Revival of Political Economy*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [26] Shaikh, A. and Tonak, E. A. *Measuring the Wealth of Nations: The Political Economy of National Accounts*. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1994.
- [27] Smith, J. “Imperialism and the Law of Value”, *Global Discourse*, 2011, 2(1), pp.2-36.
- [28] Smith, J. *Imperialism in the Twenty-First Century-Globalization, Super-Exploitation, and Capitalism's Final Crisis*, NY: Monthly Review Press, 2016.

[29] Steinfeld, E. *Playing Our Game: Why China's Rise Doesn't Threaten the West*. NY: Oxford University Press, 2010.

[30] Tsaliki, P ; Paraskevopoulou, C and Tsoulfidis, L. "Unequal Exchange and Absolute Cost Advantage: Evidence from the Trade between Greece and Germany. " *Cambridge Journal of Economics* , 2017,4, pp.1043-1086.

[31] UNCTAD: World Investment Report 2011, 2012, [https://unctad.org/en/PublicationsLibrary/wir2011\\_en.pdf](https://unctad.org/en/PublicationsLibrary/wir2011_en.pdf)

[32] Webber, M J and Foot, S P., "The Measurement of Unequal Exchange." *Environment and Planning A*, 1984, 16(7), 927-947.

# Currency Undervaluation, Global Labor Division and International Value Transfer: Theory and the Case of China

**Zhao Min**

**Abstract:** This paper constructs an international value transfer model composed of exchange rate factors and non-exchange rate factors, by integrating international value transfer mechanisms such as currency undervaluation, international technology differences and transnational capital monopoly into one theoretical framework. Theoretical research shows that in the post-Fordism accumulation system, the sovereign currency of a country serving as the world money draw the developing countries into the capital accumulation logic of the world currency issuer to participate in the international division of labor under this logic. In the global division of labor system dominated by the capital of the world money issuing countries, currency undervaluation and the commodity exchange between developed and developing countries based on the structured division of labor system have become the main mechanism for the external value transfer of undervalued countries. The calculation results based on China's data from 1995 to 2009 shows that there is a massive magnitude of external value transfer from China in the world market, where RMB undervaluation is the main mechanism.

**Keywords:** international value, world money, post-Fordism accumulation system, organic composition of capital



# 双支柱下的货币政策与宏观审慎政策效应

## ——基于银行风险承担的视角<sup>1</sup>

马 勇<sup>2</sup> 姚 驰<sup>3</sup>

**【摘要】**本文基于有限责任制下银行风险承担行为的理论模型,分析了双支柱框架下的货币政策和宏观审慎政策的调控效应。理论分析表明:货币政策的放松刺激了银行的风险偏好,导致银行部门总体风险水平的上升;相反,以资本约束和杠杆率监管为代表的宏观审慎政策能够有效抑制银行的过度风险承担。并且,货币政策与宏观审慎政策存在相互作用,一方面,宏观审慎监管能够部分抵消货币政策的银行风险承担渠道的影响;另一方面,货币政策的放松恶化了宏观审慎监管所面临的权衡。在此基础上,本文基于我国 69 家商业银行 2009-2018 年的面板数据,对理论模型的结论进行了检验。实证结果表明:首先,货币政策的银行风险承担渠道得到了经验数据的支持,并且这一影响存在显著的关于银行资本水平的门槛效应。其次,宽松货币政策下,银行资本水平的门槛值有所上升;而较为严格的宏观审慎监管则降低了门槛值。并且,宏观审慎监管不仅直接降低了银行风险,而且有效抑制了银行在宽松货币政策下的过度风险承担。最后,货币政策影响银行风险承担的门槛效应在不同性质的银行中存在差异,相比于国有和股份制商业银行,城市和农村商业银行的风险承担行为对货币政策更为敏感。

**【关键词】**双支柱框架; 货币政策; 宏观审慎政策; 银行风险承担

### 一、引言与文献综述

2008 年的金融危机暴露出货币政策在应对系统性金融风险和维护金融稳定上的缺陷,许多学者更是将此次金融危机的爆发归咎于长期低利率政策下的风险累积。在对现有政策框架的反思中,宏观审慎政策的重要性和关注度顺势提升。不同于货币政策的主要目标在于维持价格稳定,宏观审慎政策主要针对的是防范系统性金融风险、维护金融稳定。因此,理论而言,货币政策和宏观审慎政策的合理搭配,有助于解决单一政策的多目标困境。正因如此,包含货币政策和宏观审慎政策的新型政策框架,在维护金融稳定方面被寄予了厚望,各国相

<sup>1</sup> 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文,论文编号: IMI Working Papers No.2120。

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

<sup>3</sup> 姚驰,中国人民大学财政金融学院。

继推出一系列宏观审慎政策工具，以期发挥宏观审慎政策对于货币政策风险外溢效应的补充作用。我国也在这方面进行了积极的探索和实践，并且，党的十九大报告明确提出，要“健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架”。因此，在防范化解系统性金融风险的背景下，对我国商业银行在双支柱调控框架下的风险承担行为进行研究，有助于厘清货币政策对银行风险的影响机制，理解宏观审慎监管在这一影响过程中所起的作用，从而为我国健全双支柱调控框架、维护金融稳定提供一定的理论依据和实践指导。

自 Borio 和 Zhu (2008) 首次明确提出货币政策的银行风险承担渠道以来，这一传导机制引发了学界的广泛讨论，学者们从不同角度对这一效应进行了解释。总体来看，宽松货币政策导致银行风险上升的影响机制主要有以下四个方面：一是估值、收入与现金流效应。这一效应指的是，利率的降低会推动资产和抵押品价值的提高，从而带动银行收入和利润的增加。然而，这也影响了银行对违约率以及违约损失率等的识别，导致银行风险感知度的下降和风险容忍度的上升 (Adrian and Shin, 2010)。二是利益追逐效应 (search for yield)。这一效应主要是由于市场利率与粘性目标收益率之间的矛盾所导致的。在利率较高时，银行可以通过投资安全性资产达到目标收益率的要求；然而，在利率较低时，由于契约制度和“货币幻觉”等导致的收益率的粘性，迫使银行转向高风险资产以达到预期的目标收益率 (Rajan, 2006)。三是杠杆效应。利率的下降使得银行持有资本的收益下降，并且，在受到外部冲击时，银行会优先调整资产规模而非改变股权加以应对 (Adrian and Shin, 2009)，因此，利率的降低导致了银行风险资产规模的增加和杠杆率的上升。四是央行沟通与反应函数。央行货币政策的透明度以及可预测性的提高可以降低不确定性，提高银行资产定价和负债能力 (Blinder et al., 2008)，然而，在长期宽松货币政策下，这将导致银行风险承担的动机增强 (Borio and Zhu, 2008)。同时，商业银行对央行在危机时采取救助措施的预期也会形成保险效应 (insurance effect)，加强了银行过度风险承担的动机 (Farhi and Tirole, 2012)。上述效应都表明宽松货币政策会导致银行风险的上升，但是，也有学者提出了不同的观点。De Nicolò 等 (2010) 指出，宽松货币政策带来的利润上升提高了银行的特许权价值，从而有助于降低银行的道德风险，使得银行风险承担下降。同时，在信息不对称和有限责任制度下，政策利率会通过银行资产负债表的负债方产生风险转移效应 (Dell' Ariccia et al., 2010)。这一效应可表述为，政策利率的降低导致存款利率下降，银行的债务成本降低，而当这一影响只是部分传导到贷款利率时，银行的利润上升，利益追逐效应减弱，特许权价值提高，道德风险下降，从而减弱了银行风险承担的动机。

部分学者构建理论模型对货币政策的银行风险承担渠道展开了具体研究。例如，Dell'

Ariccia 等 (2010) 以银行监督的努力程度作为银行风险的衡量标准, 分析了有限责任下货币政策对银行风险承担的影响, 指出在银行可以调整自身资本结构的情况下, 宽松的货币政策会导致银行杠杆率的提高和监督努力程度的降低, 即银行风险承担上升。然而, 当银行拥有固定的资本结构时, 货币政策对银行风险承担的影响取决于银行的资本水平。Challe 等 (2013) 基于金融机构资产组合相关性的视角, 分析得到利率的降低会导致非审慎金融中介数量的增加, 从而导致系统性风险的上升。Angeloni 等 (2015) 通过内生银行对资本结构和风险的选择, 构建 DSGE 模型进行研究发现, 扩张性的货币政策会导致银行杠杆率的上升和风险的增加, 在稳态下, 银行风险的上升又会反过来导致资产价格波动加剧和均衡产出下降。金融危机后, 随着宏观审慎政策的重视度提升, 部分学者也将宏观审慎纳入理论模型开展了相关研究。其中, Valencia (2014) 在动态模型下分析了不同条件下政策利率对银行风险承担的影响, 提出资本金要求和贷款价值比上限等宏观审慎政策工具有利于降低银行过度风险承担的激励。Taylor 和 Zilberman (2016) 基于包含宏观审慎工具的 DSGE 模型进行研究发现, 在信贷冲击下, 相比于货币政策, 逆周期监管在维护价格稳定、金融稳定和宏观稳定等方面更为有效; 然而, 在供给冲击下, 宏观审慎监管与抗通胀政策的组合是最优的选择。Agur 和 Demertzis (2019) 研究发现, 受制于维护金融稳定和维持信贷规模之间的权衡, 监管机构所采取的宏观审慎监管无法完全抵消货币政策的银行风险承担渠道的影响, 从而指出, 即使宏观审慎监管能够起到抑制金融风险的作用, 货币政策也依旧会影响金融稳定。

近年来, 更多学者基于实证研究, 试图为货币政策的银行风险承担渠道提供经验数据的支持。其中, Altunbas 等 (2010, 2012) 基于美国和欧元区上市银行资产负债表的季度数据, 对货币政策的银行风险承担渠道进行了验证, 发现低利率导致了银行风险的增加。Jiménez 等 (2014) 采用两阶段模型进行研究发现, 较低的利率会使得资本水平较低的银行审批通过更多具有较高事前风险的公司的贷款申请, 同时会以较低的抵押要求向这些公司授予更大的贷款额度, 然而, 这些贷款的事后违约可能性也更高。与之类似, Maddaloni 和 Peydró (2011) 通过对银行贷款标准进行研究也得到, 较低的短期政策利率使得银行对家庭和企业的贷款标准降低。Ngambou Djatche (2019) 考虑了货币政策风险承担渠道的非线性影响, 发现低利率对银行风险行为的影响取决于先前的货币制度, 即货币政策利率与泰勒规则的偏离。基于美联储商业贷款的调查数据, Buch 等 (2014) 采用因子增强向量自回归模型、Paligorova 和 Santos (2017) 从企业贷款定价的角度、Dell'Ariccia 等 (2017) 针对企业贷款内部评级的研究均得到银行风险承担与利率之间显著的负相关关系。此外, Gambacorta (2009)、Gaggi 和 Valderrama (2010)、Ioannidou 等 (2015)、Chen 等 (2017) 等基于不同国家和地区的实

证研究也证实了货币政策的银行风险承担渠道的存在。同时，部分研究也考虑了银行特征的影响。例如，Delis 和 Kouretas（2011）研究发现，利率对银行风险的影响在权益资本较高的银行中有所减弱，而在表外项目较高的银行中则有所加强。Drakos 等（2016）基于中东欧国家的研究发现，外资银行在低利率环境下拥有更高的过度风险承担的激励。也有学者关注了宏观审慎政策对银行行为的影响。其中，Lim 等（2011）对不同宏观审慎工具的有效性进行了较为全面的实证研究，发现贷款价值比上限、动态拨备率等大多数宏观审慎工具在缓解信贷和杠杆率的顺周期上有显著效果，同时在限制期限错配上也发挥了作用。Claessens 等（2013）基于跨国面板数据的研究也得到了类似的结论。Jiménez 等（2017）研究了宏观审慎政策在西班牙的实施效果，发现逆周期资本缓冲有助于平滑信贷周期，并且对企业在经济下行时期的贷款可得性具有积极作用。此外，在双支柱调控愈发受到重视的背景下，也有研究比较了货币政策和宏观审慎政策实施效果的差异以及相互作用。Zdzienicka 等（2015）的研究表明，货币政策和宏观审慎政策都会显著影响金融稳定，但是货币政策的影响更加持久；相反，宏观审慎工具的作用则更为直接，但是作用的持续时间通常也更短。Klingelhöfer 和 Sun（2019）基于 VAR 模型的实证研究表明，作为货币政策的补充，宏观审慎政策能够抵消宽松货币政策造成的金融脆弱性的累积。

国内研究方面，江曙霞和陈玉婵（2012）在 Dell' Ariccia 等（2010）构建的 DLM 模型的基础上，引入存款准备金率考察了货币政策对银行风险承担的影响，发现货币政策的银行风险承担渠道效应受到银行资本水平的影响。同样基于 DLM 模型，邓向荣和张嘉明（2018）指出货币政策在直接影响银行流动性创造的同时，也会通过银行风险承担的中介作用对银行流动性创造产生影响。张雪兰和何德旭（2012）基于中国银行业的实证研究发现，货币政策立场对银行风险承担存在显著影响，并且，这一影响效应会受到市场结构和银行资产负债表特征的影响。金鹏辉等（2014）研究发现，宽松货币政策导致银行风险资产的增加和贷款审批条件的降低，鼓励了银行的风险承担，同时指出，我国货币政策对银行风险承担的影响体现在银行的资产选择上，而非银行的负债选择。此外，徐明东和陈学彬（2012）、张强等（2013）、牛晓健和裘翔（2013）基于中国商业银行的实证研究均支持了货币政策的银行风险承担渠道的存在。在对宏观审慎政策有效性的研究方面，邹传伟（2013）的研究表明，《BaselIII》提出的逆周期资本缓冲能够降低银行的破产概率，同时也能起到抑制信贷供给顺周期性的作用。方意（2016）的研究表明，钉住贷款价值比、产出存贷比、信贷存贷比的宏观审慎政策是有效的，并且进一步指出，钉住目标和监管对象的一致性宏观审慎政策有效的前提。马勇和姚驰（2017）基于中国商业银行的面板数据研究得到，监管压力能够促使银行增加资本缓冲、

降低风险资产规模,支持了宏观审慎政策的有效性。在货币政策和宏观审慎政策的协调方面,马勇和陈雨露(2013)通过构建一个包含内生性金融体系的 DSGE 模型研究得到,基于宏观审慎的货币政策、信贷政策和金融监管之间的合理搭配使用,能够降低单一政策的多目标困境,有助于实现金融稳定的政策目标。王爱俭和王璟怡(2014)同样使用 DSGE 模型分析得到,逆周期资本缓冲能够发挥维护金融稳定的作用,并且,宏观审慎政策能够对货币政策起到辅助作用,特别是在受到金融冲击时,这一作用最为明显。范从来和高洁超(2018)则对银行资本监管与货币政策的最优配合问题进行了研究,发现货币政策与银行资本监管两者力度的高低搭配能够降低福利损失,然而,两者力度的双高搭配则会导致福利损失的最大化。

从已有文献的梳理可以发现,货币政策的银行风险承担渠道得到了大多数实证研究的支持,部分宏观审慎政策工具的有效性也得到了验证。然而,现有研究对于银行资本水平在货币政策的银行风险承担渠道中所起的作用缺乏足够的关注,并且,关于双支柱调控框架下宏观审慎政策对这一传导渠道的影响的研究更为匮乏。在信息不对称和有限责任制度下,银行资本水平的提高可以减轻道德风险,因而对银行风险承担行为有着显著影响。同时,在金融危机后,宏观审慎政策工具的种类和应用愈加丰富,被视为防范系统性金融风险的重要手段,双支柱调控框架也在维护金融稳定上被寄予厚望。

有鉴于此,本文尝试通过对有限责任制下的银行风险承担行为进行理论建模,分析双支柱调控框架下货币政策和宏观审慎政策对银行风险承担的影响,并且基于经验数据对理论模型得到的结论加以实证检验。较之已有文献,本文可能的“边际贡献”主要表现在以下几个基本方面:(1)通过对有限责任制下具有不同资本水平银行的风险资产选择行为进行理论建模,分析货币政策和宏观审慎政策对银行风险承担行为的影响;(2)在货币政策和宏观审慎政策各自对银行风险承担影响的理论分析基础上,进一步考察双支柱调控框架下货币政策和宏观审慎政策在影响银行风险上的相互作用;(3)基于面板门槛回归模型,对理论模型得到的结论进行实证检验,在考察货币政策对银行风险承担关于银行资本水平的门槛效应基础上,通过对货币政策环境和宏观审慎政策环境进行区分,进一步考察货币政策和宏观审慎政策对这一门槛效应的影响;(4)通过在实证模型中引入货币政策和宏观审慎政策的交互项,实证分析双支柱调控框架下货币政策和宏观审慎政策的相互作用;(5)通过对银行性质加以区分,考察货币政策对银行风险承担的非线性影响在不同性质银行间的差异性。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分介绍模型的基本设定,构建银行风险承担行为的基准模型,并且在这一理论模型框架下,分析双支柱调控框架下货币政策和宏观审慎政策

对银行风险承担行为的影响；第三部分进行实证分析，基于中国商业银行的面板数据对理论模型得到的结论加以验证；第四部分进行总结，并提出简要的政策启示。

## 二、理论模型

参考已有文献的基本设定（Acharya, 2009; Challe et al., 2013），本文基于有限责任制和信息不对称的假定，构建理论模型分析双支柱框架下货币政策和宏观审慎政策对银行风险承担行为的影响。较之已有模型，本文的模型具有以下几个方面的不同：（1）对银行风险承担行为的刻画不仅仅是风险资产相对安全资产的选择，而且同时考虑银行对资产组合的风险水平的偏好；（2）假定银行具有不同的资本水平，从而分析银行资本变化对相关政策效应的影响；（3）假定在信息不对称条件下，存款人无法辨别银行的风险偏好，进而考察在有限责任制下，具有不同资本水平的银行在风险资产选择上的行为差异。

基于上述模型框架，本部分首先分析以利率和准备金率为代表的货币政策变化对银行风险承担行为的影响。然后，基于资本约束和杠杆率监管探讨宏观审慎政策对货币政策的银行风险承担渠道的影响。在此基础上，本文进一步考察基于双支柱框架的货币政策和宏观审慎政策在银行风险承担机制方面的相互作用。

### （一）银行风险承担行为的理论建模

#### 1. 模型的基本设定

模型中存在两类具有代表性的市场主体：银行和存款人，假定都是风险中性的。参考 Allen 和 Gale（2000）、Acharya（2009）等的假设，信息不对称和资产管理能力的差异等因素导致市场分割的存在，因此，只有银行能够进入市场进行投资，而存款人只能将资金提供给银行。市场上同时存在无风险资产和一系列风险资产，其中，无风险资产对所有银行是同质的，完全竞争下，无风险资产的收益率即为资本的边际产出，因此，在均衡状态下， $R_s = f'(x_s^*) = r / (1 - \delta)$ ，其中， $x_s^*$  为银行投资无风险资产的总和， $f(x_s)$  为规模报酬递减的生产函数，满足  $f'(x_s) > 0$ ， $f''(x_s) < 0$ ， $f'(0) = \infty$ ， $f'(\infty) = 0$ 。风险资产包含一系列不同风险水平  $p_i$  和收益率  $R_i$  的各类资产，为了便于阐述且不失一般性，将银行对风险资产的偏好概括为低风险资产组合  $x_1$  和高风险资产组合  $x_2$ ，两者预期收益率相同，区别在于风险水平的高低。假定低风险资产  $x_1$  以  $p_1$  的概率成功，收益率为  $R_1$ ；高风险资产  $x_2$  以  $p_2$  的概率成功，收益率为  $R_2$ 。一般而言，高风险资产组合的预期回报率高，但是成功率低；与之相比，低风险资产组合的预期回报率相对较低，但是成功率更高，即满足： $p_1 > p_2$ ， $R_1 < R_2$ ， $p_1 R_1 = p_2 R_2$ 。

在给定的存款利率  $r$ 、准备金率  $\delta$  和初始权益资本  $e$  下, 银行通过吸收存款  $d$ , 投资于无风险资产  $x_s$  和风险资产  $x_r$ 。因此, 银行的资产负债表可写为:

$$x_s + x_r = e + d(1 - \delta) \quad (1)$$

同时, 银行风险资产的管理成本为  $c(x_r)$ , 参考已有文献 (Allen and Gale, 2000; Acharya, 2009), 假定这一成本函数为递增的凸函数, 即满足  $c'(x_r) > 0$ ,  $c''(x_r) > 0$ 。这一假定限制了银行过多持有风险资产的规模, 为了便于阐述, 参照 Challe 等 (2013) 的设定, 本文在模型构建时也采用如下形式的二次函数:

$$c(x_r) = \frac{x_r^2}{2\theta}, \theta > 0 \quad (2)$$

基于上述模型设定, 可以得到银行的预期收益为:

$$V(e) = \max_{x_r, x_s, d} \left\{ p_r \left[ \frac{re}{1-\delta} + x_r \left( R_r - \frac{r}{1-\delta} \right) + x_s \left( R_s - \frac{r}{1-\delta} \right) \right] - \frac{x_r^2}{2\theta}, 0 \right\} \quad (3)$$

## 2. 银行风险资产的选择

(1) 审慎经营的银行。审慎经营的银行在无风险资产之外, 选择投资于低风险资产组合, 以控制风险水平、降低破产概率。因此, 审慎银行的目标函数可写为:

$$V_1(e) = \max_{x, d} p_1 \left[ \frac{re}{1-\delta} + x_1 \left( R_1 - \frac{r}{1-\delta} \right) + x_s \left( R_s - \frac{r}{1-\delta} \right) \right] - \frac{x_1^2}{2\theta} \quad (4)$$

通过对上式求解, 可以得到审慎银行选择的低风险资产规模和杠杆率水平为:

$$x_1^* = \theta p_1 \left( R_1 - \frac{r}{1-\delta} \right) \quad (5)$$

$$d_1^* = \frac{1}{1-\delta} \left[ \theta p_1 \left( R_1 - \frac{r}{1-\delta} \right) + x_s^* - e \right] \quad (6)$$

(2) 非审慎经营的银行。非审慎经营的银行偏好投机性资产, 即选择高风险资产组合, 以最大化其在投资成功时的收益。因此, 非审慎银行的目标函数为:

$$V_2(e) = \max_{x, d} p_2 \left[ \frac{re}{1-\delta} + x_2 \left( R_2 - \frac{r}{1-\delta} \right) + x_s \left( R_s - \frac{r}{1-\delta} \right) \right] - \frac{x_2^2}{2\theta} \quad (7)$$

由上式可求解得到非审慎选择的高风险资产规模和杠杆率水平为:

$$x_2^* = \theta p_2 \left( R_2 - \frac{r}{1-\delta} \right) \quad (8)$$

$$d_2^* = \frac{1}{1-\delta} \left[ \theta p_2 \left( R_2 - \frac{r}{1-\delta} \right) + x_s^* - e \right] \quad (9)$$

(3) 银行的经营决策。通过不同风险水平的资产组合下银行预期收益的比较, 可以得到有限责任制下银行选择审慎经营的条件。分别将审慎银行和非审慎银行的最优资产规模代入预期收益函数可得:

$$V_1^*(e) = \frac{p_1 r e}{1-\delta} + \frac{\theta}{2} [p_1 (R_1 - \frac{r}{1-\delta})]^2 \quad (10)$$

$$V_2^*(e) = \frac{p_2 r e}{1-\delta} + \frac{\theta}{2} [p_2 (R_2 - \frac{r}{1-\delta})]^2 \quad (11)$$

其中， $V_1^*(e)$  和  $V_2^*(e)$  分别表示审慎和非审慎经营的银行的预期收益。从式（10）和式（11）的比较来看，两者反映了银行资本水平、利率和准备金率对银行资产选择和预期收益的影响。式（11）右边第一项  $\frac{p_2 r e}{1-\delta}$  小于式（10）右边第一项  $\frac{p_1 r e}{1-\delta}$ ，表明非审慎经营的银行面临更大的失去权益资本的风险（ $1-p_2$ ），从而导致初始权益资本的预期效用降低。然而，式（11）右边第二项  $\frac{\theta}{2} [p_2 (R_2 - \frac{r}{1-\delta})]^2$  要大于式（10）右边第二项  $\frac{\theta}{2} [p_1 (R_1 - \frac{r}{1-\delta})]^2$ 。这是因为，选择非审慎经营的银行持有较大规模的高风险资产，从而在投资成功时能够获得更高的收益，因此使得其事前效用得以增加。这两个效应之间的权衡就决定了银行在审慎经营和非审慎经营之间的决策。如图 1 所示，当  $V_2^*(e)$  曲线位于  $V_1^*(e)$  曲线上方时，银行选择非审慎经营，即投资高风险资产组合；反之，银行选择审慎经营，即持有低风险资产组合。

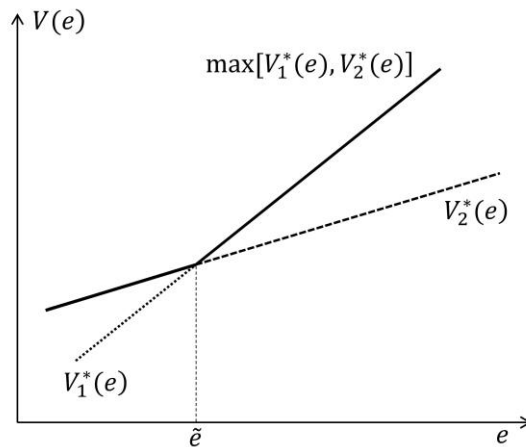


图 1 不同资本水平银行的经营决策

通过式（10）和式（11）的比较，可以进一步得到银行选择审慎经营的条件。当  $V_1^*(e) < V_2^*(e)$  时，银行的资本水平满足以下条件：

$$e < \bar{e} = \frac{\theta p_2^2 (R_2 - \frac{r}{1-\delta})^2 - \theta p_1^2 (R_1 - \frac{r}{1-\delta})^2}{2(p_1 - p_2)r / (1-\delta)} = \theta [p_1 R_1 - \frac{(p_1 + p_2)r}{2(1-\delta)}] \quad (12)$$

上式意味着，对于资本水平低于临界值的银行，在有限责任制下，其在投资失败时自身承担的损失相对较少，大部分损失转嫁给了存款人，因此，银行将会选择非审慎经营，投资于高风险的资产组合。反之，对于资本水平高于临界值的银行，其在投资失败时自身将承担更高的损失，因此，为了降低自身权益资本损失的风险，银行选择审慎经营，持有低风险资



产组合。

通过对银行权益资本的分布进行假定, 可以进一步得到整个银行部门中选择非审慎经营银行的比例。假定银行资本分布的密度函数为  $f(e; \varepsilon)$ , 累计分布函数为  $F(e; \varepsilon)$ , 其中,  $\varepsilon$  指定密度函数的位置,  $\varepsilon$  的增加伴随着密度函数的右移, 因此满足  $F_\varepsilon(e; \varepsilon) < 0$ 。将银行数量标准化为 1, 可得  $F(e_{\max}; \varepsilon) = 1$ 。此时, 银行部门总的资本水平为:

$$E = \int_0^{e_{\max}} e f(e; \varepsilon) de \quad (13)$$

银行部门中选择非审慎经营银行的比例为:

$$g(r; \delta; \varepsilon) = \int_0^{B_0} e f(e; \varepsilon) de = F(B_0; \varepsilon) \quad (14)$$

### 3. 信贷市场均衡

(1) 资金需求。对审慎银行和非审慎银行的资金需求进行加总, 可得银行部门的总资金需求为:

$$B^d = \int_0^{B_0} d_2^*(e) f(e; \varepsilon) de + \int_{B_0}^{e_{\max}} d_1^*(e) f(e; \varepsilon) de \quad (15)$$

将式 (6) 和式 (9) 代入上式, 整理得:

$$B^d = \frac{\theta}{1-\delta} \left\{ p_1 \left( R_1 - \frac{r}{1-\delta} \right) + \left[ p_2 \left( R_2 - \frac{r}{1-\delta} \right) - p_1 \left( R_1 - \frac{r}{1-\delta} \right) \right] g(r; \delta; \varepsilon) \right\} + \frac{x_s^*}{1-\delta} - \frac{E}{1-\delta} \quad (16)$$

上式关于利率  $r$  求导可得:

$$\frac{\partial B^d}{\partial r} = -\frac{1}{1-\delta} \left\{ \frac{1}{1-\delta} \theta p_1 [1 - g(r; \delta; \varepsilon)] + \frac{1}{1-\delta} \theta p_2 g(r; \delta; \varepsilon) - \theta \left[ p_2 \left( R_2 - \frac{r}{1-\delta} \right) - p_1 \left( R_1 - \frac{r}{1-\delta} \right) \right] g_r(r; \delta; \varepsilon) - \frac{\partial x_s^*}{\partial r} \right\} < 0 \quad (17)$$

式 (17) 表明资金需求  $B^d$  是关于利率  $r$  的减函数, 即利率越高, 银行资金需求越少。一方面, 由式 (6) 和式 (9) 可知, 利率的上升使得审慎银行和非审慎银行的杠杆率都出现下降; 另一方面, 利率的上升使得位于临界值附近的银行由非审慎经营转向审慎经营, 其杠杆率发生了不连续的降低。在上述两个因素的共同作用下, 利率的上升导致银行部门整体的资金需求下降。

(2) 资金供给。参考 Challe 等 (2013) 的设定, 假设存款人的收入为  $w$ , 最大化预期效用  $u(c_1) + c_2$ ,  $c_1$ 、 $c_2$  分别为当期和下一期的消费,  $u(\cdot)$  为递增的凹函数。在存款的预期回报率  $\rho$  下, 存款人选择存款数量以最大化预期效用, 则有:

$$B^s(\rho; w) = \arg \max u(c_1) + c_2 \quad (18) \\ \text{s.t. } c_1 = w - B, c_2 = \rho B$$

求解得到资金供给为:

$$B^s(\rho; w) = w - u^{-1}(\rho) \quad (19)$$

上式分别关于  $\rho$  和  $w$  求导可得：

$$\frac{\partial B^s}{\partial \rho} > 0, \quad \frac{\partial B^s}{\partial w} > 0 \quad (20)$$

存款的预期回报率  $\rho$  不仅取决于基准利率，银行部门的总体风险水平也决定了存款的预期回报率。因此， $\rho$  可写为：

$$\rho(r; \delta; \varepsilon) = p_1 r [1 - g(r; \delta; \varepsilon)] + p_2 r g(r; \delta; \varepsilon) \quad (21)$$

上式对利率  $r$  求导可得：

$$\frac{\partial \rho(r; \delta; \varepsilon)}{\partial r} = p_1 [1 - g(r; \delta; \varepsilon)] + p_2 g(r; \delta; \varepsilon) - (p_1 - p_2) r g_r(r; \delta; \varepsilon) > 0 \quad (22)$$

结合式 (20)，可得  $\partial B^s / \partial r > 0$ ，说明资金供给  $B^s$  是关于利率  $r$  的增函数，即利率越高，资金供给越多。这是因为，存款利率的升高不仅直接提高了存款人在银行未违约时的回报，也降低了非审慎银行的比例，使得银行部门整体违约率的下降，从而提高了存款的预期回报率。因此，利率的上升带来了资金供给的增加。

(3) 市场出清。在均衡状态时，银行部门的总资金需求等于存款人的总资金供给，由此可得市场出清的条件为：

$$B^d(r; \delta; \varepsilon) = B^s(\rho(r; \delta; \varepsilon), w) \quad (23)$$

资金需求  $B^d(r; \delta; \varepsilon)$  是利率  $r$  的减函数，资金供给  $B^s(\rho(r; \delta; \varepsilon), w)$  是利率  $r$  的增函数，因此，存在唯一的均衡利率使得市场出清。为保证均衡利率  $r \in (0, p_1 R_1 (1 - \delta))$  存在，需同时假定资金供给和需求函数满足：

$$B^s(\rho(0; \delta; \varepsilon), w) < B^d(0; \delta; \varepsilon) \quad (24)$$

$$B^s(\rho(p_1 R_1 (1 - \delta); \delta; \varepsilon), w) > B^d(p_1 R_1 (1 - \delta); \delta; \varepsilon) \quad (25)$$

## (二) 货币政策对银行风险承担行为的影响

### 1. 利率的影响

根据本文构建的理论模型，利率通过两个方面对银行的风险承担行为产生影响。首先，由式 (5)、式 (8) 可以看到，利率的降低使得银行增加了对风险资产的需求，式 (6)、式 (9) 也表明，利率的降低导致了银行杠杆率的上升。其次，式 (12) 和式 (14) 关于利率求导可得：

$$\frac{\partial \theta}{\partial r} = -\frac{\theta(p_1 + p_2)}{2(1 - \delta)} < 0 \quad (26)$$

$$\frac{\partial g(r; \delta; \varepsilon)}{\partial r} = f(\theta_0 \varepsilon) \frac{\partial \theta_0}{\partial r} < 0 \quad (27)$$

式(26)表明, 资本水平的临界值  $\theta_0$  是关于利率  $r$  的减函数, 即利率越低, 资本水平的临界值越高。式(27)式也表明利率的降低使得银行部门中选择非审慎经营的银行比例增加, 从而导致银行部门总体风险水平的上升。这是因为, 当采取降息政策时, 银行自有资本的预期效用降低, 投资于风险资产的事前效用增加, 从而刺激了银行投资于高风险资产组合的动机。因此, 在利益追逐效应下, 边际银行 (原本处于资本水平临界值  $\theta_0$  右侧, 但接近  $\theta_0$  的银行) 由审慎经营转向非审慎经营, 从而使得银行部门中选择非审慎经营的银行比例增加, 最终导致银行部门总体风险水平的上升。

### 2. 准备金率的影响

与利率的作用机制类似, 准备金率也通过两个方面对银行的风险承担行为产生影响。一方面, 准备金率的降低导致银行风险资产规模的增加和杠杆率的上升; 另一方面, 由式(12)和式(14)关于准备金率求导可知 (式(28)、式(29)所示), 准备金率的降低提高了非审慎经营银行相对于审慎银行的预期收益, 刺激了银行的风险偏好, 使得资本水平的临界值上升, 从而导致选择非审慎经营的银行比例增加, 银行部门的总体风险上升。

$$\frac{\partial \theta_0}{\partial \delta} = -\frac{\theta r(p_1 + p_2)}{2(1 - \delta)^2} < 0 \quad (28)$$

$$\frac{\partial g(r; \delta; \varepsilon)}{\partial \delta} = f(\theta_0 \varepsilon) \frac{\partial \theta_0}{\partial \delta} < 0 \quad (29)$$

### 3. 资金供给的影响

通过比较静态分析可以得到, 资金供给的增加降低了均衡利率, 提高了选择高风险资产组合的银行的比例。结合图 2 的具体分析可以看到, 首先, 资金供给的增加使得供给曲线右移, 市场均衡由 A 点移动到 B 点, 均衡利率下降。其次, 均衡利率的下降进一步使得非审慎经营银行的比例由 C 点移动到 D 点, 提高了选择高风险资产组合银行的比例。这一分析说明, 资金供给的增加为银行提供了较为宽松的融资环境, 由此导致的均衡利率的下降降低了银行自有资本的预期效用, 在利益追逐效应和杠杆效应的作用下, 这一货币政策环境的变化将刺激银行过度风险承担的动机, 更多的选择提升杠杆率、增加高风险资产的配置, 从而使得非审慎经营银行比例的增加, 银行部门总体风险水平上升。

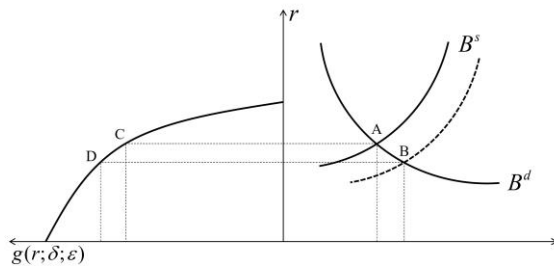


图2 资金供给增加的影响

综合上述关于货币政策对银行风险承担行为影响的分析，可以得到本文的推论 1：

推论 1：以利率、准备金率为代表的货币政策的放松以及资金供给的增加，刺激了银行对风险资产的需求，并且导致资本水平临界值的上升和选择非审慎经营银行比例的增加。

### （三）宏观审慎政策对银行风险承担行为的影响

《BaselIII》的出台为宏观审慎监管框架的构建指明了方向，各国也相继推出了一系列宏观审慎政策工具。因此，在前文基准模型框架的基础上，本部分进一步引入宏观审慎监管部门的监管要求，以最为普遍使用的资本充足率和杠杆率监管为例，分析了宏观审慎政策对银行风险承担的影响。

#### 1. 资本约束的影响

在分析资本约束对银行风险承担的影响时，本文既从资本约束影响银行部门整体资本分布的角度，又从资本充足率要求影响银行风险资产选择的角度，探究了资本约束对银行部门总体风险水平的影响，从而较为完整的分析了资本约束对在应对银行风险方面的影响机制和作用效果。

首先，本文从银行整体权益资本分布的角度，分析资本约束对银行风险的影响。在监管部门的资本充足率要求下，一方面，面临资本缺口的银行需要被动的提升资本水平以达到监管要求；另一方面，在监管部门的引导下，银行也会主动通过多渠道补充资本金。因此，资本充足率要求将使得银行部门整体的权益资本分布右移，即  $\varepsilon$  增大。由式（14）对  $\varepsilon$  求导可得：

$$\partial g(r; \delta; \varepsilon) / \partial \varepsilon = \partial F(\theta; \varepsilon) / \partial \varepsilon < 0 \quad (30)$$

式（30）表明，对于给定的  $\theta$ ，资本充足率要求导致的银行资本分布的右移将使得非审慎经营银行比例的下降，从而降低了银行部门的总体风险水平。这是因为，在监管部门的要求和引导下，银行自身资本水平的提高增加了权益资本的预期效用，由此带来预期收益的上升使得边际银行（原本处于资本水平临界值  $\theta$  的左侧，但接近  $\theta$  的银行）选择审慎经营，投资于低风险资产组合，以降低自身权益资本损失的风险，最终使得银行部门中选择非审慎经营的银行比例减少，银行部门总体风险水平降低。

其次，本文从资本充足率要求影响银行风险资产选择的角度，分析资本充足率要求对银

行部门总体风险水平的影响。具体而言, 本文假定监管部门规定银行资本充足率不得低于  $\kappa$ , 即  $e/x \geq \kappa$ , 根据资本要求  $\kappa$  与不同类型银行最优选择下的资本水平的比较, 可以得到: 当  $x_1^* < x_2^* \leq e/\kappa$  时, 审慎银行和非审慎银行在选择其最优资产规模时, 均满足了监管部门的资本要求。此时, 资本要求对审慎银行和非审慎银行均无约束作用, 因而对银行的经营决策和风险承担也不产生影响; 当资本要求满足  $x_1^* \leq e/\kappa < x_2^*$  时, 资本要求对非审慎银行的最优资产规模起约束作用, 进而影响其杠杆率和预期收益, 而审慎银行的最优资产规模和预期收益不发生变化; 当  $e/\kappa < x_1^* < x_2^*$  时, 资本要求对审慎银行和非审慎银行的最优资产规模选择均产生约束作用。因此, 在考虑了资本充足率要求后, 审慎银行的最优资产规模和杠杆率水平变为:

$$x_1^{**} = \begin{cases} e/\kappa, & 0 < e < \kappa\theta p_1(R_1 - \frac{r}{1-\delta}) \\ \theta p_1(R_1 - \frac{r}{1-\delta}), & e \geq \kappa\theta p_1(R_1 - \frac{r}{1-\delta}) \end{cases} \quad (31)$$

$$d_1^{**} = \begin{cases} \frac{1}{1-\delta}[e/\kappa + x_s^* - e], & 0 < e < \kappa\theta p_1(R_1 - \frac{r}{1-\delta}) \\ \frac{1}{1-\delta}[\theta p_1(R_1 - \frac{r}{1-\delta}) + x_s^* - e], & e \geq \kappa\theta p_1(R_1 - \frac{r}{1-\delta}) \end{cases} \quad (32)$$

非审慎银行的最优资产规模和杠杆率水平变为:

$$x_2^{**} = \begin{cases} e/\kappa, & 0 < e < \kappa\theta p_2(R_2 - \frac{r}{1-\delta}) \\ \theta p_2(R_2 - \frac{r}{1-\delta}), & e \geq \kappa\theta p_2(R_2 - \frac{r}{1-\delta}) \end{cases} \quad (33)$$

$$d_2^{**} = \begin{cases} \frac{1}{1-\delta}[e/\kappa + x_s^* - e], & 0 < e < \kappa\theta p_2(R_2 - \frac{r}{1-\delta}) \\ \frac{1}{1-\delta}[\theta p_2(R_2 - \frac{r}{1-\delta}) + x_s^* - e], & e \geq \kappa\theta p_2(R_2 - \frac{r}{1-\delta}) \end{cases} \quad (34)$$

上述反映了在面临资本充足率要求的监管下, 银行选择的最优资产规模和杠杆率的变化。式 (31) 和式 (33) 表明, 受制于资本充足率要求, 资本水平较低的银行无法实现其目标规模的风险资产, 说明资本约束迫使资本水平较低的银行降低了风险资产规模, 抑制了其过度风险承担。相应的, 式 (32) 和式 (34) 也表明, 面临资本约束时, 资本水平较低的银行的杠杆率也有所降低。同时, 分别将审慎银行和非审慎银行的最优资产规模代入预期收益函数, 可以得到资本约束下审慎银行和非审慎银行的预期收益分别为:

$$V_1^{**}(e) = \begin{cases} \frac{p_1 r e}{1-\delta} + p_1(R_1 - \frac{r}{1-\delta})\frac{e}{\kappa} - \frac{e^2}{2\theta\kappa^2}, & 0 < e < \kappa\theta p_1(R_1 - \frac{r}{1-\delta}) \\ \frac{p_1 r e}{1-\delta} + \frac{\theta}{2}[p_1(R_1 - \frac{r}{1-\delta})]^2, & e \geq \kappa\theta p_1(R_1 - \frac{r}{1-\delta}) \end{cases} \quad (35)$$

$$V_2^{**}(e) = \begin{cases} \frac{p_2 r e}{1-\delta} + p_2(R_2 - \frac{r}{1-\delta}) \frac{e}{\kappa} - \frac{e^2}{2\theta\kappa^2}, & 0 < e < \kappa\theta p_2(R_2 - \frac{r}{1-\delta}) \\ \frac{p_2 r e}{1-\delta} + \frac{\theta}{2} [p_2(R_2 - \frac{r}{1-\delta})]^2, & e \geq \kappa\theta p_2(R_2 - \frac{r}{1-\delta}) \end{cases} \quad (36)$$

通过对审慎银行和非审慎银行预期收益的比较,可以得到资本约束下,不同资本水平银行的经营决策,图3给出了直观的说明。当资本充足率要求对原本处于资本水平临界值 $\bar{\theta}$ 附近的银行具有约束作用时( $\kappa > 1 - (p_1 - p_2) / [2p_2 R_2(1-\delta) / r - 2p_2]$ )<sup>①</sup>,受限于资本充足率要求对投资规模的制约,这部分银行选择非审慎经营的预期收益降低,当其预期收益低于审慎投资策略时,这部分银行将由非审慎经营转为审慎经营,这就使得资本水平临界值降低( $\bar{\theta} < \bar{\theta}$ )和选择高风险资产组合银行的比例下降。

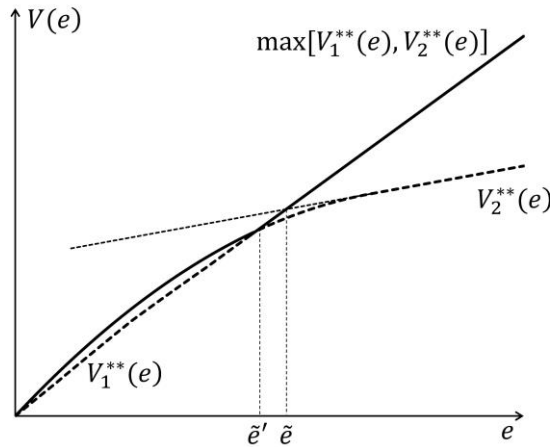


图3 资本约束下银行的经营决策

## 2. 杠杆率监管的影响

作为重要的宏观审慎政策工具之一,杠杆率监管能够有效制约银行的投资决策与资产规模。假定监管部门设定杠杆率上限 $\bar{d}$ 对银行施加监管,杠杆率上限 $\bar{d}$ 通过对银行的最优杠杆率 $d^*$ 产生影响,进而对银行的投资决策和资产规模产生约束,限制银行通过高杠杆经营的方式增加风险资产规模。在前文基准模型求解的基础上,本文参考Agur和Demertzis(2019)的设定和研究思路,进一步引入监管部门的目標函数:

$$\max_d \Omega(p, d) \quad (37)$$

其中,  $d$  为杠杆率,  $p$  可以理解为银行不发生违约的概率。并且,  $\Omega'_p > 0$ ,  $\Omega'_d > 0$ ,  $\Omega''_p < 0$ ,  $\Omega''_d < 0$ 。这一目标函数意味着,监管部门在维持金融稳定的同时,也需要对信贷规模加以权衡。因此,杠杆率同时通过两个方面对监管部门的目标函数产生影响,由监管部门的目标函数对杠杆率求导可得:

$$\frac{d\Omega}{d(d)} = \frac{\partial\Omega}{\partial p} \times \frac{\partial p}{\partial d} + \frac{\partial\Omega}{\partial d} \quad (38)$$

根据式 (38), 一方面, 等式右边第一项为负, 杠杆率的上升增加了银行的违约风险 ( $\partial p / \partial d < 0$ ); 另一方面, 等式右边第二项为正, 杠杆率又是维持信贷规模的必要条件。 $\Omega''_p < 0$  和  $\Omega''_d < 0$  说明银行稳健性和信贷规模对监管部门效用的提升都具有边际递减的特征, 也刻画出监管部门面临着凸的无差异曲线。结合前文关于银行风险资产选择得到的  $\partial p / \partial d < 0$ , 可以求解监管部门的决策行为。图 4 给出了监管部门最优化问题的求解, 图中, 无差异曲线和可能性边界的相切点即为监管部门的最优解。可以直观地看到, 当监管部门施加的杠杆率上限对银行具有约束作用时, 显著降低了银行的杠杆率水平和银行的违约概率, 提升了银行经营的稳健性, 实现了维护金融稳定的目标。

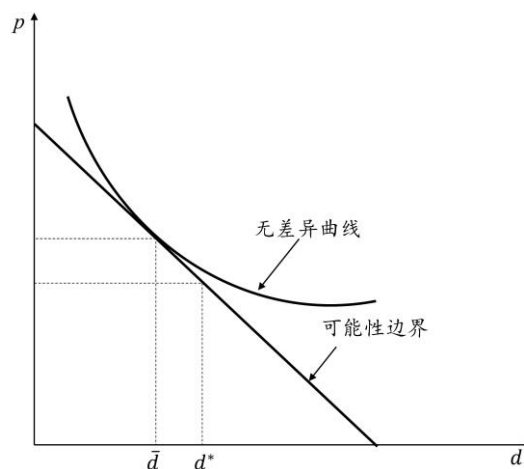


图 4 杠杆率监管

综合上述关于宏观审慎政策对银行风险承担影响的分析, 可以得到本文的推论 2:

**推论 2:** 通过影响银行整体资本分布和制约银行风险资产规模, 以资本充足率要求和杠杆率监管为代表的宏观审慎政策能够有效抑制银行的过度风险承担, 降低资本水平的临界值和非审慎经营银行的比例, 从而降低银行部门的总体风险水平。

#### (四) 双支柱框架下货币政策和宏观审慎政策的相互作用

前文分别对货币政策和宏观审慎政策各自对银行风险承担的影响进行了分析, 在此基础上, 结合前两部分的分析, 本部分进一步探讨了双支柱框架下货币政策和宏观审慎政策在影响银行风险上的相互作用。与前文相对应, 本部分首先分析了宏观审慎监管部门的资本约束与货币政策之间的相互作用, 然后分析了杠杆率监管与货币政策之间的相互作用, 最终得到本文关于宏观审慎政策和货币政策之间相互作用的结论。

##### 1. 资本约束与货币政策之间的相互作用

首先, 在前文关于资本充足率要求对银行风险承担的分析中, 通过对引入资本充足率要求的模型进行求解得到: 当  $\kappa > \kappa_0 = 1 - (p_1 - p_2) / [2p_2R_2(1 - \delta) / r - 2p_2]$  时, 资本约束是有效的, 能够降低非审慎经营银行的比例。在这一结论的基础上, 本部分进一步分析货币政策变

动对资本约束有效性的影响。 $R_0$ 分别对  $r$  和  $\delta$  求导可以得到:

$$\frac{\partial R_0}{\partial r} = -\frac{(p_1 - p_2)p_2 R_2(1 - \delta)}{2[p_2 R_2(1 - \delta) - p_2 r]^2} < 0 \quad (39)$$

$$\frac{\partial R_0}{\partial \delta} = -\frac{(p_1 - p_2)p_2 R_2 / r}{2[p_2 R_2(1 - \delta) / r - p_2]^2} < 0 \quad (40)$$

上式意味着,宽松的货币政策迫使监管部门制定更高的资本要求,以发挥资本约束的有效性。当采取降息等宽松货币政策时,银行自有资本带来的预期效用降低,投资于风险资产的事前效用增加,在利益追逐效应的作用下,资本水平的临界值上升。因此,为了使得资本约束仍能发挥其有效性(限制资本水平临界值附近的银行的风险资产规模,抑制其过度风险承担),监管部门所能制定的资本充足率要求下限在宽松货币政策环境下将被迫抬升。

其次,与前文相对应,本部分同时基于资本约束影响银行整体资本分布的角度,再次分析了资本约束与货币政策之间的相互作用。根据前文的分析,资金供给的增加降低了均衡利率,提高了选择高风险资产组合的银行的比例。在此基础上,本部分进一步结合宏观审慎监管部门的资本充足率要求,对宏观审慎政策在抑制宽松货币政策下的银行风险上升方面所起的作用进行探讨。结合图 5 可以分析得到,资金供给的增加导致均衡利率的下降(A→B),进而导致非审慎银行比例的上升(C→D),造成银行部门总体风险水平的上升,这也被部分学者视为金融危机爆发的根源所在。在此局面下,为了实现金融稳定的目标,监管部门通过逆周期的资本充足率要求引导银行提高资本水平,限制银行的过度风险资产规模,以降低银行部门总体风险水平。在图中表现为银行整体资本水平的上升使得  $g(r; \delta; \varepsilon)$  曲线的下移,降低了宽松货币政策导致的非审慎银行比例的上升幅度(D→E),从而抑制了宽松货币政策下银行部门的过度风险累积,起到了对货币政策风险外溢效应的弥补作用。

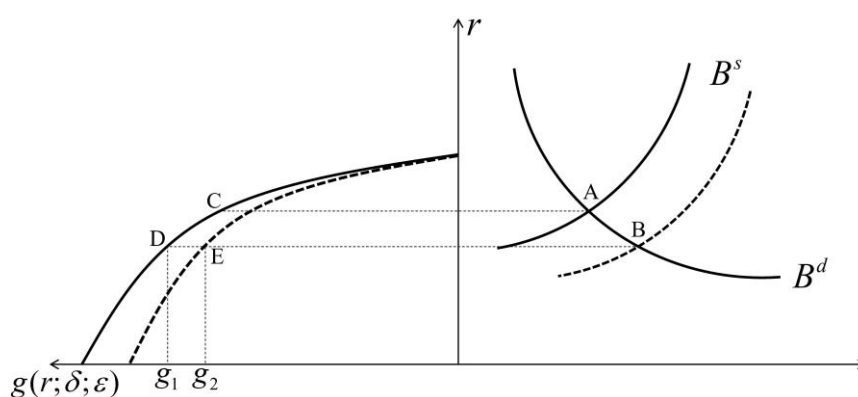


图 5 资本约束与货币政策之间的相互作用

## 2. 杠杆率监管与货币政策之间的相互作用

在前文货币政策和杠杆率监管各自对银行风险承担影响的分析基础上,本部分进一步分析了双支柱调控框架下,货币政策和杠杆率监管在影响银行风险承担上的相互作用。



首先, 式 (6) 求导可以得到可能性边界的斜率:

$$\frac{\partial p}{\partial d} = -\frac{\theta(1-\delta)^2}{r} < 0 \quad (41)$$

进一步对  $r$  求导可以得到

$$\frac{\partial p / \partial d}{\partial r} = \frac{\theta(1-\delta)^2}{r^2} > 0 \quad (42)$$

上式意味着, 当货币政策利率降低时, 可能性边界的斜率减小, 反映在图中表现为可能性边界的左移 (如图 6 所示)。由此, 可以进一步考察货币政策对监管部门最优决策的影响。从图 6 中可以看到, 利率的降低使得可能性边界的斜率发生改变, 从而迫使监管部门降低杠杆率上限  $\bar{d}$ 。然而, 即使如此, 银行违约概率依旧有所上升。这意味着, 由于货币政策的银行风险承担渠道的存在, 降息政策对银行风险构成了上行压力。面对这一情况, 监管机构力求通过收紧宏观审慎政策以抵消这一影响, 然而, 鉴于监管部门所面临的权衡, 其无法完全实现金融稳定的目标。换言之, 尽管监管机构收紧宏观审慎政策, 但是仍然允许货币政策对银行风险的部分影响传递到金融稳定, 因而在降息后, 银行的稳健性有所降低。因此, 在货币政策与宏观审慎政策的相互作用上, 一方面, 宏观审慎监管能够部分地抵消货币政策对于银行风险承担的影响, 抑制银行在降息刺激下的过度风险承担; 另一方面, 宏观审慎监管机构的决策也受到政策利率的影响, 即货币政策会产生负外部性, 低利率环境会恶化监管机构所面临的权衡。

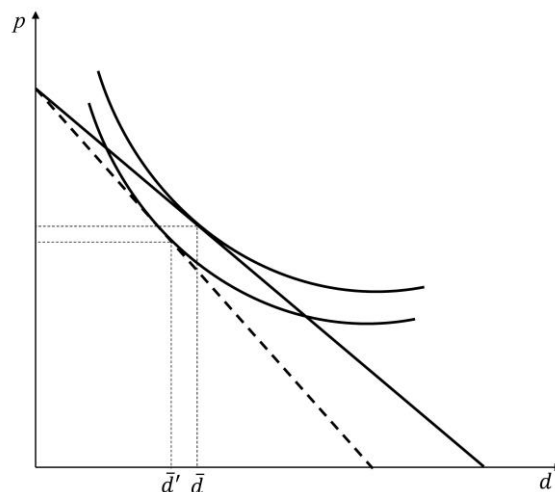


图 6 降息对杠杆率监管的影响

综合上述关于双支柱框架下货币政策和宏观审慎政策之间相互作用的分析, 可以得到本文的推论 3:

推论 3: 宏观审慎政策能够部分抵消货币政策的银行风险承担渠道的传导效应, 然而, 货币政策的放松会恶化宏观审慎监管部门面临的权衡。

### 三、实证分析

根据前文理论模型的分析，货币政策对银行风险承担的影响取决于银行的资本水平，存在门槛效应。并且，货币政策和宏观审慎政策会对这一门槛效应产生显著影响。因此，为了对理论模型得到的结论加以检验，在实证分析部分，本文首先基于面板门槛模型，实证研究了货币政策影响银行风险承担的门槛效应。然后，在此基础上，通过对货币政策和宏观审慎政策环境加以区分，考察了货币政策和宏观审慎政策对这一门槛效应的影响。进一步地，通过引入货币政策和宏观审慎政策的交互项，分析了双支柱调控框架下货币政策和宏观审慎政策的相互作用。最后，基于不同性质银行的子样本、分位数回归以及区分监管压力的子样本三个角度进行了稳健性检验。

#### （一）实证研究设计

为检验货币政策对银行风险承担的非线性影响，本文构建如下形式的面板门槛回归模型：

$$RISK_{it} = c + \alpha_1 MP_t(e < \theta) + \alpha_2 MP_t(e > \theta) + \beta Control_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (43)$$

其中， $RISK$  表示银行风险，为本文的被解释变量； $MP$  表示货币政策，包括存款基准利率和准备金率，为本文的主要解释变量； $e$  表示银行资本水平，为本文的门槛变量，相应的， $\theta$  表示银行资本水平的门槛值； $Control$  表示其它可能影响银行风险承担的控制变量； $\mu_i$  表示个体固定效应， $\varepsilon_{it}$  为误差项。

在银行风险的度量上，已有文献常用的代理变量有预期违约率（Altunbas et al., 2012）、风险加权资产比率（De Nicolò et al., 2010）、Z score（Laeven and Levine, 2009）等。然而，由于我国对银行的信用评级相对落后，预期违约率这一数据难以获得。同时，Z score 更多的是反映银行的破产风险，而非银行主动的风险承担。此外，在当前银行中间业务和表外业务逐渐扩大的背景下，风险加权资产更加贴切的刻画了银行的风险承担。而且，根据前文模型的设定可以看到，风险加权资产是最为贴合模型设定的银行风险代理变量。因此，与已有文献一致（De Nicolò et al., 2010；Delis and Kouretas, 2011），本文采用银行风险加权资产与总资产之比作为银行风险承担的度量。在解释变量的选取方面，参考已有文献并结合模型设定，选取一年期存款基准利率和存款准备金率作为货币政策的代理变量。同时，根据理论模型，不同资本水平的银行在风险承担行为上存在差异。因此，本文在实证模型中以银行资本水平作为门槛变量，考察银行风险承担的门槛效应。在资本水平的代理变量方面，参考已有文献，选取银行资本充足率作为银行资本水平的代理变量。同时，为了检验结果的稳健性，

在基准回归中也同时采用核心资本充足率作为银行资本水平的代理变量。

最后, 已有文献表明银行特征与其风险承担具有显著相关性, 因此, 部分的参考已有研究并结合中国实际 (Delis and Kouretas, 2011; 马勇和姚驰, 2017), 本文对可能影响银行风险承担的银行特征变量加以控制。具体而言, 本文选取银行总资产 (取对数, SIZE) 以控制银行规模对其风险承担的影响; 选取净息差 (NIM) 以控制银行盈利能力对其风险承担的影响; 选取成本收入比 (CTR) 作为银行效率的代理变量, 以控制银行效率对风险承担的影响; 选取非利息收入占比 (NIR) 以控制银行收益结构对风险承担的影响。同时, 参考徐明东和陈学彬 (2012) 的研究, 本文也在模型中加入 GDP 增速 (GDP) 和房价增速 (RE) 以控制宏观经济环境以及房地产部门与银行部门之间的相互依赖性对银行风险承担的影响。

基于数据的可获得性和完整性, 本文选取我国 69 家银行 (包括 5 家国有银行、11 家股份制商业银行、46 家城市商业银行和 7 家农村商业银行) 2009-2018 年的平衡面板数据进行实证分析。本文所使用的原始数据主要来源于 Wind 数据库, 对于部分缺失的数据, 通过查找各银行的年报加以补齐。表 1 给出了本文主要变量的描述性统计。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	含义	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
RISK	风险加权资产/总资产	690	63.0949	9.4815	5.1846	91.2399
IR	一年期存款利率	690	2.3625	0.6869	1.5000	3.2917
RR	法定存款准备金率	690	16.3283	1.9469	13.5000	20.8333
CAR	资本充足率	690	12.8108	1.8258	3.2400	26.0900
CCAR	核心资本充足率	690	10.6213	2.0602	3.1807	25.7561
SIZE	银行总资产对数	690	17.2143	1.7174	13.9909	21.7421
NIM	净息差	690	2.6014	0.7537	0.2107	5.1409
CTR	成本收入比	690	33.6953	6.7690	16.4471	67.8333
NIR	非利息收入占比	690	18.8691	15.2384	-5.3400	91.2200
GDP	GDP 增速	690	7.9600	1.3465	6.6000	10.6000
RE	房价增速	690	8.8083	5.3740	1.3825	23.1869

## (二) 实证结果与分析

### 1. 货币政策对银行风险承担影响的门槛效应

首先, 本文以银行资本水平作为门槛变量, 采用面板门槛模型实证检验了货币政策对银行风险承担影响的门槛效应。表 2 给出了门槛效应检验的结果。从检验结果来看, 在以存款利率作为货币政策代理变量的门槛效应检验中, 无论是以资本充足率作为门槛变量还是以核心资本充足率作为门槛变量, 结果都显著支持了门槛效应的存在。同样, 在以准备金率作为

货币政策代理变量的检验中，门槛效应也是显著存在的。显而易见，门槛效应检验的结果支持了前文理论模型的结论，说明货币政策对银行风险承担的影响存在关于银行资本水平的门槛效应。

表 2 货币政策与银行风险承担：门槛效应检验结果

货币政策代理变量	门槛变量	门槛值	F 统计量	P 值
一年期存款利率	资本充足率	12.5500	20.7469	0.0000
一年期存款利率	核心资本充足率	10.6396	11.3351	0.0367
准备金率	资本充足率	12.5200	15.6909	0.0100
准备金率	核心资本充足率	10.6396	10.2187	0.0400

在货币政策对银行风险承担影响的门槛效应得到验证的基础上，本文进一步通过面板门槛回归分析了货币政策对银行风险承担的非线性影响，结果如表 3 所示。其中，模型（1）是以存款利率作为货币政策的代理变量，以资本充足率作为门槛变量的回归；模型（2）是以准备金率作为货币政策的代理变量，以资本充足率作为门槛变量的回归；模型（3）和模型（4）是相应的以核心资本充足率作为门槛变量的回归。

从表 3 的结果可以看到，首先，在以存款利率作为货币政策代理变量的回归中，存款利率的系数均显著为负，支持了货币政策的银行风险承担渠道的存在。当政策利率下降，货币政策趋于宽松时，在估值、收入与现金流效应、利益追逐效应、杠杆效应和央行沟通反应函数等效应的影响下，银行存在过度风险承担的动机，表现为对风险资产的需求增加。并且，在以准备金率作为货币政策代理变量的回归中也得到了相同的结果，准备金率的系数均显著为负，进一步证实了货币政策的银行风险承担渠道的存在。在门槛效应方面，模型（1）中，当资本充足率小于门槛值时，存款利率的系数为-2.7739，且在 1%的水平上显著；当资本充足率大于门槛值时，存款利率的系数为-3.6887，且在 1%的水平上显著，表明随着资本充足率上升至超过门槛值时，货币政策与银行风险承担的负相关关系有所加强。同样的结果在以准备金率作为货币政策代理变量的回归中也得到了验证，与前文的理论分析相符。根据前文关于货币政策对银行风险影响效应的分析可知，估值、收入与现金流效应、利益追逐效应、杠杆效应和央行沟通反应函数等效应是低利率政策导致银行风险上升的主要影响机制，而风险转移效应则会使得上述效应的影响减弱。结合实证的结果可知，在不同资本水平的银行中，估值、收入与现金流效应、利益追逐效应、杠杆效应和央行沟通反应函数等效应都使得利率与银行风险之间呈现出负相关关系，但是与此同时，在资本水平低于门槛值的银行中，风险转移效应明显增强，使得利率与银行风险承担之间的负相关关系减弱。同时，以核心资本充

足率作为门槛变量的回归中也得到了完全一致的结果, 支持了本文结论的稳健性。

在银行特征变量的影响方面, 净息差的系数显著为正, 表明净息差与银行风险承担之间存在显著的正相关关系, 银行的信贷盈利能力越强, 其风险承担的激励也越高。作为银行效率代理变量的成本收入比的系数也显著为正, 成本收入比越高意味着银行效率越低, 因此, 这一结果表明银行效率与风险承担负相关。一般而言, 经营效率越高的银行, 具有更低的风险转嫁动机, 因此, 其风险承担的激励也更低。非利息收入占比的系数也显著为正, 表明非利息收入占比与银行风险存在显著的正相关关系, 非利息收入占比越高, 银行风险越高。在宏观经济变量的影响方面, GDP 增速和房价增速的系数均显著为负, 表明 GDP 增速和房价增速与银行风险承担均呈现出显著的负相关关系。

表 3 货币政策与银行风险承担: 面板门槛回归结果

	资本充足率为门槛变量		核心资本充足率为门槛变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	RISK	RISK	RISK	RISK
IR( $e < \theta$ )	-2.7739*** (0.6512)		-2.8456*** (0.6150)	
IR( $e > \theta$ )	-3.6887*** (0.6331)		-3.6087*** (0.6777)	
RR( $e < \theta$ )		-1.2323*** (0.2155)		-1.2381*** (0.2091)
RR( $e > \theta$ )		-1.3531*** (0.2127)		-1.3487*** (0.2191)
NIM	4.9087*** (0.9342)	4.8793*** (0.9262)	4.8536*** (0.8804)	4.8595*** (0.8655)
CTR	0.2798*** (0.0750)	0.2851*** (0.0748)	0.2605*** (0.0759)	0.2632*** (0.0757)
SIZE	-2.1228 (1.5874)	-1.5437 (1.4604)	-2.3567 (1.6652)	-1.9909 (1.5609)
NIR	0.1122*** (0.0405)	0.1075*** (0.0405)	0.1010** (0.0399)	0.0974** (0.0399)
GDP	-2.9227*** (0.4521)	-3.2684*** (0.4755)	-2.9497*** (0.4543)	-3.3333*** (0.4787)
RE	-0.3088*** (0.0695)	-0.4445*** (0.0786)	-0.3230*** (0.0732)	-0.4623*** (0.0842)
Constant	108.9355*** (31.3190)	116.3948*** (30.4305)	114.2023*** (32.8470)	125.6149*** (32.5162)
N	690	690	690	690
within R <sup>2</sup>	0.4580	0.4595	0.4507	0.4552

注:  $e$  表示门槛变量, 模型 (1) 和模型 (2) 中为资本充足率, 模型 (3) 和模型 (4) 中为核心资本

充足率； $\theta$ 表示银行资本水平的门槛值，模型（1）~（4）中依次为 12.5500、12.5200、10.6396 和 10.6396；变量系数下方括号内为聚类稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著。

## 2.不同货币政策环境下门槛值的变化

前文理论模型的推导得到：货币政策的收紧降低了资本水平临界值，从而降低了选择高风险资产组合的银行的比例，使得银行部门的总体风险水平下降。为了对这一结论加以检验，本文通过对货币政策环境加以区分，考察了货币政策影响银行风险承担的门槛效应在货币政策紧缩和宽松时期是否存在明显差异。参考徐明东和陈学彬（2012）的方法，本文以 M2 增速来判别货币政策是否宽松，具体方法为：对样本期内的 M2 增速进行 HP 滤波处理，得到 M2 增速的周期项，当 M2 增速周期项大于 0 时，认为是货币政策宽松时期；当 M2 增速周期项小于 0 时，认为是货币政策紧缩时期。表 4 给出了不同货币政策环境下，以资本充足率作为门槛变量的门槛效应检验结果。

从表 4 的结果可以看到，在以资本充足率作为门槛变量的检验中，不论是以存款利率作为货币政策的代理变量，还是以准备金率作为货币政策的代理变量，两个子样本检验得到的门槛值均是显著的，表明货币政策对银行风险承担的门槛效应在两个子样本中均是显著存在的。在本文所关注的门槛值的变化上，货币政策宽松时期检验得到的资本水平门槛值，要显著高于货币政策紧缩时期的资本水平门槛值。这一结果支持了前文模型得到的推论 1，说明宽松的货币政策导致了资本水平门槛值的升高，鼓励了更多银行投资于高风险资产，从而导致了银行部门总体风险水平的上升。

表 4 不同货币政策环境下的门槛效应检验结果

	货币政策代理变量	门槛值	F 统计量	P 值
货币政策收紧时期	一年期存款利率	12.5200	28.5712	0.0000
货币政策宽松时期	一年期存款利率	13.0100	18.1805	0.0067
货币政策收紧时期	准备金率	12.5200	22.7864	0.0000
货币政策宽松时期	准备金率	13.5100	13.6491	0.0333

## 3.不同宏观审慎政策环境下门槛值的变化

根据前文理论模型得到的推论 2，宏观审慎监管通过对银行行为加以约束，降低了资本水平的临界值和非审慎经营银行的比例。为了对这一推论加以验证，在本部分，本文对宏观审慎政策环境加以区分，以考察宏观审慎政策对货币政策影响银行风险的门槛效应的影响。具体而言，首先，参考 Cerutti 等（2016）、Cerutti 等（2017）的方法，根据我国宏观审慎政策工具的使用情况<sup>②</sup>，构建宏观审慎政策指数（Macro-prudential Policy Index, MPI），然后，

根据宏观审慎政策指数将样本分为宏观审慎政策收紧时期和宏观审慎政策宽松时期。其中, 宏观审慎政策指数的具体构建方法为: 首先, 定义一个宏观审慎政策工具虚拟变量, 当某种宏观审慎政策工具开始生效或者收紧时, 对应时期的虚拟变量记为+1; 当某种宏观审慎政策工具失效或者放松时, 对应时期的虚拟变量记为-1; 当宏观审慎政策没有发生变化时, 对应时期的虚拟变量记为 0。然后, 由于宏观审慎政策的持续性, 将样本起始时期至当期的宏观审慎政策工具虚拟变量进行加总, 得到的累计值即为最终的宏观审慎政策指数 MPI。最后, 将 MPI 高于均值的时期认为是宏观审慎政策收紧时期, MPI 低于均值的时期认为是宏观审慎政策宽松时期。表 5 给出了不同宏观审慎政策环境下, 以资本充足率作为门槛变量的门槛效应检验结果。

表 5 的门槛效应检验结果表明, 在以存款利率作为货币政策的代理变量, 以资本充足率作为门槛变量时, 相比于宏观审慎政策宽松时期, 资本水平的门槛值在宏观审慎政策收紧时期数值更小且显著性更高。这一结果支持了前文理论模型得到的推论 2, 说明宏观审慎监管能够有效约束银行的风险承担行为, 迫使银行改变其经营策略, 从而使得资本水平门槛值降低。同时, 在以准备金率作为货币政策代理变量的检验中也得到了相同的结果, 支持了这一结论的稳健性。

表 5 不同宏观审慎政策环境下的门槛效应检验结果

	货币政策代理变量	门槛值	F 统计量	P 值
宏观审慎政策收紧时期	一年期存款利率	12.5600	36.1414	0.0000
宏观审慎政策宽松时期	一年期存款利率	13.0100	8.4171	0.2433
宏观审慎政策收紧时期	准备金率	12.5600	35.3036	0.0000
宏观审慎政策宽松时期	准备金率	13.0100	11.2566	0.0200

#### 4. 双支柱框架下货币政策与宏观审慎政策的相互作用

为了对双支柱框架下货币政策和宏观审慎政策的相互作用加以考察, 在本部分, 本文在基准模型的基础上, 进一步引入宏观审慎政策以及货币政策和宏观审慎政策的交互项进行回归分析, 表 6 和表 7 分别给出了相应的门槛效应检验结果和面板门槛回归结果。表 6 的门槛效应检验结果表明, 在以资本充足率作为门槛变量时, 不论是以存款利率作为货币政策的代理变量, 还是以准备金率作为货币政策的代理变量, 货币政策和宏观审慎政策影响银行风险的门槛效应都是显著存在的。并且, 在以核心资本充足率作为门槛变量的稳健性检验中也得到了一致的结果。

表 6 双支柱框架下货币政策与宏观审慎政策的相互作用：门槛效应检验结果

货币政策代理变量	门槛变量	门槛值	F 统计量	P 值
一年期存款利率	资本充足率	12.8303	37.4911	0.0000
一年期存款利率	核心资本充足率	10.1859	27.3407	0.0200
准备金率	资本充足率	12.5200	23.9151	0.0233
准备金率	核心资本充足率	10.1900	21.7094	0.0233

从表 7 的面板门槛回归结果可以看到，在以存款利率作为货币政策代理变量，以资本充足率作为门槛变量的回归结果中，存款利率的系数均为负，且在 1% 的水平上显著，说明在估值效应、资产替代效应、利益追逐效应、杠杆效应的作用下，利率的降低刺激了银行对风险资产的需求，证实了货币政策的银行风险承担渠道的存在。同时，宏观审慎政策指数的系数也显著为负，表明银行风险与宏观审慎政策指数之间存在显著的负相关关系，宏观审慎监管的加强有效抑制了银行的过度风险承担，支持了宏观审慎政策的有效性。在本文关注的货币政策和宏观审慎政策的交互项方面，交互项的系数显著为正，且在 1% 的水平上显著，这一结果支持了前文理论模型得到的推论 3，说明在以降息为代表的货币政策放松的情况下，宏观审慎监管的加强能够抵消由于降息导致的银行过度风险承担的动机，从而起到对货币政策的弥补作用。然而，在货币政策和宏观审慎政策同时收紧时，两者的政策力度存在一定程度的抵消。在门槛效应方面，模型（1）中，当资本充足率小于门槛值时，存款利率的系数绝对值要显著小于资本充足率大于门槛值时的系数绝对值，与前文基准回归的结果一致。宏观审慎政策指数的系数绝对值则在资本充足率小于门槛值时更大，说明宏观审慎政策抑制银行风险的作用在资本充足率较低的银行中效果更为明显，这与现实相符，现有宏观审慎政策对银行资本施加了诸多要求，因此，资本充足率较低的银行面临的监管压力更大，为了达到监管要求，这些银行不得不控制自身的风险资产规模。同时，货币政策和宏观审慎政策交互项的系数值也在资本充足率小于门槛值时更大，说明宏观审慎政策抑制银行由于降息导致的过度风险承担激励这一作用也在资本充足率较低的银行中更为有效。同时，模型（2）基于准备金率的视角也得到了类似的结果，并且，模型（3）和模型（4）以核心资本充足率进行的稳健性检验的结果也进一步支持了上述结论的可靠性。

表 7 双支柱框架下货币政策与宏观审慎政策的相互作用：面板门槛回归结果

	资本充足率为门槛变量		核心资本充足率为门槛变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	RISK	RISK	RISK	RISK



IR( $e < \theta$ )	-14.6085*** (2.5116)		-13.3181*** (2.7248)	
IR( $e > \theta$ )	-16.7575*** (2.5749)		-14.8890*** (2.8389)	
IR×MPI( $e < \theta$ )	1.0531*** (0.1701)		0.9943*** (0.1790)	
IR×MPI( $e > \theta$ )	0.9527*** (0.1644)		0.8247*** (0.1727)	
RR( $e < \theta$ )		-2.3714*** (0.3638)		-2.2961*** (0.3832)
RR( $e > \theta$ )		-2.5700*** (0.3624)		-2.5350*** (0.3676)
RR×MPI( $e < \theta$ )		0.1733*** (0.0303)		0.1931*** (0.0333)
RR×MPI( $e > \theta$ )		0.1048*** (0.0298)		0.0894*** (0.0277)
MPI( $e < \theta$ )	-2.9738*** (0.4630)	-3.1877*** (0.5458)	-2.8166*** (0.4738)	-3.5978*** (0.5951)
MPI( $e > \theta$ )	-2.4798*** (0.6099)	-1.8934*** (0.7840)	-2.1907*** (0.6226)	-1.5917*** (0.7019)
NIM	5.1363*** (0.8592)	4.9170*** (0.9140)	5.3567*** (0.8867)	4.9095*** (0.9069)
CTR	0.2494*** (0.0706)	0.2732*** (0.0733)	0.2446*** (0.0750)	0.2529*** (0.0740)
SIZE	-4.5275*** (1.6758)	-0.9634 (1.5655)	-3.8156** (1.8758)	-0.8781 (1.6464)
NIR	0.1134*** (0.0399)	0.1069*** (0.0401)	0.1144*** (0.0399)	0.1033** (0.0395)
GDP	-2.9448*** (0.4619)	-3.1866*** (0.5131)	-2.8079*** (0.4561)	-3.1648*** (0.5152)
RE	-0.6538*** (0.0940)	-0.7169*** (0.0796)	-0.6310*** (0.0995)	-0.7227*** (0.0816)
Constant	184.5646*** (35.5041)	129.4183*** (30.2202)	167.3646*** (39.5117)	127.9939*** (31.8931)
N	690	690	690	690
within R <sup>2</sup>	0.4858	0.4764	0.4762	0.4747

注： $e$ 表示门槛变量，模型（1）和模型（2）中为资本充足率，模型（3）和模型（4）中为核心资本充足率； $\theta$ 表示银行资本水平的门槛值，模型（1）~（4）中依次为 12.8303、12.5200、10.1859 和 10.1900；变量系数下方括号内为聚类稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著。

## 5. 稳健性检验

(1) 区分不同性质银行子样本的稳健性检验。考虑到货币政策对银行风险的影响在不同性质的银行中可能存在的差异性，本部分进一步将样本分为国有和股份制商业银行、城市和农村商业银行两个子样本，分别进行门槛效应检验和面板门槛回归。表 8 给出了以资本充足率作为门槛变量，基于不同性质银行子样本的门槛效应检验结果。结果表明，在国有和股份制商业银行子样本中，以存款利率作为货币政策代理变量时，门槛效应显著性降低，而以准备金率作为货币政策代理变量时，货币政策对银行风险承担的门槛效应是显著的；在城市和农村商业银行子样本中，不论是存款利率作为货币政策的代理变量，还是以准备金率作为货币政策的代理变量，货币政策对银行风险影响的门槛效应都是显著存在的。在资本水平门槛值的比较上，基于城市和农村商业银行子样本得到的门槛值在系数值和显著性上均要高于国有和股份制商业银行子样本中得到的门槛值。这可能是因为，国有和股份制商业银行对银行业整体稳定性具有更大的影响，因此受到更为严格的监管，从而迫使国有和股份制商业银行在监管压力下更多的选择审慎经营。表 9 的面板门槛回归结果进一步给出了货币政策对银行风险的非线性影响在不同性质银行中的差异性。首先，在国有和股份制商业银行与城市和农村商业银行两个子样本中，不论是存款利率作为货币政策的代理变量，还是以准备金率作为货币政策的代理变量，货币政策与银行风险均呈现出显著的负相关关系，说明货币政策的银行风险承担渠道在国有和股份制商业银行以及城市和农村商业银行中都是存在的。但是从系数的数值比较来看，基于城市和农村商业银行得到的货币政策的系数绝对值要高于国有和股份制商业银行子样本。这一结果意味着，相比于国有和股份制商业银行，货币政策对城市和农村商业银行的影响更为明显。这与现实相符，一般而言，国有和股份制商业银行规模较大，资金雄厚，盈利能力更强，而城市和农村商业银行资金吸纳能力相对较弱，盈利压力较大，因此对货币政策也更为敏感，在降息时也有更为强烈的增加风险资产的动机。在门槛效应的比较上，在国有和股份制商业银行子样本中，货币政策系数的绝对值在超过门槛值后有所降低；与之相反，在城市和农村商业银行子样本中，货币政策系数的绝对值在超过门槛值后有所上升。根据前文的分析，估值、收入和现金流效应、利益追逐效应、杠杆效应以及央行沟通反应函数是宽松的货币政策导致银行风险上升的主要作用机制，而风险转移效应则通过提高特许权价值和降低道德风险减弱了货币政策与银行风险之间的负相关关系。因此，面板门槛回归结果意味着，在国有和股份制商业银行中，当银行资本充足率较高时，风险转移效应更强；与之相反，在城市和农村商业银行中，当资本充足率较低时，风险转移效应更强。鉴于在银行体系中的重要地位，国有和股份制商业银行往往面临十分严格的监管要

求和约束, 并且, 国有和股份制商业银行具有较强的盈利能力, 而城市和农村商业银行面临更大的盈利压力, 由此造成了风险转移效应在两个子样本中的差异。

表 8 区分不同性质银行子样本的门槛效应检验结果

	货币政策代理变量	门槛值	F 统计量	P 值
国有和股份制 商业银行	一年期存款利率	11.0900	10.9131	0.2033
	准备金率	11.0900	13.1287	0.0733
城市和农村 商业银行	一年期存款利率	12.2500	15.8903	0.0200
	准备金率	12.2700	12.1176	0.0367

表 9 区分不同性质银行子样本的面板门槛回归结果

	国有和股份制商业银行		城市和农村商业银行	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	RISK	RISK	RISK	RISK
IR( $e < \theta$ )	-2.8840*** (0.8878)		-3.4315*** (0.7705)	
IR( $e > \theta$ )	-1.7287** (0.7988)		-4.3602*** (0.7469)	
RR( $e < \theta$ )		-0.8865*** (0.2941)		-1.5135*** (0.2451)
RR( $e > \theta$ )		-0.6882** (0.2767)		-1.6358*** (0.2443)
NIM	4.7037** (1.6355)	4.5756** (1.5827)	5.5944*** (0.9240)	5.6902*** (0.9097)
CTR	0.2493 (0.2399)	0.2060 (0.2392)	0.1977** (0.0766)	0.2161*** (0.0761)
SIZE	-8.5126*** (2.7157)	-8.4554*** (2.7589)	-2.9279* (1.6488)	-2.1028 (1.4742)
NIR	0.2738*** (0.0749)	0.2745*** (0.0721)	0.1326*** (0.0409)	0.1318*** (0.0407)
GDP	-2.5928*** (0.5444)	-2.7621*** (0.5929)	-3.4021*** (0.5402)	-3.7778*** (0.5552)
RE	-0.3813*** (0.0629)	-0.4462*** (0.0749)	-0.3283*** (0.0829)	-0.4879*** (0.0915)
Constant	232.6679*** (63.0221)	242.7155*** (65.9975)	127.1507*** (31.9815)	133.3425*** (30.3734)
N	160	160	530	530
within R <sup>2</sup>	0.4477	0.4550	0.5024	0.5046

注:  $e$  表示银行资本水平,  $\theta$  表示银行资本水平的门槛值, 模型 (1)~(4) 中依次为 11.0900、11.0900、12.2500 和 12.2700; 变量系数下方括号内为聚类稳健标准误; \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、

5%、1%的显著性水平下显著。

(2) 基于分位数回归的稳健性检验。由理论模型和基准回归可以得到，对于拥有不同资本水平的银行，货币政策对银行风险承担具有非线性影响。为了对这一结论加以进一步的检验，本部分采用分位数回归进行了稳健性检验。具体而言，本文根据银行的资本水平，将总样本中的银行分为资本水平小于 25%分位数和资本水平大于 75%分位数的两个子样本，以考察货币政策对银行风险承担的影响在不同资本水平的银行间的差异性，表 10 给出了相应的回归结果。从表 10 的结果可以看到，在以存款利率作为货币政策代理变量的回归中，不论是在资本水平小于 25%分位数的子样本，还是在资本水平大于 75%分位数的子样本中，存款利率的系数均为负，并且至少在 5%的水平上显著，说明货币政策的银行风险承担渠道在不同资本水平的银行中都是显著存在的。然而，在系数的数值和显著性上，在资本水平大于 75%分位数的子样本中，存款利率的系数绝对值和显著性均要高于资本水平小于 25%的子样本。这一结果意味着，由于风险转移效应的增强，货币政策与银行风险承担之间的负相关关系在资本水平较低的银行中有所减弱。同时，在以存款准备金率作为货币政策代理变量的回归中也得到了类似的结果，存款准备金率的系数在两个子样本中均显著为负，并且系数绝对值和显著性在资本水平大于 75%分位数的子样本中更高。这一结果与前文基准回归中得到的结论完全一致，支持了本文结论的可靠性。

表 10 基于分位数回归的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	小于25% 分位数	大于75% 分位数	小于25% 分位数	大于75% 分位数
	RISK	RISK	RISK	RISK
IR	-3.1418** (1.2124)	-6.0794*** (1.1117)		
RR			-0.8310** (0.3652)	-2.0332*** (0.3697)
NIM	5.9255*** (1.4626)	9.0347*** (1.5443)	5.7209*** (1.5246)	8.1729*** (1.5449)
CTR	0.3514*** (0.1228)	0.3231 (0.2277)	0.3342** (0.1313)	0.3244 (0.2310)
SIZE	-9.8463*** (2.6139)	-5.0351** (2.4185)	-7.7082*** (2.4746)	-4.4001* (2.4994)
NIR	0.1604** (0.0705)	0.2356*** (0.0763)	0.1705** (0.0664)	0.2139** (0.0822)
GDP	-3.9213*** (0.8619)	-3.6896*** (0.9022)	-3.7973*** (0.8875)	-4.4856*** (0.9834)
RE	-0.5375*** (0.1293)	-0.6187*** (0.1101)	-0.5237*** (0.1362)	-0.8202*** (0.1414)

Constant	250.0307*** (58.0362)	157.3234*** (49.3354)	218.2300*** (57.1983)	176.3776*** (53.0389)
N	179	165	179	165
within R <sup>2</sup>	0.4155	0.6044	0.3893	0.5929

注：变量系数下方括号内为聚类稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%显著性水平下显著。

(3) 区分监管压力的稳健性检验。根据前文理论模型以及基准回归得到的结论，宏观审慎政策会显著影响货币政策的银行风险承担渠道，因此，为了进一步对这一影响进行检验，本部分通过对银行面临的监管压力进行区分，考察了货币政策的银行风险承担渠道在面临不同监管压力的银行间的差异性。具体而言，本文首先对银行面临的监管压力进行度量，然后，根据银行面临的监管压力，将总体样本区分为监管压力较大的银行和监管压力较小的银行两个子样本，分别进行回归。在银行监管压力的度量上，参考马勇和姚驰（2017）的方法，采用绝对缓冲带指标  $abf$ （absolute capital buffer）进行度量，计算公式如下：

$$abf_{it} = CAR_{it} - 10.5\%(11.5\%) - std(CAR_{it}) \quad (44)$$

其中， $CAR_{it}$  为  $i$  银行在  $t$  时期的资本充足率， $std(CAR_{it})$  为  $i$  银行在样本期内资本充足率的标准差，10.5%和 11.5%分别是商业银行和系统重要性商业银行的资本充足率要求。银行的绝对缓冲带指标即为银行的资本充足率减去监管部门实行的最低资本要求后，再减去样本期内银行资本充足率的标准差。在计算得到绝对缓冲带指标后，根据其数值大小，将总体样本分为监管压力较大（绝对缓冲带指标小于 0）的银行和监管压力较小（绝对缓冲带指标大于 0）的银行两个子样本，以考察宏观审慎监管对货币政策的银行风险承担渠道的影响。表 11 给出了相应的结果。

从表 11 的结果可以看到，首先，不论是以存款利率作为货币政策的代理变量，还是以存款准备金率作为货币政策的代理变量，货币政策的系数在所有模型中均为负，并且在 1%的水平上显著，证实了货币政策的银行风险承担渠道的存在。其次，在数值比较上，以存款利率作为货币政策代理变量的回归中，基于监管压力较大银行子样本得到的存款利率的系数，其绝对值要小于基于监管压力较小银行子样本得到的存款利率系数绝对值，同样的结果也在以存款准备金率作为货币政策代理变量的回归中得到了验证。这一结果说明，相比于监管压力较小的银行，货币政策与银行风险承担的负相关关系在监管压力较大的银行中有所减弱，表明宏观审慎监管对银行形成的资本方面的监管压力，迫使银行降低了宽松货币政策刺激下对风险资产的过度需求，从而部分抑制了宽松货币政策下银行的风险累积。这一结果不仅支持了宏观审慎监管的有效性，也反映出双支柱框架下，宏观审慎政策能够很好的弥补货币政策在应对银行风险承担方面的不足，支持了双支柱调控框架的合理性与有效性。

表 11 区分监管压力的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	监管压力 较大	监管压力 较小	监管压力 较大	监管压力 较小
	RISK	RISK	RISK	RISK
IR	-3.2689*** (1.0851)	-3.5685*** (0.7433)		
RR			-1.0128*** (0.3554)	-1.3922*** (0.2628)
NIM	4.0608*** (1.3040)	6.1373*** (1.0527)	4.0536*** (1.3221)	6.1461*** (1.0368)
CTR	0.3107*** (0.1155)	0.2652*** (0.0884)	0.3484*** (0.1231)	0.2628*** (0.0866)
SIZE	-9.3574*** (2.2318)	-0.2533 (1.8111)	-7.5234*** (1.9922)	0.3109 (1.6838)
NIR	0.0967 (0.0710)	0.1349*** (0.0446)	0.1108 (0.0664)	0.1331*** (0.0443)
GDP	-4.5347*** (0.7489)	-2.5838*** (0.5276)	-4.5736*** (0.7868)	-2.9352*** (0.5426)
RE	-0.5654*** (0.0995)	-0.2646*** (0.0911)	-0.6089*** (0.1011)	-0.4084*** (0.1045)
Constant	254.7718*** (48.2835)	70.7295** (35.0450)	230.3778*** (44.8038)	79.5584** (34.7178)
N	195	495	195	495
within R <sup>2</sup>	0.4639	0.4933	0.4475	0.4983

注：变量系数下方括号内为聚类稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%显著性水平下显著。

#### 四、结论与政策启示

通过理论模型的构建,本文分析了双支柱框架下的货币政策和宏观审慎政策对银行风险承担的影响。理论分析得到:首先,在信息不对称和有限责任制度下,银行的风险承担行为与自身的资本水平相关。资本水平较低的银行倾向于投资高风险的资产组合,而对于资本水平超过临界值的银行,会选择审慎经营,持有低风险的资产组合。其次,以利率和准备金率为代表的货币政策的放松不仅会刺激银行对风险资产的需求,还会增加银行部门中选择非审慎经营的银行的比例,同时,货币供给的增加也导致非审慎经营银行比例的上升。此外,在宏观审慎政策有效性方面,资本充足率要求和杠杆率监管通过对银行投资行为加以约束,能够抑制银行的过度风险承担。最后,在双支柱框架下货币政策和宏观审慎政策的相互作用方

面, 宏观审慎政策监管能够部分抵消货币政策的银行风险承担渠道传导效应; 然而, 货币政策的放松会恶化宏观审慎监管部门面临的权衡。

基于中国 69 家银行 2009-2018 年的平衡面板数据, 本文对理论分析得到的结论进行了验证。实证结果表明: 首先, 货币政策的银行风险承担渠道得到了经验数据的支持, 并且, 货币政策对银行风险的影响存在关于银行资本水平的门槛效应, 当银行资本水平超过门槛值时, 货币政策与银行风险的负相关关系有所加强。其次, 相比于货币政策紧缩时期, 货币政策宽松时期资本水平的门槛值更高, 意味着宽松的货币政策刺激了银行的风险承担, 导致了系统性风险的上升; 同时, 宏观审慎监管的加强能够降低资本水平的临界值, 证实了宏观审慎监管通过对银行资本加以约束, 限制了银行的过度风险承担。此外, 在货币政策和宏观审慎政策的相互作用方面, 宏观审慎监管的加强能够有效抑制银行在降息政策刺激下的过度风险承担, 起到对货币政策的弥补作用; 然而, 在货币政策和宏观审慎政策同步收紧时, 两者的政策力度存在一定程度上的抵消。最后, 在银行的异质性方面, 相比于国有和股份制商业银行, 城市和农村商业银行对货币政策的调整更为敏感, 并且, 在城市和农村商业银行中, 货币政策与银行风险的负相关关系随着资本水平超过门槛值而加强, 但是在国有和股份制商业银行中则呈现出相反的结果。

基于上述结论, 本文得到以下几个方面的政策启示: 一是充分发挥差别准备金动态调整机制的政策效果, 通过将准备金率与银行的资本充足率和资产质量挂钩, 制约资本充足率较低的银行的过度信贷扩张, 从而降低其风险水平; 二是健全双支柱调控框架, 在充分发挥货币政策和宏观审慎政策各自政策效果的基础上, 注重货币政策和宏观审慎政策之间的协调配合, 根据经济运行状况和金融形势, 选择合适的政策组合。特别是在货币政策宽松时期, 应适度加强宏观审慎监管, 发挥宏观审慎政策在抑制银行风险方面对货币政策的弥补作用, 以防范系统性金融风险的累积; 三是在双支柱调控政策的制定和实施过程中, 应对银行的异质性加以足够的重视, 针对不同资本状况以及不同性质的银行实行差异化的监管要求, 以提高政策的针对性和有效性。

注释

①由  $\theta_6 = \theta[p_2 R_2 - \frac{(p_1 + p_2)r}{2(1-\delta)}] < \kappa \theta p_2 (R_2 - \frac{r}{1-\delta})$  求解得到。

②宏观审慎政策指数构建所使用的数据和资料来源于中国人民银行和银保监会网站。

## 参考文献

- [1] 邓向荣、张嘉明:《货币政策、银行风险承担与银行流动性创造》,《世界经济》,2018年第4期。
- [2] 范从来、高洁超:《银行资本监管与货币政策的最优配合:基于异质性金融冲击视角》,《管理世界》,2018年第1期。
- [3] 方意:《宏观审慎政策有效性研究》,《世界经济》,2016年第8期。
- [4] 江曙霞、陈玉婵:《货币政策、银行资本与风险承担》,《金融研究》,2012年第4期。
- [5] 金鹏辉、张翔、高峰:《货币政策对银行风险承担的影响——基于银行业整体的研究》,《金融研究》,2014年第2期。
- [6] 马勇、陈雨露:《宏观审慎政策的协调与搭配:基于中国的模拟分析》,《金融研究》,2013年第8期。
- [7] 马勇、姚驰:《监管压力、经济周期与宏观审慎政策效果》,《经济理论与经济管理》,2017年第10期。
- [8] 牛晓健、裘翔:《利率与银行风险承担——基于中国上市银行的实证研究》,《金融研究》,2013年第4期。
- [9] 王爱俭、王璟怡:《宏观审慎政策效应及其与货币政策关系研究》,《经济研究》,2014年第4期。
- [10] 徐明东、陈学彬:《货币环境、资本充足率与商业银行风险承担》,《金融研究》,2012年第7期。
- [11] 张强、乔煜峰、张宝:《中国货币政策的银行风险承担渠道存在吗?》,《金融研究》,2013年第8期。
- [12] 张雪兰、何德旭:《货币政策立场与银行风险承担——基于中国银行业的实证研究(2000-2010)》,《经济研究》,2012年第5期。
- [13] 邹传伟:《对 Basel III 逆周期资本缓冲效果的实证分析》,《金融研究》,2013年第5期。
- [14] Acharya, V. V., 2009, "A Theory of Systemic Risk and Design of Prudential Bank Regulation", *Journal of Financial Stability*, Vol. 5(3), pp.224~255.
- [15] Adrian, T. and H. S. Shin, 2009, "Money, Liquidity, and Monetary Policy", *American Economic Review*, Vol. 99(2), pp.600~605.
- [16] Adrian, T. and H. S. Shin, 2010, "Financial Intermediaries and Monetary Economics", In *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 3, pp.601~650.
- [17] Agur, I. and M. Demertzis, 2019, "Will Macroprudential Policy Counteract Monetary Policy's Effects on Financial Stability?", *The North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 48, pp.65~75.
- [18] Allen, F. and D. Gale, 2000, "Bubbles and Crises", *The Economic Journal*, Vol. 110(460), pp.236~255.
- [19] Altunbas, Y., L. Gambacorta and D. Marqués-Ibáñez, 2010, "Does Monetary Policy Affect Bank Risk-taking?", *European Central Bank*.
- [20] Altunbas, Y., L. Gambacorta and D. Marques-Ibanez, 2012, "Do Bank Characteristics Influence the Effect of Monetary Policy on Bank Risk?", *Economics Letters*, Vol. 117(1), pp.220~222.
- [21] Angeloni, I., E. Faia and M. Lo Duca, 2015, "Monetary Policy and Risk Taking", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 52, pp.285~307.
- [22] Blinder, A. S., M. Ehrmann, M. Fratzscher, J. De Haan and D. J. Jansen, 2008, "Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence", *Journal of Economic Literature*, Vol. 46(4), pp.910~945.
- [23] Borio, C. and H. Zhu, 2008, "Capital Regulation, Risk-taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?", *BIS Working Paper*, No. 268.
- [24] Buch, C. M., S. Eickmeier and E. Prieto, 2014, "In Search for Yield? Survey-based Evidence on Bank



- Risk Taking”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 43, pp.12~30.
- [25] Cerutti, E., S. Claessens and L. Laeven, 2017, “The Use and Effectiveness of Macroprudential Policies: New Evidence”, *Journal of Financial Stability*, Vol. 28, pp.203~224.
- [26] Cerutti, E., R. Correa, E. Fiorentino and E. Segalla, 2016, “Changes in Prudential Policy Instruments—A New Cross-Country Database”, *International Monetary Fund*.
- [27] Challe, E., B. Mojon and X. Ragot, 2013, “Equilibrium Risk Shifting and Interest Rate in an Opaque Financial System”, *European Economic Review*, Vol. 63, pp.117~133.
- [28] Chen, M., J. Wu, B. N. Jeon and R. Wang, 2017, “Monetary Policy and Bank Risk-taking: Evidence from Emerging Economies”, *Emerging Markets Review*, Vol. 31, pp.116~140.
- [29] Claessens, S., S. R. Ghosh and R. Mihet, 2013, “Macro-prudential Policies to Mitigate Financial System Vulnerabilities”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 39, pp.153~185.
- [30] De Nicolò, G., G. Dell’Ariccia, L. Laeven and F. Valencia, 2010, “Monetary Policy and Bank Risk Taking”, *IMF Staff Position Note*, No. SPN/10/09.
- [31] Delis, M. D. and G. P. Kouretas, 2011, “Interest Rates and Bank Risk-taking”, *Journal of Banking & Finance*, Vol. 35(4), pp.840~855.
- [32] Dell’Ariccia, G., L. Laeven and R. Marquez, 2010, “Monetary Policy, Leverage, and Bank Risk-taking”, *IMF Working Paper*, No. 10/276.
- [33] Dell’Ariccia, G., L. U. C. Laeven and G. A. Suarez, 2017, “Bank Leverage and Monetary Policy’s Risk-taking Channel: Evidence from the United States”, *Journal of Finance*, Vol. 72(2), pp.613~654.
- [34] Drakos, A. A., G. P. Kouretas and C. Tsoumas, 2016, “Ownership, Interest Rates and Bank Risk-taking in Central and Eastern European Countries”, *International Review of Financial Analysis*, Vol. 45, pp.308~319.
- [35] Farhi, E. and J. Tirole, 2012, “Collective Moral Hazard, Maturity Mismatch, and Systemic Bailouts”, *American Economic Review*, Vol. 102(1), pp.60~93.
- [36] Gaggi, P. and M. Valderrama, 2010, “Does a Low Interest Rate Environment Affect Risk Taking in Austria?”, *Monetary Policy & the Economy*, Vol. 4, pp.32~48.
- [37] Gambacorta, L., 2009, “Monetary Policy and the Risk-taking Channel”, *BIS Quarterly Review*, December.
- [38] Ioannidou, V., S. Ongena and J. L. Peydró, 2015, “Monetary Policy, Risk-taking, and Pricing: Evidence from a Quasi-Natural Experiment”, *Review of Finance*, Vol. 19(1), pp.95~144.
- [39] Jiménez, G., S. Ongena, J. L. Peydró and J. Saurina, 2014, “Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty-three Million Bank Loans Say About the Effects of Monetary Policy on Credit Risk-taking?”, *Econometrica*, Vol. 82(2), pp.463~505.
- [40] Jiménez, G., S. Ongena, J. L. Peydró and J. Saurina, 2017, “Macroprudential Policy, Countercyclical Bank Capital Buffers, and Credit Supply: Evidence from the Spanish Dynamic Provisioning Experiments”, *Journal of Political Economy*, Vol. 125(6), pp.2126~2177.
- [41] Klingelhöfer, J. and R. Sun, 2019, “Macroprudential Policy, Central Banks and Financial Stability: Evidence from China”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 93, pp.19~41.
- [42] Laeven, L. and R. Levine, 2009, “Bank Governance, Regulation and Risk Taking”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 93(2), pp.259~275.
- [43] Lim, C. H., A. Costa, F. Columba, P. Kongsamut, A. Otani, M. Saiyid, T. Wezel and X. Wu, 2011, “Macroprudential Policy: What Instruments and How to Use Them? Lessons from Country Experiences”, *IMF Working Paper*, No. 11/238.
- [44] Maddaloni, A. and J. L. Peydró, 2011, “Bank Risk-taking, Securitization, Supervision, and Low Interest Rates: Evidence from the Euro-Area and the US Lending Standards”, *Review of Financial Studies*, Vol. 24(6), pp.2121~2165.

- [45] Ngambou Djatche, M. J., 2019, “Re-exploring the Nexus between Monetary Policy and Banks' Risk-taking”, *Economic Modelling*, Vol. 82, pp.294~307.
- [46] Paligorova, T. and J. A. C. Santos, 2017, “Monetary Policy and Bank Risk-taking: Evidence from the Corporate Loan Market”, *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 30, pp.35~49.
- [47] Rajan, R. G., 2006, “Has Finance Made the World Riskier?”, *European Financial Management*, Vol. 12(4), pp.499~533.
- [48] Tayler, W. J. and R. Zilberman, 2016, “Macroprudential Regulation, Credit Spreads and the Role of Monetary Policy”, *Journal of Financial Stability*, Vol. 26, pp.144~158.
- [49] Valencia, F., 2014, “Monetary Policy, Bank Leverage, and Financial Stability”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 47, pp.20~38.
- [50] Zdzienicka, A., S. Chen, F. Kalan, S. Laseen and K. Svirydzenka, 2015, “Effects of Monetary and Macroprudential Policies on Financial Conditions: Evidence from the United States”, *IMF Working Paper*, No. 15/288.

# The Effects of Monetary and Macro-prudential Policies under the Two-Pillar Adjustment Framework: From the Perspective of Bank Risk-Taking

Ma Yong<sup>a,b</sup> and Yao Chi<sup>a</sup>

(a. School of Finance, Renmin University of China, Beijing, 100872;

b. China Financial Policy Research Center, Beijing, 100872)

**Abstract:** Modeling the risk-taking behavior of banks protected by limited liability, this paper analyzes the regulation effect of monetary policy and macro-prudential policy under the two-pillar adjustment framework. Theoretical analysis shows that: easy monetary policies stimulate banks' risk-taking, leading to an increase in systemic risk of banking sector; on the contrary, macro-prudential policies represented by capital requirement and leverage cap can effectively curb banks' excessive risk-taking. Meanwhile, there exists an interaction between monetary policy and macro-prudential policy. While macro-prudential regulation can partially offset the transmission effect of monetary policy's bank risk-taking channel, easy monetary policies worsen the trade-off faced by macro-prudential supervision. Then, based on the panel data of 69 commercial banks in China during the period of 2009-2018, this paper empirically investigates the conclusions deriving from the theoretical model. The empirical results show that: first, the bank risk-taking channel of monetary policy transmission is evidenced, and this transmission has a significant threshold effect relating to bank capital level. Second, easy monetary policy rises the threshold of bank capital level, while macro-prudential regulation lowers the threshold. Moreover, macro-prudential regulation not only limits banks' risk-taking directly, but also restrains banks' risk-taking instigated by easy monetary policies. Finally, the threshold effect of monetary policy on bank risk-taking varies among banks of different natures. Compared with state-owned and joint-stock commercial banks, the risk-taking behavior of city and rural commercial banks is more sensitive to monetary policies.

**Keywords:** Two-pillar Adjustment Framework; Monetary Policy; Macro-prudential Policy; Bank Risk-taking

# 货币政策能够兼顾稳增长与防风险吗？ ——基于动态随机一般均衡模型的分析

董兵兵<sup>1</sup> 徐慧伦<sup>2</sup> 谭小芬<sup>3</sup>

**【摘要】**面对国内外复杂的经济形势，我国需要平衡好稳增长、调结构和防风险三者间的关系，构建金融有效支持实体经济的体制机制。在此背景下，本文在两部门新凯恩斯主义动态随机一般均衡模型中引入异质性抵押约束，探讨货币政策如何兼顾稳增长和防风险，进而促进金融更好地服务实体经济。本文发现：（1）降低利率和强化国企抵押约束可促进稳增长与稳杠杆。推动国企贷款利率趋于市场水平并降低非国企贷款成本，积极发挥结构性货币政策工具的作用，将增进其政策效果；（2）2008至2016年宏观杠杆率上升主要与国企抵押约束过松有关，2017年后利率对宏观杠杆率的调控增强；（3）宏观审慎政策框架下，货币政策盯住宏观杠杆率，并根据政策目标和经济背景适时调整利率与杠杆率的反馈机制，能够优化货币政策效果。对于“紧国企抵押约束+松市场利率”的政策组合，利率与宏观杠杆率呈正反馈有利于经济稳步增长和宏观杠杆率趋稳。

**【关键词】**货币政策；稳增长；稳杠杆；防风险

## 一、引言

为防范化解系统性金融风险，我国从2015年12月起将“去杠杆”列为供给侧结构性改革的五大任务之一。近年来在各方的大力推动下，我国宏观杠杆率得到有效控制并逐步趋稳，2018年4月中央财经委员会第一次会议提出要以结构性去杠杆为基本思路。去杠杆政策由总量性措施转变为更加精准的结构性的措施。结构性去杠杆主要从两个层面发力：第一，降低或稳定宏观杠杆率，即非金融部门信贷规模与GDP的比值；第二，区别对待不同部门杠杆率，如2002年以来国有上市公司债务占非金融上市公司债务60%以上<sup>4</sup>，对微观层面的企业杠杆率（即企业资产负债率）起主导作用，因此改善企业信贷资源配置效率对宏观杠杆率的稳定至关重要。2018至2019年GDP增速持续下行，固定资产投资和社会零售额同比增速均显著放缓。2020年为应对新冠疫情，货币政策逆周期调节力度加大，宏观杠杆率呈现阶段性快速上升。随着M2和社会融资规模增速同名义经济增速基本匹配，2021年宏观杠杆率有望企稳。在此背景下，部分学者提出货币政策的逆周期调节下稳增长和稳杠杆相互矛盾，

<sup>1</sup> 董兵兵，经济学博士，讲师，中央财经大学金融学院。

<sup>2</sup> 徐慧伦，博士研究生，中央财经大学金融学院。

<sup>3</sup> 谭小芬，经济学博士，教授，中央财经大学金融学院。

<sup>4</sup> 数据来源：Wind及作者计算。

而当前货币政策应侧重于支持经济向潜在增速回归（连平和陈冀，2019）。但立足于宏观杠杆率的经济含义和结构性去杠杆的发力点，货币政策调控下稳增长和以防风险为目的的稳杠杆未必呈对立关系。从信贷结构优化的角度看，若能实现低效益企业去杠杆、高效益企业加杠杆或稳杠杆，资源从效益较低的部门配置到效益更高的部门，则有助于提高投入效率，从而同时实现宏观杠杆率和经济增长的稳定。

本文将从货币政策的角度分析能否以及如何协调稳增长和防风险。长期以来，我国货币政策调控模式具有数量型和价格型并存的特点，而数量型货币政策框架下窗口指导、信贷配额等信贷政策能够确保信贷资源流入特定行业的企业，如房地产、基础设施建设等重工业行业（Chen et al., 2016; Chen and Zha, 2018）。金融危机之后数量型货币政策的有效性受到诸多质疑，我国货币政策由数量型调控为主向价格型调控为主过渡，价格型调控变得日益重要，但窗口指导及各种货币政策创新工具在调整信贷结构方面仍具有显著影响。因此，关于货币政策如何推进稳增长和以防风险为目的的稳杠杆，本文将在企业融资约束及成本的异质性设定和宏观审慎政策框架下考察价格型货币政策对宏观杠杆率的调控效果，以研究如何构建金融有效支持实体经济的体制机制。本文的货币政策包括利率政策<sup>1</sup>和选择性货币政策工具，如窗口指导、信用控制、优惠利率等。本文主要探究了以下三个问题，第一，货币政策能否同时实现稳增长和稳杠杆？货币政策应该是宽松的还是紧缩的？第二，结构性货币政策工具应如何与现有的货币政策工具相协调，以充分发挥精准滴灌的作用？第三，货币政策与宏观审慎政策双支柱的调控框架下，货币政策应如何调整以实现这两个目标？

本文将 Jermann and Quadrini (2012)单部门模型扩展为包含国企和非国企的两部门新凯恩斯主义动态随机一般均衡（DSGE）模型，从经济波动的角度来阐述不同类型货币政策工具的传导机制及其在稳增长和防风险方面的政策效果。稳增长是指货币政策对产出水平正向的促进作用，防风险是指宏观杠杆率和国企杠杆率趋稳并逐步下降的同时，非国企杠杆率有所上升，信贷结构得到优化。本文发现：（1）稳增长和稳杠杆并不矛盾，而是相互促进的，央行可通过适度降低利率和增强国企抵押约束，使信贷资源由国企向非国企转移，改善信贷配置效率，稳定宏观杠杆率，同时提高经济总产出水平，达到稳增长的政策目标，共同推进金融服务实体经济和系统性金融风险的防范。这两种政策在不同的国企政策激励、国企和非国企生产技术水平、抵押约束程度以及产品替代弹性设定下均有效；（2）货币政策在稳增长和稳杠杆方面的效果会受到国企和非国企融资成本的影响，推动国企贷款利率向市场水平趋近，并采取其他定向降低非国企贷款成本的结构性货币政策，可改善这两种政策的效果，充分发挥精准滴灌的作用；（3）2006年第二季度到2018年第二季度，国企抵押约束对宏观杠杆率起主导作用，而2017年后利率政策对宏观杠杆率的调控作用有所增强，强化国企抵押约束，主动下调利率至适当水平，是下一阶段稳定宏观杠杆率的重要手段；（4）在宏观审慎

<sup>1</sup> 相对于央行依据货币政策规则中产出和通胀缺口进行内生的利率调整，本文的利率政策特指货币政策规则中外生的货币政策冲击，即央行主动的、未被预期到的利率调整。该区分方式与 Chen et al. (2018) 一致，该研究也将货币政策调整分为内生和外生调整两部分。

的政策框架下，若央行在货币政策规则中盯住宏观杠杆率，并根据不同时期的调控政策和目标灵活调整利率与杠杆率间的内生机制，有利于货币政策实现稳增长、调结构和防风险间的平衡，比如降低政策利率和强化国企抵押约束时，央行应将利率与宏观杠杆率设定为正反馈机制。该种货币政策规则设定下，宏观杠杆率下降将促使央行进一步下调利率，增进央行主动降低利率和收紧国企抵押约束的政策效果。

本文主要与两方面研究有关，一是关于信贷渠道下我国货币政策效果的异质性。我国货币政策长期以数量型调控模式为主，其中贷款配额和窗口指导能够使信贷资金流向指定的行业和企业（Chen and Zha, 2018）。在这一信贷渠道机制下，货币政策的效果在企业层面呈异质性。货币政策紧缩后，相比于国企，非国企和规模小、抵押品不足的企业将更多地以商业信用替代银行贷款，其银行贷款明显缩减（饶品贵和姜国华，2013；曾海舰和苏冬蔚，2010）。该异质性效果将加剧流动性错配问题。信贷资源倾向于配置到低生产率企业，高生产率企业投资被挤出，收紧货币政策将使投资机会良好但现金流不足的企业再度缩减投资（李青原和王红建，2013；林滨等，2018），而宽松的货币政策将加剧低效率企业对信贷的过度占用，其他企业流动性不足问题更加突出，宏观杠杆率快速上升（王宇伟等，2018；Bleck and Liu, 2018）。

二是关于我国货币政策对杠杆率的调节作用，即收紧货币政策能否有效稳定杠杆率。一些研究提出紧缩性货币政策在中长期内能够稳定杠杆率，如陈创练和戴明晓（2018）。汪勇等（2018）也发现紧缩性货币政策能够降低企业部门整体杠杆水平和国企杠杆率，但产出将有所减少，非国企杠杆率上升。胡志鹏（2014）强调控杠杆和稳增长存在一定冲突，紧货币可在短期内起到控杠杆的作用，但中长期内货币政策需要与其他结构性改革相配合才能有效控制杠杆率。此外，另有研究发现宽松的货币政策有利于同时实现稳增长和去杠杆（刘晓光和张杰平，2016）。

关于货币政策如何协调稳增长和稳杠杆还有较大的研究空间。首先，现有研究以实证分析为主，理论研究对杠杆率的结构特征关注较少，也未能回答货币政策能否通过优化信贷结构兼顾稳增长和稳杠杆；其次，对于稳杠杆而言，央行主动调整利率和遵循货币政策规则被动调节利率的作用机制和调控效果有所不同，需要加以区分。本文的边际贡献如下：第一，本文的 DSGE 模型立足于我国经济现实，多角度刻画了企业异质性，能够反映出企业层面信贷资源的分配情况以及货币政策传导机制的差异性，有利于阐明货币政策在稳增长和防风险方面的政策效果；第二，本文通过模拟不同的企业融资成本设定下货币政策效果，说明央行如何借助结构性货币政策工具来优化信贷结构，更好地促进金融服务实体经济，完善了有关结构性货币政策工具效果的理论研究；第三，本文将理论模型与杠杆率历史数据相结合，识别出影响我国宏观杠杆率的主导因素，并借助反事实实验，说明宏观审慎政策框架下未来如何继续推进稳增长和防风险。

本文结构安排如下：第二部分为 DSGE 模型设定，第三部分为参数校准及贝叶斯估计，

第四部分为数值模拟结果, 第五部分为结论及启示。

## 二、模型构建

### (一) 居民部门

代表性家庭在预算约束下通过效用最大化选择劳动 ( $L_t$ )、贷款 ( $B_t$ ) 和消费 ( $C_t$ ):

$$\max_{C_t, L_t, B_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t D_t \left[ \ln(C_t - hC_{t-1}) - \zeta \frac{L_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right]$$

$$\text{s.t. } C_t + B_t/P_t R_t = B_{t-1}/P_t + W_t L_t/P_t + Div_t - T_t. \quad (1)$$

目标函数中  $C_t$  为居民在  $t$  期的实际消费, 需求冲击  $D_t$  服从 AR(1) 过程  $\ln D_t = \rho_d \ln D_{t-1} + \varepsilon_{d,t}$ , 扰动项  $\varepsilon_{d,t} \sim N(0, \sigma_d^2)$ ,  $\beta \in (0, 1)$  为居民贴现因子,  $h \in (0, 1)$  为居民跨期消费习惯程度,  $\varphi$  为 Frisch 劳动供给弹性倒数,  $\zeta$  为休闲偏好权重。式 (1) 为  $t$  期预算约束,  $B_t$  为居民向中间产品部门提供的名义贷款, 贷款期限为 1 期,  $P_t$  为价格水平,  $R_t$  为名义利率,  $W_t$  为中间产品部门向居民支付的名义工资,  $Div_t$  为企业部门利润分红,  $T_t$  为居民支付的一次性实际税收。

### (二) 中间产品部门

中间产品部门分为国企 ( $s$ ) 和非国企 ( $p$ ), 其生产函数分别为  $Y_{s,t} = Z_t Z_{s,t} A_s K_{s,t}^{\alpha_s} L_{s,t}^{1-\alpha_s}$  和  $Y_{p,t} = Z_t A_p K_{p,t}^{\alpha_p} L_{p,t}^{1-\alpha_p}$ , 其中,  $Y_{i,t}$  为企业  $i \in (s, p)$  生产的中间产品,  $K_{i,t}$  为企业  $i$  生产时使用的资本,  $L_{i,t}$  为企业  $i$  从居民部门雇佣的劳动,  $Z_t$  为中间产品部门整体性生产技术冲击,  $Z_{s,t}$  为国企自身生产技术冲击,  $Z_t$  和  $Z_{s,t}$  服从 AR(1) 过程  $\ln Z_t = \rho_z \ln Z_{t-1} + \varepsilon_{z,t}$  和  $\ln Z_{s,t} = \rho_{z_s} \ln Z_{s,t-1} + \varepsilon_{z_s,t}$ , 扰动项  $\varepsilon_{z,t} \sim N(0, \sigma_z^2)$  和  $\varepsilon_{z_s,t} \sim N(0, \sigma_{z_s}^2)$ 。  $A_i$  为企业  $i$  生产技术水平,  $\alpha_i$  为企业  $i$  生产时的资本份额。与大部分研究一致 (Chen et al., 2016; Liu et al., forthcoming), 为体现两种企业全要素生产率和行业分布差异, 本文设定  $A_s < A_p$  和  $\alpha_s > \alpha_p$ , 即非国企生产技术高于国企, 国企为资本密集型企业, 非国企为劳动密集型企业。

国企利润最大化问题为:

$$\max_{K_{s,t+1}, L_{s,t}, B_{s,t}, I_{s,t}} \sum_{n=0}^{\infty} E_t \left\{ \beta^n \frac{\Lambda_{t+n}}{\Lambda_t} \left[ \frac{\mu P_{s,t+n}}{P_{t+n}} Y_{s,t+n} - I_{s,t+n} - \frac{W_{t+n}}{P_{t+n}} L_{s,t+n} - \frac{B_{s,t+n-1}}{P_{t+n}} + \frac{B_{s,t+n}}{P_{t+n} R_{s,t+n}} \right] \right\}$$

$$\text{s.t. } K_{s,t+1} = (1-\delta)K_{s,t} + \left[ 1 - \frac{\phi_s}{2} (I_{s,t}/I_{s,t-1} - 1)^2 \right] I_{s,t} \quad (2)$$

$$B_{s,t}/P_t \leq \Theta_{s,t} E_t (Q_{s,t+1} K_{s,t+1} \Pi_{t+1}/R_t). \quad (3)$$

非国企利润最大化问题为：

$$\max_{K_{p,t+1}, L_{p,t}, B_{p,t}, I_{p,t}} \sum_{n=0}^{\infty} E_t \left\{ \beta^n \frac{\Lambda_{t+n}}{\Lambda_t} \left[ \frac{P_{p,t+n}}{P_{t+n}} Y_{p,t+n} - I_{p,t+n} - \frac{W_{t+n}}{P_{t+n}} L_{p,t+n} - \frac{B_{p,t+n-1}}{P_{t+n}} + \frac{B_{p,t+n}}{P_{t+n} R_{p,t+n}} \right] \right\}$$

$$\text{s.t. } K_{p,t+1} = (1-\delta)K_{p,t} + \left[ 1 - \frac{\phi_p}{2} (I_{p,t}/I_{p,t-1} - 1)^2 \right] I_{p,t} \quad (4)$$

$$B_{p,t}/P_t \leq \theta_p E_t (Q_{p,t+1} K_{p,t+1} \Pi_{t+1}/R_t) \quad (5)$$

企业  $i$  目标函数中， $P_{i,t}$  为企业  $i$  中间产品价格， $\Lambda_t$  为居民部门拉格朗日乘子， $R_{i,t}$  为企业  $i$  支付的名义贷款利率，国企名义贷款利率为  $R_{s,t} = 1 + (R_t - 1)(1 - \tau_s s_t)$ ，国企贷款利率风险溢价冲击  $s_t$  服从 AR(1) 过程  $\ln s_t = \rho_s \ln s_{t-1} + \varepsilon_{s,t}$ ，扰动项  $\varepsilon_{s,t} \sim N(0, \sigma_s^2)$ ，而非国企名义贷款利率为  $R_{p,t} = 1 + (R_t - 1)(1 - \tau_p)$ ， $\tau_i$  反映了企业  $i$  贷款利率风险溢价对其融资成本的影响，为使企业  $i$  抵押约束在稳态时为紧约束， $\tau_i$  应大于 0<sup>1</sup>。鉴于行业及规模差异，国企财务风险较低，其风险溢价低于非国企，因此设定  $0 < \tau_p < \tau_s < 1$ 。现实中国企经营环境优于非国企，其经营成本更低（汤铎铎，2019），因此在国企目标函数中引入政策激励（ $\mu$ ），且  $\mu > 1$ ，以反映国企经营环境优势。

式（2）和（4）为  $t$  期资本积累方程， $\delta$  为折旧率， $\frac{\phi_i}{2} (I_{i,t}/I_{i,t-1} - 1)^2$  为每单位新增投资带来的投资调整成本， $\phi_i$  为企业  $i$  投资调整系数，该参数越大，企业  $i$  调整投资带来的损耗越大。参考 Kiyotaki and Moore (1997) 和 Iacoviello (2005)，式（3）和（5）为  $t$  期企业  $i$  抵押约束， $Q_{i,t}$  为企业  $i$  资本积累方程的拉格朗日乘子，即每单位资本可为企业  $i$  带来的实际价值， $\Pi_{t+1} = P_{t+1}/P_t$  为  $t$  至  $t+1$  期的通货膨胀率。国企抵押约束冲击  $\Theta_{s,t}$  服从 AR(1) 过程  $\ln \Theta_{s,t} - \ln \theta_s = \rho_{\theta_s} (\ln \Theta_{s,t-1} - \ln \theta_s) + \varepsilon_{\theta_s,t}$ ，扰动项  $\varepsilon_{\theta_s,t} \sim N(0, \sigma_{\theta_s}^2)$ ， $\theta_i \in (0, 1)$  为企业  $i$  抵押约束稳态水平。式（3）和（5）代表若企业  $i$  在  $t+1$  期需要清算资产来偿还贷款，清算产生的交易成本为  $(1-\theta_i)E_t(Q_{i,t+1}K_{i,t+1})$ ，因此  $t$  期企业  $i$  实际贷款规模上限为  $\theta_i E_t(Q_{i,t+1}K_{i,t+1}\Pi_{t+1}/R_t)$ 。 $\theta_i$  与现实中国金融机构对企业的抵押品要求相对应，也能够反映出央行对信贷资源配置的引导。考虑到两类企业在行业和资产抵押性方面的差异，本文设定  $0 < \theta_p < \theta_s < 1$ 。

<sup>1</sup> 证明见 Jermann and Quadrini (2012)。本文设定非国企贷款利率趋于市场利率，非国企贷款利率风险溢价  $\tau_p$  接近于 0。



### (三) 最终产品部门

最终产品部门分别以价格  $P_{s,t}$  和  $P_{p,t}$  从国企和非国企购入中间产品  $Y_{s,t}$  和  $Y_{p,t}$ , 然后转化

为最终产品  $Y_t$ 。最终产品的生产函数为:  $Y_t = \left[ \alpha Y_{s,t}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) Y_{p,t}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$ 。其中,  $\alpha$  为生产

最终产品  $Y_t$  时国企中间产品  $Y_{s,t}$  占比,  $\sigma > 1$  为  $Y_{s,t}$  和  $Y_{p,t}$  的替代弹性。最终产品部门以批发价格  $P_{w,t}$  向零售商出售最终产品, 其利润最大化问题为:

$$\max_{Y_{p,t}, Y_{s,t}} \frac{P_{w,t}}{P_t} Y_t - \frac{P_{s,t}}{P_t} Y_{s,t} - \frac{P_{p,t}}{P_t} Y_{p,t}。$$

### (四) 零售商

根据 Bernanke et al. (1999), 垄断竞争的零售商  $j \in [0,1]$  在  $[0,1]$  上连续。零售商从最终产品部门批发购入最终产品后, 按照 Dixit-Stiglitz 形式进行差异化组装, 即  $Y_t = \left[ \int_0^1 Y_{j,t}^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} dj \right]^{\varepsilon/(\varepsilon-1)}$ , 并向居民和中间产品部门出售, 形成消费和投资。  $\varepsilon > 1$  为最终产品的替代弹性。因此, 零售商  $j$  对最终产品的需求函数为  $Y_{j,t} = (P_{j,t}/P_t)^{-\varepsilon} Y_t$ 。根据 Calvo (1983), 假设每期  $1-\xi$  的零售商可以灵活调整价格, 零售商利润最大化问题为:

$$\max_{P_t^*} E_t \sum_{n=0}^{\infty} (\beta \xi)^n \frac{\Lambda_{t+n}}{\Lambda_t} \left( \frac{P_t^*}{P_{t+n}} - MC_{t+n} \right) Y_{j,t+n},$$

其中,  $P_t^*$  为  $t$  期零售商制定的最优价格,  $MC_t$  为最终产品的边际生产成本。

### (五) 中央银行及市场出清

中央银行货币政策遵循泰勒规则形式, 对通胀和产出相对稳态的偏离做出反应:

$$R_t/R = (R_{t-1}/R)^{\rho_r} \left[ (\Pi_t/\Pi)^{\phi_\pi} (Y_t/Y)^{\phi_y} \right]^{1-\rho_r} m_t, \quad (6)$$

其中,  $R$ 、 $\Pi$  和  $Y$  分别为名义利率、通胀和产出稳态值,  $\rho_r$  为利率平滑参数,  $\phi_\pi$  和  $\phi_y$  为名义利率对通胀和产出的响应程度。货币政策冲击  $m_t$  服从 AR(1) 过程  $\ln m_t = \rho_m \ln m_{t-1} + \varepsilon_{m,t}$ , 扰动项  $\varepsilon_{m,t} \sim N(0, \sigma_m^2)$ 。

最终产品市场、劳动力市场和信贷市场达到均衡, 即  $Y_t = C_t + I_{s,t} + I_{p,t}$ ,  $L_t = L_{s,t} + L_{p,t}$  和  $B_t = B_{s,t} + B_{p,t}$ 。根据宏观杠杆率的经济含义, 模型中宏观杠杆率设定为  $BY_t = B_t/P_t Y_t$ , 企业  $i$  微观杠杆率设定为  $Lev_{i,t} = B_{i,t}/P_t Q_{i,t} K_{i,t}$ 。

## 三、校准及贝叶斯估计

本文通过校准确定部分参数和稳态取值, 对其他参数进行贝叶斯估计。模型的 1 期为 1

个季度。样本区间为 2006 年第一季度至 2018 年第二季度，样本数据为 GDP、新增固定资产投资完成额、人民币贷款加权平均利率<sup>1</sup>、非金融企业部门杠杆率和通货膨胀率，分别对应于总产出、总投资、国企贷款利率、宏观杠杆率和通胀五种观测变量。其中，人民币贷款加权平均利率来自 Wind，非金融企业部门杠杆率来自 BIS，其余数据来自中经网。本文首先利用 CPI 将 GDP 和新增固定资产投资完成额转变为实际数据，并计算通货膨胀率，然后采用 X12 方法对所有数据进行季节调整，最后将所有数据取对数和一阶差分。

参数校准取值如下：首先，居民部门参数。现有研究中时间贴现因子  $\beta$  的取值范围为 0.98 至 0.99，样本区间内本文的观测数据金融机构一年至五年贷款基准利率年化均值为 1.06，对应的季度利率为 1.02。为使稳态情况下，国企贷款利率低于该利率水平，而非国企贷款利率高于该利率水平，本文将  $\beta$  设定为 0.98。消费习惯  $h$  取值范围为 0.60 至 0.70，本文取 0.65；参考 Peng et al. (2016)，劳动供给弹性倒数  $\varphi$  取 0.60，总劳动供给稳态值取 0.49，根据稳态条件可计算确定休闲偏好权重  $\zeta$  为 4.87。

其次，中间产品部门参数。参考 Chang et al. (2019)、陈小亮和马啸 (2016) 和 Liu et al. (forthcoming)，非国企和国企生产技术水平之比在 1.30 至 1.60 间，本文取 1.40，国企生产技术水平  $A_s$  标准化为 1，因此非国企生产技术水平  $A_p$  取 1.40；参考罗时空和龚六堂 (2013) 及吕炜等 (2016)，国企和非国企资本份额 ( $\alpha_s$  和  $\alpha_p$ ) 取 0.55 和 0.35；资本折旧率  $\delta$  取 0.025；参考罗时空和龚六堂 (2013) 及陈小亮和马啸 (2016)，国企和非国企投资调整系数 ( $\phi_s$  和  $\phi_p$ ) 取 1；参考陈小亮和马啸 (2016) 及汪勇等 (2018)，国企和非国企抵押约束水平 ( $\theta_s$  和  $\theta_p$ ) 取 0.65 和 0.40；参考董兵兵和徐慧伦 (2018) 的估计结果，国企和非国企贷款利率风险溢价程度 ( $\tau_s$  和  $\tau_p$ ) 取 0.36 和 0.05，国企政策激励  $\mu$  取 1.26。

再次，最终产品部门及零售商参数。参考罗时空和龚六堂 (2013) 及陈小亮和马啸 (2016)，最终产品生产函数中国企中间产品份额  $\alpha$  取 0.47；参考董兵兵和徐慧伦 (2018) 的估计结果，国企和非国企中间产品替代弹性  $\sigma$  取 4.87；参考 Smets and Wouters (2007) 及陈小亮和马啸 (2016)，最终产品替代弹性  $\varepsilon$  取 10。

参数先验分布设定如下：参考 Kaihatsu and Kurozumi (2014)，价格粘性  $\xi$  服从均值 0.50，标准差 0.10 的 Beta 分布；参考王云清等 (2013)，货币政策规则中利率平滑参数  $\rho_r$  服从均值 0.75，标准差 0.10 的 Beta 分布；参考陈小亮和马啸 (2016)，货币政策规则中通货膨胀响应系数  $\phi_\pi$  服从均值 1.50，标准差 0.10 的正态分布；参考王云清等 (2013)，货币政策规则中产出响应系数  $\phi_y$  服从均值 0.60，标准差 0.10 的正态分布；参考 Smets and Wouters (2007) 和 Iacoviello (2015)，六种冲击自回归系数服从均值 0.80，标准差 0.10 的 Beta 分布，冲击扰

<sup>1</sup> 人民币贷款加权平均利率自 2008 年第三季度起公布，此前的缺失数据用金融机构一年至五年（含五年）贷款利率补全，数据来自 CEIC。

动项的标准差服从均值 0.10, 标准差 2 的逆 Gamma 分布。

根据 Iskrev (2010), 本文观测数据均值和协方差构成的信息矩阵在先验均值处的 Jacobian 矩阵为满秩矩阵, 并且 Jacobian 矩阵分解后矩阵的秩等于信息矩阵的维度, 因此本文所有待估计参数都是可识别的。估计结果显示<sup>1</sup>, 冲击持续性方面, 国企抵押约束冲击、生产技术冲击和需求冲击的持续性较强, 自回归系数均大于 0.70。冲击规模方面, 与其他冲击相比, 国企生产技术冲击和国企贷款利率风险溢价冲击有较高的波动性, 其扰动项标准差的后验均值分别为 0.13 和 0.17, 均高于先验均值 0.10。此外,  $\xi$  后验均值为 0.91, 说明我国价格调整灵活性较低, 而  $\rho_r$  后验均值为 0.88, 说明我国货币政策利率平滑性较高,  $\phi_\pi$  和  $\phi_y$  后验均值分别为 1.60 和 0.60, 与王曦等 (2016) 估计结果相近, 表明利率能够对产出和通胀做出明显响应。

#### 四、数值模拟结果

##### (一) 货币政策对宏观杠杆率的影响

本部分将通过脉冲响应分析宏观杠杆率、国企和非国企杠杆率及产出在一阶水平的变化情况, 来探讨货币政策在稳增长和稳杠杆方面的作用。本文主要关注两种外生冲击, 一种是货币政策冲击, 代表央行主动调节政策利率; 另一种是国企抵押约束冲击, 代表国企信贷条件的变化。

首先, 当央行下调利率时 (见图 1), 供给方面, 由于融资成本下降, 国企和非国企资产价格均上升, 资产价格渠道下二者抵押约束的程度减弱, 国企和非国企通过贷款扩大生产规模, 总产出水平显著上升; 需求方面, 总投资因国企和非国企的扩张而显著上升。另外, 由于企业支付的工资增加, 在收入效应的作用下, 居民同时提高当期的消费和储蓄, 因此, 降低利率有利于发挥信贷对实体经济的支持作用。整体上, 实体经济的反应具有如下特点: 第一, 央行下调政策利率后, 企业融资成本整体下降, 生产规模相应扩大, 但由于生产效率差异, 非国企资产价值和产出的上升幅度更大。利率政策的结构性作用较弱, 但对国企和非国企的作用程度存在差异; 第二, 央行主动降低政策利率有助于提升总产出水平, 宏观杠杆率未随信贷扩张而上升, 反而明显下降。国企和非国企偿债能力改善, 二者杠杆率也同步下降。

<sup>1</sup> 由于篇幅限制, 参数的贝叶斯估计结果可向作者索要。

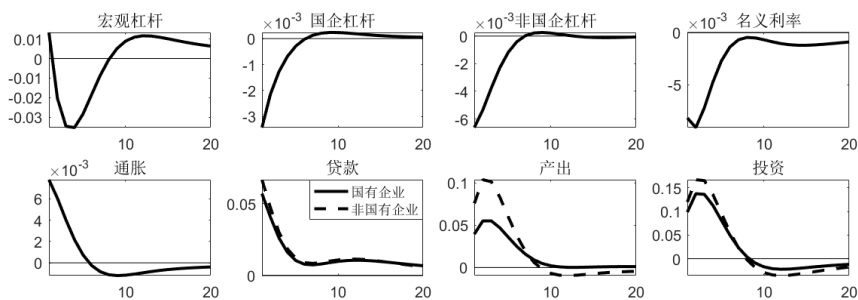


图 1 货币政策负冲击

其次，当央行放松国企抵押约束时（见图 2），供给方面，由于国企信贷可获得性更强，国企通过加杠杆扩张自身经营规模，其产品供给和资产价格均上升，资产价格渠道下，国企抵押约束的作用持续弱化，大量信贷资源集中于国企部门，但国企推高了资金的实际使用成本，非国企被迫缩减生产规模。由于非国企利润下降，其资产价值相应缩水，抵押约束的限制作用增强，非国企被迫去杠杆；需求方面，由于国企和非国企杠杆分化，二者投资的变动方向也相反，即国企扩张投资而非国企缩减投资。此外，非国企大幅削减劳动雇佣使得劳动力供给过剩，工资水平下降，收入效应下居民延迟当期消费并增加储蓄。为维持经济稳定，央行将根据货币政策规则相应下调利率。整体上，实体经济的反应具有如下特点：第一，大部分信贷资金流向国企并抬高资金的使用成本，加剧非国企流动性不足问题，放大信贷配置扭曲；第二，放松国企信贷条件对经济的刺激作用有限。虽然国企生产规模进一步扩大，但非国企产出明显下降，总需求不足导致价格水平下滑，不利于稳增长；第三，信贷资源由非国企向国企转移后，国企和非国企杠杆一升一降，且信贷向产出转化效率有限，宏观杠杆率上行；第四，为避免通缩问题，央行遵循货币政策规则被动下调利率，利率与宏观杠杆率、国企杠杆率的变动趋势相反。

综合图 1 和图 2 可知，若央行同时降低利率和收紧国企抵押约束，该政策组合能够在保证经济总产出平稳增长的情况下实现国企去杠杆、非国企加杠杆和宏观杠杆水平的下降。此外，稳健性分析中，调整国企政策激励、国企和非国企生产技术水平、抵押约束程度以及产品替代弹性的参数设定后货币政策效果不会发生方向性变化<sup>1</sup>。

<sup>1</sup> 由于篇幅限制，政策组合和稳健性分析的脉冲结果略去，可向作者索要。

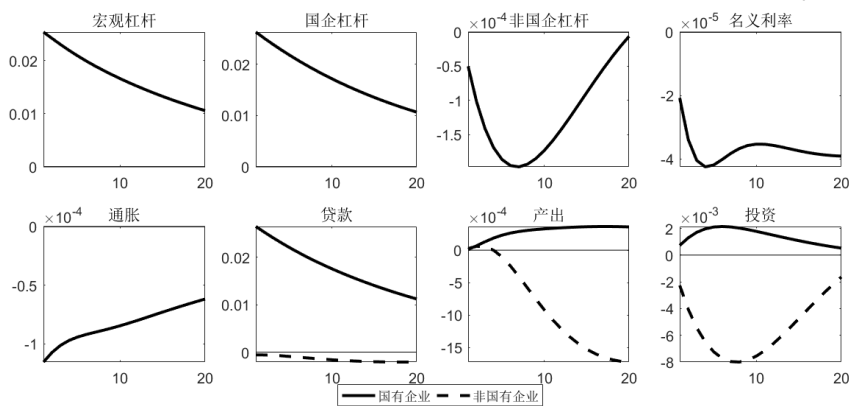


图 2 国企抵押约束正冲击

## (二) 货币政策调控效果的影响因素

由于“一刀切”的去杠杆政策给国内带来有效需求不足的问题，2018 年央行开始注重运用结构性货币政策工具，以保证精准滴灌的效果，例如 2018 年 12 月 19 日推出针对民营及小微企业的定向中期借贷便利，其利率比中期借贷便利利率低 0.15%。本部分通过调整  $\tau_s$  和  $\tau_p$  设定来刻画这种定向调控，然后与上文中的基准结果对比，以探究货币政策的结构优化作用是否增强。本部分模拟了三种情景：情景 1 中  $\tau_s$  提高至 0.88， $\tau_p$  不变，即国企融资成本优势更突出；情景 2 中  $\tau_s$  不变， $\tau_p$  提高至 0.35，即央行运用结构性货币政策工具，引导非国企融资成本下降；情景 3 中  $\tau_s$  为 0.88， $\tau_p$  为 0.35，即在国企融资成本优势更突出的情况下实施结构性货币政策。

图 3 为各情景下央行主动下调利率的效果。首先，情景 1 和 3 表明，国企融资优势更突出时，区别于基准结果，国企和非国企将对宽松的利率政策做出异质性反应。这是由于这两种情景下国企本身获得的信贷资金较多，央行主动降低政策利率将使投放的信贷资金主要淤积在国企部门，形成国企债务，但国企产出未及时上升，债务负担增加使得国企杠杆水平上升，此外，这两种情景下，降低政策利率对非国企的支持力度更强；其次，情景 2 表明，当宽松的利率政策与其他结构性货币政策相配合时，非国企融资贵的问题得到缓解，但非国企扩大生产的边际回报下降，降低利率对非国企的激励作用稍弱于基准结果。

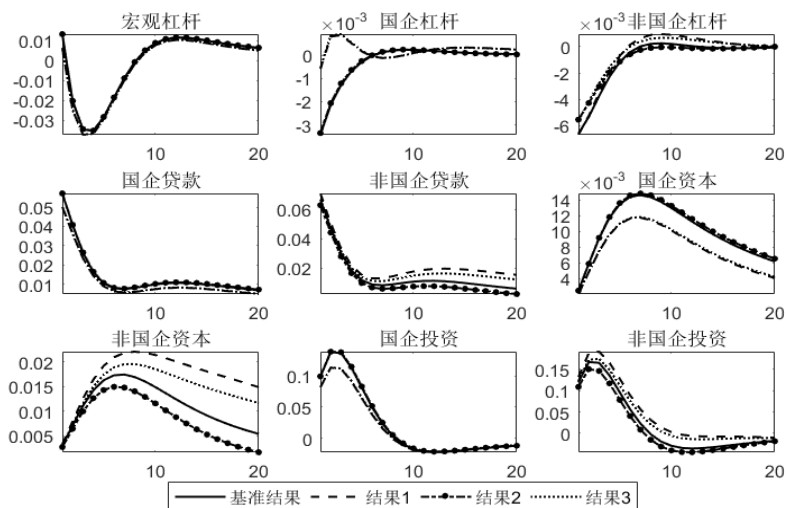


图3 不同贷款利率风险溢价下货币政策负冲击

图4为各情景下央行强化国企抵押约束的效果。首先，情景1和3表明，国企融资成本优势更突出时，增强国企信贷约束后国企大幅削减生产规模，促使更多的资源向非国企转移，信贷结构优化作用更显著，因此，这两种情景中非国企的调整幅度更大；其次，情景2和3表明，结构性货币政策和增强国企抵押约束的政策搭配下，非国企融资成本得到更有效的降低，使其能够在生产经营方面投入更多资金，产出情况明显改善，因此，情景2和3中货币政策的结构性作用分别强于基准结果和情景1。

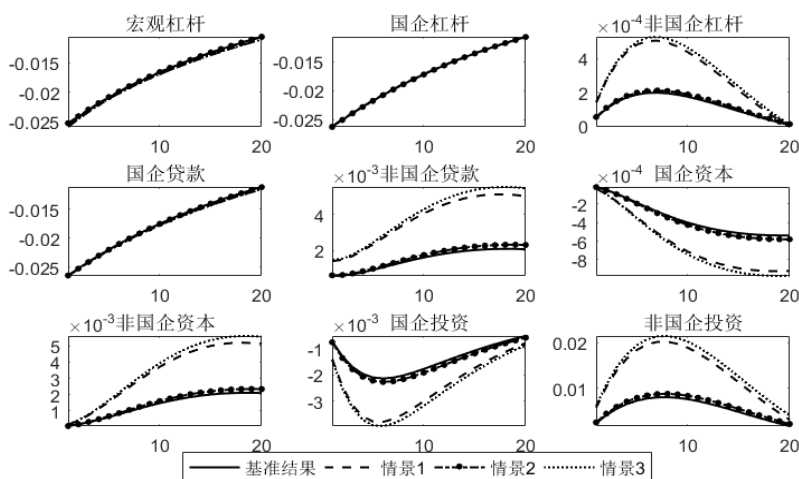


图4 不同贷款利率风险溢价下国企抵押约束负冲击

货币政策的传导效率和政策效果会受到国企和非国企融资成本的影响。一方面，当国企融资成本优势较突出时，央行增强国企抵押约束在稳杠杆方面的作用将更加显著。但国企信贷的产出转化效率较低，央行下调利率将加剧信贷资金配置效率低下的问题，推高国企杠杆水平，与信贷结构优化和稳杠杆相悖；另一方面，当央行实施降低非国企融资成本的结构性货币政策时，央行强化国企融资约束将更有效促进稳增长和稳杠杆，但主动降低政策利率的

效果将相对弱化。综合来看,稳增长和稳杠杆的目标下,使国企贷款利率向市场利率水平趋近,同时以结构性货币政策工具定向降低非国企融资成本,能够增强货币政策的效果。

### (三) 货币政策对宏观杠杆率的调控作用

本部分将结合宏观杠杆率的方差分解和历史冲击分解,来阐明为稳定宏观杠杆率应如何选择货币政策的整体基调。模型中宏观杠杆率 1 至 20 期的方差分解结果表明货币政策冲击和国企抵押约束冲击能够解释宏观杠杆率近 90% 的波动,其余部分主要源于需求冲击。其中,1 和 2 期时国企抵押约束冲击的作用最强,其对宏观杠杆率的解释比例分别为 65% 和 57%,而货币政策冲击的作用在 4 至 6 期时最明显,能够达到 50%,中长期内国企抵押约束冲击和货币政策冲击对宏观杠杆率的影响各自稳定在 47% 和 41%。此外,作为需求政策,货币政策也反映了需求变化对宏观杠杆率的影响。因此,国企抵押约束、政策利率调整和需求状况是影响宏观杠杆率的主要因素。

图 5 为宏观杠杆增长率历史冲击分解结果。2006 年第二季度到 2008 年第二季度,全球金融危机前,在国企抵押约束负冲击的主导作用下,宏观杠杆率呈现负增长的特点。当时国内需求旺盛,经济处于快速上行阶段,为避免经济过热,央行通过窗口指导调整信贷结构,限制过度投资行业的信贷规模,引导信贷资金流向中小企业。这种信贷政策表现为国企抵押约束负冲击,国企抵押约束的限制作用增强,加之需求正冲击,宏观杠杆增长率为负。

2008 年第三季度之后金融危机爆发,货币政策由从紧转为适度宽松,央行降低存贷款基准利率和存款准备金率,通过窗口指导和信贷配额增加基础设施、房地产等重工业行业的信贷投放。我国信贷规模整体扩张,信贷资源配置具有更加明显的非对称性 (Chen et al., 2016; Chen and Zha, 2018),处于重点支持行业的国企能够获得更多的信贷资金,与图 5 中该期间国企抵押约束正冲击相对应,宏观杠杆水平快速上升。2008 年下半年央行八次下调贷款基准利率,下调利率对产出水平起到拉动作用,进而使宏观杠杆增长放缓。2009 年和 2010 年上半年,央行未再次调整贷款基准利率,利率的拉动作用减弱,宏观杠杆率增速稍有回升。

2010 年第三季度至 2015 年第三季度,影子银行体系迅速扩张,政治锦标赛体制下大量信贷资源集中于地方政府融资平台、房地产及相关重工业企业。由于这些企业存在产能过剩、盈利能力低下、高杠杆等问题,该期间内国企抵押约束仍是宏观杠杆率上升的主导因素。2010 年起货币政策逐渐回归常态化,但由于 2011 年欧洲主权债务危机恶化和 2014 年“三期叠加”的经济背景,经济下行压力加大,存贷款基准利率先上调后下调,该期间内货币政策冲击首先带动宏观杠杆率更快上升,之后这种推动作用随着货币政策的转向而减弱,并且货币政策冲击的影响仍然较小,弱于国企抵押约束冲击。

2015 年第四季度以来,供给侧结构性改革深入推进,央行注重引导信贷结构优化,地方政府债务及影子银行业务得到规范,国企抵押约束收紧,宏观杠杆增速下滑并于 2017 年呈负增长。2018 年第一季度,中美贸易摩擦问题对需求产生负面影响,宏观杠杆率小幅回

升，图 5 中国企信贷条件的放松是该期间宏观杠杆率回升的主要原因，而第二季度结构性去杠杆的基本思路提出后，央行推出结构性货币政策工具并保持流动性稳定，宏观杠杆率再次下降。另外，2015 年第四季度之后，利率管制已基本放开，货币政策由数量型调控向价格型调控转变。2017 年至 2018 年第二季度，随着美联储进入加息周期，央行四次上调常备借贷便利利率、逆回购以及中期借贷便利中标利率，这种政策调整进一步推高了 2018 年第一季度的宏观杠杆增速。

整体上看，宏观杠杆率与国企抵押约束、政策利率和国内需求情况密切相关。长期以来，国企信贷条件对宏观杠杆率起到主导作用。随着价格型货币政策与结构性货币政策工具间的配合增强，政策利率对宏观杠杆率的调控作用逐渐显现，未来央行在积极发挥结构性货币政策工具的作用时，可通过放宽价格型货币政策和收紧国企抵押约束来保持宏观杠杆率稳定。

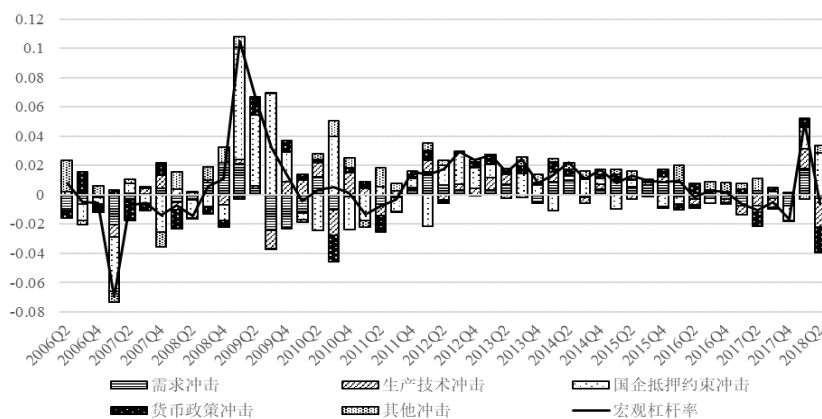


图 5 宏观杠杆增长率历史冲击分解

为进一步明确货币政策对宏观杠杆率的作用机制，本文对人民币贷款加权平均利率进行历史冲击分解后，发现其主要由需求冲击、生产技术冲击、货币政策冲击和国企生产技术冲击决定，国企抵押约束冲击的作用很小。这说明了体现为国企抵押约束冲击的央行数量型调控不直接作用于利率，而是通过货币政策规则的内生机制影响利率。此外，比较宏观杠杆率和人民币贷款加权平均利率的历史趋势可以发现（见图 6），贷款利率与宏观杠杆率呈负相关关系，2016 年第二季度前贷款利率与宏观杠杆率的相关系数为-0.48，此后二者相关系数为-0.45。伍戈（2018）则提出由于二者存在负相关性，提高利率可以控制宏观杠杆率。本文将货币政策冲击，即央行政策利率的主动调整，从人民币贷款加权平均利率中剔除后，贷款利率与宏观杠杆率仍呈负相关关系。结合图 1 和图 2 的分析可知，这种负相关关系主要源自于央行改变国企信贷条件后根据货币政策规则对利率所做的内生调整，即央行放松国企抵押约束后，宏观杠杆率上升，央行遵循货币政策规则下调利率，进而产生图 6 中利率和宏观杠杆率的负相关关系。央行额外提高利率将造成货币政策正冲击，对实体经济带来较大的负面影响，会进一步推高宏观杠杆率，因此强化国企抵押约束，灵活适度降低利率，才是逐步



稳定宏观杠杆率的关键。

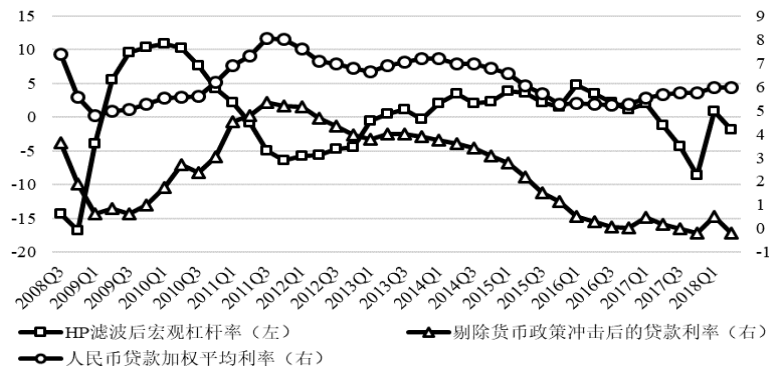


图 6 贷款利率与宏观杠杆率（单位：%）

资料来源：BIS、Wind 及作者计算。

#### （四）宏观审慎视角下盯住杠杆率的货币政策

为保证稳增长、调结构和防风险的共同推进，我国需要在货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架下，平衡好稳增长和稳杠杆的关系。关于宏观审慎政策框架下货币政策的设定，探讨较多的一个问题为是否应将其他相关变量纳入货币政策规则，如 Mishkin (2017)、马勇 (2013)、汪勇等 (2018) 等研究认为引入其他变量不能有效改善货币政策效果。本部分将从稳增长和稳杠杆方面来回答这一问题。

在式 (6) 中引入宏观杠杆率  $BY_t$ ，即：

$R_t/R = (R_{t-1}/R)^{\rho_r} \left[ (\Pi_t/\Pi)^{\phi_\pi} (Y_t/Y)^{\phi_y} (BY_t/BY)^{\phi_{by}} \right]^{1-\rho_r} m_t$ 。其中， $BY$  为宏观杠杆率稳态值， $\phi_{by}$  为名义利率对宏观杠杆率的反应系数， $\phi_{by} > 0$  代表利率与杠杆率表现为正反馈机制。杠杆率上升时，央行上调利率，信贷收缩，杠杆率下降； $\phi_{by} < 0$  代表利率与杠杆率表现为负反馈机制，杠杆率上升时，央行降低利率，产出上升，杠杆率下降。 $\phi_{by}$  绝对值越大，央行对宏观审慎政策予以的权重越大。

图 7 为  $\phi_{by}$  不同取值下央行下调政策利率的脉冲结果。其中  $\phi_{by}$  的取值变化不会使利率政策的效果发生方向变动，但会改变经济主体的调整幅度， $\phi_{by}$  取值越大，利率政策效果越强。图 1 中降低利率后，总产出上升，宏观杠杆率随政策利率下降而下降。对于盯住杠杆率的货币政策规则，若  $\phi_{by} > 0$ ，央行将进一步降低利率，进而放大利率政策效果。若  $\phi_{by} < 0$ ，央行将反向提高利率，利率政策效果被弱化。

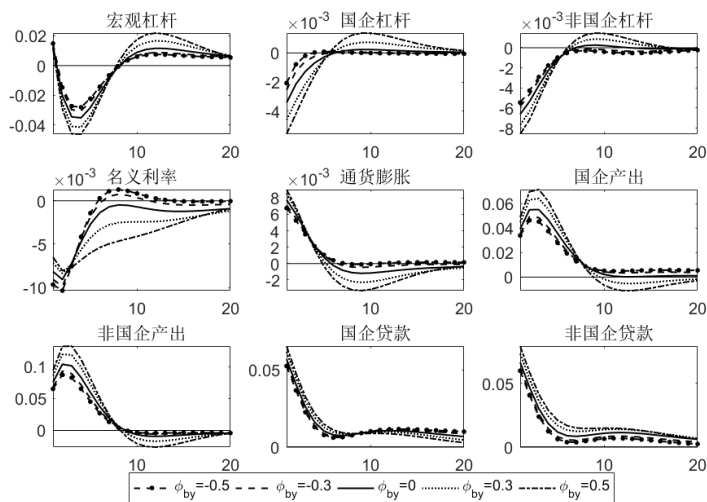


图7 货币政策盯住宏观杠杆后的货币政策负冲击

图8为 $\phi_{by}$ 不同取值下央行收紧国企抵押约束的脉冲结果。当政策利率与杠杆率之间为负反馈机制( $\phi_{by} < 0$ )时,首先,收紧国企抵押约束导致国企被动去杠杆,最终产品供给过剩带来通货紧缩,国企和非国企缩减其生产规模。为推动经济回归常态,央行将下调政策利率,但利率与杠杆率的负反馈会削弱货币政策的刺激效果,造成程度更深的通货紧缩和额外的产出损失,也不利于稳定宏观杠杆率;其次,该种负反馈机制下,收紧国企抵押约束也未能改善信贷资源配置效率。由于投资回报低下,国企和非国企抵押品价值缩水,融资难度整体加大。非国企贷款进一步减少,但由于资产价值降低,反而表现为加杠杆。当政策利率与杠杆率为正反馈机制( $\phi_{by} > 0$ ),首先,国企抵押约束增强后,正反馈机制下央行会根据宏观杠杆率的下降幅度而降低政策利率,进而缓解了国企被动去杠杆的负面影响,企业资产价格均上升,非国企通过贷款进一步扩张,国企虽然融资受限,但能够维持正常运营。由于总产出明显上升,宏观杠杆率在短期内逐步趋稳;其次,该机制下强化国企抵押约束未导致国企经营状况恶化,其资产价值有所上升,杠杆率下降幅度更大。非国企的贷款规模明显增加,但其信贷资金利用效率较高,杠杆率稳步下行,信贷结构整体改善。

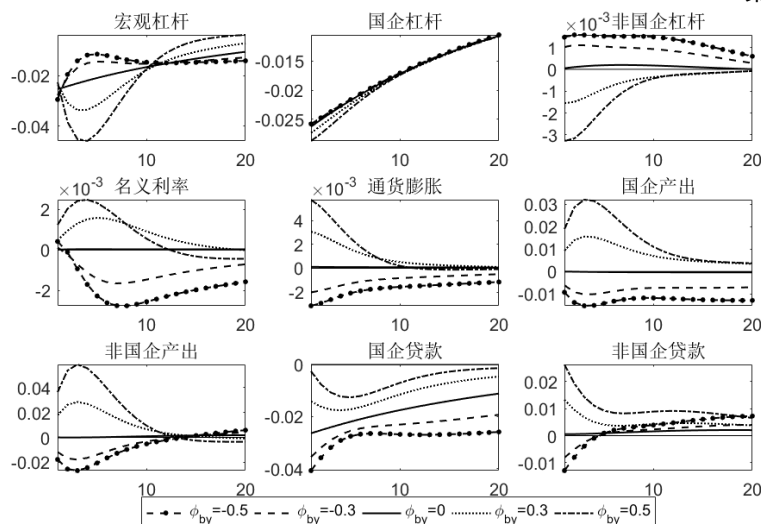


图 8 货币政策盯住杠杆率后的国企抵押约束负冲击

综上, 在宏观审慎政策框架下, 货币政策规则盯住杠杆率后将改变货币政策效果, 其中利率与杠杆率的内生机制需依据央行的调控政策而定。若央行降低政策利率和收紧国企抵押约束, 为平衡稳增长和稳杠杆, 可在货币政策规则中引入利率与杠杆率的正反馈机制。正反馈机制下, 央行主动降低政策利率和收紧国企抵押约束后, 将根据宏观杠杆率的下降幅度进一步下调利率, 化解国企被动去杠杆带来的额外产出损失, 稳定产出水平, 增强信贷结构的优化作用<sup>1</sup>。

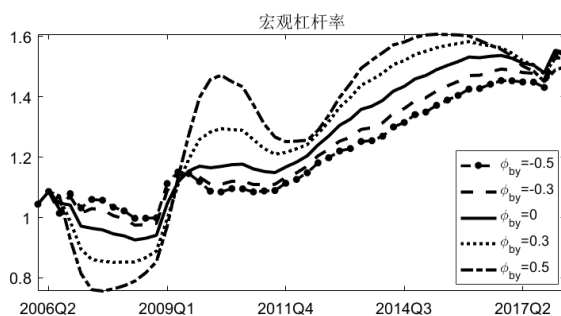


图 9 货币政策规则盯住杠杆率后的宏观杠杆率

另外, 本文模拟计算了各个  $\phi_{by}$  取值对应的宏观杠杆率, 以考察各种反馈机制对宏观杠杆率的影响。根据图 9 中宏观杠杆率实际水平与模拟值的关系, 可将样本区间划分为三个阶段, 即 2006 年第二季度至 2009 年第二季度、2009 年第三季度至 2017 年第二季度、2017 年第三季度至 2018 年第二季度。此外,  $\phi_{by}$  绝对值越大, 模拟值相对实际值的偏离程度越大。

<sup>1</sup> 本文以产出增长最大化和国企杠杆率增长最小化为央行政策目标。由于该目标函数不具有凸性, 本文未具体求解最优货币政策, 而是以脉冲响应分析说明利率与宏观杠杆率的反馈机制效果。本文强调正负反馈机制的选择应根据经济政策背景确定, 不同于最小化福利损失函数的结论。最小化福利损失函数的做法更重视平滑经济波动, 其优化得到的  $\phi_{by}$  始终为负。

若央行在货币政策规则中盯住杠杆率，并在第一个和第三个阶段内将利率和杠杆率设定为正反馈关系，在第二个阶段内设定为负反馈关系，我国宏观杠杆增速过快和水平过高的问题在2016年之前将有所缓解。第一个阶段内，为防止经济过热，央行着重引导信贷资金流向中小企业，形成国企抵押约束负冲击。利率和杠杆率的正反馈关系可增强收紧国企抵押约束对信贷结构的优化作用；第二个阶段，为推动经济复苏，大量信贷资源流入重工业企业和国企。对于杠杆率分化的现象，利率与杠杆率的负反馈机制将促进信贷对产出的推动作用，放慢宏观杠杆增速，并弱化非国企面临的挤出效应；第三个阶段，在货币政策规则中引入利率和杠杆率的正反馈关系有利于货币政策兼顾稳增长和稳杠杆。

另外，宏观审慎政策框架下，货币政策规则是否应盯住资产价格是另一广泛讨论的问题。2019年1月，我国决策层以及业界曾探讨央行是否应购买股票或交易型开放式指数基金（ETF），如盛松成（2019）认为当前我国金融体系总体平稳，央行无需购入股票或ETF。针对该问题，本文另考察了两种盯住资产价格的货币政策规则在维持经济金融稳定方面的调控效果，一种是在式（6）中引入国企资产价格，代表央行盯住国企资产价格，另一种是引入非国企资产价格，代表央行盯住非国企资产价格。脉冲结果表明，对于放松利率政策和收紧国企抵押约束，两种货币政策规则均未能明显改进其政策效果，且货币政策的资产价格渠道受阻，削弱了货币政策稳增长和稳杠杆的效果。因此，宏观审慎政策框架下，货币政策盯住杠杆率比盯住资产价格更有利于实现稳增长和稳杠杆的政策目标。

## 五、结论及启示

本文的主要结论如下：第一，稳增长和稳杠杆之间并不矛盾。当央行主动下调利率时，资产价格整体上升，国企和非国企通过贷款扩大生产规模，偿债能力明显提升，二者杠杆水平相应下降，且非国企杠杆下降幅度更大，总产出改善使得宏观杠杆率随之下降。当国企抵押约束放松时，国企加杠杆并抬高资金使用成本，非国企被迫去杠杆并缩减生产规模，宏观杠杆率上行。因此，央行应适当降低利率，保持总量适度，同时收紧国企抵押约束，增强货币政策精准导向和直达实体经济的效果，进而共同实现稳增长和防风险。

第二，货币政策在稳增长和稳杠杆方面的效果会受到国企与非国企融资成本的影响。本文模拟了三种情景下的货币政策效果，第一，国企融资成本优势更突出；第二，央行以结构性货币政策降低非国企融资成本；第三，在国企融资成本优势更突出的情况下实施结构性货币政策。结果表明，国企融资成本优势较大时，收紧国企抵押约束具有更明显的稳杠杆作用，但宽松的利率政策不能有效提高国企产出，最终使非国企杠杆率下降而国企杠杆率上升。当央行运用结构性货币政策来定向降低非国企融资成本时，增强国企抵押约束对信贷结构具有更显著的优化作用，而降低政策利率对非国企的激励作用稍有弱化。因此，稳增长和稳杠杆的目标下，推动国企贷款利率向市场水平趋近，积极发挥结构性货币政策工具精准滴灌的导向作用，可改善降低利率和收紧国企抵押约束的政策效果。对于增进金融服务实体经济的质

量而言，完善和创新结构性货币政策体系，深化利率市场化改革，降低民营企业和中小企业融资成本，是金融有效支持实体经济的关键。

第三，宏观杠杆率主要与国企抵押约束程度、政策利率调节和国内需求情况相关。2006 年第二季度到 2018 年第二季度内国企抵押约束对宏观杠杆率具有显著影响，是宏观杠杆率快速攀升的主导因素。此外，随着货币政策向价格型调控过渡以及结构性货币政策工具的使用，政策利率对宏观杠杆率的调控作用增强，因此未来防范化解系统性金融风险，维持宏观杠杆率稳定在合理水平，应注重强化国企抵押约束和采取适当宽松的利率政策。

第四，宏观审慎政策框架下，央行在货币政策规则中盯住宏观杠杆率，并根据调控目标和调控政策，灵活选择利率和杠杆率的内生机制，有利于提升金融服务实体经济的质量和效率，从而有效防范系统性金融风险。以在货币政策规则中引入利率与宏观杠杆率的正反馈机制为例，该反馈机制下，央行下调政策利率对杠杆率的稳定作用将更显著，而央行收紧国企抵押约束后，央行会根据宏观杠杆率的下降幅度进一步降低利率，缓解国企被动去杠杆的负面冲击，有助于优化信贷配置效率，兼顾稳增长和稳杠杆。因此，央行可以在货币政策规则中盯住宏观杠杆率，并根据不同时期的调控手段以及调控目标灵活调整利率和杠杆率的内生机制，这样有利于稳定宏观杠杆水平，例如，若在 2006 年第二季度至 2009 年第二季度和 2017 年第三季度至 2018 年第二季度两个阶段内，央行应使利率和杠杆率表现为正反馈关系，而 2009 年第三季度至 2017 年第二季度内，应将利率和杠杆率调整为负反馈关系。

## 参考文献

- [1] 曾海舰和苏冬蔚, 2010, 《信贷政策与公司资本结构》, 《世界经济》第8期, 第17~42页。
- [2] 陈创练和戴明晓, 2018, 《货币政策、杠杆周期与房地产市场价格波动》, 《经济研究》第9期, 第52~67页。
- [3] 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。
- [4] 董兵兵和徐慧伦, 2018, 《抵押约束、信贷配置与杠杆率》, 第十八届中国青年学者论坛会议论文。
- [5] 胡志鹏, 2014, 《“稳增长”与“控杠杆”双重目标下的货币当局最优政策设定》, 《经济研究》第12期, 第60~71+184页。
- [6] 李青原和王红建, 2013, 《货币政策、资产可抵押性、现金流与公司投资——来自中国制造业上市公司的经验证据》, 《金融研究》第6期, 第31~45页。
- [7] 连平和陈冀, 2019, 《货币政策面临的挑战与走势》, 《中国金融》第3期, 第18~20页。
- [8] 林滨、王弟海和陈诗一, 2018, 《企业效率异质性、金融摩擦的资源再分配机制与经济波动》, 《金融研究》第8期, 第17~32页。
- [9] 刘晓光和张杰平, 2016, 《中国杠杆率悖论——兼论货币政策“稳增长”和“降杠杆”真的两难吗》, 《财贸经济》第8期, 第5~19页。
- [10] 罗时空和龚六堂, 2013, 《金融抑制、金融摩擦与企业债务融资的经济周期性》, 《经济研究》增1期, 第118~131页。
- [11] 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页。
- [12] 马勇, 2013, 《植入金融因素的DSGE模型与宏观审慎货币政策规则》, 《世界经济》第7期, 第68~92页。
- [13] 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+150页。
- [14] 盛松成, 2019, 《央行直接购买股票的理由不成立》, [http://finance.sina.com.cn/zl/china/2019-01-09/zl-ihqfscn5474855.shtml?cre=zl&r=user&pos=2\\_4](http://finance.sina.com.cn/zl/china/2019-01-09/zl-ihqfscn5474855.shtml?cre=zl&r=user&pos=2_4)。
- [15] 汤铎铎, 2019, 《金融去杠杆、竞争中性与政策转型——2019年中国宏观经济展望》, 《经济学动态》第3期, 第32~43页。
- [16] 汪勇、马新彬和周俊仰, 2018, 《货币政策与异质性企业杠杆率——基于纵向产业结构的视角》, 《金融研究》第5期, 第47~64页。
- [17] 王曦、王茜和陈中飞, 2016, 《货币政策预期与通货膨胀管理——基于消息冲击的DSGE分析》, 《经济研究》第2期, 第16~29页。
- [18] 王宇伟、盛天翔和周耿, 2018, 《宏观政策、金融资源配置与企业部门高杠杆率》, 《金融研究》第1期, 第36~52页。
- [19] 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页。
- [20] 伍戈, 2018, 《持续紧货币在现实中并不具有可行性》, [http://www.sohu.com/a/240392303\\_257448](http://www.sohu.com/a/240392303_257448)。
- [21] Bernanke, Ben, Mark Gertler, and Simon Gilchrist. 1999. “The Financial Accelerator in a Quantitative

Business Cycle Framework” in *Handbook of Macroeconomics*, Eds. by Taylor, John B., and Michael Woodford, 1:1341~1393.

[22] Bleck, Alexander, and Xuewen Liu. 2018. “Credit Expansion and Credit Misallocation” *Journal of Monetary Economics*, 94:27~40.

[23] Calvo, Guillermo A.. 1983. “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework” *Journal of Monetary Economics*, 12(3):383~398.

[24] Chang, Chun, Zheng Liu, Mark M. Spiegel, and Jingyi Zhang. 2019. “Reserve Requirements and Optimal Chinese Stabilization Policy” *Journal of Monetary Economics*, 103:33~51.

[25] Chen, Kaiji, and Tao Zha. 2018. “Macroeconomic Effects of China’s Financial Policies” NBER Working Paper, No. 25222.

[26] Chen, Kaiji, Jue Ren, and Tao Zha. 2018. “The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China” *American Economic Review*, 108(12):3891~3936.

[27] Chen, Kaiji, Patrick Higgins, Daniel F. Waggoner, and Tao Zha. 2016. “Impacts of Monetary Stimulus on Credit Allocation and the Macroeconomy: Evidence from China” NBER Working Paper, No. 22650.

[28] Iacoviello, Matteo. 2005. “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle” *American Economic Review*, 95(3):739~764.

[29] Iacoviello, Matteo. 2015. “Financial Business Cycles” *Review of Economic Dynamics*, 18(1):140~163.

[30] Iskrev, Nikolay. 2010. “Local Identification in DSGE Models” *Journal of Monetary Economics*, 57(2):189~202.

[31] Jermann, Urban, and Vincenzo Quadrini. 2012. “Macroeconomic Effects of Financial Shocks” *American Economic Review*, 102(1):238~271.

[32] Kaihatsu, Sohei, and Takushi Kurozumi. 2014. “Sources of Business Fluctuations: Financial or Technology Shocks?” *Review of Economic Dynamics*, 17(2):224~242.

[33] Kiyotaki, Nobuhiro, and John Moore. 1997. “Credit Cycles” *Journal of Political Economy*, 1997, 105(2):211~248.

[34] Liu, Zheng, Pengfei Wang, and Zhiwei Xu. Forthcoming. “Interest-Rate Liberalization and Capital Misallocations” *American Economic Journal: Macroeconomics*.

[35] Mishkin, Frederic S.. 2017. “Rethinking Monetary Policy after the Crisis” *Journal of International Money and Finance*, 73:252~274.

[36] Peng, Daoju, Kang Shi, and Juanyi Xu. 2016. “SOE and Chinese Real Business Cycle” HKIMR Working Paper No. 02/2016.

[37] Smets, Frank, and Rafael Wouters. 2007. “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach” *American Economic Review*, 97(3):586~606.

# Can Monetary Policy Reconcile Sustaining Steady Growth with Preventing Risks in China: An Analysis Based on DSGE Model

DONG Bingbing XU Huilun TAN Xiaofen

(School of Finance, Central University of Finance and Economics)

**Abstract:** In recent years, the growth of macro leverage has been under control and stabilized. At the first meeting of the Central Committee for Financial and Economic Affairs in April 2018, it was proposed that China should stabilize the macro leverage and quickly reduce the leverage ratio of the local government and state-owned enterprises (SOEs). However, strengthening financial regulation and US-China trade tensions imposed adverse shocks on the driving force of the economy and the public confidence in the economy. The economy faced increasing downward pressure. In 2020, in the face of Covid-19 shock, the People's Bank of China strengthened counter-cyclical adjustments to monetary policy, which led to the temporary rise of the macro leverage ratio. In this context, some researchers argue that stabilizing economic growth is in conflict with stabilizing leverage ratio in terms of counter-cyclical monetary policy adjustments and monetary policy should currently focus on facilitating economic growth back to its potential growth rate.

With regard to the economic meaning of the macro leverage ratio and the key of structural deleveraging, monetary policy adjustment may not lead to the conflict between maintaining economic growth and stabilizing the macro leverage ratio aiming at preventing risks. Moreover, in terms of improving credit allocation, when corporates with lower return deleverage and the higher ones leverage, resources can be redistributed to better performed corporates and the output productivity will be promoted. It also helps to realize stabilizing the macro leverage ratio and maintaining economic growth.

Can monetary policy reconcile stabilizing the macro leverage ratio with maintaining economic growth at the same time? How can the structural monetary policy instrument cooperate with existing monetary policy instrument in order to precisely channel funds? How can monetary policy facilitate these two goals under the monetary policy and macro-prudential policy two-pillar framework. We develop a two-sector New Keynesian DSGE model with a SOE sector and a private-owned enterprise (POE) sector and collateral constraint for borrowing of these two sectors. We use Bayesian methods and China's economic data to estimate the model. We will address all above questions by providing impulse responses, variance decompositions and historical decompositions.

Our findings are as follows. Firstly, maintaining economic growth and stabilizing leverage ratio are not contradictory, but can boost each other. If the central bank lowers interest rate and strengthens the collateral constraint of SOEs, credit resources will be directed from SOEs to POEs,



which can promote the efficiency of credit allocation. This will contribute to maintaining stable growth and stabilizing leverage ratio. Therefore, this monetary policy adjustments can enhance the effects of financing serving the real economy and effectively prevent systemic financial risks; Secondly, the effects mentioned are related to the borrowing costs of SOEs and POEs. Specifically, the effects can be reinforced by making SOE loan rate more closed to the market rate and taking structural monetary policy aiming at reducing POE loan costs; Thirdly, the collateral constraint on SOEs was the main factor of the macro leverage from the second quarter of 2006 to the second quarter of 2018. The adjustment of interest rates has had a greater impact on the macro leverage since 2017; Fourthly, under the macroprudential policy framework, if the central bank targets macro leverage ratio in the Taylor rule, which varies timely according to policy background, the Taylor rule will contribute to the balance between maintaining stable growth, making structural adjustments and guarding against risks. Were the central bank loosening interest rates and strengthening the SOE borrowing constraint, the coefficient of interest rate on leverage ratio should be positive. Based on this Taylor rule's setting, the decrease of the macro leverage ratio will make the central bank further reduce interest rate, and then reinforce the effect of lowering interest rate and strengthen the collateral constraint of SOEs.

We make three contributions in this paper. Firstly, according to economic features of China, we add corporate heterogeneity to the DSGE model. So the model can illustrate the credit allocation and monetary policy mechanism in the corporate sector; Secondly, we simulate the effect of monetary policy under different setting of corporate borrowing costs, in order to show how the central bank can use structural monetary policy to promote credit allocation and strengthen the effects of financing serving the real economy. This paper provides theoretical research for the impact of structural monetary policy; Thirdly, we combine theoretical model with leverage ratio data and identify the decisive factor of China's macro leverage ratio. Using counterfactual experiments, we also show how to facilitate maintaining economic growth and stabilizing leverage ratio under the macro-prudential framework.

**Key Words:** Monetary Policy; Sustaining Steady Growth; Stabilizing Leverage Ratio; Preventing Risks

# 人民币升值、“热钱”与消失的顺差 ——兼辨析三套数据背后的差异

管涛<sup>1</sup>

**【摘要】**2020年6月份以来，人民币兑美元汇率持续升值，再次引发了国内对于“热钱”问题的关注。本文利用国家外汇管理局发布的银行结售汇、代客涉外收付款和国际收支平衡表数据，分析2020年人民币升值压力来源。由于统计口径不同，三套数据反映的结果存在差异，有时方向甚至截然相反。作为四大宏观经济统计账户之一，国际收支账户是国际通行口径，对分析形势、宏观决策具有重要的参考价值。国际收支平衡表的静态和动态数据均显示，经常项目顺差是2020年驱动人民币升值的主要力量，“热钱”流入的贡献有限。在中国国际收支状况已经基本平衡的情况下，缓解当前人民币升值压力的主要矛盾不在于“促平衡”而在于“扩流出”，“控流入”的政策效果更为有限。

**【关键词】**人民币汇率；热钱；国际收支

2020年6月份之后，人民币兑美元汇率（以下简称“人民币汇率”）持续升值。以月度为单位，到2021年2月，中间价已经连续升值9个月，进入3月份才出现部分回调。关于本轮人民币升值，市场存在诸多疑问：人民币升值的原因是什么？是“热钱”流入导致的吗？为什么货物贸易大顺差但经常项目涉外收付款却是逆差？为什么银行结售汇顺差远大于外汇储备资产增加？这些顺差都去哪儿了？

那么，应该如何看待上述问题？本文首先回顾1994年汇率并轨以来关于“热钱”问题的三轮炒作，然后通过对国家外汇管理局公布的银行结售汇数据、银行代客涉外收付款数据和国际收支平衡表数据，分析2020年人民币升值的驱动力何在，并回答2020年贸易顺差不顺收、结售汇顺差远大于外汇储备资产变动的原因是什么，最后得出本文的主要结论，并提出应对人民币升值压力的政策建议。

## 一、将人民币升值与“热钱”流入挂钩由来已久

所谓“热钱”，在理论上一般被定义为国际短期投机套利资金。在实践中由于难以准确把握国际资本流动的真实动机和存续期限，因此针对“热钱”规模测算没有严格的定义和标

<sup>1</sup> 管涛，中银证券全球首席经济学家。

准。<sup>1</sup>但这不妨碍“热钱”问题成为社会各界的关注焦点。1994 年汇率并轨改革成功之后，“热钱”问题在中国即引发了广泛的关注。

1994 年，中国外汇体制进行了重大改革，人民币官方汇率与外汇调剂市场汇率并轨，中国开始实行以市场供求为基础、有管理的浮动汇率制度。新体制开始实施当年，人民币汇率不跌反涨，外汇储备规模从上年末的 212 亿美元增至 516 亿美元，翻了一番。针对外汇储备快速增长情况，1995 年国内便开始讨论，外汇储备到底是多了还是少了？新增外汇储备是来自贸易顺差还是“热钱”流入？<sup>2</sup>1997 年亚洲金融危机爆发之后，中国遭遇了资本外流、汇率贬值的双重压力，前期关于“热钱”问题的炒作稍有缓解，但各方又转而追问，为什么贸易顺差但贸易结售汇却是逆差（又称“贸易顺差逆收”），外汇储备增长十分有限？资本外逃去哪儿了？<sup>3</sup>

2002 年之后国内开始第二轮关于“热钱”问题的讨论。2001 年，为应对互联网泡沫破裂和“9·11”袭击对美国经济的负面影响，美联储开始连续降息，中国重现资本内流。2002 年，中国国际收支有关项目的变化，例如经常转移顺差大幅增加、净误差与遗漏项目在连续十二年为负值后首次转正等，引发社会广泛关注，各方又重新讨论起“热钱”流入问题。<sup>4</sup>2004 年之后，中国贸易顺差大幅增加，有研究认为其中有很大一部分是“热钱”。<sup>5</sup>外资也成为此后国内股市、房市持续上涨的“替罪羊”。<sup>6</sup>

当前国内或正在进入第三轮关于“热钱”问题的炒作。2020 年，人民币汇率中间价先抑后扬，后七个月累计升值 9.3%，全年累计升值 6.9%，年度涨幅为 2015 年“8·11”汇改以来最高。虽然 2017 年人民币汇率升值幅度也大于 6%，但当年人民币升值主要依靠在中间价报价机制中引入逆周期因子推动，全年外汇依然供不应求。<sup>7</sup>而本轮人民币升值则更多地反映了市场的力量。2020 年全年，境内外汇总体供大于求，银行即远期（含期权）结售汇顺差 2152 亿美元。虽然结售汇顺差规模远不及 2011 年的 3384 亿美元、2013 年的 3259 亿美元的水平，但也是过去五年以来的顺差新高（见图 1）。那么，这些顺差是来自贸易项下

<sup>1</sup> 国家外汇管理局国际收支分析小组：“2010 年中国跨境资金流动监测报告”，2011 年 2 月 17 日，<http://www.safe.gov.cn/safe/2011/0217/6094.html>[2021-3-26]；管涛：“货币战争的中国对策：积极应对国际资本流动冲击”，《国际经济评论》，2011 年第 2 期，第 64~67 页。

<sup>2</sup> 方文：“论中国外汇储备的适度规模”，《国际金融研究》，1995 年第 4 期，第 31~34 页；管涛、曾卫京：“国际短期资本流动对我国外汇供求的影响”，《管理世界》，1997 年第 1 期，第 88~93 页。

<sup>3</sup> 宋文兵：“中国的资本外逃问题研究：1987-1997”，《经济研究》，1999 年第 5 期，第 39~48 页。

<sup>4</sup> 张礼卿：“关注国际‘热钱’：判断与对策”，《中国外汇管理》，2003 年第 9 期，第 19~20 页。

<sup>5</sup> 姚枝仲：“真实贸易顺差，还是热钱？”，《国际经济评论》，2008 年第 4 期，第 28~31 页。

<sup>6</sup> 刘莉亚：“境外‘热钱’是否推动了股市、房市的上涨——来自中国市场的证据”，《金融研究》，2008 年第 10 期，第 48~70 页。

<sup>7</sup> 管涛：《汇率的突围》，东方出版中心，2020 年 12 月。

还是“热钱”流入呢？我们需要用数据说话。因为如果只讲故事，即便故事是真实的，也可能只代表了个案。

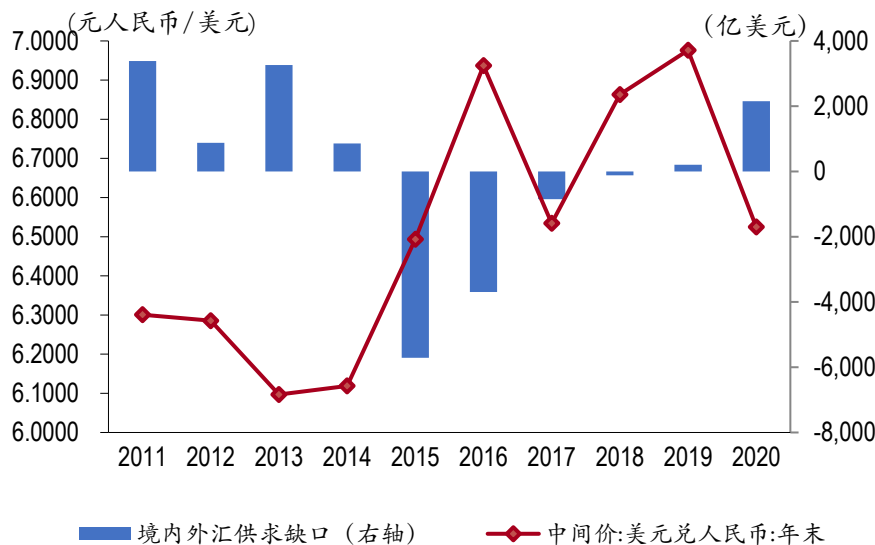


图1 人民币汇率中间价及境内外汇供求关系

注：由于数据的可得性，境内外汇供求缺口在2011-2016年间取银行即远期结售汇差额，2017年之后取即远期（含期权）结售汇差额。

数据来源：国家外汇管理局，中国外汇交易中心，WIND。

## 二、三套数据背后 2020 年人民币汇率大涨的故事

国家外汇管理局会定期公布银行代客结售汇、银行代客涉外收付款和国际收支数据。其中，银行代客结售汇、银行代客涉外收付款是高频的月度数据，国际收支是季度数据。通过这三套数据，可以多维度观察 2020 年人民币升值背后的市场力量。

### （一）银行结售汇数据

银行结售汇是指银行为客户及其自身办理的结汇和售汇业务。

2020 年，银行即远期（含期权）结售汇顺差规模为 2151 亿美元。其中，银行代客（即期）结售汇顺差 1442 亿美元，贡献了银行结售汇总体顺差的 67.0%；银行自身（即期）结售汇顺差 145 亿美元，贡献了银行结售汇总体顺差的 6.8%；远期、期权等外汇衍生品交易（即期）增加外汇供给 564 亿美元，贡献了 26.2%。由于银行自身结售汇未披露交易性质，因此本文只能分析银行代客结售汇数据的交易构成情况。

静态地看，在银行代客结售汇顺差中，经常项目贡献了 69.8%，其中货物贸易贡献了

166.2%，服务贸易负贡献 70.5%；资本项目贡献了 30.2%，其中直接投资贡献了 25.8%，证券投资贡献了 24.8%。由此可见，证券投资形式的“热钱”流入对于代客结售汇顺差的贡献甚至不如跨境直接投资。如果将其他投资差额也考虑进来，二者合计的“热钱”流入对代客结售汇顺差的贡献率仅为 4.4%（见表 1）。

动态来看，2020 年银行代客结售汇顺差较上年增加 1874 亿美元，经常项目顺差增加贡献了 86.4%，其中货物贸易净结汇增加、服务贸易净购汇减少分别贡献了 41.2%和 47.6%；资本项目顺差增加贡献了 13.6%，其中直接投资净结汇减少负贡献 5.2%，证券投资净结汇增加和其他投资净购汇减少分别贡献了 12.0%和 6.8%，二者合计的“热钱”流入增加对结售汇顺差增长的贡献率为 18.8%（见表 1）。

综上，银行结售汇静态数据显示，2020 年人民币升值压力来自经常项目尤其是货物贸易净结汇；动态数据也显示，人民币升值压力来自经常项目净结汇增加，包括货物贸易净结汇增加、服务贸易净购汇减少。

表 1 银行代客结售汇差额构成（单位：亿美元）

明细	2019	2020	2020 年结售汇差额构成	2020 年较 2019 年结售汇差额变动	结售汇差额变动构成
结售汇差额	-432	1442	100.0%	1874	100.0%
经常项目差额	-611	1007	69.8%	1618	86.4%
货物贸易差额	1625	2396	166.2%	772	41.2%
服务贸易差额	-1909	-1017	-70.5%	892	47.6%
收益和经常转移差额	-327	-373	-25.9%	-46	-2.4%
资本项目差额	180	435	30.2%	255	13.6%
直接投资差额	470	372	25.8%	-98	-5.2%
证券投资差额	132	357	24.8%	225	12.0%
其他投资差额	-421	-294	-20.4%	128	6.8%

注：本表中部分合计数与各明细数直接相加之和在尾数上如略有差异，系四舍五入所造成。

数据来源：国家外汇管理局，WIND。

## （二）银行代客涉外收付款数据

银行代客涉外收付款是指境内非银行机构（包括非银行金融机构、非金融企业）和居民个人通过境内银行与非居民机构和个人之间发生的收付款。

2020 年，银行代客涉外收付顺差 1169 亿美元，为 2015 年以来首次年度顺差。从币种来看，涉外人民币收付逆差 649 亿美元，涉外外币收付顺差 1818 亿美元。这也从侧面反映出 2020 年人民币汇率升值的市场力量。

从交易性质看，银行代客涉外收付顺差中，经常项目净流出负贡献 46.1%，其中货物贸易净流入贡献了 175.7%，服务贸易净流出负贡献 79.0%；资本项目顺差贡献了 139.5%，其中直接投资顺差贡献了 63.3%，证券投资顺差贡献了 79.9%。由此可见，证券投资形式的“热钱”流入对于银行代客涉外收付顺差的贡献超过了直接投资。如果将其他投资差额也考虑进来，二者合计的“热钱”流入对银行代客涉外收付顺差的贡献率为 76.4%，成为跨境资金净流入的重要来源（见表 2）。

动态来看，2020 年银行代客涉外收付顺差较上年增加 924 亿美元，经常项目净流出减少贡献了 93.0%，其中货物贸易净流入增加、服务贸易净流出减少分别贡献了 35.6%和 77.9%；资本项目净流入增加贡献了 7.5%，其中直接投资净流入增加仅贡献了 0.6%，证券投资净流入增加贡献了 20.8%，而由于其他投资收付款由顺差转为逆差，后二者合计的“热钱”净流入增加对银行代客涉外收付顺差增长仅贡献了 6.7%（见表 2）。

综上，银行代客涉外收付款静态数据显示，2020 年人民币升值压力来自资本流入尤其是跨境证券投资净流入；动态数据则显示，人民币升值压力来自经常项目逆差缩小，包括货物贸易净流入增加、服务贸易净流出减少。

表 2 银行代客涉外收付款差额构成（单位：亿美元）

明细	2019	2020	2020 年收付款差额构成	2020 年较 2019 年收付款差额变动	收付款差额变动构成
银行代客涉外收付款差额	245	1169	100.0%	924	100.0%
经常项目差额	-1398	-539	-46.1%	859	93.0%
货物贸易差额	1725	2054	175.7%	328	35.6%
服务贸易差额	-1642	-923	-79.0%	719	77.9%
收益和经常转移差额	-1481	-1670	-142.8%	-188	-20.4%
资本项目差额	1562	1631	139.5%	69	7.5%
直接投资差额	735	740	63.3%	5	0.6%
证券投资差额	742	934	79.9%	192	20.8%
其他投资差额	89	-40	-3.5%	-130	-14.1%
其他	82	77	6.6%	-5	-0.5%

注：“其他”项余额主要来自 5000 美元以下跨境收付免申报义务，故无法区分交易性质；<sup>1</sup>本表中部分合计数与各明细数直接相加之和在尾数上如略有差异，系四舍五入所造成。

数据来源：国家外汇管理局，WIND。

<sup>1</sup> 国家外汇管理局：“通过银行进行国际收支统计申报业务实施细则”，2020 年 9 月 27 日，<http://www.safe.gov.cn/safe/2020/0927/17231.html>[2021-3-26]。

### （三）国际收支平衡表数据

国际收支是指中国居民与非居民间发生的一切经济交易，相关数据由国家外汇管理局按照季度进行发布。国际收支统计包括流量统计（国际收支平衡表）和存量统计（国际投资头寸表），本文仅讨论国际收支平衡表。

2020 年，国际收支平衡表数据显示，交易引起的储备资产净增 280 亿美元（剔除了估值影响，其中新增外汇储备资产 262 亿美元），相当于同期经常项目顺差的 10.2%，显示中国央行（即中国人民银行）基本退出了外汇市场常态干预。在此情形下，经常项目与资本项目互为镜像关系。决定资本内流还是外流的因素，并不是汇率升、贬值，而是经常项目收支状况。2020 年全年，经常项目顺差 2740 亿美元，资本项目（含净误差与遗漏）逆差 2460 亿美元（不含净误差与遗漏的资本项目逆差 779 亿美元）（见表 3）。

动态来看，2020 年，新增储备资产较上年同期多增了 473 亿美元，经常项目顺差增加 1711 亿美元，贡献了 361.7%，其中货物顺差扩大、服务逆差减少合计贡献了 502.7%；资本项目逆差（含净误差与遗漏）增加 1238 亿美元，负贡献 261.7%，不含净误差与遗漏的资本项目逆差扩大 849 亿美元，负贡献 179.5%，其中直接投资顺差扩大正贡献 110.6%，证券投资顺差扩大正贡献 62.2%。如果将金融衍生工具和其他投资考虑进来，2020 年“热钱”流入对储备资产多增为负贡献 290.3%；如果再包含了净误差与遗漏变动，则“热钱”流入的负贡献为 372.5%（见表 3）。

综上，国际收支平衡表静态数据显示，2020 年人民币升值压力来自经常项目顺差；动态数据也显示，人民币升值压力来自经常项目顺差扩大，包括货物贸易顺差增加、服务贸易逆差减少。

表 3 国际收支口径的储备资产变动额构成（单位：亿美元）

明细	2019	2020	变动额	变动额占比
储备资产净获得变化	193	-280	-473	100.0%
经常项目差额	1029	2740	1711	-361.7%
货物差额	3930	5150	1220	-257.9%
服务差额	-2611	-1453	1158	-244.8%
初次收入差额	-392	-1052	-660	139.5%
二次收入差额	103	95	-8	1.7%
资本项目差额	-1222	-2460	-1238	261.7%
资本转移差额	-3	-1	2	-0.4%
直接投资差额	503	1026	523	-110.6%
证券投资差额	579	873	294	-62.2%
金融衍生工具差额	-24	-114	-90	19.0%

其他投资差额	-985	-2562	-1577	333.4%
净误差与遗漏差额	-1292	-1681	-389	82.2%

注：由于国际收支平衡表中储备资产增加为负值，故表中变动额构成为负值代表正贡献，为正值代表负贡献。

数据来源：国家外汇管理局，WIND。

#### （四）三套数据的进一步比较

借鉴国际收支的分析框架，本文进一步将经常项目与直接投资合计视为基础交易（又称“自主性国际收支交易”），非直接投资形式的资本流动视为短期资本流动（又称“调节性或者补偿性国际收支交易”）。将三套数据的细分项进行重新组合后，可以得出同上文类似的结论。

2020 年全年，银行代客结售汇顺差中，短期资本流动项下净结汇对人民币升值虽有正贡献，但仅相当于基础交易净结汇的 4.6%，并非人民币升值的主要贡献项；银行代客涉外收付款顺差中，短期资本流动项下净流入较多，相当于基础交易净流入的 4.42 倍，是驱动人民币升值的主要力量；国际收支平衡表数据显示，短期资本净流出（不含净误差与遗漏）对人民币升值为负贡献，相当于基础交易顺差的-47.9%（见图 2）。

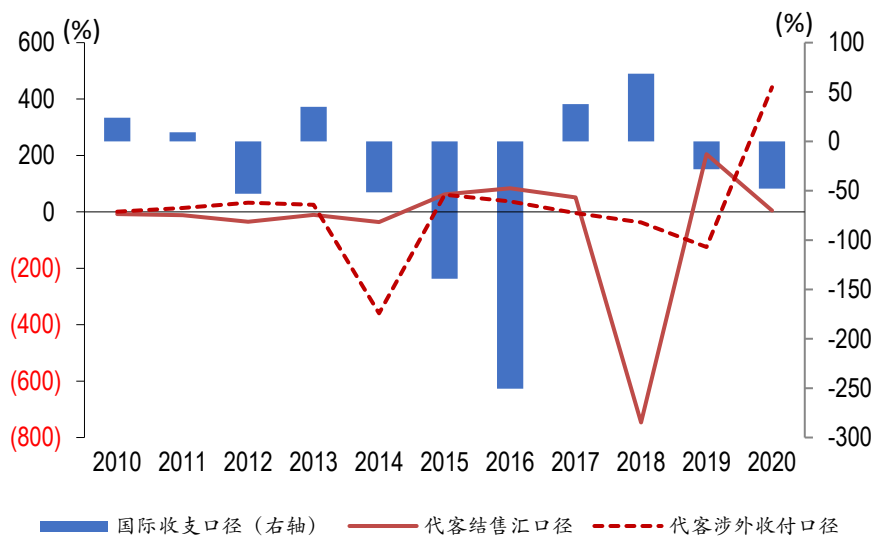


图 2 三套数据的短期资本流动与基础交易差额之比

资料来源：国家外汇管理局，WIND。



### 三、统计口径差异是导致三套数据结果大相径庭的主要原因

#### （一）三套数据的统计口径对比

##### 1. 银行结售汇和国际收支口径的差异

银行结售汇是统计境内银行与客户及其自身之间发生的本外币买卖，即人民币和外币的兑换交易。虽然交易构成中采用的经常项目与资本项目借用了国际收支的概念，但银行结售汇和国际收支口径仍然存在以下差别。

在统计范围上，国际收支只统计中国居民与非居民之间发生的交易，而银行结售汇不按居民与非居民交易的原则进行统计。换言之，银行结售汇既统计了银行与居民之间的交易，也统计了银行与非居民之间的交易。

在统计币种上，银行结售汇只统计发生本外币兑换的交易，而国际收支还统计了以人民币或外汇跨境收付的交易。

在统计原则上，银行结售汇采用现金收付制原则，从资金流动角度反映涉外经济活动，统计时点为人民币与外汇兑换行为发生时。而国际收支统计则采用权责发生制原则，从交易角度记录了中国居民与非居民之间的所有经贸往来，涵盖了不在银行发生收付的对外金融债权债务关系的变化。<sup>1</sup>

在统计对象上，银行结售汇统计只包括银行部门和非银行部门（不包括银行间外汇市场交易），而国际收支统计除了前述部门外，还包括央行。如果银行结售汇差额由银行自行持有，会影响银行的外汇头寸增减，在国际收支平衡表上反映为银行部门的资本流入（结售汇顺差）或流出（结售汇逆差）；如果通过央行平盘，则会影响央行外汇储备资产变动，在国际收支平衡表上反映为结售汇顺差、储备资产增加（记为负值）或结售汇逆差、储备资产减少（记为正值）。

此外，国际收支通常是跨境交易，而银行结售汇在兑换环节只是境内交易。

##### 2. 银行代客涉外收付款和国际收支口径的差异

银行涉外收付款统计是基于国际收支间接申报体系，通过银行逐步采集国际收支数据时生成的副产品。因此，与银行结售汇统计相比，银行代客涉外收付款相当于国际收支统计的“近亲”，但两种口径仍然存在差别。

在统计原则上，与国际收支采用的权责发生制原则不同，银行代客涉外收付款采用现金收付制原则，统计时点为客户在境内银行办理涉外收付款时，不统计没有在银行发生涉外收

<sup>1</sup> 国家外汇管理局国际收支司：《诠释国际收支统计新标准》，中国经济出版社，2015年1月。

付往来的对外金融债权债务关系的变化。

在统计对象上，银行代客涉外收付款只统计非银行部门发生的对外交易，不统计银行部门和央行发生的交易。

此外，银行代客涉外收付款仅反映非银行部门与非居民之间的资金流动状况，不反映实物交易，统计范围小于国际收支统计。

### 3. 银行结售汇和代客涉外收付款口径的差异

虽然银行结售汇和代客涉外收付款统计都是按照现金收付制原则，从资金流角度反映中国涉外经济活动，但两种口径在统计范围、统计币种和统计对象上存在较大区别（见表4）。

在统计范围和统计币种上，银行结售汇统计银行与居民、非居民之间的本外币兑换交易，银行代客涉外收付款则统计居民和非居民之间的本币、外币资金划拨（见图3）。

在统计对象上，银行结售汇和代客涉外收付款均不包括央行，后者只统计非银行部门在银行发生的涉外收付往来，而前者不仅统计非银行部门在银行发生的本外币兑换交易，还会统计银行自身的结售汇交易。

表4 三个涉外收支数据统计口径的对比

内容	银行结售汇统计	代客涉外收付款统计	国际收支统计
统计范围	本外币兑换	居民与非居民间的跨境收付	居民与非居民交易
统计原则	现金收付制	现金收付制	权责发生制
统计对象	非银行部门、银行部门（不含银行间市场的批发交易）	非银行部门	非银行部门、银行部门、中国人民银行
统计币种	本外币兑换	本币、外币	本币、外币

数据来源：笔者自行整理。

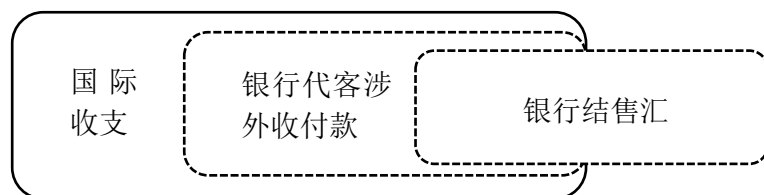


图3 三个涉外收支数据关系图

数据来源：国家外汇管理局国际收支分析小组<sup>1</sup>

### （二）三套数据反映的结果对比

银行结售汇、银行代客涉外收付款和国际收支的统计口径差异，导致三套数据反映的结

<sup>1</sup> 国家外汇管理局国际收支分析小组：“2010年中国跨境资金流动监测报告”，2011年2月17日，<http://www.safe.gov.cn/safe/2011/0217/6094.html>[2021-3-26]。

果有所不同，有时方向甚至截然相反。

### 1. 银行结售汇和国际收支数据差异

自 2009 年开始，国家外汇管理局调整了国际收支平衡表中的外汇储备记录方法，从以往记录外汇储备余额变动数据，调整为仅记录外汇储备资产交易变动数据，同时追溯调整 2003 年以来的相关数据。交易引起的外汇储备资产变动剔除了汇率及资产价格变动引起的外汇储备余额变动。<sup>1</sup>

从 2003 年以来的数据来看，银行代客结售汇差额与国际收支口径的外汇储备资产变动额之间有较强的正相关性：表现为结售汇顺差、外汇储备资产增加；结售汇逆差、外汇储备资产减少。然而，2020 年银行代客结售汇顺差 1442 亿美元，远大于同期国际收支口径的外汇储备资产增幅 262 亿美元。2020 年央行外汇占款减少 1009 亿元，折合 147 亿美元，继续围绕零附近变动，表明央行没有对外汇市场进行直接干预（见图 4）。这种情况下，银行结售汇顺差去哪儿了呢？

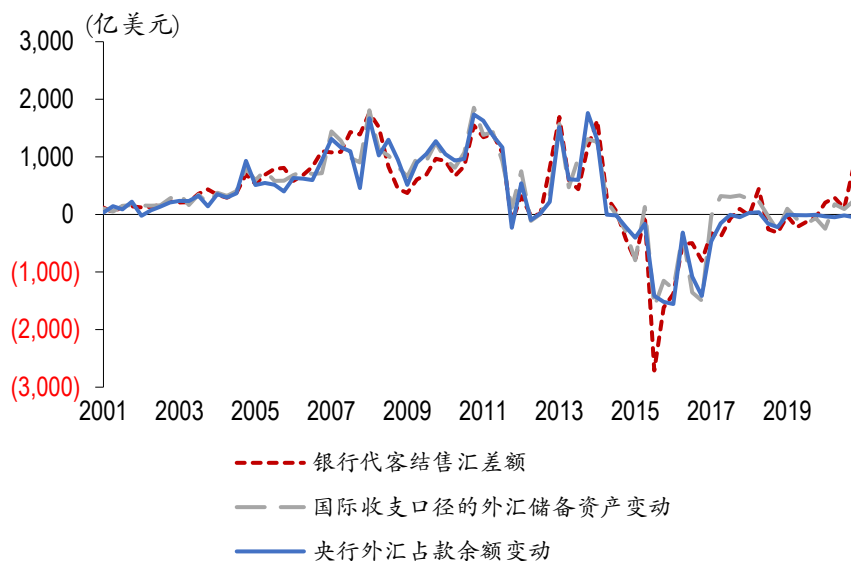


图 4 银行代客结售汇和外汇储备资产、外汇占款变动（单位：亿美元）

注：央行外汇占款变动额是以当季境内银行间市场下午四点半收盘价的月平均值折美元。

资料来源：中国人民银行，国家外汇管理局，WIND。

近年来，中国加快了外汇市场对外开放步伐，允许符合条件的境外银行成为银行间外汇市场（即中国外汇交易中心系统）会员，直接入市买卖外汇。2020 年，境内银行代客涉外收付中，人民币跨境收付为净流出 649 亿美元。同时，离岸人民币汇率（CNH）总体较在岸人民币汇率（CNY）在境内银行间市场下午四点半收盘价方面偏弱，市场应该偏向于在

<sup>1</sup> 国家外汇管理局国际收支司：《诠释国际收支统计新标准》，中国经济出版社，2015 年 1 月。

境内购汇、境外结汇。故不排除境内银行结售汇顺差，一部分为境外银行从银行间市场买入持有（如通过人民币购售业务渠道），另一部分为境内银行自身持有（表现为银行结售汇头寸增加），后者会被借记国际收支平衡表中银行部门对外资本输出增加（反映为证券投资和其他投资资产净获得负值增加）。

在人民币升值背景下，银行增持外币资产仍然有其合理性。第一，银行持有海外资产（包括外币资产）主要是资产多元化配置和全球化经营的需要，而不是炒外汇。第二，银行相关资产的持有占比仍属正常。到 2020 年末国外资产占银行总资产比重为 2.2%，与上年末基本持平；到 2020 年末，对外金融资产占银行国外资产比重上升了 0.3 个百分点，外币资产占对外金融资产比重回落 1.6 个百分点。第三，成熟市场也是类似的国际收支调节机制，汇率浮动负责价格出清，资本流动负责数量出清，后者就体现为银行特别是外汇做市商银行负责调剂市场外汇供求余缺：外汇供不应求，银行向市场提供外汇流动性；外汇供过于求，市场卖超外汇就由银行持有。中国借鉴国际经验，于 1994 年初引入外汇指定银行制度，于 2006 年初引入外汇做市商制度。<sup>1</sup>做市商制度的建立，使央行逐步转为单纯的市场调控者，不再承担为市场提供流动性的责任。<sup>2</sup>

## 2. 银行代客涉外收付款和国际收支数据差异

经常项目。2014 年以来，国际收支口径的经常项目持续顺差，但涉外收付款口径的经常项目却持续逆差。2020 年，前者为顺差 2740 亿美元，后者为逆差 371 亿美元（见图 5）。两个口径的经常项目差额方向相反，主要反映了出口少收、进口多付导致的贸易顺差不顺收。由于国际收支采用权责发生制原则，只要出口企业在海关出口报关，就会被纳入国际收支统计中。而银行涉外收付款则采用现金收付制原则，如果出口企业没有收到货款，那么这笔交易不会被统计到银行代客涉外收付款中。

从海关可比口径来看，2020 年货物贸易涉外收付款顺差 1717 亿美元，小于同期海关货物贸易顺差 5350 亿美元，二者缺口为 3633 亿美元（又被称为贸易顺差不顺收缺口），其中出口少收款（即货物贸易涉外收入小于货物出口的缺口）贡献了 73.2%；进口多付（即货物贸易涉外支出大于货物进口的缺口）贡献了 26.8%（见图 6）。由于出口少收款中包括正常的不收款、出口后尚未收到的款项（含正常的海外进口商赊账、当期出口前期预收货款、出口收入经核准存放境外、出口坏账等），进口多付款包括正常的进口预付货款，因此，不能

<sup>1</sup> 国家外汇管理局：“银行间外汇市场做市商指引”，2021 年 1 月 8 日，<http://www.safe.gov.cn/safe/2021/0108/18017.html>[2021-3-26]。

<sup>2</sup> 冯晓明：“汇改一年论人民币汇率衍生产品的发展”，《国际经济评论》，2006 年第 5 期，第 35~39 页。

将贸易顺差不顺收的负缺口全部视为隐藏的资本外逃。

进出口收付款与外贸进出口之间的缺口，有相当部分本应反映在贸易信贷的资产或负债变动，这部分数据主要通过贸易信贷抽样调查采集。<sup>1</sup>然而，受制于样本数的局限性和抽样的频率，贸易信贷统计并不能完全捕捉到相关变化，相当部分数据被记录在净误差与遗漏项下。根据国家外汇管理局的抽样调查统计，中国贸易信贷资产余额长期大于负债余额，贸易信贷为对外净资产。2020 年，贸易顺差不顺收缺口数千亿美元，本该对应着贸易信贷净资产有较大增加，但实际抽样结果显示仅新增 293 亿美元。该数据缺口有一部分就会反映为净误差与遗漏的负值。2010 年至 2020 年，季度贸易顺差不顺收缺口与净误差与遗漏净值的正相关系数高达 0.723，为中度正相关，表明贸易顺差不顺收的负缺口越大，净误差与遗漏负值越高。

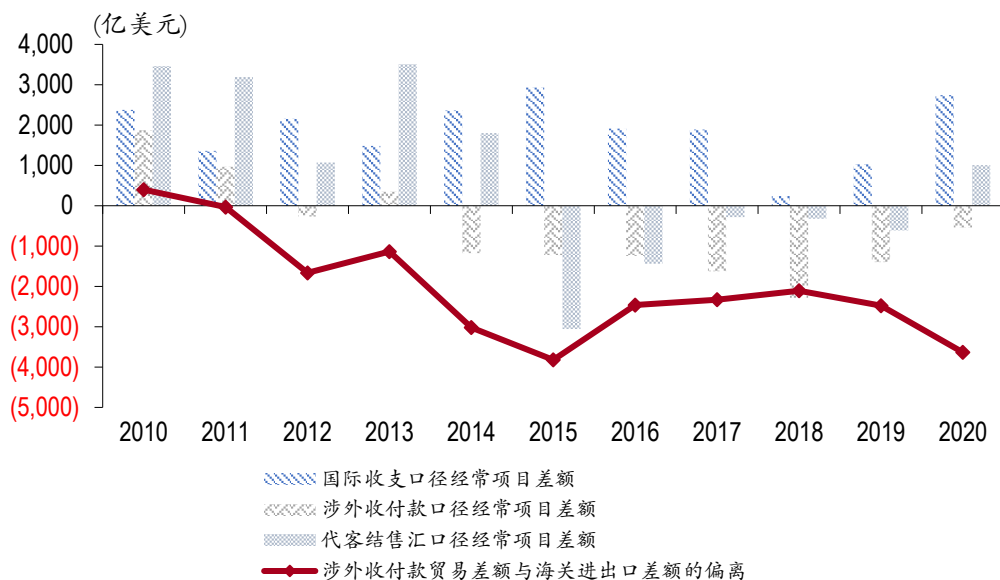


图 5 三个口径的经常项目差额对比（单位：亿美元）

资料来源：国家外汇管理局，海关总署，WIND。

<sup>1</sup> 国家外汇管理局：“贸易信贷统计调查业务指引（2018 年版）”，2018 年 7 月 19 日，<http://www.safe.gov.cn/safe/2018/0719/9649.html>[2021-3-26]。

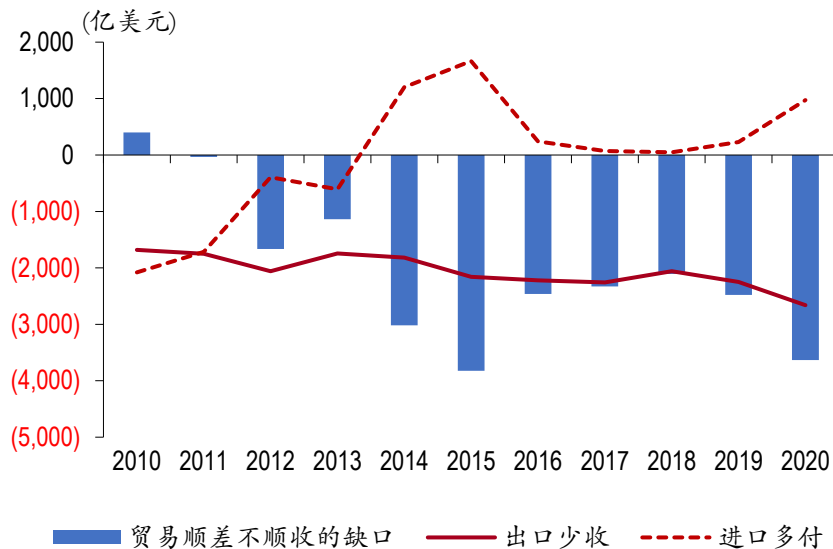


图6 贸易收付款差额相对于海关进出口差额的背离 (单位: 亿美元)

注: (1) 贸易顺差不顺收的缺口=海关口径的涉外贸易收付款差额-海关进出口差额; (2) 出口少收=海关口径的涉外贸易收入-海关出口额; (3) 进口多付=海关口径的涉外贸易支出-海关进口额; (4) 数值为正, 代表出口多收、进口多付; 数值为负, 代表出口少收、进口少付。

数据来源: 国家外汇管理局, 海关总署, WIND。

资本项目。2020年, 银行代客涉外收付款口径的资本项目为顺差1631亿美元, 国际收支口径的线上资本项目(即不含净误差与遗漏的资本项目)则为逆差779亿美元(见图7)。或许有人以为发现了“热钱”流入的“新大陆”。但对此实在没有必要大惊小怪。一方面, 这依然反映了两种口径采用的统计原则不同, 突出表现为前述贸易顺差不顺收问题。按照国际收支平衡表“有借必有贷、借贷必相等”的借贷记账法编制原则, 贸易顺差伴随着与贸易有关的资本流出, 也起到了平衡国际收支的作用。如果能够追踪到每笔外贸进出口活动及其相关的收付汇行为的话, 按照借贷记账法, 贸易顺差不顺收的缺口就一定可以贷记资本项下相应的支出科目。另一方面, 还反映了两种口径的统计对象不同。因为银行代客涉外收付款统计只涉及非银行部门, 但企业跨境收付如外币收付顺差可以变成银行外汇存款, 再由银行存放境外, 后者借记国际收支口径的资本流出。同时, 2020年银行代客涉外人民币收付为净流出, 这意味着境内银行增加了对外人民币金融净负债。国家外汇管理局数据显示, 2020年, 银行代客涉外人民币净流出649亿美元, 同期境内银行增加对外人民币金融净负债1113亿美元(见图8), 后者在国际收支口径中贷记资本流入。

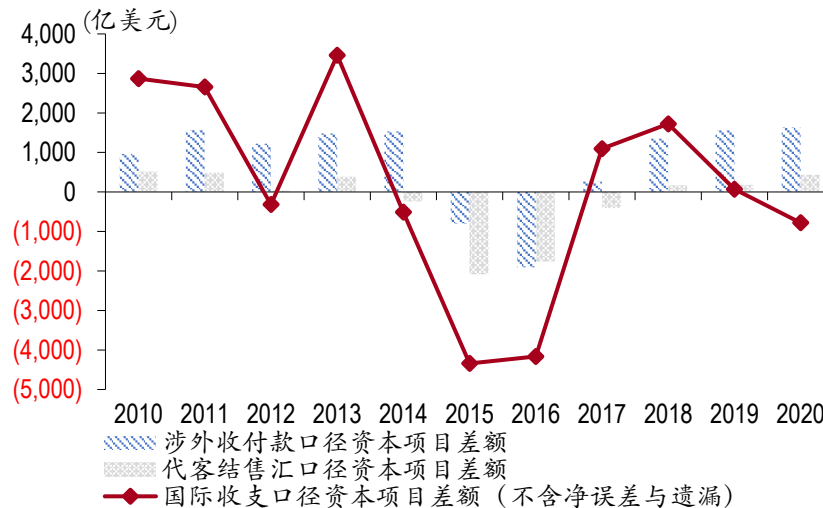


图 7 三个口径的资本项目差额对比

资料来源：国家外汇管理局，WIND。

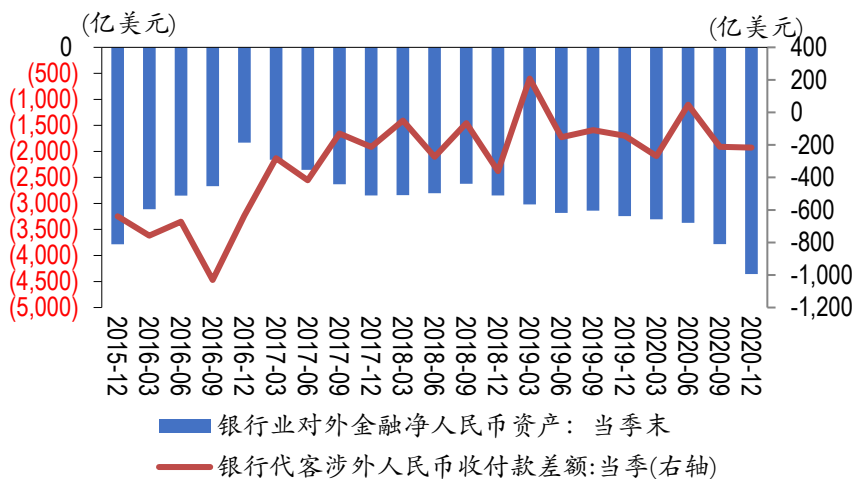


图 8 银行代客涉外人民币收付差额及银行业对外人民币净资产

注：(1) 中国银行业对外人民币金融资产=银行业对外人民币金融资产-银行业对外人民币金融负债；

(2) 正值代表对外净资产，负值代表对外净负债。

资料来源：国家外汇管理局，WIND。

### 3. 银行结售汇和代客涉外收付款数据差异

经常项目。2014 年和 2020 年，银行代客涉外收付款口径的经常项目是逆差，但银行结售汇口径的经常项目却是顺差（见图 5）。这主要是由两方面的统计口径差异所致。一方面，银行结售汇只统计人民币和外汇的兑换交易，银行代客涉外收付款统计的是非银行部门和非居民之间发生的跨境收付款（包括外汇和人民币）和境内收付款（暂不包括人民币）。如果市场主体直接以人民币或外汇对外支付，会减少当期购汇需求。另一方面，银行结售汇数据

反映资金在外汇和人民币之间的转换，银行代客涉外收付款数据则反映资金在境内外之间的划拨。市场主体之前收汇现在结汇、现在购汇之后付汇的交易会统计在银行结售汇数据中，但在当期涉外收付款数据中并不涉及。2014年和2020年，两个口径经常项目差额一正一负，不排除是因为企业直接用前期外汇收入或人民币对外支付，减少了当期购汇需求，或者将前期外汇收入（存款）当期结汇，增加了当期外汇供给。

资本项目。2020年银行代客涉外收付款口径的资本项目顺差1631亿美元，而结售汇口径的资本项目净结汇仅有435亿美元（见图7）。其中一个重要原因是，资本项下如“陆股通”和“债券通”北上资金是以人民币形式流入，这在银行结售汇统计中并不涉及。

#### 四、搞清楚升值压力的来源不只是口舌之争

由于银行结售汇、银行代客涉外收付款和国际收支的统计口径不同，这三套数据反映的结果存在差异在所难免，有时方向都截然相反。从静态数据来看，除了银行代客涉外收付款口径外，银行结售汇口径和国际收支口径均反映出，经常项目尤其货物贸易顺差是2020年驱动人民币升值的主要力量，包括证券投资在内的“热钱”流入贡献有限。从动态数据来看，三套数据均显示经常项目顺差扩大是2020年人民币升值动力的主要来源，“热钱”流入变化的贡献度较低甚至是负贡献。

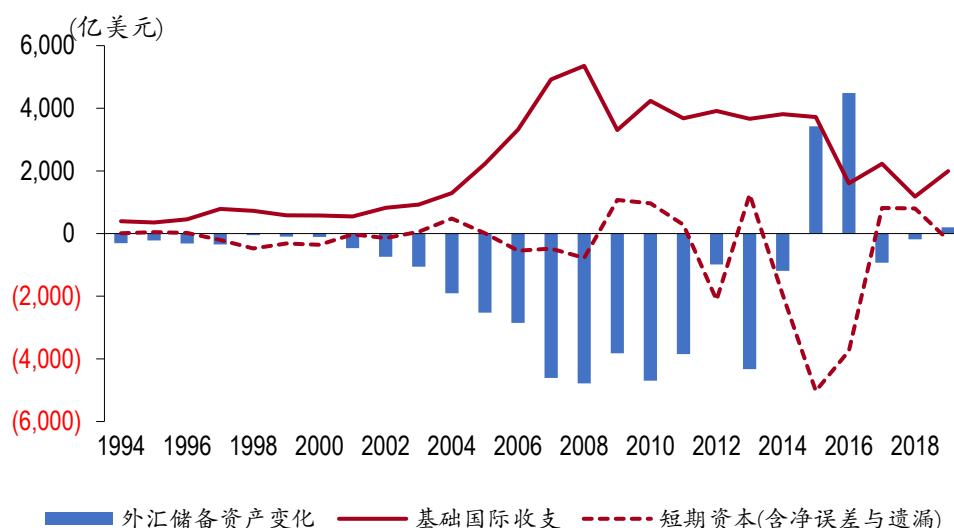
依靠数据做决策是科学决策的重要条件。这就要求我们在使用银行结售汇、银行代客涉外收付款和国际收支数据的时候，做到心中有数，特别是需要明确哪个口径反映的结果更加可靠。如果我们更加相信银行结售汇口径和国际收支口径反映的结果，那么，当前人民币升值压力主要来源于基础交易顺差过大，政策建议应该是加快经济结构调整、减少基础交易顺差以及扩大资本流出。由于“热钱”流入对人民币升值的推动作用有限，因此即便是抑制“热钱”流入，相应的政策效果也非常有限。然而，如果我们更加相信银行代客涉外收付款口径反映的结果，那么，当前人民币升值压力则主要来源于短期资本流入，政策建议就应该是抑制“热钱”流入。当然，事情的真相可能只有一个。因此，搞清楚这个问题，不仅具有理论参考价值，更具有实践指导意义。

一般而言，国际收支账户与国民账户、财政账户和货币金融账户构成四大宏观经济统计账户，是国际通行口径，具有国际可比性。而银行结售汇和涉外收付款统计是中国特有的统计数据，二者只是借用了国际收支的概念，但实际上与国际收支统计存在较大差别，尤其是银行结售汇，与国际收支统计更是相去甚远。因此，使用银行结售汇和代客涉外收付款数据研判跨境资本流动形势一定要非常慎重，防止找错源头、开错药方。



在这方面，我们有过经验教训。2008 年国际金融危机之后，人民币升值压力加剧，对国内经济造成了较大冲击。为此，政府出台了一系列措施，包括“控流入”“扩流出”等。<sup>1</sup>2006 年底，中央经济工作会议就曾明确指出，中国国际收支的主要矛盾已经从外汇短缺转为贸易顺差过大、外汇储备增长过快，提出把促进国际收支平衡作为保持宏观经济稳定的重要任务，明确不追求贸易顺差越大越好、外汇储备越多越好。<sup>2</sup>但此后中国外汇储备仍然出现了超额积累，外汇储备余额从 2006 年底 1.07 万亿美元增加到 2014 年 6 月底的 3.99 万亿美元，额外增加了将近 3 万亿美元。<sup>3</sup>

之所以出现这种情况，一方面，是因为人民币升值压力的主要来源不是“热钱”流入，而是基础国际收支顺差过大，2007-2013 年（不含 2012 年，当年受欧美主权危机冲击中国出现了短暂的资本外流），基础国际收支顺差合计 2.5 万亿美元，贡献了同期外汇储备资产增加额的 96.4%，短期资本（含净误差与遗漏）净流入 928 亿美元，仅贡献了 3.6%（见图 9）；另一方面，“控流入”政策实施起来投鼠忌器，因为资本流入很大程度上与利用外资和出口贸易有关，打击“热钱”可能会影响国家支持或鼓励的贸易和投资活动，而“扩流出”改革犹犹豫豫。后者又可以解释前一个问题，“宽进严出”的资本流动管理体制调整缓慢，导致中国当时不是“热钱”流入太多，而是流出不够。<sup>4</sup>



<sup>1</sup> 易纲：“加快外汇管理理念和方式转变 深化外汇管理体制 改革”，2011 年 1 月 18 日，<http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/2849887/index.html>[2021-3-26]；张晓慧：“国际收支顺差条件下货币政策工具的选择、使用和创新”，2011 年 3 月 24 日，<http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/2850815/index.html>[2021-3-26]。

<sup>2</sup> 新浪财经：“从中央经济工作会议看当前的经济形势”，2005 年 12 月 6 日，<http://finance.sina.com.cn/review/20051206/21542177219.shtml>[2021-3-26]。

<sup>3</sup> 管涛：“反思对中国外汇储备问题的讨论”，《国际经济评论》，2018 年第 1 期，第 9-23 页。

<sup>4</sup> 金中夏：“中国资本账户开放与国际收支动态平衡”，《国际经济评论》，2013 年第 3 期，第 57-64 页。

图9 基础国际收支、短期资本和外汇储备资产变动额

注：外汇储备资产变化负值为增加，正值为减少

资料来源：国家外汇管理局，WIND。

得益于“调结构、扩内需、减顺差、促平衡”政策的持续推进，2008年国际金融危机之后，中国经济再平衡取得积极进展，经常项目与基础国际收支顺差大幅收敛。<sup>1</sup>2020年，中国经常项目和基础国际收支顺差占国内生产总值（GDP）比重分别为1.9%和2.6%，虽然较上年分别提高了1.1和1.5个百分点，但均远低于前十五年3.8%、5.7%的均值水平，且在国际认可的合理范围以内（见图10）。因此，缓解本轮人民币升值压力的主要矛盾不在于“促平衡”而在于“扩流出”，尤其是进一步释放购汇性质的对外投资需求，“控流入”的政策效果更为有限。当然，与2013年之前的情形相比，从外汇形势看，这一次“扩流出”的迫切性和重要性可能有所下降。下一步关键还在于继续深化汇率市场化改革，引导汇率双向波动，稳定市场预期，进一步发挥汇率对国际收支平衡的自动稳定器作用。

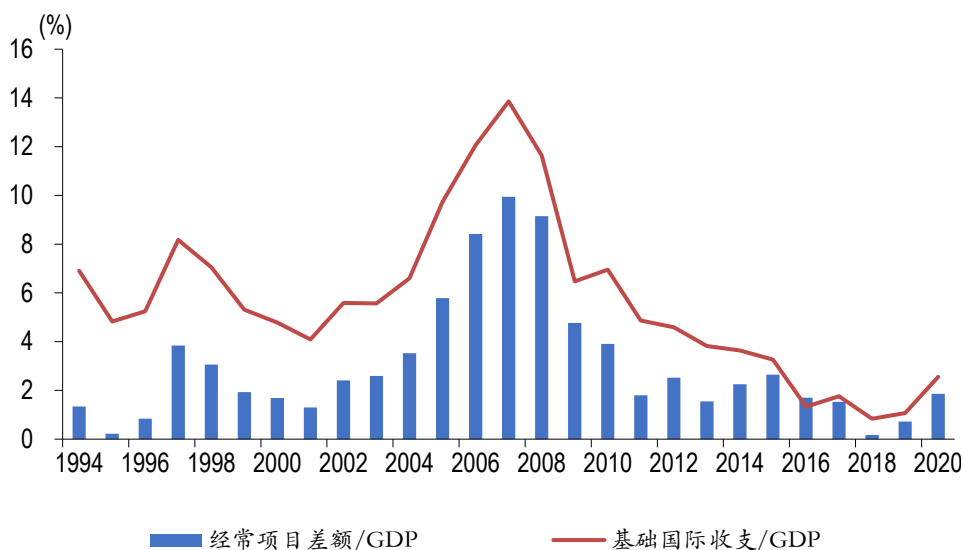


图10 经常项目和基础国际收支差额占GDP比重

资料来源：国家外汇管理局，WIND。

<sup>1</sup> 易纲：“外汇管理改革着力点在于推进贸易和投资便利化”，2014年1月4日，[https://www.financialnews.com.cn/wh/xw\\_110/201401/t20140104\\_47466.html](https://www.financialnews.com.cn/wh/xw_110/201401/t20140104_47466.html)[2021-3-26]。

## RMB appreciation, Hot money and Disappearing surplus

**Abstract:** The continuous appreciation of the RMB exchange rate since June 2020 has once again aroused domestic attention on the issue of "hot money". This article uses three sets of data released by SAFE, including foreign exchange settlement and sales data of banks and cross-border receipts and payments data of banks on behalf of clients and BOP data to analyze the sources of RMB appreciation pressure in 2020. Due to different statistical calibers, the results reflected by the three sets of data are different, sometimes in completely opposite directions. As one of the four major macroeconomic statistical accounts, the BOP account is internationally comparable. Both static and dynamic data show that the current account surplus is the main force driving the appreciation of RMB in 2020, and the contribution of "hot money" inflows is limited. With China's balance of payments has been basically balanced, the main contradiction in relieving the current pressure on RMB appreciation is not in "promoting balance" but in "expanding outflows," and the effect of "controlling inflows" is even more limited.

# 应对新冠疫情冲击的货币政策国际协调<sup>1</sup>

何青<sup>2</sup> 冯浩铭<sup>3</sup> 余吉双<sup>4</sup>

**【摘要】**新冠疫情冲击了世界经济增长和金融市场稳定，很多国家推出极度宽松货币政策应对危机。从经典货币政策国际协调的博弈理论来看，应对本次疫情冲击的各国货币政策协调性不足，“以邻为壑”的非合作均衡意味明显。为数不多的货币政策协调也存在执行力不足、深度与广度不够、新兴市场国家话语权低等问题。在世界经济紧密联系、货币政策溢出效应加强的背景下，为了应对疫情冲击，国际组织需要创设协议和合作剩余分配机制，寻求货币政策刺激和防止国际资产泡沫之间的平衡，加强政策沟通和信息共享，提高新兴市场国家话语权，建设有效的应对危机的货币政策国际协调机制。中国应在“一带一路”倡议的框架下建立长期货币政策协调机制，在现有的 IMF 和 G20 等平台上发挥发达国家与新兴市场国家的协调桥梁作用，通过持续开展央行间技术性合作等措施参与和推进协调进程。

**【关键词】**货币政策；国际协调；新冠疫情；博弈论

## 一、引言

新冠肺炎疫情在全球的扩散与蔓延对各国的金融市场和实体经济造成了剧烈的冲击。2020 年一季度我国 GDP 同比实际下降 6.8%，美国 GDP 同比实际下降 4.8%。6 月 25 日国际货币基金组织进一步下修 2020 年的经济预测，预计全球经济萎缩 4.9%。种种迹象都表明，经济有进入深度萧条的风险。以美国为首的发达国家，推出了力度空前的宽松货币政策，来刺激经济增长。诚然，各国以本国利益为中心的货币政策刺激能让资本市场迅速反弹，也有助于实体经济的逐步改善。但是，极度宽松的货币政策刺激造成了货币政策的无序性。一方面未来治理通胀的难度增大，而另一方面，全球经济的稳定和发展面临极大的挑战。在疫情冲击下，各国的货币政策更应该加强协调与合作，共同走出全球性的经济危机。

所谓货币政策协调，指的是不同经济体的货币当局，通过正式或非正式的协调机制，采取联合措施对国内外的利率、汇率等操作目标进行干预，以期达到国内外的多政策目标最优。相较于各行其道，货币政策国际协调能以高效率实现政策目标的同时，避免货币竞争性贬值、新兴市场国家货币危机等问题。然而，货币政策协调不能总是达成。货币政策协调的经典博

<sup>1</sup> 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Papers No.2123。

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

<sup>3</sup> 冯浩铭，中国人民大学财政金融学院。

<sup>4</sup> 余吉双，中国人民大学财政金融学院。

弈理论认为, 参与协调各国的博弈结果是纳什均衡。有国际金融体系主导国存在时, 协调博弈的结果是斯塔克伯格博弈均衡。无论纳什均衡还是斯塔克伯格博弈均衡, 都不及合作均衡实现的总体福利水平。本文的研究表明, 目前各国应对疫情的货币政策刺激“以邻为壑”意味明显, 本质上以非合作均衡为主。相较于规则性货币政策协调, 目前已有的随机性政策协调缺乏纪律性和执行力, 货币政策国际协调在深度、广度以及新兴市场国家话语权方面有很大改进空间。优化货币政策协调机制, 促进均衡点向合作均衡移动, 将实现一次帕累托改进, 让各协调国以更小的通胀和竞争性贬值代价, 应对疫情的不利影响。

本文从经典的博弈理论出发, 探讨了优化货币政策国际协调机制的路径和方向。研究结果表明, 要让协调国有动力进行货币政策合作, 就要改变博弈的约束条件。对于国际组织和论坛而言, 应创设货币政策协调协议和合作剩余分配机制, 重视借鉴规则性货币政策国际协调的优点, 指引各国央行在货币政策刺激和控制国际资产泡沫间进行平衡, 从技术性合作深入到战略性协调, 搭建起央行的政策沟通和信息共享渠道, 并提升新兴市场国家参与, 以建设有效应对危机的货币政策国际协调体系。对于中国而言, 可以通过积极开拓与“一带一路”沿线国家的政策协调潜力, 学会运用和参与制定全球性国际组织和论坛的货币政策协调规则, 持续开展央行间本币互换合作, 坚持灵活适度的稳健货币政策, 用扩大开放和深化改革表达中国开展国际合作的信心等措施, 与各国一道建立有效的应对疫情冲击的货币政策国际协调体系。本文既从货币政策协调的角度认识了新冠疫情期间各国货币政策刺激的有效性, 又给货币政策协调的理论研究增加了应用分析。实践上不仅对各国合作应对冲击有短期现实意义, 而且对未来合作应对危机有长期参考价值。后面的章节将首先陈述研究宏观经济政策协调的基本博弈论理论框架, 随后回顾疫情的冲击和目前货币政策的协调情况。最后, 从理论角度提出改进现有协调框架的优化方向, 分别从国际组织及论坛和中国的角度出发, 提出了建设全面的应对危机的货币政策国际协调体系的可行措施。

## 二、货币政策国际协调的理论基础

货币政策协调的必要性源于货币政策的溢出效应。上世纪 60 年代对开放宏观经济的研究让理论界较为全面地认识到了货币政策溢出效应 (Mundell, 1962, 1963; Fleming, 1962; Cooper, 1969)。Cooper (1969) 在货币政策溢出效应基础上, 提出经济体依赖度越强, 货币政策国际协调也就越重要。Hamada (1976) 把博弈论的方法引入到货币政策国际协调分析中, 创立了经典的博弈论分析框架。尽管随后的研究或许有不同的模型和不同的结论, 但是

基本沿着 Hamada 的分析思路<sup>1</sup>。这一经典的理论框架用政策反应图像表达国际协调的博弈过程。

图 1 是以两国为例的货币政策协调博弈分析。横轴表示外国的货币政策，纵轴表示本国的货币政策，正方向均为扩张。货币政策目标效用函数以无差异曲线的形式表现。经济收缩时，双方总是希望对方维持不变的货币政策，自己通过信贷宽松、货币贬值、增加出口等扩张性政策实现更好的复苏；经济过热时，双方也总是希望对方维持不变的货币政策，自己通过紧缩减少经济泡沫。给定任意一种外国货币政策选择的铅直线，铅直线与本国无差异曲线的切点是本国最优的政策反应。所有的切点连线就是本国的货币政策反应线。外国反应线同理。

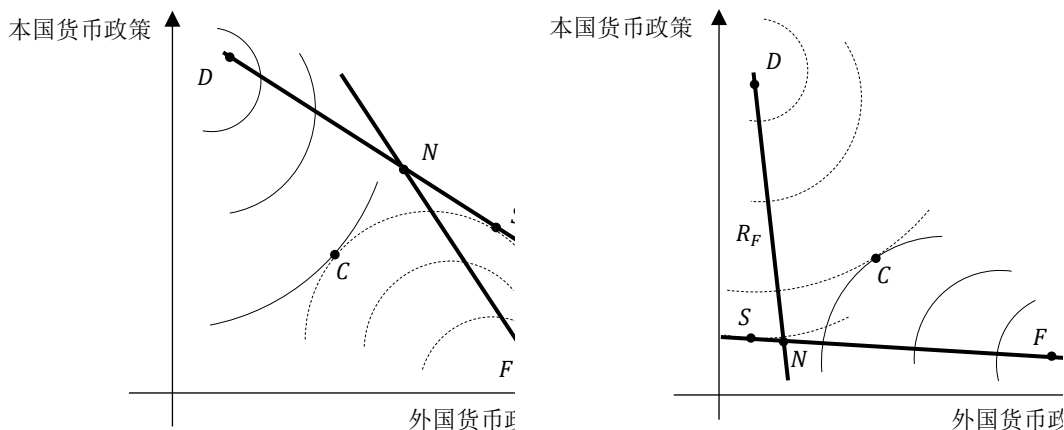


图 1 货币政策博弈

说明：左图为经济收缩时的货币政策博弈，右图为经济过热时的货币政策博弈。 $D$ 、 $F$ 分别为国内、国外最优点， $R_D$ 、 $R_F$ 分别为国内、国外的政策反应线， $N$ 是两国货币政策的纳什均衡， $S$ 是两国货币政策的斯塔克伯格均衡， $C$ 是两国货币政策的合作均衡。

简单博弈模型（古诺模型）认为，对等的两国同时进行决策，同时在各自的反应线上选择政策。两国都会并且明确地知道对方会选择利己策略，最终的博弈结果只能实现纳什均衡。

<sup>1</sup> 部分研究肯定了货币政策国际协调的积极作用：Taylor (1985) 发现货币政策协调更有助于通胀调节，Benigno (2003) 发现货币政策协调有利于对抗冲击，Coenen (2010) 发现货币政策协调收益与经济体开放度有关，Berger (2010) 发现协调货币政策最优，平衡生产冲击时次优的价格目标制是对政策协调的良好近似，Eichengreen (2013) 发现货币政策协调减少应对危机时的不确定性和相互指责，Engel (2015) 发现以就业和通胀为目标的货币政策越来越需要考虑外国货币政策。质疑货币政策国际协调收益的研究有：Rogoff (1984) 发现货币政策协调可能损害央行反通胀信誉，造成负面效果，Obstfeld & Rogoff (1999, 2002) 发现采取纳什政策基本与采取协调政策收益相近，Corsetti (2001) 发现中等汇率转嫁程度下收益小。

但是两国完全可以通过货币政策协调, 最大化整体福利, 实现无论在经济紧缩还是经济过热条件下的帕累托最优。

真实的世界货币体系并非理想化的由实力对等的经济体组成, 而是由发达国家主导, 其他国家参与的内部结构。现有的国际体系由美国主导, 美国的政策有先发优势, 其他国家只能依据美国既定的政策进行反应。斯塔克伯格博弈区分了先行和后行, 更贴近国际金融体系中占主导地位的发达国家先发, 其他国家后发的实际。斯塔克伯格模型中, 发达国家作为“领导者”先决定自身货币政策, 其他国家作为“跟随者”后决定货币政策。假设外国为“跟随者”, “领导者”将在预料到所有“跟随者”货币政策反应后, 直接选择“跟随者”反应线能达到的“领导者”最高无差异曲线的切点的纵坐标, 切点就是斯塔克伯格博弈均衡。Canzoneri (1985) 提出斯塔克伯格均衡与固定汇率这两种方法, 都是在合作均衡无法实现的情况下, 改进纳什均衡实现更好整体福利的途径<sup>1</sup>。这也是 2014 年美联储加息, 世界其他国家同步进入加息周期的实际情况。

两种博弈模型都以较低的整体福利水平作为均衡。要想实现合作, 必须让参与协调博弈的两国满足一些额外的条件。在长期重复博弈的状态下, 其中一方要违约时, 必须考虑对方在未来的报复行为, 或许会让所有人都长期处于糟糕状态。所以如果博弈满足长期重复博弈, 双方更可能达成合作 (Fudenberg, 1991; Benoit & Krishna, 1985)。通过一定的规则约束, 如收益分配机制、一致行动协议等, 能让参与博弈的个体结成联盟并实现联盟内的合作, 联盟对外开展合作博弈 (Nash, 1953; Neumann & Morgenstern, 1953)。具体到货币政策国际协调, 孙国峰 (2017) 在让“跟随者”必须对“领导者”的政策性通胀正溢出效应进行反应后, “领导者”的合作态度会让“跟随者”的合作策略成为更优策略, 进而整体实现合作均衡。这些合作理论给现有货币政策国际协调提供了优化的方向。

### 三、金融冲击和货币政策协调现状

#### (一) 发达资本市场波动明显

金融市场对新冠疫情的冲击反应最明显。受疫情影响, 发达资本市场经历了 2008 年金融危机以来最大的一轮下跌, 市场振幅明显上升, 股票、债券和商品市场均被波及。各主要发达资本市场对新冠肺炎疫情的反应呈现出阶段性特征。以美国为例, 1 月 23 日起, 美国

<sup>1</sup> 斯塔克伯格均衡与纳什均衡实现的福利相对大小, 取决于由无差异曲线决定的反应线的斜率。示例图像中, 斯塔克伯格均衡要劣于纳什均衡。

市场上的中国概念股、与跨境贸易相关的公司股票开始下行。从2月末到3月底，疫情全球扩散，美国市场恐慌情绪显著提升，开始出现大幅度的震荡。10天内4次的美股熔断也发生在这一阶段。进入4月份，美联储的强势干预稳定了预期，美国股市没有再发生大幅下跌，而是进入了缓慢回升并小幅震荡的运行区间。

对多国股票市场收益的实证研究发现，疫情的早期阶段亚洲股票市场下跌，对欧美市场有溢出影响；疫情中期阶段以后，欧美股票市场开始震荡，又对亚洲市场产生溢出影响（He *et al.*, 2020）。相较于SARS、MERS、甲型H1N1和埃博拉疫情，本次疫情给美国资本市场带来了更大的波动。投资者很明显地利用每天的病例数据更新对市场的情绪，当病例快速增长时，股市就开始经历最猛烈的下跌（Alfaro *et al.*, 2020）。新闻媒体对新冠肺炎疫情的报道显著地解释了美国股票市场的负收益率和波动率（Baker *et al.*, 2020）。这些新的信号表明在今天高度信息化的社会经济体里，疫情信息的传播是快速即时的，产业部门、国家地区之间是相互依赖的，资本市场对大流行病的反应是高度敏感的。

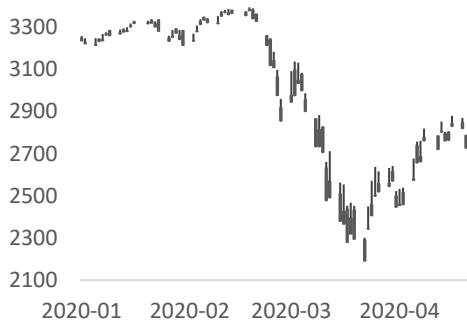


图2 美国标普500指数



图3 欧洲斯托克600指数



图4 英国富时指数



图5 日经225指数

## （二）新兴市场震后反弹，面临资本外逃风险

疫情扩散，发达市场波动，新兴资本市场势必会遭受下行的冲击。但是新兴资本市场的反弹普遍比美国等发达市场更快。与发达资本市场面临的单纯下跌风险不同的是，新兴市场



还面临着资本外逃的风险。全球疫情大幅增加了投资的不确定性，国际资本选择回流至发达市场，新兴资本市场的资本账户开始承压。新兴市场国债和美国国债的利差，自疫情扩散以来都有不同程度的显著上升。3 月份国际疫情较为严重的时期，东欧国家的乌克兰、土耳其，亚洲的巴基斯坦、越南、印度尼西亚，拉美的哥斯达黎加、巴西、墨西哥的利差抬升最为明显。这表明国际投资者对疫情之下新兴市场投资安全性的担忧。通常来说有信用违约历史的新兴市场国家，可能在这次资本外逃的趋势中受伤更深。4 月 20 日，受封锁政策拖累严重的阿根廷宣布主权债务违约，成为疫情期间第一个经济全面危机的主权国家。

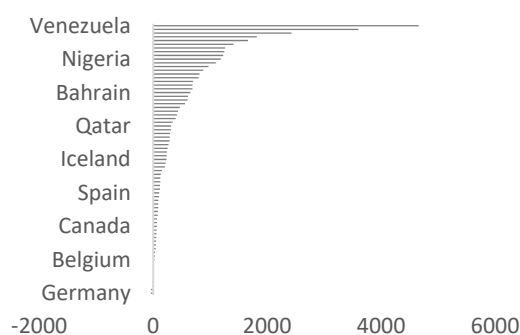


图 6 世界经济体政府债相对于美国国债利差（10 年期，4 月 23 日）

资料来源：<http://www.worldgovernmentbonds.com/spread-historical-data/>

资本大规模回流到发达市场，新兴市场的货币普遍大幅贬值。实际上，疫情之前全球不确定性本就处于较高水平，部分新兴市场国家货币已经出现了贬值的迹象。疫情的冲击则加速了这些国家货币的贬值。印度、泰国、马来西亚、南非甚至俄罗斯的货币，都出现了不同程度的货币贬值。

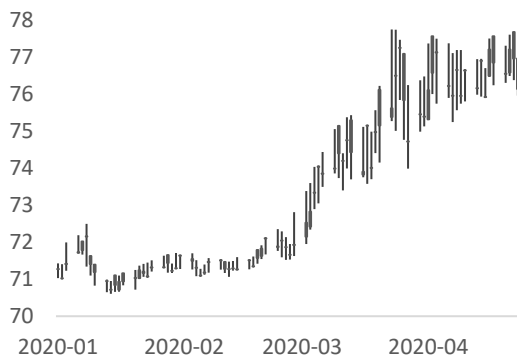


图7 美元兑印度卢比汇率

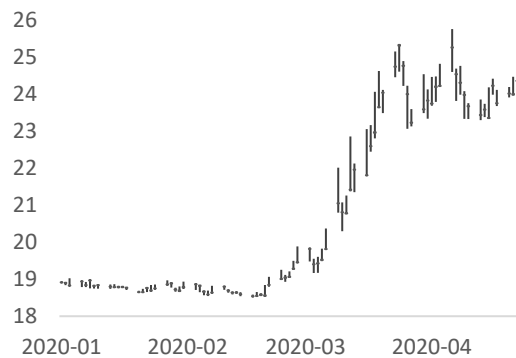


图8 美元兑墨西哥比索汇率

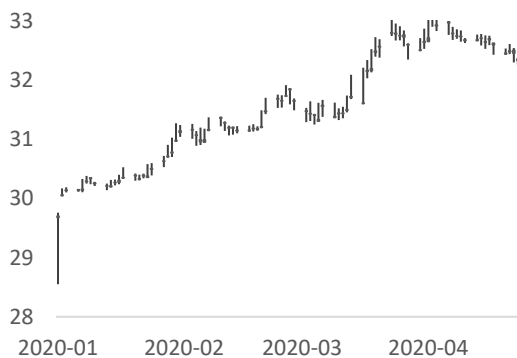


图9 美元兑泰铢汇率

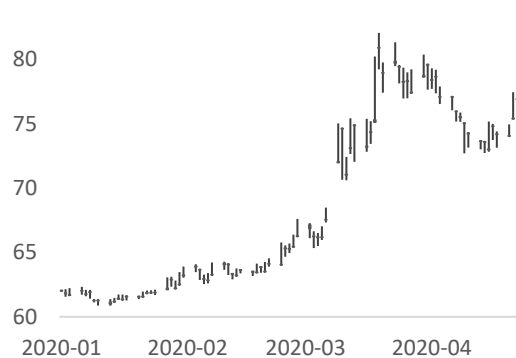


图10 美元兑俄罗斯卢布汇率

### （三）各经济体的应对和货币政策国际协调现状

主要的发达经济体先后推出了空前的货币刺激政策。美联储的货币政策把国内目标放在优先位置，美国国内金融市场资产价格急剧下跌的信号触发了美联储的救市措施。利率政策方面将政策目标利率下调到0~0.25%的区间，并作出维持零利率水平的预期承诺，同步开启量化宽松压低长端利率。本轮量化宽松在3月19日到4月1日，以每天1 250亿美元的速度持续保持宽松的货币政策。而2008年金融危机后三轮量化宽松的速度是每天1 000、700和800亿美元。美联储还降低准备金到零、扩大隔夜回购、用贴现贷款和各种紧急流动性工具，向市场和企业直接注入流动性。

表1 美国应对疫情主要货币政策

类别	政策	工具	内容
政策调整类	降低利率	联邦基金利率	降至0%~0.25%
		量化宽松	无限量资产购买
	前瞻性指引	承诺维持低息到就业改善	
	充裕市场流动性	存款准备金率	首次降至0%

	回购	持续提供隔夜和更长期限回购贷款
紧急贷款类	CPFF	购买票据支持票据发行人, 未设限
	MMLF	贷款支持货币市场基金, 未设限
	PMCCF/SMCCF	购买公司债支持企业, 7 500 亿美元上限
	TALF	贷款支持 ABS 发行人, 1 000 亿美元上限
	MSLP	购买贷款支持非金融企业, 6 000 亿美元上限
	MLF	购买市政债支持地方政府, 5 000 亿美元上限
	PDCF	贷款支持一级交易商, 未设限
	PPPLF	贷款支持雇主, 未设限
	紧急流动性工具 <sup>1</sup>	
	贴现窗口贷款	支持银行, 降低贴现贷款利率到联邦基金利率上界 0.25%

资料来源, Congressional Research Service, The Federal Reserve's Response to COVID-19: Policy Issues, 2020 年 6 月 12 日。

自从 3 月份出台了一系列刺激力度空前的货币政策后, 美联储资产规模在几个月内迅速扩张达到历史峰值, 7 月份同比增速有所回落但依然高于正常年份。作为国际货币体系主导国的美国实行激进的货币政策宽松, 给其他主要发达国家带来政策溢出冲击。加上疫情和经济衰退的多重压力, 其他国家也开始实施宽松的货币政策。欧洲央行推出疫情紧急资产购买计划 (Pandemic Emergency Purchase Programme, PEPP, 即欧盟版量化宽松)。欧洲央行承诺购买总价值 7 500 亿欧元的政府和企业债券, 支持金融市场的流动性和实体企业的信贷。从 6 月 4 日起, 欧洲央行再把 PEPP 的总额度提高一倍到 1.35 万亿欧元, 操作截止日期从 2020 年底延长到 2021 年 6 月底。

<sup>1</sup> 这些工具的全称是: Commercial Paper Funding Facility (CPFF), Money Market Fund Liquidity Facility (MMLF), Primary Market Corporate Credit Facility (PMCCF), Secondary Market Corporate Credit Facility (SMCCF), Term Asset-Backed Securities Loan Facility (TALF), Main Street Lending Program (MSLP), Municipal Liquidity Facility (MLF), Primary Dealer Credit Facility (PDCF), Paycheck Protection Program Lending Facility (PPPLF)。

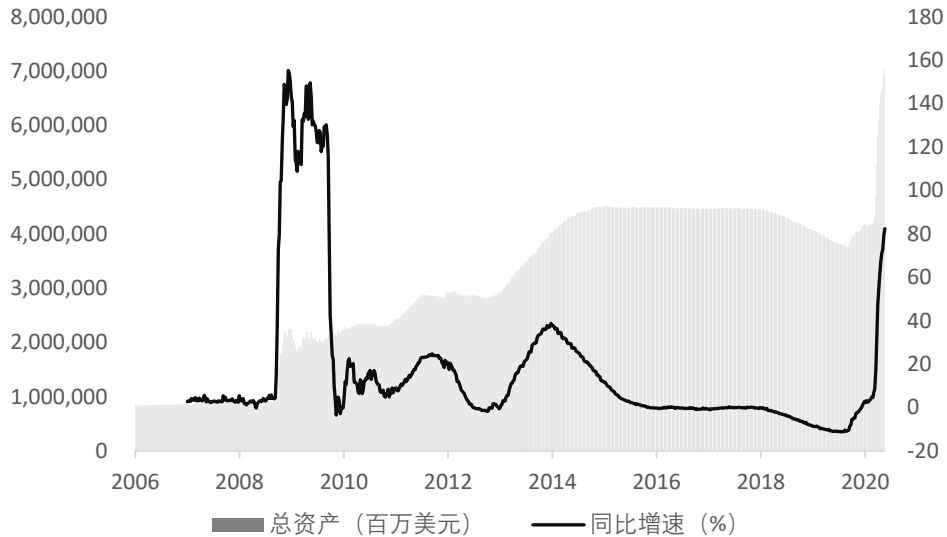


图 11 美联储资产负债表规模

资料来源：美国联邦储备委员会圣路易斯分行

此外欧洲央行还维持了自 2016 年以来的大额流动性零利率和隔夜银行存款负利率政策，让欧元政策利率处于历史最低水平。欧洲央行还发放中长期贷款、临时放松抵押条件、临时放松银行业资本监管条件，应对经济收缩压力<sup>1</sup>。

表 2 欧洲央行关键政策利率调整<sup>2</sup>

时间	银行隔夜存款利率	主再融资操作利率	隔夜贷款利率
2019 9-18（现行）	-0.50	0.00	0.25
2016 3-16	-0.40	0.00	0.25
2015 12-9	-0.30	0.05	0.30
2014	9-10	0.05	0.30
	6-11	-0.10	0.40
2013	11-13	0.00	0.75
	5-8	0.00	1.00
2012 7-11	0.00	0.75	1.50
2011	12-14	0.25	1.75
	11-9	0.50	2.00

<sup>1</sup> 正如欧洲央行行长克里斯汀·拉加德所说，“非常时期非常手段”，欧洲央行已经打破平常时期一些谨慎的规则，采取积极的货币政策应对疫情的不利影响

<sup>2</sup> 主再融资操作利率（Main Refinancing Operations, MRO），银行体系大额流动性来源；银行隔夜存款利率（Deposit Facility）银行在欧洲央行隔夜存款收到的利率；隔夜贷款利率（Marginal Lending Facility），银行从欧洲央行隔夜贷款所付的利率。

7-13	0.75	1.50	2.25
4-13	0.50	1.25	2.00

资料来源：欧洲央行，

[https://www.ecb.europa.eu/stats/policy\\_and\\_exchange\\_rates/key\\_ecb\\_interest\\_rates/html/index.en.html](https://www.ecb.europa.eu/stats/policy_and_exchange_rates/key_ecb_interest_rates/html/index.en.html)。

表 3 欧元区应对疫情主要货币政策

政策	工具	内容
降低利率	量化宽松	1.35 万亿欧元资产购买额度
	欧元三大政策利率	维持历史最低利率
信贷支持	长期再融资操作	额外增加该常备公开市场操作
	定向长期再融资操作	利率低于银行隔夜存款政策利率 50 基点，大幅放宽抵押品条件
	疫情紧急长期再融资操作 <sup>1</sup>	利率低于主再融资操作政策利率 25 基点，适用宽松抵押品政策
临时监管措施	资本充足率监管	允许资本缓释和使用非核心一级资本，预计免除 1200 亿欧元核心一级资本，支持 1.8 万亿欧元贷款
	微观审慎措施	灵活认定银行坏账和计提
	沟通指引	建议银行不分红不回购，继续支持家庭和企业信贷

资料来源：欧洲央行，<https://www.ecb.europa.eu/home/search/coronavirus/html/index.en.html#item5>。

由于欧元区货币统一和欧洲央行的制度设计，欧洲货币政策能统一地施行到各欧元区成员国。对于各成员国的特殊情况，欧洲央行会在政策实施时灵活考虑。意大利是欧洲受疫情影响较严重的国家，这让本来财政脆弱的意大利雪上加霜。欧洲央行的 PEPP 计划很大一部分用于购买意大利债券，降低投资者对意大利偿债能力恶化的担忧。

即便政策利率已经为负，日本央行也很快采取更大规模的宽松措施，宣布购买国债、企业债、商业票据、ETF 和 J-REIT 产品。英国、澳大利亚等其他发达国家无一例外地向力度较大的宽松货币政策倾斜。

<sup>1</sup> 长期再融资操作（Longer-Term Refinancing Operation, LTRO），与主再融资操作（Main Refinancing Operation, MRO）是欧元区两大常备公开市场操作。定向长期再融资操作（Targeted Longer-Term Refinancing Operation, TLTRO）是欧洲央行 2014 年创设的用于影响长期利率的公开市场操作，目前已经开展三期。疫情紧急长期再融资操作（Pandemic Emergency Longer-Term Refinancing Operation, PELTRO），接替过渡性的 LTRO 提供疫情流动性支持，2020 年 12 月 1 日操作截止。

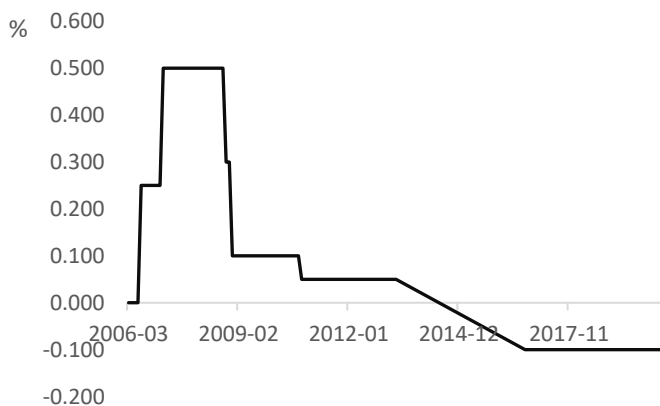


图 12 日本央行利率已经长期处于负区间，利率工具不再那么有效

资料来源：CEIC 数据库。

表 4 日本央行应对疫情量化宽松政策

购买品种	目的	额度
国债	划定长期利率 0% 的上限	无限制
企业债券和商业票据	支持企业疫情期间融资	110 万亿日元
ETF、J-REIT	防止金融市场大幅下跌	2020 年度 12 万亿日元 <sup>1</sup>

资料来源，日本央行行长黑田东彦，The Impact of COVID-19 on the Japanese Economy and the Bank of Japan's Response。

在货币政策总体方向上，因为美国以国内目标优先，率先实施激进的宽松货币政策，让其他经济体货币政策的选择余地变得更小。整体上发达国家国际货币政策在向纳什均衡移动。主要发达国家各自为政，都选择了不加限制的货币政策刺激，有重现 2008 年后的货币竞争性贬值的趋势。发达国家与新兴经济体的国际货币政策在向斯塔克伯格博弈均衡移动。新兴经济体只能被动接受发达国家的货币政策刺激，尽量在应对或许与发达国家不同的国内经济环境，和中和发达国家货币政策溢出之间做好平衡。

表 5 斯塔克伯格博弈下应对疫情的货币政策博弈

	发达国家执行货币纪律	发达国家开展大规模刺激
其他国家执行货币纪律	有节奏的实行货币宽松，应对疫情冲击，整体福利最大	发达国家率先开展刺激，其他国家汇率、贸易和本国金融市场承压，利益受损
其他国家开展大规模刺激	发达国家首先执行纪律，其他国家不跟随反而开展大规模刺激。发达国家国家汇	发达国家首先开展大规模刺激，其他国家也开展大规模刺激，全球货币体系陷入竞

<sup>1</sup> 日本央行 ETF、J-REIT 购买计划是 2013 年起创立的金融市场支持工具，额度按年计算。

率、贸易和本国金融市场承压，利益受损 竞争性贬值，货币政策有效性均被削弱

尽管应对疫情时各国货币政策没有在总体方向上有较多的协调，但是在货币互换等技术性的领域也有合作。因为全球对美元安全资产的需求上升，国际市场出现了美元流动性短缺的状况。美元在危机严重的 3 月份持续升值，欧元、日元同美元的互换基差都有不同程度的上升，特别以短期互换基差的上升最明显。离岸市场美元流动性的短缺，不仅冲击了以美元为中心货币的国际金融体系稳定，让拆借变得困难，危害国际金融机构的流动性覆盖能力，而且抬高了美元资产收益率，造成资产价格下跌，威胁美国国内金融市场稳定。因此美联储从实现国内目标的角度出发，领导了美元互换的国际合作。

从 3 月 15 日开始，美联储降低了基于 OIS 利率加点的互换率，同时在原有合作央行基础上新增了 9 家央行，提升总的美元互换额度。美联储还配套了提高操作频率、创设 FIMA 回购工具等措施，帮助其他央行应对美元荒。<sup>1</sup>

表 6 美联储应对离岸美元短缺的货币互换协议政策

日期	政策	合作央行
3-15	降低互换率	加拿大、英国、日本、欧洲央行、瑞士
3-15	推出 84 天长互换	英国、日本、欧洲央行、瑞士
3-19	临时货币互换协议	巴西、墨西哥、韩国、丹麦、新加坡、挪威、澳大利亚、新西兰
3-20	提高操作频率从周到天	英国、日本、欧洲央行、瑞士
3-31	FIMA 回购	FIMA 账户持有人

表 7 美联储货币互换协议额度

合作央行	额度	合作央行	额度
英国	无限制	韩国	600 亿美元
加拿大	无限制	墨西哥	600 亿美元
日本	无限制	新加坡	600 亿美元
欧洲央行	无限制	瑞典	600 亿美元
瑞士	无限制	丹麦	300 亿美元

<sup>1</sup> 美联储与多国央行的货币互换协议框架并不是疫情期间的产物，这一框架在 2001 年和 2007 年都有使用，逐步发展成为美联储、英格兰银行、加拿大央行、日本央行、欧洲央行和瑞士央行之间常设、无额度限制的 C6 互换协议机制

澳大利亚	600 亿美元	挪威	300 亿美元
巴西	600 亿美元	新西兰	300 亿美元

美联储货币互换余额一度接近了 2008 年金融危机期间的水平。与美元的互换协议让其他国家央行能在本国金融市场面临美元流动性危机的情况下，无需动用外汇储备干预，无需在国际市场上借入美元，而直接以本国货币作为抵押品向美联储互换美元。大额度的美元互换协议让其他国家央行也具备了“美元最后贷款人”的角色，足以应对本国市场上的美元需求。美元与欧元、日元的互换基差在 3 月底已经恢复到流动性危机之前的状态，从 6 月份开始，离岸市场流动性已经得到全面缓解，互换余额开始下降。

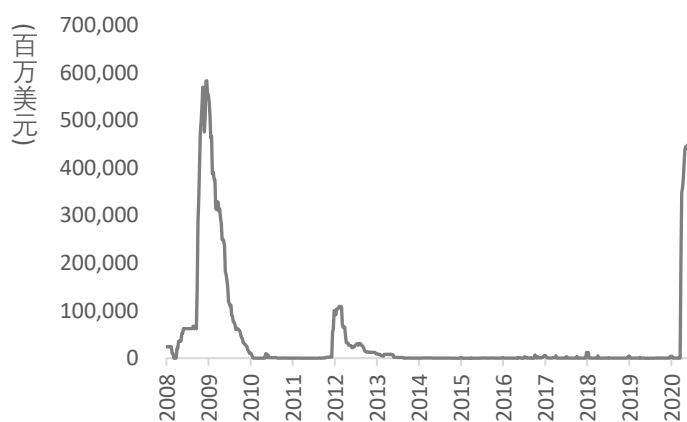


图 13 美联储货币互换协议余额

资料来源：美国联邦储备委员会圣路易斯分行。

货币互换的合作均衡之所以能达成，是因为在国际资本流动规模越来越大的背景下，离岸美元市场能对美国国内金融市场造成更大的影响。离岸市场的危机可能会倒灌到美国国内市场，采取互换合作更符合美国国内利益。其他国家央行依赖美元应对疫情期间的本币抛售，与美国进行货币互换协调同样符合自身利益，最终合作均衡得以实现。必须指出的是，货币互换更多停留在技术性合作的层面，而且本质上是美联储为了辅助实现国内政策目标，而不是为了进行货币政策国际协调发起的，不具有货币政策国际协调的精神内核，是非合作均衡的大环境下的局部解决方案。

总体来看，各国采取货币政策应对疫情冲击时，偏向非合作均衡。主导国际金融体系的发达国家首先以实现国内目标为第一考量，积极降低利率实行货币宽松。宽松货币政策通过流动性、资产价格、汇率和净出口等渠道支撑了发达国家金融市场和实体经济复苏。其他国家的利率水平、市场流动性、币值和出口都因为发达国家货币政策的强溢出效应而受到影响。面临同样的应对冲击需求，其他国家不得不采取与发达国家类似的强货币政策刺激，让全球



货币体系朝着竞争性贬值的方向试探。

#### （四）当前货币政策国际协调的不足

货币政策国际协调从实现方式可以划分为规则性协调和随机性协调两类。规则性协调把参与的国家纳入到有一定超国家约束力的规则制度中，各国货币当局在一定监督或违约成本下开展货币政策的国际协调。布雷顿森林体系是典型的规则性协调。布雷顿森林体系结束后，各国的货币政策协调以随机性协调为主，针对具体的议程进行一次性的政策协调。G7 集团 1985 年的广场协议和 1987 年的卢浮宫协议两次对美元币值的联合干预是随机性协调的代表。20 世纪 70-80 年代是随机性经济政策国际协调盛行的时期，之后国际协调的热潮逐步退去，主要经济体开始更多关心国内经济形势对政策要求。是否参与随机性协调完全由各国自主决定，随机性的货币政策协调不具备长期性和稳定性，也没有让各国足够重视的执行纪律。在一次性的博弈中，参与协调的各国都倾向于采取利己策略，合作均衡不具备发生的条件。应对本次新冠疫情冲击时，各国货币政策的制定基本脱离了 G7、G20 等多边随机政策协调论坛，直接以无协议博弈的形式开展操作。这也是本次疫情期间各国货币政策竞相宽松的原因之一。

货币政策国际协调的深度和广度有待继续增强。目前的货币政策国际协调集中在成员国共同关心的几个核心领域，如离岸金融市场等问题，本质上治标而不治本。应构建以预防内生性危机和应对外生性冲击为总目标的宏观政策协调框架。制定明确的多边经济金融政策规则，能从更深的层面预防危机、抵御冲击，顺畅政策的国际间分工和传导，并减少掣肘和抵牾的无效干预。

此外，发达国家主导了当前的货币政策国际协调机制。新兴市场国家要么被排除在外，要么无法有效表达自身诉求。以中国为代表的新兴市场国家作为世界经济增长的新引擎，为防控新冠疫情、维护金融稳定和促进经济复苏都做出了不可忽视的贡献。忽视新兴市场国家，无疑给货币政策国际协调制度带来了缺漏，挫伤了新兴市场国家执行多边政策的积极性，掩藏了新兴市场国家可能酝酿的危机。

## 四、建设危机应对货币政策国际协调体系

2020 年新冠疫情带来的金融市场动荡和经济衰退，再一次证明了世界经济的紧密联系，没有哪一个国家和地区能在全球性的危机中独善其身。各国需要开展国际合作、协调危机应对政策，以发挥货币政策的最大功效，协力走出危机。一套全面的货币政策国际协调体系是

全球化的世界所需要的。

### （一）国际组织及论坛

以 IMF 和 G20 为代表的国际组织及论坛是当前各国展开经济合作和政策协调的主要平台。基于上述分析，本文认为这类平台或可以采取一系列措施以构建货币政策国际协调体系，推动 IMF 协调功能的改进和优化，世界银行协调作用的提升，G20 论坛协调机制的平台化和常态化建设，促进现有国际协调平台的完善。

1. 创设货币政策协调协议和合作剩余分配机制。协调的博弈理论认为，要从非合作博弈均衡改进到合作均衡，必须施加一些额外约束条件，改变博弈双方的决策结果，实现合作均衡。首先，国际组织及论坛应该创设政策协调的长期协议，约束协议国进行协调。长期协议让货币政策协调博弈趋向长期重复博弈，违背协议的成员国面临其他成员国的集体谴责，货币政策协调的合作均衡更容易实现。IMF 是目前最正式的政府间国际金融组织，推动 IMF 建立违约仲裁机制，协调国共同授权 IMF 采用提高主权贷款利率、设置多边结算限额等处罚性措施，提高协调国的违约成本。G20 是同时包含发达国家和发展中国家的，国际经济合作的主要论坛，没有像 IMF 这样的国际组织的正式投票系统，缺乏长期的协议制度。应该促进 G20 论坛走向惯例化、协议化，从自愿性合作逐步转为适度义务性合作，逐步提高 G20 协调能力。其次，创设合作剩余分配机制。货币政策协调能改进总体福利，增加合作剩余。为增强协调的履约动机，要在协调国之间通过转移支付或补偿机制分配合作剩余。具体地，在 IMF 和 G20 等国际平台上，实现金融体系主导国向体系参与国的补偿，资本账户强势国向脆弱国的补偿，出口依赖低国家向依赖高国家的补偿。减少这些被补偿国参与协调的机会成本。

2. 重视规则性货币政策协调。国际组织及论坛创设的货币政策协调协议中应该更注重规则性货币政策协调，而非随机性协调。现有的随机性协调以灵活性牺牲了执行力。需要重新重视规则性协调的优点。区域范围内强化现存的货币政策协调制度，提高区域内央行货币政策目标、操作和风格的同步性，如发挥好欧元区统一货币政策的优势，发挥好“一带一路”沿线国家之间经济联系和战略伙伴的互信优势。全球范围内，IMF、G20 等国际平台应该积极开展框架内的对话合作，尝试建立有较强约束力的、常态化的货币政策协调体系，提高货币政策协调的执行效果。

3. 在货币政策刺激和防止国际资产泡沫之间寻求平衡。为防止金融市场的剧烈反应演变为金融危机，各国通常首先使用宽松的货币政策稳定金融市场。成熟的货币政策体系要求各国的宽松货币政策要在维持金融市场流动性充裕和防止国际资产泡沫中找到合适的平衡点。

新冠疫情重创发达国家资本市场后，美国、日本等国家直接开启货币政策最宽松模式。极度宽松的货币政策虽然让美国资本市场快速反弹，却造成了全球经济潜在的更大风险。首先，超宽松的货币政策直接形成了强通胀预期，推高了国际资产价格，形成了国际资产泡沫，危机后的去泡沫去杠杆会成为新的难题；其次，发达国家单方面的超宽松货币政策影响到其他国家的金融市场和实体经济，带来新的不平衡状态。世界银行、IMF 等全球性国际组织应带头呼吁各国合理选择货币刺激力度，推出统一货币政策刺激框架，权衡和指引平台下各国央行同时考虑当期和未来，按需求、有节制地使用宽松货币政策，避免出现竞争性货币贬值，保证全球金融市场在相对平衡的状态下恢复流动性。

4.从技术性合作深入到战略性协调。货币政策国际协调有诸多现实困难，各国因为利益分歧、互信不足等原因无法达成协调。循序渐进、步步深入是最终实现高水平货币政策协调的路径。相比于货币政策总体方向的协调，不同经济体之间在货币互换、稳定离岸金融市场等技术性合作上有更大的共同利益。G7 和 G20 有着较好的技术性国际协调的历史经验。通过主要负责大国的倡导，继续深化 G7、G20 框架内的技术性合作，彰显货币政策国际协调的优势，探索合作经验和模式。在技术性合作基础上，可进一步拓展政策协调领域，逐步深入到货币政策战略性协调的层次。

5.搭建央行政策沟通和信息共享渠道。政策沟通和信息共享是货币政策国际协调的重要一环，特别是在重大公共卫生事件这种突发性强、发展迅猛的危机发生时更显重要。IMF 和 G20 有广泛的成员国代表性，是较为理想的沟通共享平台。各国央行可在需要协调配合的政策上加强沟通，在具备自主权的政策上提高信息共享程度。加强政策沟通和信息共享让各国的货币政策更有方向感和分寸感，有更多的余地消化其他国家政策的外部性。

6.提升新兴市场国家参与。2009 年 9 月，美国匹兹堡举行的 G20 峰会宣布将 G20 作为国际经济合作的首要平台。但就疫情期间的实际来看，由于经济发展水平相似、货币政策框架完善、彼此间有更成熟的磋商和协调机制等原因，全部由发达国家构成的 G7 集团在政策沟通和协调方面更为迅速。但新兴市场国家是全球金融体系中易发生危机的一环，同时也是经济复苏最有驱动力的一环。发挥 G20 经济合作首要平台的作用、提升 G20 中新兴市场国家参与并考虑纳入更多新兴市场国家，是构建成熟的货币政策国际协调体系的必经之路。让新兴市场国家更多参与货币政策的协调，有助于提高新兴市场国家执行多边协议的积极性，让货币政策协调机制完整地覆盖各类经济体和各方面的危机冲击，提升整体政策协调的效果。

## （二）中国参与和推进货币政策国际协调的可行措施

疫情助推了“逆全球化”趋势，国际政策合作面临着较大的困难。由于合理的防控政策

和经济政策，中国在较短时间内控制住疫情，并在二季度实现了经济的正增长。作为一个大国，中国有必要、也有能力参与和推进货币政策国际协调。

1. 开拓与“一带一路”沿线国家的货币政策协调潜力。“一带一路”沿线国家大多是新兴经济体，和中国有着类似的经济增长环境和国内货币政策目标。因此，中国与“一带一路”沿线国家的货币政策协调有着更稳固的共同利益基础。此外，中国已经与许多“一带一路”沿线国家建立起了战略合作伙伴关系，货币政策的协调可以作为诸多既有合作领域的自然延伸。中国可以与“一带一路”沿线国家共同探索货币政策国际协调的规则，合作抵消疫情的不利冲击，改善区域的共同福利。

长远来看，“一带一路”合作框架，有望成为国际经济政策协调的新兴主要平台之一。“一带一路”新兴协调平台定位服务区域经济可持续发展，秉持合作共赢、共同治理原则，合理补充现有全球性协调平台。作为“一带一路”倡议主要发起国，中国应积极推动建立央行行长和财长定期磋商机制，促进货币政策协调的制度规则形成，与沿线国家一道努力，构建消除货币政策竞争、有效应对经济周期、达成合作共赢的长期协调机制。

2. 积极参加全球性多边政策协调机制。IMF、世界银行、G20 等国际金融组织和论坛为全球性货币政策协调提供了很好的磋商平台，是中国与发达国家开展货币政策协调的窗口。发达国家在政策协调中依然重要。中国要借助 IMF、世界银行、G20 等平台，发挥桥梁作用，加深新兴市场国家央行与主要发达国家的央行间相互了解，促进成员国认识发达国家与新兴市场国家政策诉求的差异性，促进跨越发展阶段和经济体制的货币政策协调的达成。倡导多边主义，反对单边主义，学会运用和参与制定全球性国际组织和论坛的货币政策协调规则。为全球协调有序应对疫情的经济影响，优化货币政策治理贡献中国力量。

3. 持续开展央行间技术性合作。2008 年金融危机后，中国人民银行开始与其他货币当局签订本币互换协议，这是国际货币政策技术性合作的良好案例。继续扩大已有本币互换规模，拓展本币互换协议签订国家范围，与更多国家积累合作经验。建设人民币离岸市场，与离岸市场所在国家开展流动性管理、税收、反洗钱等合作。加强金融业监管合作，与他国央行共同落实巴塞尔协议有关标准，实现对跨国金融机构的宏观审慎管理。渐进式开展与相关国家更深领域的货币政策协调。

4. 主动坚持灵活适度的稳健货币政策。中国总量适度的货币政策，为平稳度过危机和后疫情时期的经济发展提供了合适的货币金融环境。相较于欧美主要经济体，中国货币政策力度更为克制，货币政策空间更为充足，有效地平衡货币政策刺激与资产价格泡沫。应该继续坚持灵活适度的稳健货币政策，避免加入目前的政策竞争，展现一个大国在货币政策国际协

调下的担当。

5. 坚定不移地扩大对外开放和深化改革。要放宽市场准入, 优化营商环境, 用扩大开放深化改革的行动表达中国开展国际合作的信心和促进共同发展的立场, 用共赢思维与其他国家开展货币政策协调对话磋商。

参考文献

- [1] 白当伟, 2010:《全球化的新进展与货币政策国际协调》,《国际金融研究》第5期。
- [2] 何国华、谭炯, 2014:《国际货币政策协调理论研究的新进展》,《国际金融研究》第11期。
- [3] 孙国峰, 2017:《后危机时代的全球货币政策新框架》,《国际金融研究》第12期。
- [4] 孙国峰、尹航、柴航, 2017:《全局最优视角下的货币政策国际协调》,《金融研究》第3期。
- [5] Alfaro, L., A. Chari, A. N. Greenland, and P. K. Schott, 2020, “Aggregate and Firm-Level Stock Returns During Pandemics”, NBER Working Paper No. 26950.
- [6] Baker S. R., N. Bloom, S. J. Davis, K. J. Kost, M. C. Sammon, and T. Viratyosin, 2020, “The Unprecedented Stock Market Impact of COVID-19”, NBER Working Paper No. 26945.
- [7] Benigno P., 2004, “Optimal Monetary Policy in a Currency Area”, *Journal of International Economics*, 63(2): 293-320.
- [8] Benigno G., and P. Benigno, 2006, “Designing Targeting Rules for International Monetary Policy Cooperation”, *Journal of Monetary Economics*, 53(3): 473-506.
- [9] Benoit J. P., and V. Krishna, 1985, “Finitely Repeated Games”. *Econometrica*, 53(4): 905-922.
- [10] Berger W., 2010, “International Policy Coordination and Simple Monetary Policy Rules”, *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 146(2): 451-479.
- [11] Canzoneri M. B., and J. A. Gray, 1985, “Monetary Policy Games and the Consequences of Non-cooperative Behavior”, *International Economic Review*, 26(3): 547-564.
- [12] Coenen G., G. Lombardo, F. Smets, and Roland Straub, 2010, “International Transmission and Monetary Policy Cooperation”, in *International Dimensions of Monetary Policy*, edited by J. Galí and M. J. Gertler, Chicago: University of Chicago Press.
- [13] Cooper R. N., 1969, “Macroeconomic Policy Adjustment in Interdependent Economies”, *Quarterly Journal of Economics*, 1969, 83(1):1-24.
- [14] Corsetti G., and P. Pesenti, 2005, “International Dimensions of Optimal Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 52(2): 281-305.
- [15] Corsetti G., and P. Pesenti, 2001, “Welfare and Macroeconomic Interdependence”, *Quarterly Journal of Economics*, 116(2): 421-445.
- [16] Eichengreen B., 2013, “Currency War or International Policy Coordination”, *Journal of Policy Modeling*, 35(3): 425-433.
- [17] Eichengreen B., 2011, “International Policy Coordination: The Long View”, in *Globalization in an Age of Crisis: Multilateral Economic Cooperation in the Twenty-First Century*, edited by R. C. Feenstra and A. M. Taylor, Chicago: University of Chicago Press.
- [18] Engel C. M., 2016, “International Coordination of Central Bank Policy”, *Journal of International Money and Finance*, 67: 13-24.
- [19] Fleming J. M., 1962, “Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates”, *Staff Papers*, 9(3): 369-380.
- [20] Frankel J. A., 2016, “International Coordination”, NBER Working Paper No. 21878.
- [21] Frankel J. A., and K. Rockett, 1986, “International Macroeconomic Policy Coordination When Policy-Makers Disagree on the Model”, NBER Working No. 2059.
- [22] Fudenberg D., 1991, “Explaining Cooperation and Commitment in Repeated Games”, Working Paper No. 590.
- [23] Hamada K., 1976, “A Strategic Analysis of Monetary Interdependence”, *Journal of Political Economy*, 84(4):677-700.
- [24] He Q., J. Liu, S. Wang, and J. Yu, 2020, “The Impact of COVID-19 on Stock Markets”, *Economic and*

*Political Studies*, 8(3): 1-14.

[25] Mundell R. A., 1963, "Capital Mobility and Stabilization Policy Under Fixed and Flexible Exchange Rates", *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29(4): 475-485.

[26] Mundell R. A., 1962, "The Appropriate Use of Monetary and Fiscal Policy for Internal and External Stability", *Staff Papers*, 9(1): 70-79.

[27] Mundell R. A., 1960, "The Monetary Dynamics of International Adjustment under Fixed and Flexible Exchange Rates", *Quarterly Journal of Economics*, 74(2): 227-257.

[28] Nash J., 1953, "Two-Person Cooperative Games", *Econometrica*, 21(1): 128-140.

[29] Obstfeld M., and K. Rogoff, 2002, "Global Implications of Self-Oriented National Monetary Rules", *Quarterly Journal of Economics*, 117(2):503-535.

[30] Obstfeld M., and K. Rogoff, 2000, "New Directions for Stochastic Open Economy Models", *Journal of International Economics*, 50(1): 117-153.

[31] Rey H., 2015, "Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence", NBER Working Paper No. 21162.

[32] Rogoff K., 1985, "Can International Monetary Policy Cooperation be Counterproductive", *Journal of International Economics*, 18(3-4): 199-217.

[33] Taylor J. B., 1985, "International Coordination in the Design of Macroeconomic Policy Rules", *European Economic Review*, 28(1-2): 53-81.

[34] Neumann V. J., and O. Morgenstern, 2007, *Theory of Games and Economic Behavior*, Princeton: Princeton University Press.

## THE MONETARY POLICY COORDINATION IN RESPONSE TO SHOCKS OF COVID-19

HE Qing FENG Hao-ming YU Ji-shuang

(School of Finance, Renmin University of China)

**Abstract:** The COVID-19 pandemic destabilizes the world economy and financial markets. A number of countries have implemented easy monetary policies to stimulate their economy. The classical game theory of monetary policy coordination suggests that the world is in need of coordination and lives at the beggar-thy-neighbor equilibrium. Existing cooperation which ignores the voice of emerging economies is limited in implemented and depth. The world now works with close economic tie and strong spill-over effect of monetary policies. To build an effective anti-crisis monetary policy international coordination system, international cooperation organizations ought to introduce agreement and a scheme of cooperation surplus distribution, tradeoff between monetary stimulus and asset bubble controlling, keep good policy communication and information sharing, give more importance to the voice of developing economies. China can advocate the long-term policy coordination in the framework of "One Belt and One Road", mediate between the industrial and emerging countries in IMF and G20, and engage in technical cooperation of central banks to participate in such process.

**Key words:** monetary policy; international coordination; COVID-19; game theory



# “一带一路”贸易便利化空间差异对中国贸易流量的影响

许唯聪<sup>1</sup> 李勤昌<sup>2</sup>

**【摘要】**在全球贸易保护主义盛行的背景下, 加快“一带一路”建设意义重大。加强与域内国家(地区)间的贸易往来是“一带一路”建设的重要内容, 而贸易便利化水平对此产生重要影响。本文利用统计的方法观察“一带一路”沿线贸易便利化水平的空间差异和时间差异后, 进一步利用空间计量方法考察贸易便利化水平的差异性对贸易流量的影响和贸易便利化的空间外溢效应。研究结果表明: “一带一路”沿线各国的贸易便利化水平基本呈现由东向西逐步增强的空间分布特征, 贸易便利化对贸易流量影响的潜力则呈现自西向东逐步增强的空间分布特征, 贸易便利化存在空间外溢效应。据此本文提出, 在“一带一路”建设中应首先重点加快中国与中亚国家间的贸易便利化建设水平, 并利用空间外溢效应逐步提高中国与俄罗斯、东欧、东亚、东南亚及南亚的贸易便利化水平。对于贸易便利化水平提升空间有限的西北欧国家, 我们应通过中欧贸易投资制度性安排稳定和进一步提升贸易便利化水平, 防止贸易自由化倒退。由此便可在空间上实现“一带一路”全域贸易便利化水平的提升, 从而带动中国与“一带一路”全域贸易流量的增长。

**【关键词】**“一带一路”; 贸易便利化; 空间计量模型; 地理加权回归

## 一、问题的提出

当前, 世界经济增长持续疲软致使国家间经济发展差距不断拉大, 主要发达国家国民收入分配的“天平”不断倾斜, 这种“双失衡”问题已成为诸多国家的沉疴。某些发达国家将这种沉疴视作经济全球化的畸形产物, 认为经济全球化是造成这些问题的罪魁祸首。由此, 以邻为壑的单边贸易保护主义抬头, 民粹主义死灰复燃, 尤其是特朗普上台后采取的单边主义措施导致国际贸易摩擦不断加剧, 美国对中国等国家的出口产品持续征收高额关税, 加之全球性新冠疫情蔓延的影响, 致使全球贸易出现较为严重的萎缩。在这种背景下, 研究如何提升“一带一路”全域的贸易便利化水平, 提升贸易流量规模, 促进全域贸易增长意义重大。

<sup>1</sup> 许唯聪, 吉林大学经济学院。

<sup>2</sup> 李勤昌, 广州工商学院。

已有的文献对贸易便利化问题的研究主要有四个方面。一是对贸易便利化基础理论的研究。胡晓红（2015）从制度差异视角研究包括中国在内的 19 个丝绸之路经济带国家贸易便利化制度的差异性特征。王俊（2014）采用三螺旋模型理论对贸易便利化影响价值链的机理进行分析。二是探索量化贸易便利化水平的方法。目前影响广泛的是 Wilson、Mann 和 Otsuki（2003）提出的贸易便利化测度体系，包括了口岸效率、海关环境、规则环境和电子商务环境四大指标。Raven（2001）引入港口环境与海关质量等指标来量化贸易便利化水平。彭羽和陈争辉（2014）将市场准入、商贸环境、基础设施、政府效率作为量化贸易便利化的一级指标。三是关于贸易便利化水平提升的经济绩效研究。Felipe 和 Kumar（2012）构建物流绩效指标来测算贸易便利化的绩效。佟家栋和李连庆（2014）从福利收益与成本视角探究贸易透明度和政府腐败程度对贸易规模与社会福利的影响。四是运用统计与计量等实证方法检验贸易便利化对一国贸易增长的影响。多数学者采用一般均衡模型或引力模型考察贸易便利化的贸易效应。陈继勇和刘焱爽（2018）运用引力模型测算了“一带一路”沿线国家贸易便利化对中国出口企业的影响程度。智慧（2020）运用引力模型对 2008 年到 2018 年间“一带一路”沿线 44 个国家的贸易便利化水平进行测算，并考察了贸易便利化对贸易流量的影响程度。Francois、Meijl 和 Tongeren（2005）采用可计算一般均衡模型（CGE）测度了贸易便利化带来的交易成本下降对全球贸易流量的积极影响。王微微和谭咏琳（2019）研究了“一带一路”沿线 58 个国家的贸易便利化水平对中国出口企业的影响。段文奇和刘晨阳（2020）构建多产品企业框架，从企业层面、出口二元边际层面、企业异质性、产品异质性、不同的出口贸易方式等方面考察贸易便利化与出口的关系。

现有的相关研究仍有继续深化的空间。一是贸易便利化水平的测度多是使用简单逐级指标加总求和的方法，忽略了指标权重问题，或者采用主观赋值法对指标权重进行设定，缺乏精准性；二是忽略了贸易便利化的空间差异性及其对贸易流量影响的空间差异性研究。有鉴于此，本文拟采用空间计量工具并引入了地理加权回归分析方法，对中国与“一带一路”沿线国家的贸易便利化水平空间差异、时间差异、溢出效应及其对贸易流量的影响展开研究，以期发现重点贸易便利化建设区域，并通过贸易便利化外溢效应提升全域便利化水平和贸易流量规模。

## 二、贸易便利化影响贸易流量的内在机理

贸易便利化对贸易流量的影响存在空间差异性。从空间角度观察，各国的政治制度及其治理水平、经济制度及其发展水平在地理空间上呈现多元性和复杂性，决定了他们对贸易便

利化程度做出不同的选择, 贸易便利化水平的空间差异由此产生。贸易便利化水平差异导致了贸易的交易成本差异, 这一差异正是一带一路沿线国家贸易流量在空间上呈现差异性特征的一个重要原因。其背后的经济学逻辑无外乎投入产出关系, 亦即: 贸易便利化程度越低, 跨境交易成本就越高, 贸易流量就会越小; 相反, 贸易便利化程度越高, 跨境交易成本就会越低, 贸易流量就会越大 (图 1)。

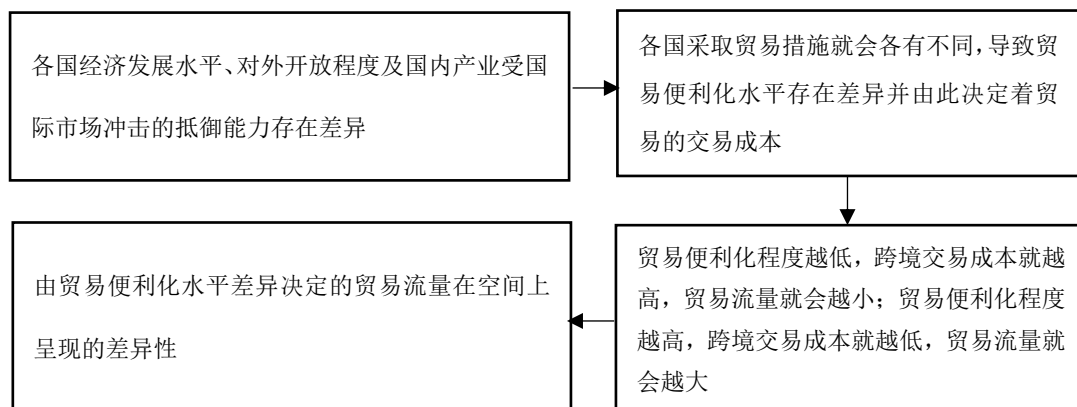


图 1 贸易便利化对贸易流量影响的空间差异性形成机理

贸易便利化对贸易流量的影响还存在着时间差异性。从时间角度观察, 一国施行对外开放政策后, 会逐步加快消除贸易壁垒行动, 贸易便利化水平不断提高, 贸易的交易成本随之不断降低, 贸易流量会不断加大。但是, 世界上不存在纯粹的贸易自由化。出于本国某些核心利益考量以及国内各种政治力量斗争的加剧, 一国政府绝不会从根本上废除所有贸易措施, 一定程度的贸易保护将呈现常态化。表现在贸易便利化问题上就是, 贸易便利化难度加大, 速率下降, 甚至停滞不前, 进入所谓的“平台期”。无疑, 这个时期贸易便利化对贸易流量的影响就会减弱。这种随时间的推移而产生的贸易便利化对贸易流量影响的变化被称为时间差异性特征 (图 2)。

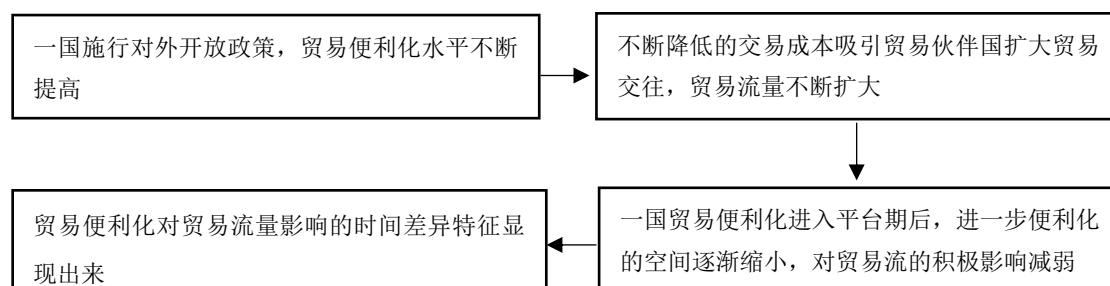


图 2 贸易便利化对贸易流量影响的时间差异性形成机理

贸易便利化对贸易流量的影响也存在着空间溢出效应。从空间外溢视角观察, 位于相邻

区位的国家间的贸易便利化具有空间溢出效应。一国提高贸易便利化水平，低廉的贸易交易成本吸引域外企业与该国开展贸易，该国的邻国会纷纷效仿，提高自身的贸易便利化水平，带来该区域贸易便利化水平的提高，于是产生了贸易便利化的空间外溢。邻国的贸易便利化水平提高后，交易成本降低，该国与邻国的贸易流量、邻国与域外国家的贸易流量都提高了，由此便产生了贸易流量的空间溢出（图3）。

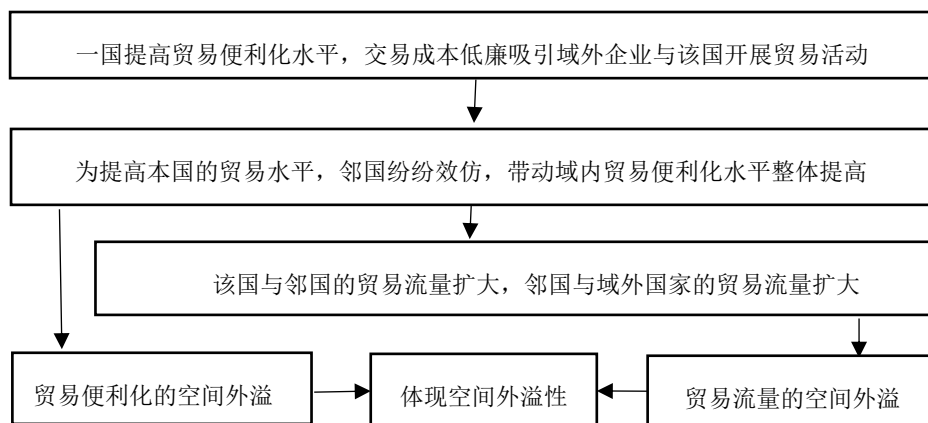


图3 贸易便利化与贸易流量的空间外溢效应形成机理

### 三、“一带一路”沿线国家贸易便利化水平衡量

#### （一）衡量指标体系构建

参考 Wilson、Mann 和 Otsuki（2003）构建的贸易便利化测度体系，结合“一带一路”沿线国家的经济发展特点，本文选取口岸效率（T）、海关环境（C）、制度环境（R）、金融支撑（F）、电子商务（E）5个一级指标，细化成22个二级指标，以期对贸易便利化的衡量更加完整、准确（表1）。

表1 贸易便利化指标体系

一级指标	二级指标	得分范围		指标属性	指标来源
口岸效率 (T)	公共口岸设施质量	T1	1~7	正向指标	GCR
	铁路口岸设施质量	T2	1~7	正向指标	GCR
	航空口岸设施质量	T3	1~7	正向指标	GCR
	港口设施质量	T4	1~7	正向指标	GCR
海关环境 (C)	贸易关税	C1	0~100	逆向指标	GCR
	海关程序负担	C2	1~7	正向指标	GCR
	非常规支付和贿赂	C3	1~7	正向指标	GCR
	贸易壁垒程度	C4	1~7	正向指标	GCR
制度环境 (R)	政府清廉指数	R1	0~100	正向指标	CPI
	政府政策制定的透明度	R2	1~7	正向指标	GCR

	法律法规解决争端的效率	R3	1~7	正向指标	GCR
	政府管制的负担	R4	1~7	逆向指标	GCR
	司法独立性	R5	1~7	正向指标	GCR
	犯罪与暴力造成的商业成本	R6	1~7	逆向指标	GCR
金融支撑 (F)	金融服务的便利性	F1	1~7	正向指标	GCR
	金融服务的可供性	F2	1~7	正向指标	GCR
电子商务 (E)	电子商务使用率	E1	1~5	正向指标	NRI
	互联网使用人数	E2	0~100	正向指标	NRI
	政府在线服务指数	E3	1~5	正向指标	NRI
	新技术的可获得性	E4	1~7	正向指标	GCR
	企业对新技术的吸收	E5	1~7	正向指标	GCR
	信息技术相关法规	E6	1~7	正向指标	NRI

注: GCR (Global Competitiveness Report) 为世界经济论坛发布的《全球竞争力报告》, NRI 为《全球信息技术网络发展报告》, CPI 为由透明国际发布的“全球清廉指数”。截止到目前为止,《全球信息技术网络发展报告》相关数据仅更新至 2016 年, 因此本文的样本后限为 2016 年。

## (二) 贸易便利化水平测度

本文采用主成分分析法对“一带一路”沿线国家的贸易便利化水平进行测度。该方法的适用性检验指标主要有巴特莱特球体检验和 Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) 抽样充分性检验。检验过程中的 2007—2016 年巴特莱特球体检验的 P 值均显著拒绝原假设, KMO 值均处于 [0.89, 1] 区间内, 说明主成分分析对初始数据变量是适用的。首先, 为消除数据量纲, 便于各指标之间的比较和确定指标系数, 本文对初始数据进行预处理, 采用线性变换方法, 即规范值 = (原始值 - 最小值) / (最大值 - 最小值), 将各指标数值控制在 0~1 的范围内后, 对规范值的方差做最大化旋转, 提取三个成分并计算成分因子的具体得分和相应的方差贡献率。主成分涵盖了贸易便利化水平 22 个衡量指标中 81.36% 的内容, 在保证变量两两互不相关的前提下, 将每个主成分下二级指标的相关系数与主成分贡献率相乘, 所得数值再除以主成分的累积贡献率后相加得到贸易便利化综合水平指数。该指数的一般表达方程为:

$$\begin{aligned}
 \text{TWTFI} = & 0.053 * T1 + 0.027 * T2 + 0.0521 * T3 + 0.0474 * T4 - 0.0076 * C1 + 0.0519 * C2 + 0.0552 * C3 + 0. \\
 & 0313 * C4 + 0.0503 * R1 + 0.0582 * R2 + 0.0614 * R3 + 0.0463 * R4 + 0.0569 * R5 + 0.0387 * R6 + 0.0572 * F1 + \\
 & 0.0431 * F2 + 0.0440 * E1 + 0.0351 * E2 + 0.0397 * E3 + 0.0513 * E4 + 0.0540 * E5 + 0.0535 * E6 \quad (1)
 \end{aligned}$$

利用加权和的方法可得“一带一路”沿线国家的贸易便利化综合评价指数 (TWTFI)。通

通过对 TWTFI 进行加权平均化处理,得到“一带一路”各区域的贸易便利化综合指数(表 2),并按照曾铮和周茜(2008)给出的方法划分了“一带一路”沿线各区域的贸易便利化程度,即:得分 0.8 以上为非常便利等级,得分 0.7~0.8 为比较便利等级,得分 0.6~0.7 为一般便利等级,得分 0.6 以下为不便利等级。从全域 2016 年数据观察,贸易便利化水平的空间差异明显。北欧、西欧的贸易便利化程度最高,中欧次之,南欧、中亚、东亚水平居中,东南亚、南亚最差。从演进过程的时间差异性观察,中亚、南亚的贸易便利化水平提升较为显著,东欧、西亚的贸易便利化水平也跃升了一个等级,而北欧、西欧和东亚的发达地区的贸易便利化水平几乎处于停滞状态。

表 2 “一带一路”沿线不同区域的贸易便利化水平

	2008	2010	2012	2014	2016
东亚	0.651	0.668	0.683	0.548	0.693
东南亚	0.558	0.568	0.586	0.472	0.582
中亚	0.487	0.527	0.582	0.375	0.613
西亚	0.543	0.626	0.671	0.513	0.653
南亚	0.444	0.465	0.474	0.364	0.569
北欧	0.889	0.882	0.871	0.817	0.875
东欧	0.520	0.608	0.629	0.479	0.648
中欧	0.710	0.745	0.733	0.602	0.735
南欧	0.590	0.623	0.621	0.455	0.626
西欧	0.768	0.788	0.809	0.729	0.817

资料来源:依据相关年份各区域中各国的 TWTFI 指数加权平均得到

#### 四、贸易便利化对双边贸易影响的空间实证分析

前文从理论上提出,贸易便利化水平本身及其对贸易流量的影响存在空间差异性和时间差异性。为了验证这一论点,本文构建空间计量模型,运用地理加权回归法进行实证检验。

##### (一) 空间依赖性检验与实证权重矩阵设定

在进行空间计量分析之前,需要对研究主体是否存在空间依赖性进行检验。本文使用全局空间自相关检验来判别空间数据的空间分布状况,即从整体观察空间上的个体与相邻个体是否存在空间联系。空间自相关 Moran's I 指数的计算公式为:

$$Moran's\ I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (U_i - \bar{U})(U_j - \bar{U})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (U_i - \bar{U})^2} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (U_i - \bar{U})(U_j - \bar{U})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (2)$$

其中,  $s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (U_i - \bar{U})^2$ , 为所有空间权重的聚合。 $\bar{U} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n U_{ij}$ , 为  $n$  个空间单元样本属性的平均值,  $n$  代表地区数目,  $U_i$  和  $U_j$  分别代表第  $i$  个地区和第  $j$  个地区相关指标的观测样本,  $w_{ij}$  是第  $i$  个地区和第  $j$  个地区之间的空间权重矩阵。根据 (2) 式计算的 Moran's I 指数列入表 3。2007—2016 年“一带一路”沿线国家贸易便利化的 Moran's I 指数全部为正, 且通过了显著性检验, 说明域内各国的贸易便利化发展具有空间依赖。同时, 依据全局空间自相关的检验结果, 中国与“一带一路”沿线国家的贸易流量也表现出显著的空间相关关系, 说明本文构建空间计量模型进行实证检验是合理的。

表 3 全局空间自相关检验

年份	贸易便利化			贸易流量		
	Moran's I	Std.	P-value	Moran's I	Std.	P-value
2007	0.157	0.070	0.014	0.080	0.070	0.089
2008	0.141	0.070	0.026	0.092	0.070	0.065
2009	0.126	0.069	0.043	0.108	0.070	0.041
2010	0.15	0.069	0.016	0.087	0.070	0.073
2011	0.176	0.069	0.006	0.097	0.070	0.057
2012	0.171	0.068	0.007	0.105	0.070	0.044
2013	0.183	0.069	0.004	0.110	0.070	0.038
2014	0.234	0.071	0.000	0.111	0.070	0.037
2015	0.249	0.071	0.000	0.112	0.070	0.036
2016	0.193	0.069	0.003	0.092	0.070	0.063

资料来源: Stata15.0

进行空间计量分析的前提是建立能够反映空间个体不断交互与扩散过程中所形成的真实空间依赖关系, 即空间权重矩阵。空间权重矩阵主要包括地理邻接空间权重矩阵和地理距离空间权重矩阵, 其中地理邻接空间权重矩阵常用以展现具有共同边界的地区间依赖程度, 地理距离空间权重矩阵则用以衡量非邻接地区间的空间关联性随地理距离的增加所发生的变化。考虑到空间地理邻接矩阵无法体现个体间的空间依赖性强弱变化趋势, 本文选择地理距离空间权重矩阵来研究“一带一路”沿线国家的空间分布情况, 如 (3) 式所示:

$$W_{ij} = \frac{1/d_{ij}}{\sum_{k \neq i} 1/d_{ik}} \quad (3)$$

式中， $W_{ij}$ 表示地理距离空间权重矩阵， $d_{ij}$ 表示*i*国与*j*国的双边地理距离，数据来源于CEPII远程数据库。

## （二）模型设定与变量选择

为了探究贸易便利化如何影响中国与“一带一路”沿线国家贸易流量，本文选择2007—2016年“一带一路”沿线国共计70个国家（地区）<sup>1</sup>的面板数据进行实证分析，相关变量选取与指标说明如表4所示。为了消除序列相关及异方差对于实证结果的不利影响，本文对实证变量做了对数化处理。此外，为了验证实证数据的平稳性，本文对时间序列变量进行了单位根检验，LLC和Fisher-ADF单位根检验结果显示各变量均为零阶单整，存在长期稳定关系，可以进行实证检验。

表4 变量选取与指标说明

变量	指标说明	数据来源	预期符号	理论说明
$lntrade_{ij}$	双边贸易流量	UN Comtrade	—	—
$TWTFI_j$	贸易便利化指数	作者计算	正	$TWTFI_j$ 水平越高，企业出口成本越低
$lnopen_j$	市场开放度 <sup>2</sup>	世界银行	正	市场开放度越高，贸易壁垒越小
$lnpop_j$	人口规模	世界银行	正	人口规模越大，潜在消费需求越高
$lnpgdp_j$	人均GDP	世界银行	正	经济规模越大，潜在贸易需求越高
$lntariff_{ij}$	关税水平	《全球竞争力报告》	负	关税越高，贸易成本越高
$lndistcap_{ij}$	双边距离	CEPII 远程数据库	负	双边距离越远，运输成本越高
OECD	是否为经合组织成员国	OECD 官网	不 确 定	区域经济一体化有助于消除区域内贸易障碍，促进区域内贸易发展，但一体化组织对外设置统一贸易壁垒，阻碍了成员国与其他国家的贸易往来
EU	是否为欧盟成员国	EU 官网		
ASEAN	是否为东盟成员国	ASEAN 官网		
$border_{ij}$	是否具有共同边界	CEPII 远程数据库	正	接壤国家的运输成本较低

上述70个国家的面板数据的LM统计量、LR统计量和Wald统计量均通过了显著性检

<sup>1</sup> 本文将65个“一带一路”沿线国家及地区名单中数据缺失严重的6个国家剔除，包括希腊、塞浦路斯、不丹、波黑、黑山和塞尔维亚，并加入海上丝路延伸国和陆上丝路经济带延伸国共11个，包括韩国、日本、英国、荷兰、德国、意大利、丹麦、瑞典、挪威、西班牙及葡萄牙，最终构成70个样本国家（地区）。

<sup>2</sup> 市场开放度=一国进口额/该国GDP总额。



验, 说明空间杜宾模型是适用的。此外, Hausman 检验结果未能在 1% 的显著性水平下拒绝原假设, 故选择随机效应模型更为合理。

根据上述分析, 本文将面板数据空间杜宾模型设定为:

$$\begin{aligned} \ln trade_{ij} = & \alpha + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln trade_{ij} + \beta_1 TWTFI_j + \beta_2 \ln open_j + \beta_3 \ln pop_j + \\ & \beta_4 \ln pgdp_j + \beta_5 \ln tariff_{ij} + \beta_6 \ln distcap_{ij} + \beta_7 OECD + \beta_8 EU + \beta_9 ASEAN + \beta_{10} border_{ij} + \\ & d_i' X_t \delta + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

其中,  $\ln trade_{ij}$  为中国与“一带一路”沿线国家的双边贸易流量规模,  $\alpha$  为常数项,  $\rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln trade_{ij}$  是被解释变量的滞后变量,  $W_{ij}$  为地理距离空间权重矩阵, 系数  $\rho$  为空间溢出效应系数,  $\beta_1 - \beta_{10}$  为待估系数,  $d_i' X_t \delta$  代表模型解释变量的滞后变量,  $d_i'$  是  $W_{ij}$  的第  $i$  行,  $\mu_i$  为空间固定效应,  $\gamma_t$  为时间固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为时空双固定效应。

由于忽略扰动项的空间相关性会损失模型效率, 因此本文进一步建立空间面板误差模型来处理模型误差间的空间相关性, 如 (5) 式所示:

$$\begin{aligned} \ln trade_{ij} = & \alpha + \beta_1 TWTFI_j + \beta_2 \ln open_j + \beta_3 \ln pop_j + \beta_4 \ln pgdp_j + \beta_5 \ln tariff_{ij} + \\ & \beta_6 \ln distcap_{ij} + \beta_7 OECD + \beta_8 EU + \beta_9 ASEAN + \beta_{10} border_{ij} + \eta_i + \theta_t + \mu_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

其中,  $\alpha$  为常数项,  $\beta_1 - \beta_{10}$  为待估系数,  $\eta_i$  为空间固定效应,  $\theta_t$  为时间固定效应,  $\mu_{it} = \lambda M \mu_{jt} + \varepsilon_{it}$  为空间扰动项,  $\lambda$  为空间误差系数, 用以测度遗漏变量的空间相关性大小。M 为空间误差项的权重矩阵, 通常与  $W_{ij}$  一致 (陈强, 2014)。

当对某一特定区域进行回归分析时, 处于不同空间单元的变量回归系数是具有差异性的。但经典的线性回归模型通常假定参数在研究区域内是保持不变的, 这会对全局的解释造成一定的局限。Brunsdon、Fotheringham 和 Charlton (1996) 提出使用地理加权回归方法 (GWR) 来探究模型影响因素对不同地理单元产生的空间异质性影响, 地理加权回归 (GWR) 的一般式如 (6) 式所示:

$$Y_i = \beta_0(S_i, V_i) + \sum \beta_k(S_i, V_i) X_{ik} + \varepsilon_i \quad (6)$$

式中,  $Y_i$  为被解释变量, 在本文中为中国与第  $i$  个“一带一路”沿线国家的双边贸易流量,  $\beta_0$  为回归参数,  $(S_i, V_i)$  代表了空间样本中第  $i$  个样本的位置坐标 (如经纬度),  $\beta_k(U_i, V_i)$

为第  $i$  个样本点的第  $k$  个回归参数，又称为空间地理位置函数。 $X_{ik}$  为解释变量，在本文中为“一带一路”沿线国家的贸易便利化水平， $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$  为随机扰动项，且满足  $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$  ( $i \neq j$ )。地理加权回归模型对空间上每个对象的参数均进行了估计，所得的区域回归系数是随着空间位置变化的变异系数，通过 GWR，我们可得到估计系数在地理单元上空间分布的差异化特征。

### (三) 实证分析

#### 1. 空间杜宾模型极大似然估计

空间自相关检验结果只是对空间效应的初步检验，需要系统的量化估计来做支撑。因此，本文构建空间计量模型，并采用极大似然估计对所构建的空间面板数据模型进行实证分析。在此基础上，本文采用广义矩估计对模型进行稳健性检验，以提高回归结果的精确性，最后进行地理加权回归分析。空间杜宾模型极大似然的估计结果见表 5。

表 5 空间杜宾模型极大似然 (MLE) 估计

解释变量	被解释变量 $\ln trade_{ij}$		
	POLS	SDM	SEM
$\rho$	—	5.363*** (1.215)	—
$\lambda$	—	—	7.801*** (0.933)
$TWTFI_j$	0.131 (0.210)	0.328** (0.115)	0.268** (0.111)
$\ln open_j$	0.666*** (0.073)	0.434*** (0.06)	0.473*** (0.062)
$\ln pop_j$	1.107*** (0.024)	1.145*** (0.06)	1.109*** (0.054)
$\ln pgdp_j$	1.101*** (0.041)	1.138*** (0.054)	1.167*** (0.053)
$\ln tariff_{ij}$	-0.081** (0.041)	-0.134*** (0.028)	-0.141*** (0.028)
$\ln distcap_{ij}$	-0.514*** (0.076)	-0.562** (0.268)	-0.522** (0.226)
OECD	-0.489*** (0.087)	-0.796** (0.276)	-0.643** (0.235)
EU	-0.241** (0.094)	-0.217 (0.288)	-0.249 (0.240)
ASEAN	0.771*** (0.107)	0.114 (0.380)	0.812** (0.294)

<i>border<sub>ij</sub></i>	0.364***	0.404	0.449
	(0.101)	(0.337)	(0.288)
<i>_cons</i>	-0.764	-1.743	-1.401
	(0.915)	(2.748)	(2.356)
<i>Sigma2_e</i>	—	0.052***	0.057***
		(0.003)	(0.003)
Log L	—	-127.272	-149.008
N	700	700	700
Within <i>R</i> <sup>2</sup>	—	0.624	0.555
Between <i>R</i> <sup>2</sup>	—	0.842	0.878
Overall <i>R</i> <sup>2</sup>	0.768	0.835	0.867

注：“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著，括号里的数值为回归标准差。

资料来源：Stata15.0

## 2. 空间面板广义矩估计

为验证上述实证结果的有效性，本文利用空间面板广义矩估计（GMM），分别利用初始加权、部分加权和完全加权的广义矩估计法再逐一对实证模型进行估计，结果如表 6 所示，GMM 估计系数的大小较极大似然估计有一些变化，但系数符号一致，结果依然稳健。

表 6 空间面板 GMM 估计

解释变量	被解释变量 <i>Intrade<sub>ij</sub></i>		
	GMM_W		
	初始加权(1)	部分加权(2)	完全加权(3)
<i>TWTFI<sub>j</sub></i>	0.361*	0.346**	0.343**
	(0.198)	(0.199)	(0.199)
<i>lnopen<sub>j</sub></i>	0.476***	0.482***	0.483***
	(0.074)	(0.075)	(0.075)
<i>lnpop<sub>j</sub></i>	1.099***	1.101***	1.101***
	(0.024)	(0.024)	(0.024)
<i>lnpgdp<sub>j</sub></i>	1.034***	1.036***	1.036***
	(0.043)	(0.043)	(0.043)
<i>ln tariff<sub>ij</sub></i>	-0.122**	-0.122**	-0.122**
	(0.042)	(0.042)	(0.042)
<i>ln distcap<sub>ij</sub></i>	-0.570***	-0.564***	-0.563***
	(0.081)	(0.081)	(0.081)
OECD	-0.372***	-0.376***	-0.377***
	(0.092)	(0.093)	(0.093)
EU	-0.281**	-0.279**	-0.279***
	(0.099)	(0.100)	(0.100)
ASEAN	0.726***	0.731***	0.732***
	(0.112)	(0.112)	(0.113)

$border_{ij}$	0.217*	0.215*	0.215**
	(0.107)	(0.107)	(0.108)
Wald 检验	4045.776***	4031.287***	4028.264***
Wald 检验 P 值	0.0000	0.0000	0.0000
Log L	-7.038	-6.828	-6.795
N	700	700	700
$R^2$	0.999	0.999	0.999
调整的 $R^2$	0.999	0.999	0.999

注：“\*”、“\*\*”、“\*\*\*” 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著，括号里的数值为回归标准差。

资料来源：Stata15.0

### 3. 地理加权回归分析

选取对贸易流量影响显著的贸易便利化指数、市场开放度、人均 GDP 与关税四个解释变量，利用 ArcGIS10.2 软件进一步对模型进行地理加权回归(GWR)分析的结果显示：GWR 模型的拟合优度 $R^2$ 为 0.8674，调整的 $R^2$ 为 0.8342，模型对现实的拟合效果较优，各解释变量对被解释变量的影响效应在空间上存在显著差异。结果如图 4 所示：整体来看，贸易便利化对贸易流量的影响表现出显著的西高东低梯次减弱的空间差异特征（如图 4—1 所示）；图 4—2 给出了市场开放度的空间影响差异。可以看出，市场开放度对贸易流量的影响效应自西向东呈现梯次递减态势；人均 GDP 的影响效应呈现自西向东梯次增强的特征（如图 4—3 所示）；关税对贸易流量产生显著的负向效应，同样表现出自西向东梯次增强的特点（如图 4—4 所示）。

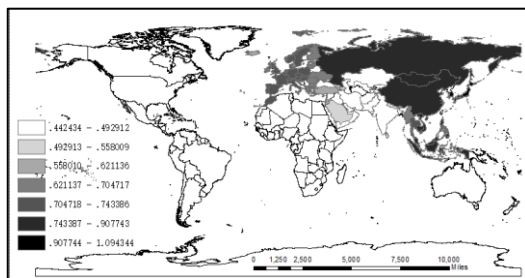


图 4—1 各国 TWTFI 估计系数

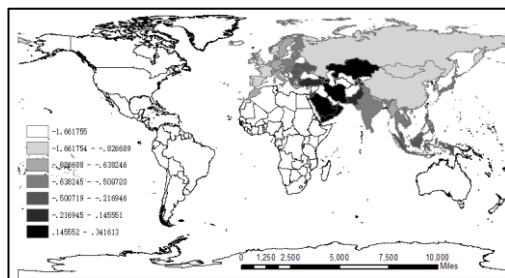


图 4—2 各国市场开放度估计系数

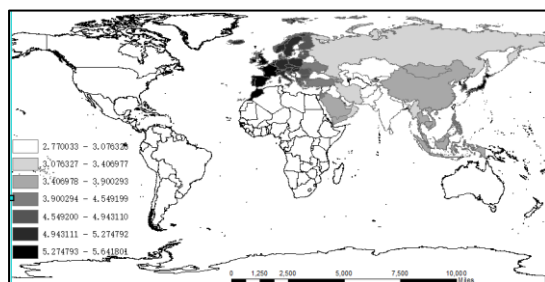


图 4—3 各国人均 GDP 估计系数图

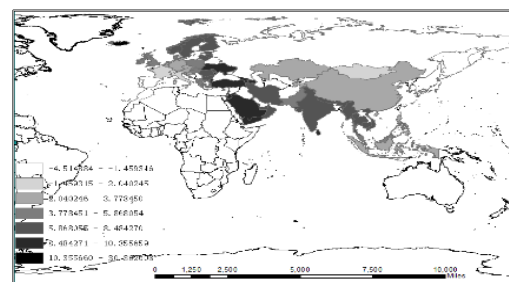


图 4—4 各国关税水平估计系数

图 4 地理加权回归结果

资料来源: 回归结果由 ArcGIS10.2 给出

#### 4. 实证结果

(1) 贸易便利化指数的系数显著为正且十分稳健, 说明“一带一路”沿线国家贸易便利化水平的提高会显著促进其与中国的贸易流量的提升。

(2) 空间溢出系数与空间误差系数显著为正, 说明贸易便利化本身存在空间溢出效应, 一国的贸易便利化会带动周边国家提升贸易便利化水平, 从而带动周边国家的贸易流量增加。

(3) 贸易便利化的影响效应表现出显著的空间差异性特征。贸易便利化对贸易流量的影响在“一带一路”全域内呈现自西向东梯次减弱的特征, 市场开放度对贸易流量的影响效应呈现自西向东梯次递减态势, 人均 GDP 对贸易流量的影响效应呈现自西向东梯次增强的特征, 关税对贸易流量的负面影响呈现出自西向东梯次增强的空间差异特征。

### 五、结论与政策建议

本文选取 2007—2016 年的面板数据, 采用理论分析与实证分析相结合的方法, 考察了“一带一路”贸易便利化水平的空间效应, 分析了其对中国与沿线国家贸易流量影响的差异性。主要结论有:

(1) “一带一路”沿线国家贸易便利化水平的提高会显著促进其与中国的贸易流量的提升。该实证结果的政策含义为: 贸易便利化所引起的贸易效应十分显著, 提升“一带一路”沿线国家贸易便利化水平是推动域内贸易增长的有效措施。

(2) 贸易便利化本身存在空间溢出效应, 一国的贸易便利化会带动周边国家提升贸易便利化水平, 从而带动周边国家的贸易流量增加。该实证结果的政策含义是: 我们可以选取中亚为贸易便利化重点建设地区, 以点带面, 最终实现贸易空间布局的均衡。

(3) 贸易便利化对贸易流量的影响在“一带一路”全域内呈现自西向东梯次减弱的特征, 市场开放度对贸易流量的影响效应呈现自西向东梯次递减态势, 人均 GDP 对贸易流量的影响效应呈现自西向东梯次增强的特征, 关税对贸易流量的负面影响呈现出自西向东梯次增强的空间差异特征。该实证结果的政策意义在于, 贸易便利化建设的重点、关税减让的重点和市场的重点都在“一带一路”的中东部, 这里应该是我们工作的重点地区。

为进一步提升“一带一路”全域的贸易便利化水平, 挖掘“一带一路”市场潜力, 发挥贸易便利化的空间外溢效应, 扩大中国与“一带一路”沿线国家的贸易规模, 根据上述研究

结论，提出如下对策建议：

第一，采取分阶段发展战略，抓住贸易便利化重点建设区域，以点带面，逐步实现全域贸易便利化。在起步阶段，将中亚地区作为贸易便利化的建设重点，通过双边以及上合组织多边合作机制，尽早将这一地区的贸易便利化水平提升至比较便利等级乃至非常便利等级。此后，发挥中亚在地缘上与东欧、俄罗斯等国的良好政治经济关系的坚实基础作用，通过贸易便利化的外溢效应，带动这些外围区域国家的贸易便利化水平提升，由此推进中国与中亚、俄罗斯、东欧、南欧的贸易规模不断扩大。在拓展阶段，利用中国与中亚、东欧、南欧、俄罗斯的贸易便利化示范作用，推进东亚、东南亚、南亚、中东等区域的贸易便利化水平升级，在更大范围内提升贸易规模。在此阶段，应当发挥 WTO、RCEP 等多边或双边制度安排的作用，将东向的日本、韩国，南向的澳大利亚、新西兰、东盟、巴基斯坦、印度，西向的中东和非洲各国的贸易便利化水平提升至比较便利等级。在巩固阶段，中国应进一步从太平洋和大西洋两个方向提升与北美、中美和南美国家的贸易便利化建设水平。如此，将大大推动全球贸易便利化水平，促进贸易规模增长。

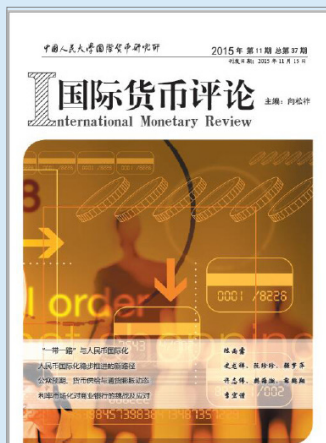
第二，加强双边、多边贸易制度建设，打造区域贸易制度新平台。为保证中亚贸易便利化示范区域建设取得成效，应当研究将上合组织升级为区域贸易投资协定的可行性，将该组织成员的贸易便利化水平提升至比较便利或非常便利水平。此目标一旦实现，加上 RCEP 制度安排，中国与周边全域的贸易便利化、贸易自由化程度将全面提升，这将大大促进整个地区的贸易和投资水平，提高域内各国人民的福利水平。

第三，加强对贸易投资网络节点国家的贸易、投资产业园建设，通过产业带动提高东道国的生产水平和贸易水平，反向促进贸易便利化进步，进一步促进贸易和投资增长，使双边的经贸关系进入良性发展轨道。可以通过“丝路基金”和亚洲基础设施投资银行等渠道，发挥行业组织的协调作用，加大对目标市场产业园的投资力度，发挥好投资对东道国经济贸易增长的带动作用。国外产业园建设取得成效以后，同样会产生良好的空间外溢示范效应，带动周边国家更加对外开放，更多地参与国际经济合作，如此可以推动“一带一路”全域的生产分工和贸易合作走向更高水平。

## 参考文献

- [1] 陈继勇、刘焱爽:《“一带一路”沿线国家贸易便利化对中国贸易潜力的影响》,《世界经济研究》2018年第9期。
- [2] 陈强:《高级计量经济学及 Stata 应用》,北京:高等教育出版社,2014年。
- [3] 段文奇、刘晨阳:《贸易便利化、企业异质性与多产品企业出口》,《国际贸易问题》2020年第5期。
- [4] 胡晓红:《论贸易便利化制度差异性及其我国的对策——以部分“丝绸之路经济带”国家为视角》,《南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学)》2015年第6期。
- [5] 彭羽、陈争辉:《中国(上海)自由贸易试验区投资贸易便利化评价指标体系⑥》,佟家栋、李连庆:《贸易政策透明度与贸易便利化影响——基于可计算一般均衡模型的分析》,《南开经济研究》2014年第4期。
- [6] 王俊:《贸易便利化:三螺旋模型的理论视角及实现路径》,《苏州大学学报(哲学社会科学版)》2014年第6期。
- [7] 王微微、谭咏琳:《贸易便利化水平对“一带一路”沿线国家双边贸易的影响分析》,《经济问题》2019年第9期。
- [8] 智慧:《“一带一路”沿线国家贸易便利化对我国出口影响研究》,《经济纵横》2020年第6期。
- [9] 曾铮、周茜:《贸易便利化测评体系及对我国出口的影响》,《国际经贸探索》2008年第10期。
- [10] Brunson, C., Fotheringham, A.S. and Charlton, M., Geographically weighted regression: A method for exploring spatial nonstationarity. *Geographical Analysis*, Vol.28, No.4, 1996.
- [11] Felipe, J. and Kumar, U., The role of trade facilitation in Central Asia: A gravity model. *Eastern European Economics*, Vol.50, No.4, 2012.
- [12] Francois, J., Meijl, H.V. and Tongeren, F.V., Trade liberalization in the Doha Development Round. *Economic Policy*, Vol.20, No.42, 2005.
- [13] Moran, P.A.P., Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, Vol.37, No.1-2, 1950.
- [14] Raven, J., Trade and transport facilitation: A toolkit for audit, analysis and remedial action. *World Bank Discussion Papers*, No.427, 2001.
- [15] Wilson, J.S., Mann, C.L. and Otsuki, T., Trade facilitation and economic development: A new approach to quantifying the impact. *World Bank Economic Review*, Vol.17, No.3, 2003.

## 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”。

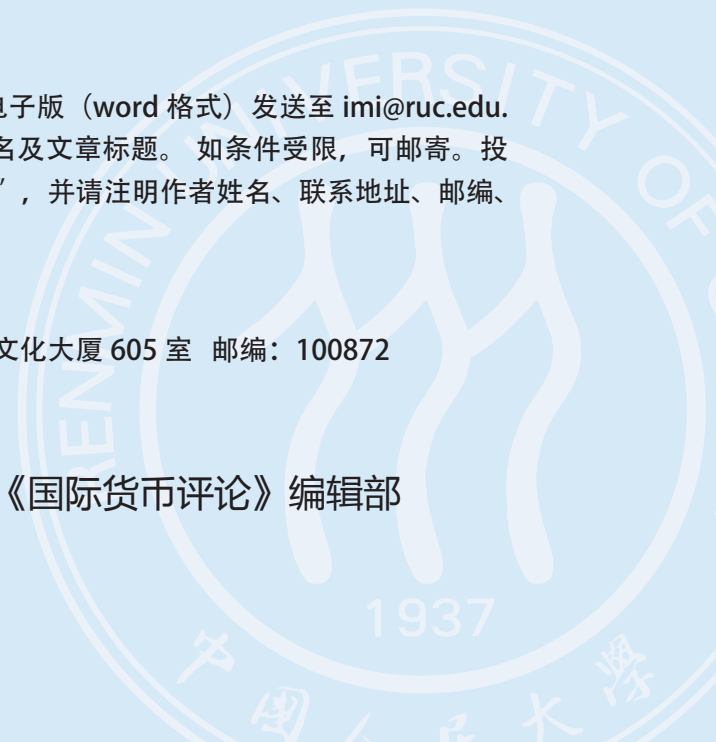
### 投稿方式:

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







## 元素征信 专业的信用大数据服务商

北京|上海|深圳|辽宁|陕西|云南|山西|天津|河北|湖北  
山东|广西|贵州|南京

地址：北京市海淀区北坞村路23号创新园北区5号楼  
电话：010-82602070