

# I 国际货币评论

## International Monetary Review

主编: 张杰



从金融大国到金融强国的路径选择

吴晓求

“货币超越”的中国谜题

张杰

金融开放与技术创新:理论与实证

庄毓敏、储青青

“走出去”是否有助于抑制企业的“脱实向虚”行为?

罗长远、李铮、智艳

境外人民币清算行对中国OFDI效率的影响及机制研究

丁一兵、张晚鸥、刘紫薇

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

|                   |              |     |                |
|-------------------|--------------|-----|----------------|
| Edmond Alphandery | Yaseen Anwar | 陈雨露 | Steve H. Hanke |
| 李 扬               | 李若谷          | 任志刚 |                |

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

|     |                |              |             |     |                  |
|-----|----------------|--------------|-------------|-----|------------------|
| 贡圣林 | 曹 彤            | 陈卫东          | 丁剑平         | 鄂志寰 | 郭庆旺              |
| 焦瑾璞 | Rainer Klump   | IL Houng Lee | David Marsh | 庞 红 | Herbert Poenisch |
| 瞿 强 | Alfred Schipke | 谭松涛          | 涂永红         | 汪昌云 | 王国刚              |
| 王 芳 | 肖 耿            | 杨 涛          | 曾颂华         | 张成思 | 张之骧              |
| 赵锡军 | 周道许            | 庄毓敏          |             |     |                  |

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：吴晓桐

栏目编辑：张思瑾

美术编辑：陈一欣

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.ruc.edu.cn](http://www.imi.ruc.edu.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.ruc.edu.cn/>

# 目 录

## 【卷首】

从金融大国到金融强国的路径选择 ————— 吴晓求 01

“货币超越”的中国谜题

——兼论万志英的中国货币历史演进观 ————— 张杰 04

金融开放与技术创新：理论与实证 ————— 庄毓敏、储青青 28

“走出去”是否有助于抑制企业的“脱实向虚”行为？

——基于“一带一路”倡议准自然实验的证据 ————— 罗长远、李铮、智艳 33

境外人民币清算行对中国 OFDI 效率的影响及机制研究 ————— 丁一兵、张晓鸥、刘紫薇 51

人民币汇率与 RCEP 国家货币汇率联动及其成因

——基于马尔科夫区制转换模型的实证分析 ————— 邢学文、郭枫 76

# 从金融大国到金融强国的路径选择<sup>1</sup>

吴晓求<sup>2</sup>

## 引言

中央金融工作会议强调，当前和今后一个时期，做好金融工作必须坚持和加强党的全面领导，以习近平新时代中国特色社会主义思想为指导，全面贯彻党的二十大精神，完整、准确、全面贯彻新发展理念，深刻把握金融工作的政治性、人民性，以加快建设金融强国为目标，以推进金融高质量发展为主题，以深化金融供给侧结构性改革为主线，以金融队伍的纯洁性、专业性、战斗力为重要支撑，以全面加强监管、防范化解风险为重点，坚持稳中求进工作总基调，统筹发展和安全，牢牢守住不发生系统性金融风险的底线，坚定不移走中国特色金融发展之路，加快建设中国特色现代金融体系，不断满足经济社会发展和人民群众日益增长的金融需求，不断开创新时代金融工作新局面。

经过 40 多年的改革开放和经济发展，中国已经成为一个金融大国，未来我们要从金融大国迈向金融强国，这是一个更加宏伟的目标，也会是一个更加艰难的过程。与金融强国相适应的金融一定是现代金融，而不是传统金融。现代金融的业态一定是多样的，功能也是多元的，而不是单一的。这种多元化的金融功能包括资源配置、财富管理、便捷支付、所有权分割等。现代金融不仅创造货币流动性，而且也创造资产流动性。创造资产流动性是资本市场的核心功能，其通过资产证券化和 IPO（首次公开募股）等方式让社会资产流动起来，以创造更高的效率。也就是说，在建设金融强国的过程中，我们将会从一个主要创造货币流动性的金融体系过渡到创造货币流动性和资产流动性双重功能的复合金融体系，其中，创造资产流动性将会变得更重要，从而对资本市场发展提出了新的要求。

基于技术进步和创新，现代金融应该具有很强的风险识别能力和有效的风险配置机制。金融的核心是如何有效地配置风险。传统金融对风险的配置能力是相对弱的，对风险的识别也相对滞后。现代金融对风险的识别是基于大数据、云计算等技术，是风险识别能力的升级，从而可以有效地配置风险，拓展金融服务的链条，提高金融的普惠性。要实现金融强国的目标，我们必须推进以下三项改革。

## 一、着力推进中国金融体系的市场化

市场化改革的目的是实现金融业态的多样化和金融功能的转型、多元，业态多样是金融功能转型的基础。

现代社会对金融的需求已经非常多样了。人们并不满足于简单的储蓄服务，甚至也不满足于传统的融资服务，可能需要更加市场化、有自由选择权力、多样化的融资工具和基于收益与风险相匹配的多样化的财富管理。投资者希望存量资产能有相应的成长性机制，社会需要一种与信息化时代相适应的安全、便捷、低成本的支付体系，以及市场信息指引的资本流动。这些都是金融多元化功能的体现。金融功能的多元性，只有通过市场化改革才能实现。

金融市场化改革的重点在金融体系结构性改革。金融体系结构性改革，从理论逻辑看，主要是基于金融脱媒的力量和趋势。无论是资金需求者，还是资金供给者，都希望通过市场完成金融交易，交易者绕开中介通过市场机制来完成各自的金融交易需求，这种现象就是金融脱媒。金融脱媒的结果是金融的结构性调整。因此，发展资本市场具有内在的理论逻辑，既需要着力打造现代金融机构和市场体系，疏通资金进

<sup>1</sup> 原文刊载于《学习时报》

<sup>2</sup> 吴晓求，中国人民大学原副校长、国家金融研究院院长

入实体经济的渠道；又需要着力优化融资结构，更好发挥资本市场枢纽功能，推动股票发行注册制走深走实，发展多元化股权融资，大力提高上市公司质量，培育一流投资银行和投资机构。同时，强化市场规则，打造规则统一、监管协同的金融市场，促进长期资本形成。健全法人治理，完善中国特色现代金融企业制度，完善国有金融资本管理，拓宽银行资本金补充渠道，做好产融风险隔离。

从金融功能的转型趋势看，中国要从金融大国迈向金融强国，必须推动金融的市场化改革，以完成金融业态的多样性和功能的多元化，这样才能更好地为实体经济服务。

## 二、着力推进中国金融体系的法治化

金融法治和规则体系是重要的金融基础设施，是推动中国金融现代化、实现金融强国最重要的条件。金融强国下的现代金融一定是法治化的金融。

金融的基石是信用，其基于社会的信任才能得以存在和发展。信任来自哪里？来自完善的法治。所以，我们在建设金融强国的过程中，必须把法治的完善放在特别重要的位置。法治建设与经济的可持续增长、科技创新同等重要，某种意义上甚至更重要。有些国家经济规模不是很大，但成了全球的金融中心，原因就在于完善的法治和对规则的遵守。所以，信用或者信任是建设金融强国最重要的基础。

与法治化相匹配的是契约精神，契约是法治化的社会延伸。一个有序运行的文明社会，是靠契约精神来维系的。现代金融市场的运行基于契约精神，每个金融产品都是一种契约，所以必须遵守契约，兑现承诺。而契约精神是建立在透明度基础上的。公开透明是现代金融和资本市场稳定运行的重要基础。为什么“三公”原则之首是公开性，缘由就在于此。契约精神和透明度是法治化的衍生品，没有法治化，一切无从谈起。金融产品本质上就是一种信息化产品，充分的信息披露是交易的前提。基于此，现代金融监管的核心是法治。

金融强国目标的实现，从法治化、契约精神等方面对中国社会提出了严格的要求，这也是现代社会的基本标志，我们必须努力朝着这个方向前行。坚持在市场化法治化轨道上推进金融创新发展的同时，加强金融法治建设，及时推进金融重点领域和新兴领域立法，为金融业发展保驾护航。

## 三、着力推进中国金融体系的开放和国际化

开放和国际化的目标是拓展金融资源配置和分散风险的边界，提升其国际影响力。在金融强国的实现过程中，要着力推进金融高水平开放，确保国家金融和经济安全。坚持“引进来”和“走出去”并重，稳步扩大金融领域制度型开放，提升跨境投融资便利化，吸引更多外资金融机构和长期资本来华展业兴业。加强优质金融服务，扩大金融高水平开放，服务好“走出去”和“一带一路”建设，稳慎扎实推进人民币国际化。

金融的国际化主要有两个重要标志。一是稳慎扎实推进人民币国际化。一国货币的国际化需要和谐适度的外部环境。国际化意味着国际投资者的信任并愿意作为财富储备持有。所以，一个和谐良好的外部环境，是一国货币国际化的重要保障。从这个意义上说，我们要着力改善外部环境，营造人民币国际化的良好条件，这是重要的软环境。同时，增加人民币资产的国际属性，发展人民币国际融资功能，支持境外人民币外汇市场建设，畅通人民币全球循环。二是中国金融市场特别是资本市场的开放和国际化。当前，我国与金融强国的目标还有很长的距离。所以，大幅度提高外部投资者占比是我国实现金融强国的一个重要措施。未来经过 5 年的努力或者到 2030 年，比较理想的情况是，这一比例逐步上升到 15%—18%。这一目标的实现与人民币国际化密切相关，如果没有这个基础，外部投资者在中国市场的占比很难上升。另外，提高中国市场的投资回报、完善的法治环境、规范的制度设计，都是提高外部投资者在中国市场投资占比的重要条件。

从制度设计角度看，中国资本市场离这个目标还有较大差距。金融强国对一个国家软实力的要求很高。实现金融强国，从某种意义上说，比实现贸易强国要难得多。中国 2001 年 12 月加入 WTO 后，开启了从贸易大国到贸易强国的转型。对中国来说，这是一个历史性进步的标志，意味着中国社会全面融入国际社

会。中国只有融入国际社会，成为国际社会的重要一员，才能够实现从大国到强国的转型。中国金融也是如此。中国金融只有融入国际金融体系和国际金融市场，成为国际金融体系的重要一员，才能实现从金融大国到金融强国的转型。所以，开放和国际化是不可绕开的重要环节。

在建设金融强国的过程中，市场化、法治化、国际化是我们必须进行的改革，唯有如此，我们才可能实现从金融大国到金融强国的飞跃。

## “货币超越”的中国谜题 ——兼论万志英的中国货币历史演进观<sup>1</sup>

张杰<sup>2</sup>

**【摘要】**长期以来，中国货币历史演进问题引起国内外学术界持续关注，且不乏有价值的成果。本文试图梳理万志英的相关研究，以期对“货币超越”的中国谜题做出进一步解释。万志英的讨论从中国长期坚持青铜本位却发行了世界上最早的纸币这一悖论入手，几乎触到了中国货币历史演进机制的要害。他注意到，保持纸币价值稳定的关键是财政约束而非准备约束；中国自古纸币制度之良窳在于政而不在于制。由此出发，便可窥探“子母相权”困局的逻辑舛误，而“信用货币悖论”以及青铜铸币“足值悖论”的深层机理也昭然若揭。更为重要的是，中国货币制度在率先完成第一次货币超越之后却阻滞于第二次货币超越的原因将有迹可循。其中值得特别关注的是无本位货币的“存货缺陷”以及“跨时配置”功能的阙如。唐宋变革以来的金融发展在很大程度上为第二次货币超越准备了必要条件，但紧随其后的“元明断层”却让弥足珍贵的金融演进势头戛然而止。结果可想而知，中国现代货币制度的确立最终未能跨越金融门槛。

**【关键词】**货币超越 无本位货币 货币的“分配功能” 中国货币演进谜题

### 一、引言：考察中国货币历史需要独特视角

在众多研究中国经济历史问题的美国汉学家中，万志英（Glahn, Richard von）是少数给予中国货币历史问题更多关注的学者之一。作为“加州学派”的重要成员，其笔下的中国货币金融故事注重考据与叙事，思维之履不经意中徜徉于众多文本史料之间，所及之处总能发前人之所未发。在一篇专门讨论中国纸币起源问题的长文中，万志英（2004，pp.67-93）开宗明义地指出：“自古以来，中国的货币体系就完全不同于地中海地区和西亚地区的传统”；就货币体系的基础而言，西方是贵金属（金银），而中国是青铜币。不用强调，这种表述并无太多新意，毋宁是对中西方学术界既有共识的一次复述。未料，他提及西方人观念中针对青铜币的一种不无贬义的看法却意外地或者无意识地揭示了这种低值金属货币隐藏千年的秘密。这种看法是，用铜（甚或白银）铸造的货币“很容易遭受财政欺诈，因为统治者总是试图通过降低货币的重量或成色等方法，使流通中货币的名义价值大于其实际价值”。其实，在中国漫长的货币历史发展进程中，减重或者改变成色并非完全是处心积虑的“财政欺诈”，而更多地体现了历代政府运用货币政策调控经济运行的具体实践。自古以来，中国就有借助货币手段调控国计民生的传统，即《管子·轻重》所谓“先王以守财物，以御民事，而平天下也”<sup>3</sup>，而青铜铸币本身的物理特性恰好为此提供了得天独厚的便利条件。仅从这种意义上讲，相对于贵金属铸币，铜铸币是更为先进（严格意义上讲是更为超前）、更契合现代货币政策框架的货币形制。相比之下，金银币除了在发挥交易功能方面具有比较优势之外，基本不具备货币政策操作的功能。

<sup>1</sup> 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 IMI Working Paper No.2321

<sup>2</sup> 张杰，中国人民大学财政金融学院教授、国际货币研究所所长

<sup>3</sup> 西汉贾谊在其被誉为统一铸币权思想之滥觞的奏疏《谏除盗铸钱令》中，对此做了更为详尽的阐释，如其认为：统一铸币权，“铜毕归于上，上挟铜积以御轻重，钱轻则以术敛之，重则以术散之，货物必平”；不仅如此，如前文已引，国家可以借助铜铸币，“以临万货，以调盈虚，以收奇羨，则官富实而末民困”。

万志英对此并非不甚了了，但他随后的表达却让人费解。他首先指认了如下“悖论”：“青铜币被认为是中国最原始的货币，它具有单位价值较低的特征，是一个国家工商业不发达的见证，然而，尽管长期坚持青铜币的货币本位制度，中国却发行了世界上最早的纸币”。这种表述似乎显露出他并未洞察青铜币的信用货币特质，因为，若从信用货币和货币政策工具角度看，铜钱和纸币并无本质不同<sup>4</sup>。但他同时又确认了这样一种事实，那就是“在中国经济中，政府起着压倒一切的作用，作为法币的青铜币和纸币的价值均由政府决定”，从而与西方金银币的价值由市场交易决定（而不受任何国家或统治者控制）形成鲜明对比。上述确认又仿佛反映出他对青铜币的信用货币性质有所领悟。当然，若着眼于特定的叙事背景及逻辑，这种确认不管对错，都难掩其借由西方金银币贬低青铜币的“币制歧视”色彩。因为在其所遵从的主流视角看来，由市场决定的东西永远优于被政府决定的东西。

应当承认，万志英对中国古代货币制度的认识不失准确而深刻，不仅如此，这种认识还在很大程度上显著超越了绝大多数本土学者的水平。虽然受制于对青铜币和纸币性质判断的局限，他在面对一些经济学家所提出的“纸币出现在 11 世纪的中国似乎是一件不可思议的事情”的观点时态度似显暧昧，但这丝毫没有干扰他观察中国古代货币理论和货币政策所持有的独特视角。如其认为：与西方货币理论关注货币的交易功能与价格决定完全不同，中国货币理论强调的是，如何通过相关政策安排以及货币供应量的调节，使统治者能够熨平经济兴衰周期和保证物价稳定，以满足人民的物质需要。基于此，他对中国古代货币价值的来源以及中国哲学家和政治家围绕于此所作的判断给出了客观而冷静的评述，他倾向于认为货币由最高统治者创造，并借助“统治者手中的印章”（而不是基于货币本身的内在价值）赋予价值是顺理成章的事情。长期以来，“先王造币”等传统看法在国内外货币史学界充满争议甚至不乏非议，而万志英的以上判断相当于给上述看法正了一次名。由此也进一步表明，考察中国货币历史演进需要秉持独特视角。

## 二、是准备约束还是财政约束？

在本土货币史学界，人们似乎不大关注唐宋实现大一统特别是伴随于此的所谓“唐宋变革”对于货币制度产生的新需求。但多少有些出人意料的是，万志英注意到了这一点，虽然相关踪迹似欠明确。在万志英的叙事逻辑中，不管是唐朝的“飞钱”还是宋代的“交子”，似乎都与大一统导致的“超大规模”格局紧密相关。仅就交易功能而言，金属货币（不管是金银铸币还是青铜铸币）只在较小的交易半径内具有比较优势；随着交易半径的扩大，即便货币金属的供应是充足的，金属货币终会成为经济交易范围进一步扩展的“重量”拖累。正是从此种意义上讲，唐宋以来借助纸张与印刷术而推动的“货币转型实验”可视为青铜币“轻便化”的结果。从信用货币的角度看，除了材质，铜钱和纸币并无本质不同。或者说，纸币之于铜钱，只不过是“换了一个马甲”而已。如果说有不同，那就是纸币比铜钱更加轻便。

谈到北宋的交子，不少人可能会感到疑惑，它究竟是本位货币还是无本位货币或者信用货币<sup>5</sup>？万志英的讨论似乎给出了初步答案，他提到了人们耳熟能详、发生在北宋前期将近 30 年（994 年至 1023 年）的一次“本位币实验”。这个实验起始于四川商人为了疏解硬币短缺以及“重量缺陷”（铁钱）而发行的纸质票据，这种票据在私人交易中一度被当作货币使用。可以说，这种被称之为“交易票据”（exchange bills）的纸质票据在发行初期取得了意外的成功，但这种局面并未持续太久，不出 10 年，便在所谓“不道德商人”的发行竞争中走到了尽头。宋代朝廷派驻四川的地方官员试图施以援手，决定在众多商家中遴选出 16

<sup>4</sup> 石俊志（2014，绪言）阐释了中国青铜币与货币政策的关系，憾在并未引起学术界的广泛关注。他认为：“铜钱的信用货币性质，使中国古代各王朝获得了通过调节铜钱轻重大小来实施货币政策以实现其财政目标的能力。金银是称量货币，依靠自身的价值行使货币职能，所以朝廷不能通过减少金银重量来扩大货币流通量。铜钱依靠朝廷的信用行使货币职能，所以朝廷可以通过减少铜钱重量来增加铜钱的铸造数量，从而扩大货币流通量”。相比之下，根据中国古代货币立法原则，“百姓在铜钱过少时不能使用铜金属铸造铜钱，在铜钱过多时也不能将铜钱销毁为铜金属，所以不能形成铜钱总量适应市场需求的自发性调节机制”。需要指出的是，石俊志批评历代朝廷不时过度利用铜铸币的制度特性实现其财政目标，但并未厘清这不是铜铸币制度本身的缺陷，而是缺乏针对朝廷滥用“铜钱减重”、“铸造虚币大钱”等货币政策手段的有效约束机制。质言之，铜铸币如同刀斧，你可以用它砍柴，也可以用它砍人；不能从砍柴的角度说它好，从砍人的角度又说它坏。无论如何，铜铸币作为一种货币制度本身是中性的和“无辜”的。

<sup>5</sup> 此处的所谓“本位”系针对有无实物准备而言。

家“德财兼备”的商号，授予其按照设定的规则发行交子（Qiaozhi paper notes）的特许权力。未料，10年以前的剧情重演，这些经过精挑细选、被授予“发行牌照”的商号却不完全按照既定的规矩行事，它们总是试图把作为发行准备的“现金”（金属铸币）用于可能带来更大回报的投资活动。准备不足必然隐藏的流动性问题最终还是合乎逻辑地暴露了，结果，地方官员拯救交子的努力又以失败告终。大多数人将此次货币实验的失败径直归咎于“发行准备”的被挪用，因为人们普遍抱定一种信念，即“现金准备”（金属铸币）是保证纸质货币流通的唯一信用基础。当时很少有人清醒地认识到，发行者的预算约束或者财政约束以及与此紧密相关的失信行为与纸质货币正常流通有何干系。再者，强调现金准备本身意味着铜铸币较纸币具有更高的信用等级。殊不知，基于前述铜币与纸币的信用同质性，纸质票据发行之强调金属铸币“准备”就相当于试图以一种信用货币为另一种信用货币增信，而将真正的信用基础以及发行者的“失信冲动”搁置一旁。

问题的关键在于，人们根深蒂固的“本位货币”理念将纸质货币的信用牢牢绑定在发行准备这段并不可靠的树桩之上，而未能意识到问题的症结不在“现金准备”而在“制度约束”。正是从这种意义上讲，1024年宋朝中央政府在四川成立相当于中央银行的“交子务”并正式发行“官交子”就具有了非同寻常的特殊意义了。遗憾的是，万志英竟然在这篇专门讨论纸币问题且对官交子发行前后史实不惜笔墨进行详尽描述的长文中，并未指出这种纸币发行堪称“货币革命”的伟大意蕴。如今看来，即便着眼于世界货币演进历史的长期视角，这也属当之无愧的一次重要转折：一个史无前例的“无本位转换”在中国北宋这个拥有太多制度谜团与悲怆色彩的朝代正式付诸实践。“无本位转换”意味着财政约束而非准备约束成为货币制度的基础要义，而更为重要的是，不管这种转换在宋代的货币实践中是否得到顺利贯彻并取得显著成效，仅就货币思想以及货币政策理念的鼎新发展而言，尝试厘清这种基础要义本身就已堪称一次包含浓厚超前甚或早熟意味的“现代启蒙”。尽管这种新理念在随后不算短的帝国时代并未一以贯之且时有反复，特别是16世纪以降，帝国精英的“高本位货币”追求数度被大举东来的美洲金银所刺激，且几经尝试而最终未成正果。那时的人们可能不会预料到，经历数百年的斗转星移和沧海桑田，演进至今一度被认为“舶来”于西方的所谓现代货币制度依然奠基于那块“土生土长”的基石之上。

万志英对此并非没有察觉，他提及“官交子”的发行取得了圆满成功，这种纸币“深受使用者欢迎，尤其是那些从事跨地区贸易、甚至跨国贸易的四川茶叶商人”，以至于“时常以高于其名义价值的价格进行交易”。他甚至意识到1107年不可兑换的四川“钱引”的成功发行一度“推动了宋朝政治家们货币思想的转变”，认为“此前公众对纸币价值的信心源于其可以兑换成硬币”，而钱引发的成功，使得朝廷的财政官员意识到，“保持法定货币价值稳定的关键是在国家支付中接受纸币，而不是纸币可以兑换硬币”。特别是，堪称无本位货币实验之“12世纪奇迹”（或者“南宋奇迹”）的“会子”制度的成功实践进一步揭示出：货币稳定与“本位”（材质及其现金准备）无关，而与良好的财政管理与老百姓的信任有关。正是基于对宋代货币实验所彰显的纸币制度特质及其逻辑的深刻洞察，万志英最终明确提出“国家及其财政政策对于保持纸币的价值至关重要”这个如今已成经济学常识的命题。循着相同的逻辑，他考察和梳理了元明清以降6个多世纪的中国货币演进历史，发现纸币制度本身是良制，对于中国这样一个长期赓续“大一统”政治传统和“超大规模”经济格局的国度而言，相较于金属货币，纸质货币尤其比较优势。历代纸币制度均不能“善终”，根源不在金银等本位因素而在缺乏“善政”（非本位因素）。面对如此历史景象，万志英不禁发出“缺乏远见的财政政策和货币政策毁灭了一种又一种纸币”的感叹！

### 三、“信用货币悖论”

不妨由此做些引申。首先，在中国特殊的国情背景之下，青铜铸币无法回避“信用货币悖论”。根据前述，信用货币流通具有显著的规模效应，如流通区域太小，便无法与“本位货币”竞争；一旦实现“大一统”并形成集权制国家，强势且不时陷入财政困局的政府则通常会滥用货币发行权力。同样的道理，本位货币无疑是相对稳定的，却无法满统一条件下超大规模经济发展与市场范围扩展的需要。与此相伴的是一种极具中国特色的货币循环：无本位货币与“大一统”联袂同行，本位货币与“大分裂”如影随形。

在属于极端情形的六朝时期,甚至长期以谷帛为币。可以说,信用货币制度的确立几乎成了“大一统”的标配甚至标志。其次,青铜币作为一种特殊的信用货币,从其诞生的那一刻起,就被赋予多种使命,其中最重要的是分配功能和调节功能,这与主流文献所认可的货币功能相去甚远。在中国的经济管理传统中,货币从来就是政府实现其经济金融资源配置和调控目标的重要“抓手”。相比之下,作为西方货币制度“主角”的金银币的功能就要单纯得多,它们只需履行交易功能以及贮藏功能便可。仅从这种意义上讲,管理铜铸币这样一种特殊信用货币的难度要远大于金银币。难就难在它既要履行分配和调节经济资源及其配置的“份内”功能,又要时常应对来自政府的财政压力。由此看过去,前述“现金准备”实际上就是针对财政压力而专门设置的约束或者缓释装置。

按理说,纸币是不需要所谓现金准备的,但前提是政府不存在财政过度扩张的冲动。纸币需要政府时刻压抑自己的财政欲望,可政府的财政欲望又是最难压抑的。纸币在政府不冲动的情况下是最好的货币,一旦政府冲动它就会立刻变成最坏的货币。对此,中国北宋的周行己对个中机理似乎早有察觉。他在徽宗大观年间给皇帝上书论及货币问题<sup>6</sup>,其中有关准备金的讨论在世界货币理论上开了有关此问题的先河,这自不待言,但就本文所涉中国纸币问题的性质与功能而论,周行己的“部分准备假说”或可引申出更为重要的命题。在实行部分准备的理由中,“往来之积”最为精到,不啻现代存货理论与银行准备理论之滥觞。若再循此路径往前走一步,便可得出一个合乎逻辑的大胆推论:纸币的准备金比例会随着政府财政约束的宽严和信用水平的高低而有所浮动。极端地看,如果政府治理是取信于民的以及财政约束是完备的,则纸币的准备金甚至可以低到为零,仅凭发行者的信用,方寸片纸便可通行天下;如果政府的信用基础是脆弱的以及财政约束是废弛的,则准备金比例即便达到周行己的“三分之二”(即所谓“二分之实,可为三分之用”)甚至更高,这种纸币也可能寸步难行。因此,信用货币(包括铜币与纸币)的流通与其说是货币问题,毋宁说是财政问题;与其说是经济问题,毋宁说是政治问题。

万志英能够围绕中国纸币“故事”阐发上述见解,其实并不令人感到意外。早在1996年出版的一部研究中国货币与货币政策的专门著作中,他基于11世纪至18世纪中国货币制度演进状况,就已梳理并提出了一些让人印象深刻的货币逻辑与货币命题。他已经观察到,至少在19世纪以前,中国与近代早期欧洲诸国的货币政策焦点判若云泥:后者关注国际汇兑与贸易平衡,前者则看重调控商品与货币两者之间的平衡以及稳定不同货币之间的比价。循着本文的既有相关表述,不难辨别,后者看重货币的交易功能,而前者强调货币的“分配与调控”功能。他赞同北宋经济货币化是中央集权取代宋代以前贵族分封体制的结果,认为货币是中央集权的产物,货币流通与其说取决于民间交换的需求,不如说更多地取决于国家财政管理的推动。透过王安石变法,他发现铜钱作为交换媒介的职能,“并非源自其价值尺度职能,而是源自它在国家法偿手段中的核心地位”,由此进一步领悟到,北宋货币是“确认国家政权和它的子民之间关系的工具,而不是联系个人与市场的中介”。不能不承认,这是极为重要的理论阐发,其精准性与深刻性几乎远超过当时及此前所有讨论中国宋代货币制度的主流文献(甚至包括彭信威)。

#### 四、短陌现象与“足值悖论”

万志英透过唐宋以来日渐流行的“短陌现象”与在明代万历年间重新凸显的“足值悖论”对中国货币制度的特质进一步发微抉隐。在万志英的视野中,短陌这种被不少经济史家诟病的货币制度“劣迹”,摇身一变成为保障货币供给的必要手段,甚至相当于一个“市场自发的造币系统”,尽管他并未进一步点出其中包含的信用货币内涵。不仅如此,他还细心地发现,伴随短陌的演进,铜钱的功能也在发生着不被人轻易

<sup>6</sup> 周行己在《上皇帝书》中简要阐释了纸币发行准备观点:交钞“其法既行,则铁钱必等,而国家常有三一之利,盖必有水火之失,盗贼之虞,往来之积,常居其一。是以岁出交子、公据,常以二分之实,可为三分之用”(《浮沚集》卷一)。历史事实表明,两宋的纸币制度大致遵循周行己的准备金比例。比如,李纲曾在南宋绍兴六年(1136年)的一个札子中提及四川交子之法,其中有云:“当时设法者措置得宜,常豫桩留本钱百万贯,以权三百万贯交子,公私均一,流通无阻,故蜀人便之”(《梁溪集》卷104《与右相乞罢交子札子》),准备金比例在百分之三十上下。另如,彭信威在《中国货币史》中记载,北宋官交子每届发行限额一百二十五万六千三百四十缗,现金准备三十六万缗,准备金比例为百分之二十八有奇(1965, p.432)。

察觉的“分离”。也就是说，它一方面保持着“基准货币”的主导地位，另一方面作为计账货币却逐步与铜钱的实体分离，因此在纳税和市场交易过程无须足额支付。可以说，短陌现象是现代信用货币制度演进过程一次弥足珍贵的“中国实验”。

由此牵扯足值悖论。它在明代的重新凸显，与一段人所皆知的货币历史有关。晚明以降，滥觞于美洲的白银潮涌在西欧拯救“银荒”困局并掀起“价格革命”的浪头之后，随即开始猛烈冲击日渐破败的东方货币制度框架，首当其冲者当属在帝国落日余晖中苦苦挣扎的铜钱制度，而结局似乎在帷幕开启之前早已注定。可出人意料的是，铜钱制度并未如人们想象的那样一触即溃，不仅如此，它竟然与白银展开了一场匪夷所思且胜负难料的货币竞争。万志英留意到，尽管明代白银已成为货币本位，且日益成为纳税的首选形式，明廷甚至一度不再铸行铜钱，但铜钱制度却以另类的方式继续倔强地延续着它那阅尽沧桑的货币生命。人们惊讶地发现，延续货币生命的关键竟然是16世纪以降因京师、江南及京杭运河沿线贸易发展而引致的所谓“运河效应”。拯救铜币的行动难免悲壮，但也不失乡土气息或者“接地气”，其中的要害是那些如雨后春笋般兴起且散落于运河两岸的小市镇，正是它们的日常小额交易，对铜币（而不是白银）产生了根深蒂固的强烈货币需求。结果，当初挟商业傲气东来的白银货币最终却在看似稳操胜券的货币擂台上败下阵来。

不过这还不算最值得回味的情节。历史过程就是如此吊诡，就在铜币与白银之间的货币竞争初见分晓的时刻，未料铜币系统本身出了“状况”。当时的实际情况是，官方铸币体系停摆有年，一时无法形成有效的货币供给，可伴随新经济发展而产生的货币需求却“嗷嗷待哺”，由此催生了基于民间市场交易的“自由铸币系统”。这种铸币系统通常与一些沿用千年且充满贬义的别名相牵扯，比如“私铸”、“恶钱”等。可饶有意味的是，循着人们耳熟能详的“劣币驱逐良币”法则，这些混迹街巷、衣衫褴褛的“奸钱”总是将那些戳着官方印记且“西装革履”的“正钱”逐出市场。其中的原因并不复杂，货币流通规则“千万条”，满足交易需求“第一条”。万志英对此曾有公允评价，他认为，“尽管不足值的铜钱备受道义上的谴责，但却大大提升了货币供给的弹性”，对支持晚明中国的商业发展起到了决定性作用。

这种货币格局无疑极具讽刺意味，由此进一步凸显了铜铸币本身的价值符号或者信用货币特质。尤须留意的是，基于私铸确立的货币信用具有自发性质且属横向信用联系，这与朝廷“制钱”所体现的纵向信用联系截然不同，当然与此相伴随的是朝廷货币发行收益的流失以及调控社会经济运行权力的旁落。仅从这种意义上看，私铸铜币与白银货币具有近似的性质。因此，围绕铜币的利益博弈在所难免。问题是，晚明朝廷试图借助足值铜币的铸造捍卫制钱市场地位的尝试均以失败告终。与此相伴随，中央政府严禁私钱的各种努力也遭到了民众的强烈抵制，甚至在部分地区激起了骚乱。这种自先秦以来延续千年的所谓“足值悖论”在晚明重新凸显并造成极为严重的货币困局，说明历代政府长期以来一直没有参透铜铸币的信用货币性质，以及即便有所参悟却缺乏有效操持这种具有信用货币特质的铜质铸币的能力。正如万志英所强调指出的那样，增铸制钱的支持者显然错误地认为，民众宁愿选择足值制钱而不是质地驳杂的恶钱，殊不知，事实表明，“作为铜钱的主要使用者，城市消费者需要的是廉价而充足的硬币”，而不是足值的铜钱。说白了，民众青睐的是铜钱的货币性而非商品性。前文反复强调，铜币的价值不仅仅取决于其自身的金属价值，更重要的是那些被赋予的特殊货币职能。或许，铜铸币所天然包含的“既得利益”和“当然权力”严重遮蔽了当局者的视野，他们本能地将私钱以及白银置于“制钱”的对立面，竭尽所能地捍卫后者的地位，不惜付出错失货币制度转型发展机遇的沉重代价。

## 五、从领先到落后：两次“货币超越”

晚明中国，这可是一个极为重要的货币演进时刻，在此时此刻的任何货币选择，都将对未来的货币演进历史产生长久而深远的影响。根据戈兹曼的研究，殷商时期“妇好墓中的贝壳有力地证明了商朝时期的货币系统超越了美索不达米亚的货币系统，因为贝壳不再是具有内在价值的交换媒介，而是更进一步作为价值符号充当交换媒介”（2016, p.109）。由此表明，中国早在上古“三代”时期（夏商周）就已完成信用货币革命并实现第一次“货币超越”，从此其货币演进步伐长期领先世界。未料其完成内生货币革命或者第

二次“货币超越”的步履在唐宋以来特别是晚明中国则停滞不前，由此给全球货币历史留下了一个巨大的谜团。

就在与晚明万历时期相当的 16、17 世纪之交，西欧也在艰难探寻走出“银荒”的可行道路。先是借助美洲金银的意外发现得到显著缓解，随即又因金银的巨量“东流”而困局复现。眼看着赓续数千年的传统本位货币制度（西欧从未实现真正意义上的第一次货币超越）再次深陷泥淖，一筹莫展之际，未料一种神奇金融制度的出现为根本解决困扰欧洲数个世纪的货币困局带来了曙光，它就是能够创造内生货币的商业银行体系以及随后陆续出现在欧美各国的中央银行体系。就这样，以 17 世纪以来荷兰阿姆斯特丹银行和英格兰银行的先后建立为标志，欧洲顺利完成了一次意义非凡的内生货币革命进而实现了第二次“货币超越”，并由此开启了影响深远的“货币大分流”。应当承认，随着此次“货币大分流”的出现，中国的货币制度开始落伍。在此有必要特别强调，与人们习以为常的认识不同，在世界货币制度演进历史上，真正让西方货币制度占得先机的其实不是长期受到祈羨热捧的金银本位制度，而是奠基于现代银行体系之上的全新信用货币制度。原因十分简单直观，中国早期的信用货币（价值符号）早已完成对实体本位货币制度的伟大超越，并塑造了长期独步世界的货币制度面目。由此不禁令人遐想，第二次货币超越的迟滞是不是伴随第一次货币超越而导致的货币“早熟”的必要代价呢？！对于以上景象，万志英显然未能加以特别留意，遑论悟出个中三昧，尽管这或许是一种苛求！

更深层次的疑问不知不觉间指向一个长期困扰货币历史学家的千古谜题，即中国何以没有“土生土长”出现代银行制度，进而完成上述所谓的第二次货币超越？每接触此问题，脑际总是不禁浮现这样的奇怪遐想：第一次货币超越所导致的信用货币早熟（如果可以确定是“早熟”的话），或许在赋予货币以分配与调控功能以及财政便利的同时，解除了随后迈向第二次货币超越的进化机制。机遇和好处不会由同一国度和时代独享，历史老人总归是公平的，而“鱼与熊掌不可兼得”这句中国古训也足以让国人聊以自慰。但作为经济学家特别是货币史学家，我们需要从理论逻辑与历史逻辑的深处寻找中国何以抱憾于第二次货币超越的真正答案或者谜底。为了得到一个正确的切入点，我们首先需要确认，第二次货币超越的关键环节是什么？是有价值的货币本身？还是保障货币价值的“准备”？

我们已知，金属货币兑换或者货币保管是现代商业银行制度的“正源”。相比之下，无本位货币制度则无缘或者疏离于这个源头。尽管如前所述，宋代周行己已经初步认识到交钞准备“往来之积”的真谛，但却不是朝着将其引入存贷机制进而派生（内生）货币的方向，而仅仅是信用货币抑或代用货币的“准备”或者“备份”而已。或者说，不管这种“准备”是否充裕抑或对于信用货币本身的声誉有多重要，但从货币演进的逻辑上讲，它依然停留于外生货币层面。应当承认，金银本位货币的“兑换”或者“保管”需求意味着它拥有内生货币的唯一逻辑通道，而在无本位货币制度的演进过程中，则不存在这个通道。或许是因为过于超前，无本位货币制度一不小心竟然一步跨越金银时代而直抵“法币”关口，从而将这个内生货币通道远远地甩在身后。本位货币直到第二次货币超越走过漫长的自由银行时代终于迎来中央银行制度时，才与无本位货币实现会合（汇流），而无本位货币制度在此处已经等候有年。若着眼于现代货币金融学的视角，不难判断，无本位货币从一开始就不具有跨越 M0 门槛的机制，而本位货币则隐含着突破 M0 门槛进而迈向 M2 门庭的制度装置。值得指出的是，在中国，直到 20 世纪 70 年代末期开启波澜壮阔的改革开放过程，无本位货币制度的这种“先天缺陷”，方以“惊天动地”的宏大金融叙事形式得到彻底弥补，并浓墨重彩地书写了一段为长期经济增长提供稳定金融支持的伟大传奇。

## 六、货币的“分配功能”与宏观调控角色

万志英有关中国货币制度问题的最新见解体现在其 2016 年出版的一本中国经济史著作中，这本一经出版便荣登畅销书榜单的著作虽然对货币制度着墨有限，却也不乏洞彻之见。说实话，笔者是带着作者是否以及如何阐释先秦青铜铸币的强烈好奇开始阅读此书的，而仅就青铜货币而言，此书的描述多少有些令人失望。在这本通史性质的著作中，万志英对先秦青铜文明的描述可谓不惜笔墨，但对青铜货币的刻画则语焉不详。不过，如果读者针对青铜铸币有了起码的知识与逻辑准备，则尚可判断，此书有关当时货币经

济背景的描述还是差强人意，循此亦不难推测和勾勒作者有关先秦青铜货币的性质与逻辑。比如，他在此书的引言中便开宗明义地表明了理论立场：“本研究反对新古典经济学的基本原理，即认为市场是经济发展和财富创造的推动力这一观点”，强调“经济史学家对市场过分关注而忽略了其他制度因素在推动经济发展方面的影响”，特别是“忽略了国家的作用”。当然，这是试图深入分析中国几乎所有问题的学者都需首先秉持的基本理念，否则不管操持何种绝门理论利器都将不得其门而入。仅从这种意义上讲，万志英具有登堂入室的可能。

令人印象深刻的是，他借用韦伯的“世袭家长制国家”概念来刻画西周的青铜经济，确认周朝的最高统治者通过“自上而下”分配资源来实现对广域国家的治理，并将此定义为“再分配经济”。既然经济属于分配型的，货币履行分配功能也就顺理成章，这显然与本文有关中国古代货币制度最先充当分配角色的看法暗合。他与其他绝大多数文献的作者一样，明确列举了西周青铜铭文所显示的周王分配资源的清单，其中有土地、臣民、礼服及武器等，同时也对当时王室的收入状况、王室与贵族之间的内在组织以及贵族之间的财富转移有所描述，但除了提及西周延续殷商传统使用货贝（考古发现表明商代晚期已经铸行铜贝币）作为价值尺度外，却找不到系统刻画早期货币制度安排的蛛丝马迹<sup>7</sup>。不过，在其讨论青铜问题显得有些绵密的字里行间也不经意间透露出观察那个时代货币制度面貌的些许线索（2016, pp.24-34）。比如，他断定“青铜价格昂贵，无法广泛用于农具制造”，由此也就否定了先秦布币演化自青铜农具的流行讹传。既然如此，青铜布币以及其他青铜铸币形制的来历就不得不令人浮想联翩。另如，他确认“在周人居住区，青铜礼器在设计和装饰上展现出显著的同质性”，让人立刻联想到中原河洛地区何以形成布币行用区以及先秦青铜铸币所呈现的“布环刀贝”并存的特殊空间结构，而更为重要的是，这种结构是否揭示了蕴藏在青铜铸币制度背后的深刻礼制印记？或者说，此中是否隐藏着破解“先秦货币形制之谜”的钥匙？还有，他认为“周王赐予贵族铸造青铜器、镌刻铭文以及使用青铜器的权力”，其中是否包含着青铜货币的铸造权？如果包含货币铸造权，那就意味着周朝的青铜货币不是集权铸造而是分权铸造。这可从山西侯马，河南新郑、洛阳以及荥阳官庄遗址大量空首布实物、钱范、铸币作坊等考古发现得到证实。分封制度自然包含资源分配从而形成分配经济，分配经济必然体现王权秩序，因而需要同样体现王权秩序的某种货币形制履行分配职能。若进一步考虑西周特别是春秋以来礼乐制度与“因俗而治”的双重影响，则前述青铜铸币特殊空间结构的形成也就成为自然而然的事情了。

从总体上讲，虽然目前我们对于西周的青铜铸币体系及其行用依然只能雾里看花，但无论如何，其所履行的分配职能本身却想必难言顺畅稳定，因为封建王权与礼乐秩序只存续了两个半世纪即告崩坏。随着春秋战国的到来，先秦经济制度的演进步入万志英所定义的“所有权型经济”时代。不论这种定义是否恰当，一个不争的事实是，原有的贵族体系逐渐被以家庭经济以及官僚体系为核心的新经济形态所取代，封建采邑庄园式政体也开始向财政国家转型。在此过程中，货币一定会因介入全新的经济生活而获得不同于以往的角色，其职能也会由原来更多地服务于“分配”转向更多地媒介“交易”。基于此背景，万志英针对货币制度给出了如是判断：“统治者需要在日渐广袤的空间集聚资源，这就推动了货币和市场的出现”。不仅如此，万志英（2016, p.100）还发现“汉武帝的财政和物流政策催生了一种具有空间差异的帝国经济”。与大多数文献一样，他对汉武帝的这种扩张政策颇有微词，但他并未停留于此，而是进一步强调了这种扩张政策所导致的“空间结构”，认为它“构成了中华帝国政治经济学的一个持久特征”。无疑地，这种“空间结构”注定会对当时的货币制度产生重大影响。虽然万志英没有挑明两者之间的联系，但他随后有关汉代货币供给情形的记述还是令人浮想联翩。通过比对同时期的罗马情形，他觉察到了汉代货币制度角色的特殊性。基于一个有关汉代财政收入的估算结果（汉代流通货币中的30%甚至更多被用于政府支付，而在同时期的罗马，这一比例不到10%），他推断汉代中国的货币更多是一种政府支付手段，而在罗马帝国货币则主要充当贸易媒介和用于私人储蓄。可以说，这种判断几乎挑明了中国货币制度的功能特质，虽然尚未由政府支付手段直达分配功能，但能甄别其迥异于罗马的交易功能已属不易。不仅如此，他还进一步强

<sup>7</sup> 对此我们自然不能苛求，因为根据河南荥阳官庄遗址的考古发现，中国先秦最早（也是世界范围内已知最古老）的铸币活动开始于公元前640至公元前550年，属于东周春秋中期。更何况，万志英的这本著作也不属于专门讨论中国货币历史的作品。

调,“汉朝的货币流通触及了更深的底层社会,货币的普及鼓舞了汉朝的政治家,让他们相信可以通过控制货币供给来从整体上管控经济”,这也分明点出了中国货币制度的另一个特殊功能,即“宏观调控”。与此同时,万志英还注意到了五铢钱的成功铸行使得汉朝获得了一种可靠的支付手段,但他未能发现,五铢钱的成功铸行其实与汉武帝削弱汉初以来形成的诸侯制度进而完成中国有史以来真正意义上的“大一统”紧密相关。根据我们已有的讨论,政治上的空前统一以及超大规模经济格局的形成,使得货币制度的空间价值与分配功能陡然凸显,在此背景下,推出五铢钱制度并宣示货币铸造权的统一便是水到渠成的事情。

在涉及货币制度的一些细节时,万志英出现了令人遗憾的误解(2016, p.53)。比如,他认为这个时期“货币的物理形状多源自实用工具,以它来表示货币,或可反映出实际用具日益增长的经济价值”。仅循此逻辑,我们不难推测,在万志英的视野中,布币的“物理形状”大概率源自农具,这显然与其此前所认为的“青铜昂贵难以用于农具制造”的看法相矛盾<sup>8</sup>。而更为重要的是,这种看法直接将其中国货币起源观点引向流行文献习以为常的路径,进而在很大程度上遮蔽了摆脱“实用主义”羁绊从青铜所包含的礼乐秩序内涵重新爬梳先秦货币制度起源的视野。不仅如此,他前脚给出了“最早的铲形货币(布币)是以周王的名义发行的”这一正确判断,后脚却认为包括晋、郑、宋、卫等国在内的“中原核心国家”的货币制度都是在纷纷“仿效”周王的做法。殊不知,大致在春秋之前周王朝便针对青铜货币在其可直接控制的地理范围内普遍实行体现宗亲秩序和分配原则的“分权铸造”制度。也就是说,散布于这些所谓“中原核心国家”的铸币作坊其实是周王室“货币发行”的派出机构(只不过到后来这些分支机构随着周王室的衰微而日渐自行其是),根本谈不上更多体现铸币独立性的所谓“仿效”。他也觉察到秦半两无论形状还是重量均与中原的布币以及齐国的刀币不同(2016, p.85),但未深究其中的原由,而是与绝大多数学者一样,合乎逻辑地忽视了这一问题。万志英在周朝青铜铸币问题细节上几次看似无伤大雅的认识偏误,几乎完全堵塞了他进一步窥探“先秦货币形制之谜”的理论孔道(如果他确有如斯兴趣的话)。关于“先秦货币形制之谜”,因其牵涉诸多复杂深刻因素而须着眼于多重维度和多个视角方能窥探个中奥秘,显然值得专门讨论。

我们已知,青铜铸币顺应王权秩序而更多地体现分配功能,但这种格局随着西周封建制度的解体而逐渐崩坏。春秋以降,以商人阶层为代表的新兴利益集团开始勃兴,而伴随诸侯争霸而产生的财政需求也在同步滋长。前者要求货币制度跟随经济增长与财富流动的步伐,而后者则被新的统治阶层赋予更为重大的宏观调控责任。从此,中国古代青铜铸币开始形成双重功能结构,即集分配功能与交易功能于一身,进而在货币的交易权力与分配权力之间构成巨大张力。对于货币制度的这种转变,万志英虽未直接点明,但也并非没有察觉(2016, pp.66-67)。他认为,先秦历史进入“孟子时代”,“一种新的经济民生体系即财政国家逐渐取代春秋时代的城市国家”,由此,“地方生产的专业化、独立商人阶级的出现”以及“长途贸易的发展”与青铜铸币的普遍使用相映成趣。结果,一个前所未有的货币图景卓然显现:长期潜存于经济中的交易功能开始强力勃发并猛烈冲击着原有的货币制度结构。

<sup>8</sup> 青铜因其稀缺贵重而成为铸造礼器的专享材料,从而无法普遍应用于农具制造,这几乎成为全球范围不少学者的一个共识,而近些年来的考古发现也倾向于支持这种共识。但是迄今为止,先秦青铜铸币源于实用器具(如布币之于农具、刀币之于渔具、环钱之于纺具等)的看法依然垄断着该领域的知识与学术市场,特别是在中国古代货币历史知识的普及领域长期占据主流位置。比如彭信威的《中国货币史》、千家驹和郭彦岗的《中国货币史纲要》均持此观点。由于涉及此问题的中外文献与研究成果极为繁多,在此恕不一一列举。不过,许倬云(1994, pp.235-238)的看法值得专门提及,他认为,“在西周遗址中,也出现过青铜铸成的镈和舌,但数量极少”,似有支持“青铜非农具”观点的迹象。但他同时强调,青铜农具之所以甚少出土,一个原因或许是废旧残损农具需要回炉重铸,另一个原因则是“古代礼制不以农具随葬,墓葬中不见农具,也就不足为奇了”,又似有支持“青铜农具”观点的倾向。

伴于此，如何妥善处理分配功能与交易功能之间的关系无疑是摆在新统治阶层面前的一道货币难题<sup>9</sup>。用万志英的话来表述就是，“统治者需要维持富国强兵意愿与民众实际生存需求之间的平衡”。问题是，这两种货币职能本身存在着显著的内在冲突。交易功能倾向于“本位化”，而分配功能则倾向于“非本位化”。货币的“本位化”内置着无法满足经济增长与贸易扩张需要的货币“缺口”，这种缺口每每以“钱荒”（通货紧缩）的形式为经济社会发展制造困局；货币的“非本位化”则包含着统治当局之财政冲动冲击货币供给合理边界的机制，由这种机制掀起的通货膨胀浪头不时动摇市场稳定并往往给日渐羸弱的王朝以最后的致命一击。青铜铸币制度的双重功能注定了中国古代经济总是在通货紧缩与通货膨胀之间频繁摆荡，这似乎是一种天生成的长期历史宿命。在这种情况下，能否有效处理这种冲突，不仅考验着统治者与货币当局的政治智慧与经济治理手段，而且还持续检视着在所谓的“元货币秩序”形成之时是否内置了缓释和组合这两种货币职能之间矛盾冲突的制度装置。不幸的是，此种制度装置在中国历史上似乎并不存在，加上货币当局在多数情况下难施良策，从而使这种内在冲突在中国货币制度演进过程中一直延续了两千多年。

值得特别提及，波兰尼（1944，pp.329-351）针对中央银行体系而提出的“货币保护主义”观点似乎点出了上述青铜铸币制度“双重功能困局”的症结，进而也为缓解这种困局指明了前路。波兰尼虽然并未直接接触及一种货币同时充当财政和交易两种角色的情形，同时也没有提及中国的货币状况，但他借由国际贸易波动引发商品货币（如黄金，通常主要用于媒介国际贸易）流通变动进而施予国内信用的干扰（通常是通货紧缩），确认需要一种制度依托信用货币在“国内经济与国际经济之间”建立“缓冲器”以保护国内市场的平稳运行。这个“缓冲器”就是中央银行制度。有了它，国内市场就会免于商品货币变动的外部冲击，一国政府也就拥有了拿捏商品货币与信用货币之间平衡机制的能力。循着上述逻辑，如果以交易功能和财政功能（或分配功能）分别重新刻画或者指代商品货币和信用货币，则中央银行以及类似安排便合乎逻辑地成为有效平衡信用货币双重功能的制度装置。前面已经指出，若着眼于“元货币秩序”，中国货币历史上

<sup>9</sup> 杨小凯在自诩其首创的“新兴古典货币理论”中谈及政府的公共财政功能与纸币发行功能的关系，虽然并不严格对应本文所指的货币制度“双重功能”困局，但其指认“政府总是时常具有利用纸币发行权力来间接收税，从而混淆公共财政功能和纸币发行功能”，则无疑点出了信用货币制度的致命“软肋”。他同时也引述一些经济学家的观点，强调政府发行纸币的好处，认为如果政府发行纸币的功能“与政府的行政、立法、司法及财政权力分离，在适当管理下可以利用政府对纸币的强制力形成统一的有信誉的纸币，因而利用交易媒介标准化的网络效果，使交易效率大大提高”云云。特别是，他强调完全分工条件下“如果有一个可强制推行的信贷系统，则纸币将充当交易媒介”，否则商品货币将充当交易媒介，并坚持认为政府通过“提供可行且可靠的信贷系统以及相关的纸币”，为市场交易的有效运作提供制度保障。以上表述似乎倾向于回到本文所刻画的信用货币制度“双重职能”内在冲突的逻辑。若将上述观点部分印证于中国先秦特别是“三代”以来货币制度的演进，则不难发现，只有杨小凯所定义的广义“信贷系统”的建立在先，信用货币（包括青铜铸币和纸币）的产生方紧随其后。更明确地说，信用货币或本文所定义的“无本位货币”必然先期奠基于政府（或者王权）的信用权威（“信贷系统”）之上，而与经济本身的交易过程并不必然关联。不过，若仔细辨认，杨小凯的货币制度“内生化”命题始终循着古典经济学的专业化与分工逻辑，最终也就别无选择地步入货币制度的“交易起源”通道。因此，虽然谈及政府财政功能与纸币发行功能的冲突以及政府之于信用货币的极端重要性，但因不能从源头上辨识货币的分配功能进而摆脱货币起源的交易牵扯，最终仍难参悟中国货币制度的真谛。在此有必要提醒，上述所引观点最早的出处可参见杨小凯和黄有光（1993，第17章），此后有关近似表述分别见于杨小凯（1998，第23章）以及杨小凯和张永生（2003，pp.188-193）。若再进一步细究，主流学者（不管属于古典派、新古典派还是新兴古典派）执拗地坚持货币必须发端于“两两交易”，便从一开始就堵塞了借由“一对多”（自上而下的分配）过程产生的通道。主流理论的机巧在于，“两两交易”必然遭遇预设中的“双向吻合难题”，而只有货币现身方能引导人们走出这个困局。未料在“一对多”的通道上，根本不会存在“双向吻合难题”，但货币制度依然会应运而生，因为分配过程也需要货币出面。此外，交易起源中的货币一定是“有用”物品，而分配起源中的货币则不一定有用，因为它只是一种标识或者“象征物”。因此货币起源问题不一定非得从物物交易说起。其实，货币的交易起源还有一个必要条件，那就是交易双方须先拥有“私产”，但在货币的起源时期，这种情形并不普遍或者难以以为继。常识告诉我们，当经济处于极端“短缺状态”时，让大家（部落）生存下来的最优制度是自上而下的“（平均）分配”而非其他什么更为先进有效的制度（如交易制度）。《论语·季氏》有云：“闻有国有家者，不患寡而患不均，不患贫而患不安”，斯之谓也。归根结底，上述有关货币起源的争执，其要害在于先有分配还是先有交易，或者说是先有私人品再有货币，还是先有公共品再有货币。进一步地，美国经济学家斯库森（Skousen, Maek）曾经认为，“货币问题是20世纪宏观经济学没有解决的重要问题，而且，我们将看到，对这一重要问题求解的失败几乎毁了亚当·斯密创立的自由主义体系”（2016，p.269）。之所以如此，根本原因是古典经济学从一开始就刻意回避了货币起源的真相。在货币起源问题上，物物交易的谬误何以必须存在，则是因为它是整个经济学的核心，一旦有朝一日被证明货币另有起源，则主流经济学的大厦便会在顷刻间轰然倒塌。对此问题，感兴趣的读者可参见笔者在《金融分析的制度范式：制度金融学导论》第7章所作的初步讨论。此问题干系重大，显然需要结合中国货币起源历史做进一步阐释。

并不存在可资缓解双重功能困局且具原生进化特质的长效制度安排。虽然历代政府并不缺乏平衡两种货币功能的理论、愿望与努力（比如《管子》之“轻重”、西汉之“平准”、宋代之“称提”等），但却一直未能找到和建立类似于中央银行制度的“弹性机制”。此问题牵扯层面既广且深，显然需要更为系统深入的专门讨论。不过，由此意外牵出的一个重要问题则有必要给出初步答案，那就是中央银行制度的角色。对此，任何一本主流货币银行学教科书均会有常识性的标准表述，诸如“最后贷款人”、流动性的终极提供者之类。当然，中央银行之所以能够充当此角色，则是因为它拥有一个特异功能或者特权，即在提供流动性时不受传统债权债务机制的约束，也就是自己可以外生性地独立创造债务<sup>10</sup>。近些年来，一些本土学者试图在此问题上独辟蹊径，如有人就认为中央银行的基本功能或角色是维持货币实际时间价值的稳定性（陆磊，2022）。粗略看来，此类观点大都循着主流货币银行学的理论逻辑与欧美中央银行体系产生发展的历史逻辑，相关结论的学理范式值得深入讨论，施行于中国的适用性也有待进一步检视。若从中国早期货币制度的功能困局与特殊需求出发，则可发现，中央银行的真正角色或许只有一个，那就是在货币的财政功能与交易功能之间充当“平衡器”或“缓冲器”。虽然中国本土的货币金融历史无缘孕育和见证现代中央银行制度的“呱呱落地”，但这并不意味着相关制度理念与潜在需求亦付阙如。切莫忘记，中国可是全球最早完成“第一次货币超越”从而率先进入信用货币时代的文明国度。在数千年信用货币流通的历史长河中，是中国人最持久和最深刻地体会了这种货币制度的“酸甜苦辣”以及掌握其“双重功能”平衡的极端重要性。只不过阴差阳错，由于种种已知和未知的因素，我们先是错失了发育商业银行制度进而完成“第二次货币超越”的机遇，随后又顺理成章地与中央银行制度的创制失之交臂！

## 七、货币制度“双重功能”的微妙平衡

实际上，除了上述青铜铸币制度“双重功能”的平衡，在中国长期历史演进过程中还有一些十分特殊的“平衡”。若将这些“平衡”加总起来，大致构成中国社会经济制度结构的基本面貌。万志英显然对此有所了解和领悟。他在区分“原始管子”（Proto-Guanzi）和“伪管子”（Pseudo-Guanzi）的基础上，认为早在“原始管子”、晏子、孟子那里，就已认识到保持国家与市场、强国与富民、生产与交换、节俭与侈靡之间“微妙平衡”的重要性（2016，pp.62-65）。可以说，正是为了把握上述一系列“微妙平衡”，或者说是出于兼顾经济发展和政府调控双重目标的考虑，历代政府才产生了对货币制度“双重功能”的强烈需求。我们已知，在中国古代的经济管理理念中，货币不仅仅充当一种普普通通的交易媒介，它还是一个可用来“守财物、御民事、平天下”的特殊存在！不妨这样说，迄今为止，还没有哪种文明的货币制度像中国古代货币制度那样承担过如此特殊而繁重的使命，也就是既要考虑国家或者政府的效用函数（分配与调控功能），还要顾及普罗大众的效用函数（交易功能）。如果认识不到这一点，便无法窥探中国货币乃至金融演进的深层逻辑。不妨极端地讲，对这种深层逻辑的揭示意味着中国货币史和中国金融史需要重写。

<sup>10</sup> 笔者2021年曾在为李义奇所著《货币常识：历史与逻辑》撰写的序言中论及中央银行的特殊功能，不妨节录如下：“人们通常认为起初建立中央银行体系是为了集中货币发行权（后来加上操作货币政策），其实央行体系的真正妙用是在非常时期给经济金融机体输液，专业术语叫做提供流动性。当经济金融体系遭遇危机冲击时，几乎没有哪个个体或者组织对参与经济金融循环感兴趣，人们的本能反应是退出循环以求自保。比如，在此极端情况下，几乎无人会继续借债给别人或者从别人那儿借到债。我们不能指责这些人，因为他们的反应与行为是理性的。但是‘理性悖论’出现了，个人理性加总的结果是集体非理性，也就是经济金融运行停摆，这个结果对谁都没有好处。此时此刻，需要有一个金融机构站出来，它必须自带造水输水机制，在经济之渠干涸的时候‘天降甘霖’，以免整个经济被旱死。这个后来被称作中央银行的机构拥有一个特异功能或者特权，那就是在提供流水（流动性）时不受传统债权债务机制的约束，也就是自己可以独立创造债务（向社会借债）。显然，中央银行必须是一种可以自行创造负债（不必向债权人打招呼从而不受债权人制约）的制度。因为一旦需要债权人（现金的未来持有人）首肯，则救急机制便无法建立，因为在萧条时期，任何人与组织都会对经济金融活动特别是债权债务问题唯恐避之不及。每一个人和组织的‘金融之渠’都濒临‘干涸’，都在等着‘黄河之水天上来’！不要忽视这种自行发行权利的极端重要性，因为这种权力是中央银行最重要的‘镇行之宝’。在流动性因危机冲击而告罄的生死时刻，只有这种可以自行创造负债的机构能够救经济于水火、挽民众于倒悬！自然地，既然给了这个机构如此特权，那必然会产生‘双刃剑效应’。华人经济学家蒋硕杰曾用‘五鬼搬运’比喻中央银行滥发货币的行为，可谓相当贴切。这样一个堪称‘三大发明之一’的机构一旦被政府驱使，则极有可能出于财政目的过度释放流动性，乃至造成洪水泛滥，这正是中央银行保持独立性问题的由来。换个角度说，我们不能奢望中央银行制度能够解决经济金融运行的‘好坏’问题，但可以期待其暂时解决经济陷于困境的‘生死’问题”。

万志英还花了不少篇幅记述了列国的货币铸造情形，这多少有些出人意料。他借助既有的考古成果，发现相较于中原国家的分散自行铸造，外围或边缘国家（以秦齐楚燕等所谓“外围四国”为代表）均在都城设立中央造币机构，实行统一铸造，由此形成两种独特的发展模式和货币铸造制度。饶有意味的是，原本最能体现王权秩序和分配功能的中原货币体系却最先走向更多体现交易功能的自由货币体系。反而一开始处于王权秩序边缘的“外围四国”却最早确立中央计划经济制度以及与之相匹配的官僚体系与财政国家体制，与此相联系，货币体系则更多地承担分配、动员和配置经济社会政治资源的功能。如果再做进一步细分，“外围四国”货币制度，齐秦各守两端，楚燕则居其中。以“冠带衣履天下”（引自《史记·货殖列传》）而著称的东方齐国崇尚商业精神，虽然货币实行统一铸造，但更多履行交易功能。西方之秦国，自商鞅变法以来，崇尚农战政策，因此货币制度更多体现分配功能。仅从这种意义上讲，万志英有关秦国“发行铜币，并非是为了促进市场贸易，而是为了便于为军队支付薪酬和提供补给”的判断是大致准确的（2016，p.106）。中国货币历史的演进过程总是如此吊诡：当春秋战国争霸争雄的刀光剑影最终尘埃落定之时，人们惊讶地发现，更多履行分配功能的货币制度最终胜出，而更多凸显交易功能的货币制度却被淘汰出局。可见，至少在先秦这段特殊历史时期，那些叱咤风云的政治人物及其货币当局并没有很好地把握货币制度“双重功能”之间的微妙平衡。在此处，历史似乎给我们开了一个硕大无比的玩笑！时至今日，想必不少人仍对此种结局懵懂不解、心绪难平甚至扼腕叹息。

上述讨论进一步牵扯到一个重要的经济历史谜题，那就是中国历代政府何以低负债？人们可能不会想到，这个谜题与货币制度的功能结构有关。前文反复强调，在中国，货币从来就不是单纯的交易工具，而更主要充当的是政府分配与调控经济资源的手段。这是讨论中国货币制度问题的基本出发点，甚至可以说，舍此不得其门而入。不仅如此，它同样是讨论中国金融历史演进问题的不二切入点，因为货币功能的双重结构也几乎对中国金融制度的结构及其演进路径产生了决定性影响。不用强调，中国的货币演进逻辑具有特殊性。先秦之前（或者说在春秋之前）各诸侯国的货币制度基本上是封建秩序的象征物，也就是说分配功能是货币的基本功能。说得更明确一点，当时的青铜铸币主要履行的是财政功能（当然这有赖于前文业已强调的青铜铸币的信用货币性质）。春秋以降，社会经济格局为之一变，伴随封建秩序的渐次崩解，各国内部以及各国之间的贸易往来开始勃兴，青铜铸币因此被赋予前所未有的交易功能（货币史学界普遍确认的先秦青铜铸币在春秋时期呈井喷状涌现便是基于此背景）。不过，货币制度原有的分配功能或者财政功能并未因此而发生动摇。不仅如此，随着秦汉以降社会经济秩序的重建，货币制度的财政功能甚至还得到前所未有的加强，并在此后的两千余年间长期延续。就这样，在中国漫长的货币经济历史演进过程中，货币与其说是方便经济运行的交易工具，毋宁说是满足政府财政需要的筹资手段。而在西方，货币制度从未同时履行过交易功能与财政功能。或者说，包括金属铸币在内的货币制度只承担交易功能，而财政功能（或者分配功能）则由货币体系之外的机制（如“国债”或者政府债务）来担负。由此，东西方货币制度分道扬镳。

既然政府的债务缺口被货币制度所填补，那么，中国历代政府保持极低的政府负债水平就是顺理成章的事情了！换言之，中国货币制度特有的分配功能具有“挤出”政府债务机制的功用。可以推想，政府的财政需求经由信用货币制度轻而易举地得到满足，也就不必费心劳力地去谋划债务机制了。更何况，债务筹资还须朝廷屈尊降贵、放下身段去跟债权人（通常为新兴商人阶层）坐在同一张桌子前议价签约，那情何以堪？！虽然元代许衡已经认识到纸币和通货膨胀是政府对人民的负债，但在中国历史的多数时期，货币发行毕竟属于朝廷可以单方面操作的政策行为，而无需与千千万万个理论上的所谓“债权人”（铜钱和纸币的持有者）打招呼与谈条件。历史永远是公平而无情的，中国历代王朝在借由信用货币获得财政筹资便利的同时，也使得这种独步天下的货币制度从完成“第一次货币超越”的那一刻就失去了弥足珍贵的信用约束机制。而正是在此处，西方早期“功能分离”且略显落后的货币制度开始拥有前文提及的走向“第二次货币超越”的比较优势。

谈到“第二次货币超越”的比较优势，我们不能不提及早期信用货币制度所先天具有的“存货缺陷”。相较于自带价值的本位货币，信用货币（无本位货币）因其不能直接对应本位价值（只对应发行者的信誉）而无法独立成为现代经济学意义上的“存货”。我们已知，在现代商业银行发展历史上，由本位货币的“存

货”所引致的“余额”现象是一个难以逾越的基础条件。或者说，若无（贵金属）货币的“存货”余额在先，事关“第二次货币超越”的信贷行为便不会紧随其后。这是迄今为止全球范围货币金融学（包括货币金融史学）尚未系统梳理甚至无人问津的重要领域。货币历史就是如此吊诡，当古代中国的货币制度早早完成“第一次货币超越”而独领风骚、历代统治者被其信手拈来的分配功能而挑弄得欲罢不能之时，谁也不会料到，货币金融制度继续前行的脚步会被一个起初并不起眼的小小“存货”门槛死死挡在“信用创造”进而完成“第二次货币超越”的关口之外。铜铸币也好，纸币也罢，若要充当“存货”角色，稳定可靠的“信用承诺”不可或缺。按理说，有了中央政府的“外部增信”，此问题并非不能解决。但在中国历史上，信用货币因长期履行财政（分配）功能而每每面临信任困局。因此，信用货币的“存货问题”实质上就是中央政府的信用问题，而中央政府的信用问题归根结底就是信用货币制度之分配功能与交易功能的平衡问题。回过头来看，前述“第一次货币超越”，本质上是奔着解决“大一统”以及“超大规模”背景下经济金融资源的“跨空配置”需要去的，此回合，中国先机独占。而“第二次货币超越”则是为了解决经济金融资源的“跨时配置”，此回合，欧洲一骑绝尘。应当看到，中国信用货币制度的“存货缺陷”以及与此紧密相关的“跨时配置”功能的缺失，有其深刻绵长的历史制度根源，但并非无法补救。20世纪中期以降，随着人民币制度以及现代商业银行制度的先后建立，这一问题已然得到有效解决。

## 八、六朝货币异象与“内部金融革命”

尽管货币制度的分配功能表现抢眼并断续贯穿了数千年，但中国货币金融史并非只是上述政府货币金融体系的独角戏。东汉以降，一些特殊的货币金融景象伴随社会结构的剧烈变迁而逐步涌现，从而为中国货币金融演进的历史谱系增添了些许别样的色彩。不过，洞彻于此并非易事，因为需要“好事者”认真端详和重新参悟“六朝”<sup>11</sup>。那可是一个被不少作品（包括历史教科书）刻画为“乱世”的“黑暗时代”，如今的普通民众可以借助文学作品和影视剧无关真假地在茶余饭后恣意消费似乎专属于那个时代的一些传奇甚至闹剧。在经济史学界，有关这个“不堪”时期的研究一直热度不减，相关文献亦可谓汗牛充栋，但令人感到不解的是，迄今很少有人注意到这样的问题：东汉以来的社会变革对当时的货币金融格局产生了何种影响？不出所料，万志英对此也未直接触及，可他有关东汉以来社会经济结构演进过程的出色描述还是为我们刻画当时的货币金融图景提供了某些背景与线索。不得不承认，万志英的理论眼光新颖独到的。

论及六朝社会经济演进的特质，首先映入眼帘的则非“庄园经济”莫属<sup>12</sup>。我们感兴趣的是，这个滥觞于东汉末年的全新经济形态何以引致了前所未有的“货币异象”以及几乎逃出所有本土经济史学家视线且成为中国金融史巨大谜团的“内部金融革命”？关于“内部金融市场”，其定义及其正式阐释最早来自王国斌和罗森塔尔（R. Bin Wong & Rosenthal, Jean-Laurent, 2014）的研究。这里，首先考察所谓的六朝“货币异象”，关键的问题是，发端于东汉末年的社会巨变到底在货币层面触动和改变了什么？说实在话，这可不是一个简单问题。但长话短说，有一条线索却始终是清晰的：伴随国家干预政策的逐步后退，到了东汉末期，奠基于西汉武帝时期的帝国经济秩序濒临解体；由于政治上的“大一统”与经济上的“超大规模”风光不再，不难想象，在货币制度层面，向实物货币（本位货币）的大幅度“倒退”或者所谓“逆（信用）货币化”趋势就在所难免。道理似乎很简单，没有了长期政治稳定、超大规模经济等条件，即便军事一度强势如前秦、北魏者，也始终无力确立和推行一个完整且可持续的信用货币体系。乍一看，上述讨论似乎不存在理论逻辑方面的舛误，再细思，却觉得仅凭这些尚不足以准确刻画六朝“货币异象”在历史逻辑层面的真实纹理。

直观地看，六朝“货币异象”最显著的特征是人们耳熟能详的“钱帛并行”。对此，几乎所有的中国货

<sup>11</sup> “六朝”因唐朝许嵩在《建康实录》一书中记载三国吴、东晋、刘宋、齐、梁、陈六个南方朝代而得名。与此同时，建都于北方的三国魏、西晋、北魏、北齐、北周以及隋亦合称六朝。本书此处所称“六朝”包括南北两个“六朝”，或者泛指东汉末至隋统一前这一时期。

<sup>12</sup> 侯家驹（1998, p.248）认为，在西欧，庄园制度和封建制度为一体之两面。从政治角度看，是封建制度；从经济角度看，则是庄园制度。易言之，庄园经济是封建制度之产物。六朝脱离封建制度已久，不应使用“庄园”二字以混淆之，当以“均堡经济”名之。

币史以及经济史著作均会不惜笔墨地加以详述，但从总体上讲，绝大多数著作对于这种货币异象的深层机理却不甚了了。实际上，货币制度的“钱帛（谷）并行”自然与六朝经济的整体颓败有关，但它更多体现为针对经济秩序显著嬗变而内生的一种全新“制度均衡”。作为制度均衡的一方，钱或者铜铸币代表王权或者朝廷的利益函数，而作为制度均衡的另一方，帛或者绢谷则代表新崛起的庄园或者世家贵族的利益函数。问题是，帛谷这种老百姓日常的维生物品何以成为与原有铜币货币体系分庭抗礼的一方？答案就藏在前面已经提及的“庄园经济”之中。庄园经济的最大支柱以及比较优势无疑是世族控制下的土地上“生长出来”的东西，比如谷物桑蚕，特别是桑蚕；桑蚕再进一步，就是绢帛等织物。说起织物，其充当货币的历史，可以追溯到先秦时期。秦国曾经颁布号称中国历史上第一部货币法律，名曰“金布律”，便将织物货币（布）与金属铸币并列，可见前者的货币地位非同一般。不过，秦国之金布与六朝之钱帛同属金布组合型货币制度，但其背后的权利结构却别若天壤。在秦国或者秦朝，郡县制推行势头正盛，金布皆由国家控制，不存在权利冲突。六朝的情况则有所不同，钱（金）帛（布）分属不同的利益集团，权利之争形同水火。对此情景，还是杨照（2019，pp.166-171）看得较为真切，他认为，六朝时期，世家贵族们几乎垄断了绢帛的生产（就如同朝廷掌控了铜矿开采权与铸币权一样），“当然乐于以绢帛代替铜钱，成为市场的交易货币”，“绢帛成为货币，实际上也就相当于世家贵族们拥有了生产货币、控制货币这一巨大的权力”。在这种情况下，铜钱经济转换为绢帛经济或者钱帛经济，凸显的便是六朝所特有的王权与世族的制度均衡<sup>13</sup>。因此，人们将钱帛平行不分青红皂白地视作落后的货币制度，或者属于一种制度选择错误，显然是缺乏“了解之同情”的妄断。

重要的是，从理论上讲，但凡由内在利益冲突决定的制度均衡从来就具有别无他择的性质，而一种制度一旦别无他择，那就是最为适宜甚至最优的制度选择了。南齐萧子良曾言：“钱帛相半，为制永久”（引自《南齐书·武帝十七王·竟陵文宣王子良》），可谓一语中的。由此联想到晚明以降的“银钱本位”，想必也是当时皇权利益函数与新兴商人集团利益函数之间一种“别无他择”的货币制度均衡吧？！话又说回来，庄园经济不管在与六朝“走马灯式”频繁变换的王权的利益博弈中发挥了多大制衡作用，它依然难脱“分封经济”变种的属性。钱穆认为，“强宗大族到了南方”，“成了新贵族，等于周代之封建”（参见叶龙，2013，p.171），可谓鞭辟入里之洞见。若着眼于中国信用货币发展历史的主流，由其参与塑造的钱帛平行制度无疑属于货币制度演进的一股“逆流”。不过，同时应当看到，庄园经济毕竟为秦汉以来着力打造郡县（集权）经济体制植入了分权因素，进而为中国特有的“寓封建之意于郡县之中”（顾炎武语）的制度结构做了一次影响极其深远的初步实验。甚至可以说，如今我们正在努力建立和完善中国特色市场经济体制，作为其核心要义的政府与市场之间的制度平衡因素便在很大程度上可以溯源于此。仅就货币制度而言，隋唐以降，中国开始重返信用货币制度演进的正途，其中以“开元通宝”制度的创设最具代表意义。但在这种形制仿佛依旧（天圆地方）的货币制度深处，却无形中包含了更为多元的利益诉求因素，从而使得青铜信用货币制度不再是单方面表示王朝意志的“抓手”。而这种更为多元利益诉求的滋生，我们很难排除来自六朝的影响。万志英（2016，p.163）注意到，开元通宝钱铸行以来，除了取代延绵730余年的五铢钱制度从而开创一个货币形制的新时代表之外，原本顺理成章应有中央政府掌控的铸币权，最终落在了皇族特别是地方手中；与此同时，以绢帛为代表的织物货币也未退场。前面已经提及，此种货币景象似乎与煌煌大唐气象不太匹配，可这的确是难以掩饰的真实历史存在。由此不能不让人联想到六朝留下的制度遗产：即便政治“大一统”和经济“超大规模”的实现在即，但庄园经济或者世族社会仍改头换面以地方主义的面目重塑了迈入“唐宋变革”门槛伊始中国货币经济的底层结构<sup>14</sup>。

如果说上述货币制度变局已然超出既有的解释框架，那么发生在金融制度层面的显著变化则对学术界有关中国金融演进历史的已有认知逻辑构成了更为重大的理论挑战。我们需要重塑甚或补齐“庄园经济”与金融体系之间的逻辑缺环。前面已述，庄园经济是分封经济的变种，而分封经济的历史可以追溯到遥远

<sup>13</sup> 根据彭信威（1965，p.242）的记述，北齐官吏禄秩，三分之一用帛，三分之一用粟，三分之一用钱，上述比例可视为一种由货币结构刻画的制度均衡解。

<sup>14</sup> 杨照（2019，p.142）对于六朝世族结构的特质有着独到的看法，他认为，世族结构十分严密，它们有着牢固的社会基础，整体上可以经受得住剧烈的外部冲击。因此，尽管王朝政治充满动荡、分裂、颓败乃至瓦解，却未能真正影响到世族构建的底层结构。

的“三代”时期，这种经济形态在此后的演进或强或弱或隐或显，但从未真正淡出中国经济历史的舞台，迄今依然隐约塑形着中央与地方经济利益博弈制衡的基本结构。主流经济史学对于豪门世族以及“庄园经济”颇多微词，总体上倾向于认为这种经济形态充满贫富分化、政治腐败与社会不公。客观地说，六朝时期，大族之奢靡豪横的确与普通民众之生活窘迫一度形成鲜明对照，但这只是问题的一面，我们还应当看到另一面，庄园经济重新塑造了皇权（中央）与贵族（地方）之间的制度结构，并在客观上产生了对秦汉以来日益强势的王权的制衡或约束机制，这种机制无疑对后世较长时期的社会经济秩序的演进产生了深远影响<sup>15</sup>。

那么，庄园经济对于当时的金融制度到底产生了何种影响呢？这里有一个历史情节值得关注，那就是南朝梁武帝萧衍崇尚佛法竟然到了“四次舍身”的痴迷程度，难道这仅仅是政治与宗教杂糅扭结的一幕幕历史闹剧吗？日本专治东亚古代史的学者川本芳昭（2005，p.148）认为，梁武帝之所以如此，是因为东汉末年以来的长期战乱使得“民众无法从原来的儒教价值观中获得自我解脱，只好从佛教这种异国宗教中求得自我救赎”。我们不能说这样的判断有错，但总觉得事情没有那么简单。杨照（2019，p.140）就曾怀疑，“放回当时的政治经济架构中，梁武帝很可能有以寺院经济与世族财富对抗的动机”。着眼于此，梁武帝之所以选择数次出家，想必是被世族势力给逼急了。若无关王权利益根本，作为在位近半个世纪的一代雄主，根本没有必要不按常规出牌甚至表现得如此乖张另类。循着上述逻辑重新调整视角，唐代杜牧那句传颂千余年的诗句“南朝四百八十寺，多少楼台烟雨中”则顿觉毫无诗情画意，掩映其字里行间的分明是王权与世族殊死搏杀的刀光剑影！如果我们暂且认可这种判断，那么，在“寺院经济”的映衬之下，一个长期遁形于中国经济历史云烟的陌生金融体系便开始展现其神秘面目。

这就直接牵扯到前面已经提及或许过久“吊”着人们“胃口”的“内部金融市场”问题。记得早年阅读彭信威先生《中国货币史》，对于“南北朝的寺院是信用的一个重要来源”，“南朝寺院在中国信用史上有特殊的意义”（1965，pp.287-288）等表述总是一眼扫过，有关寺院创办了典当这个中国最早信用机构的记载更是极少留意。如今看来，寺院与信用机构的关联则包含深意，重新阅读彭信威的有关表述也就立马变得兴致勃勃，尽管彭信威本人并未就此揭示太多。循着上述寺院经济与庄园经济之间的竞争逻辑，寺院信用或者“寺院金融”必定拥有一个旗鼓相当的竞争对象，毫无疑问，这个竞争对象在当时想必非“庄园金融”或者“内部金融”莫属。这是一段被中国金融史长期遗失的“金融记忆”。相较于六朝的寺院金融和政府赈贷，史料中对于庄园金融的记载几近空白。不过，可以猜想，永嘉乱后，北方大族“成建制”南渡，其所携带的“辐重细软”中一定不乏数量可观的资金。除了安居置业耗费，想必预留部分资金用于应对不时之需与融资周转。不管是北朝的地方村落社会还是南朝的世族庄园经济，都存在与帝国各级政府争夺经济要素特别是土地和劳动力资源的问题。在利用宗族力量与私客荫客等做法稳住基本格局之后，日常的生产交换活动总不能长期仰仗庄园财政“坐吃山空式”的单方面资助，而难免需要金融因素的周转性介入。特别是，面对环伺周边虎视眈眈的“寺院金融”的有力竞争，庄园经济的管理者需要拿出更具竞争力的金融手段支持其生产贸易活动以及留住那些随时计算利弊得失而骑墙观望蠢蠢欲动的“客”户。在这种情况下，一套信用确认更为简洁（如族谱）、成本更为低廉（如低息）的“内部金融体系”便应运而生。

其实，“内部金融”并非是“庄园经济”或者地方世族经济的专利，从某种意义上讲，上述寺院金融乃至自西周泉府以来延续不辍的国家信贷也是一种内部金融，而且规模与覆盖范围更大。因此不妨将前者称作“小内部金融”，而将后者称作“大内部金融”。对此显然需要专门讨论。这里值得指出的是，中国从来没有建立起一个真正意义上的“交易社会”，经济金融资源的配置均受“分配规则”的支配。交易社会凸显自由对等，分配社会讲究等级秩序。不管是小内部金融还是大内部金融，遵循的都是分配原则，由此意味着绝大部分金融交易都在内部金融市场中进行，那些试图在内部市场之外从事的交易会被视为另类或者悖离规矩，理应付出更高的代价。内部金融市场的借贷契约具有“分配性质”，而外部金融市场的借贷契约

<sup>15</sup> 伊佩霞（Ebrey, Patricia Buckley, 1996, p.63）对于六朝豪门世族的评价较为客观执中，她认为：“世袭贵族把持朝中高位，在一定程度上为君主建立独裁统治造成了困难”，“九品中正制使贵族几乎毫无阻碍地获得朝中高位，既确保了他们的俸禄，也免除了他们的赋役。很多世族拥有大量地产，有来自北方的穷苦难民耕种，后者类似农奴，依附于贵族”，“但我们不应将世族视为中国文明的破坏者，这些豪门世族自认为体现了中国文明，保持了汉代文化的卓越建树和儒生官吏的传统。有文化素养的豪门世族形成了稳固的势力，代替式微的国家成为文化中心，使中国文化得以发展”。

则具有“交易性质”。对于后者，借贷只是一种私人行为或者市场行为，当事人需要独立承担相关责任。相应地，“当局既不干涉缔约双方承担义务的拟定，也不干涉它的履行”（童丕，1995，p.125），其中自然包括利率的商定与履行。不难理解，游离于两个“内部金融市场”之外的金融需求将会合乎逻辑地面临严厉的“高息”惩罚。由于大部分“内部市场外交易”以经营商业贸易的形式出现，因此高息政策就很容易被人们归于“重农抑商”的逻辑<sup>16</sup>。由此角度切入，我们似乎可以寻找到合理解释中国历史上何以长期存在高息现象的线索，以及与唐宋经济繁荣相映成趣谜题的谜底，进而回应利率历史研究领域影响深远的所谓“霍默—西勒判断”（Homer-Sylla judgment）（霍默和西勒，2005，pp.649-651）<sup>17</sup>。不仅如此，依此逻辑，贯穿中国几千年历史的朝廷（或者王权）与世族（或者地方）之间的利益博弈就在很大程度上属于上述两个“内部市场”的边界之争。一些时期大内部市场占优，整体经济制度结构偏向集权甚至独裁，一些时期小内部市场占优，整体经济制度结构偏向分权甚至分裂，一些时期两种内部市场形成均势，整体经济制度结构便会实现难得的均衡状态。一般而言，在这种状态下，国家繁荣稳定，百姓安居乐业。就拿20世纪70年代末期经济改革以来的金融制度结构而言，前期中央政府主导的国有金融（大内部金融）占优与后来地方政府主导的中小金融机构（小内部金融）快速进入均导致银行市场结构失衡与金融不稳定的后果，由此凸显出掌控两个内部金融边界进而实现金融制度均衡的极端重要性。

附带提及，六朝以来的“南北沟通”与经济制度变革值得关注。北方包含更多的大内部市场成分，南方包含更多的小内部市场成分，而在更北的北方，游牧经济则包含着浓厚的“自由市场”因素。由此判断，与其说六朝经济退回到自给自足的状态，毋宁说是经济金融资源的配置更多地受到小内部市场机制的支配。此后隋唐重新回归大一统，经济金融资源配置又在很大程度上由小内部市场支配让位于大内部市场支配。纵观数千年中国经济演进历史，前述两个内部市场角色以及重要性的转换与调整俨然成为一条主线。若着眼于此，经济重心南移不仅仅是人口与经济规模的南移，而是启动了两种（加上游牧内部市场便是三种）经济制度的冲撞、互动与融合进程。这一进程影响深远，可以说，如今昂首站立于世界舞台中央的特色经济制度结构便是在此过程中逐步塑造成型的。

## 九、中央主义与地方主义的金融均衡

隋唐结束长达三个半世纪的六朝分裂时代，按照常理，信用货币制度将自秦汉后再次迎来新的发展机遇。不过，六朝经济的“地方主义”积淀有年且已然固化，尽管实现了政治上的空前统一，但在短期内仍然难以撼动奠基于此的底层基础结构。体现在货币制度层面，就形成了延亘隋唐三百余年的钱帛并行安排。根据前面已述的逻辑，“钱”更多地代表中央主义（朝廷皇权），“帛”更多地代表地方主义（世族士绅），钱帛并行制度恰好是隋唐政治经济总体状况的现实写照。但这还不是我们关注的重点。重要的是，隋唐的重新统一使得帝国经济金融资源的“空间配置”或者“跨空配置”问题被迅速提上议事日程。隋唐统一后，政治中心留在北方，但经济中心（或重心）却已不可逆转地南移了。两个中心的空间（地理）分离极大地提升了帝国的治理成本。隋唐虽然创造了大运河、洛阳仓窖等惊世工程，但在这些文化遗产的旧碣残瓦中掩藏的却是维系超大规模经济的治理无奈与制度困局。似乎是急于弥补六朝三百多年造成的诸多“空间治理”缺口，隋朝的创立者与继任者推行了十分严格的确籍授田制度和极度扩张的（财政）支出政策。根据万志英（2016，p.161）的记述，包括疏通运输系统在内的“巨大的项目开支令隋朝迅速失去了民心”。可以说，是治理空间的迅速增大使得初尝“大一统”果实的隋朝统治者多少有些手足无措，由此产生的负效应随即导致了政治上的崩塌结果。唐承隋制，连同那个植根于六朝到隋朝没来得及疏解的空间治理困局以

<sup>16</sup> 刘淑芬（1987）针对三至六世纪浙东地区经济发展的专门研究结果表明，六朝以来南渡北方大族为了避免与热衷土地经营的土著世族的直接冲突，通常选择从事商业、制造业和运输业等经济活动。按照本文既有的逻辑，从事这些经济活动的主体自然是“小内部金融市场”的主要参与者。循此，这一时期的高息现象显然与“重农抑商”无关。

<sup>17</sup> 在那部被奉为经典的《利率史》中，霍默和西勒（Homer Sidney & Richard Sylla，2005，p.649）曾经针对中国历史上的信贷与利率情形做出过如下不无武断的判断：“纵观中国悠久的历史，信贷结构一直不很发达。在中国，信贷一般都是从私人或者当铺那里获得个人消费贷款的形式，用于生产目的的信贷即便在现代时期也十分罕见；商业信贷一般都用于投机目的，利率往往大大高于农业或者工业的正常盈利能力”。

及钱帛货币制度也一并被顺理成章地承袭下来。尽管经历唐初至玄宗百年之休养生息，渐成大唐盛世之气象，但北方政治中心对于南方经济中心的经济资源依赖却未见改观甚至有增无减，谋求空间缓解的代价也就长期居高不下。据粗略估计，仅为了完成与实物税收（根据前文所引万志英估计，粮食、布匹等占国家财政收入的90%，铜钱不足10%）相关的经济资源的跨空转移，“每年需要有400万人服劳役”（万志英，2016，pp.164-165）。由此在很大程度上决定了当时货币金融制度的演进方式与方向。

按理说，货币金融制度总是冲着节约国家的治理成本或者市场交易成本而去的，但在唐代中国，情况则有所不同。我们已知，在古代中国，铜铸币兼有分配与交易双重功能，这种功能结构会因中央与地方能力的消长而发生变化。在通常情况下，中央（朝廷）能力强则更多体现分配功能，而地方（世族）能力强则更多体现交易功能。这种状况在隋唐以降有了显著变化，青铜铸币依然更多反映的是中央的分配偏好，而地方的交易偏好不再依赖原有功能结构的内部调整，而是改由六朝以来被扶上货币正位的绢帛来体现。因此，钱帛并行制度凸显了唐代中央与地方之间的利益博弈均衡。从唐朝初创直至盛唐百余年间，这种货币制度平衡一直得到良好财政基础的有力支撑。不过，经历安史之乱，中央的财政能力受到地方主义的强力挑战，既有的货币制度均衡随即被打破，紧随其后的便是中央主义与地方主义以及围绕于此的货币分配主义与交易主义的持续冲突。这种冲突以唐德宗建中元年（780年）“两税法”的推行而臻于高潮。如所预料，“两税法”所体现的财政税收制度的所谓“进步”遭到了来自货币制度结构的强力掣肘。决策者（特别是负责推行该政策的宰相杨炎）应当对当时货币制度的“功能结构困局”有所认识，从而明了这项税收货币化政策的颁行一定会（或者就是冲着）“捅了”地方主义的“马蜂窝”。对此，崔瑞德（1959，p.110-119）早有察觉，如其认为两税法是“朝廷对于地方主义所作的一种初步反应”。但由此导致的严重“钱荒”却还是出乎决策者的意料之外。对于国家财政能力而言，税收货币化的效果不可谓不显著，但迅速扩张的货币需求却极大地增加了紧绷多年的铜铸币供给压力。由此角度来看，那个已经被经济史学家辩驳得体无完肤的“钱荒”，与其说是由一项“糟糕”的税收政策所诱致的意外结果，毋宁说是货币分配功能与交易功能以及朝廷与地方之间酝酿已久且难以调和的一次必然角力的合意结局。

尽管由地方主义崛起所诱致的税收货币化改革加重了通货紧缩（钱荒），但也在客观上推动了中晚唐的货币化进程。这种结果让人多少感到有些诧异，而更加出乎意料的是，伴随中央主义的式微，长期受到严格管制的商业贸易获得难得的发展机遇，于是乎，商业中心如雨后春笋般开始兴起于江河湖海要冲。商业贸易的发展必然对货币金融因素提出新的紧迫需求，照此看，中晚唐的市场变迁分明是要掀起唐宋货币金融革命的第一重帷幕。不出所料，一种叫做“飞钱”的全新金融工具首先进入货币金融史学家的视野。前文已经指出，“飞钱”似乎与大一统导致的“超大规模”格局紧密相关。这里，我们依然认同这种判断，由此反衬出唐德宗时期强化中央主义的努力一度取得了积极效果，也同时赋予“飞钱”显著的空间缓解性质和跨空配置资源的功能。此外，“两税法”客观上导致的铜币流通骤增也内生了货币制度的轻便化需求。人们通常认为“飞钱”并非真正意义上的纸币，而是将其确认为一种汇票或者兑换券<sup>18</sup>。但这可不是一种普通的汇票或者兑换券，它在中国货币史上破天荒地完成了一次青铜铸币的便利化实验，并在此过程中悄然实现了意义非凡的角色转型。也就是说，它将更多体现分配（集权）功能且笨重的青铜铸币转换为包含更多交易（分权）功能（从更多服务于政府的资源调配转而更多服务于商业贸易）且轻便的全新“货币”形制，进而使得中央主义与地方主义藉以达成新的金融均衡，并在很大程度上开启了宋代中国石破天惊的伟大纸币实验<sup>19</sup>。

随后映入货币金融史学家眼帘的是一种叫做“柜坊”的金融机构。长期以来，为了寻找现代商业银行制度的中国源头，人们围绕于此投入了巨大的学术努力，但这种机构的前世今生迄今依然成谜。不过，有一点似乎是清楚的（当然也是人们所忽视的），它其实与“飞钱”的产生几乎基于同一背景，那就是中晚唐的经济金融自由主义实验。可以想象，在此前的管制经济条件下，由于货币主要履行的是分配功能，按理说人们在政府的正式财富记录之外是不存在多少可以证明其正当来源的“余钱”的。即便有（史料证明数

<sup>18</sup> 崔瑞德（1959，p.70）就曾确认道：“飞钱只是一种兑换券，它的发展源自唐后期贸易的极大增长，同时也是因为市场上缺乏一种便利的大额货币”。

<sup>19</sup> 《宋史·食货志》云：“会子交子之法，盖有取于唐之飞钱”。

额还不小)，由于其中不少比例属于灰色甚至黑色（“三年清知府，十万雪花银”），因此不便拿出示人，最终不得不选择进入所谓的“窖藏”。若用现代金融学的标准说法，窖藏相当于“现金漏损”。对于总体社会经济发展来说，它属于金融资源的“净损失”。作为安史之乱的意外副产品，中晚唐地方主义以及商业贸易的勃兴极大地释放了货币的交易功能。紧随其后，人们开始以赚钱和拥有更多的财富为荣，其所合法拥有的个人财富的数量与透明度迅速增加，其中想必有相当大的比例是从“窖藏”转换而来（从此没有必要藏着掖着，更何况取用不便还要支付机会成本）。这些被释放的金融资源数额巨大，其中的相当比例会体现在柜坊的“资产负债表”中，成为那个时代弥足珍贵的信用记录与金融印记（尽管如今我们无法见到这些记录的原始遗存）。

崔瑞德（1959，p.71）曾经确认柜坊“发行了两种信用工具”，即存储凭证和支票（“帖子”）。万志英（2016，p.187）甚至认为，在经济管制整体放松的大背景下，整个社会的自主融资需求一定会呈井喷式增长，因此，这类机构的基本职能就必然定位于“为商业交易提供融资，也为军情紧急的政府提供贷款服务”。如果这种推断最终被证明是正确的，那就意味着我们需要对柜坊的性质与角色做出新的诠释。这里有必要提及，国内外学术界很少关注飞钱与柜坊的联系，当然史料中也罕有记载。我们不妨猜想一下，飞钱的异地汇兑一定需要相应的金融机构具体办理，而此类金融机构则必须拥有充裕的货币储备。而在当时，柜坊以其规模与信誉最有可能充当这个角色。若确属如此，则柜坊除了设立于都城长安西市，在其他商业中心（比如扬州、益州等）也会应地方需求而普遍创设<sup>20</sup>。日本学者加藤繁（1922，p.415）就曾确认，柜坊“这种营业，除了长安以外，主要出现于商业繁盛的大都市中”。特别是，如果能够寻找到益州存在柜坊以及兑换飞钱的踪迹，那就可以进一步大胆推测，北宋四川成都那家举世闻名的“交子铺”就极有可能赓续了当年柜坊的传统<sup>21</sup>。崔瑞德虽然没有提及柜坊与飞钱的关系，但却认定柜坊的存储凭证在宋代被叫做“交子”（1959，p.71）。若果真如此，中晚唐的经济金融自由主义实验就又增添了一项更为重大的世界级成果，亦即孕育了全球货币史上最早的纸币制度。

六朝唐宋之际的货币金融故事再一次证明了前文反复提及的中国货币金融制度演进的一条基本悖论，那就是政治中央主义（“大一统”）以及基于此而营造的超大规模经济往往凸显货币制度的分配主义与金融制度的“大内部主义”，却时常以经济活力和商业贸易受到抑制甚至损害为代价；地方主义的兴起通常会伴随管制主义的后撤并掀起经济自由主义的浪潮，从而刺激商业贸易以及思想领域的繁荣，货币制度的交易主义以及金融制度的“小内部主义”也在此过程中得以张扬，但经济自由乃至政治分裂的代价也极为惨重，特别是各种政治势力之间的权力争夺每每导致社会灾难与生灵涂炭。纵观中国数千年经济金融历史演进，绝大部分时间都在以中央主义与地方主义为支点的两极之间频繁摆荡。用当今改革过程一度十分流行的说法表述就是：“一放就乱，一控就死”。具体到货币金融制度层面，货币的分配功能与交易功能以及大内部金融与小内部金融之间的博弈也是不遑多让。仅从这种意义上讲，历代王朝都在不同程度地探寻上述两极之间的制度平衡，藉以谋求长治久安之道。没有哪个朝代的政治领导阶层会任由王朝在上述两极间做充满风险的“荡秋千”游戏。但凡被誉为盛世的王朝或者王朝某个时段的所谓“中兴”，都是因为一些政策调整或者变革尝试恰好找到了货币金融制度的微妙平衡，上述中晚唐的经济金融自由主义实验便是如此。20世纪70年代末期启动的经济改革推动了长达四十余年的稳定增长，无疑是找到这种微妙平衡的最新例证。当然，有些朝代始终没有找到这种微妙平衡或者一开始构建了某种平衡但因后续的一些政策失误又重新导致了失衡，使得王朝早早地退出了历史舞台。

这里，有必要就前文多次谈及的由日本学者内藤湖南提出的“唐宋变革”命题（或称“内藤假说”）赘述几句，因为这一命题直接牵扯到对上述制度均衡绩效的价值判断。“内藤假说”大致分为两个层面，第一个层面是提出了全新的中国史“断代”，其要义是唐宋不属于同一个历史时期或者历史演进在唐宋之际出

<sup>20</sup> 传世文献对中晚唐扬州益州之盛况多有记载，不妨摘录几条。《容斋随笔》：“谚称‘扬一益二’，谓天下之盛，扬为一而蜀次之也”。《元和郡县志》：“扬州与成都号为天下繁侈，故称扬、益”。《资治通鉴》卷二五九：“扬州富庶甲天下，时人称扬一益二”。《嘉庆扬州府志》卷六十三：“故有唐藩镇之盛，惟扬益二州，号天下繁侈”。

<sup>21</sup> 根据加藤繁（1922，p.413）的考察，柜坊在宋代以后逐渐堕落，但到北宋中叶，依然“有若干能够传唐代衣钵的柜坊存在”。如在宋仁宗嘉祐中，“开封还有健全的柜坊存在”。由此推想，在当时的四川也极有可能存在正常经营的柜坊，而且有些柜坊顺应新的需求而转型为“交子铺”。

现了“断裂”；唐与之前的六朝属于“中古”，而宋之后直至 19 世纪中叶西方势力侵入则属于“近世”。第二个层面是给出何以如此断代的理由，其要义是宋代以降的平民时代取代了六朝至唐的贵族时代，结果是，君主与平民同时摆脱贵族的支配而直接相对（参见钱婉约，2020，p.199）。我们对“内藤假说”存疑之处不在断代时限而在断代理由。唐宋之际，贵族阶层式微这是事实，但这并不意味着从此君主就直面平民。历史事实反复证明，没有中间阶层（如贵族阶层）的缓冲，仅靠君主与平民，通常得到的只是“角点解”而非“切点解”<sup>22</sup>。角点解充满你死我活的致命博弈，因此不具有稳定性；切点解则意味着存在达成利益妥协的空间，因此能够实现长治久安。仅从这种意义上看，唐朝特别是盛唐的成就似乎包含着贵族阶层的贡献。照此看，唐宋变革的要义与其说是贵族阶层的衰落毋宁说是新的中间阶层的崛起。根据杨照（2021，pp.54-56）的看法，这个中间阶层就是“士商阶层”或者士绅阶层。具体地说，在近世的政治架构中，居于中间的先是帝国的官僚体制，随着时间的推移，平行于帝国正式官僚体系的地方精英阶层开始崛起。这一阶层依赖“士”“商”两种身份的互补（源自家族后代的角色分工，长于读书者应试取士，余者经商积累财富）长期保持地区性势力，并自觉扮演着协助行政管理角色。结果，近世社会虽然没有中古的那种贵族，但也并没有导致“一盘散沙”，“士绅居中协助，将社会综合、联结在一起”，“形成了微妙的平衡”。当然，不应忽视的是，在宋代所构建的新的平衡中，也包含着永嘉南渡以来北方制度与南方制度的冲突与融合。根据钱穆的观察，南方具有“革新与急进精神”（如江西人王安石之主张变法）；北方则坚持“传统保守态度”（如山西人司马光之反对变法）（参见叶龙，2013，pp.271-272）。再者，北方多豪族大户和大地主，南方则多小户与小地主；北方倾向于整肃而强调秩序，南方倾向于活跃而崇尚自由。万志英（2016，p.202）甚至认为“王安石视自己为家庭农业和小店主的捍卫者，而贪婪的地主食利者和大商户，则是他眼中的‘豪强’”，并由此勾勒出变法的基本政策导向。

## 十、两宋金融创新与“元明断层”

鉴于上述制度结构变革、南北文化融合以及全新社会平衡在宋代以降的全面呈现，虽然近些年来市面上不少出版物对于宋代的经济规模多有不无夸张的描述，但从制度变迁的层面看，我们依然极有可能低估甚至误读了宋代的实际经济金融状况和货币经济发展水平。简言之，只有基础性制度结构的调适与重建在先，货币制度之分配主义与交易主义以及金融制度之“大内部”与“小内部”之间微妙平衡之达成方能紧随其后。无独有偶，两宋实际的货币金融表现似乎为此提供了肯定的答案。在货币制度方面，北宋之铜钱铸造规模堪称史上之最，到 11 世纪初，铜钱的产量即达到唐朝平均水平的五到六倍，还有北宋创制的交子、盐引、南宋之会子等，货币供给之“井喷”状态体现了当时货币需求之强劲和商品交易之活跃。在金融制度方面，虽然柜坊等日渐衰败，但王安石变法过程设立的市易务以及接续成立的“抵挡所”（有人曾经确认此为一种国有金融机构）等则撑起了“大内部金融体系”的基本框架，而基于士绅阶层的“庄田”（钱穆认为有别于依托世族豪族的六朝唐代庄园经济）、义庄等的走向成熟，也让我们对在史籍中偶见一鳞半爪的“小内部金融市场”浮想联翩。此外，根据吴钩（2015，pp.294-313）的尝试性爬梳，当时还有“行钱”（基金经理）、“检校库”（信托机构）、“交引铺”（证券交易所）等颇与现代商业金融样貌相类似的机构与职业，可谓不一而足！

当然，不用讳言，这是一个中国货币经济制度由盛转衰以及中国货币金融制度几乎完成“惊险一跳”的抱憾时代。前文已经多次强调，中国的信用货币具有独特的品格，一方面，它早在“三代”（夏商周）时

<sup>22</sup> 笔者曾在发表于 1998 年的一篇文章中专门谈及“中间阶层”问题，当下看来，当年我对中国历史上的中间阶层存在不小误判。记得当时复旦大学的陈观烈先生对此有过提醒（可参见陈观烈，2000），但并未引起我的重视，如今唯有抱憾耳！为了呈现当年“不当”看法的原貌，这里不妨照录一段如下：“中国的封建主义缺乏导出中间层的机制。我们已知，西周封建主义具有自上而下的形成逻辑与征服后的控制性质，因此，封臣和贵族是作为君主的代理人去控制与管理平民的，这就决定了，在君主控制能力强大时，封建领主不会发挥多少缓冲作用，而当君主力量式微后，他们却都纷纷各自转变为新的君主。领主的不同作用决定了中国与西欧社会结构的巨大差异。在西欧，领主处在经济社会的中介位置发挥着缓冲作用，因而形成一种君主—领主—平民相互制衡的三重结构；而在中国，贵族要么受制于君主，要么完全脱离于君主，它始终没有扮演过象西欧封建领主那样的角色，结果导致了社会结构的二重性质”（张杰，1998）。

期就已完成“第一次货币超越”，之后又长期领先世界；另一方面，它肩负分配与交易“双重功能”，在历代政府财政与百姓日常交易之间谋求各自利益函数的微妙平衡。信用货币的上述特性在经历“唐宋变革”的宋代中国又被注入新的元素和呈现新的格局。从总体上看，受经济重心南移和南方重商主义（以及地方主义）的影响，信用货币制度大致朝着交易主义的方向演进。不过，这种趋势很快遭遇到“钱荒”与“超大规模经济”空间交易成本的双重干扰。为了应对由此带来的货币困局，货币制度结构开始向分配主义的方向回调。与此同时，北方外部压力施加的财政需求为经济国策由自由主义转向集权主义推波助澜。结果，官交子、交引以及盐引等更多体现分配主义偏好的货币形制应运而生。饶有意味的是，交易主义引致的“钱荒”最终由更多体现分配主义偏好的货币制度创新出面解决。这究竟是祸是福，想必当时没有人对这样的问题感兴趣。可事实确是，正如前面已经提及的那样，货币制度创新的分配主义努力挡住了经由交易货币困局通向构筑货币创造机制的去路。既然政府的财政压力和经济交易的“钱荒”借由信用货币得以缓解，也就没有必要再去想别的办法，诸如政府发债和银行信用。伴随于此，宋代中国的金融机构种类不可谓不繁多，却始终没有哪种机构完成向现代商业银行制度的蜕变（或者“惊险一跳”），最终将“第二次货币超越”的机会拱手让人。

按理说，两宋未竟之货币金融发展事业犹可寄希望于后面朝代的接续努力，可问题是，在此后长达六七世纪的货币历史演进过程中，这一页始终没有如人所愿般呈现。何以至此？答案似乎掩藏在万志英（2016, pp.242-246）提出的“元明断层”命题之中。他认为，相对于针对北方的军事占领与直接控制，蒙元帝国对中国南方的私人经济较少干预，由此意味着南宋的货币经济基础尚未动摇。但是，继之而起的明代“不仅否定了蒙古的遗产，也同样否定了唐宋变革期间发展起来的市场经济，因此在明朝初年，中国的经济生产与生活进入了一段明显的断裂时期”<sup>23</sup>。就货币制度来说，元代中国坚持推行纸币制度在很大程度上源于对其政治经济控制力的自信，而横跨欧亚大陆的广阔疆域（即超大规模）也为此种货币制度的推行提供了理论上的合理性，但这份自信以及伴随于此而建立的信用货币制度却缺乏相应的财政基础与“大一统”政治权威的持续支撑（史实表明，元代的政治控制与财政支持体系随着忽必烈的离世而轰然倒塌）。因此，需要分辨，元代纸币体系的悲剧性结局应当归咎于政治与财政治理之荒弛，而非货币制度选择本身之舛误。万志英留意到了元末曾经发行与铜钱挂钩的新纸币（以及白银外流的影响），并认为这是一种“灾难性尝试”，但他并未由此联想到纸币制度之有效行用并非依赖于与什么东西（不管是白银还是铜币）挂钩，而是要通过审慎而明智的财政政策为之筑牢根本和树立信心。这里不妨再次引用唐代柳宗元《封建论》之观点（“秦之失，在于政，不在制”）来做评价：元代货币制度之失，显然“在于政”，而“不在制”。

明代以降的情形则是另外一回事。万志英敏锐地发现，明初统治者试图“回到早期帝国的军事重农主义状态”（2016, p.243），这就意味着国家（中央）主义经济体系的重建。而达成于此的前提是，彻底摧毁六朝以来在江南顽强留存的经济自由主义因素以及地方主义影响。饶有意味的是，江南经济与专制体制具有显著的不兼容性，而与北方游牧经济的部落自由主义品性却天然亲和。

<sup>23</sup> 美国历史学者瓦莱奇（Wallech, Steven, 2016, pp.260-264; p.285）从“文化悖论”视角对此问题做了新的阐释，但结论殊途同归。在瓦莱奇看来，所谓“文化悖论”是指一种原本先进且成功（或落后且失败）的文化对此后社会经济发展形成障碍（或激励）的现象。比如，中国在维持传统文化方面一度非常成功，但在挺过中世纪血雨腥风之后让中国社会裹足不前。相比之下，欧洲在维持传统社会文化上败得一塌糊涂，却在经历动荡和剧变之后，最终开启了西方现代化的帷幕。他认为，中国传统文化在唐宋臻于成熟并达到巅峰，但随后的元朝却对此并未充分理解，其蛮横粗暴的统治引发人们的极大反感。蒙古人统治留下的遗产令中国人非常痛苦，因为在其治下，中国变成了欧亚帝国的一部分，中国人失去了在国内政治生活中的中心作用，进而造成错位的感觉。蒙古人征服的是一个习惯于定居生活的成熟文明，但对其文化关注甚少。中国人期望蒙古人承认自己是中国文化以及生活方式的低级消费者，可后者只将前者视作劣质和失败的民族，其可用之处唯有充当税收来源。蒙古人在中国人的心灵上留下了一块永久伤疤，从而成为明朝统治者面对元朝留下的政治社会遗产时反应过度的一个顺理成章的理由。作为对蒙古人极端统治的反弹，明朝统治者将传统文化中的僵化、循规蹈矩以及单方面强制推向极致，而抛弃了孔子世界观中的反思精神与灵活调适态度，从而使得此后的中国人“失去了唐宋人民普遍拥有的创造力”。满清朝廷基本继承明朝严苛僵化的世界观，进一步限制了中国人的想象力和文化视野，使得社会经济停滞的状态又延续了将近三个世纪。

由此便可理解，对于南方经济制度，何以治理风格简单粗率似更接近集权管控如蒙元者也未伤其筋骨<sup>24</sup>？而在明代，却要通过一场声势浩大的集权化和“国有化”运动将其“打碎重塑”？当时的人们不会预料，随着包含个性和自治因素的底层结构的弱化，明代中国达成制度均衡的条件也在逐步丧失。中央集权主义一旦强势出场，货币功能结构注定形成分配主义对交易主义的无情挤压，进而对整个货币制度产生致命的扭曲性影响。在货币金融领域，重建无本位货币体系自然在意料之中，因为这种体系是政治上实现“大一统”的标配，也是朝廷追求经济资源控制和彰显财政能力的重要抓手。但明代中国构建无本位货币体系的政策行动并未一以贯之，而且充斥挫败与异象。明初重建纸钞体系之举可谓决绝执拗，有明一代，始终坚持由中央政府只发行一种“大明通行宝钞”，甚至不惜祭出禁用铜钱这样的大招加以维护。对于信用货币制度而言，这原本是好事或者正途<sup>25</sup>。即便如此，依然难以避免两宋以来纸币制度的滥发贬值困局。

原因其实并不复杂，明代政府同样未能领悟无本位货币制度的真谛，那就是，即便中央政府雄视天下和信心满满，在货币制度身上，也不能一味追求满足政府的财政目的（分配主义），而置百姓的交易主义需求于不顾。信用货币制度成败之关键不在中央政府能力有多么强大，而在于是否能够拿捏和调适政府效用与百姓效用的微妙平衡。明代宣德（1426-1435）以后，竟然五十余年不铸钱，试图以停铸或者禁钱捍卫宝钞，相当于用牺牲交易功能的方式来维护分配功能。结果是老百姓数十年无钱可用，这相当于政府自己一手制造并恶化了一种另类“钱荒”。更为重要的是，有明一代，人们不理解铜铸币（通宝）与宝钞均为信用货币（唯一的差异是材质），不理解它们具有同质性以及相互之间不存在替代关系。相较于前述秦汉对于青铜铸币之信用货币性质的明确认识，明代可谓遭遇了中国货币史上一次令人瞠目结舌的认知倒退。以停铸或停用铜铸币来捍卫宝钞制度，无异于信用货币制度的“阅墙自戕”。人们的交易需求无法借助钱钞来满足，就会被迫另寻他途。无独有偶，白银体系已在不远处等候多时<sup>26</sup>。不过，不同于兼具分配与交易双重职能的铜钱制度，这种看似光鲜亮丽的新货币体系可是怀揣了纯粹的交易主义理想昂首走上晚明以降中国货币舞台的中央的。

伴随白银全面亮相货币历史舞台，晚明以降的中国遭遇了一场前所未有且影响深远的外部货币冲击。当时，朝廷（货币当局）为构建和捍卫基于分配主义的货币体系而费尽心力且无暇他顾，未料，这种被长期刻意排斥在正规货币体系之外（但依然顽强活跃于民间交易过程）的“贵金属”，却伴随美洲金银的强势“东渐”而陡然崛起，且大有与既有的钱钞体系分庭抗礼之势。此次外部货币冲击彻底打乱了明代朝廷旨在维护分配主义货币体系的政策努力，而更为致命的是，白银东渐恰好顺应或着迎合了晚明迅速壮大的商人阶层的利益诉求。白银冲击归根结底是交易主义的胜利，标志着货币流通越来越大的部分从此在很大程度上摆脱了中央政府的控制。若从更高的角度俯瞰，遭逢经济全球化的第一波浪潮来袭，明代中国立足分配主义的信用货币体系在白银这种充盈交易主义加上殖民主义特质的货币体系面前显得是那么不堪一击。或者说，在这个全球经济面临重大转折的节骨眼儿上，原本先进的“无本位货币”被原本落后的本位货币完成了一次致命暴击。可以说，正是明代中央政府在钱钞制度选择上的进退失据，最终将货币制度的主导权拱手让人。当然对于晚明以来中国市场经济的发展特别是方兴未艾的新兴商业阶层而言，这又并非不是一件好事。但无论如何，晚明以来数百年间，中国百姓对信用货币逐渐失去信任，转而对以白银为代表的本位货币情有独钟或向往不已。于是乎，上上下下开始循着西方的货币演进路径追求贵金属本位制度，从

<sup>24</sup> 不妨揣测，如果万志英（2016，p.240）的判断不虚，则蒙元帝国之所以极少打扰当时南方的私人经济，除了财政汲取考虑，或许更为重要的原因是作为其渊藪的游牧经济天然地带有显著的经济自由主义基因，这种基因暗合了南方稻作经济以及士商社会的分散主义内涵。

<sup>25</sup> 有人认为“无论是洪武通宝还是大明通行宝钞，都是非常落后的币制”（王永生，2022，p.609），此种观点在目前的中国货币史学界十分流行，几成共识与定论。依照本书已经阐明的逻辑，这显然属于未能参悟中国信用货币制度特质尤其是“第一次货币超越”逻辑的草率判断。不用强调，我们不能以是否采用白银作为货币来简单评判货币制度是否先进，也同样不能以推行纸币制度的强制性来认定这种货币制度就是先天用来聚敛财富和剥削社会的。如其不然，当今中国人民银行三令五申维护人民币现金之无限法偿地位就不具有正当性了。不过，话说回来，明代将近三百年间，朝廷通过征伐、营造与海外“显摆”等途径施之于货币制度的财政压力的确过于沉重。但是，需要明确，这仍然不能归结为货币制度本身的错。

<sup>26</sup> 针对于此，彭信威（1965，p.658）曾经给出令人信服判断，不妨照录如下：“白银的使用实由于纸币的贬值和铜钱的减少，纸币贬值使人民需要一种稳定的货币。在正常状态下，人民就会使用铜钱，以求自卫。可是明初铸钱很少，洪武、永乐、宣德年间虽曾铸钱，但铸得不多；而且当局为了推行纸币，把这些钱贮存国库，不发行出来，或者只颁赐给外国的使节。宣德以后，五十年间完全没有铸钱，因此民间的铜钱不够用。所以，白银的通行，原是补充货币数量的不足”。

此彻底偏离了“第一次货币超越”构筑的本土逻辑。影响所及，直到 20 世纪 40 年代末期人民币制度建立之时，人们依然对这种货币制度究竟代表什么（金银、物资或者其他什么东西）有所迷茫与纠结。

## 十一、结语：货币超越的金融门槛

若借如今的眼光回头看去，以金银为代表的本位货币在 16 世纪以来的迅速东渐以及对此后世界货币体系面貌的重塑，纯属全球货币制度演进历史进程中的一种“特例”或者异象（而非通例或普遍现象），其始作俑者是欧洲出于要素缓解而进行的海外拓殖以及由此在全球化初期的先机独占。从某种意义上讲，这种“特例”对于像中国这样一个基于“无本位货币”发展逻辑的东方大国是一种干扰甚至误导，使其货币制度演进在晚明之后走了一大圈“弯路”。而对于全球货币制度的长期发展而言，其影响性质与程度则值得进一步深究。如果我们能够依据“无本位货币”在低成本和高弹性方面的比较优势确认其引领货币制度发展的主流方向，那就可初步认定，直到 20 世纪 70 年代，全球货币体系方以美元与黄金脱钩为标志重回货币制度演进的“正途”。若从戈兹曼所认定的商代中国妇好时代业已完成的“第一次货币超越”算起，这条货币制度演进的所谓“正途”已经穿越了三千余年的历史烟尘。

在中国历史上，本位货币与朝廷强弱乃至国家兴衰存在显著的反向相关关系，这或许令不少货币史学家大惑不解。远的不说，就看六朝以降，以谷帛为代表的本位货币陡然勃兴，与此形成鲜明对照的是统一王权的式微，国家由此进入长达三百多年的分裂时代。若由此角度看过去，亦如前文所述，唐代似乎并不像史学家所称赞的那样无比强盛。这个时代所实行的钱帛货币制度与那个气象万千、雄视百代的伟大王朝形象其实并不匹配。想必是史学家对这个王朝偏爱有加，其笔下也就难免多了些溢美之词，可货币制度显然不会撒谎。客观地说，唐代处在收拾六朝以来长期政治分割（特别是贵族影响）以及经济重心整体南移的节骨眼上，始终未能成功构建治理“超大规模”经济的制度框架，货币经济制度也就一直没有寻找到从六朝“本位货币”格局中变革完善的足够空间。有唐一代近三百年，始终没能寻找到改变政治（表层）强盛而经济（内层）虚弱这一不当搭配的有效途径，及至安史之乱终成崩塌之势。对此结局，其实钱帛搭配的货币制度早有预兆。

明代以降，本位货币卷土重来，只不过变换了“马甲”：之前是谷帛，此时是白银。明代中央政府显然不愿束手就擒，从一开始就祭出强力扶持纸币制度的政策（甚至不惜以停铸铜币为代价）做长期抗争。但面对美洲金银与本土商人利益集团的联手，明代的无本位货币制度逐渐不支，最后以“一条鞭法”的推出为标志败下阵来。史学界对于“一条鞭法”的绩效多有争议，在此不便赘述。仅从货币制度而言，说轻了，它其实是分配主义对交易主义的一种妥协；说重了，则是无本位（信用）货币制度对于本位货币制度的一种退让；说得更重些，它标志着明代中后期中央政府能力的严重弱化。货币史学界有一种流行观点，认为采用白银本位是明代货币制度进步的表现，根据万志英（2016, p.258）的引述，有人甚至认为它推动了 1550 年前后的“第二次经济革命”（第一次是“唐宋变革”）。我们不否认白银货币客观上伴随着国家管制的放松、货币经济的发展以及市场空间的扩大，但同时也应当承认，仅就货币制度的属性而言，白银货币因深刻牵涉全球经济波动而预示着中国货币主权的拱手让人及其货币政策独立性的丧失。不出所料，由此造成的不良后果波及晚明以降直至民国时期的货币制度演进，先后延绵长达三个世纪之久。

值得提醒，晚明白银货币本位的问题不在白银本身，而在由此导致的分配主义与交易主义的功能失衡。从理论上讲，功能失衡的货币制度难以长久。而一些文献对于白银货币的推崇本身，则显露出人们判断货币制度的演进逻辑存在误区，其要害是，相较于铜铸币体系（信用货币体系），白银本位与其说是先进，毋宁说是落后（对于这个判断，持货币演进主流观点者想必一时难以接受）。我们已知，早在三代时期（夏商周），中国已经完成了“第一次货币超越”（抑或从源头看，中国的货币体系原本就是无本位的，如果是这样的话，也就无所谓“超越”了），也就是从（实物）本位货币时代迈入无本位（信用）货币时代。可以说，若论外生货币（分配主义），中国货币体系长期领先于世界；中国货币体系之落后，则要从“第二次货币超越”及其内生货币（中介主义）机制的建立算起，但那已经是 16 世纪以后的事情了。

当信用货币体系完成“第二次货币超越”之后，中介主义便顺理成章地登堂入室，原有基于分配主义

和交易主义的“两方”微妙平衡就转变为包含中介主义（银行体系）的“三方”微妙平衡。如果缺乏中介主义的缓冲和调适，仅凭中央政府的单方面努力断难确立稳定的信用货币体系。万志英（2016，p.328）提及的晚清“法币试验”为此提供了难得的例证。他认为19世纪50年代的太平天国运动引发了财政危机，朝廷不得不发行不可兑换的纸币以及大钱，但并未被市场接受，反而导致了通货膨胀的恶性循环，最终只能草草收场。不仅如此，此次法币试验的流产“给中央政府带来了巨大阴影”，以至于“一直拒绝引入纸币”。上述故事直击财政与信用货币的关系，这固然无可厚非，但也属老生常谈，更重要的是，他未能点出问题的要害。其实，若再深入一步，晚清的“法币试验”及其流产结局便在不经间牵扯出货币金融学界长期忽视的一个意味深长的命题，该命题事关货币制度与银行体系（中介主义）的关系。长期以来，面对财政短缺这一常态，中央政府除了有限的增税（中国历代政府秉持低税政策），缓解或者弥补财政短缺的方式无非建立国有（官营）制度和给信用货币体系施压两条途径。相较于建立国有制度要牵扯到复杂的利益博弈，朝廷操控货币制度的阻力显然会小很多，因此，信用货币体系长期承受着来自于财政诉求的高强度挤压。按理说，分担货币体系财政压力的机制不是没有，但在中国历史的具体实践中，它们均莫名其妙地缺席了。一个是债务机制，也就是人们耳熟能详的金融资源的“跨时配置”，由于可知和不可知的原因，历代政府似乎极少染指这种机制。另一个是银行体系。这同时牵扯到前面反复提及的“第二次货币超越”，也就是商业银行体系的货币创造机制问题。可以说，这是中国货币制度演进的一块“先天性短板”。而晚清“法币试验”的失败就是因为缺乏来自银行体系的有力策应。在财政能力式微的前提下，能否获取相应的金融能力是稳定信用货币体系的关键。晚清中国，朝廷艰难开启建立现代货币体系的实验，但事实表明，在财政汲取能力十分羸弱的条件下，没有朝廷可控的现代银行体系做坚实基础，信用货币体系注定难以立足，而当时中国的银行体系却恰好掌握在洋人（外资银行）与地方（钱庄）手中。与此形成鲜明对照的是，在一个半世纪之后的中国改革开放过程中，国家财政能力也是陡然下降<sup>27</sup>，但是，虽经数次通货膨胀威胁，人民币制度始终保持稳定，其中的要害就是国家通过建立国有银行制度迅速恢复了金融汲取能力。概言之，财政压力永远是信用货币体系的致命威胁，但只要同时拥有强大的银行体系并保持国家的金融汲取能力，这种威胁则完全可以得到有效缓释。

<sup>27</sup> 万志英（2016，p.328）曾经引述费维恺和王业健对晚清政府收入的估计。根据费维恺的估计，1908年清政府的总收入为2.92亿两白银，占当时GDP的7.5%，其中中央政府的份额仅为3%。王业健认为国家收入在经济总量中的占比更小，1908年仅为GDP的2.4%。相比之下，在20世纪70年代末期开启的改革开放进程中，财政收入占GDP的比重也曾呈现下滑趋势，1978年为31.1%，1995年降至10.3%的谷底，此后经过提升“两个比重”的政策努力，勉强恢复且维持在20%上下的水平。

## 【参考文献】

- [1] 波兰尼 (1944):《巨变:当代政治与经济的起源》(中译本),社会科学文献出版社,2013。
- [2] 陈观烈 (2000):《体系严整而充实,见解深刻而新颖——张杰博士新著<中国金融制度的结构与变迁>读后感》,《当代经济科学》第1期。
- [3] 崔瑞德 (1959):《唐代财政》(中译本),中西书局,2016。
- [4] 川本芳昭 (2005):《中华的崩溃与扩大:魏晋南北朝》(中译本),广西师范大学出版社,2014。
- [5] 戈兹曼 (2016):《千年金融史》(中译本),中信出版集团,2017。
- [6] 侯家驹 (1998):《中国经济史》(上下),新星出版社,2008。
- [7] 霍默·西勒 (2005):《利率史》(中译本),第四版,中信出版社,2010。
- [8] 加藤繁 (1922):《拒坊考》,载《中国经济史考证》(上)(中译本),中华书局,2012。
- [9] 刘淑芬 (1987):《三至六世纪浙东地区的经济发展》,原载《中央研究院历史语言研究所集刊》第58本第3分;收入《台湾学者中国史研究论丛:经济脉动》(邢义田、黄宽重、邓小南总主编;陈国栋、罗彤华主编),中国大百科全书出版社,2005。
- [10] 陆磊 (2022):《货币的时间价值:现代中央银行存在性的一个理论视角》,《比较》第2辑(总第119辑),中信出版集团。
- [11] 彭信威 (1965):《中国货币史》,上海人民出版社。
- [12] 千家驹、郭彦岗 (1985):《中国货币史纲要》,上海人民出版社。
- [13] 钱婉约 (2020):《内藤湖南的中国学》,九州出版社。
- [14] 石俊志 (2014):《中国货币法制史话》,中国金融出版社。
- [15] 童丕 (1995):《敦煌的借贷:中国中古时代的物质生活与社会》(中译本),中华书局,2003。
- [16] 瓦莱奇 (2016):《分水岭:1600年的中国与西方》(中译本),新华出版社,2021。
- [17] 万志英 (1996):《11~18世纪中国的货币与货币政策》(中译本),载《思想战线》2012年第6期。
- [18] 万志英 (2004):《中国纸币的起源》,载戈兹曼和罗文霍斯特编著:《价值起源》(中译本),北方联合出版传媒(集团)股份有限公司、万卷出版公司,2010。
- [19] 万志英 (2016):《剑桥中国经济史:古代到19世纪》(中译本),中国人民大学出版社,2018。
- [20] 王国斌、罗森塔尔 (2014):《大分流之外:中国和欧洲经济变迁的政治》(中译本),江苏人民出版社,2018。
- [21] 王永生 (2022):《钱币上的中国史:器物、制度、思想视角的解读》(上、中、下),中信出版集团。
- [22] 吴钩 (2015):《宋:现代的拂晓时辰》,广西师范大学出版社。
- [23] 许倬云 (1994):《西周史》(增订本),生活·读书·新知三联书店。
- [24] 杨小凯 (1998):《经济学原理》,中国社会科学出版社。
- [25] 杨小凯、黄有光 (1993):《专业化与经济组织:一种新兴古典微观经济学框架》(中译本),经济科学出版社,1999。
- [26] 杨小凯、张永生 (2003):《新兴古典经济学与超边际分析》(修订版),社会科学文献出版社。
- [27] 杨照 (2019):《讲给大家的中国历史06:大分裂时代》,中信出版集团。
- [28] 杨照 (2021):《讲给大家的中国历史08:新时代的开端》,中信出版集团。
- [29] 叶龙编录 (2013):《钱穆讲中国经济史》,商务印书馆(香港)有限公司。
- [30] 伊佩霞 (1996):《剑桥插图中国史》(中译本),山东画报出版社,2001。
- [31] 张杰(1998):《二重结构与制度演进:对中国经济史的一种新的尝试性解释》,《社会科学战线》,第6期。
- [32] 张杰(2017):《金融分析的制度范式:制度金融学导论》,中国人民大学出版社。
- [33] 张杰(2021):《货币常识:历史与逻辑》(李义奇著)序,社会科学文献出版社。
- [34] Skousen, Maek,(2016): The Making of Modern Economics: The Lives and Ideas of the Great Thinkers. Third Edition, Routledge, Taylor & Francis Group.

## A Chinese Myth: Currency Overtaking

### -- A review of Glahn' s evolutionary view on Chinese currency

ZHANG Jie

(School of Finance, Renming University of China, Beijing, 100872, China)

**Abstract:** The historical evolution of Chinese currency has long been a subject of academic interest both domestic and abroad, with valuable achievements accomplished. My paper is to review the relevant research done by Richard von Glahn, with an intention to provide an insight into the Chinese myth, i.e. currency overtaking. Beginning his study with the paradox of China' s issuance of the earliest paper currency around the world on the basis of a long-held bronze standard, Glahn almost immediately touched the essence of the evolutionary system of Chinese currency. He found that the stability of the value of paper currency was closely related to fiscal constraint instead of to money in kind and that the well-functioning of the paper currency system was dependent on government policy rather than on the system itself. From his perspective, we can know not only the logical problem with the dilemma of “between dear money and cheap money, who controls whom (viz. zi mu xiang quan)” but also the deep mechanism lying underneath the paradox of credit money and that of full value. More importantly, we can perceive the reasons behind the failure of the second, despite the successful first currency overtaking, among which are particularly the inventory defect inherent to a currency without standard and the want of the function of inter-temporal distribution. Though the necessary conditions for the second overtaking were already in place as a result of the financial development brought about by the transformations during Tang and Song dynasties, unfortunately, the subsequent “Yuan-Ming fault” cut short the valuable developmental momentum, resulting in the inability of the modern Chinese currency system to step over the threshold of finance.

**Key words:** currency overtaking    currency without standard    distributional function of money    myth    of the evolution of Chinese currency

## 金融开放与技术创新：理论与实证<sup>1</sup>

庄毓敏<sup>2</sup> 储青青<sup>3</sup>

**【摘要】**长期以来，创新都被认为是技术进步和经济可持续发展的重要保证，如何有效鼓励研发、提升创新能力是学术界关注的重要问题。大量文献从银行发展、金融市场发展、金融结构等视角出发，探讨了金融对研发和创新的支持作用，但少有研究系统地考察金融开放对经济体技术创新的影响和作用机制。近年来，中国金融开放程度不断提升，与国际金融市场的联系愈发紧密，理解金融开放如何影响本土技术创新对于判断金融开放的经济影响、指导中国金融改革和创新型增长的实践具有重要参考价值。

**【关键词】**金融开放 技术创新 金融发展 海外专利申请

### 一、研究背景、理论分析与假设

从作用机制上看，金融开放主要通过两个渠道促进技术创新。一是助力国内金融体系深化发展，帮助本国企业拓宽融资渠道、降低生产成本，降低创新项目投资过程中的资源损耗，从而促进本土技术创新；二是增强本土创新主体对海外创新资源（包括知识、技术、人才和市场等）的利用，强化海外先进科研成果的示范和溢出效应，提高本土创新能力。然而，从总体上看，已有关于金融开放对技术创新影响的讨论依然不够充分，结合理论建模和实证检验对该影响及其作用机制进行系统分析的文献更是十分有限。本文基于 Howitt 和 Aghion（1998）提出的创造性毁灭模型，进一步考虑金融因素，推导了开放经济条件下金融开放对技术创新的影响和作用机制。

#### （一）各部门描述

家庭部门的个体具有同质化的特征，其收入来源于于利息、工资和中间产品部门的垄断利润，终身效用最大化函数及其汉密尔顿方程求解结果如下，其中， $C$  为消费； $R$  为研发投入； $\sigma > 0$  为跨期替代弹性的倒数； $\rho \in (0, 1)$  为贴现率； $K$  为对中间产品生产的投资； $r$  为利率； $H$  和  $\omega$  分别为无弹性的劳动供给和相应工资水平；对  $\pi$  的积分为所有中间产品部门的垄断利润：

最终产品部门以劳动以及国内和国外两类中间产品作为要素投入，生产同质最终产品，其生产函数

$$\begin{aligned} & \max_{\{C_t, R_t\}} \int_0^{+\infty} \frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} e^{-\rho t} dt \\ & \text{s.t. } \dot{K}_t = r_t K_t + \omega_t H + \int_0^{N_t} \pi_{i,t} di - C_t - R_t \\ & \quad \frac{\dot{C}_t}{C_t} = \frac{r_t - \rho}{\sigma} \end{aligned}$$

为扩展的柯布-道格拉斯生产函数。假设规模报酬不变，最终产品市场完全竞争，将最终产品价格水平记为 1，得到最终产品部门厂商利润函数和利润最大化条件下国内外中间品价格水平，其中， $Y$  为总产出； $A > 0$  为技术水平参数； $N$  和  $N^*$  分别为国内和国外中间产品的种类数； $x_i$  和  $x_i^*$  分别为第  $i$  种国内和国外中间产品的投入量，考虑到国内外在技术条件、市场环境等方面的差异，最终产品部门购买的国外中间产品只有部分能被有效利用，因此设置  $0 < \eta < 1$  作为有效转化参数：

<sup>1</sup> 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 IMI Working Paper No.2320

<sup>2</sup> 庄毓敏，中国人民大学财政金融学院院长，教授，博士生导师

<sup>3</sup> 储青青，中国工商银行总行国际业务部

$$\pi_{i,t}^Y = AH^\alpha \left[ \int_0^{N_t} x_{i,t}^\beta di + \int_0^{N_t^*} (\eta x_{i,t}^*)^\beta di \right] - \int_0^{N_t} P_{x_{i,t}} x_{i,t} di + \int_0^{N_t^*} P_{x_{i,t}^*} x_{i,t}^* di - \omega_t H$$

$$P_{x_{i,t}} = AH^\alpha \beta x_{i,t}^{\beta-1}$$

$$P_{x_{i,t}^*} = AH^\alpha \beta x_{i,t}^{*\beta-1}$$

假设中间部门生产一单位中间产品仅需投入一单位资本, 资本来源于国内外两渠道, 国内资本  $K$  利率为  $r$ ; 国际资本  $K^f$  利率为  $r^f$ , 其大小取决于国内市场的规模、国际资金的成本、跨国投资的风险以及国外投资者的投资意愿等, 满足  $K^f = f^* K$ ,  $r^f = q^* r$  ( $0 < q < 1$ ,  $f > 0$ )。令  $s = (1 + qf)/(1 + f)$ , 则  $s^* r$  为中间产品平均成本。设  $F$  表示金融开放度,  $F$  越大金融开放度越高, 则对于金融开放程度和融资成本的关系, 满足  $s$  对  $F$  求偏导后结果小于 0。由此可得中间厂商的利润函数, 利润最大化后可推出国内外中间部门厂商的产量、价格水平和利率, 并最终整理得中间厂商利润如下:

$$\pi_{i,t}^m = P_{x_{i,t}} x_{i,t} - r_t K_{i,t} - r_t^f K_{i,t}^f = AH^\alpha \beta x_{i,t}^\beta - \frac{1 + qf}{1 + f} r_t x_{i,t}$$

$$x_{i,t} = x_t = \left( \frac{AH^\alpha \beta^2}{s r_t} \right)^{\frac{1}{1-\beta}}$$

$$r_t = \frac{AH^\alpha \beta^2 x_t^{\beta-1}}{s}$$

$$P_{x_{i,t}} = \frac{s r_t}{\beta}$$

$$\pi_{i,t}^m = AH^\alpha \beta (1 - \beta) x_t^\beta$$

假设技术创新部门生产函数为  $N_t = \delta R_t$  为新增的中间产品种类, 创新投入产出转化效率  $\delta$  满足对  $F$  求偏导后结果大于 0,  $m = R/N$ , 知识技术增速  $gN = \delta R/N = \delta m$ 。考虑到创新活动的高风险特性, 对创新项目的投资需进行筛选、审查、管理等, 假设单位创新投资的相关成本为  $\varepsilon > 0$ , 如果一国金融开放可以通过示范激励效应推动本土金融体系深化发展, 那么有  $\varepsilon$  对  $F$  求导小于 0。研发部门的利润函数和创新产品的价格:

$$\pi_t^{R\&D} = P_{N_t} \dot{N}_t - (1 + \varepsilon) R_t$$

$$P_{N_t} = V_t = \int_t^{+\infty} \pi_\tau^m e^{-\int_t^\tau r_s ds} d\tau = \int_t^{+\infty} AH^\alpha \beta (1 - \beta) x_\tau^\beta e^{-\int_t^\tau r_s ds} d\tau$$

## (二) 竞争性均衡和推论

平衡增长路径下,  $Y$ 、 $K$ 、 $C$ 、 $N$ 、 $R$  的增长率恒为常数,  $x$ 、 $m$ 、 $r$  也均为常数。对技术创新部门利润函数代入上述条件并对创新投入求利润最大化条件后得:

$$\pi_t^{R\&D} = \frac{1}{r} AH^\alpha \beta (1 - \beta) x^\beta \delta R_t - (1 + \varepsilon) R_t$$

代入利率条件和  $gC = gN = g$  进一步整理得:

$$g = \delta m = \frac{1}{\sigma s^\beta} AH^\alpha \beta^{\beta+1} (1 - \beta)^{1-\beta} (1 + \varepsilon)^{\beta+1} \delta^{1-\beta} - \frac{\rho}{\sigma}$$

$$\frac{\partial g}{\partial F} = \frac{\partial g}{\partial s} \times \frac{\partial s}{\partial F} + \frac{\partial g}{\partial \varepsilon} \times \frac{\partial \varepsilon}{\partial F} + \frac{\partial g}{\partial \delta} \times \frac{\partial \delta}{\partial F} > 0$$

基于模型推导的竞争性均衡结果及其内涵, 本文提出假设 1: 金融开放对本土技术创新具有促进作用。金融开放促进技术创新的渠道  $\delta$  可被概括为两个方面, 一是助力国内金融体系深化发展, 帮助本国企业拓宽融资渠道、降低生产成本, 降低创新项目投资过程中的资源损耗, 从而促进本土技术创新; 二是增强本土创新主体对海外创新资源 (包括知识、技术、人才和市场等) 的利用, 强化海外先进科研成果的示

范和溢出效应，提高本土创新能力。由此，提出假设 2：金融开放通过推动国内金融发展，对本土技术创新产生积极作用；假设 3：金融开放通过便利本土创新主体对海外创新资源的吸收利用，对本土技术创新产生积极作用。

## 二、实证分析

### （一）数据与主要变量

基于数据可得性，本文实证分析的样本为 67 个经济体 1997—2017 年的面板数据。对于金融开放，我们从法定开放度和实际开放度两个角度进行考察，前者使用的指标为 Chinn-Ito 指数；后者选择（国外总资产+国外总负债）/GDP 作为代理变量。对于技术创新，选用世界知识产权组织（WIPO）公布的发明专利申请量作为其代理变量。

### （二）基准回归结果

所有回归中，法定金融开放度的系数均不显著，这可能是由于该指标未能体现资本管制政策的执行力度和实际效果，也可能是因为在同时考虑法定金融开放度和实际金融开放度时存在前者对技术创新活动的影响被后者吸收的情况。实际金融开放度三个代理变量的系数均显著且符号为正，表明金融开放水平的提高能有效激励当地整体的技术创新活动。控制变量的结果显示，经济发展与技术创新存在显著的正相关关系；技术创新作为知识密集型活动对人才资源具有较高的需求；研发支出作为技术创新活动的主要投入，对创新成果产出具有重要支撑作用。

表 3 金融开放对技术创新的影响

|                       | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   | (6)                   | (7)                   |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                       | lnInno                |
| L.kaopen              | 0.0079<br>(0.0250)    |                       |                       |                       | -0.0072<br>(0.0233)   | -0.0063<br>(0.0235)   | -0.0079<br>(0.0232)   |
| L.AandL/GDP           |                       | 0.0079***<br>(0.0019) |                       |                       | 0.0224***<br>(0.0030) |                       |                       |
| L.Assets/GDP          |                       |                       | 0.0157***<br>(0.0038) |                       |                       | 0.0441***<br>(0.0061) |                       |
| L.Liabilities/GDP     |                       |                       |                       | 0.0159***<br>(0.0038) |                       |                       | 0.0448***<br>(0.0059) |
| L.lnrGDPp             | 0.8416***<br>(0.1728) | 0.6590***<br>(0.1561) | 0.6586***<br>(0.1561) | 0.6588***<br>(0.1561) | 0.7260***<br>(0.1571) | 0.7250***<br>(0.1573) | 0.7242***<br>(0.1571) |
| L.lnpop               | 1.7656***<br>(0.3871) | 2.5836***<br>(0.3830) | 2.5831***<br>(0.3834) | 2.5848***<br>(0.3827) | 2.6287***<br>(0.4155) | 2.6271***<br>(0.4163) | 2.6310***<br>(0.4148) |
| L.hc                  | 0.7426***<br>(0.2265) | 0.0176<br>(0.1935)    | 0.0166<br>(0.1927)    | 0.0190<br>(0.1943)    | 0.0888<br>(0.1886)    | 0.0835<br>(0.1873)    | 0.0939<br>(0.1900)    |
| L.WGI                 | 0.1335<br>(0.1494)    | 0.2198<br>(0.1380)    | 0.2164<br>(0.1375)    | 0.2236<br>(0.1386)    | 0.2004<br>(0.1409)    | 0.1892<br>(0.1397)    | 0.2128<br>(0.1423)    |
| L.RD/GDP              | 0.6582***<br>(0.0685) | 0.5353***<br>(0.0593) | 0.5343***<br>(0.0594) | 0.5361***<br>(0.0593) | 0.5362***<br>(0.0573) | 0.5335***<br>(0.0576) | 0.5385***<br>(0.0571) |
| Economy fixed effects | Yes                   |
| Year fixed effects    | Yes                   |
| Constant term         | Yes                   |
| N                     | 1201                  | 1110                  | 1110                  | 1110                  | 1087                  | 1087                  | 1087                  |
| adj. R <sup>2</sup>   | 0.9791                | 0.9838                | 0.9838                | 0.9838                | 0.9845                | 0.9844                | 0.9845                |

注：（）内为稳健标准差；\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。下同。

### （三）稳健性检验

考虑到可能存在的反向因果关系和其他遗漏变量，参考 Blundell 和 Bond（1998）提出的系统广义矩

估计（系统 GMM）方法，以解释变量的多阶滞后值及其差分作为工具变量，再次对基本模型进行估计，回归结果显示即使考虑了潜在的内生性问题，核心解释变量系数的显著性和方向同基础回归结果一致，且 AR（2）和 Hansen 检验表明模型不存在严重的误设问题。

为了增强结论的可靠性，本文以发明专利授权量作为被解释变量进行稳健性检验。一般情况下发明专利自受理之日起 3 年左右才能获得授权，为此本文将发明专利授权量对滞后三期的解释变量进行回归，结果显示金融开放指标系数的显著性和方向与基准回归一致，证明了结论的稳健性。因此，假设 1 成立。

### 三、机制分析

为验证假设 2，即金融发展渠道是否存在及其作用程度，首先本文参考江艇（2022）的做法进行中介效应检验，考察金融开放对金融发展的影响。对于被解释变量金融发展水平，一方面，继续以国内私人部门信贷/GDP 衡量整体的金融发展水平；另一方面，从银行体系发展和股票市场发展的角度，分别选取了两个能反映各自活力、规模和效率的代理变量，包括反映银行活力和规模的商业银行私人部门信贷/GDP、反映银行效率的银行净利差的倒数以及反映股票市场活力和效率的股票市场交易总值/GDP、反映股票市场规模的股市总市值/GDP。回归结果显示金融开放对金融发展具有正向影响。其中，金融开放对银行体系的活力和规模具有积极影响，对银行效率提升影响有限；资本账户开放限制了当地股票市场的发展，而跨国资本流动为当地股票市场的发展注入了活力。因此，假设 2 成立。

表 6 金融开放对金融发展的影响

|                       | (1)<br>FD              | (2)<br>Bankcredit      | (3)<br>1/netinterestmargin | (4)<br>capitalization/GDP | (5)<br>stocktraded/GDP  |
|-----------------------|------------------------|------------------------|----------------------------|---------------------------|-------------------------|
| L.kaopen              | 2.3875**<br>(1.1131)   | 2.6353**<br>(1.1154)   | -0.0047<br>(0.0126)        | -8.8277**<br>(3.5414)     | -11.0879***<br>(2.3166) |
| L.AandL/GDP           | 0.4143***<br>(0.0939)  | 0.4438***<br>(0.0939)  | -0.0004<br>(0.0010)        | 0.8107**<br>(0.3454)      | 0.5950***<br>(0.2111)   |
| L.inflation           | 0.1765***<br>(0.0681)  | 0.1218*<br>(0.0658)    | -0.0003<br>(0.0010)        | 1.3446***<br>(0.3378)     | 0.5858***<br>(0.2009)   |
| L.lnrGDPp             | 15.9880**<br>(7.0380)  | 16.0693**<br>(7.5777)  | -0.1897**<br>(0.0848)      | 5.1245<br>(19.0819)       | 25.8559<br>(17.9966)    |
| L.WGI                 | 10.3124*<br>(5.6932)   | 14.9464**<br>(6.0038)  | 0.2864***<br>(0.0865)      | 145.9269***<br>(39.0972)  | 92.1919***<br>(22.6688) |
| L.lc                  | 22.9576***<br>(6.4706) | 21.5610***<br>(6.5343) | -0.3094<br>(0.2830)        | 160.4789**<br>(47.4210)   | 75.3241**<br>(35.9199)  |
| Economy fixed effects | Yes                    | Yes                    | Yes                        | Yes                       | Yes                     |
| Year fixed effects    | Yes                    | Yes                    | Yes                        | Yes                       | Yes                     |
| Constant term         | Yes                    | Yes                    | Yes                        | Yes                       | Yes                     |
| N                     | 1142                   | 1142                   | 1217                       | 855                       | 879                     |
| adj. R <sup>2</sup>   | 0.8801                 | 0.8538                 | 0.3822                     | 0.8272                    | 0.7652                  |

为了验证假设 3，即金融开放能够通过强化海外先进科研成果的示范和溢出效应促进本土技术创新，本文基于发明专利保护的地域性特征，将衡量技术创新水平的发明专利申请数分解为发明专利居民申请数和发明专利海外申请数。回归结果显示，考察金融开放对发明专利居民申请影响时，仅境外对境内的投资能够刺激本国居民在所在国的发明专利申请，而境内对境外的投资未能给本国发明专利的居民申请带来积极影响。可能的原因是，境外对境内的投资给本土创新主体带来了资金和技术，从而支持了当地的技术创新活动，而境内对境外的投资可能更多的是希望在海外寻求市场和机遇，因此无法给当地的创新提供支持，甚至还有可能挤占本土技术创新所需的资源。而考察金融开放对发明专利海外申请影响时，金融开放对发明专利海外申请具有显著推动作用。因此，假设 3 成立。

表7 金融开放对发明专利居民申请和海外申请的影响

|                       | (1)<br>lnInnoResident | (2)<br>lnInnoResident | (3)<br>lnInnoResident | (4)<br>lnInnoAbroad   | (5)<br>lnInnoAbroad   | (6)<br>lnInnoAbroad   |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| L.kaopen              | -0.0418*<br>(0.0250)  | -0.0411<br>(0.0251)   | -0.0426*<br>(0.0250)  | -0.0379<br>(0.0325)   | -0.0370<br>(0.0327)   | -0.0386<br>(0.0324)   |
| L.AandL/GDP           | 0.0050<br>(0.0032)    |                       |                       | 0.0209***<br>(0.0040) |                       |                       |
| L.Assets/GDP          |                       | 0.0083<br>(0.0063)    |                       |                       | 0.0415***<br>(0.0083) |                       |
| L.Liabilities/GDP     |                       |                       | 0.0115*<br>(0.0062)   |                       |                       | 0.0415***<br>(0.0075) |
| L.lnrGDPp             | 0.8282***<br>(0.1658) | 0.8221***<br>(0.1659) | 0.8335***<br>(0.1655) | 2.6192***<br>(0.2651) | 2.6196***<br>(0.2650) | 2.6162***<br>(0.2652) |
| L.lnpop               | 1.7531***<br>(0.4428) | 1.7533***<br>(0.4435) | 1.7533***<br>(0.4421) | 1.0120*<br>(0.5181)   | 1.0093*<br>(0.5184)   | 1.0153*<br>(0.5178)   |
| L.lhc                 | -0.0116<br>(0.1851)   | -0.0131<br>(0.1853)   | -0.0097<br>(0.1850)   | 0.1580<br>(0.2743)    | 0.1525<br>(0.2733)    | 0.1633<br>(0.2755)    |
| L.WGI                 | 0.0255<br>(0.1348)    | 0.0257<br>(0.1351)    | 0.0264<br>(0.1347)    | 0.0658<br>(0.1941)    | 0.0532<br>(0.1936)    | 0.0791<br>(0.1948)    |
| L.RD/GDP              | 0.4885***<br>(0.0580) | 0.4870***<br>(0.0581) | 0.4900***<br>(0.0579) | 0.2551***<br>(0.0719) | 0.2529***<br>(0.0720) | 0.2569***<br>(0.0719) |
| Economy fixed effects | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| Year fixed effects    | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| Constant term         | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| N                     | 1091                  | 1091                  | 1091                  | 1095                  | 1095                  | 1095                  |
| adj. R <sup>2</sup>   | 0.9843                | 0.9842                | 0.9843                | 0.9700                | 0.9700                | 0.9700                |

## 四、结论与政策建议

本文拓展了 Howitt 和 Aghion (1998) 提出的创造性毁灭模型，考察了金融开放对创新的影响和作用机制，并通过实证方法检验了模型推导结果，发现：第一，实际金融开放水平的提高能有效激励本国的技术创新活动；第二，金融开放对创新的促进作用可以通过推动本土金融体系深化发展、鼓励本土创新主体利用海外资源和市场实现。

根据上述研究结论，本文提出如下政策建议：一是在确保安全的前提下，进一步深化金融开放，通过支持本土金融机构走出去、引入外部竞争和资本、加强国际合作和资源整合，促进金融体系提质增效，更好地服务国内创新发展；二是深化金融改革，加强金融制度建设，鼓励金融机构加大对技术创新活动的支持力度，包括开发创新企业专属金融产品、提供个性化的金融服务方案、优化创新风险管理机制，更好地服务创新主体多元化的金融需求，畅通金融发展渠道；三是打造全球创新开放合作平台，增强政策激励，鼓励国内创新主体积极参与国际竞争和创新合作，抓住开放机遇，充分利用海外市场 and 资源，促进创新发展。

# “走出去”是否有助于抑制企业的“脱实向虚”行为？ ——基于“一带一路”倡议准自然实验的证据<sup>1</sup>

罗长远<sup>2</sup> 李铮<sup>3</sup> 智艳<sup>4</sup>

**【摘要】**本文基于“一带一路”倡议这一准自然实验，使用双重差分法，考察了“走出去”对企业“脱实向虚”的影响。基准估计发现，参与“一带一路”建设的企业与未参与的企业相比，金融化程度有所削弱，表现出“脱虚返实”的倾向。针对传导机制所作的研究表明，企业通过参与“一带一路”建设“走出去”提升了实体获利能力，抑制了金融化动机。本文的结论为更有效地推动企业参与“一带一路”建设和推动企业“脱虚返实”提供了新的视角。

**【关键词】**一带一路、企业金融化、双重差分法

## 一、引言

近年来，推动企业“走出去”和治理经济“脱实向虚”成为政策关注的着力点，在这一背景下，本研究聚焦的问题正是，利用“一带一路”建设的契机“走出去”是否有助于企业“脱虚返实”？2013年，中国国家主席习近平提出了“一带一路”倡议。2014年，中央财经领导小组第八次会议发起建立“亚投行”和设立丝路基金。2015年，发展改革委、外交部和商务部联合发布《推动共建丝绸之路经济带和21世纪海上丝绸之路的愿景与行动》，提出将政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通作为“一带一路”建设的重点内容。据统计，2020年，中国企业对“一带一路”沿线国家非金融类直接投资177.9亿美元，同比增长18.3%，占同期总额的16.2%，在沿线国家新签承包工程合同额1414.6亿美元，完成营业额911.2亿美元，分别占同期总额的55.4%和58.4%。<sup>5</sup>不少研究表明，企业参与“一带一路”建设后，在对外直接投资、技术创新以及产能利用效率等方面都有不同程度的收获。

另一方面，2008年金融危机以来，中国经济出现了“脱实向虚”的苗头。在微观层面，经济“脱实向虚”主要表现为实体企业的金融化，即实体企业总投资中金融投资占比和利润中金融渠道获利占比日益提高(Orhangazi, 2008)。企业金融化是经济“脱实向虚”的基础，近年来，大量实体企业涉足金融行业和房地产行业，上市公司的收入也更多地依赖于金融和房地产投资等非主营业务收入。王红建(2016)的统计发现，自2009年以来，平均每年有250家实体企业不同程度地进入金融或房地产行业，它们在这些行业获得的收入约占其主营业务收入的20%。企业金融化是一把“双刃剑”，适度金融化对企业经营具有一定的积极作用，而过度金融化会产生许多消极的影响。现有研究大多显示，中国企业的金融化行为更多地体现为“脱实向虚”而非“产融相长”，不利于企业自身和社会的发展。因此，有必要关注如何缓解企业的金融化倾向。

<sup>1</sup> 原载于《经济学季刊》2023年第6期

<sup>2</sup> 罗长远，复旦大学世界经济研究所

<sup>3</sup> 李铮，复旦大学经济学院

<sup>4</sup> 智艳，上海社会科学院世界经济研究所

<sup>5</sup> 中国一带一路网：《2020年我国企业对“一带一路”沿线非金融类直接投资177.9亿美元》，<https://www.yidaiyilu.gov.cn/xwzx/gnxw/162412.htm>。访问时间：2022年2月8日。

2014年国务院常务会议提出，促进“脱实向虚”的信贷资金归位，更多投向实体经济。<sup>6</sup>2017年党的十九大报告指出，“建设现代化经济体系，必须把发展经济的着力点放在实体经济上”，要“增强金融服务于实体经济的能力”。推动中国实体经济发展、治理经济“脱实向虚”，不仅要着眼内部调整，也需要在外部寻找机会，特别是借助国际投资等方式“走出去”，拓展实体经济的发展空间。不过，学界关于“走出去”对企业“脱实向虚”的影响的研究还非常有限，而这正是本文关注的重点。

根据本文的研究样本，我们计算了2010年-2018年中国实体企业整体的金融化水平，如图1所示。从样本总体来看，金融渠道收益率从2010年的5.23%上涨到2015年的20.33%，表明2010年以来中国企业的金融化水平急剧上升，存在“脱实向虚”的趋势。本文进一步将样本总体分为“一带一路”企业和非“一带一路”企业，可以发现：2013年以前，两组企业的金融化水平的增长是一致的；2013年以后，“一带一路”企业的金融化水平的增长明显慢于非“一带一路”企业。这说明，相比于其他企业，参与“一带一路”建设的企业在2013年以后其“脱实向虚”的趋势有所削弱。因此，本文感兴趣的是，通过参与“一带一路”建设“走出去”是否可以缓解企业的金融化水平，从而推动企业“脱虚返实”？

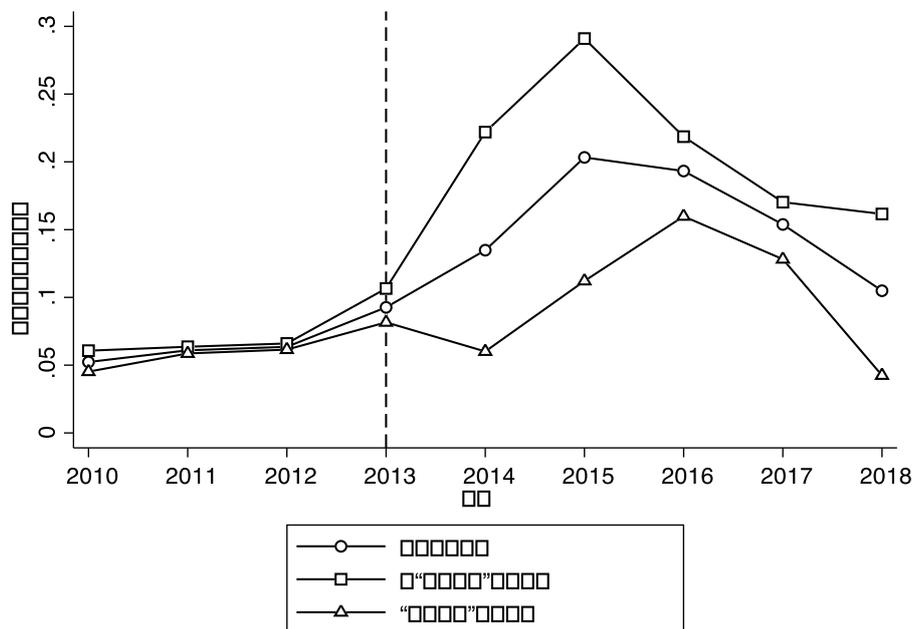


图1 2010年-2018年中国企业整体的金融化水平

注：此处的金融化水平用金融渠道收益率来衡量，具体计算方式见下文。“一带一路”企业样本指参与“一带一路”建设的企业，根据中国一带一路网的中国企业名录进行认定。

本文余下部分的结构如下：第二节是文献综述；第三节是理论假说和研究设计；第四节是实证分析；第五节是机制分析；第六节是稳健性分析；最后是结论及政策建议。

## 二、文献综述

与本文选题相关的文献一共有两支，其中一支是关于企业金融化的研究，我们主要关注了企业金融化的动机。目前学界关于企业金融化的动机有三种理论解释。第一种是“蓄水池”理论，认为企业基于预防目的，在面临不确定性和现金流冲击时会通过配置金融资产进行流动性储备，从而降低未来的经营风险和

<sup>6</sup> 新华网：《李克强主持召开国务院常务会议，部署严肃整改审计查出的问题》，[http://www.xinhuanet.com/politics/201407/02/c\\_11111429264.htm](http://www.xinhuanet.com/politics/201407/02/c_11111429264.htm)。访问时间：2022年2月8日。

资金链断裂风险(胡奕明等, 2017)。不过, 张成思和张步昙(2016)发现中国企业的金融投资与实体投资是负相关的, 彭俞超等(2018)发现经济政策不确定性上升显著抑制了企业金融化趋势, 说明储蓄预防并不是中国企业金融化的主要动机。第二种是“投资替代”理论, 认为企业基于趋利避险的理性选择, 在实体投资获利降低和金融投资获利提升的条件下, 将投资从实体部门转向金融市场以获取更加丰厚的回报(Orhangazi, 2008; Demir, 2009)。这一理论比较符合中国经济的现实: 整体上看, 2010年至2015年中国企业的实体投资回报率持续下降, 金融投资回报率有所上升。<sup>7</sup>第三种是“实体中介”理论, 由Shin and Zhao(2013)率先提出, 主要用于解释新兴市场国家的企业金融化现象。新兴市场国家的金融市场发展缓慢, 银行差别性对待风险异质性的企业, 导致借贷便利的企业“为贷而借”, 通过影子借贷体系将资金提供给那些难以从银行获得融资的企业, 这样的实体企业被称为“实体中介”。影子银行活动实际上是一种变相的金融投资活动, 是造成中国企业金融化的原因之一(彭俞超和黄志刚, 2018)。“投资替代”和“实体中介”本质上都体现了资本的逐利性, 也是中国企业金融化的主要动机。

与本文相关的另一支文献是关于“一带一路”的研究, 我们主要关注了“一带一路”建设的经济成效。宏观层面, “五通”建设是“一带一路”建设的重点内容。现有研究发现, “一带一路”倡议加强了中国与沿线国家的双边政治关系(Lu et al., 2021), “一带一路”倡议提出后, 相关国家间的运输成本、运输时间和贸易成本显著降低(de Soyres et al., 2019), “一带一路”倡议使参与国之间的贸易流量增加了4.1%(Baniya et al., 2020), “一带一路”倡议通过降低信息不对称和改善财务状况扩大了相关企业的信贷融资规模(李建军和李俊成, 2020), “一带一路”倡议提升了欧洲与中亚国家公民对中国国家形象的评价(宋弘等, 2021)。此外, “一带一路”倡议提出以来, 相关企业主体在政府的支持下积极“走出去”, 并取得了初步的成效。研究发现, “一带一路”建设促进了中国企业对外直接投资(吕越等, 2019), 提高了中国企业的全要素生产率, 推动了企业升级(王桂军和卢潇潇, 2019), 改善了企业的产能利用率(罗长远和陈智韬, 2021)。

就作者所涉猎的文献来看, 目前关注“走出去”对企业金融化的影响的研究还很有限, 安磊和沈悦(2020)以及周伯乐等(2020)与本文的关注点最为相关。前者发现对外直接投资对实体企业金融资产持有产生了明显的抑制作用, 后者发现“一带一路”倡议通过缓解融资约束和提升实体利润率降低了企业持有的金融资产。与现有文献尤其是与这两项研究相比, 本文在边际上的贡献包括三个方面: 一是, 在理论上, 本文结合中国经济现实和已有文献, 将“走出去”对企业金融化的影响机制总结为实体获利能力和金融化动机两个方面, 并在经验研究中找到了证据, 对现有研究做了一定的补充。二是, 在企业金融化指标选取上, 这两项研究只关注了企业金融资产持有, 而本文同时从金融资产持有和金融渠道收益这两个维度考察了企业的金融化水平, 可以更全面地捕捉企业在参与“一带一路”建设前后金融化程度的变化。三是, 在“走出去”的界定和估计方法上, 本文通过中国一带一路网和CGIT数据库认定“一带一路”参与企业, 认定方法相对更加精确, 并同时使用了单时点和多时点双重差分估计, 进一步提高了结果的稳健性。

### 三、理论假说和研究设计

在这一节, 先针对企业“走出去”对金融化水平的影响提出理论假说, 然后介绍本文的数据、变量以及模型设计。

#### (一) 理论假说

不少研究表明, 2008年以来, 在外部需求持续低迷和国内经济经历结构转型的背景下, 实体部门相对疲软, 投资收益率和利润率不断下滑, 实体经营风险有所上升, 而金融部门相对活跃, 虚拟经济收益提高, 因此, 大量产业资本涌入金融部门, 导致实体经济与虚拟经济的增长出现失衡(黄群慧, 2017)。结合已有

<sup>7</sup> 在本文所选的样本中, 企业整体的实体投资回报率由2010年的15.21%持续下降到2015年的5.74%, 金融投资回报率由2010年的2.06%持续上升到2015年的3.85%。

研究, 本文认为, 通过参加“一带一路”建设“走出去”, 可以从提升企业实体获利能力和抑制企业金融化动机两个途径缓解实体企业的金融化程度。

一方面, “走出去”可以从产能利用率、生产率和实体投资回报率三方面提升企业的实体获利能力, 进而促使企业的投资重返实体部门。首先, 产能过剩是中国实体部门投资效率低下的一个重要原因, 也是企业金融化的重要驱动因素, 而“一带一路”通过降低调整成本, 缓解信息不对称以及削弱政府的规模偏好, 可以提升企业的产能利用率(罗长远和陈智韬, 2021), 有助于企业进一步释放优质产能, 提升在实体部门的投资效率。其次, 企业生产率水平的相对落后直接导致了实体部门的利润率下降, 加剧企业的金融化倾向。企业通过“走出去”可以获得逆向技术溢出, 从而提高自身的生产率水平(蒋冠宏等, 2013), 并且“一带一路”可以同时通过“顺梯度”投资和“逆梯度”投资的研发创新路径提高企业的全要素生产率, 助推企业升级(王桂军和卢潇潇, 2019)。生产率的提升有助于企业降低生产成本, 提高主营业务的获利状况。最后, “走出去”的企业可以在更广阔的市场寻求利润最大化的资源配置方式, 借助对“一带一路”沿线国家的直接投资实现逆向效率溢出(杜龙政和林伟芬, 2018), 企业有机会利用相同的实体投资获得更高的回报。产能利用率、生产率以及实体投资回报率的提高, 提升了企业在实体业务上的获利能力, 改善了实体部门的资产收益率, 在促进资本从金融部门向实体部门转移中发挥了“拉力”的作用, 有助于企业“脱虚返实”。

另一方面, “走出去”也可能降低企业基于“投资替代”和“实体中介”的金融化动机, 从而缓解企业“脱实向虚”的倾向。首先, 金融投资回报率与实体投资回报率之差(简称金融投资的回报溢价)和实体投资的相对风险是企业基于“投资替代”动机进行金融化的主要驱动因素(张成思和郑宁, 2018)。任何有助于提高实体投资回报, 降低实体经营风险, 以及纠正金融投资回报畸高的因素, 都可以降低金融投资的回报溢价和实体投资的相对风险, 进而抑制企业基于“投资替代”的金融化动机。通过“一带一路”建设“走出去”可以提高企业的实体投资回报率, 同时对企业在金融部门的投资产生一定的挤压, 有助于降低企业的金融投资的回报溢价。“走出去”也意味着经营多元化, 可以分散实体投资的风险。借助“一带一路”倡议提供的平台, 中国与沿线国家的双边政治关系得以加强(Lu et al., 2021), 与相关国家政府的协调和磋商得以增加, 这些都助于降低企业在“走出去”过程中面临的不确定性和投资风险。其次, 影子银行活动是“实体中介”企业进行金融化的主要动机。“一带一路”建设的设施联通和贸易畅通促进了企业的对外直接投资, 也对金融投资产生了“挤出效应”, 减少“实体中介”企业参与影子银行活动的资金。“走出去”还可以改善中国资本和劳动力的错配(白俊红和刘宇英, 2018), 资源配置优化可以缓解国内银行信贷歧视引致的资金配置的失衡和低效, 从而减少企业的影子银行活动规模(李建军和韩珣, 2019)。总的来说, “走出去”可以通过降低金融投资的回报溢价和实体投资的相对风险抑制企业基于“投资替代”的金融化动机, 还可以通过减少影子银行活动抑制“实体中介”企业的金融化动机, 这在促进资本从金融部门转移到实体部门的过程中发挥“推力”作用, 助推企业“脱虚返实”。

综上所述, 本文提出如下两个待检验的假说:

**假说 1:** 通过参与“一带一路”建设“走出去”, 可以缓解企业的金融化倾向, 有助于企业“脱虚返实”。

**假说 2:** 通过参与“一带一路”建设“走出去”, 可以提升企业的实体获利能力和抑制企业的金融化动机, 进而缓解企业的金融化倾向。

## (二) 研究设计

### 1. 企业金融化程度的度量

现有研究大多数从资产和收益两个方面来捕捉企业从事金融投资活动的程度。一般而言, 金融化程度越高的企业, 持有的金融资产占总资产的比重越高, 通过金融渠道获得的收益占总利润的比重也越高。金融资产持有率关注资本运作的配置方式, 刻画了企业在多大程度上将资产运用于金融投资而非传统的生产经营活动; 金融渠道收益率关注企业的经营结果, 刻画了企业利润在多大程度上来源于非生产性投资和资

本运作而非经营利润。为了比较全面地观察企业在“走出去”过程中金融化的变动情况, 本文同时采用金融资产持有率和金融渠道收益率作为企业金融化的度量。参考 Demir (2009)、张成思和张步昙 (2016) 的做法, 金融资产持有率=金融资产/总资产, 金融渠道收益率=金融渠道收益/营业利润, 同时为了避免营业利润出现负值而影响度量的准确性, 利用营业利润的绝对值对金融渠道收益率进行标准化。<sup>8</sup>根据已有研究和中国的会计准则, 金融资产和金融渠道收益有广义和狭义之分。<sup>9</sup>相对于广义口径而言, 狭义口径的金融资产和金融渠道收益更准确地衡量了企业用于金融部门的非生产性投资和收益。在基准回归中, 本文采用狭义口径的金融资产持有率(记为 FAR)和金融渠道收益率(记为 FIRR)作为被解释变量, 而在稳健性分析部分运用广义口径的金融化程度进行检验。

## 2. 研究样本

本文的研究样本是沪深两市的 A 股公司, 企业层面的数据来自同花顺数据库和 CSMAR 数据库。首先, 参考黄群慧 (2017) 的分类, 实体经济部门包括第一、第二产业以及除金融房地产以外的服务业, 因此本文删除了金融业和房地产行业的企业。其次, 2010 年之前金融市场的波动较大, 政府也出台了相应的措施, 这些政策和市场的冲击最终将反映到具体的财务数据上(张成思和郑宁, 2018)。为此, 本文将研究窗口设定为 2010 年至 2018 年。最后, 删除关键指标有缺失的企业样本。经过清理, 本文最终选取了 2374 家企业。

## 3. “一带一路”参与企业的认定

本文实证研究的处理组为参与“一带一路”的企业。参考罗长远和陈智韬 (2021) 的做法, 本文采用两种认定口径: 一是根据中国一带一路网公布的中国企业名录, 列入名录的企业视为参与“一带一路”的企业, 通过该口径认定了 233 家参与“一带一路”的企业。二是根据“中国全球投资跟踪”(CGIT) 数据库,<sup>10</sup>在“一带一路”沿线国家有直接投资或者工程建设的企业视为参与“一带一路”的企业, 通过该口径认定了 217 家参与“一带一路”的企业。

## 4. 控制变量

参考已有文献, 本文选取 6 个反映企业基本特征的变量和 4 个反映企业治理结构的变量作为控制变量。企业规模, 企业的总资产取自然对数; 企业年龄, 当前年份与企业成立年份之差加 1, 再取自然对数; 杠杆率, 即企业的资产负债率; 流动性, 用企业现金与总资产的比例代理, 表示企业的现金盈余程度; 总资产报酬率, 即企业营业利润与总资产之比, 表示企业的获利能力; 成长性, 用企业年营业收入增长率代理, 衡量企业的成长程度; 股权集中度, 用企业前十大股东持股比例代理; 机构持股比例, 即企业由基金等金融机构持股的比例; 独立董事比例, 即企业独立董事人数占董事会总人数比例; 两职合一, 董事长与总经理是否同一人, 是则取值为 1, 否则为 0。

## 5. 模型设定

通过中国一带一路网认定的处理组企业, 参考吕越等 (2019) 的研究, 以 2013 年作为企业通过参与“一带一路”建设“走出去”的年份, 据此设定单时点双重差分模型。通过 CGIT 数据库可以识别处理组企业参与“一带一路”的具体年份, 据此设定多时点双重差分模型。基本的模型设定如下:

$$y_{it} = \alpha + \beta OBOR_i * POST_t + \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\gamma} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_{pt} + \lambda_{ht} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$y_{it} = \alpha + \beta BRI_{it} + \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\gamma} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_{pt} + \lambda_{ht} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

<sup>8</sup> 标准化的金融渠道收益率=(金融渠道收益-营业利润)/|营业利润|。

<sup>9</sup> 其中, 广义金融资产为货币资金、持有至到期投资、交易性金融资产、衍生金融资产、投资性房地产、买入返售金融资产、可供出售金融资产、长期股权投资、应收股利和应收利息以及其他非流动金融资产 11 个资产科目的总和, 狭义金融资产即扣除广义金融资产中的货币资金和长期股权投资。广义金融渠道收益具体为投资收益、其他综合收益、净汇兑收益以及公允价值变动损益 4 个收益科目的总和, 狭义金融渠道收益即扣除投资收益中对联营和合营企业的部分。

<sup>10</sup> 该数据库详细地记录了中国企业对外投资金额超过一亿美元的直接投资和工程承包的信息, 从 2013 年开始, 还公布了每笔投资的目的地是否位于“一带一路”的信息。

其中，式（1）和式（2）分别是单时点双重差分模型和多时点双重差分模型。 $y_{it}$ 是被解释变量，即企业的金融化程度，包括狭义口径的金融资产持有率（FAR）和金融渠道收益率（FIRR）。 $OBOR_i$ 是个体虚拟变量，如果企业*i*是通过中国一带一路网认定的处理组企业，取值为1，否则取0。 $POST_t$ 是时间虚拟变量，2013年及以后取1，其他年份取0。 $BRI_{it}$ 为个体时间虚拟变量，根据CGIT数据库，如果企业*i*在*t*年在“一带一路”沿线国家有直接投资或者工程建设，取值为1，否则取0。 $X'_{it}$ 是上述一系列刻画企业基本特征和内部治理结构的控制变量。 $\lambda_i$ 为企业个体固定效应，控制了随企业个体变化但不随时间变化的因素。 $\lambda_t$ 为年份固定效应，控制了随时间变化但不随个体变化的因素。 $\lambda_{pt}$ 、 $\lambda_{ht}$ 分别是省份-年份固定效应和行业-年份固定效应，控制了不同省份和不同行业的企业在金融化方面的时间趋势。 $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项。

## 6. 变量的描述性统计

为消除异常值对于回归结果的影响，本文对连续变量进行1%分位数和99%分位数的缩尾处理。表1报告了关键变量的描述性统计。为了对处理组和对照组的差异有一个直观认识，列（6）和列（7）分别比较了单时点双重差分模型和多时点双重差分模型中的处理组与对照组关于各个变量的均值差异。由Panel A和Panel C可知，平均而言，相比于对照组，处理组企业的金融化水平更低，产能利用率、生产率和实体投资回报率更高，而金融投资的回报溢价、实体投资的相对风险以及影子银行活动规模更低。<sup>11</sup>这与前文的理论分析一致，也呼应了我们的理论假说。

表1 描述性统计

|                   | 观察值  | 均值     | 标准差   | 最小值    | 最大值   | 组别比较<br>(单时点) | 组别比较<br>(多时点) |
|-------------------|------|--------|-------|--------|-------|---------------|---------------|
|                   | (1)  | (2)    | (3)   | (4)    | (5)   | (6)           | (7)           |
| Panel A: 被解释变量    |      |        |       |        |       |               |               |
| 金融资产持有率           | 2136 | 0.027  | 0.055 | 0      | 0.331 | -             | -             |
|                   | 6    | 3      | 6     |        | 0     | 0.0052***     | 0.0091***     |
| 标准化的金融渠道收益率       | 2136 | -      | 0.814 | -      | 1.435 | -             | -             |
|                   | 6    | 0.5273 | 3     | 1.0313 | 6     | 0.0224*       | 0.0248*       |
| Panel B: 核心解释变量   |      |        |       |        |       |               |               |
| $OBOR_i * POST_t$ | 2136 | 0.065  | 0.247 | 0      | 1     |               |               |
|                   | 6    | 4      | 3     |        |       |               |               |
| $BRI_{it}$        | 2136 | 0.042  | 0.202 | 0      | 1     |               |               |
|                   | 6    | 9      | 6     |        |       |               |               |

<sup>11</sup> 机制变量的计算方法见下文机制分析部分。需要注意的是，由于上市企业的一些基础数据缺失，产能利用率和生产率的观测值较其他变量要少一些。

## Panel C: 机制变量

|           |      |        |       |        |       |           |           |
|-----------|------|--------|-------|--------|-------|-----------|-----------|
| 产能利用率     | 8397 | 0.919  | 0.523 | 0.034  | 1.962 | 0.092     | 0.121     |
|           |      | 5      | 1     | 7      | 8     | 4***      | 7***      |
| 全要素生产率    | 1639 | 6.085  | 0.881 | -      | 9.296 | 0.026     | 0.005     |
|           | 8    | 8      | 2     | 3.9252 | 7     | 7*        | 4*        |
| 实体投资回报率   | 2128 | 0.106  | 0.367 | -      | 0.522 | 0.058     | 0.052     |
|           | 4    | 0      | 8     | 0.1186 | 2     | 9***      | 5***      |
| 金融投资的回报溢价 | 2128 | -      | 0.395 | -      | 2.297 | -         | -         |
|           | 4    | 0.0676 | 0     | 1.9628 | 3     | 0.0539*** | 0.0444*** |
| 实体投资的相对风险 | 2131 | 0.722  | 0.273 | 0.000  |       | -         |           |
| (单时点)     | 8    | 2      | 8     | 2      | 1     | 0.0519*** |           |
| 实体投资的相对风险 | 2134 | 0.715  | 0.253 | 0.000  |       |           | -         |
| (多时点)     | 6    | 5      | 9     | 4      | 1     |           | 0.0366**  |
| 影子银行活动    | 2131 | 0.489  | 0.208 |        | 0.998 | -         | -         |
|           | 9    | 1      | 9     | 0      | 6     | 0.0391*** | 0.0375*** |

## Panel D: 控制变量

|         |      |       |       |        |       |           |           |
|---------|------|-------|-------|--------|-------|-----------|-----------|
| 企业规模    | 2136 | 21.95 | 1.392 | 13.07  | 28.52 | 1.485     | 1.346     |
|         | 6    | 63    | 9     | 60     | 00    | 9***      | 9***      |
| 企业年龄    | 2136 | 2.840 | 0.346 |        | 4.158 | 0.009     | -         |
|         | 5    | 1     | 8     | 0      | 9     | 5         | 0.0188**  |
| 杠杆率     | 2136 | 0.430 | 0.215 | 0.046  | 0.973 | 0.142     | 0.128     |
|         | 6    | 8     | 1     | 2      | 8     | 7***      | 4***      |
| 流动性     | 2136 | 0.195 | 0.147 | 0.012  | 0.721 | -         | -         |
|         | 6    | 2     | 9     | 0      | 1     | 0.0365*** | 0.0364*** |
| 总资产报酬率  | 2136 | 0.041 | 0.067 | -      | 0.243 | -         | -         |
|         | 6    | 1     | 4     | 0.2726 | 9     | 0.0113*** | 0.0118*** |
| 营业收入增长率 | 2133 | 0.171 | 0.343 | -      | 1.906 | -         | -         |

|        |      |       |       |        |       |           |           |
|--------|------|-------|-------|--------|-------|-----------|-----------|
|        | 9    | 0     | 9     | 0.5519 | 7     | 0.5814*** | 0.0477*** |
| 股权集中度  | 2013 | 0.575 | 0.157 | 0.217  | 0.917 | 0.042     | 0.040     |
|        | 2    | 6     | 3     | 5      | 2     | 5***      | 5***      |
| 机构持股比例 | 1986 | 0.391 | 0.229 | 0.004  | 0.879 | 0.130     | 0.122     |
|        | 7    | 4     | 8     | 6      | 2     | 8***      | 3***      |
| 独立董事比例 | 2007 | 0.373 | 0.053 | 0.333  | 0.571 | 0.001     | 0.001     |
|        | 0    | 3     | 1     | 3      | 4     | 5         | 1         |
| 两职合一   | 2010 | 0.251 | 0.433 |        |       | -         | -         |
|        | 2    | 0     | 6     | 0      | 1     | 0.1721*** | 0.1591*** |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示双边 t 检验显著性水平为 0.1、0.05、0.01。

## 四、实证分析

在这一节，就“一带一路”对企业金融化的影响进行基准估计，以检验第一个理论假说，并在此基础上进行双重差分法的适用性检验。

### （一）基准估计结果

表 2 是基准估计结果，限于篇幅，表格中没有呈现控制变量的估计系数。列（1）和列（4）在控制了双向固定效应后，本文感兴趣的估计系数显著为负。列（2）和列（5）在此基础上加入刻画企业基本特征和治理结构的控制变量，列（3）和列（6）进一步加入省份-年份固定效应和行业-年份固定效应，估计系数依然显著为负。列（3）的估计结果表明，企业通过参与“一带一路”建设“走出去”后，其金融资产持有率相比于其他企业降低了 0.39% 和 0.74%。列（6）的估计结果表明，企业通过参与“一带一路”建设“走出去”后，其金融渠道收益率相比于其他企业降低了 6.51% 和 17.11%。以上结果验证了假说 1，相比其他企业，参与“一带一路”建设的企业在“走出去”后其金融化程度显著下降，表现为“脱虚返实”。<sup>12</sup>

表 2 基准估计结果

| 被解释变量              | FAR       |           |           | FIRR      |           |          |
|--------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|
|                    | (1)       | (2)       | (3)       | (4)       | (5)       | (6)      |
| Panel A: 单时点双重差分模型 |           |           |           |           |           |          |
| $OBOR_i * POST_t$  | -         | -         | -         | -         | -         | -        |
|                    | 0.0068*** | 0.0042*** | 0.0039*** | 0.1529*** | 0.0950*** | 0.0651** |
|                    | (0.0013)  | (0.0014)  | (0.0015)  | (0.0321)  | (0.0334)  | (0.0348) |

<sup>12</sup> 通过比较可以发现，多时点双重差分估计系数（绝对值）大于单时点双重差分估计。这是因为，单时点双重差分估计将处理组企业参与“一带一路”建设的时间统一设定为 2013 年，可能会导致处理组的金融化水平偏高，进而低估“走出去”对企业金融化水平的抑制作用。

| Adj R <sup>2</sup>      | 0.6255    | 0.6398    | 0.6474    | 0.3706    | 0.3909    | 0.4010    |
|-------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Panel B: 多时点双重差分模型      |           |           |           |           |           |           |
| <i>BRI<sub>it</sub></i> | -         | -         | -         | -         | -         | -         |
|                         | 0.0084*** | 0.0075*** | 0.0074*** | 0.2049*** | 0.1893*** | 0.1711*** |
|                         | (0.0013)  | (0.0014)  | (0.0014)  | (0.0313)  | (0.0323)  | (0.0333)  |
| Adj R <sup>2</sup>      | 0.6257    | 0.6401    | 0.6477    | 0.3711    | 0.3917    | 0.4018    |
| 个体固定效应                  | Yes       | Yes       | Yes       | Yes       | Yes       | Yes       |
| 年份固定效应                  | Yes       | Yes       | Yes       | Yes       | Yes       | Yes       |
| 控制变量                    |           | Yes       | Yes       |           | Yes       | Yes       |
| 省份-年份固定效应               |           |           | Yes       |           |           | Yes       |
| 行业-年份固定效应               |           |           | Yes       |           |           | Yes       |
| 观察值                     | 21366     | 19792     | 19792     | 21366     | 19792     | 19792     |

注：括号内为稳健标准误；\* p<0.1，\*\* p<0.05，\*\*\* p<0.01。

## （二）双重差分法适用性检验

### 1. 平行趋势检验

为了检验处理组和对照组企业的金融化程度的发展趋势在参与“一带一路”建设前是否一致，我们设定如下模型：

$$y_{it} = \alpha + \sum_{k=-3, k \neq -1}^5 \beta_k OBOR_i * YEAR_{2013+k} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_{pt} + \lambda_{ht} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=-5, j \neq -1}^4 \beta_j BRI_{i,t-j} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_{pt} + \lambda_{ht} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， $YEAR_{2013+k}$ 为年度虚拟变量，当年取值为1，否则为0。 $BRI_{i,t-j}$ 为一系列虚拟变量，如果企业*i*在*t-j*年参与了“一带一路”，则取值为1，否则为0。 $\beta_k$ 和 $\beta_j$ 反映了相应年份处理组与对照组企业金融化程度的差异，本文把参与“一带一路”的前一年设为基准。图2展示了相应的估计结果。可以发现，在参与“一带一路”之前处理组与对照组企业之间金融化程度的差异并不显著，而参与“一带一路”后处理组企业的金融化程度显著低于对照组。因此，处理组和对照组满足平行趋势假设。<sup>13</sup>

<sup>13</sup> 由图2可以看到，在观察的时间窗口内，企业参与“一带一路”之后，金融化水平下降的幅度随时间推移有所增加。对此，可能的解释是，随着时间的推移，企业在海外市场扎根更深，可以更灵活地调整资产配置以及收益渠道，通过参与“一带一路”建设取得收获的可能性更大，因此“脱虚返实”的效果更强。

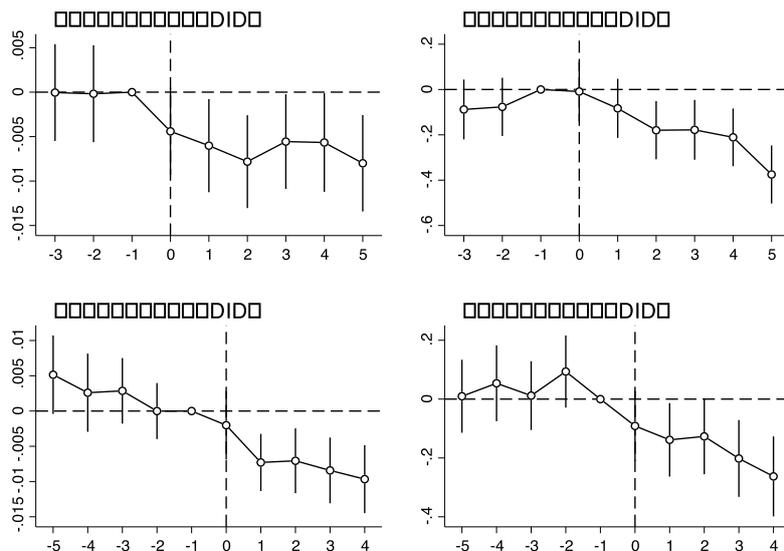


图2 平行趋势检验

注：图中横轴为相对参与“一带一路”建设的时间，纵轴为 $\beta_k$ 和 $\beta_j$ ，实线为95%的置信区间。

## 2. 安慰剂检验<sup>14</sup>

使用双重差分法还需要考虑基准估计结果是否受到其他随时间变化的不可观测因素的影响，为此，本文利用“一带一路”参与企业的随机分配进行间接性的安慰剂检验。具体地，从所有企业中随机抽取产生处理组的企业名单，利用基准估计模型进行回归，得到一个错误的伪估计系数，将该过程重复进行500次，得到500个伪估计系数的分布图。结果发现，伪估计系数的均值接近于0且绝大部分p值大于0.1。因此，可以认为“一带一路”对于企业金融化的抑制效应并非源于其他不可观测的因素。

## 五、机制分析

在这一部分，本文通过机制分析检验第二个理论假说。

根据前文的分析，企业通过参与“一带一路”建设“走出去”降低自身的金融化水平，背后的作用机制可能体现为两方面。首先，“走出去”可以提高企业的实体获利能力——包括产能利用率、生产率和实体投资回报率，通过“拉力”作用促进企业资本回流实体部门。其次，“走出去”还可以抑制企业的金融化动机——包括企业金融投资的回报溢价、实体投资的相对风险以及影子银行活动，通过“推力”作用阻碍资本进一步流向金融部门，减缓企业金融化的倾向。为了检验参与“一带一路”建设对企业的实体获利能力和金融化动机的影响，本文分别把上述六个指标作为被解释变量代入基准估计模型。

参考范林凯等（2019），本文利用拓展成本函数测算产能利用率（记为CU），并通过OP方法计算企业的全要素生产率，并以此代理企业的生产率（记为PRO）。参考张成思和张步昙（2016），实体投资回报率（记为RK）=（营业收入-营业成本-税金及附加-期间费用-资产减值损失）/（固定资产、营运资本和无形资产等长期资产净值的总和），金融投资回报率=广义金融渠道收益扣除对联营和合营企业的投资收益/广义金融资产扣除长期股权投资，金融投资的回报溢价（记为GAP）=金融投资回报率-实体投资回报率。实体投资相对风险（记为RISK）=实体投资回报率波动/总体波动，由于金融投资回报率与实体投资回报率之间的相关性很小，<sup>15</sup>参考张成思和郑宁（2018）的做法，将总体波动简化为实体投资回报率波动与金融投

<sup>14</sup> 限于篇幅，我们省略了安慰剂检验结果，备索。

<sup>15</sup> 在本文的研究样本中金融投资回报率与实体投资回报率的相关系数为0.0006。

资回报率波动之和，并用企业参与“一带一路”前后的投资回报率的方差代理波动性。对于影子银行活动，参考李建军和韩珣（2019），用其他流动资产、其他应收款、委托理财以及委托贷款四个科目的加总与企业总资产的比值代理企业的影子银行活动规模（记为 SB）。

表 3 报告了机制分析的估计结果。根据列（1）-列（3），CU、PRO 和 RK 的估计系数都显著为正，说明相比于其他企业，通过参与“一带一路”建设“走出去”的企业产能利用率、生产率和实体投资回报率得到了显著的提高。根据前文的分析，产能利用率的提高有助于企业进一步释放优质产能，提升自身在实体部门的投资效率；生产率的提高有助于降低企业成本，改善利润空间；实体投资回报率的提高直接提升了企业在实体部门的经营业绩。这三者的提高表明了企业在参与“一带一路”建设后在实体领域的获利能力得到提升，从而促使企业资金回流实体业务，市场资本回流实体部门，助推企业“脱虚返实”。根据列（4）-列（6），GAP、RISK 和 SB 的估计系数都显著为负，说明相比于其他企业，通过参与“一带一路”建设“走出去”的企业其金融投资的回报溢价有所缩小，实体投资的相对风险有所降低，影子银行活动规模有所减少。这些结果说明，企业在“走出去”后，不仅实体投资回报率得到提升，金融投资与实体投资的回报率差异也得到纠正，企业实体投资的相对风险也有所削弱，因此，企业有更多的动力和信心将资金投入实体部门，其基于“投资替代”的金融化动机得到了有效抑制。此外，参与“一带一路”建设后企业减少了影子银行活动的规模，说明“走出去”对企业的金融资本有一定的“挤出效应”，企业将更多的资金用于实体部门的投资而非用于影子银行活动，“实体中介”企业的金融化动机得到了抑制。根据前文分析，金融化动机的降低减缓了企业“脱实向虚”的倾向，有助于企业“脱虚返实”。

机制分析的估计结果验证了假说 2，通过参与“一带一路”建设“走出去”的确可以通过提升实体获利能力和抑制金融化动机两个途径来缓解企业的金融化程度。<sup>16</sup>

表 3 机制分析

| 被解释变量              | 实体获利能力                |                      |                      | 金融化动机                      |                      |                           |
|--------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------------|----------------------|---------------------------|
|                    | CU                    | PRO                  | RK                   | GAP                        | RISK                 | SB                        |
|                    | (1)                   | (2)                  | (3)                  | (4)                        | (5)                  | (6)                       |
| Panel A: 单时点双重差分模型 |                       |                      |                      |                            |                      |                           |
| $OBOR_i * POST_t$  | 0.1254***<br>(0.0438) | 0.0810**<br>(0.0371) | 0.0363**<br>(0.0167) | -<br>0.0499***<br>(0.0175) | -0.0175*<br>(0.0101) | -<br>0.0083**<br>(0.0039) |
| Adj $R^2$          | 0.5187                | 0.6469               | 0.2734               | 0.2985                     | 0.7024               | 0.8553                    |
| 观察值                | 8031                  | 15977                | 19742                | 19742                      | 19770                | 19768                     |
| Panel B: 多时点双重差分模型 |                       |                      |                      |                            |                      |                           |
| $BRI_{it}$         | 0.1360***             | 0.1457***            | 0.0368**             | -                          | -                    | -                         |

<sup>16</sup> 此外，为了比较了各个机制变量对于企业“脱虚返实”的影响大小，我们将文中六个机制变量作为解释变量逐一引入基准估计模型。结果表明，引入 CU 和 PRO 后，核心解释变量的估计系数的绝对值下降最大，说明产能利用率和生产率是解释“一带一路”助推企业“脱虚返实”的主要力量。原因可能是，“一带一路”倡议的初衷之一便是通过“走出去”释放富余产能，而生产率是提高企业实体获利能力的根本。限于篇幅，这里省略了相关表格，备索。

|                    |          |          |          |           |           |           |
|--------------------|----------|----------|----------|-----------|-----------|-----------|
|                    |          |          |          | 0.0512*** | 0.0899*** | 0.0108*** |
|                    | (0.0359) | (0.0333) | (0.0153) | (0.0160)  | (0.0096)  | (0.0040)  |
| Adj R <sup>2</sup> | 0.5192   | 0.6574   | 0.2735   | 0.2986    | 0.9621    | 0.8582    |
| 观察值                | 8031     | 15977    | 19742    | 19742     | 19772     | 19768     |

注：表中回归均控制了所有固定效应以及控制变量。括号内为稳健标准误；\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01。

此外，根据 FAR 和 FIRR 的定义，企业金融化水平的变化既有可能是由分子即金融资产和金融渠道收益的变化引起的，也有可能是由分母即总资产和营业利润的变化引起的。为了进一步了解以上机制对分子和分母的影响，我们在基准模型中逐一引入上述六个机制变量，并将被解释变量分别替换为狭义金融资产、总资产、狭义金融渠道收益以及营业利润四个变量的对数值。估计结果显示：改善实体获利能力主要通过增加总资产降低 FAR，并通过降低金融渠道收益和提高营业利润来削弱 FIRR；而抑制金融化动机主要通过推动企业减持金融资产和增持实体资产降低 FAR，并通过减少金融渠道收益和提升营业利润来降 FIRR。

17

## 六、稳健性分析

在这一节，进行一系列实证分析，以检验基准估计结果的稳健性。

### （一）替换被解释变量

首先，本文进一步采用广义口径的金融资产持有率和金融渠道收益率代理企业的金融化水平。其次，金融资产持有率和金融渠道收益率是根据金融化的定义分别从资产和收益维度来进行度量，除此之外，也有学者提出可以从行为维度进行度量，用金融投资率度量企业金融化行为（张成思和张步昙，2016）。此外，胡奕明等（2017）发现，企业持有现金是基于预防储蓄的考虑，而对其他非货币金融资产的配置在一定程度上存在“投资替代”动机，闫海洲和陈百助（2018）也将现金金融资产定义为安全金融资产，将非现金金融资产定义为风险金融资产。黄贤环等（2018）根据流动性大小将企业持有金融资产分为长期和短期两种，并且认为持有短期金融资产是出于预防动机，缓解了企业面临的财务风险，属于“未雨绸缪”行为，而持有长期金融资产则是为了投机，挤出了实体投资，属于“舍本逐末”行为。本文参考以上意见，进一步计算了 5 个度量企业金融化的指标作为被解释变量。<sup>18</sup>其中，金融投资率度量了企业进行金融投资活动的强度，安全金融资产持有率和短期金融资产持有率度量了企业基于“蓄水池”动机进行金融化的程度，而风险金融资产持有率和长期金融资产持有率度量了企业基于“投资替代”动机进行金融化的程度。

<sup>17</sup> 限于篇幅，这里省略了相关表格，备索。

<sup>18</sup> 具体地：金融投资率=投资所支付的现金/投资活动现金总流出；安全金融资产持有率=货币资金/总资产；风险金融资产持有率=(广义金融资产-货币资金)/总资产；短期金融资产持有率=(货币资金+交易性金融资产)/总资产；长期金融资产持有率=(持有至到期投资+衍生金融资产+投资性房地产+买入返售金融资产+可供出售金融资产+长期股权投资+其他非流动金融资产)/总资产。

表 4 报告了相关的估计结果。根据列 (1) 和列 (2)，采用广义口径的金融化水平后结论依旧成立。根据列 (3)，“走出去”显著降低了企业进行金融化活动的强度。根据列 (4)-列 (7)，安全金融资产持有率和短期金融资产持有率的估计系数不显著，风险金融资产持有率和长期金融资产持有率的估计系数显著为负，说明通过参与“一带一路”建设“走出去”显著抑制了企业“舍本逐末”的行为，有助于企业“脱虚返实”，但并不影响企业“未雨绸缪”、“产融相长”的金融活动。<sup>19</sup>

表 4 稳健性分析：替换被解释变量

| 被解释变量              | 广义金融资产持有率             | 广义金融渠道收益率             | 金融投资率                 | 安全金融资产持有率 | 风险金融资产持有率             | 短期金融资产持有率 | 长期金融资产持有率              |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------|-----------------------|-----------|------------------------|
|                    | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)       | (5)                   | (6)       | (7)                    |
| Panel A: 单时点双重差分模型 |                       |                       |                       |           |                       |           |                        |
| $OBOR_i$           | -                     | -                     | -                     | -0.0003   | -                     | -0.0000   | -                      |
| $* POST_t$         | 0.0142***<br>(0.0028) | 0.1992***<br>(0.0720) | 0.0453***<br>(0.0134) | (0.0003)  | 0.0142***<br>(0.0028) | (0.0005)  | 0.01136***<br>(0.0026) |
| Adj $R^2$          | 0.9066                | 0.3102                | 0.4163                | 0.9965    | 0.7510                | 0.9902    | 0.7551                 |
| Panel B: 多时点双重差分模型 |                       |                       |                       |           |                       |           |                        |
| $BRI_{it}$         | -                     | -                     | -                     | 0.0003    | -                     | -0.0003   | -                      |
|                    | 0.0140***<br>(0.0024) | 0.2747***<br>(0.0656) | 0.0649***<br>(0.0132) | (0.0009)  | 0.0140***<br>(0.0024) | (0.0006)  | 0.0124***<br>(0.0022)  |
| Adj $R^2$          | 0.9066                | 0.3105                | 0.4167                | 0.9686    | 0.7510                | 0.9902    | 0.7550                 |
| 观察值                | 19792                 | 19792                 | 19756                 | 19792     | 19792                 | 19792     | 19792                  |

注：表中回归均控制了所有固定效应以及控制变量。括号内为稳健标准误；\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

## (二) 区分企业参与“一带一路”的方式<sup>20</sup>

本文利用 CGIT 数据库进一步区分企业“走出去”的方式，具体地，用  $BRI_{it}^{adj}$  取代  $BRI_{it}$  使处理组分别包括以下三种情况：仅通过对外直接投资方式“走出去”的企业；仅通过海外工程建设方式“走出去”的企业；同时通过对外直接投资和海外工程建设方式“走出去”的企业。结果见表 5，估计系数均显著为负，说明对外直接投资和海外工程建设以及两者协同都是企业通过“走出去”实现“脱虚返实”的有效方

<sup>19</sup> 这也为本文的机制分析结果提供了间接的证据：“走出去”一方面抑制了企业“投资替代”和“实体中介”的金融化动机，促使企业减持风险金融资产和长期金融资产，另一方面提高了企业的实体获利能力，企业将更多的资金用于购置实体资产和储备“流动性”。

<sup>20</sup> 我们还做了其他异质性分析，包括根据企业所在省份（重点对接与否）、所在行业（重点对接与否、产能富余与否）、生产率水平、企业性质（国有和民营）以及是否出口进行分组估计。这些分组估计结果的差异性没有通过邹检验（Chow test），说明“一带一路”建设助推企业“脱虚返实”的效果，没有因为这些企业异质性而存在显著差异。限于篇幅，这里省略了相关表格，备索。

式。

表5 稳健性检验：区分企业参与“一带一路”的方式

| 企业参与“一带一路”方式     | 仅参与对外直接投资 |           | 仅参与海外工程建设 |           | 同时参与对外直接投资和海外工程建设 |           |
|------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-------------------|-----------|
|                  | FAR       | FIRR      | FAR       | FIRR      | FAR               | FIRR      |
| 被解释变量            | (1)       | (2)       | (3)       | (4)       | (5)               | (6)       |
| $BRI_{it}^{adj}$ | -         | -         | -         | -         | -                 | -         |
|                  | 0.0073*** | 0.1961*** | 0.0090*** | 0.1711*** | 0.0087***         | 0.1763*** |
|                  | (0.0016)  | (0.0358)  | (0.0012)  | (0.0392)  | (0.0013)          | (0.0436)  |
| Adj $R^2$        | 0.6476    | 0.4019    | 0.6477    | 0.4015    | 0.6476            | 0.4014    |
| 观察值              | 19792     | 19792     | 19792     | 19792     | 19792             | 19792     |

注：表中回归均控制了所有固定效应以及控制变量。括号内为稳健标准误；\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

### （三）考虑企业国内投资

参与“一带一路”建设的企业有可能同时在国内承担重要的实体投资项目，并对企业金融化产生影响。为此，本文在基准估计模型中进一步控制企业国内投资，即（资本支出-对外投资）/总资产。结果见表6的列（1）和列（2），我们感兴趣的估计系数依旧显著为负，说明在考虑了企业国内投资后，“走出去”仍然有助于企业“脱虚返实”。<sup>21</sup>

### （四）PSM-DID

考虑到企业对“一带一路”沿线国家投资可能存在“自选择”问题，也不排除企业金融化和企业“走出去”之间存在双向因果关系的可能。为此，本文参考一贯做法，使用PSM-DID的方法再次进行回归。其中，匹配变量包括基准回归模型中所控制的企业基本特征和治理结构，采用近邻匹配的方法，匹配后处理组与对照组的特征变量之间没有显著差异。结果见表6的列（3）和列（4），核心解释变量的估计系数显著为负，再次表明参与“一带一路”建设显著降低了企业的金融化程度。

表6 稳健性分析：考虑企业国内投资和PSM-DID

| 被解释变量 | 考虑企业国内投资 |      | PSM-DID |      |
|-------|----------|------|---------|------|
|       | FAR      | FIRR | FAR     | FIRR |
|       | (1)      | (2)  | (3)     | (4)  |

Panel A: 单时点双重差分模型

<sup>21</sup> 参与“一带一路”建设可能给企业带来其他的政策优惠，从而影响企业的实体获利能力。针对这一考虑，我们利用同花顺数据库构建了五个可以捕捉政府对企业政策支持变量，分别是营业外收入占总营业收入之比、政府补贴占营业外收入之比、税收优惠、应付利息占流动性负债之比、专项应付款占非流动性负债之比。我们将这五个变量作为被解释变量进行实证研究，核心解释变量的估计系数均不显著。这说明，对于参与“一带一路”建设的企业而言，这方面的政策支持并没有明显增加。

|                   |            |            |            |           |
|-------------------|------------|------------|------------|-----------|
| $OBOR_i * POST_t$ | -0.0031**  | -0.0560*   | -0.0039*** | -0.0777** |
|                   | (0.0014)   | (0.0347)   | (0.0015)   | (0.0345)  |
| 国内投资              | -0.0343*** | -0.9456*** |            |           |
|                   | (0.0065)   | (0.1342)   |            |           |
| Adj $R^2$         | 0.6510     | 0.4048     | 0.6486     | 0.4131    |
| 观察值               | 19562      | 19562      | 19761      | 19761     |

Panel B: 多时点双重差分模型

|            |            |            |            |            |
|------------|------------|------------|------------|------------|
| $BRI_{it}$ | -0.0069*** | -0.1685*** | -0.0071*** | -0.1805*** |
|            | (0.0014)   | (0.0332)   | (0.0014)   | (0.0334)   |
| 国内投资       | -0.0339*** | -0.9349*** |            |            |
|            | (0.0065)   | (0.1341)   |            |            |
| Adj $R^2$  | 0.6513     | 0.4056     | 0.6616     | 0.4238     |
| 观察值        | 19562      | 19562      | 18626      | 18626      |

注：表中回归均控制了所有固定效应以及控制变量。括号内为稳健标准误；\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

### （五）其他稳健性分析<sup>22</sup>

首先，为了排除 2012 年实行的“营改增”政策的干扰，本文在基准回归模型中加入企业实体税负与年份固定效应的交互项，<sup>23</sup>以及剔除所在省份和地区率先实施“营改增”政策的企业样本。其次，为了排除 2013 年实行的“大气十条”政策的干扰，本文剔除属于“大气十条”规制行业的企业样本。此外，中国从 2013 年开始陆续在各地设立自由贸易试验区，鼓励企业更加积极有效地利用外资，这也有可能影响企业“走出去”的积极性以及金融化行为。为此，本文剔除了所在省份和地区设立自由贸易试验区的企业样本。经过上述不同处理后核心解释变量的估计系数均显著为负，说明在考虑同时期其他政策的影响之后，参与“一带一路”建设仍然显著降低企业的金融化程度。

最后，本文还进行了两期 DID，以排除多时点双重差分模型可能存在的序列相关问题；通过引入参与“一带一路”前一年的虚拟变量考察预期效应；以及对样本进行进一步调整，如剔除外资企业或者剔除无企业参与“一带一路”建设的省份和地区。经过以上处理后，我们的估计结果依旧稳健。

## 七、结论与政策建议

本文利用 2010 年-2018 年沪深两市的非金融和房地产行业的 A 股企业作为研究样本，通过中国一带一路网和中国全球投资追踪数据库匹配“一带一路”参与企业，使用金融资产持有率和金融渠道收益率两个指标衡量企业的金融化程度，并运用单时点双重差分和多时点双重差分估计方法，就“一带一路”倡议

<sup>22</sup> 限于篇幅，本文省略这些稳健性分析的结果，备索。

<sup>23</sup> 增值税改革引发的实体税负下降降低了制造业企业的金融化水平（徐超等，2019），这可能导致本文高估“一带一路”倡议对企业金融化程度的抑制效果。参考徐超等（2019），企业实体税负使用实体部门税金与营业收入之比进行测度，并采用企业支付的各种税费扣除所得税、营业税金及附加等科目的余额作为实体部门税负的代理变量。

对中国企业金融化程度的影响进行了检验。基准估计发现，参与“一带一路”建设的企业与未参与的企业相比，金融化程度有所削弱，表现出“脱虚返实”的倾向。机制分析表明，企业通过参与“一带一路”建设“走出去”提升了实体获利能力和抑制了金融化动机。本文进一步对基准估计的稳健性进行分析，并发现，通过参与“一带一路”建设“走出去”抑制了企业“舍本逐末”的金融化行为，有助于企业“脱虚返实”，但并不影响企业“产融相长”的金融活动。

结合已有研究，我们认为，通过参与“一带一路”建设“走出去”后，企业的金融化倾向得到缓解，并可能从以下两方面对中国经济产生积极的影响。从微观看，金融化倾向缓解可以减少企业“舍本逐末”的短视投资行为，有助于提高企业的实体投资和主营业务业绩，有利于企业长期和可持续发展。从宏观来看，金融化倾向缓解促使资金从金融部门回流实体部门，有助于夯实和强化我国的实体经济，改善虚拟部门与实体部门之前的失衡。同时，也有助于把跟风投资的“热钱”逐出金融部门，改善金融部门的资金质量，增强金融服务于实体经济的能力。

本文所做的研究为“一带一路”倡议所带来的正面效应提供了新的证据支持，对治理企业“脱实向虚”、实现“金融服务于实体经济”具有重要的政策启示。首先，在中国结构转型和要素升级关键时期，政府应该以“一带一路”建设为契机，进一步鼓励和推动有条件的企业“走出去”，充分利用两个市场和两种资源，通过“走出去”助力企业重返实业。其次，本文的机制分析表明，提高企业的实体获利能力是“走出去”助推企业“脱虚返实”的重要支撑点，政府可以通过完善“五通”建设进一步支持“走出去”的企业挖掘技术与效率的“逆向溢出”，让技术创新和产业升级成为企业“脱虚返实”的核心驱动力。

## 【参考文献】

- [1] 安磊、沈悦, “企业‘走出去’能否抑制经济‘脱实向虚’——来自中国上市企业海外并购的经验证据”, 《国际贸易问题》, 2020年第12期, 第100-116页。
- [2] 白俊红、刘宇英, “对外直接投资能否改善中国的资源错配”, 《中国工业经济》, 2018年第1期, 第60-78页。
- [3] Baniya, S., N. Rocha, and M. Ruta, “Trade Effects of the New Silk Road: A Gravity Analysis”, *Journal of Development Economics*, 2020, 146, Article 102467.
- [4] de Soyres, F., A. Mulabdic, S. Murray, N. Rocha, and Ruta, M., “How Much will the Belt and Road Initiative Reduce Trade Costs”, *International Economics*, 2019, 159, 151-164.
- [5] Demir, F., “Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets”, *Journal of Development Economics*, 2009, 88(2), 314-324.
- [6] 杜龙政、林伟芬, “中国对‘一带一路’沿线直接投资的产能合作效率研究”, 《数量经济技术经济研究》, 2018年第12期, 第3-21页。
- [7] 范林凯、吴万宗、余典范、苏婷, “中国工业产能利用率的测度、比较及动态演化”, 《管理世界》, 2019年第8期, 第84-96页。
- [8] 胡奕明、王雪婷、张瑾, “金融资产配置动机: ‘蓄水池’或‘替代’?——来自中国上市公司的证据”, 《经济研究》, 2017年第1期, 第181-194页。
- [9] 黄群慧, “论新时期中国实体经济的发展”, 《中国工业经济》, 2017年第9期, 第5-24页。
- [10] 黄贤环、吴秋生、王瑶, “金融资产配置与企业财务风险: ‘未雨绸缪’还是‘舍本逐末’”, 《财经研究》, 2018年第12期, 第100-112+125页。
- [11] 蒋冠宏、蒋殿春、蒋昕桐, “我国技术研发型外向FDI的‘生产率效应’——来自工业企业的证据”, 《管理世界》, 2013年第9期, 第44-54页。
- [12] 李建军、韩珣, “非金融企业影子银行化与经营风险”, 《经济研究》, 2019年第8期, 第21-35页。
- [13] 李建军、李俊成, “‘一带一路’倡议、企业信贷融资增进效应与异质性”, 《世界经济》, 2020年第2期, 第3-24页。
- [14] Lu, Y., W. Gu, and K. Zeng, “Does the Belt and Road Initiative Promote Bilateral Political Relations?” *China & World Economy*, 2021, 29(5), 57-83.
- [15] Luo, C., Q. Chai, and H. Chen, “‘Going Global’ and FDI Inflows in China: ‘One Belt & One Road’ Initiative as a Quasi-Natural Experiment”, *World Economy*, 2019, 42, 1654-1672.
- [16] 罗长远、陈智韬, “‘走出去’对企业产能利用率的影响——来自‘一带一路’倡议准自然实验的证据”, 《学术月刊》, 2021年第1期, 第63-79页。
- [17] 吕越、陆毅、吴嵩博、王勇, “‘一带一路’倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验”, 《经济研究》, 2019年第9期, 第187-202页。
- [18] Orhangazi, O., “Financialization and Capital Accumulation in the Non-Financial Corporate Sector: A Theoretical and Empirical Investigation of the U.S. Economy: 1973-2003”, *Cambridge Journal of Economics*, 2008, 32(6), 863-886.
- [19] 彭俞超、韩珣、李建军, “经济政策不确定性与企业金融化”, 《中国工业经济》, 2018年第1期, 第137-155页。
- [20] 彭俞超、黄志刚, “经济‘脱实向虚’的成因与治理: 理解十九大金融体制改革”, 《世界经济》, 2018年第9期, 第3-25页。
- [21] Shin, H. S., and L. Y. Zhao, “Firms as Surrogate Intermediaries: Evidence from Emerging Economies”, 2013, Princeton Working Paper.
- [22] 宋弘、罗长远、栗雅欣, “对外开放新局面下的中国国家形象构建——来自‘一带一路’倡议的经验研究”, 《经济学(季刊)》, 2021年第1期, 第241-262页。
- [23] 王桂军、卢潇潇, “‘一带一路’倡议与中国企业升级”, 《中国工业经济》, 2019年第3期, 第43-61页。

- [24] 王红建、李茫茫、汤泰劼,“实体企业跨行业套利的驱动因素及其对创新的影响”,《中国工业经济》,2016年第11期,第73-89页。
- [25] 徐超、庞保庆、张充,“降低实体税负能否遏制制造业企业‘脱实向虚’”,《统计研究》,2019年第6期,第42-53页。
- [26] 闫海洲、陈百助,“产业上市公司的金融资产:市场效应与持有动机”,《经济研究》,2018年第7期,第152-166页。
- [27] 张成思、张步昙,“中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角”,《经济研究》,2016年第12期,第32-46页。
- [28] 张成思、郑宁,“中国非金融企业的金融投资行为影响机制研究”,《世界经济》,2018年第12期,第3-24页。
- [29] 周伯乐、葛鹏飞、武宵旭,“‘一带一路’倡议能否抑制实体企业‘脱实向虚’”,《贵州财经大学学报》,2020年第5期,第34-45页。

## Does “Going Global” Help to Restrain Enterprises’ Financialization? --The “Belt and Road” Initiative as a Quasi-natural Experiment

Luo Changyuan Li Zheng Zhi Yan

**Abstract:** This paper employs the Difference-in-Differences to investigate the impact of “going global” on enterprises’ financialization. Baseline estimation shows that the degree of financialization of enterprises participating in the “Belt & Road” initiative was lower compared with those not participating in the initiative. Research on the mechanism reveals that “going global” through “Belt & Road” initiative has improved enterprises’ profitability of real sector investment and inhibited their motivation of financialization. These findings provide new perspectives for more effectively promoting enterprises to participate in the “Belt & Road” construction and helping inhibit enterprises’ financialization.

**Keywords:** “Belt and Road”, financialization, Difference-in-Differences

# 境外人民币清算行对中国 OFDI 效率的影响及机制研究

丁一兵<sup>1</sup> 张晓鸥<sup>2</sup> 刘紫薇<sup>3</sup>

**【摘要】**境外人民币清算行是人民币国际化进程中基础设施的组成部分、跨境人民币清算网络建设的重要过渡环节和跨境人民币结算的重要政策安排。本文以 2003-2021 年 159 个国家和地区的年度数据为研究样本，采用多期双重差分的方法实证检验了境外人民币清算行对中国 OFDI 效率的影响及其机制。结果表明，境外人民币清算行的设立将会对中国 OFDI 效率的提升起到促进作用。进一步机制检验发现，清算行可以通过降低汇率预期波动风险和汇率实际波动风险的汇率风险渠道提升中国 OFDI 效率，而在以金融效率、金融深度、金融诚信文化、金融稳定性和银行系统规模为标准衡量的金融发展水平更低的国家设立清算行会取得更加明显的作用效果。本文的研究对高效利用对外直接投资、有序推动跨境人民币清算网络建设、实行高水平对外开放以应对多重不确定性叠加的国际形势、推进中国式现代化道路发展提供理论参考与实践启示。

**【关键词】**境外人民币清算行 OFDI 效率 多期双重差分 汇率风险 金融发展水平

## 引言

在“百年未有之大变局”的重要历史转折点上，中国面临着长期经济增长不稳定、中短期政策调整难衔接、非经济公共事件冲击和极端地缘事件冲击等多重不确定性叠加的复杂影响，这也为对外直接投资(Outward Foreign Direct Investment, OFDI)带来了前所未有的挑战。据《2021 年度中国对外直接投资统计公报》显示，2021 年全球外国直接投资强势反弹，中国对外直接投资流量 1788.2 亿美元，较上年增长 16.3%，位列世界第二，宏观层面对外直接投资呈稳步发展的态势。然而，投资项目数量有无增长和总量规模是否扩大已不再是评价一国对外直接投资效果仅有的指标，对投资效率、投资质量和投资风险等方面的研判将会对一国对外直接投资的全面健康发展提供尤为重要的支持。

OFDI 效率，主要是指企业在对外直接投资的选择中会受到地理距离、制度文化差异和投资壁垒等多方面约束，导致企业的实际投资支出会单边地偏离“前沿水平”(连玉君等，2009)，进而使得宏观层面的对外投资向下偏离最优投资水平(胡浩等，2017)；这种实际对外投资量与对外直接投资量最优理论值之间的相对偏离程度即是 OFDI 效率。考虑到中国在对外投资实践过程中面临诸如东道国投资政策不连续、投资环境不稳定、融资成本居高不下以及投资损失严重等复杂多变的投资约束，挖掘东道国投资潜力、破解现实投资约束、切实提高中国 OFDI 效率成为摆在国家、企业面前的现实难题。近年来，学者们对中国 OFDI 效率进行了有效测算(严佳佳等，2019；吴瀚然和胡庆江，2020；刘永辉等，2020)，并在此基础上从投资便利化(刘永辉和赵晓晖，2021；董有德和夏文豪，2021)、制度质量(孙江明等，2019；高越和张孜豪，2020)、金融发展状况(舒家先和唐璟宜，2019；张友棠和杨柳，2020)、基础设施建设(刘春艳等，2022)等视角切入，探究这些特定因素对中国对外直接投资效率的影响。因此，在中国对外直接投资总量规模迅猛增长的基础上，现有的对外开放相关政策能否带来投资效率的有效提升，需要纳入分析框架开展进一步讨论。

境外人民币清算银行作为中国推进高水平对外开放的一张全球名片，是中国人民银行授权的，在已建立境外人民币清算安排的国家和地区向参加行办理人民币业务提供清算及结算服务的机构；其在中国式现代化道路思想内涵的指导下，充分发挥了推动人民币清算网络建设、积极推进人民币国际化、助力中国参与国际金融体系重构等重要作用。此外，境外人民币清算行通过采取力推人民币结算、搭建多边沟通平台

<sup>1</sup> 丁一兵，经济学博士，吉林大学经济学院教授，博士生导师

<sup>2</sup> 张晓鸥，吉林大学经济学院硕士研究生

<sup>3</sup> 刘紫薇，经济学博士，吉林大学经济学院讲师

等方式，在助推中国企业“走出去”的过程中也扮演了重要角色，其投资效应值得深入探讨。纵观现有研究，倪亚芬和李子联(2016)、付韶军和邢玉临(2020)、古广东和李慧(2021)从宏观视角探究了人民币国际化整体发展水平对对外直接投资的影响；进一步地，于国才和王晨宇(2021)以货币互换协议为研究对象，发现双边货币互换协议的签署能够有效提升中国对外直接投资的规模与密集度。境外人民币清算行作为人民币国际化的重要一环，其作用的底层逻辑和表现效果受到了学术界的广泛关注。部分学者从促进人民币离岸市场发展(丁一兵，2015；曹远征等，2018；王喆和张明，2020)、缓解人民币流动性短缺(范小云和陈雷，2015；刘建丰和潘英丽，2018)、完善跨境支付和结算体系(李婧，2011；赵然和伍聪，2014；陈卫东和赵雪情，2020)等方面梳理了境外人民币清算行促进人民币国际化的理论逻辑，也有部分学者从助推中国参与国际金融体系重构(金灿荣和金君达，2015)、强化中国与货币伙伴国合作关系(李巍和朱红宇，2015)、参与构建“双循环”新发展格局进而推动中国经济高质量发展(陆长平等，2022)等视角阐述了境外人民币清算行的经济效应。因此，在中国海外投资进入深水区 and 攻坚区的严峻形势下，设立境外人民币清算行能否促进中国对外直接投资实现效率提升，是当前亟待研究的重要课题。

鉴于此，本文旨在从设立境外人民币清算行的角度解释中国 OFDI 效率的动态演化过程，围绕以下关键问题展开论证：设立境外人民币清算行是否有助于提升中国 OFDI 效率？该影响在不同的国家间是否存在显著差异？金融在二者之间可以发挥怎样的机制作用？进一步地，中国政府应该如何借助清算行建设以更好地助推高水平对外开放？

本文的边际贡献主要体现在：第一，自境外人民币清算行模式开启以来，仅有部分文献对其影响进行简单定性的逻辑评析，本文考虑设立境外人民币清算行的“准自然实验”性质，对定量探究其作用效果的研究空缺起到一定的弥补作用。第二，本文从中国 OFDI 效率视角出发，丰富了境外人民币清算行助推中国高水平对外开放的经验证据。第三，本文将汇率风险的中介效应和金融发展水平的调节效应纳入分析框架，为完善境外人民币清算行体系建设和推动中国对外直接投资提质增效提供了相应的理论和数据支撑。

## 一、政策背景与理论分析

### (一)中国设立境外人民币清算行

境外人民币清算行是跨境人民币结算业务试点之初就确定的一项重要政策安排。在当前人民币仍未实现资本项下可自由兑换的条件下，境外人民币清算行在职能上相当于人民币离岸市场的央行。伴随人民币国际地位日益提升，清算行在推动人民币国际化进程、助推中国企业高水平“走出去”等方面发挥着愈加重要的作用。

本世纪初，中国银行(香港)有限公司和中国银行澳门分行先后获中国人民银行委任为人民币清算行，2014年、2015年成为人民币清算行设立的“爆发期”；而从清算行的布局路线图来看，最先在亚太布局，然后挺进欧洲、美洲。根据中国人民银行官网<sup>4</sup>和各商业银行官网的相关新闻报道，截至2023年6月底，中国人民银行已在全球30个国家和地区(具体名单见表1)设立了32家境外人民币清算行，在当地建立人民币清算安排，共覆盖了中国银行、中国农业银行、中国工商银行、中国建设银行、交通银行、三菱日联银行、摩根大通银行等中外资银行。

<sup>4</sup> 中国人民银行官网网址：<http://www.pbc.gov.cn/>。

表 1 设立境外人民币清算行的国家和地区

| 洲   | 国家和地区  |
|-----|--|
| 北美洲 | 加拿大、美国   |
| 南美洲 | 智利、阿根廷、巴西  |
| 欧洲  | 德国、英国、法国、卢森堡、瑞士、匈牙利、俄罗斯                                    |
| 亚洲  | 中国香港、中国澳门、中国台湾、新加坡、韩国、卡塔尔、马来西亚、泰国、阿联酋、日本、菲律宾、老挝、哈萨克斯坦、巴基斯坦 |
| 非洲  | 南非、赞比亚、毛里求斯  |
| 大洋洲 | 澳大利亚   |

### 1. 跨境人民币清算体系的内部发展

在人民币跨境支付系统(Cross-border Interbank Payment System, CIPS)成熟运行之前，代理行模式、清算行模式和人民币境外机构境内外汇账户(Non-Resident Account, NRA)模式仍为现阶段人民币跨境清算的主要渠道(高蓓等, 2016)。在此基础上，为进一步缩减清算路径、控制清算成本、降低监管难度、提高清算效率，人民币跨境支付系统(CIPS)应运而生。

#### (1) 代理行模式

代理行模式是指具备国际结算能力的境内银行与境外银行签署人民币代理结算协议，为其开立人民币同业往来账户，通过境内银行代理并借助境内人民银行支付清算系统完成人民币的跨境支付(李志鹏等, 2021)。

代理行模式需要一层的代理行不断的将汇款信息和资金流的层层传递，环节多、划转慢、成本高。而对于被代理行，为了提高自身跨境支付清算体系的效率，需要花费较高费用在全球部署代理行(开立清算账户)，且境内银行所有的跨境资金流动都将反应在 SWIFT 网络和代理行中，相当于境内银行的资金流向、资金量都暴露在外，对商业银行的商业信息安全会造成一定的威胁。

#### (2) 清算行模式

清算行模式是指境外银行在有权接入中国现代化支付系统(China National Advanced Payment System, CNAPS)中大额实时支付系统(High Value Payment System, HVPS)的境外人民币清算银行开户，再由清算行通过其开立的人民币结算账户与境内金融机构进行跨境人民币清算结算。

清算行模式下的 CNAPS 系统和港澳清算行系统实现了无缝对接，通过 SWIFT 报文信息对接更快捷，相比代理行模式进一步提高了跨境清算速度。需要注意的是，囿于人民币在全球范围内的接受程度受限，境外人民币清算行的本土化运营经验以及对人民币推广使用的辐射作用能够使得 CIPS 服务更加适应当地经济社会发展和参与者需求，这仍是代理行无法有效提供的；因此在 CIPS 建立后，清算行模式仍然是人民币跨境结算中不可忽视的重要渠道(张鹏和刘力臻, 2023)。

#### (3) NRA 模式

NRA 模式是指境外企业可向人民银行申请在境内银行开立人民币 NRA 结算账户，人民币资金的跨境清算和结算直接通过境内银行清算系统或人民银行跨行支付系统完成。但由于境外付款人(收款人)直接在境内银行开立人民币账户的流程和手续比较复杂，账户监管也比较严格，所以企业选择这种跨境人民币支付模式的并不多。

### 2. 主要国际货币跨境清算的发展现状

从主要国际货币跨境清算的发展现状来看，美元跨境清算主要通过纽约清算所银行同业支付系统(Clearing House Interbank Payment System, CHIPS)实现，欧元跨境清算系统主要包括泛欧实时全额自动清算系统(Trans-European Automated Real-time Gross Settlement Express Transfer System, TARGET2)以及欧洲银行业协会的 EURO1 系统，而日元跨境清算主要通过外汇日元清算系统(Foreign Exchange Yen Clearing System, FXYCS)及日本银行金融网络资金转账系统(Bank of Japan Net Funds Transfer System, BOJ-NET)实现。

以美元跨境清算系统为例，美元的全球环流机制保证了美元在国际货币体系中的中心地位以及美元霸

权的实现(尹应凯和崔茂中, 2009); 因而美国没有设立官方的境外清算行, 而是依靠成熟的 CHIPS 系统并辅以全球市场自发编织的代理行网络来完成美元跨境清算(王朝阳和宋爽, 2020)。就中国而言, 人民币尚不可完全自由兑换、离岸市场建设也不够成熟、国际化实现更是阻碍重重(邵华明和侯臣, 2015), 因此, 境外人民币清算行在构建人民币跨境清算网络的过程中扮演着不可或缺的重要角色。

## (二)理论分析与研究假说

自中国 2003 年加入 WTO 组织, 中国对外开放便驶入了高速车道。中国企业在“走出去”的过程中出于市场、资源、效率、战略、避税等动机开展对外直接投资, 在实现企业自身经营目标的同时打开了中国面向世界的大门。为更好地服务中国企业国际化发展, 同时提升中国在国际金融体系中的话语权, 中国政府从多个维度制定相关政策, 其中重要的一环便是人民币国际化战略, 而境外人民币清算行制度则更是卓有成效的一项举措。本文着重分析的环节是中国企业在对外直接投资决策时能够享受清算行制度在东道国人民币市场培育、人民币业务服务等方面带来的好处, 进一步优化 OFDI 决策。

### 1. 设立境外人民币清算行与中国 OFDI 效率

境外人民币清算行作为央行职能在境外的延伸, 在发挥基础商业银行作用的同时发挥着离岸人民币市场央行的特殊职能作用。根据马克思的货币职能学说, 宏观经济视角下的国际货币能够在金融领域和贸易领域发挥主要作用。在金融领域, 投资活动能够有效提升货币在国际金融市场的交易流量, 从而更最大限度地发挥货币的功能、加速货币的国际化; 而伴随货币国际化的推进, 货币转换变得更加容易, 货币支付结算的范围也在逐步扩大, 这反过来又进一步促进了金融领域尤其是投资领域的发展。根据中国人民银行数据, 2021 年中国资本和金融项目下对外直接投资人民币跨境收付金额为 16400.00 亿人民币, 是 2010 年 56.80 亿人民币的 288 倍之多。从具体实践来看, 面对中国企业在对外直接投资过程中对人民币跨境支付与日俱增的相关需求, 境外人民币清算行自设立以来便双线同步推进清算业务和其他人民币业务的发展。在推动人民币跨境支付的过程中, 清算行的工作设计可以大致分为三个层次: 一是服务当地金融机构的人民币清算支付, 凭借现有的跨境和离岸人民币清算网络对接东道国金融机构以提高结算时效; 二是服务当地企业大宗商品贸易的人民币支付, 提升人民币的市场占有率与话语权, 为后续合作奠定基础; 三是服务零售层面的人民币跨境支付, 实现人民币全方位下沉服务, 完善本地人民币清算网络建设。清算行在推动跨境人民币业务发展方面做出的努力将从以下两个层面对中国企业对外直接投资产生正向作用。其一, 拓宽企业融资渠道。企业在进行对外直接投资之前必须拥有充足的资金支持, 这便引出了投资前的融资问题。早期中国企业对外直接投资主要的资金来源是中国的外汇储备, 但受到总量限制以及申请流程复杂等原因的影响, 企业容易错失难得的投资机会; 而清算行的发展和跨境人民币业务的推进能够有效便利企业在投资谈判以及资金周转时获得人民币资金支持, 拓宽融资渠道, 进而带动对外直接投资水平的提高。其二, 降低企业投资成本和风险。中国企业在扩大对外直接投资的进程中会进行越来越频繁的贸易活动, 随之而来的是愈加频繁的货币兑换, 因而微弱的汇率变动都可能会带来强力冲击, 而政府稳定汇率的结果往往是提高了企业的经营成本。人民币的推广使用降低了频繁货币兑换中潜在的风险, 中国企业在融资方面的管制也随之放松; 此外, 直接使用人民币进行计价和结算, 中国企业不必为汇率波动避险而特意调整自身的投资经营决策, 这也在很大程度上推动了中国对外直接投资的发展。考虑到汇率风险是双边金融市场关系体现的重要方面, 本文将在后文着重分析其起到的机制作用。

进一步地, 学者们从宏观整体的理论视角对境外人民币清算行在促进人民币国际化进程的同时在投资领域发挥经济效能的机制进行了梳理, 主要体现在以下几个方面。一是资金交易方面, 为所在地区提供人民币流动性和资金池, 便利境外主体持有和使用人民币, 积极挖掘各主体选用人民币参与投资活动的主观能动性。中国曾采取签订货币互换协议和设立境外人民币清算行的方式来进一步提升人民币在国际贸易和投资领域的认可度, 其中货币互换协议的签署使签约国拥有了获得人民币流动性的权利, 但渠道限于央行的互换, 而境外人民币清算银行扩展了这些国家获得人民币的渠道, 企业和金融机构可通过清算行获得人民币; 这在一定程度上解决人民币国际流动性短缺的问题, 也有助于中国成为新的国际流动性供给国(范小云和陈雷, 2015; 张春等, 2022)。二是支付清算方面, 加快推进全球人民币清算网络的建设布局, 进一步拓宽跨境投资渠道和人民币国际使用辐射面。境外人民币清算行的设立在实体层面为 CIPS 系统建设打下

坚实的基础、在资金层面提高了跨境人民币资金流动的频度和流量、在监管层面为制度设计提供了现实借鉴,是现阶段人民币清算网络的重要枢纽;而全球人民币清算网络的形成又将极大程度地提高人民币的安全性、可靠性和便利性,带动国际资本合作共建,进而不断提升人民币在国际使用中的资源配置效率和投融资的国际循环效率(王喆和张明, 2020)。三是资本市场方面,高效推动了人民币离岸市场的发展,防止离岸市场资金对国内金融市场造成冲击,保障人民币安全稳定的同时提升投资者的使用意愿。在资本项下不可兑换的情况下,人民币国际化就表现为人民币离岸市场的发展,离岸市场凭借自由的交易政策和灵活多变的金融产品能够提高非居民持有人民币的积极性;离岸市场又必须与在岸市场相联系,因此就有了清算行这一机制的存在,通过境外清算行将人民币清算回国,形成特殊条件下的人民币回流机制,而完善的资金回流渠道会大大增强境外投资者持有人民币的意愿(丁一兵, 2015; 陈卫东和赵雪情, 2020)。四是政策实施方面,在境外便利企业跨境贸易结算,提高人民币在跨境贸易结算中的使用比重,力求充分发挥人民币的计价功能,进而提升境外直接投资选用人民币结算的优先级。2009年中国推出试点跨境贸易人民币结算业务,2012年中国跨境贸易人民币结算实现境内企业的全覆盖,境内有进出口经营权的企业为避免美元、欧元汇率波动风险,开始使用人民币进行跨境贸易结算;过程中,境外人民币清算行可充分发挥人民币跨境使用枢纽作用,利用对境内外监管政策的深入理解和监管部门的沟通优势,更好地促进跨境人民币业务规范发展(徐奇渊和何帆, 2012; 刘建丰和潘英丽, 2018)。五是人民币市场培育方面,扩大人民币在国际市场的影响力和认可度,强化人民币国际化的外部网络效应,提升人民币在全球投资网络中的渗透率。贸易结算货币对一国货币国际化水平有着重要影响,从主要国际货币的发展历程来看,均是先成为主要结算货币后,才逐渐发挥计价职能和价值储藏职能的;因而设立境外人民币清算行在人民币成为主要结算货币的过程中起到了极大的推动作用,最终目的也是实现人民币国际化的长远发展(赵然和伍聪, 2014; Ito & Kawai, 2016)。

基于此,本文提出假设一:

H1: 境外人民币清算行的设立对中国 OFDI 效率提升起到促进作用。

## 2. 汇率风险的中介作用

2008年席卷全球的金融危机使得各国货币汇率剧烈波动,国际货币体系改革的呼声日益高涨,人民币国际化进程应运起步(高海红和余永定, 2010; 石建勋和刘宇, 2019)。境外人民币清算行本质上是一项在境外为他国银行提供人民币清算服务的基础设施,在当前人民币仍未实现资本项下可自由兑换的条件下搭建起连接境外与中国境内的桥梁,能够更加便捷地实现人民币的双边流动以及银行间支付网络中的外汇交易。从境外人民币清算行的实际业务发展来看,清算行能够为中国“走出去”企业提供包括人民币投融资结构设计、汇率风险管理等一揽子人民币服务,从而起到有效规避对外直接投资多个环节中汇率风险的作用。一是在中国企业投资决策阶段,清算行作为具有双边联系的金融机构,能够在更大程度上通过海内外联动方式对客户经营动态、企业信用状况等方式为企业提供高质量的人民币直投方案,凭借更简洁的流程设计、更少的外汇兑换环节和更便利的操作过程让企业切实享受人民币境外直投业务对于外币投资所体现出的“省时、省事、省钱”的优势,更好地为企业规避投资过程中的汇率风险。二是在中资企业日常经营活动中,收入币种大多为包括美元等国际货币和东道国货币在内的非人民币,在转换为人民币收益时考虑到未来的外汇收支状况和对汇率市场的预判便会主动进行汇率风险管理,清算行的重要作用便适时凸显。当企业判断预期汇率波动时,境外人民币清算行提供的人民币兑外币远期交易能够锁定汇率,控制财务成本,避免未来汇率波动带来的汇兑不确定性。当企业自身的人民币收入和支出出现时间不匹配问题时,清算行能够提供人民币兑外币掉期交易来锁定近端和远端汇率,规避汇率波动风险。由此可见,无论是中国“走出去”企业投资决策时期还是投资后的经营时期,境外人民币清算行都能够充分发挥自身优势,通过人民币业务创新来为中国企业提供规避额外购汇成本和因第三国货币汇率波动带来的汇率风险的机会,进而带动中国对外直接投资的长期向好发展。

另一方面,境外人民币清算行制度的探索完善以及人民币国际化进程的稳步推进意味着越来越多的对外贸易投资和金融交易将由人民币进行计价和结算,人民币在世界市场的接受度大幅提升,使得中国企业对外投资时可选用人民币进行支付结算,减少对第三国货币的依赖,从而降低第三方汇率风险(孙杰, 2014)。

同时，境外人民币清算行的桥梁作用使得东道国和中国的合作连结关系愈加紧密，进而带动东道国政府和居民对中国和人民币保持乐观态度，强化双边金融市场的紧密联系，又在一定程度上对双边汇率的稳定起到支持作用(向宇和代沁雯，2021；韩丰泽和陈晓莉，2022)。在此基础上，面对人民币汇率波动幅度较大的情况时，中国央行的货币政策和财政政策的作用效果能够通过境外人民币清算行渠道进行对外扩散，从而使汇率重新回归至稳定状态(胡小文，2021)。

根据实物期权理论，对外直接投资可以视为一种实物期权，其价值随着汇率波动幅度的增大而增大，故企业会选择延缓投资甚至不投资，即汇率风险与本国对外直接投资呈负相关关系(Dixit & Pindyck, 1994)。此外，“投资收益风险规避”的学者们则认为预期未来利润水平在汇率风险增大时难以确认，因此企业会选择推迟投资(Campa, 1993)。境外人民币清算行作为两国交易连结的纽带，其在稳定双边汇率关系方面的积极作用能够有效降低中国企业对外投资时面临的汇率风险，从而助推企业“走出去”(韩永辉等，2020)。同时，清算行深度嵌入东道国金融系统，一旦发生全球性金融危机，央行的政策干预效果能够通过清算行渠道最大限度地利用公众信心降低汇率波动，辅以清算行铺开人民币业务对周边国家的辐射带动作用，尽可能地降低企业进行投资决策时汇率风险的负面影响，这也将促进中国对外投资(李平等，2017；陈琳等，2020)。

基于此，本文提出假设二：

H2：境外人民币清算行通过降低汇率风险的不利影响，进而发挥对中国 OFDI 效率提升的促进作用。

### 3. 金融发展水平的调节作用

金融发展在发展经济学中被归纳为带动一国经济发展的重要驱动力之一(沈坤荣和张成，2004)，而东道国的金融发展水平受到金融开放和金融自由化的趋势推动，也会对境外人民币清算行的运作以及中国企业在东道国的投资决策产生一定影响(汪天倩和朱小梅，2022)。因而本文将东道国金融发展水平纳入分析框架，考察其在清算行投资效应发挥过程中起到的调节作用。

境外人民币清算行嵌入一国金融网络，能够帮助东道国和中国实现资源聚集和信息流通，进而通过推动一国内部金融发展而促进本国经济发展以及中国对其 OFDI 效率提升。首先，境外人民币清算行作为联通两国市场的重要信息枢纽和中介，能够有效增强中国对东道国的资金供给意愿，扩张信贷规模，吸引信贷资金投向回报率高且符合东道国国情的行业与项目，积极改善资本的配置效果，助力东道国经济潜力释放、经济发展状况向好，转而又进一步吸引中国资本进入本国市场(李建军等，2022)。其次，设立境外人民币清算行不仅从“量”的角度助力拓宽金融资源供给，更从“质”的角度高效服务于实体经济增长，具体表现为中国乃至国际优质资本的流向对东道国资源配置可能产生明显的信号效应，使得国内金融资源在“干中学”过程中得到更为高效的配置，进一步强化国内资金的供给意愿以及国外资金的流入意愿(王雪和马野驰，2021)。因此，东道国金融发展水平较高可能无法充分实现清算行的投资效应；换言之，当东道国金融发展水平较低时，在该国设立清算行对于中国对外直接投资而言意味着更大的增长空间和更加出色的作用效果，即东道国金融发展水平具有负向调节作用。

相反，若东道国金融发展水平较高，意味着当地金融机构规模、金融深度、金融效率、金融制度环境等各方面都能够得到完善发展，能够有效降低金融市场中的信息不对称、帮助企业克服“道德风险”和“逆向选择”问题，使得企业的融资渠道更加顺畅和多样化，从而缓解企业的融资约束(Acemoglu & Zilibotti, 1997)。在此基础上，境外人民币清算行通过积极融入东道国金融市场、深度嵌入东道国金融网络，充分带动发挥金融资源扩大的集聚效应，服务于中国对外投资。同时，清算行还能够充分利用发达金融市场所带来的各类技术和信息便利、对标东道国各类顶尖金融中介以学习其先进经营理念及服务模式，从而不断拓宽自身业务范围、提升自身服务质量，最终能够更好地为中国企业“走出去”提供业务合作支持(郭娟娟和杨俊，2019)。因此，东道国金融发展水平在一定程度上会促进清算行对中国 OFDI 效率的提升作用，即东道国金融发展水平具有正向调节作用。

基于此，本文提出假设三：

H3a：东道国金融发展水平正向调节境外人民币清算行与中国 OFDI 效率之间的关系。

H3b：东道国金融发展水平负向调节境外人民币清算行与中国 OFDI 效率之间的关系。

## 二、研究设计

### (一) 样本选择

截至 2023 年 6 月底, 中国人民银行已在全球 30 个国家和地区设立了 32 家境外人民币清算行。基于数据的可得性和现实研究的需要, 本文选择 2003-2021 年作为研究的时间范围。同时, 鉴于各指标数据的缺失情况, 从总的国家和地区名单中剔除若干数据缺失量较大的国家和地区, 其中设立清算行的地区包括中国台湾。中国香港和中国澳门从本世纪初便设立了人民币清算行, 而其他国家和地区大都于 2013-2017 年之间设立, 较大的时间差距也意味着央行在决策时期对清算行在不同阶段发挥不同作用的差异化考量; 此外, 考虑到数据获取难度, 难以实现测算中国香港和中国澳门在设立人民币清算行之前的中国大陆对其的 OFDI 效率, 无法有效进行政策效应评估; 因此, 中国香港和中国澳门也被排除在总的国家和地区名单之外。需要说明的是, 老挝、哈萨克斯坦、巴基斯坦、毛里求斯和巴西设立人民币清算行的时间均在 2021 年之后, 因此这 5 个国家在本文研究的时间范围内仍旧归属于对照组样本。在此基础上, 对缺失值进行线性插补, 进而整理得 159 个国家和地区 2003-2021 年共 3021 个样本的面板数据。

### (二) 模型设定与变量选择

本文计量模型的构建可分为三个部分: 第一部分使用随机前沿分析(Stochastic Frontier Approach, SFA)测算中国对各个国家和地区的 OFDI 效率; 第二部分使用多期双重差分模型(Difference-in-Differences, DID)检验设立境外人民币清算行对 OFDI 效率影响, 并采用倾向得分匹配(Propensity Score Matching, PSM)和合成控制(Synthetic Control Method, SCM)等方法进行稳健性检验; 第三部分进行中介效应和调节效应的机制检验。

#### 1. 随机前沿引力模型测算 OFDI 效率

OFDI 效率, 主要是指企业在对外直接投资的选择中受到多方面约束导致企业的实际投资支出会单方面偏离“前沿水平”, 进而使得宏观层面的对外投资向下偏离最优投资水平(胡浩等, 2017; 连玉君等, 2009); 这种实际对外投资量与对外直接投资量最优理论值之间的相对偏离程度即是 OFDI 效率。在 OFDI 效率测度方面, 考虑到投资引力模型的随机扰动项中包含难以量化或不可观测的因素而导致非效率因素无法充分提取分析(乔晶和胡兵, 2014), Meeusen & Broeck(1977)以及 Aigner et al.(1977)提出的随机前沿分析法(SFA)能够很好地解决生产函数中的技术效率分析问题, 并已取代过去的投资引力模型或引力拓展模型成为普遍使用的效率估算模型。起初, 国内外学者们将随机前沿分析法和引力模型相结合, 构建随机前沿引力模型, 来测算双边贸易的效率和潜力(Drysdale & Xu, 2004; Armstrong & Patrick, 2011; 侯敏和邓琳琳, 2017; 周曙东和郑建, 2018)。近年来, 我国学者也逐渐将随机前沿分析法运用于中国对不同国家和地区投资效率的测算(姚战琪, 2018; 严佳佳等, 2019; 吴瀚然和胡庆江, 2020; 刘永辉等, 2020)。

据此, 本文借鉴胡浩等(2017)的模型设定, 建立如下随机前沿引力模型:

$$\ln \text{ofdic}_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{gdpc}_{it} + \beta_2 \ln \text{gdpc}_{jt} + \beta_3 \text{res}_{jt} + \beta_4 \ln \text{dis}_{jt} + \beta_5 \text{ptrade}_{jt} + v_{ijt} - u_{ijt} \quad (1)$$

$$u_{ijt} = \delta_0 + \delta_1 \text{internet}_{jt} + \delta_2 \text{bit}_{jt} + \delta_3 \text{govern}_{jt} + \delta_4 \text{legal}_{jt} + \delta_5 \text{ef}_{jt} + w_{ijt} \quad (2)$$

$$\text{eff}_{ijt} = \exp(-u_{ijt}) = \exp(-Z_{ijt}\delta - w_{ijt}) \quad (3)$$

式(1)为随机前沿面表达式, 计算得  $t$  时期中国对东道国的对外直接投资潜力, 即在既定条件下对外直接投资最优值。其中,  $i$  为中国,  $j$  为其他国家和地区,  $t$  为年份;  $\ln \text{ofdic}_{ijt}$  为中国在  $t$  时期对东道国的直接投资存量数据按照  $\ln \text{ofdic} = \ln(\text{ofdic} + \sqrt{\text{ofdic}^2 + 1})$  转化后的数值(Busse & Hefeker, 2006), 以避免数据零值在取对数过程中产生的错误。此外, 本文参考了胡浩等(2017)以及刘永辉和赵晓晖(2020)的指标选取方式, 选定了影响对外直接投资的随机前沿面变量,  $\ln \text{gdpc}_{it}$  和  $\ln \text{gdpc}_{jt}$  分别代表中国和东道国的市场规模;  $\text{res}_{jt}$  为东道国的自然资源丰裕程度;  $\ln \text{dis}_{jt}$  为由经济集聚和人口分布加权计算得到双边地理距离的自然对数;  $\text{ptrade}_{jt}$  代表东道国的开放水平。  $v_{ijt}$ 、 $u_{ijt}$  相互独立,  $v_{ijt} \sim N(0, \delta_v^2)$ ,  $u_{ijt} \sim N^+(m_{ijt}, \delta_u^2)$ ,  $v_{ijt}$  为随机扰动项,  $u_{ijt}$  为衡量技术非效率的非负随机扰动项。

式(2)为技术非效率效应表达式, 计算得在特定因素影响下的效率损失。本文参考了刘永辉和赵晓晖

(2020)以及严佳佳等(2019)的指标选取方式,选定了影响对外直接投资的非效率项变量,  $internet_{jt}$ 代表东道国基础设施建设水平,  $bit_{jt}$ 为  $t$  时期东道国与中国是否签订双边投资协定,  $govern_{jt}$ 为东道国政治制度质量,  $legal_{jt}$ 为东道国法律制度质量,  $ef_{jt}$ 代表东道国的经济自由度。

式(3)为技术效率表达式,计算得  $t$  时期中国对东道国实际投资水平与投资前沿水平的比值,即为投资效率,效率值的取值区间为 $[0, 1]$ 。当  $effic = 1$  时,中国对东道国的投资效率最大化,此时实际投资水平等于理想状态下的投资前沿水平;当  $0 \leq effic < 1$  时,中国对东道国的投资效率没有达到理想状态,存在一定潜力的提升空间。

## 2. 多期 DID 模型

设立境外人民币清算行提供了一个良好的准自然实验,可以使用双重差分法(DID)评估其对 OFDI 效率的影响;因此,将已设立人民币清算行的国家和地区设置为实验组,其余为对照组。此外,传统两期 DID 模型假设中政策冲击的时点是一致的,而中国在不同国家和地区设立境外人民币清算行的时间是不尽相同的;基于此,本文将设立时间的差异考虑在内,选用多期 DID 模型进行检验。本文的基准模型为:

$$effic_{ijt} = \alpha_1 + \gamma_1 qsh_{jt} + \theta_1 X_{jt} + \mu_j + \lambda_t + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

其中,被解释变量  $effic_{ijt}$  为上文计算的  $t$  时期中国对  $j$  国的 OFDI 效率。核心解释变量  $qsh_{jt}$  为虚拟变量,表示境外人民币清算行的设立情况,若央行于第  $t$  年在  $j$  国设立清算行,则  $t$  年及之后的年份取值为 1,反之取值为 0;系数  $\gamma$  的衡量了清算行对中国 OFDI 效率的净效应;需要说明的是,考虑到部分境外人民币清算行的设立时间靠近年底,当年的经济数据难以很好地体现其经济效应,故本文以 9 月 30 日为界限,即前三季度设立则视为当年设立,第四季度设立则将设立年份滞后 1 年。  $X_{jt}$  为控制变量,本文参考了杨其静和谭曼(2022)以及戴翔和王如雪(2022)的思路,选取中国 GDP( $lngdpc_{it}$ )和东道国的 GDP( $lngdp_{jt}$ )、人均 GDP( $lnpgdp_{jt}$ )、GDP 增速( $gdpg_{jt}$ )、通货膨胀率( $inf_{jt}$ )、自然资源丰裕程度( $res_{jt}$ )、外资开放度( $fdiopen_{jt}$ )、以及双边贸易额( $lntrade_{jt}$ )和是否签订双边投资协定( $bit_{jt}$ )。  $\alpha_1$  为截距项,  $\varepsilon_{jt}$  为误差项。此外,本文还控制了个体固定效应  $\mu_i$  和时间固定效应  $\lambda_t$ 。

## 3. 拓展检验

针对双重差分分析框架存在的样本选择偏误,即中国是否在该国家和地区设立清算行是自我选择而非随机选择的结果,本文将 Heckman et al.(1997)提出的倾向得分匹配方法(PSM)引入分析框架,从多维度进行匹配以降低控制组和实验组样本维度差异,从而更准确地评估设立境外人民币清算行促进中国 OFDI 的净效应。本文参考支宇鹏和陈乔(2019)以及于国才和王晨宇(2021)的思路,选取人均 GDP( $lnpgdp_{jt}$ )、城镇化水平( $urban_{jt}$ )、基础设施建设水平( $internet_{jt}$ )、经济自由度( $ef_{jt}$ )和双边贸易额( $lntrade_{jt}$ )作为匹配的协变量。需要说明的是,逐期匹配是目前多期 PSM-DID 的主流方法,但其结果在很大程度上会表现为实验组的个体在不同时期与控制组的不同个体相匹配,进而可能引起相应偏差;因此,为解决控制组不稳定的问题,本文借鉴贾俊雪等(2018)中“协变量平均匹配”的处理方法,利用整体政策冲击前 2003-2012 年间各期协变量的平均值进行倾向得分匹配。

此外,考虑到境外人民币清算行实际开业的时间会略微滞后于中国央行宣布在东道国设立清算行的时间,以及中国对外直接投资流量和存量的区别,本文还采用了变更政策冲击时间和替换被解释变量等方式进行了稳健性检验。

随后,针对典型国家,本文选用 Abadie & Gardeazabal(2003)提出的合成控制法(SCM)进行检验,简要思路如下:假定样本为  $K + 1$  个国家在  $t \in T$  时期内的平衡面板,  $T_0$  表示设立境外人民币清算行之前的时区,  $T_1$  表示设立清算行之后的时区,  $T = T_0 + T_1$ ; 国家 1 为处理对象,即设立清算行的国家,国家 2 至  $K$  为控制组,即未设立清算行的国家。令  $Y_{kt}$  为国家  $k$  在  $t$  时点的 OFDI 效率,其中  $Y_{kt}^1$  表示设立清算行的国家  $k$  在  $t$  时点的 OFDI 效率,  $Y_{kt}^N$  表示未设立清算行的国家  $k$  在  $t$  时点的 OFDI 效率。当  $t \in T_0$  时,  $Y_{kt}^1 = Y_{kt}^N$ ; 当  $t \in T_1$  时,设立清算行对国家  $k$  在  $t$  时点的 OFDI 效率影响可表示为:  $\tau_{kt} = Y_{kt}^1 - Y_{kt}^N, t \in T_1$  (5); 当  $k=1$  时,  $\tau_{1t} = Y_{1t}^1 - Y_{1t}^N, t \in T_1$  (6)。式(6)估计的值即为设立清算行对东道国  $k$  在  $t$  时点 OFDI 效率的影响。由于设立清算行后各东道国的 OFDI 效率,即  $Y_{1t}^1$  时已知的,因此衡量设立清算行的投资效益就需要准确估计  $Y_{1t}^N$ , 本文使用“合成东道国”  $\hat{Y}_{1t}^N$  来模拟。借鉴 Abadie et al.(2010)的做法,“合成东道国”可由控制组加权平均求得,其  $K \times 1$

阶权重矩阵为  $W = (w_2, \dots, w_{K+1})'$ ,  $0 \leq w_k \leq 1, k = 2, \dots, K$ , 且  $w_2 + \dots + w_{K+1} = 1$ , 因而  $\hat{Y}_{1t}^N = \sum_{k=2}^{K+1} w_k Y_{kt}^N$ , 则式(6)可进一步等价于  $\hat{\tau}_{1t} = Y_{1t}^1 - \hat{Y}_{1t}^N = Y_{1t}^1 - \sum_{k=2}^{K+1} w_k Y_{kt}^N, t \in T_1$  (7)。构造“合成东道国”的关键在于找到最有权重矩阵  $W^*$ , 使得设立清算行之前真实东道国与“合成东道国”的 OFDI 效率差异最小, 即式(8)最小:  $\sum_{m=1}^1 S_m (Z_{m1} - w_2 Z_{m2} - \dots - w_{K+1} Z_{mK+1})^2$  (8),  $Z_{mk}$  表示设立清算行前国家  $k$  的第  $m$  个  $Y_{kt}$  的预测变量 ( $t \in T_0$ ),  $S_m$  反映了第  $m$  个  $Y_{kt}$  的预测变量的贡献程度。因此, 设立清算行对东道国 OFDI 效率的影响为式(9)表示的结果:  $\hat{\tau}_{1t} = Y_{1t}^1 - \sum_{k=2}^{K+1} w_k^* Y_{kt}^N, t \in T_1$  (9)。其中, 本文选取中国对重点国家的 OFDI 效率 ( $effic_{jt}$ ) 作为合成控制法的产出变量, 以准确衡量设立清算行前后对该国 OFDI 效率的变动情况; 并参考颜银根等(2022)的研究思路, 选取东道国的人均 GDP ( $\ln pgdp_{jt}$ )、GDP ( $\ln gdp_{jt}$ )、外资开放度 ( $fdiopen_{jt}$ )、双边贸易额 ( $\ln trade_{jt}$ ), 以及清算行设立前每一年的 OFDI 效率值作为预测变量, 即匹配变量。

#### 4. 中介效应检验

基于前文理论假说, 本文对“境外人民币清算行——汇率风险——中国 OFDI 效率”传导路径进行检验。针对目前学术界对三段式中介效应检验的诸多讨论, 本文参照文雁兵等(2022)和江艇(2022)的做法设计四段式中介效应模型进行机制检验, 着重考察中介变量对被解释变量是否具有直接影响, 有助于增强实证链条的完备性。另一方面, 本文还进行了 Sobel 检验和 Bootstrap(1000 次)抽样检验来判断中介效应是否存在。结合模型(4), 本文构建以下中介效应模型:

$$\text{mediate}_{jt} = \alpha_2 + \gamma_2 \text{qsh}_{jt} + \theta_2 X_{jt} + \mu_j + \lambda_t + \varepsilon_{jt} \quad (10)$$

$$\text{effic}_{ijt} = \alpha_3 + \varphi_1 \text{mediate}_{jt} + \theta_3 X_{jt} + \mu_j + \lambda_t + \varepsilon_{jt} \quad (11)$$

$$\text{effic}_{ijt} = \alpha_4 + \gamma_3 \text{qsh}_{jt} + \varphi_2 \text{mediate}_{jt} + \theta_4 X_{jt} + \mu_j + \lambda_t + \varepsilon_{jt} \quad (12)$$

其中,  $\text{mediate}_{jt}$  为中介变量, 本文参考李平等(2017)以及于国才和王晨宇(2021)的思路, 使用本年度以及前后各两年度共五年期的年度汇率离散系数衡量的汇率波动率代表汇率预期波动风险 ( $\text{exrateysd}_{jt}$ ), 并采用月度汇率离散系数测算的汇率波动率代表汇率实际波动风险 ( $\text{exrateyrv}_{jt}$ )。

#### 5. 调节效应检验

为了更好地从金融视角出发, 理解东道国金融因素对境外人民币清算行在中国对外直接投资领域发挥作用的影响, 本文从金融效率、金融深度、金融诚信文化、金融稳定性和银行系统规模五个维度对东道国金融发展水平进行定义(张友棠和杨柳, 2020), 采用设置交互项的方法检验其内在调节机制。模型设定如下:

$$\text{effic}_{ijt} = \alpha_5 + \zeta_1 \text{qsh}_{jt} * \text{moderate}_{jt} + \gamma_4 \text{qsh}_{jt} + \eta_1 \text{moderate}_{jt} + \theta_5 X_{jt} + \mu_j + \lambda_t + \varepsilon_{jt} \quad (13)$$

其中,  $\text{moderate}_{jt}$  为调节变量, 本文参考胡冰和王晓芳(2019)以及张友棠和杨柳(2020)的思路, 选用银行税前净资产收益率代表金融效率 ( $\text{feffi}_{jt}$ )、私人部门信贷占 GDP 比重代表金融深度 ( $\text{fdep}_{jt}$ )、公共征信系统覆盖率代表金融诚信文化 ( $\text{finte}_{jt}$ )、银行 Z 值代表金融稳定性 ( $\text{fsta}_{jt}$ )、中央银行资产占 GDP 比重代表银行系统规模 ( $\text{fbank}_{jt}$ )。

表 2 展示了上文所涉及到的变量定义及数据来源。

表 2 变量定义、计算方法与数据来源

| 变量名称  | 变量定义与计算方法  | 数据来源                   |
|-------|--|------------------------|
| ofdic | ofdi 存量转化值, 公式为 $\text{ofdic} = \ln(\text{ofdi} + \sqrt{\text{ofdi}^2 + 1})$ | 历年《中国对外直接投资统计公报》       |
| ofdil | ofdi 流量转化值, 公式为 $\text{ofdil} = \ln(\text{ofdi} + \sqrt{\text{ofdi}^2 + 1})$ | 历年《中国对外直接投资统计公报》       |
| effic | SFA 模型计算的 ofdi 存量效率  |                        |
| effil | SFA 模型计算的 ofdi 流量效率  |                        |
| qsh   | 若央行于第 $t$ 年在东道国设立清算行, 则 $t$ 年及之后的年份取值为 1, 反之取值为 0                            | 根据中国人民银行和各商业银行官网信息手动整理 |
| qsh1  | 若第 $t$ 年在东道国设立清算行正式开业, 则 $t$ 年及之后的年份取值为 1, 反                                 | 根据中国人民银行和各商            |

|             |   |                    |
|-------------|---|--------------------|
|             | 之取值为 0  | 业银行官网信息手动整理        |
| lngdp       | 东道国 GDP   | 世界银行世界发展指标数据库(WDI) |
| lngdpc      | 中国 GDP  | 世界银行世界发展指标数据库(WDI) |
| res         | 燃料、矿石和金属出口占商品出口的比重  | 世界银行世界发展指标数据库(WDI) |
| lndis       | 经济加权距离  | CEPII 数据库          |
| ptrade      | 商品贸易占 GDP 的比重   | 世界银行世界发展指标数据库(WDI) |
| internet    | 每 100 人中移动网络订阅读量  | 世界银行世界发展指标数据库(WDI) |
| bit         | 签订双边投资协定取“1”，否则取“0”   | 中华人民共和国商务部         |
| govern      | 公民话语权、政府治理效率、社会动荡水平三者取算术平均值   | 世界银行全球治理指数(WGI)    |
| legal       | 政府廉洁度、监管质量、法制水平三者取算术平均值   | 世界银行全球治理指数(WGI)    |
| ef          | 东道国投资自由、金融自由、贸易自由、劳动力自由、货币自由、商业自由、财务自由、财产权、免于腐败、政府支出等十项指标加权   | 美国传统基金会            |
| lnpgdp      | 人均 GDP  | 世界银行世界发展指标数据库(WDI) |
| gdpg        | GDP 增速  | 世界银行世界发展指标数据库(WDI) |
| inf         | 通货膨胀率   | 世界银行世界发展指标数据库(WDI) |
| lntrade     | 中国同东道国的进出口总额  | 国家统计局              |
| fdiopen     | 外国直接投资净流入占 GDP 比重   | 世界银行世界发展指标数据库(WDI) |
| urban       | 城镇人口占比  | 世界银行世界发展指标数据库(WDI) |
| exratelevel | 年度双边汇率  | 美联储 IFS 国际金融数据库    |
| exrateysd   | 公式为 $\text{exrateysd}_{jt} = \frac{\sqrt{\frac{1}{5} \sum_{p=-2}^2 (\text{exratelevel}_{jt-p} - \frac{1}{5} \sum_{p=-2}^2 \text{exratelevel}_{jt-p})^2}}{\frac{1}{5} \sum_{p=-2}^2 \text{exratelevel}_{jt-p}}$  |                    |
| exratemon   | 月度双边汇率  | 美联储 IFS 国际金融数据库    |
| exrateyrv   | 公式为 $\text{exrateyrv}_{jtm} = \frac{\sqrt{\frac{1}{12} \sum_{m=1}^{12} (\text{exratemon}_{jtm} - \frac{1}{12} \sum_{m=1}^{12} \text{exratemon}_{jtm})^2}}{\frac{1}{12} \sum_{m=1}^{12} \text{exratemon}_{jtm}}$ |                    |
| feffi       | 银行税前净资产收益率  | 世界银行金融发展数据库(GFDD)  |
| fdep        | 私人部门信贷占 GDP 比重  | 世界银行金融发展数据库(GFDD)  |
| finte       | 公共征信系统覆盖率   | 世界银行世界发展指标数据库      |

|       |                |                       |
|-------|----------------|-----------------------|
|       |                | 据库(WDI)               |
| fsta  | 银行 Z 值         | 世界银行金融发展数据库<br>(GFDD) |
| fbank | 中央银行资产占 GDP 比重 | 世界银行金融发展数据库<br>(GFDD) |

### 三、实证分析

#### (一) 基准回归

表 3 列示了设立境外人民币清算行影响中国 OFDI 效率的多期双重差分基准回归结果。列(1)为只控制个体固定效应的估计结果，回归系数在 1%的置信水平下显著为正；列(2)在列(1)的基础上控制了时间固定效应，政策虚拟变量的系数仍在 5%的水平上显著为正；列(3)进一步加入了所有控制变量，在一定程度上缩小了政策效应的估计误差，结果依旧显著为正。这表明境外人民币清算行的设立显著提高了中国 OFDI 效率，且多期 DID 模型的应用可以很好地排除选择性偏差和时间趋势效应带来的影响。

表 3 基准回归结果

| 变量   | effic               |                     |                    |
|------|---------------------|---------------------|--------------------|
|      | (1)                 | (2)                 | (3)                |
| qsh  | 0.090***<br>(0.026) | 0.074***<br>(0.028) | 0.065**<br>(0.027) |
| 常数项  | 0.255***<br>(0.001) | 0.204***<br>(0.014) | -0.165<br>(0.893)  |
| 国家   | Yes                 | Yes                 | Yes                |
| 年份   | No                  | Yes                 | Yes                |
| 控制变量 | No                  | No                  | Yes                |
| R2   | 0.019               | 0.064               | 0.079              |
| 样本数  | 3021                | 3021                | 3021               |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示 t 检验在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为参数估计结果标准差，下表同。

#### (二) 稳健性检验

##### 1. 平行趋势检验

使用多期 DID 分析框架进行研究的重要前提条件是满足平行趋势假定(Beck et al., 2010)，即在设立境外人民币清算行之前对照组和实验组中中国 OFDI 效率的变化趋势应基本一致。考虑到数据年份跨度较大，本文选用政策干预前后 3 期的数据进行检验，图 1 为平行趋势检验图。由图 1 可知，设立清算行当期及之前的政策回归系数均不显著，表明在清算行设立前对照组和实验组中中国 OFDI 效率变化趋势无明显差异，满足平行趋势假定。此外，在清算行设立之后各期的政策回归系数呈上升趋势，且通过了显著性检验，表明清算行设立后中国 OFDI 效率的提升具备一定的长期性和稳定性。

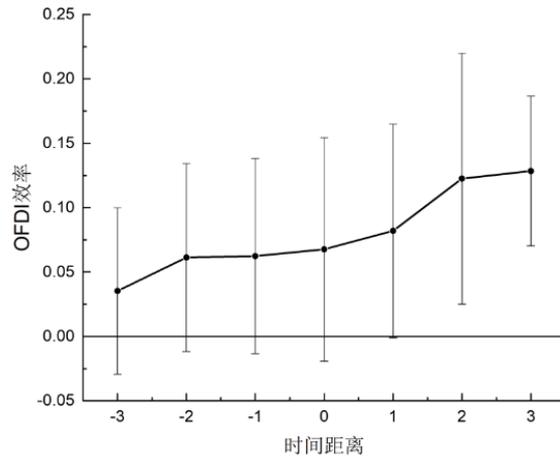


图1 平行趋势检验

## 2. 基于 PSM-DID 方法的回归检验

中国选择设立境外人民币清算行时可能会存在选择性偏倚，进而导致上文研究过程中内生性问题的产生。换言之，不同国家可能会根据其与中国的双边国际关系稳定性、双边经贸往来密切程度以及清算行的经济效应等因素就是否同意中国在当地设立境外人民币清算行进行抉择；同样，中国也更偏向在政治经济战略地位重要、经贸往来密切以及国际关系良好的国家设立清算行。由此可见，境外人民币清算行的设立并非是完全随机选择的。为较好地解决选择性偏倚导致的内生性问题，本文选用 PSM-DID 的方法进行稳健性检验。

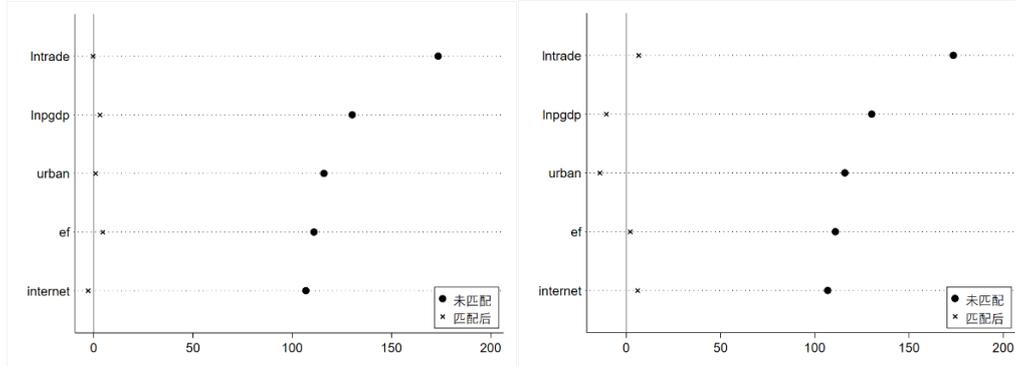
为避免匹配方法选择而可能造成的结果偏误，本文选用一对四近邻匹配和核匹配两种方法同时对模型的稳健性进行检验。在得到匹配后的对照组和实验组后，还需要进一步完成平衡性检验；若二者不存在显著差异，则 PSM-DID 方法具有合理性。表 4 显示，各特征变量在匹配后的标准化偏差明显降低，样本均值更加趋同，且 t 检验的结果不拒绝对照组和实验组无系统差异的假定；图 2 进一步汇报了对照组和实验组特征变量在匹配前后的标准化偏差，可以看出匹配前两组样本的特征变量均存在较大差异，而匹配后各特征变量的标准化偏差基本在 0 附近。表 4 和图 2 的结果均说明两种匹配方法的结果基本一致，本文估计结果受匹配方法的影响可以忽略不计，进一步佐证了本文结果的可靠性。

PSM-DID 方法已被证明其合理性，即在 PSM 的基础上实现了选择的随机性，后续则利用匹配后的样本进行 DID 分析，结果见表 5。就近邻匹配方法的最终结果而言，虽然列(2)中核心解释变量系数显著性水平较低，但列(3)中加入控制变量后仍通过了 5%的显著性水平检验，依旧佐证了上述结论成立；就核匹配方法的最终结果而言，核心解释变量的显著性并未发生变化。整体来看，PSM-DID 的估计结果与前文 DID 的结果基本一致，证明基准回归的估计结果的有效性和可靠性较为可观，意味着设立境外人民币清算行能有效提高中国对东道国的 OFDI 效率。

表 4 平衡性检验结果

| 变量       |   | 近邻匹配方法 |        |           |      |       | 核匹配方法  |        |           |       |       |
|----------|---|--------|--------|-----------|------|-------|--------|--------|-----------|-------|-------|
|          |   | 均值     |        | 标准化偏差 (%) | t 检验 |       | 均值     |        | 标准化偏差 (%) | t 检验  |       |
|          |   | 实验组    | 对照组    |           | t 统计 | P> t  | 实验组    | 对照组    |           | t 统计  | P> t  |
| lnpgdp   | 前 | 9.881  | 8.171  | 130.2     | 5.05 | 0.000 | 9.881  | 8.171  | 130.2     | 5.05  | 0.000 |
|          | 后 | 9.667  | 9.627  | 3.1       | 0.08 | 0.936 | 9.782  | 9.921  | -10.6     | -0.33 | 0.742 |
| urban    | 前 | 76.554 | 54.19  | 116.0     | 4.35 | 0.000 | 76.554 | 54.19  | 116.0     | 4.35  | 0.000 |
|          | 后 | 73.741 | 73.567 | 0.9       | 0.03 | 0.979 | 75.548 | 78.252 | -14.0     | -0.46 | 0.651 |
| internet | 前 | 95.875 | 64.318 | 106.9     | 3.94 | 0.000 | 95.875 | 64.318 | 106.9     | 3.94  | 0.000 |

|         |   |        |        |       |       |       |        |        |       |      |       |
|---------|---|--------|--------|-------|-------|-------|--------|--------|-------|------|-------|
|         | 后 | 96.977 | 97.819 | -2.9  | -0.08 | 0.938 | 97.065 | 95.298 | 6.0   | 0.21 | 0.838 |
| ef      | 前 | 69.386 | 57.967 | 110.9 | 4.54  | 0.000 | 69.386 | 57.967 | 110.9 | 4.54 | 0.000 |
|         | 后 | 66.11  | 65.648 | 4.5   | 0.13  | 0.899 | 68.186 | 67.969 | 2.1   | 0.07 | 0.946 |
| Intrade | 前 | 14.466 | 11.295 | 173.5 | 6.51  | 0.000 | 14.466 | 11.295 | 173.5 | 6.51 | 0.000 |
|         | 后 | 13.755 | 13.763 | -0.4  | -0.02 | 0.988 | 14.135 | 14.015 | 6.6   | 0.24 | 0.810 |



基于近邻匹配方法的特征变量的标准偏差(%)

基于核匹配方法的特征变量的标准偏差(%)

图 2 匹配前后各特征变量标准化偏差图

表 5 基于倾向得分匹配的双重差分结果

| 变量             | effic               |                     |                    |                     |                     |                    |
|----------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
|                | 近邻匹配                |                     |                    | 核匹配                 |                     |                    |
|                | (1)                 | (2)                 | (3)                | (4)                 | (5)                 | (6)                |
| qsh            | 0.110***<br>(0.039) | 0.078*<br>(0.044)   | 0.080**<br>(0.036) | 0.105***<br>(0.030) | 0.076**<br>(0.033)  | 0.066**<br>(0.030) |
| 常数项            | 0.236***<br>(0.004) | 0.173***<br>(0.027) | -1.509<br>(1.400)  | 0.243***<br>(0.002) | 0.182***<br>(0.018) | -0.331<br>(1.177)  |
| 国家             | Yes                 | Yes                 | Yes                | Yes                 | Yes                 | Yes                |
| 年份             | No                  | Yes                 | Yes                | No                  | Yes                 | Yes                |
| 控制变量           | No                  | No                  | Yes                | No                  | No                  | Yes                |
| R <sup>2</sup> | 0.064               | 0.135               | 0.180              | 0.034               | 0.095               | 0.132              |
| 样本数            | 817                 | 817                 | 817                | 1824                | 1824                | 1824               |

### 3. 安慰剂检验：随机抽取实验组

为了检验设立境外人民币清算行对中国 OFDI 效率的促进作用是否受到未观测样本因素的影响，本文借鉴周茂等(2018)的处理方法，通过从样本中随机抽取设立清算行的国家和地区，对前文的主要结果进行安慰剂检验。如果不存在显著的遗漏变量偏误，安慰剂检验的回归系数不会显著异于零点；此外，为了降低潜在在小概率事件对估计结果的干扰程度，本文将伪实验组的随机生成过程重复 500 次。图 3 即为安慰剂检验的结果图示，虚线表示上文基准回归的系数估计值。图中绝大多数系数和 t 值均集中分布在 0 附近，均值与真实值的距离较远，且绝大多数估计系数并不显著；这意味着清算行设立对中国 OFDI 效率的政策效应没有受到其他未被观测因素的影响，所以原基准估计结果具有稳健性。

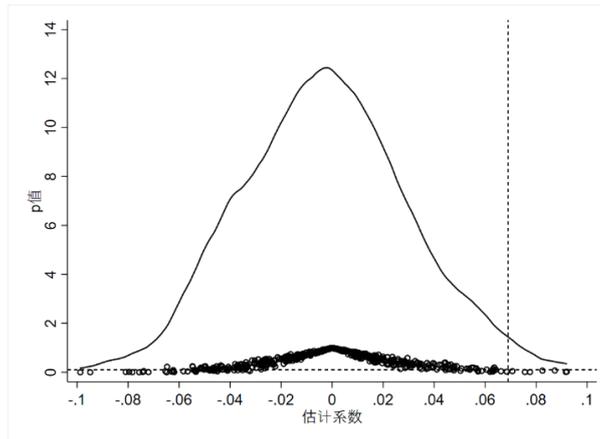


图3 安慰剂检验：随机抽取实验组

#### 4. 变换政策实施时间

一般而言，中国央行宣布在东道国设立境外人民币清算行后，会留有相应的组织筹备收尾工作的时间，故清算行正式开业的时间会稍滞后于宣布设立的时间。因此，本文试图将清算行正式开业时间对应的政策虚拟变量放入模型，以此来检验前文基准回归的稳健性，结果在表6中列示。表中列(1)-(3)对应本次检验，核心解释变量系数的显著性水平和基准回归相比没有变化，净效应系数虽相应有所下降但幅度较小。由此可见，当中国央行宣布在某国设立清算行时，企业受政策预期效应的影响，凭借其敏锐的资本嗅觉来调整其决策和投资行为，这将会在一定程度上提高中国对该东道国的OFDI效率；而当清算行在该国正式开业后，清算行实际运行给企业带来的各方面便利又将进一步吸引各方面投资的进驻，这又促进了OFDI效率的提高。换言之，这也印证了本文核心估计结论的稳健性。

同时，除了中国在其他国家设立境外人民币清算行的举措，也可能存在其他与该措施无关的政策或随机因素导致中国OFDI效率变动，而这种差异可能与中国是否设立清算行无关，最终影响结论的准确性；因而本文选取改变政策冲击时间的方法进行反事实检验，即假设改变设立清算行的时间。人民币国际化的起步很大程度上是2008年全球金融危机的结果；自2009年推行跨境人民币结算开始到2015年，人民币国际化经历了一个政府推动的快速发展时期。因此，本文假定设立清算行的高峰期分别发生在2005年和2006年，进行两期DID估计，结果如表6列(4)(5)所示；此外，本文考虑到清算行设立的先后顺序，将各个清算行的设立时间提前9年，使得绝大部分设立时间处于2004-2007年之间，随后进行多期DID估计，结果如表6列(6)所示。检验结果显示改变清算行设立时间后政策变量均不再显著为正，这从另一方面表明了中国在其他国家设立境外人民币清算行对中国OFDI效率产生了积极影响，由此也验证了前文的结论是稳健的。

表6 改变政策实施时间检验

| 变量             | effic               |                     |                    |                   |                   |                   |
|----------------|---------------------|---------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|                | (1)                 | (2)                 | (3)                | (4)               | (5)               | (6)               |
| qsh1           | 0.085***<br>(0.026) | 0.070**<br>(0.027)  | 0.060**<br>(0.026) | 0.059<br>(0.038)  | 0.058<br>(0.039)  | 0.033<br>(0.027)  |
| 常数项            | 0.255***<br>(0.001) | 0.204***<br>(0.014) | -0.173<br>(0.896)  | -0.171<br>(0.907) | -0.243<br>(0.910) | -0.253<br>(0.929) |
| 国家             | Yes                 | Yes                 | Yes                | Yes               | Yes               | Yes               |
| 年份             | No                  | Yes                 | Yes                | Yes               | Yes               | Yes               |
| 控制变量           | No                  | No                  | Yes                | Yes               | Yes               | Yes               |
| R <sup>2</sup> | 0.016               | 0.063               | 0.077              | 0.074             | 0.072             | 0.072             |
| 样本数            | 3021                | 3021                | 3021               | 3021              | 3021              | 3021              |

### 5. 更换被解释变量

此外，本文还通过替换被解释变量的方式进行稳健性检验。中国对外直接投资数据有存量和流量两种测度方式，考虑到对某国进行对外直接投资是一个长年累月的过程，因而前文中使用的是更能够体现投资积累结果的存量数据；此外，选用存量数据可以在一定程度上避免流量数据因外生冲击而产生的剧烈波动，进而最大限度地规避对估计结果的不利影响。相比之下，流量数据波动较大且常有零值存在，对实际投资效率的度量能力稍低于存量数据；但考虑到流量数据能够在一定程度上反映当年中国企业“走出去”意愿的强烈程度，因此本文选用对外直接投资流量数据进行同步检验。从表 7 所示结果来看，不加入控制变量的条件下，仅控制个体固定效应时核心解释变量系数不再显著为正，而同时控制个体固定效应和时间固定效应时的结果仍通过 5% 的显著性水平检验；在此基础上加入控制变量后，核心解释变量的显著性水平未发生变化。这依旧可以说明设立清算行能有效提高中国 OFDI 效率，也从侧面表明了多期 DID 模型使用的合理性。

表 7 改变被解释变量检验

| 变量   | effil               |                     |                    |
|------|---------------------|---------------------|--------------------|
|      | (1)                 | (2)                 | (3)                |
| qsh  | 0.034<br>(0.024)    | 0.054**<br>(0.025)  | 0.053**<br>(0.024) |
| 常数项  | 0.160***<br>(0.001) | 0.106***<br>(0.012) | 0.255<br>(0.724)   |
| 国家   | Yes                 | Yes                 | Yes                |
| 年份   | No                  | Yes                 | Yes                |
| 控制变量 | No                  | No                  | Yes                |
| R2   | 0.002               | 0.042               | 0.052              |
| 样本数  | 3021                | 3021                | 3021               |

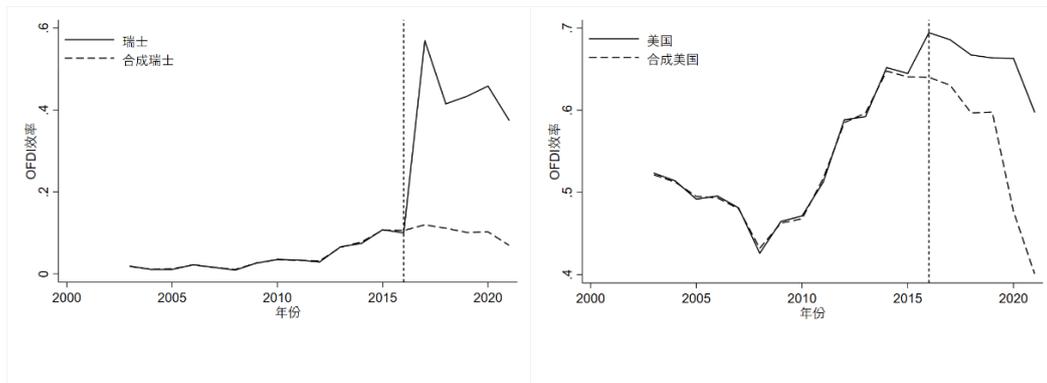
### 6. 合成控制：以美国和瑞士为例

当前世界经济发展面临多重不确定性叠加的严峻态势，全球金融市场也处于动荡时期，国际投资者对避险货币的需求会急剧增加。因此，本文将货币的避险属性纳入分析框架，从国际主要避险货币对应主权国家的视角切入，考察在全球金融市场风险上升时境外人民币清算行的设立能否逆势提振中国对重点国家的 OFDI 效率。纵观现有研究以及市场投资者的实际行动，在主要国际货币中，美元、日元和瑞士法郎总体倾向被认为是全球三大主要避险货币(Rinaldo & Söderlind, 2010; 王晋斌等, 2022)，而其对应的国家美国、日本和瑞士也都处于境外人民币清算行国家名单之中。由于中国在日本设立境外人民币清算行的时间较晚，且恰逢新冠肺炎疫情重创各国经济发展，清算行在日本的作用效果无法很好地体现其真实的投资效应；因此，本文选取美国和瑞士为重点国家，利用合成控制法对原有结论开展进一步验证。

图 4 为合成控制法分析的结果，描绘了瑞士和“合成瑞士”、美国和“合成美国”2003-2021 年中国对其 OFDI 效率的走势；其中实线为真实国家的效率值，虚线为合成国家的效率值，而时间轴虚线左侧为清算行设立之前的时期，右侧为清算行设立之后的时期。由图可知，在 2016 年设立清算行之前，合成国家的 OFDI 效率曲线几乎与真实国家重合，这也在一定程度上表明合成国家基本复制了真实国家的 OFDI 效率变化情况，可以作为合适的对照目标。在 2016 年之后，“合成瑞士”和“合成美国”的 OFDI 效率变动情况与真实值出现了较大差异，这也恰好说明了在美国和瑞士设立境外人民币清算行对中国对其 OFDI 效率提升的效果立竿见影。

对于合成控制法的分析结果，本文借鉴 Abadie et al.(2010)的做法，假设每一个对照组国家都受到同样的政策冲击以进行政策效应的估计，随后通过排序分析受到实际冲击的国家的政策效应与受到虚拟冲击的对照组国家的政策效应存不存在显著不同；通过该方法作为合成控制法安慰剂检验的方式，进行均方误差 RMSPE 排序，检验结果如图 5 所示。对于瑞士来说，只有 1 个国家的 RMSPE 值大于瑞士，即在瑞士设立

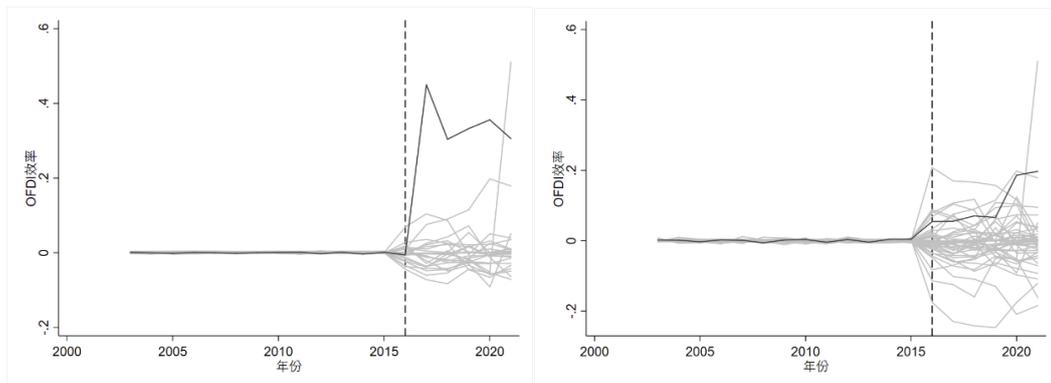
清算行的 OFDI 效率提升作用在 1% 的统计水平上显著；对于美国来说，只有 9 个国家的 RMSPE 值大于美国，即在瑞士设立清算行的 OFDI 效率提升作用在 7% 的统计水平上显著。这也进一步证实了原有结论的可靠性。



瑞士和“合成瑞士”的 OFDI 效率对比

美国和“合成美国”的 OFDI 效率对比

图 4 合成控制分析结果



合成瑞士

合成美国

图 5 RMSPE 均方误差排序检验

### (三) 异质性分析

#### 1. 是否为“一带一路”沿线国家

“一带一路”倡议由习近平总书记在 2013 年提出，为中国推动新一轮高水平对外开放提供了广阔的国际空间，“一带一路”沿线也迅速发展成为中国对外直接投资的热点地区。而对于沿线国家和非沿线国家而言，境外人民币清算行设立对中国 OFDI 效率的促进效应也可能会呈现出相应的差异。因此，本文将总样本进一步区分为“一带一路”沿线国家和非“一带一路”沿线国家两个子样本，分别考察设立清算行对不同国家产生的投资效率促进效应。从表 8 所列示的回归结果中可以看出沿线国家子样本回归中核心解释变量系数不显著或显著水平较低，而非沿线国家子样本回归中核心解释变量系数均至少在 5% 的水平上显著。这从侧面表明中国与“一带一路”沿线国家在各方面合作紧密，其中更是从设施联通、政策沟通、资金融通、贸易畅通和民心相通这特有的“五通”机制来促进中国对“一带一路”沿线国家的投资增长，因此，OFDI 效率在波动中呈现整体增长态势；但相比设立境外人民币清算行对投资效率的促进效应而言，“五通”机制全方位的影响力度或发挥着更为重要的主导作用。而对于非“一带一路”沿线国家，中国与其在经贸交流合作方面联系紧密度的提升也需要各类相关政策发挥牵线搭桥的带头作用；因而境外人民币清算行的设立具有相当重要的现实意义，仍显著提升了中国对非“一带一路”沿线国家的 OFDI 效率，这也符合前文基准回归的相关结论。

表 8 是否为“一带一路”沿线国家异质性检验

| 变量             | effic               |                     |                    |                     |                     |                    |
|----------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
|                | “一带一路”沿线国家          |                     |                    | 非“一带一路”沿线国家         |                     |                    |
|                | (1)                 | (2)                 | (3)                | (4)                 | (5)                 | (6)                |
| qsh            | 0.047*<br>(0.028)   | 0.022<br>(0.030)    | 0.003<br>(0.028)   | 0.114***<br>(0.036) | 0.103**<br>(0.040)  | 0.096**<br>(0.042) |
| 常数项            | 0.200***<br>(0.001) | 0.146***<br>(0.017) | -1.369*<br>(0.716) | 0.290***<br>(0.002) | 0.241***<br>(0.020) | -0.334<br>(2.292)  |
| 国家             | Yes                 | Yes                 | Yes                | Yes                 | Yes                 | Yes                |
| 年份             | No                  | Yes                 | Yes                | No                  | Yes                 | Yes                |
| 控制变量           | No                  | No                  | Yes                | No                  | No                  | Yes                |
| R <sup>2</sup> | 0.008               | 0.074               | 0.114              | 0.025               | 0.071               | 0.094              |
| 样本数            | 1178                | 1178                | 1178               | 1843                | 1843                | 1843               |

## 2. 是否为发达国家

不同国家间的经济发展水平差异极有可能会影响境外人民币清算行设立提高 OFDI 效率的政策效应。基于此，本文从国家异质性的角度出发，根据联合国贸易和发展会议关于经济体分类的定义，将总样本国家进一步划分为发达国家和发展中国家两个子样本，分别考察设立清算行提升中国对不同发展水平国家 OFDI 效率的作用效果。回归结果如表 9 所示，发达国家子样本回归中核心解释变量系数均不显著，而发展中国家子样本回归中系数显著为正。这表明境外人民币清算行的设立主要促进了中国对发展中经济体的 OFDI 效率提升，而对发达经济体的 OFDI 效率提升效应在整体上尚未显著呈现。造成上述异质性影响效应的可能原因是相较于发达国家，发展中国家面临的内部和外部发展条件更加不稳定，国际外生力量在进入当地市场时面临着极大的不确定性；而发展中国家存在巨大的发展潜力，为世界各国提供了良好的投资合作机遇。当前国际形势下，南南合作的重要性愈加凸显。中国作为世界上最大的发展中国家和第二大经济体，提出的全球发展倡议为中国同其他发展中国家开展合作创造了新机遇；而境外人民币清算行作为中国央行职能在境外的延伸，能够更好地为中国企业和发展中经济体市场搭建沟通桥梁、实现双方的利益需求，同时助力中国企业在“走出去”的过程中掌握更大的话语权、激发投资潜力。

表 9 是否为发达国家异质性检验

| 变量             | effic               |                     |                       |                     |                     |                   |
|----------------|---------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|-------------------|
|                | 发达国家                |                     |                       | 发展中国家               |                     |                   |
|                | (1)                 | (2)                 | (3)                   | (4)                 | (5)                 | (6)               |
| qsh            | 0.047<br>(0.030)    | 0.031<br>(0.051)    | 0.009<br>(0.044)      | 0.050**<br>(0.022)  | 0.049**<br>(0.024)  | 0.044*<br>(0.024) |
| 常数项            | 0.149***<br>(0.004) | 0.145***<br>(0.030) | -16.523***<br>(4.618) | 0.269***<br>(0.001) | 0.218***<br>(0.016) | 0.246<br>(0.879)  |
| 国家             | Yes                 | Yes                 | Yes                   | Yes                 | Yes                 | Yes               |
| 年份             | No                  | Yes                 | Yes                   | No                  | Yes                 | Yes               |
| 控制变量           | No                  | No                  | Yes                   | No                  | No                  | Yes               |
| R <sup>2</sup> | 0.011               | 0.221               | 0.330                 | 0.003               | 0.052               | 0.070             |
| 样本数            | 608                 | 608                 | 608                   | 2413                | 2413                | 2413              |

## 四、机制检验

### (一)汇率风险的中介效应检验

本文选用了汇率预期波动风险和汇率实际波动风险的双重汇率风险指标作为中介变量进行机制检验，具体回归结果如表 10 和表 11 所示。表 10 中，列(1)清算行的系数显著为正，表明境外人民币清算行的设立提升了中国 OFDI 效率；列(2)清算行的系数显著为负，说明清算行能够有效降低汇率预期波动风险；列(4)中清算行的系数较列(1)有所下降，但仍显著为正，且列(3)(4)中汇率预期波动风险的系数均显著为负。在此基础上，本文进行了 Sobel 检验，得出 Z 值统计量为 2.642 且在 1%的水平上显著。进一步地，本文又进行了 Bootstrap 检验(1000 次)，发现间接效应和直接效应的 95%置信区间均不包含 0。上述结果表明，以汇率预期波动风险衡量的汇率风险发挥了显著的中介效应。同样地，表 11 的结果显示以汇率实际波动风险衡量的汇率风险也发挥了显著的中介效应。即设立境外人民币清算行能够有效降低汇率风险，从而吸引中国对该东道国进行投资，提升了中国 OFDI 效率。

值得注意的是，汇率实际波动风险的中介效应占比仅为 4.1%，与汇率预期波动风险的中介效应占比 8.9%相比还有一定差距。这可能是由于当汇率风险实际发生后，中国企业在海外投资经营过程中涉及的现金流会对汇率波动进行即时反馈，此时短期内清算行与企业之间通过协商合作以规避汇率风险的有效时间受到限制，清算行的作用发挥空间便会收窄。因此，汇率实际波动风险发挥的中介效应占比较小；这也说明人民币国际化进程需进一步推进以增强中国在国际金融体系中的话语权以及应对各种危机的管理能力。相反，对于中国企业面临的汇率预期波动风险，清算行能够在事前帮助企业通过金融对冲或自然对冲的方式进行有效规避，减少企业决策的时间和成本；此外，清算行在提高人民币清算效率、推广跨境人民币业务和培育离岸人民币市场等方面的重要作用能够潜移默化地提升东道国对人民币的接受程度，使得中国企业选用人民币参与经济活动的主动权得到提升，从而在未来的投资活动中能一定程度上规避第三国币值波动带来的汇率风险。因此，清算行通过降低汇率预期波动风险的渠道促进中国 OFDI 效率提升的中介效应占比较大。

表 10 汇率预期波动风险的中介效应检验

| 变量                     | 汇率预期波动风险            |                     |                     |                     |
|------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                        | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 |
|                        | effic               | exrateysd           | effic               | effic               |
| qsh                    | 0.075***<br>(0.028) | -0.082**<br>(0.033) |                     | 0.068**<br>(0.027)  |
| exrateysd              |                     |                     | -0.089**<br>(0.037) | -0.081**<br>(0.036) |
| 常数项                    | -0.188<br>(1.059)   | -0.237<br>(1.046)   | -0.396<br>(1.064)   | -0.208<br>(1.056)   |
| 国家                     | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| 年份                     | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| 控制变量                   | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| R <sup>2</sup>         | 0.080               | 0.119               | 0.080               | 0.089               |
| 样本数                    | 1596                | 1596                | 1596                | 1596                |
| Sobel 检验值              | Z 值                 | 2.642***            |                     |                     |
|                        | 效应占比                | 8.9%                |                     |                     |
| Bootstrap(95%)<br>置信区间 | 间接效应                | LLCI                |                     | 0.0027              |
|                        |                     | ULCI                |                     | 0.0124              |

|      |  |        |        |
|------|--|--------|--------|
|      |  | Effect | 0.0067 |
| 直接效应 |  | LLCI   | 0.0250 |
|      |  | ULCI   | 0.1054 |
|      |  | Effect | 0.0682 |

表 11 汇率实际波动风险的中介效应检验

| 变量                     | 汇率实际波动风险           |                     |                     |                     |
|------------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                        | (1)                | (2)                 | (3)                 | (4)                 |
|                        | effic              | exrateyrv           | effic               | effic               |
| qsh                    | 0.069**<br>(0.031) | -0.054**<br>(0.022) |                     | 0.066**<br>(0.031)  |
| exrateyrv              |                    |                     | -0.058**<br>(0.026) | -0.052**<br>(0.026) |
| 常数项                    | 0.048<br>(0.915)   | -0.412<br>(0.724)   | -0.139<br>(0.914)   | 0.027<br>(0.923)    |
| 国家                     | Yes                | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| 年份                     | Yes                | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| 控制变量                   | Yes                | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| R <sup>2</sup>         | 0.082              | 0.207               | 0.078               | 0.085               |
| 样本数                    | 2444               | 2444                | 2444                | 2444                |
| Sobel 检验值              | Z 值                | 2.053**             |                     |                     |
|                        | 效应占比               | 4.1%                |                     |                     |
| Bootstrap(95%)<br>置信区间 | 间接效应               | LLCI                | 0.0009              |                     |
|                        |                    | ULCI                | 0.0062              |                     |
|                        |                    | Effect              | 0.0028              |                     |
|                        | 直接效应               | LLCI                | 0.3334              |                     |
|                        |                    | ULCI                | 0.0955              |                     |
|                        |                    | Effect              | 0.0661              |                     |

## (二)金融发展水平的调节效应检验

表 12 列示了金融发展水平影响境外人民币清算行与中国 OFDI 效率之间关系的调节效应检验结果。清算行政政策的系数均在 1%的水平上显著为正，与前文结论相符。对于分项指标而言，仅有银行系统规模的系数显著为正，金融效率、金融诚信文化、金融稳定性和金融深度的系数不显著或显著性水平较低。这说明一方面东道国金融体系的发展完善吸引着中国对其进行投资，因为其高质高效的交易结算和货币兑换模式能够有效提升金融市场中的货币流通速度，从而正向提升经济效益；另一方面金融发展不完善的国家同样对中国投资者有一定的吸引力，出于对“人类命运共同体”的考量，中国在谋求本国发展进程中会促进各国共同发展，这便需要中国对金融部门发展程度不高的国家开展一定的帮扶援助，从而也会在一定程度上对中国对外直接投资起到信号指引作用。

金融发展水平的五项指标与境外人民币清算行的交互项对应的系数均显著为负，表明金融发展水平的降低能够强化清算行的 OFDI 效率提升效应，即清算行在金融效率更低、金融深度更低、金融诚信文化覆盖面更小、金融稳定性更差以及银行系统更不发达的东道国发挥的投资效应越明显。这意味着在金融发展水平较低的国家中，当地金融市场对人民币的了解和接受程度受到限制，人民币的供求信息无法在市场中得到有效传递，各类金融机构中与人民币相关的业务开展面临来自各方面的阻力，这也将使得中国企业在进驻投资的过程中遭遇多方面更为严峻的挑战；而发达程度较高的金融市场由于金融基础设施更加完善、

信息传导渠道更加通畅、投资交易过程更加规范,存在此类负面问题的可能性更小、严重程度更低。因此,在金融部门发展程度较低的国家设立境外人民币清算行,清算行在嵌入东道国金融网络运行发展的过程中能够更好地带动当地金融发展,更好地为中国投资者披露东道国的投资机会,识别并发现东道国的市场潜力,由此能够更大程度地凸显清算行自身的作用效果;而中国乃至国际资本流入的增加将会对东道国国内资金起到示范带动作用,提高要素的流动性和资源的配置效率,从根本上增强金融对经济发展的推动效果,同时实现中国 OFDI 效率的有效提升。故总体而言,东道国金融发展水平负向调节了境外人民币清算行设立与中国 OFDI 效率之间的关系。

表 12 东道国金融发展水平的调节效应检验

| 变量             | effic               |                     |                     |                     |                      |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
|                | 金融效率                | 金融深度                | 金融诚信文化              | 金融稳定性               | 银行系统规模               |
|                | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 | (5)                  |
| qsh            | 0.085***<br>(0.025) | 0.082***<br>(0.026) | 0.083***<br>(0.027) | 0.080***<br>(0.027) | 0.079***<br>(0.027)  |
| feffi          | -0.000<br>(0.000)   |                     |                     |                     |                      |
| qsh×feffi      | -0.003**<br>(0.001) |                     |                     |                     |                      |
| fdep           |                     | 0.000*<br>(0.000)   |                     |                     |                      |
| qsh×fdep       |                     | -0.000**<br>(0.000) |                     |                     |                      |
| finte          |                     |                     | 0.000<br>(0.000)    |                     |                      |
| qsh×finte      |                     |                     | -0.002**<br>(0.001) |                     |                      |
| fsta           |                     |                     |                     | 0.000<br>(0.001)    |                      |
| qsh×fsta       |                     |                     |                     | -0.002**<br>(0.001) |                      |
| fbank          |                     |                     |                     |                     | 0.001**<br>(0.000)   |
| qsh×fbank      |                     |                     |                     |                     | -0.002***<br>(0.001) |
| 常数项            | -0.074<br>(0.438)   | 0.005<br>(0.259)    | -0.186<br>(0.481)   | 0.018<br>(0.476)    | 0.215<br>(0.934)     |
| 国家             | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                  |
| 年份             | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                  |
| 控制变量           | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                  |
| R <sup>2</sup> | 0.089               | 0.082               | 0.077               | 0.155               | 0.079                |
| 样本数            | 2976                | 2272                | 2474                | 2068                | 2654                 |

## 五、结论与政策建议

### (一)研究结论

经济全球化背景下，由于人民币国际化启程时间较短，且资本项目尚未实现完全可兑换，境外人民币清算行作为当前跨境人民币清算网络建设中的重要环节，有效地连接了在岸和离岸人民币市场，在保障中国企业海外投资长足发展、提高人民币清算效率、推广跨境人民币业务和培育离岸人民币市场等方面发挥了重要作用。本文基于 2003-2021 年中国对外直接投资的 159 个国家的面板数据，探讨了设立境外人民币清算行影响中国 OFDI 效率的效果和作用机制。结论如下：①清算行的设立对中国 OFDI 效率提升具有显著的促进效果，在经过一系列拓展检验后结论依旧稳健。②中介效应检验表明，清算行的设立通过降低汇率预期波动风险和汇率实际波动风险的汇率风险渠道促进了中国 OFDI 效率提升。③调节效应检验表明，对于以金融效率、金融深度、金融诚信文化、金融稳定性和银行系统规模为标准衡量的金融发展水平越低的国家，在当地设立清算行会对中国 OFDI 效率的提升有更加明显的作用效果。

### (二)政策建议

人民币跨境支付系统(CIPS)自 2015 年正式上线运行至今，已逐渐发挥出人民币支付清算“主渠道”作用。境外人民币清算行模式作为人民币国际化进程中重要的过渡阶段产物，与 CIPS 系统相比在人民币清算方面仍有劣势。其一，清算行模式需要依靠 SWIFT 系统完成境内外银行间报文信息传递，对中国金融安全具有潜在隐患；其二，CNAPS 系统主要用于满足国内资金清算的需要，业务实操过程受制于中国法定工作时间限制，不具有实时性；其三，清算行模式与代理行模式相比操作流程已相对简化，但相比于 CIPS 系统仍较为复杂且人民币跨境支付结算效率有待提升。所以 CIPS 系统作为更加安全、高效、便捷、统一的人民币跨境支付渠道和系统，能够加强人民币跨境支付清算体系与国际市场的协调沟通并使之更加符合高水平金融开放以及人民币国际化发展的需求。并且伴随着 CIPS 系统的建立完善，境外人民币清算行的业务市场不可避免地会面临被更为安全便捷的 CIPS 所替代的局面。

但可以预见的是，在 CIPS 尚未完全成熟、大幅度占据市场之前，清算行模式仍然是人民币跨境结算的重要渠道，并会在推进人民币国际化、促进中国对外直接投资提质增效的进程中承担着愈加重要的职责。因此，考虑到如今世界经济发展面临多重不确定性叠加的严峻态势，境外人民币清算行仍需在坚持市场主导、政府积极有为的原则之下，更好地发挥自身作用，保障中国企业对外投资安全稳定、推动人民币国际化进一步深化、助力中国实现高水平对外开放。

1. 以东道国企业为首要目标群体，加强市场培育，提高人民币的全球认知度，加深东道国企业对人民币投资的接受度。境外人民币清算行作为央行职能在境外的延伸，在中国对外开放的进程中积极扮演推进角色，通过各国贸易促进机构搭台，为当地企业提供人民币跨境结算的培训交流机会，增强企业对人民币汇率风险的认知及管理能力，尽量消除关于人民币使用的偏误观点，积极挖掘选用人民币参与投融资活动的主观能动性，引导其尽可能多地使用人民币进行交易和结算，为中国企业“走出去”提供现实助力。

2. 以双边关系为主要抓手，开展多方沟通，共同推动现有境外人民币清算行的良性发展，充分发挥清算行在投资、贸易等领域的积极作用。政策制定部门应积极协助各境外人民币清算行组织合规、风险、营运及当地律师进行会商并与当地监管进行沟通，争取为人民币清算行申请税务及准备金豁免，从而解除部分监管指标的限制并降低清算行的成本。双方政府牵头，依托双边贸易，以重点对华进出口企业及相关金融机构为突破口，并结合中国境内金融机构客户清单，继续梳理潜在客户，并从客户需求及业务场景中捕捉跨境人民币业务机会，进一步推进跨境人民币结算业务，积极营销重要进出口商及金融机构使用跨境人民币结算业务。

3. 以现有境外人民币清算行为参照，推进新兴清算行的基础性建设，完善人民币清算银行网络建设，进一步推进 CIPS 系统发展推广。在人民币市场推广仍处于初期的国家和地区，要强化人民币清算行的职能，通过给予政策倾斜等多种方式维护清算行拓展离岸业务的积极性，推广清算行制度的成熟经验，更好地服务于日益增长的人民币跨境支付结算需求。对于尚未建立清算行制度的国家和地区，则要尽快进行评

估,适度增设清算行,加快完善人民币全球清算网络全球布局。在不降低准入标准的前提下,以境外人民币清算行为重要接口加强重要在重要国家和地区布局 CIPS 的直接参与者及间接参与者;充分发挥清算行本土化运营经验,使 CIPS 服务更加适应当地经济社会发展和参与者需求,为 CIPS 系统注入新动能。

## 【参考文献】

- [1] 曹远征,陈世波,林晖.三元悖论非角点解与人民币国际化路径选择——理论与实证[J].国际金融研究,2018(03):3-13.
- [2] 陈琳,袁志刚,朱一帆.人民币汇率波动如何影响中国企业的对外直接投资?[J].金融研究,2020(03):21-38.
- [3] 陈卫东,赵雪情.人民币国际化发展路径研究——基于十年发展的思考[J].国际经济评论,2020(04):28-37+4.
- [4] 戴翔,王如雪.“一带一路”倡议与对外直接投资:“五通”作用机制分析[J].财经研究,2022,48(04):79-93.
- [5] 丁一兵.离岸市场的发展与人民币国际化的推进[J].东北亚论坛,2016,25(01):21-30+126.
- [6] 董有德,夏文豪.投资便利化、中国 OFDI 拓展与效率提升[J].上海经济研究,2021(07):115-128.
- [7] 范小云,陈雷.国际流动性安排与人民币国际化[J].南开学报(哲学社会科学版),2015(05):131-139.
- [8] 付韶军,邢玉临.人民币国际化对中国 OFDI 的影响研究——基于“一带一路”沿线 37 国实证检验[J].兰州学刊,2020(05):81-98.
- [9] 高蓓,盛文军,张明.跨境清算体系:国际比较及中国进展[J].上海金融,2016(08):76-80+92.
- [10] 高海红,余永定.人民币国际化的含义与条件[J].国际经济评论,2010(01):46-64.
- [11] 高越,张孜豪.制度质量对中国 OFDI 投资效率的影响——基于“一带一路”沿线国家数据的检验[J].经济体制改革,2020(05):135-142.
- [12] 古广东,李慧.基于 TVP-VAR 的人民币国际化与人民币 OFDI 互动效应研究[J].亚太经济,2021(04):33-42.
- [13] 郭娟娟,杨俊.东道国金融发展水平对中国企业 OFDI 二元边际的影响[J].国际贸易问题,2019(02):145-160.
- [14] 韩丰泽,陈晓莉.人民币国际化有助于出口企业应对汇率波动吗——基于汇率传递视角的研究[J].南开学报(哲学社会科学版),2022(04):37-50.
- [15] 韩永辉,韩铭辉,李子文.人民币汇率对 FDI 和 OFDI 的动态影响研究——基于三元 GARCH 的汇率变动和波动分析[J].管理评论,2020,32(09):34-44.
- [16] 侯敏,邓琳琳.中国与中东欧国家贸易效率及潜力研究——基于随机前沿引力模型的分析[J].上海经济研究,2017(07):105-116.
- [17] 胡冰,王晓芳.对“一带一路”国家对外投资支点选择:基于金融生态环境视角[J].世界经济研究,2019(07):61-77+135.
- [18] 胡浩,金钊,谢杰.中国对外直接投资的效率估算及其影响因素分析[J].世界经济研究,2017(10):45-54+136.
- [19] 胡小文.外汇干预、汇率稳定与货币政策规则[J].中国经济问题,2021(03):90-103.
- [20] 贾俊雪,李紫霄,秦聪.社会保障与经济增长:基于拟自然实验的分析[J].中国工业经济,2018(11):42-60.
- [21] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(05):100-120.
- [22] 金灿荣,金君达.中国与国际金融体系:从参与到重塑[J].人民论坛·学术前沿,2015(16):6-15.
- [23] 李建军,李明洲,彭俞超.“一带一路”倡议与沿线国家金融效率[J].金融评论,2022,14(02):35-52+124.
- [24] 李婧.从跨境贸易人民币结算看人民币国际化战略[J].世界经济研究,2011(02):13-19+87.
- [25] 李平,初晓,于国才.中国 OFDI 汇率风险研究:基于预期风险与实际波动风险的视角[J].世界经济研究,2017(12):68-80+133-134.

- [26] 李巍,朱红宇.货币伙伴外交与人民币崛起的战略支点国[J].外交评论(外交学院学报),2015,32(01):27-54.
- [27] 连玉君,苏治.融资约束、不确定性与上市公司投资效率[J].管理评论,2009,21(01):19-26.
- [28] 刘春艳,赵军,徐俊.“一带一路”国家设施联通对中国对外直接投资效率的影响[J].中国流通经济,2022,36(03):70-79.
- [29] 刘建丰,潘英丽.人民币国际化的成功标志及其可行路径——一个“有保有压”具有中国特色的推进策略[J].国际经济评论,2018(02):52-67+5.
- [30] 刘永辉,赵晓晖.中东欧投资便利化及其对中国对外直接投资的影响[J].数量经济技术经济研究,2021,38(01):83-97.
- [31] 刘永辉,赵晓晖,张娟.中国对中东欧直接投资效率和潜力的实证研究[J].上海大学学报(社会科学版),2020,37(04):46-57.
- [32] 陆长平,杨柳,袁洋.高质量共建“一带一路”稳步推动人民币国际化——基于构建双循环新发展格局的视角[J].国际贸易,2022(05):89-96.
- [33] 倪亚芬,李子联.人民币国际化与对外直接投资的互动分析[J].金融与经济,2016(02):45-49+75.
- [34] 乔晶,胡兵.中国对外直接投资:过度抑或不足[J].数量经济技术经济研究,2014,31(07):38-51.
- [35] 邵华明,侯臣.人民币国际化:现状与路径选择——以美元国际化历程为借鉴[J].财经科学,2015(11):23-33.
- [36] 沈坤荣,张成.金融发展与中国经济增长——基于跨地区动态数据的实证研究[J].管理世界,2004(07):15-21.
- [37] 石建勋,刘宇.货币权力:美元霸权与人民币国际化[J].西北师大学报(社会科学版),2019,56(04):123-130.
- [38] 舒家先,唐璟宜.金融异质性对中国对外直接投资效率影响研究——基于随机前沿引力模型[J].财贸研究,2019,30(05):59-69.
- [39] 孙江明,刘萌,巩师恩.多维制度环境影响下的中国对外直接投资效率研究[J].现代经济探讨,2019(02):55-62.
- [40] 孙杰.跨境结算人民币化还是人民币国际化?[J].国际金融研究,2014(04):39-49.
- [41] 王朝阳,宋爽.一叶知秋:美元体系的挑战从跨境支付开始[J].国际经济评论,2020(02):36-55+5.
- [42] 王晋斌,厉妍彤,刘璐.人民币具备避险货币的属性吗?——基于货币避险功能和对冲功能的实证研究[J].中国人民大学学报,2022,36(02):63-76.
- [43] 汪天倩,朱小梅.人民币国际化水平测度及影响因素分析——基于双循环及国家金融视角下的实证研究[J].金融经济学研究,2022,37(06):127-143.
- [44] 王雪,马野驰.东道国金融发展、经济政策不确定性与中国对外直接投资的空间溢出效应[J].云南财经大学学报,2021,37(08):1-15.
- [45] 王喆,张明.“一带一路”中的人民币国际化:进展、问题与可行路径[J].中国流通经济,2020,34(01):100-111.
- [46] 文雁兵,张梦婷,俞峰.中国交通基础设施的资源再配置效应[J].经济研究,2022,57(01):155-171.
- [47] 吴瀚然,胡庆江.中国对“一带一路”沿线国家的直接投资效率与潜力研究——兼论投资区位的选择[J].江西财经大学学报,2020(03):25-37.
- [48] 向宇,代沁雯.人民币国际化与汇率稳定:双向 FDI 跨境结算视角[J].财经科学,2021(12):28-39.
- [49] 徐奇渊,何帆.人民币国际化对国内宏观经济的影响——基于人民币跨境结算渠道的分析[J].广东社会科学,2012(04):29-37.
- [50] 严佳佳,刘永福,何怡.中国对“一带一路”国家直接投资效率研究——基于时变随机前沿引力模型的实证检验[J].数量经济技术经济研究,2019,36(10):3-20.
- [51] 颜银根,唐政,李安琪.汇率报价机制市场化促进了中国对外直接投资吗——基于 2015 年人民币汇率制度改革的事实验证[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2022(02):105-120.
- [52] 杨其静,谭曼.中国企业对外直接投资的区位选择——基于专用性投资与比较制度优势的视角[J].财贸经济,2022,43(05):52-65.
- [53] 姚战琪.中国对欧美国国家直接投资效率的影响因素研究[J].中国社会科学院研究生院学报,2018(03):80-90.
- [54] 尹应凯,崔茂中.美元霸权:生存基础、生存影响与生存冲突[J].国际金融研究,2009(12):31-39.
- [55] 于国才,王晨宇.货币互换协议、金融市场与中国对外直接投资[J].南方经济,2021(03):19-35.

- [56] 张春,蒋一乐,刘郭方.中国资本账户开放和人民币国际化的新路径:境内人民币离岸金融体系建设[J].国际经济评论,2022(04):30-47+4-5.
- [57] 张鹏,刘力臻.人民币跨境支付系统的实践特征、发展机遇与完善对策[J].经济纵横,2023(01):121-128.
- [58] 张友棠,杨柳.“一带一路”国家金融发展与中国对外直接投资效率——基于随机前沿模型的实证分析[J].数量经济技术经济研究,2020,37(02):109-124.
- [59] 赵然,伍聪.结算货币选择理论研究评述[J].经济理论与经济管理,2014(07):64-75.
- [60] 支宇鹏,陈乔.境外产业园区、制度质量与中国对外直接投资[J].国际经贸探索,2019,35(11):97-112.
- [61] 周茂,陆毅,杜艳,姚星.开发区设立与地区制造业升级[J].中国工业经济,2018(03):62-79.
- [62] 周曙东,郑建.中国与 RCEP 伙伴国的贸易效率与影响因素——基于随机前沿引力模型的实证分析[J].经济问题探索,2018(07):89-97.
- [63] Abadie, A., Diamond, A. & Hainmueller, A.J. Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program[J]. Journal of the American Statistical Association,2010,105(490):493-505.
- [64] Abadie, A. & Gardeazabal, J. The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country[J]. The American Economic Review,2003,93(1):113-132.
- [65] Acemoglu D. & Zilibott F. Was Prometheus Unbound by Chance? Risk, Diversification, and Growth[J].Journal of Political Economy, 1997, 105(4) :709-751.
- [66] Aigner D., Lovell C. A. K. & Schmidt P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models [J]. Journal of Econometrics,1977,6(1) :21-37.
- [67] Armstrong S. P. Measuring Trade and Trade Potential: A Survey [J]. Ssrn Electronic Journal, 2007,(368) :1-15.
- [68] Beck, T., Levine, R. & Levkov, A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance,2010,65(5):1637-1667.
- [69] Busse, M. & Hefeker, C. Political risk, institutions and foreign direct investment[J]. European Journal of Political Economy,2006,23(2):397-415.
- [70] Campa, J.M. Entry by Foreign Firms in the United States Under Exchange Rate Uncertainty[J]. The Review of Economics and Statistics,1993,75(4):614-622.
- [71] Dixit A. K. & R. S. Pindyck. Investment under Uncertainty. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- [72] Drysdale P. & Xu X. Taiwan's Role in the Economic Architecture of East Asia and the Pacific [J]. Asia Pacific Economic Papers,2004:149-185.
- [73] Ito, H. & Kawai, M. Trade invoicing in major currencies in the 1970s–1990s: Lessons for renminbi internationalization[J]. Journal of The Japanese and International Economies,2016,42:123-145.
- [74] Meeusen W. & Broeck V. D. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error [J]. International Economic Review,1977,18 (2) :435-444.
- [75] Ranaldo, A. & Söderlind, P. Safe Haven Currencies[J]. Review of Finance,2010,14(3):385-407.

# Study on the Influence and Mechanism of Offshore RMB Clearing Banks on the Efficiency of China's OFDI

Ding Yibing   Zhang Xiaoou   Liu Ziwei

**Summary:** Offshore RMB clearing banks are a part of the infrastructure in the process of RMB internationalization, an important transition link in the construction of cross-border RMB clearing network and an essential policy arrangement for cross-border RMB settlement. Using the annual data of 159 countries and regions from 2003 to 2021 as research samples, this paper empirically tests the impact of offshore RMB clearing banks on the efficiency of China's OFDI and its mechanism by using the multi-period difference-in-differences model.

The conclusion shows that the establishment of offshore RMB clearing banks has promoted the efficiency of China's OFDI. Further analysis from the financial perspective shows that clearing banks can improve the efficiency of China's OFDI by reducing the exchange rate risk of expected exchange rate fluctuation and actual exchange rate fluctuation. Moreover, in countries with lower financial development level measured by financial efficiency, financial depth, financial integrity culture, financial stability and banking system scale, the establishment of clearing banks will achieve more obvious effects.

Based on the above conclusions, this paper provides theoretical reference and practical inspiration for efficient use of foreign direct investment, orderly promotion of cross-border RMB clearing network construction, implementation of high-level opening up to cope with the international situation of multiple uncertainties, and the promotion of the development of Chinese style modernization road.

**Keywords:** Offshore RMB Clearing Bank; Efficiency of OFDI; Multi-period Difference-in-Differences Model; Exchange Rate Risk; Financial Development Level

# 人民币汇率与 RCEP 国家货币汇率联动及其成因 ——基于马尔科夫区制转换模型的实证分析

邢学文<sup>1</sup> 郭枫<sup>2</sup>

**【摘要】** 本文将我国推进人民币国际化进程与境外自贸区建设相结合，从人民币汇率的区域影响力角度研究人民币的国际化地位；通过两区制 FTP-MS 和 TVTP-MS 马尔科夫区制转换模型，实证分析人民币汇率与 RCEP 区域 10 个目标国家货币汇率间的联动关系。实证研究发现：人民币汇率不仅影响 RCEP 区域内新兴经济体货币的汇率波动，还会在一定程度上影响新西兰等发达经济体的汇率波动，且人民币汇率对这些货币汇率的影响具有明显的时变性区制转换特征。本文建议，我国政府应充分发掘 RCEP 红利空间，积极支持人民币在 RCEP 区域发挥主要的融资货币、结算货币和储备货币作用，成为该区域的“货币锚”，并在亚太区域经济一体化过程中进一步推动人民币国际化进程。

**【关键词】** RCEP；马尔科夫转换模型；货币锚；人民币国际化

## 一、引言

《区域全面经济伙伴关系协定》（RCEP）于 2020 年 11 月 15 日正式签署，旨在建立西太平洋地区 15 国统一市场的自由贸易协定，目前包括东盟十国、中国、日本、韩国、澳大利亚和新西兰，组成全球人口最多、经贸规模最大、最具发展潜力的自由贸易区。与此同时，人民币国际化经过十多年的发展，取得很大进展，人民币汇率对其他国家货币汇率的影响力持续上升。当前，我国面临的外部环境更加复杂严峻，大国竞争与博弈加剧，地缘政治风险上升，金融市场波动显著增加。党的二十大报告提出要“有序推进人民币国际化”，是我国统筹发展和维护安全的需要，也是国际货币体系格局多极化调整的需要。

基于上述现实背景，本文研究现阶段人民币在 RCEP 成员国中的“货币锚”地位。具体地，本文将对以下几个问题展开实证分析：第一，人民币汇率（本文选用在岸人民币即期汇率 CNY）与 RCEP 区域主要经济体货币汇率的波动是否普遍存在“同频共振”关系？相比欧元、英镑和日元等美元以外的主流国际货币，人民币汇率对 RCEP 成员货币汇率的影响是否更强？第二，在 RCEP 成员国货币汇率的升值和贬值周期，CNY 对这些汇率是否存在显著的“非对称性”影响？第三，人民币汇率波动对这些汇率保持贬/升值周期是否具有决定作用？

本研究具有丰富的理论和现实意义。一方面，RCEP 的签署是我国继加入 WTO 后又一重大对外开放成果，分析现阶段人民币在 RCEP 成员国中的“货币锚”地位具有重要的实践价值。另一方面，本文从人民币汇率的区域影响力角度分析度量人民币的国际化地位，这有利于更加客观地认识人民币国际化进程，具有重要的理论意义。本文借助不变转换概率的马尔科夫区制转换模型（Fixed Transition Probabilities Markov Regime-Switching Model，简称 FTP-MS 模型）和带有时变转换概率的马尔科夫区制转换模型（Time-varying Transition Probabilities Markov Regime-Switching Model，简称 TVTP-MS 模型），使用日频数据<sup>3</sup>实证研究人民币汇率的阶段性变化与 RCEP 货币圈目标汇率波动之间的动态路径。本文的边际贡献为：第一，本文在文献基础上拓展了研究样本，样本覆盖 RCEP 最主要、最活跃经济体，不仅包括有管理的浮动汇率

<sup>1</sup> 邢学文，金融学博士，西南财经大学中国金融研究院，中国银行总行交易银行部

<sup>2</sup> 郭枫，副教授，中央财经大学中国金融发展研究院

<sup>3</sup> 之前同领域文献多采用月度数据，考虑到日数据能够更好地还原汇率历史波动以及不同汇率之间的动态路径，本文采用日频数据。不过使用日数据也给研究带来新问题：亚欧澳美不同国家节假日差异巨大，这些国家的汇率日数据在同一个研究样本中会产生不同时间序列间的非结构性和非对称性，这是普遍基于月数据的国际金融研究未曾遇到的新问题。本文并非简单地填充缺失日数据，而是依实证模型设定、按变量剔除相应节假日缺失数据，以期尽可能减少研究样本缺失数据的剔除数量。

制国家,还包括自由浮动汇率制国家,而以往同类文献多聚焦于前者。这样的样本选取能够更加全面地研究人民币在国际货币体系中的地位,考察当前人民币国际化的阶段性成果。第二,本文使用的实证研究方法对现有文献进行了改进。本文在 Keddad (2019) 的基础上对 FTP-MS 模型进行了改进,增加了英镑这一 SDR 篮子货币汇率作为模型的控制变量。这种做法也与 Ito & McCauley (2019) 等基于 Frankel-Wei 模型(简称 F-W 模型)的文献保持一致。此外,本文参考了改进型 F-W 模型(Fratzschler & Mehl, 2014; Kawai & Pontines, 2016),摒弃直接选取人民币汇率对数回报率做解释变量的做法,而是用人民币对欧元、英镑和日元等主流国际货币汇率的对数回报率进行回归,选取回归残差项替代 FTP-MS 模型中人民币汇率的对数回报率,以便去除人民币汇率中受国际主流货币汇率波动影响的“非独立”部分。此外,本文构建的 TVTP-MS 模型使用了全新的控制变量,较 Keddad (2019) 有一定改进。与原模型中的控制变量相比,本文使用的控制变量涵盖了更多国际金融市场(包括利率市场、商品市场、股票市场、衍生品市场等)的影响因素。这些大类资产价格与汇率存在较强的关联性,是引发汇率波动的潜在

影响因素。第三,本文使用汇率日频数据,保留了汇率波动的微观行为与动态路径,实证结果也较基于月度数据的研究更为丰富。此外,本文使用 Wald 检验 RCEP 成员国货币汇率处于不同汇率周期时,人民币汇率的非对称性影响,以及人民币汇率和其他国际主流货币汇率对目标汇率影响在不同周期的差异。

## 二、文献综述

对“货币锚”的理论研究源于最优货币区(Optimum Currency Areas, OCA)理论。Mundell (1961)认为,通过研究一个区域的经济发展程度、贸易开放程度、汇率稳定程度、金融市场一体化程度和外债负债率,能够判断该区域内的某一货币是否可以成为其他货币的“货币锚”。基于 OCA 理论,McKinnon (1963)提出货币联盟(Currency Union)理论;Fischer (2016),Ilzetzki et al. (2017),Picard & Worrall (2020)等进一步研究并发展货币区(Currency Bloc)的概念。他们发现,某一区域经济体中若存在一种共同(锚定)货币,其汇率波动可以(外生)领先驱动域内其他货币汇率,出现汇率“同频共振”的一个区域货币体系。

从汇率联动的视角看,一种汇率升值或贬值引发其他货币汇率跟随的现象被学者称为汇率间的“同频共振”现象(co-movement)。人民币与越多国家的货币汇率产生“同频共振”,就越能促进人民币国际化(McCauley and Shu, 2018)。21世纪初,大部分学者并不支持人民币汇率与东亚货币区汇率存在“同频共振”的实证假说。例如,Cheung and Yuen (2005);Dobson and Masson (2009);Eichengreen (2011);Kawai and Pontines (2016)等学者对人民币货币区(RMB bloc)的假说持负面观点。因为彼时的人民币汇率政策约束较强,汇率波动十分有限。最近十年,我国逐渐放开单一盯住美元的汇率政策,人民币汇率双边波动逐渐增强,越来越多的正面实证证据在文献中出现。例如 B'enassy-Qu'ér'e and Forouheshfar (2015);Fatum, Yamamoto and Zhu (2017);Guo and Zhou (2021)均认为人民币在东亚区域内已经实现统治货币地位。Marconi (2017)和 Keddad (2019)也发现,部分东南亚新兴经济体,如菲律宾、泰国、马来西亚等国的货币汇率已经与人民币之间产生了汇率“同频共振”,即人民币已经表现出类似日元和欧元等主要货币在特定区域内的影响力。

从具体研究方法来看,定量分析人民币是否在某一区域具有“货币锚”效应的方法主要有三类:一是 Frankel-Wei 类模型(由 Frankel and Wei, 1994 最先提出,以下简称 F-W 模型)。基于 F-W 模型或其改进型模型的研究结果表明:2005 年汇改以来人民币地位不断增强,我国对外贸易投资扩大,成为多个国家和地区的主要贸易合作伙伴。人民币的“货币锚”效应在持续提升,人民币汇率开始影响部分国家货币的汇率走势,尤其是东南亚和中亚等我国周边国家(Shirono, 2009;王倩, 2011;Subramanian and Kessler, 2013;曹彤和赵然, 2014;Kawai and Pontines, 2016;徐奇渊和杨盼盼, 2016;Ito, 2017;Marconi, 2018;丁剑平、方琛琳和叶伟, 2018;冯永琦、代佳航和瞿亢, 2020)。二是使用 GARCH 类模型,研究人民币汇率与其他国家货币汇率之间的动态联动性。蔡彤娟和林润红(2018)发现,人民币汇率与部分国家货币汇率存在双向波动溢出,并有一定联动持续性。前述两类模型隐含一个共同假设,即人民币汇率对其他货币汇

率的影响随时间或经济周期变化保持方向和大小不变。但是已有研究发现，在采用 F-W 类模型研究人民币汇率如何影响 RCEP 区域内货币汇率时，有必要考虑人民币汇率的周期性结构转变产生的非线性、非对称效应。而 GARCH 类模型主要聚焦于汇率之间的溢出和联动效应，同样无法处理汇率等宏观变量在长样本期内普遍存在结构性断点或周期转换问题。F-W 或 GARCH 等线性模型无法捕捉数据的时变非线性特征。三是基于非线性时变系数回归模型。具有代表性的是 MS 模型，它能够将时间序列数据中的周期性结构转换内生化为区制转换，并通过测算不可观测状态变量的转换概率，来分析不同阶段所处区制状态<sup>4</sup>。早期的 MS 模型假设转换概率（transition probability）完全外生且不随时间改变，这类模型一般被称为带有不变转换概率的马尔科夫区制转换（FTP-MS）模型。但大量实证研究发现宏观变量转换概率本身也具有内生时变性，在研究中使用带有时变转换概率的马尔科夫区制转换（TVTP-MS）模型更为合适。Keddad（2019）首次同时利用 FTP-MS 和 TVTP-MS 模型研究人民币在东亚和东南亚地区的影响力，通过不可观察的内生变化的马尔科夫链状态变量来捕捉人民币汇率动态的区制转换特征，进而分析人民币在不同区制阶段对其他货币的影响。其研究结果表明，人民币对其他货币汇率走势的影响具有非对称性和时变性，并且这种影响程度取决于汇率所处升值或是贬值阶段。此外，Keddad（2019）还发现 TVTP-MS 模型在研究汇率时有效延伸了 FTP-MS 模型的解释能力，在 FTP-MS 模型识别统计上的“同频共振”关系基础上进一步确立人民币汇率影响其他货币汇率的驱动机制。

然而，Keddad（2019）的研究也存在局限性。首先，在控制变量的选择方面，Keddad（2019）没有选择英镑（GBP）作为潜在的影响货币，而英镑与美元、欧元、日元和人民币一样，是 SDR 货币篮子的构成货币，大部分基于 F-W 模型研究人民币“货币锚”的文献均会将英镑纳入做控制变量，如 Ito & McCauley（2019）。其次，Keddad（2019）在选择其他宏观经济控制变量时存在缺失，未能覆盖主要解释变量以外的大部分外生冲击。最后，Keddad（2019）使用月度数据，抹掉了大部分汇率价格数据的微观行为，无法全面还原汇率历史波动以及不同汇率之间相互影响的动态路径。影响非常可能是借助美元的影响力来实现的。其次，在控制变量的选择方面，Keddad（2019）没有选择英镑（GBP）作为潜在的影响货币，而英镑与美元、欧元、日元和人民币一样，是 SDR 货币篮子的构成货币；大部分基于 F-W 模型研究人民币“货币锚”的文献也会将英镑纳入做控制变量，例如 Ito and McCauley（2019）。再次，Keddad（2019）在选择其他宏观经济控制变量时存在缺失，未能覆盖主要解释变量以外的绝大部分外生冲击。最后，Keddad（2019）使用月度数据，这抹掉了大部分汇率价格数据的微观行为，无法全面还原汇率历史波动以及不同汇率之间的动态路径。

## 三、研究设计

### （一）实证假说

本文研究人民币与 RCEP 区域内 10 个国家货币的汇率间波动关系。本文认为 MS 模型更适合研究此问题。

汇率波动具有较强周期性。MS 模型能够将时间序列中的周期性结构转换内生化为区制转换，Pontines & Siregar（2012），Keddad（2019）等学者将各样本汇率的周期性波动划分为贬值期和升值期。本文在分析人民币如何影响 RCEP 区域国家货币汇率波动时延续现有文献假设，考察在新的样本期内，日度样本汇率是否依然存在显著的贬/升值周期结构性转换，以此实证检验 MS 模型在本研究的适用性。因此，提出假设 1。

假设 1：目标汇率波动在样本期内存在显著的贬值/升值周期结构性转换。可以使用两区制 MS 模型来刻画，其中一个区制为目标货币贬值期，另一个则为升值周期。

---

<sup>4</sup> MS 模型最初由 Hamilton（1989）提出，并经 Filardo（1994），Kim et al.（2008）等学者发展，模型的参数能够随状态改变而发生相应变化，不同状态变量之间的相互转化被假设为服从马尔科夫链随机过程。该模型在分析宏观周期波动、利率、资产价格等领域均有成功运用。

Calvo & Reinhart (2002), Pontines & Siregar (2012) 等学者在研究一种国际货币汇率对其他货币汇率走势影响时发现, 目标货币处于贬值或升值不同周期, 该种国际货币汇率波动对目标货币汇率波动的影响程度是有差异的。RCEP 成员国的汇率制度呈多元化特征, 与中国的对外贸易结构也存在一定的差异, 这些因素都有可能对人民币对 RCEP 货币汇率的影响在不同周期呈现差异。因此, 本文提出基本假设 2, 并将使用多种统计检验方法对假设 2 进行实证检验。

假设 2: 当 RCEP 目标国家货币汇率在贬值和升值这两个周期期间交替转换时, 人民币汇率变动引发目标汇率的变动幅度具有统计显著的非对称性。

我国是东盟国家最大的贸易伙伴, 也是日本、韩国、澳大利亚、新西兰最大的贸易伙伴, 还与 RCEP 多数成员国建立了良好的货币合作关系。我国贸易投资扩大、人民币国际化推进和货币伙伴网络构建等为人民币成为“货币锚”创造机遇。一个区域的锚货币能对该区域内其他货币汇率的波动产生重要影响, 因此, 提出假设 3。

假设 3: 人民币汇率波动对 RCEP 域内目标货币汇率波动的影响程度在整体上不亚于欧元、英镑和日元等美元以外的主流国际货币。

Pontines & Siregar (2012), Keddad (2019) 等学者认为, 在 FTP-MS 模型确认存在“同频共振”关系基础上, 使用 TVTP-MS 模型能够进一步检验一种汇率的波动是否可以先行决定另一种汇率的时变区制转换概率, 进而分析两种货币汇率之间的变动是否存在驱动关系。本文同样在 FTP-MS 模型基础上使用 TVTP-MS 模型, 检验人民币汇率波动是否决定 RCEP 目标货币汇率所处的周期, 研究人民币汇率与目标汇率之间除了“同频共振”关系, 是否进一步存在驱动关系。因此, 本文提出假设 4。

假设 4: 人民币汇率波动可以解释部分 RCEP 货币圈目标货币汇率的区制转换概率, 驱动这些货币汇率在不同周期期间转换。

## (二) 模型构建

首先, 根据假说 H1, 我们构建基于自回归 (autoregression, 以下简称 AR) 的 FTP-MS 模型, 并利用该模型分析样本货币汇率是否符合两区制假设, 具体如下:

$$\begin{aligned}\Delta e_t^{\frac{TC}{USD}} &= \mu_{s_t=1} + \sum_{m=1}^M \varphi_{s_t=1}^m \cdot \Delta e_{t-m}^{\frac{TC}{USD}} + \varepsilon_t, \text{区制1} \\ &= \mu_{s_t=2} + \sum_{m=1}^M \varphi_{s_t=2}^m \cdot \Delta e_{t-m}^{\frac{TC}{USD}} + \varepsilon_t, \text{区制2}\end{aligned}\quad (1)$$

上式中,  $e_t$  代表名义即期汇率, 上标 TC 代表目标国家货币, 差分符号指连续复利增长率 (对数回报率), 即相邻两期变量值自然对数之差。

$\frac{TC}{USD}$  是目标国家货币兑美元的即期汇率。本文中所有汇率均是以美元为底计价的相对内在价值。根据 H1, 本文假设 RCEP 区域货币汇率在样本期内存在两种周期结构状态——贬值和升值, 因此选用两区制马尔科夫区制转换模型 (Two-regime MS model), 并设定  $S_t$  为影响

人民币汇率区制的马尔科夫链状态变量。  $S_t=1$  或 2 分别代表人民币汇率处于贬值或升值区制, 相应的截

距项估计值  $\hat{\mu}_{s_t}$  应大于 0 (贬值区) 或小于 0 (升值区)。此外, 假设误差项的方差  $\sigma^2$  不随区制改变而改变, 即  $\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$  对  $S_t=1$  或 2 均一致。

本文选择美元作为汇率基准计价单位, 所有样本货币汇率表示为以美元汇率为底的形式。这种做法与 Keddad (2019) 一致, 但却存在弊病: RCEP 域内除了少数发达经济体汇率自由浮动, 其他货币汇率 (包括人民币) 不同程度盯住美元, 跟欧元、英镑、日元等主流货币汇率也非独立。换用其他基准计价单位可能有助于解决问题。为此, 我们也考虑了以下几种选择: 第一, 按照一个经济体对外贸易权重构建汇率指

数, Fratzscher and Mehl (2014), Frankel and Wei (2007) 等推荐用 SDR 汇率数据。不过 SDR 汇率有缺失, 例如 RCEP 重要经济体印尼就没有 SDR 汇率数据。此外, SDR 的成分构成本身包含美元、欧元、英镑和日元, 独立性问题并未真正解决; 第二, 很多文献采用瑞士法郎汇率, 例如 Eichengreen (2006), 但 Kawai and Pontines (2016) 指出瑞士法郎从 2011 年开始基本盯住欧元, 用瑞士法郎计价相当于用欧元。Kawai and Pontines (2016) 建议使用新西兰元, 但是新西兰元是我们研究样本之一, 无法选其作为计价基准; 第三, 类似瑞士法郎和新西兰元的其他 RCEP 域外发达小经济体自由浮动汇率, 符合要求的还有加拿大元, 但加拿大元的数据缺失问题更为严重。综上, 剔除美元因素一直是文献讨论的焦点。尽管文献一致认为此问题对实证结果有影响, 但具体如何剔除, 特别是汇率计价基准的选择方面文献并未达成一致, 多种方法各有利弊, 往往解决一个问题的同时又产生另一个问题。

本文最终选择沿用美元汇率, 我们认为这样做利大于弊。其一, 美元汇率是 RCEP 域内几乎所有管理浮动汇率制经济体盯住的最主要汇率目标, 因此选用美元汇率作为样本能更有效地计量这些经济体的汇率干预政策, 进而准确还原这些汇率的马尔科夫周期。其二, 美元汇率可得性最佳 (尤其对于 RCEP 发展中经济体), 保证样本不存在数据缺失或失准。其三, 所有样本货币的美元汇率均基于实际交易 (大部分 RCEP 新兴经济体并没有本币兑换瑞士法郎, 新西兰元, 加拿大元等货币的实际交易市场), 且交易流动性最佳, 汇率价格异象 (price anomaly) 最少。其四, 选用美元汇率是此课题研究近年来的新趋势, 例如 Shu et al. (2015) 和 Keddad (2019)。本文与这些文献保持一致, 有利于实证结果可比较。

另一方面, 本文尽可能在 Keddad (2019) 基础上去除人民币汇率与主要国际货币欧元、英镑和日元汇率间的“依赖、非独立”的部分。具体而言, 我们根据改进的 F-W 模型 (Fratzscher and Mehl, 2014; Kawai and Pontines, 2016), 首先做如下基础回归:

$$\Delta e_{t,USD}^{\frac{RMB}{USD}} = \theta_0 + \theta_1 \Delta e_{t,USD}^{\frac{JPY}{USD}} + \theta_2 \Delta e_{t,USD}^{\frac{GBP}{USD}} + \theta_3 \Delta e_{t,USD}^{\frac{EUR}{USD}} + \omega_t \quad (2)$$

其中回归残差项  $\hat{\omega}_t = \Delta e_{t,USD}^{\frac{RMB}{USD}} - [\hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1 \Delta e_{t,USD}^{\frac{JPY}{USD}} + \hat{\theta}_2 \Delta e_{t,USD}^{\frac{GBP}{USD}} + \hat{\theta}_3 \Delta e_{t,USD}^{\frac{EUR}{USD}}]$ , 用其代理人民币汇率对数回报率, 替代 FTP-MS 和 TVTP-MS 模型中的解释变量, 使其在主回归模型中正交于控制变量。

接下来, 根据 H2 和 H3, 我们构建带有控制变量的两区制 FTP-MS 模型, 具体形式如下:

$$\begin{aligned} \Delta e_{t,USD}^{\frac{TC}{USD}} &= \mu_{s_t=1} + \sum_{m=1}^M \varphi_{s_t=1}^m \cdot \Delta e_{t-m,USD}^{\frac{TC}{USD}} + \beta_{s_t=1}^{RMB} \cdot \hat{\omega}_t + \beta^{JPY} \cdot \Delta e_{t,USD}^{\frac{JPY}{USD}} + \beta^{GBP} \cdot \Delta e_{t,USD}^{\frac{GBP}{USD}} + \beta^{EUR} \cdot \Delta e_{t,USD}^{\frac{EUR}{USD}} + \varepsilon_t, \text{区制1} \\ &= \mu_{s_t=2} + \sum_{m=1}^M \varphi_{s_t=2}^m \cdot \Delta e_{t-m,USD}^{\frac{TC}{USD}} + \beta_{s_t=2}^{RMB} \cdot \hat{\omega}_t + \beta^{JPY} \cdot \Delta e_{t,USD}^{\frac{JPY}{USD}} + \beta^{GBP} \cdot \Delta e_{t,USD}^{\frac{GBP}{USD}} + \beta^{EUR} \cdot \Delta e_{t,USD}^{\frac{EUR}{USD}} + \varepsilon_t, \text{区制2} \end{aligned} \quad (3)$$

其中, 区制转换概率记为:

$$p_{ij} = p(s_t = i | s_{t-1} = j), \sum_{i=1}^2 p_{ij} = 1, \forall i, j \in \{1, 2\} \quad (4)$$

区别于模型 (1), 模型 (3) 不仅包含被解释变量的 AR 滞后项, 还包括解释变量人民币汇率 (由  $\hat{\omega}_t$  代理), 以及作为控制变量的日元 (JPY)、欧元 (EUR)、英镑 (GBP) 汇率。相较 Keddad (2019), 模型 (3) 没有直接用人民币 (RMB) 汇率, 解决了多元回归共线性问题。此外, 模型增加了英镑 (GBP) 汇率, 且保持与欧元和日元相同的假设, 即该变量系数不随区制变化而改变。这一点有相应对数似然比检验予以确认。

由于外汇市场变量间具有内在联动性, 这导致汇率在不同周期间的转换概率不必然是固定不变的常数。本文因此在 FTP-MS 模型基础上进一步假设不同区制间的转换概率  $p$  具有时变性, 并构建两区制 TVTP-MS 模型。该模型的马尔科夫过程转换概率的数学表达式如下:

$$p_{t,ij} = p(s_t = i | s_{t-1} = j, z_t) = \begin{pmatrix} p_{11}(z_t) & p_{12}(z_t) \\ p_{21}(z_t) & p_{22}(z_t) \end{pmatrix}$$

(5)

上式中,  $p_{11}(z_t) = 1 - p_{21}(z_t)$ ,  $p_{12}(z_t) = 1 - p_{22}(z_t)$ , 式中的转换概率  $p_{11}(z_t)$  不再是一个常数,

而是随时间变化, 且被假设为解释变量  $z_t$  的 Logistic 回归函数:

$$p_{11}(z_t) = \frac{\exp(\alpha_{s_t=1} + \gamma_{s_t=1} \hat{\omega}_t)}{1 + \exp(\alpha_{s_t=1} + \gamma_{s_t=1} \hat{\omega}_t)}, \quad p_{22}(z_t) = \frac{\exp(\alpha_{s_t=2} + \gamma_{s_t=2} \hat{\omega}_t)}{1 + \exp(\alpha_{s_t=2} + \gamma_{s_t=2} \hat{\omega}_t)}$$

(6)

$z_t$  是转换概率  $p$  的解释变量。根据假说 H4, 该变量取为人民币对美元即期汇率的回报率(由  $\hat{\omega}_t$  代理),

即假设目标汇率的马尔科夫过程转换概率由人民币汇率的变化率决定。通过实证回归式(6)中的  $\gamma_{s_t}$  系数估计, 我们可以判断人民币汇率波动是否决定目标货币汇率所处的周期。当目标货币汇率处于贬值区制时,  $\hat{\gamma}_{s_t=1}$  显著为正表明人民币汇率变动具有正向的边际影响, 即人民币汇率贬值/升值使得目标货币汇率保持贬值状态的概率增大/减小。反之, 当目标汇率处于升值区制时,  $\hat{\gamma}_{s_t=2}$  显著为负则表明人民币汇率变动反向抵消目标货币汇率保持升值状态的概率。因此, 分析这个机制能够进一步研究人民币汇率变动与目标国家货币汇率变动在“同频共振”现象之上的驱动关系。

最后, 我们在 TVTP-MS 模型中加入三个外生变量, 作为模型的控制变量: 美国 10 年期国债收益率 (TR10Y)、伦敦黄金现货价格 (GOLD) 和全球风险偏好指数 (VIX)。控制变量选取受 Keddad (2019) 启发, 但也有调整。首先, 我们保留美国货币政策变量, 但使用美国 10 年期国债收益率替代美国利率指数。选择美国 10 年期国债收益率作为美国货币政策的代理变量, 除了反映宏观货币政策变化, 还可以综合衡量日度频率的市场流动性以及资本市场无风险利率基准。其次, 对于大宗商品市场价格方面的替代变量, 使用了黄金即期价格替代能源价格指数。本文如此选择考虑有三: 一是黄金和原油都是代表性的主要大宗商品, 其价格不仅代表大宗商品市场的整体趋势, 而且可以衡量全球资本市场的风险溢价; 二是黄金是很多 RCEP 国家外汇储备的重要组成部分, 对于本国货币汇率变动影响较大; 三是黄金价格与美元汇率指数高度相关, 可以作为美元价值的一个替代变量<sup>5</sup>, 控制美元涨跌对目标汇率的影响。总之, 这三个变量可能通过不同的渠道影响目标国家货币汇率的变动, 且囊括了对汇率有影响的大部分宏观和市场因素; 将其作为模型控制变量有助于厘清人民币汇率影响以外的绝大部分外生冲击。此外, 这三个变量都是市场历史数据而非人工合成的价格指数, 且都有日频数据, 相较 Keddad (2019) 的模型控制变量选择更为客观。

模型的回归表达式具体如下, 其中所有变量都是对数增长率, 与上述 FTP-MS 模型一致。

$$\begin{aligned} \Delta e_t^{\frac{TC}{USD}} &= \mu_{s_t=1} + \sum_{m=1}^M \phi_{s_t=1}^m \cdot \Delta e_{t-m}^{\frac{TC}{USD}} + \beta^T \cdot \Delta TR10Y_t + \beta^G \cdot \Delta GOLD_t + \beta^V \cdot \Delta VIX_t + \varepsilon_t, \text{区制1} \\ &= \mu_{s_t=2} + \sum_{m=1}^M \phi_{s_t=2}^m \cdot \Delta e_{t-m}^{\frac{TC}{USD}} + \beta^T \cdot \Delta TR10Y_t + \beta^G \cdot \Delta GOLD_t + \beta^V \cdot \Delta VIX_t + \varepsilon_t, \text{区制2} \end{aligned}$$

(7)

TVTP-MS 模型基于上式 (5)-(7), 通过迭代计算获得极大似然法的参数估计值, 并在此基础上分析人民币汇率变动对 RCEP 成员货币汇率的影响机制。

<sup>5</sup> 本文模型中的汇率变量全部以美元为计价单位, 模型中缺少单独的美元汇率变量。

### （三）数据说明和变量选取

目标货币：文莱元钉住新加坡元，柬埔寨、老挝、缅甸、越南四个国家的货币钉住美元。这五个 RCEP 成员国尚未形成市场化定价的汇率决定机制，且这些国家欠发达、规模小、国际影响力弱，这五个国家货币汇率不在本文的研究范围。RCEP 其他成员国的汇率制度要么是自由浮动，要么是有管理的浮动，均在一定区间和频率保持波动性。本文考察了 RCEP 区域九个经济体的货币即期汇率，分别是日元（JPY），韩国韩元（KRW），澳大利亚元（AUD），新西兰元（NZD），印度尼西亚卢比（IDR），马来西亚林吉特（MYR），新加坡元（SGD），泰国泰铢（THB），菲律宾比索（PHP）。此外，RCEP 协议还为作为发起国之一的印度后续加入设置了相关机制，因此，本文也将印度卢比（INR）纳入目标货币。在这些目标货币中，JPY、AUD 和 NZD 为自由浮动汇率制度，其余货币为有管理的浮动汇率制度。

影响驱动货币：本文选择了人民币（RMB）、欧元（EUR）、英镑（GBP）和日元（JPY）作为 RCEP 区域内影响目标货币汇率变动的主要货币。其中，人民币汇率选取在岸市场人民币即期汇率（CNY）。中国、欧盟、英国、日本这四个经济体与 RCEP 成员国贸易往来密切，且其货币均为 SDR 篮子货币。

样本期：从 2015 年 8 月 12 日至 2022 年 12 月 31 日。初始时间是最近一次我国汇率体制改革的历史性节点——2015 年“8·11”汇改，此次改革确立了由境内外汇供求关系和国际金融市场变化共同决定的现行人民币汇率形成机制。在样本期内，所有时间序列数据，包括所有货币汇率以及三个控制变量，均为连续复利增长率；经单位根检验，这些数据序列均平稳。本文选择的变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义与说明

| 名称     | 符号   | 含义                     |
|--------|--|------------------------|
| 目标货币汇率 | $\frac{TC}{USD}$   | 目标货币兑美元（USD）的即期汇率      |
| 主流货币汇率 | $\frac{CNY}{USD}, \frac{JPY}{USD}, \frac{EUR}{USD}, \frac{GBP}{USD}$ | 在岸人民币，欧元，英镑，日元兑美元的即期汇率 |
| 利率水平   | TR10Y  | 美国 10 年期国债收益率          |
| 黄金价格   | GOLD   | 伦敦黄金现货价格               |
| 市场风险   | VIX  | 芝加哥期权期货交易所指数期权隐含波动率指数  |

数据来源：Datastream 数据库

## 四、实证结果分析

本部分汇报基于两区制 FTP-MS 和 TVTP-MS 回归模型的实证结果，分析人民币汇率与 RCEP 区域目标货币汇率之间的关系，通过相关统计检验判断模型的适用性。

### （一）FTP-MS 模型的实证结果

“8·11”汇改后，人民币汇率进一步市场化，随着近年来我国金融市场开放进程加快，人民币汇率双向波动逐渐常态化，人民币汇率升值和贬值交替发生。依据 AR 自回归两区制 FTP-MS 模型式（1），判断 CNY 与目标汇率波动在样本期内是否存在贬/升值周期结构性转换。实证结果显示<sup>6</sup>，人民币和每一种 RCEP 目标货币汇率的区制 1 截距项估计值( $\hat{\mu}_{sr=1}$ )皆为正且全部显著，说明区制 1 为贬值周期；区制 2 的情况刚

<sup>6</sup> 篇幅所限，两区制 FTP-MS 模型实证结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

好相反， $\hat{\mu}_{s_i=2}$  全部显著小于 0，说明区制 2 为升值周期。假设 1 得以验证。

式(3)的实证回归结果如表 2 所示。在贬值周期（区制 1），除了 JPY、AUD 和 PHP，其他目标货币的  $\beta^{RMB}$  估计参数均显著且为正；在升值周期（区制 2），除日元（JPY）外所有目标汇率的  $\beta^{RMB}$  估计参数均显著为正；并且，区制 1 和 2 的系数估计大小有差异。这表明，无论处于贬值或升值周期，KRW、NZD、MYR、SGD、THB、IDR、INR 等 RCEP 区域的货币汇率与人民币汇率都存在“同频共振”关系，但“同频共振”的大小、程度有异。AUD 和 PHP 仅在升值周期与人民币汇率存在“同频共振”关系，但这种“同频共振”的大小和方向随所处区制不同而不同，并非保持两区制对称。因此，假设 2 得以验证。由此可见，人民币在 RCEP 区域内展现了明显的“货币锚”特征，人民币汇率对这一区域的多数货币汇率波动有一定影响，并且在升值周期和贬值周期影响不同。

表 2 FTP-MS 模型的主要参数估计结果

|                       | JPY                   | KRW                 | AUD                 | MYR                 | PHP                 | THB                 | SGD                  | NZD                  | IDR                  | INR                  |
|-----------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 区制 1（贬值）：             |                       |                     |                     |                     |                     |                     |                      |                      |                      |                      |
| $\mu_{s_i=1}$         | 0.032**<br>*          | 0.033               | 1.706***            | 0.020**             | 0.564***            | 0.005               | 0.002                | 0.366***             | 0.020**              | 0.855***             |
|                       | (0.012<br>)           | (0.035)             | (0.150)             | (0.008)             | (0.054)             | (0.041)             | (0.004)              | (0.060)              | (0.008)              | (0.057)              |
| $\beta_{s_i=1}^{RMB}$ | -0.010<br>(0.048<br>) | 1.473***<br>(0.130) | -0.228<br>(0.236)   | 0.436***<br>(0.028) | -0.022<br>(0.153)   | 1.440***<br>(0.114) | 0.242***<br>(0.019)  | 2.358***<br>(0.438)  | 0.513***<br>(0.029)  | 0.400***<br>(0.109)  |
| $\phi_1^1$            | -0.016<br>(0.026<br>) | 0.227***<br>(0.067) |                     | 0.081***<br>(0.025) |                     | -0.106<br>(0.202)   | -0.123***<br>(0.024) | -1.740***<br>(0.135) | 0.127***<br>(0.022)  | -0.529***<br>(0.199) |
| $\phi_1^2$            |                       | 0.329***<br>(0.085) |                     | 0.0359<br>(0.025)   |                     |                     |                      | -1.043***<br>(0.167) | -0.014<br>(0.023)    |                      |
| $\phi_1^3$            |                       | 0.273***<br>(0.075) |                     |                     |                     |                     |                      |                      | -0.100***<br>(0.021) |                      |
| 区制 2（升值）：             |                       |                     |                     |                     |                     |                     |                      |                      |                      |                      |
| $\mu_{s_i=2}$         | -<br>1.675**<br>*     | -0.013              | -0.024**            | -0.512***           | -0.016**            | -0.008              | -0.411***            | -0.029**             | -1.428***            | -0.013*              |
|                       | (0.097<br>)           | (0.017)             | (0.012)             | (0.052)             | (0.008)             | (0.012)             | (0.021)              | (0.012)              | (0.047)              | (0.007)              |
| $\beta_{s_i=2}^{RMB}$ | 0.126<br>(0.251<br>)  | 0.591***<br>(0.082) | 0.331***<br>(0.049) | 1.644***<br>(0.074) | 0.344***<br>(0.025) | 0.372***<br>(0.042) | 1.426***<br>(0.075)  | 0.220***<br>(0.050)  | 1.324***<br>(0.162)  | 0.365***<br>(0.029)  |
| $\phi_2^1$            | -<br>1.143**<br>*     | -0.260***           |                     | 1.336***            |                     | 0.082*<br>(0.044)   | -2.070***<br>(0.167) | -0.031<br>(0.024)    | 0.640***<br>(0.061)  | 0.008<br>(0.028)     |
|                       | (0.176<br>)           | (0.067)             |                     | (0.059)             |                     |                     |                      |                      |                      |                      |
|                       |                       | -0.171***           |                     | -1.414***           |                     |                     |                      | -0.022               | 1.713***             |                      |



在本文样本期，中国已成为所有 RCEP 成员国及印度最大贸易伙伴，而且同时是这些国家最大的出口和进口贸易对手国。在这样的背景下，样本货币汇率的单方面“害怕升值”已经发生分化。表 3 Panel A 实证结果也显示，AUD、MYD、PHP、SGD 和 IDR 等五种货币汇率在其升值周期与人民币汇率的“同频共振”显著强于贬值周期。这一结果与 Keddad（2019）和 Levy-Yeyati et al.（2013）的研究结论不同，也有别于 Calvo & Reinhart（2002）的“害怕浮动”（Fear of Floating）理论，主要是选择新样本期的结果。

表 3 Panel B 和 Panel C 展示了人民币汇率回归系数与其他主流货币汇率回归系数的成对单尾检验结果。在所有目标汇率的第 2 区制（升值周期，见表 3 Panel C），人民币汇率波动的边际影响强于 JPY 和 GBP；除了 JPY、AUD 和 NZD 三种目标货币汇率，人民币汇率的边际影响也显著强于欧元。在第 1 区制（贬值周期，见表 3 Panel B），当目标货币汇率为 AUD 和 PHP 时，CNY 的影响较其他三种主流货币汇率没有显著增强，也没有显著减弱，但对其他目标汇率的影响显著强于 JPY 和 GBP。在 CNY 与 EUR 边际影响的对比中，除了 JPY、AUD、PHP 和 SGD 四种（处于贬值周期的）目标汇率，CNY 对其他六种目标汇率的边际影响也较欧元更强。以上结果表明，人民币汇率的溢出影响力在 RCEP 区域国家货币汇率的贬值和升值周期都普遍存在，而且已经不弱于美元以外的日元、英镑和欧元其他国际主流货币。基于此结果，实证假设 3 得到证明。

人民币汇率的区域/国际影响力更为明显地体现在人民币汇率与新兴经济体本币汇率的“同频共振”上。对于发达经济体，如 RCEP 区域内的日本、澳大利亚、新西兰和新加坡，这种影响力有不同程度下降（特别对日元和澳大利亚元）。不过表 3 的结果也显示，人民币汇率对这些国家的本币汇率波动开始出现一定程度溢出效应，表现出类似国际主流货币的影响力，这为近年来人民币国际化成果提供了有力的实证证据。

表 3 FTP-MS 模型估计参数的 t 检验和 F 检验结果

| 标准<br>化限<br>制                       | JPY              | KRW       | AUD      | MYR       | PHP          | THB       | SGD       | NZD          | IDR               | INR          |
|-------------------------------------|------------------|-----------|----------|-----------|--------------|-----------|-----------|--------------|-------------------|--------------|
| Panel A 人民币汇率系数估计在区制 1 和 2 比较：      |                  |           |          |           |              |           |           |              |                   |              |
|                                     | -0.136           | 0.883***  | -0.559** | -1.208*** | -0.366**     | 1.068***  | -1.184*** | 2.138*<br>** | -<br>0.811*<br>** | 0.035        |
| $\beta_{S_t=1}^{RMB}$               | <-<br>0.528<br>> | <6.869>   | <-2.293> | <-15.089> | <-<br>2.330> | <9.745>   | <-15.218> | <4.88<br>1>  | <4.99<br>9>       | <0.31<br>7>  |
|                                     | {0.279<br>}      | {47.190}  | {5.260}  | {227.682} | {5.429}      | {94.971}  | {231.600} | {23.8<br>28} | {24.99<br>0}      | {0.10<br>1}  |
| Panel B 人民币与日元、英镑和欧元汇率系数估计在区制 1 比较： |                  |           |          |           |              |           |           |              |                   |              |
|                                     |                  | 1.512***  | -0.241   | 0.471***  | -0.001       | 1.397***  | 0.184***  | 2.216*<br>** | 0.533*<br>**      | 0.442<br>*** |
| $\beta_{S_t=1}^{RMB}$               |                  | <11.314>  | <-1.018> | <15.512>  | <-<br>0.009> | <12.282>  | <8.936>   | <5.03<br>9>  | <16.7<br>28>      | <4.05<br>4>  |
|                                     |                  | {128.004} | {1.036}  | {240.633} | {0.000}      | {150.857} | {79.847}  | {25.3<br>91} | {279.8<br>40}     | {16.4<br>36} |
| $\beta_{S_t=1}^{RMB}$               | -0.010           | 1.330***  | -0.531** | 0.345***  | -0.066       | 1.366***  | 0.086***  | 2.053*<br>** | 0.462*<br>**      | 0.330<br>*** |
|                                     | <-               | <10.255>  | <-2.207> | <11.210>  | <-           | <11.803>  | <4.226>   | <4.64        | <14.9             | <3.03        |

|                                    |        |           |           |           |          |           |           |        |        |       |
|------------------------------------|--------|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|--------|--------|-------|
|                                    | 0.191  |           |           |           | 0.431>   |           |           | 4>     | 88>    | 9>    |
|                                    | >      |           |           |           |          |           |           |        |        |       |
|                                    | {0.036 | {105.169} | {4.870}   | {125.665} | {0.186}  | {139.304} | {17.860}  | {21.5  | {224.6 | {9.23 |
|                                    | }      |           |           |           |          |           |           | 63}    | 26}    | 7}    |
|                                    | -      |           |           |           |          |           |           |        |        |       |
|                                    | 0.498* | 1.255***  | -0.736*** | 0.359***  | -0.082   | 1.294***  | -0.039*   | 1.835  | 0.384* | 0.290 |
|                                    | **     |           |           |           |          |           |           |        | **     | ***   |
| $\beta_{S_t=1}^{RMB}$              | <-     |           |           |           | <-       |           |           | <4.25  | <10.8  | <2.60 |
|                                    | 8.828  | <9.245>   | <-3.096>  | <11.203>  | 0.528>   | <11.128>  | <-1.734>  | 6>     | 65>    | 0>    |
|                                    | >      |           |           |           |          |           |           |        |        |       |
|                                    | {77.93 | {85.471}  | {9.583}   | {125.514} | {0.279}  | {123.842} | {3.007}   | {18.1  | {118.0 | {6.76 |
|                                    | 1}     |           |           |           |          |           |           | 10}    | 40}    | 0}    |
| Panel C 人民币与日元、英镑欧元汇率系数估计在区制 2 比较: |        |           |           |           |          |           |           |        |        |       |
|                                    |        | 0.629***  | 0.318***  | 1.680***  | 0.365*** | 0.329***  | 1.368***  | 0.079  | 1.344* | 0.407 |
|                                    |        |           |           |           |          |           |           |        | **     | ***   |
| $\beta_{S_t=2}^{RMB}$              | <-     |           |           |           | <12.844  |           |           | <1.43  | <8.25  | <12.6 |
|                                    | >      | <7.146>   | <5.860>   | <21.788>  | >        | <7.694>   | <18.213>  | 1>     | 7>     | 44>   |
|                                    |        |           |           |           | {164.97  |           |           | {2.04  | {68.18 | {159. |
|                                    |        | {51.066}  | {34.339}  | {474.708} | 9}       | {59.200}  | {331.727} | 8}     | 4}     | 870}  |
|                                    |        |           |           |           |          |           |           |        |        |       |
|                                    | 0.125  | 0.448***  | 0.028     | 1.553***  | 0.300*** | 0.297***  | 1.270***  | -0.085 | 1.272* | 0.295 |
|                                    |        |           |           |           |          |           |           |        | **     | ***   |
| $\beta_{S_t=2}^{RMB}$              | <0.49  |           |           |           | <10.693  |           |           | <-     | <7.92  | <9.17 |
|                                    | 9>     | <5.391>   | <0.538>   | <20.643>  | >        | <6.576>   | <16.860>  | 1.548  | 0>     | 2>    |
|                                    |        |           |           |           |          |           |           | >      |        |       |
|                                    | {0.249 | {29.067}  | {0.290}   | {426.139} | {114.34  | {43.237}  | {284.257} | {2.39  | {62.73 | {84.1 |
|                                    | }      |           |           |           | 3}       |           |           | 7}     | 0}     | 17}   |
|                                    |        |           |           |           |          |           |           |        |        |       |
|                                    | -0.363 | 0.373***  | -0.177*** | 1.568***  | 0.284*** | 0.226***  | 1.146***  | 0.303* | 1.195* | 0.255 |
|                                    |        |           |           |           |          |           |           | **     | **     | ***   |
| $\beta_{S_t=2}^{RMB}$              | <-     |           |           |           |          |           |           | <-     | <7.25  | <7.29 |
|                                    | 1.438  | <4.083>   | <-2.951>  | <20.945>  | <9.165>  | <4.737>   | <14.946>  | 5.198  | 8>     | 2>    |
|                                    | >      |           |           |           |          |           |           | >      |        |       |
|                                    | {2.069 | {16.672}  | {8.707}   | {438.700} | {84.005  | {22.438}  | {223.375} | {27.0  | {52.67 | {53.1 |
|                                    | }      |           |           |           | }        |           |           | 23}    | 4}     | 76}   |

注：（）内为 t 统计值，{ } 内为 F 统计值。表中所有 t 检验和 F 检验均基于表 2 系数估计的单尾检验。

## （二）基于 TVTP-MS 模型的实证结果

借助两区制 TVTP-MS 模型(5)-(7)式，本文进一步分析人民币汇率波动是否可以影响目标汇率的区制转换概率。如果实证结果显著，那么可以认为人民币汇率是目标汇率波动的驱动因素。为了控制宏观经济冲击以及国际资本市场价格波动对目标汇率的影响，我们选择美国 10 年期国债收益率 (TR10Y)、黄金现货价格 (GOLD) 和全球风险偏好指数 (VIX) 三个控制变量。TVTP-MS 模型的实证结果见表 4，从中可以得出以下结论。

当目标汇率处于贬值周期时，除了 JPY、AUD、NZD、SGD、INR 等五种货币，其他 RCEP 货币汇率对应的系数估计  $\gamma_{S_t=1}$  为正，且统计显著。这表明，KRW、IDR、MYR、THB、PHP 等货币的汇率处于贬

值周期时，保持贬值周期的转换概率（ $p_{11}$ ）随人民币汇率变动同向变动。换言之，当人民币贬值（升值）时，上述五种汇率保持贬值周期的概率增大（减小）。其中，系数估计值最高的是泰国泰铢（16.821），最低的是马来西亚林吉特（1.885），系数估计值越大表明该货币处于贬值周期时越容易在人民币汇率贬值时跟随人民币汇率保持贬值。对于 JPY、AUD、NZD、SGD 和 INR，估计系数不显著，说明这五种货币汇率处于贬值周期时，人民币汇率变动不一定决定它们是否继续保持在贬值周期。与上述贬值周期情况相反，

当目标汇率处于升值周期时，除日元外，所有货币汇率的  $\gamma_{s_i=2}$  系数估计全部为负。其中，KRW、MYR、PHP、THB、NZD、INR 等六种 RCEP 目标货币汇率的估计系数显著为负，表明这些汇率处于升值区间时，保持相同升值周期的转换概率随 CNY 波动逆向变动，即人民币升值（贬值），目标汇率更有可能继续升值（转而贬值）。这六种货币中，系数估计值最小是韩元（-10.783），最大是新西兰元（-1.781）；系数估计值的绝对值越大，表明该货币越可能在人民币汇率升值时保持升值。日元例外。不过考虑到其统计显著性并不高，不到 5%，且人民币汇率对日元汇率的边际影响十分有限，此结果符合预期。 $\gamma_{s_i=1}$  和  $\gamma_{s_i=2}$  两个系数的回归估计结果表明，一部分 RCEP 经济体本币汇率的贬值周期与升值周期受人民币汇率驱动。中国同时是所有样本国家最大进口国与出口国，维持本币与人民币相对稳定的双边汇率有利于这些国家的对外贸易业务的开展。因此，实证结果可以验证假设 4，即人民币汇率波动与部分 RCEP 区域国家目标货币汇率波动之间存在驱动机制<sup>7</sup>。

表 4 TVTP-MS 模型的参数估计结果

|               | JPY                 | KRW                 | AU<br>D             | MYR                 | PHP                 | THB                 | SGD                  | NZD                  | IDR                 | INR                 |
|---------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| 区制 1（贬值）：     |                     |                     |                     |                     |                     |                     |                      |                      |                     |                     |
| $\mu_1$       | 0.038***<br>(0.010) | 0.216***<br>(0.041) | 0.643***<br>(0.088) | 0.026***<br>(0.010) | 0.107***<br>(0.018) | 0.108***<br>(0.024) | 0.600***<br>(0.079)  | 1.069***<br>(0.104)  | 0.029***<br>(0.008) | 0.957***<br>(0.063) |
| $\varphi_1^1$ | -0.060*<br>(0.036)  | -0.110**<br>(0.043) | 1.520***<br>(0.122) | 0.050**<br>(0.026)  |                     |                     | -0.036<br>(0.205)    | -0.645***<br>(0.104) | -0.010<br>(0.025)   |                     |
| $\varphi_1^2$ |                     |                     |                     | 0.098***<br>(0.024) |                     |                     | 0.221<br>(0.245)     | -0.761***<br>(0.109) | -0.046**<br>(0.023) |                     |
| $\varphi_1^3$ |                     |                     |                     |                     |                     |                     | -3.708***<br>(0.222) |                      | -0.028<br>(0.025)   |                     |
| $\varphi_1^4$ |                     |                     |                     |                     |                     |                     | 1.902***<br>(0.165)  |                      | 0.039*<br>(0.022)   |                     |
| 区制 2（升值）：     |                     |                     |                     |                     |                     |                     |                      |                      |                     |                     |
| $\mu_2$       | -1.380***           | -0.277***           | -0.014              | -0.388***           | -0.114***           | -0.159***           | 0.001                | -0.035**             | -1.036***           | -0.013*             |

<sup>7</sup> 这种驱动机制在 RCEP 经济体中存在异质性，这一点从人民币汇率波动影响目标货币贬/升值区间的转换概率散点图可以明显分辨出。篇幅所限，转换概率散点图未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

|                  |           |           |          |           |          |           |           |           |           |          |
|------------------|-----------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|
|                  | (0.122)   | (0.049)   | (0.015)  | (0.056)   | (0.024)  | (0.033)   | (0.006)   | (0.016)   | (0.064)   | (0.008)  |
| $\phi_2^1$       | -0.936*** | -0.115**  | 0.040    | 1.150***  |          |           | -0.065**  | -0.047*   | 0.726***  |          |
|                  | (0.357)   | (0.047)   | (0.025)  | (0.077)   |          |           | (0.027)   | (0.027)   | (0.051)   |          |
| $\phi_2^2$       |           |           |          | -1.771*** |          |           | -0.021    | -0.030    | 1.633***  |          |
|                  |           |           |          | (0.130)   |          |           | (0.025)   | (0.027)   | (0.095)   |          |
| $\phi_2^3$       |           |           |          |           |          |           | 0.000     |           | 0.011     |          |
|                  |           |           |          |           |          |           | (0.027)   |           | (0.061)   |          |
| $\phi_2^4$       |           |           |          |           |          |           | -0.016    |           | -0.901*** |          |
|                  |           |           |          |           |          |           | (0.023)   |           | (0.129)   |          |
| 控制变量:            |           |           |          |           |          |           |           |           |           |          |
|                  |           |           | -        |           |          |           |           |           |           | -        |
| $\beta^T$        | 0.041***  | -0.007*   | 0.031*** | -0.004*   | -0.003   | -0.006**  | -0.005    | -0.006    | -0.019*** | 0.012*** |
|                  | (0.005)   | (0.004)   | (0.005)  | (0.002)   | (0.002)  | (0.003)   | (0.004)   | (0.005)   | (0.002)   | (0.002)  |
|                  |           |           | -        |           |          |           |           |           |           | -        |
| $\beta^G$        | 0.250***  | -0.084*** | 0.314*** | -0.033*** | 0.024*** | -0.109*** | -0.169*** | -0.310*** | -0.102*** | 0.056*** |
|                  | (0.019)   | (0.014)   | (0.016)  | (0.009)   | (0.008)  | (0.009)   | (0.011)   | (0.017)   | (0.009)   | (0.009)  |
|                  |           |           | -        |           |          |           |           |           |           | -        |
| $\beta^V$        | 0.007***  | 0.010***  | 0.014*** | 0.004***  | 0.004*** | 0.005***  | 0.007***  | 0.012***  | 0.007***  | 0.005*** |
|                  | (0.002)   | (0.002)   | (0.002)  | (0.001)   | (0.001)  | (0.001)   | (0.001)   | (0.002)   | (0.001)   | (0.001)  |
|                  |           |           | -        |           |          |           |           |           |           | -        |
| $\log(\sigma)$   | 0.833***  | -0.721*** | 0.597*** | -1.150*** | 1.302*** | -1.127*** | -1.372*** | -0.535*** | -1.138*** | 1.246*** |
|                  | (0.030)   | (0.022)   | (0.020)  | (0.020)   | (0.022)  | (0.021)   | (0.023)   | (0.021)   | (0.019)   | (0.019)  |
| 转换概率矩阵:          |           |           |          |           |          |           |           |           |           |          |
|                  |           |           | -        |           |          |           |           |           |           | -        |
| $\alpha_{S_t=1}$ | 4.072***  | 0.490     | 1.431**  | 3.184***  | -0.191   | 0.777     | -2.375    | -1.354*** | 4.063***  | -3.546** |
|                  | (0.289)   | (0.664)   | (0.557)  | (0.259)   | (0.734)  | (0.939)   | (1.805)   | (0.481)   | (0.258)   | (1.376)  |
|                  |           |           | -        |           |          |           |           |           |           | -        |
| $\gamma_{S_t=1}$ | -1.236    | 11.365**  | 3.541    | 1.885***  | 16.454** | 16.821**  | 12.102    | 2.467     | 3.500***  | 6.684    |
|                  | (0.975)   | (2.346)   | (3.486)  | (0.676)   | (6.148)  | (7.502)   | (10.054)  | (1.706)   | (0.627)   | (4.513)  |
|                  |           |           | -        |           |          |           |           |           |           | -        |
| $\alpha_{S_t=2}$ | -2.688**  | -0.574    | 3.261*** | -1.201*** | -1.216*  | -0.934    | 4.235***  | 3.476***  | -0.412    | 3.935*** |

|                    |         |          |         |         |          |          |         |         |         |          |
|--------------------|---------|----------|---------|---------|----------|----------|---------|---------|---------|----------|
|                    | (1.114) | (0.578)  | (0.298) | (0.399) | (0.757)  | (0.698)  | (0.341) | (0.346) | (0.312) | (0.254)  |
| $\gamma_{s_t=2}$   | 14.268* | 10.783** | 0.44    | -4.326* | 6.684*** | 10.777** | -1.389  | -1.781* | -0.311  | 3.654*** |
|                    | (7.664) | (3.324)  | (1.221) | (2.520) | (2.400)  | (4.897)  | (1.379) | (1.114) | (0.824) | (0.615)  |
| 似然比检验 (LR-tests) : |         |          |         |         |          |          |         |         |         |          |
| 统计值                | 11.943  | 116.715  | 2.915   | 6.782   | 64.057   | 138.877  | 7.314   | 4.788   | 79.819  | 41.357   |
| p 值                | [0.003] | [0.000]  | [0.233] | [0.034] | [0.000]  | [0.000]  | [0.026] | [0.091] | [0.000] | [0.000]  |

注：\*，\*\*，\*\*\* 分别代表系数估计在 10%，5%和 1%水平下显著；

括号里的数字代表系数估计的标准误差(s.e.)；

区制 1 和区制 2 分别代表贬值区制和升值周期；每一种目标货币汇率的模型自回归滞后期选择依据为 SC 信息准则；

$$\text{统计值 } LR = 2[LL_{TVTP-MS}(\theta) - LL_{FTP-MS}(\theta)]$$

#### 四、主要结论与政策建议

本文研究人民币汇率和 RCEP 货币圈中部分货币汇率之间“同频共振”的经济现象，并进一步剖析了其中的驱动决定关系。通过分析实证研究结果，本文得出以下主要结论：第一，RCEP 区域国家货币汇率普遍存在贬值和升值两周期结构性转换。自 2015 年“8.11”汇改后，人民币汇率波动对绝大部分 RCEP 国家货币汇率有实质影响，且影响程度在整体上已不亚于欧元、英镑和日元等美元以外的主流国际货币。第二，通过两区制 TVTP-MS 模型的进一步分析，确认了人民币汇率波动与部分 RCEP 货币圈的目标货币汇率所处周期之间存在驱动机制，即当韩国韩元、印度尼西亚卢比、马来西亚林吉特、泰国泰铢、菲律宾比索处于贬值区制时，这些货币汇率跟随人民币汇率贬值而保持贬值周期；当韩国韩元、马来西亚林吉特、菲律宾比索、泰国泰铢、新西兰元、印度卢比处于升值区制时，跟随人民币汇率升值保持升值周期。也就是说，人民币汇率已经成为这些货币汇率所处不同周期的决定因素，并且在贬值区制和升值区制有着非对称的影响效果。第三，人民币尽管在 RCEP 区域存在影响力，但其对主流国际货币日元和澳大利亚元影响力有限。

根据以上结论，本文提出如下三点政策建议：第一，推动 RCEP 框架下跨境贸易中的双边本币结算合作。本文的研究表明，人民币汇率和 RCEP 货币圈中多数货币汇率之间存在“同频共振”，这在 RCEP 框架下的跨境贸易中推行双边本币结算提供了有力的理论依据。提升人民币在跨境贸易中的使用水平，一直是人民银行推进人民币国际化的一项基础性工作。经过多年的政策演进，人民币在我国经常项下使用的限制性政策已全部取消。但是，我国货物贸易项下跨境收支中人民币占比仍不到 20%，有较大的提升空间。RCEP 生效实施后，90%以上的货物贸易将实现零关税，推进 RCEP 区域内的双边本币结算合作拥有非常广阔的空间。特别是在一些重要领域，比如，我国在 RCEP 区域内作为重要采购方的大豆、铁矿石、铜、橡胶等大宗商品贸易市场，以及极具国际竞争力的对外承包工程建设领域，借助双边本币结算，能够推动人民币成为 RCEP 区域内重要的融资和结算货币，为人民币持续在这一区域发挥“货币锚”效应打下坚实的经济基础，进一步推动人民币国际化进程。第二，大力发展 RCEP 区域离岸人民币市场。在人民币没有完全可兑换的情况下，通过跨境贸易渠道流到 RCEP 区域的人民币需要在离岸人民币市场进行交易，使得持有人民币的企业可以融出人民币并获得相应收益，需要人民币的境外企业可以融入人民币。目前，RCEP 区域内的发达经济体，如澳大利亚、新加坡、韩国，其离岸人民币市场发展势头良好，已成为全球离岸人

民币市场的重要组成部分。本文的研究表明，人民币已经是马来西亚、泰国、菲律宾、印度尼西亚等东盟国家货币波动的驱动因素，我国还是这些国家最大的进出口贸易国，离岸人民币市场在当地的发展壮大拥有良好的市场基础。在外交和金融合作方面，我国政府可考虑进一步推动这些国家减少人民币在当地使用的限制性政策，并通过我国商业银行在这些国家的分支机构，联合当地金融机构，持续培育和发展 RCEP 区域离岸人民币市场，为当地的投资者和用人民币做贸易结算的企业提供便捷的人民币交易平台。第三，继续弱化人民币可自由兑换的约束条件。在我国资本项目尚未完全放开的情况下，我国近年来稳步推进金融市场双向开放使得资本跨境流动总体上更加自由，而作为主权独立的国家，我国必须保持货币政策的独立性，根据蒙代尔“三元悖论”，这就一定程度上导致人民币汇率波动变得更有弹性。本文的研究表明，人民币汇率波动是影响 RCEP 区域其他货币汇率波动的重要因素，这就要求我国需要允许市场供求关系在人民币汇率形成机制中发挥更大作用。通过继续扩大我国金融市场双向开放力度，探索 RCEP 区域内央行数字货币（CBDC）合作等方式，不断破除影响人民币可自由兑换的约束条件，吸引更多的境内外机构投资者参与我国人民币金融市场建设，助力 RCEP 区域人民币国际化进程。

## 【参考文献】

- [1]曹彤, 赵然. 从多核心货币区视角看人民币国际化进程[J].金融研究, 2014 (4): 47-63
- [2]蔡彤娟, 林润红. 人民币与“一带一路”主要国家货币汇率动态联动研究——基于 VAR-DCC-MVGARCHBEKK 模型的实证分析[J].国际金融研究, 2018 (2): 19-29
- [3]丁剑平, 方琛琳, 叶伟. “一带一路”区块货币参照人民币“隐性锚”分析[J].国际金融研究, 2018 (10): 25-34
- [4]冯永琦, 代佳航, 瞿亢. 人民币在东亚区域货币“锚”效应及其影响因素研究[J].国际金融研究, 2020 (2): 58-67
- [5]王倩. 东亚经济体汇率的锚货币及汇率制度弹性检验[J].国际金融研究, 2011 (11): 30-38
- [6]徐奇渊, 杨盼盼. 东亚货币转向钉住新的货币篮子? [J].金融研究, 2016 (3): 58-67
- [7]Cheung Y W, Yuen J. The Suitability of A Greater China Currency Union[J]. Pacific Economic Review, 2005, 10 (1): 83 - 103
- [8]Dobson W, Masson P R. Will the Renminbi Become A World Currency[J]? China Economic Review, 2009, 20 (1): 124 - 135
- [9]Eichengreen B. China's Exchange Rate Regime: The Long and Short of It[R]. Paper for Conference on Chinese Money and Finance; 2006, February, Columbia University, New York
- [10]Fischer C. Determining Global Currency Bloc Equilibria: An Empirical Strategy Based on Estimates of Anchor Currency Choice[J]. Journal of International Money and Finance, 2016, 64: 214 - 238
- [11]Frankel J A, Wei S J. Yen Bloc or Dollar Bloc? Exchange Rate Policies of the East Asian Economies. In Macroeconomic Linkage: Savings, Exchange Rates, and Capital Flows, Eds. Ito T and Krueger A O [M].University of Chicago Press, 1994: 295-333
- [12]Frankel J A, Wei S J. Assessing China's Exchange Rate Regime[J]. Economic Policy, 2007, 22: 576-627
- [13]Hamilton J D. New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle[J].Econometrica, 1989, 57 (2): 357-384
- [14]Ilzetzki E, Reinhart C M, Rogoff K S. The Country Chronologies to Exchange Rate Arrangements into the 21st Century: Will the Anchor Currency Hold?[R] NBER Working Paper, 2017, No.23135
- [15]Ito T. A New Financial Order in Asia: Will a RMB Bloc Emerge?[J] Journal of International Money and Finance, 2017, 74: 232-257
- [16]Ito H, McCauley R N. A Key Currency View of Global Imbalances[J]. Journal of International Money and Finance, 2019, 94: 97-115
- [17]Kawai M, Pontines V. Is There Really a Renminbi Bloc in Asia?: A Modified Frankel-Wei Approach[J]. Journal of International Money and Finance, 2016, 62: 72-97
- [18]Keddad B. How Do the Renminbi and Other East Asian Currencies Co-move[J]? Journal of International Money and Finance, 2019, 91: 49-70
- [19]Marconi D. Currency Comovements in Asia-Pacific: The Regional Role of the Renminbi[J]. Pacific Economic Review, 2017, 23: 150-163
- [20]McCauley R N, Shu C. Recent Renminbi Policy and Currency Co-movements[J]. Journal of International Money and Finance, 2019, 95: 444-454
- [21]McKinnon R I. Optimum Currency Areas[J]. The American Economic Review, 1963, 53 (4): 717 - 725
- [22]Picard P M, Worrall T. Currency Areas and Voluntary Transfers[J]. Journal of International Economics, 2020, 127: 103390
- [23]Shu C, He D, Cheng X Q. One Currency, Two Markets: the Renminbi's Growing Influence in Asia-Pacific[J].China Economic Review, 2015, 33: 163-178

[24] Subramanian A, Kessler M. The Renminbi Bloc Is Here: Asia Down, Rest of the World to Go[J]. *Journal of Globalization and Development*, 2013, 4: 1-38

## **The Facts and Causes of Co-Movements between RMB and RCEP**

### **Economies' Foreign Exchanges**

#### **—An Empirical Study Based on Markov Regime-Switching Models**

**Xing Xuwen    Guo Feng**

**Summary:** Against the background of China's promotion of RMB Internationalization and Free Trade Agreement, this paper studies the regional impact of CNY on the foreign exchange rates of 10 RCEP economies. The empirical study is based on two-regime Markov regime switching models, FTP-MS and TVTP-MS specifically. It's found that RMB affects not only the fluctuation of the foreign exchange rates of Asian emerging economies within the RCEP region, but also some currencies of developed economies such as NZD. Besides, the asymmetric impact of RMB on RCEP currencies shows significant time-varying regime-switching characteristics. The empirical results suggest that the Chinese government should fully exploit the "dividends" of RCEP and actively promote a bigger role of RMB as a key currency of financing, settlement and reserve within the RCEP so that RMB can become the foreign exchange anchor currency over the region. Moreover, the process of RMB Internationalization could also be promoted in the process of Asia-Pacific economic integration.

**Keywords:** RCEP; Markov Regime-switching Model; Anchor Currency; RMB Internationalization

## 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

1937

**HDFH**  
瀚信网



Global FinTech Lab  
全球金融科技实验室

**HDFH**  
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN  
金融联盟链



扫码关注