

中国人民大学国际货币研究所

2024年 第2、3合期 总第128期

刊发日期：2024年3月15日

国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰

金融强国的实现路径与建设重点

从经济增长的金融密码看建设金融强国之道

高水平开放下的中国外汇政策选择：两次美联储“放水”应对的比较研究

央行数字货币与商业银行

债券市场开放的价格效应与境外货币政策传导

吴晓求

张杰

管涛、刘立品、殷高峰

贾鹏飞

刘津宇、苏治

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery

李 扬

Yaseen Anwar

李若谷

陈雨露

任志刚

Steve H. Hanke

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贡圣林

焦瑾璞

瞿 强

王 芳

赵锡军

曹 彤

Rainer Klump

Alfred Schipke

肖 耿

周道许

陈卫东

IL Houng Lee

谭松涛

杨 涛

庄毓敏

丁剑平

David Marsh

涂永红

曾颂华

鄂志寰

庞 红

汪昌云

张成思

郭庆旺

Herbert Poenisch

王国刚

张之骧

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

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

邮 箱：imi@ruc.edu.cn



IMI

更多精彩内容请登陆国际货币网
<http://www.imi.ruc.edu.cn/>

目 录

【卷 首】

金融强国的实现路径与建设重点	吴晓求 01
从经济增长的金融密码看建设金融强国之道	张杰 05
高水平开放下的中国外汇政策选择：两次美联储“放水”应对的比较研究	管涛、刘立品、殷高峰 22
央行数字货币与商业银行	
——兼论央行数字货币与金融脱媒风险	贾鹏飞 35
债券市场开放的价格效应与境外货币政策传导	刘津宇、苏治 56
跨金融市场的风险传染和风险对冲：基于高维 VAR for VaR 模型的研究	杨涛、贾妍妍 77
加密货币与全球股市的尾部风险传染研究	
——基于复杂网络的视角	宫晓莉、贾凯文、熊熊 90
评估和化解中国企业的汇率风险	张策、王偲竹、梁柏林、何青 110

金融强国的实现路径与建设重点

吴晓求¹

【摘要】建设金融强国是未来中国金融改革、开放和发展的核心目标。基于国际经验和中国国情，金融强国的实现必须走市场化、法治化和国际化的道路。建设金融强国既要走中国之路，又要体现国际社会所认可的一般共性。因此，在迈向金融强国的过程中，重点是如何把中国资本市场建设成透明、流动性强、有成长性的财富管理市场，并且在市场化、法治化基础上有序推进金融市场的开放与国际化。

【关键词】金融强国 资本市场 结构性改革 市场化 法治化 国际化

一、以加快建设金融强国为目标

改革开放之初，中国是一个金融资源贫瘠的国家，居民储蓄存款、社会金融资产总规模、外汇储备以及广义货币等各项指标的规模都很小。作为一项重要的金融资源指标，我国居民储蓄存款在 1978 年底仅有 210 亿元人民币。经过 40 多年的改革开放，中国金融得到了巨大发展。截至 2023 年底，该指标已经突破了 130 万亿元人民币。经过 45 年的改革、开放和发展，中国已经是一个金融大国，拥有庞大而丰富的金融资源。尤其是资本市场，无论是在制度、规模、结构，还是在功能和国际影响力等方面都发生了重大而深刻的变革。中国为什么能从一个金融资源贫瘠的国家发展成一个金融大国呢？最重要的原因就是坚定不移地走有中国特色的市场经济道路、坚持改革开放的基本国策不动摇。

随着中国如期全面建成小康社会、实现第一个百年奋斗目标，中国踏上了全面建设社会主义现代化国家、实现第二个百年奋斗目标的征程。在此过程中，高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。由于金融是国民经济的血脉，因此中国必须以加快建设金融强国为目标，推进金融高质量发展，以便能够为以中国式现代化全面推进强国建设、民族复兴伟业提供有力支撑。客观地讲，这是中国特色社会主义新时代更加艰难、更加宏伟的目标。众所周知，迄今为止在世界上称得上是金融强国、并得到了国际社会所认可的国家只有两个。第一个是过去的英国。虽然英国现在的经济规模占全球经济规模的比重已经有所下降，但作为开启了人类工业革命的国家，英国自从奠定了现代金融的法治基础并构建了现代金融的制度架构之后，始终坚持守正创新，因而在全球仍具有重要影响力。第二个就是今天的美国，其拥有世界上最发达、最完备的资本市场体系，包括股票市场、债券市场、衍生品市场等。或许经过若干年的艰难探索，中国将会成为世界上第三个金融强国。

既然中国金融发展的战略目标已经很清晰了，现在的关键问题就聚焦于：如何从现在走向未来，实现金融强国的目标？为此，我们必须严肃认真地研究并回答如下一系列更具体的问题：前行的路径如何设计？其间会有哪些困难、哪些问题、哪些陷阱？如果未来出现了金融风险甚至是金融危机，我们该如何应对？应对的总体思路是什么？

目标设定固然很重要，通向目标的路径设计同样重要，甚至更加艰难而复杂。这就要求我们不仅要充分了解今天的中国国情，而且更要深刻理解何谓“金融强国”。事实上，只有理解了金融强国目标的内涵，我们才有可能结合中国的现状制定出一个实事求是、行之有效的发展路径。

二、金融强国的共性内涵及实现路径

中国如何走金融强国之路？

¹ 吴晓求，中国人民大学原副校长、国家金融研究院院长

一方面，中国当然要根据自己的国情和发展目标来建设金融强国。在我们过往的实践以及未来的探索中，金融强国的中国之路有鲜明特征。比如，中国形成了市场与银行“双峰”主导型金融体系架构下的资本市场发展新模式，这或许有别于英美国家所走的金融强国道路。具体而言，金融强国的中国之路有两点重要的鲜明特征。一是特别强调金融的普惠性。中国金融不能停留在只为大企业和高收入群体服务的阶段，客户链条应该逐步下移，更加充分地关注数量众多的中小微企业的融资需求、规模庞大的中低收入阶层的融资需求和其他各种金融需求，比如投资和财富管理的需求以及便捷有效的支付体系的需求。可喜的是，中国正在通过科技创新以及金融的结构性改革来实现普惠金融，关照到越来越多的弱势群体的金融需求。二是数字金融。实际上，科技金融在某种意义上包含了数字金融。从更广泛的意义上理解，科技金融可以扩展到科创金融。此外，对于绿色金融和养老金融，目前我们仍在不断探索。

另一方面，中国在建设金融强国的过程中，既要关注个性，更要体现共性。金融强国不是自我定义的，而是必须得到绝大多数国家特别是发达国家的认可，因此，我们还必须回答这样一个问题：金融强国的共性内涵是什么？笔者认为，金融强国的共性内涵主要包括三点，即市场化、法治化和国际化。

1. 市场化。

现代社会对金融的需求日益多元化和多样化。迄今为止，无数的事实已经证明，只有市场机制才能满足这些需求。因此，现代金融体系首先必须是高度市场化的，也就是说，金融要想高质量地服务于实体经济，就必须通过金融市场的创新和改革来完成、通过金融业态的多样化和功能的多元化来实现，以提高金融的效率、满足社会多样化的金融需求。事实上，这就意味着，中国金融市场化的目的就是要推动中国金融的结构性改革，推动中国金融业态的多样化和金融功能的多元化，因此市场化必然是赋予中国金融生命力的重要路径。

我们必须深刻理解市场化改革对实现金融强国的深远作用，不要以为风险都是改革带来的。40多年的实践已经反复说明，市场化改革以及由此推动的经济发展是解决风险的最好机制。对于金融而言，市场化改革就是创新。实体经济中对金融的需求既包括企业的融资需求，也包括居民和投资者的财富管理需求。随着社会经济的发展与变化，这些实体经济的金融需求会越来越多样化，但传统金融又往往难以满足这种多样化的金融需求，不仅难以有效地推动实体经济高质量发展，而且还可能在社会经济体系中积累各种复杂尖锐的矛盾。可见，金融不创新，就不可能高质量地服务于实体经济，因此我们必须推动并包容金融创新，以便更好地服务于实体经济，推动经济的高质量发展。

与此同时，金融监管要跟上金融创新的步伐。金融监管的核心目的是防范风险的外溢和金融危机的产生。我们要以此为起点，推动中国金融的现代化、推动中国由金融大国走向金融强国、推动金融高质量地服务于实体经济。

我们知道，现代金融到处都有风险，没有一项金融活动是没有风险的。事实上，风险本身并不那么可怕，而真正可怕的是试图停下来消灭风险。资本市场是典型的风险市场。在这个市场上，有风险就会有相应的风险收益，即金融与风险同在。既然风险是客观存在的，那么，对于监管层来说，问题的关键就是风险来临时要有适当的应对措施、风险过后要保证金融市场有极强的再生能力。也正是因为美国具有这方面强大的能力，才使得美国虽然是世界上发生金融危机最多的国家，但似乎没有人会怀疑美国的金融体系是世界上最强大的金融体系。

因此，我们既不能漠视风险，也不必要夸大风险，我们真正要做的工作是：必须着力推进中国金融的结构性改革，让其具有配置风险、分散风险的能力，形成风险收敛的机制，以防止风险外溢演变成系统性金融危机。在此过程中，金融改革的核心就是要形成一种风险收敛机制。通过什么来形成这种机制呢？答案仍然是：金融的结构性改革！

2. 法治化。

金融强国的金融一定是法治化的金融。金融交易的本质是契约交易，内含着完善的法治。金融强国意味着这个国家具有良好而稳定的信用。金融强国不是自说自话，既要有内生性资本的信任，更要有外生性资本的信心。投资者的信任和信心来自哪里？来自一个国家完善的法治。因此，完善的法治是金融强国赖以形成的基石，是一个国家成为金融强国的前提。

完善的法治一定会衍生出高度的社会契约精神。法律只是社会的底线，社会的正常运行还须靠契约精神来维系，因此高度的契约精神已是现代文明社会的显著特征。也正因为如此，在金融高度发达的社会，契约精神极其重要，它是维护金融活动正常运行的保障。考虑到政府是现代金融市场的极其重要的参与方，我们有必要特别指出，现代市场经济的基石是制度而不是政策。作为金融强国，应该充分相信制度的力量，不要过分迷信政策的力量。政策不可以随心变化、规则不可以随意调整。这是因为政策的频繁调整会扰乱市场预期，进而引发严重的不确定性。可见，我们要制定一个基于现代市场经济原则的制度体系，以发挥制度的引领作用。这一点在建设金融强国的过程中特别重要。

金融强国的金融是现代金融，而现代金融的基石和核心是资本市场，这就衍生出金融强国的另一个特征，即透明度。在资本市场上，没有透明度就没有公平的交易，就如同没有自由的市场就没有公允的价格一样。自由的市场，是公允价格和公平交易的前提。在金融市场中，透明度是保证金融交易公平的基础。这就是为什么在现代金融中，监管的重点是透明度监管。可见，法治、契约精神和透明度是金融强国应具备的基本条件。

3. 国际化。

金融强国的金融一定是国际化的。也就是说，在中国建设金融强国的过程中，人民币最终一定要成为可自由交易的国际性货币。若这个起点目标不能达到，那么金融强国的目标就会打折扣。无论是过去的英镑还是现在的美元，今天仍然是完全可自由交易的重要的国际性货币。即便面临着诸多挑战，美元现在仍然在国际货币体系中占据着重要地位，在全球定价、支付、清算等领域的份额都在 50% 左右，财富储备份额则超过 60%。试想，如果美元不是可自由交易的国际货币，那么，美元在全球金融体系中还有可能扮演如此重要的角色吗？

金融的开放和国际化是金融强国实现过程中绕不开的坎。我们要审时度势，坚定不移地推进人民币可自由交易的改革，也就是说，要实现资本项下跨境的资本流动。时至今日，这道坎我们还没有跨越。人民币汇率形成机制改革了近 30 年，一直在不断地探索，人民币在全球的影响力也在提升，但到今天人民币仍然不是一个可自由交易的国际性货币。

除了人民币的国际化之外，金融国际化的另一个标志就是金融市场特别是资本市场的对外开放，以至成为全球新的金融中心。英国在过去的两个世纪都是全球金融中心；近一百多年来美国则一直占据着全球最重要的金融中心的位置。要成为金融强国，以沪深交易所为代表的中国资本市场的目标就是成为全球新的金融中心，其核心功能是人民币计价资产的交易中心和财富管理中心，推动人民币计价资产成为全球投资者必须配置的重要资产。

中国的资本市场如何才能吸引全球投资者？由于国际资本的信心和投资极其重要，因此只有完善的法治、契约精神和透明度才能吸引国际资本。当然，在这三者之中最重要的是完善的法治，因为金融强国是一个国家综合信用能力的反映，是国家软实力的体现，而完善的法治是这种软实力的基石。对金融而言，软实力有时候比硬实力更重要。软实力意味着社会的全面进步、意味着社会的高度法治化。当前，境外投资者在中国资本市场的投资比重还比较低，离国际金融中心 and 金融强国的目标仍有相当大的差距。可见，在人民币国际化和资本市场对外开放这两个方面，我们面临的改革非常艰难。

综上所述，金融强国或许还有其他共性内涵，但有三点至关重要，即市场化、法治化和国际化。相应地，我们应清醒地认识到，虽然今天的中国是一个规模庞大的金融大国，但是离金融强国的目标还有相当大的差距，其中最根本的差距是中国金融的市场化程度不够、法治化还有待完善，以至于竞争力不足、功能相对单一、国际化程度较低。

三、以资本市场为重点建设金融强国

2023 年中央金融工作会议已确定以加快建设金融强国为目标。现在，最重要的任务就是认真思考中国从今天通向金融强国目标的路径设计。我们已经明白，这个路径要符合金融强国的共性内涵，即市场化、法治化和国际化，而且还要符合中国国情，准确地抓住当前金融强国建设工作的重点。对此，2023 年中央

金融工作会议明确提出要更好发挥资本市场枢纽功能，而资本市场中最具有代表性的是股票市场和债券市场。这是对现代金融精髓的精准把握和理解，因为资本市场就是现代金融体系的枢纽。这就意味着，资本市场是金融强国建设的重点。相应地，我们思考的重点就是如何把中国资本市场建设好。

为了回答上述问题，我们还得搞清楚资本市场枢纽功能的具体表现场景。

一是从实体经济角度看，资本市场有市场化融资的功能、资产定价的功能、引导资金合理流动的功能，还有财富管理的功能。随着经济的发展和居民收入水平的提高，来自资本市场的资产应该逐步成为全社会重要的金融资产。

二是资本市场是中国金融体系国际化的重要载体。实现金融强国，一定意义上意味着中国资本市场要逐渐成为全球重要的财富管理中心，因为这有利于人民币国际化，是人民币国际化的重要支撑和回流机制。没有母国强大的资本市场，人民币国际化很难走远、走实。美元之所以能成为最重要的国际货币，就是因为其母国有一个强大的资本市场、有美元投资的回流机制。

无数的理论和实践都已证明，资本市场要想在上述两种场景中真正承担起枢纽功能，就必须是一个信息透明、流动性强、成长性好的财富管理市场。这肯定也是中国资本市场成长的必由之路。

直面现实，我们既要充分肯定中国资本市场的长足发展，但更应清醒地认识到，其现状离金融强国的目标还有很大差距。差距主要表现在以下两个方面。

一是理念上的差距。我们不要以为资本市场只是一个融资的市场；如果只将其定位于融资的市场，这个市场将很难成长。事实上，资本市场的本质是一个财富管理的市场、一个投资的市场。有了这个理念，政策、制度、规则就会由重融资转向重投资。所谓保护投资者利益，必须从理念转型开始。资本市场中现行的制度、政策、规则都是有利于融资者的。

二是制度设计上的差距。我们必须进行切实的制度改革，从原来的融资市场转型到投资市场。制度改革的重点在市场的供给端，包括注册制基础上的 IPO、减持规则、融券机制、退市制度和欺诈发行、虚假信息披露的法律处罚等。我们目前对资本市场的理解还过于简单和表象化，对注册制的理解也是不深刻、不全面的，制度设计是错位的、有重大漏洞的。改革需要勇气，需要战略眼光，需要深邃的理论认识，我们必须知道问题在哪里，知道趋势在何方。

总之，当我们把金融强国的目标和内涵都理解透了，现实的出发点也弄清楚了，我们就能找到通向金融强国的实现路径。

从经济增长的金融密码看建设金融强国之道¹

张 杰²

【摘要】中央金融工作会议强调要加快建设金融强国，坚定不移走中国特色金融发展之路。本文试图着眼于哲学观转型视角，探寻中国经济增长的金融密码，以期为准确阐释“建设金融强国”命题提供新视角。具体地，本文基于国内外文献对中国哲学传统的三条要义即有机主义、互补主义与整体主义做了简要梳理，并由此判断主流经济学框架所依赖的西方哲学观何以在解释中国经济金融问题时具有不适用性。据此，本文重新解读经济改革以来的中国金融故事，以探寻蕴藏在中国奇迹深处的金融密码。它们主要包括：政府与市场的制度互补、银行体系与资本市场的金融支持均衡、国家与居民的“金融联盟”以及货币政策的“居中之道”。本文的结论是，建设金融强国的金融发展模式一定是中国式的，中国金融发展道路的开辟理应放眼世界，但更须立足本土和脚踏实地。

【关键词】中国经济增长 金融强国建设 中国金融发展道路 哲学观转型

引 言

2023年10月，中央金融工作会议强调，金融是国民经济的血脉，是国家核心竞争力的重要组成部分，要加快建设金融强国，坚定不移走中国特色金融发展之路，推动金融高质量发展，为以中国式现代化全面推进强国建设、民族复兴伟业提供有力支撑。以上论述既是未来中国金融改革与发展实践的基本遵循，也是今后摆在中国经济理论工作者面前的重大课题。要深刻而准确地理解金融强国命题和中国特色金融发展之路，首先必须“读懂中国金融”。

不过，“读懂中国金融”并非易事，问题的要害并非在于是否“读懂”本身（因为读懂总归是相对的，而且见仁见智），而是读懂过程的理论出发点以及方法论。至关重要的问题是：面对极具特色的中国金融故事，解读过程应当从何入手以及如何入手？其实，中央金融工作会议已经给出了答案，那就是坚持把马克思主义金融理论同中国具体实际相结合、同中华优秀传统文化相结合。与目前许多学者习惯于或者倾向于使用“主流经济学”理论与方法解读中国金融故事不同，本文试图选择某些角度解读改革开放以来特别是最近十余年来伴随中国经济崛起而不断演进的金融因素，以期初步挖掘隐藏在中国经济社会结构深处的金融密码。这种解读无疑具有尝试性和试错性，如果包含些许贡献，那一定是因为能够暂且摆脱“主流经济学”框架无所不在的束缚或困扰，而尽量将问题主线牵入包含中国哲学意蕴的宏阔视野和逻辑框架之中。

一、对一些误读的甄别与评判

对中国金融问题的误读通常有两种表现：一是以主流货币金融理论为参照系，评判中国金融体系基本框架及其逻辑的优劣；二是以西方主要市场经济国家的货币金融实践为参照系，判断中国货币政策操作和金融体系运行绩效的高下。虽然两个参照系的观察角度与侧重点有所不同，但出发点并无二致，那就是：但凡与主流货币金融理论相左的任何货币金融体系以及不符合西方主要市场经济国家货币金融运行的任何货币金融实践，在理论逻辑和历史（实践）逻辑上都是站不住脚的，从而是低效甚至无效的，最终也是注定要失败的。

¹本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Paper NO.2401

²张杰，中国人民大学国际货币研究所所长、财政金融学院教授

（一）利率管制与金融抑制

这是人们最常见的误读。其要害倒不在于利率市场化本身有什么不好，从经济金融改革的长期过程看，它毕竟是中国金融市场化题中应有之要义。问题出在不少著述简单地从利率市场化出发看待和评判中国经济金融资源配置过程疑似普遍存在的所谓“金融抑制”现象。主流文献以利率是否受到管制作为评判金融抑制的标尺。其理由或者逻辑简单明了，那就是利率管制必然导致低利率，低利率一方面影响人们的储蓄意愿，另一方面极有可能将金融资源引导到低效配置甚至误配置的方向。

这种逻辑提炼于欧美一些国家的金融发展与利率市场化经验，而这其实也就决定了相关理论解释能力的“有效边界”。这种方案得到中国本土部分学者和政策分析人士的积极回应，以尽快解除利率管制（或利率市场化）为主线的金融市场化改革便在理论界以及政策建议层面酝酿。不过，要论证利率市场化的必要性与紧迫性，先得将中国的金融发展现状确定为“金融抑制”。令不少人感到意外的是，中国的金融现实很难符合“金融抑制”的标准轮廓甚至与此大相径庭。利率虽然长期由官方规定且保持在低水平，但是这并未像不少发展中国家那样伤及储蓄动员，更没有影响金融支持。1978 年居民储蓄只有 200 亿元出头，1992 年、2003 年和 2021 年连续突破万亿元、十万亿元和百万亿元关口。正是有了巨额居民储蓄的持续支持，中国改革开放四十余年来才得以实现平均 18% 信贷增长与平均 9% 以上经济增长的奇迹般搭配。

仅着眼于利率绩效角度，将经济改革以来中国的金融状况解读为金融抑制，属于误读低利率条件下的储蓄增长在主流理论中成为谜团。应该指出，利率管制会否导致金融抑制并非没有条件。在改革开放启动之后的相当长一段时间，百废待兴，经济增长亟需金融支持，但当时市场机制尚未建立，加之金融资源供求矛盾突出，若任由市场配置资金，势必因利率高企而加大资本形成成本，阻碍经济增长进程。基于此，让政府介入金融资源配置过程，通过相应的制度设计压低利率，将稀缺资源配置到对改革与增长最有利的方向，不但不会影响资金使用效率，反而有助于降低资金成本和促进经济快速增长，因此不存在严格意义上的金融抑制。不过，当经济进入中低速增长阶段之后，利率管制的正面效应开始减弱，而金融市场配置资源的正向效应随之增强，在这种情况下，如果利率市场化改革滞后，则会导致经典意义上的金融抑制。从现实金融改革过程看，为避免陷入金融抑制困局，决策层审时度势开启了利率市场化进程。如 1996 年取消拆借利率管制；2007 年推出上海银行间同业拆放利率(SHIBOR);自 2013 年 7 月起全面放开金融机构贷款利率和发布贷款基础利率(loanprime rate,简称 LPR); 2015 年 10 月取消存款利率浮动上限；2019 年 8 月完善 LPR 形成机制，由贷款基础利率改为按公开市场操作利率加点报价等。

（二）银行市场化改革

不少人试图从市场结构角度谋求改变中国原有的银行体系，未曾料想，短短十数年，肩负各方利益诉求、踩着降低了的门槛溜进市场的一些中小银行便次第“暴雷出险”，而迄今不少处于风险潜伏期的类似机构尚未排除险情隐患。这种状况一时让曾经力推调降银行市场门槛的所谓金融市场主义者难以理解更难以接受。殊不知，此番银行市场化改革的挫折源于人们对银行市场结构及其竞争性质的误读。不用强调，主流理论长期尊奉竞争可以改善市场结构进而增进资源配置效率为圭臬，断言资源配置效率问题就是竞争问题。循此逻辑，竞争具有包医市场百病的奇异功效。不少人便由此出发顺理成章地评判银行市场结构的是非曲直，认为中国本土银行市场的最大问题就是竞争不足。就银行市场结构本身而言，它到底应当具有何种性质？或者直白地问，它究竟更适宜于垄断、垄断竞争抑或完全竞争？不用讳言，经典的主流经济学理论并未就此问题给出确切答案，它自始至终以普通产品市场为参照样本。这就意味着，其理论的有效性疑似止步于一般实体经济部门及其产品市场或者非银行市场。可以说，现代经济学在银行市场结构领域留下了一个巨大的理论空白。按理说，面对此情此景，中国本土学者应当毅然决然地抛弃那些并不适用的主流理论，通过讲述中国自己的银行市场故事来填补这个理论空白。

不妨直言，银行市场本身具有有限竞争性质。其实道理很简单，不像主流理论所描述的一般企业（或产品）市场，在银行市场上，一家银行倒闭不只是这家银行自己的事情，而是整个银行体系的事情。其中的关键是银行资产的高货币资金比例及其同质性（就普通消费品而言，某一品牌出了问题，人们通常不会抵制其他品牌），由此造成人们会因某个银行出事而不明就里地去挤兑任何其他银行机构，却不管（因信息原因也无从去管）它们是否真的出了问题。问题的严重性在于，银行挤兑遵循“先到先得”原则（而不像企

业破产偿债遵守“按序排队”规则)。如果为了提高竞争性而降低进入门槛,让更多银行机构进入银行市场自然有助于提高市场竞争,是否增进了市场效率不太好说,但出现风险的概率一定是大大提高了。仅照此看,国内学术界一度流行的所谓“最优金融结构”,就不是银行(特别是中小银行)越多越好了。

当然,倡导银行有限竞争并不是否定银行市场化(银行市场化并非只是意味着单方面降低市场门槛增加银行进入数量,它具有更为丰富也更为深刻的含义,如涉及银行制度设计、银行行为模式等),更非为原有国有商业银行体系辩护,而是提醒人们,银行市场化本身是有清晰的有效边界的。在有效边界内,银行市场化能够通过促进银行间竞争提高金融资源配置效率,而一旦逾越了有效边界,则会事与愿违,轻则酝酿局部银行风险,重则导致全面金融危机。简言之,从一般意义上讲,相较于具有完全竞争性质的普通商品市场,银行竞争是有限度的,由此决定银行市场化的有限性。而对于在中国经济改革过程承担了特殊金融支持使命、堪称“国之金融重器”的国有银行体系而言,秉持有限市场化理念就显得尤为重要。中央金融工作会议强调,国有大型金融机构是服务实体经济的主力军和维护金融稳定的压舱石,支持国有大型金融机构做优做强,同时严格中小金融机构准入标准和监管要求,由此勾勒出未来中国特色银行市场化改革的基本路径。

(三) 资本市场的性质与角色

一开始人们误以为西方主要经济体的企业(通常指非金融企业)是靠资本市场融资的(不是股票就是债券,尤其倚重前者),不少人认为这是符合现代市场经济要求的先进金融方式,或是成熟企业制度的金融标配。而中国经济改革过程中大量企业看似还在靠银行贷款这种“落后而又老土”的做法解决融资问题。上述看法经过主流教科书的普及、大学课堂的传播以及各类媒体的推广,逐步得到社会各个阶层的广泛认同。后来我们对欧美金融体系特别是资本市场有了更多了解,逐渐意识到在这些国家的企业资本结构中,最重要的依然是银行贷款而非债券更非股票。暂且先不去论证在理论逻辑上市场主导型金融体系是否一定优于银行主导型金融体系,至少在历史(或现实)逻辑上,传统银行主导型国家实施市场主导转型的既有努力,迄今罕有成功的先例。比如,德国曾三十年如一日致力于向资本市场主导型金融体系转型,却最终未能“修成正果”(张晓朴等,2021)。中国若步其后尘,其结果恐相去不远。市场主导转型并非人为减少几个或几十个百分点的银行资产或者增加几家上市公司和投资银行那么简单,它终究是社会经济各个相互有机联系着的层面一系列博弈演进过程的结晶。如果社会经济基本结构及其金融需求依旧,它就一定不会疏远甚至放弃与之匹配的金融体系。

与此紧密牵连的,至今依然有不少学者认为,在中国经济改革过程中,资本市场之所以长期萎靡不振,是因为受到银行体系特别是国有银行体系的挤压。我们需要在意的是,这些误读有时会干扰政策判断,带乱改革节奏,让原本接着地气的金融发展步履因一时脱离国情而“踩空”甚至走了弯路,最终付出无谓的改革成本不说,贻误总体改革发展的重大机遇则兹事体大。话说回来,人们在银行体系与资本市场相互关系问题上深陷认识误区,在很大程度上凸显出对中国金融体系结构特别是金融支持结构的不甚了了。或许,让奉资本市场为神灵者感到惊讶的是,中国经济改革以来,资本市场不但没有像人们所预设的那样与银行体系陷入“零和博弈”的困局,实际情况反而是,基于整体金融制度设计,它与银行体系结成一种特殊的“金融组合”,相互借力共同拧成金融资源配置“合力”,出乎意料地为改革中的经济增长提供独特的金融支持,并联袂走出金融发展的中国道路。

人们还高估了资本市场之于经济增长和金融稳定的重要性以及股市不景气的危害,以为股指下跌多少点就意味着经济金融运行摊上大事了。其实,早在1988年,前美联储主席格林斯潘在遭遇“黑色星期一”成功救市之后就曾惊叹股市下跌甚至崩盘对经济的影响微乎其微,因为大多数股票持有者并不是通过债务融资(格林斯潘,2013;伯南克,2022)。由此透露出:股灾对经济的负面冲击有限但并非没有条件,这个条件便是银行体系和信贷市场依然可以稳健运行。比照中国情形,上述推论尤显特殊重要性。可以说,改革以来中国经济金融运行在资本市场一度低迷震荡、乱象频发的情况下依然能够长期保持平稳增长,银行体系与信贷市场的稳健支撑功不可没。如此看,早年教科书中和大学课堂上有关“股市是国民经济晴雨表”的论断亦可以休矣。顺便赘述,若追根溯源,这种“晴雨表判断”大致基于所谓的“有效市场假说”,其理论基因则来自芝加哥学派的市场自由主义母体。“股市繁荣是对经济乐观的理性反应”一类判断,就连执掌美国货币当局十八年有余(算得上遍尝金融市场“愁滋味”)且坚定秉持自由市场信念(算得上彻悟主流理论三昧)

的格林斯潘都不相信。

人们对资本市场功能也有极深的误解。中国经济金融改革已历四十余年，资本市场创设也有三十多年，按理说，人们对此的认识应当既深亦准，但迄今依然有不少人坚信，对于企业，股票市场就是单纯的筹资市场。与此同时，广大股民也误以为，股市就是让他们反复炒作借以赚取暂时性回报的“涉赌”市场。殊不知，姑且抛开股权融资过程的所有权内涵这样的高深问题不论，股票市场的最基本功能既非让企业筹资更非供股民炒作。世界银行(2016)一项有关融资问题的专门研究结果表明，无论高收入国家还是发展中国家，股票融资在企业融资中的作用皆弱于债券与信贷。那么，股票市场的核心功能又会是什么呢？答案或许出人意料，那就是创造并收集市场信息，减少资本供给者和需求者（企业）之间的信息不对称，以及改善公司治理结构，从而增加企业筹资能力。由此角度看过去，再联想到前述格林斯潘的惊叹，以及中国经济增长和金融稳定几乎与股市行情毫不相关的现实，不少人想必有梦中惊醒、拨云见日之感。

（四）国家负债的方式

或许出乎不少人意料，有关国家负债方式的误读竟然由一度莫名其妙流行的所谓现代货币理论(MMT)引出。简言之，其要义大致是，平衡财政理念已然过时，一国中央银行的货币政策应当与伴随赤字运行的财政政策统筹考虑。说得更直白一些，就是不要忌讳借助“发票子”（货币发行）弥补预算“窟窿”（财政赤字）。国内个别学者循着这一理论借题发挥，甚至对伴随中国改革增长进程数十年包括中央银行在内的金融体系的金融支持颇有微词。特别是，在经济增长放缓背景下，不少人误以为包括中央银行和国有商业银行在内的整个银行体系，“财或累万金，而不佐国家之急”（见《史记·平准书》），眼睁睁地看着国家财政在那里苦苦支撑。此类针对银行体系的严重误读，已在局部产生混淆视听后果，久而久之或可影响政策思维，进而触及甚至动摇中国特色金融发展逻辑。因此，大有坐下来说道说道以厘清是非和正本清源的必要。

关键的问题在于，经济改革以来金融体系是否面对国家财政困局而选择袖手旁观？这显然不是一个简单问题，若要得到令人满意的答案，则需着眼于全新的叙事逻辑。从传统或主流的叙事逻辑看，基于长期复杂的演进过程，在欧美主要市场经济国家，财政赤字与中央银行的货币发行机制相互勾连乃至彼此依存似乎天经地义。欧洲早期的现代银行制度（包括中央银行制度）无一不是伴随国家财政需要（特别是战争开支）而建立。一旦国家财政出现赤字便借用发行债券方式进行弥补，这并不算什么大事儿；而如今由中央银行出面吞吐政府债券以调节市场流动性，更属稀松平常的货币政策操作。若借用现代货币理论的表述，主权政府债券的出售与货币操作功能完全对等(L.兰德·雷，2017)。或者说，在欧美大部分国家，财政与央行如同孪生，关系紧密到形影不离。从某种意义上看，这纯属西方财政货币制度演进的长期博弈均衡，博弈过程几乎伴随西方经济史的始终。问题是，上述基于欧美叙事的逻辑并未在中国经济改革进程中得到呈现。呈现在中国人民银行资产负债表中的具体情形是，从1998年开始，资产中对中央政府债权长期徘徊于5%上下，一些时期几乎达到可以忽略不计的程度，由此似乎表明央行资产几乎与国家财政没有太大关系。不仅如此，《中国人民银行法》也规定，不对政府财政透支，不直接认购和包销国债及其他政府债券。仅由此看，中央银行不佐国家财政之急，似成定论。不过，正是在这里，实际情形却被主流的叙事逻辑完全遮蔽了。

毫无疑问，我们需要重建全新的叙事逻辑。若展开中国经济改革的历史长卷，人们会惊讶地发现，中国的货币金融机制以完全不同于西方的叙事逻辑而与国家财政机制发生广泛而深刻的联系。基于中国特有的叙事逻辑，弥补财政赤字的通道，除了传统或典型的央行购买国债方式，还有更具实际意义的金融方式。金融方式包括货币方式与信贷方式，前者大家熟知，前述西方国家央行如动用基础货币购买政府债券弥补赤字则属此方式；对于后者则绝大多数人不甚了了。在主流理论看来，利用普通信贷方式弥补政府财政赤字纯属离经叛道甚至荒诞不经。因此，在流行的财政金融教科书中，很难找到相关论述。弥补财政赤字的信贷方式必然牵扯到商业银行体系，但并非所有的商业银行均可担当此任。在经济改革以来的中国财政金融叙事中，我们发现了一种长期默默无闻“佐国家（财政）之急”的特殊商业银行体系，那就是国有商业银行体系。

国有商业银行体系的现身蓦然间刷新了人们观察中国财政金融关系的视界。借助于此，主流视野中的国家负债格局将为之一变，并进一步牵扯到M2以及居民储蓄这些更为深刻也更为隐秘的层次。尽管在绝大多数人看来，它们与国家负债“风马牛不相及”，从而不存在什么值得深入探究的价值。简言之，国有商

业银行体系为国家负债提供了一种意味深长且意义非凡的金融方式。不过，对于国家负债的金融方式而言，国有银行体系只是平台或者通道，居民储蓄才是主角，为改革中的经济增长提供持续而有力的金融支持是其共同目标。这种制度设计的真正奥妙及其价值在于，它能使普普通通的居民储蓄借助国有银行体系从商业银行体系的普通债权人转换为国家层面的特殊债权人。一开始，居民储蓄进入银行体系账户的过程平淡无奇，但此后这笔“钱”的去向则耐人寻味，其中的不小比例用在了原本应由财政支持却因财政下降而无力支持的长期项目上。于是乎出现了一个理论盲区。若只拘泥于主流教科书的负债形式，国有银行的部分居民储蓄存单无论如何都难以与国家负债扯上关系。可一旦着眼于负债的实际功用，则居民储蓄存单与国家负债之间的距离便会被迅速拉近。在这种情况下，若只执拗地坚守主流叙事逻辑，而不设身处地地从中国本土叙事逻辑出发，则银行体系“佐国家（财政）之急”（尽管是隐蔽的和间接的）的实际贡献就会被顺理成章地忽视甚至排除。

不仅如此，循着上述全新的叙事逻辑，诸多困扰理论界多年的经济金融谜团便会“云开雾散”。比如，人们曾经对 M2 扩张情形下的 CPI 低走大惑不解，除了实体经济保持稳定增长从而总体市场供求维持平衡状态这一更为基本的因素之外，借由国有银行体系的储蓄动员机制还极大地减轻了外汇储备以及货币政策操作需求可能施加于央行资产负债表特别是 M0 的直接压力。在经济改革以来的绝大部分时期，面对迅速增加的外汇储备和 2014 年以来逐步走高的货币政策操作资金需求（如逆回购、再贷款等），仅依靠商业银行缴存的巨额准备金存款就足以从容应对，而其中的最大比例便经由居民储蓄存款转换而来。

有人认为中国的 M2/GDP（即经济货币化比率）过高，美国的该比例最高也未超过 90%，1950 年以来更是长期低于 60%。而作为发展中经济体的我国，2014 年以来该比例一直保持在 200% 以上。其实，若将 M2 中的“金融负债”成分剔除（加上货币供应量统计口径调整），还原或者通约为标准的欧美货币金融样貌，则中国经济的货币化比率并不比美国高多少。此外，有人认为中国企业杠杆率或外源融资比例偏高，如根据国际清算银行提供的数据，2018 年中国企业部门杠杆率为 149.1%，远高于发达经济体的平均水平（89.5%）。我们不否认近年来中国企业特别是国有企业的杠杆率显著提高，外源融资比例上升不少，但如果考虑到国有银行针对国有企业贷款中所包含的“内源融资”以及金融补贴成分（张杰，2017），则实际杠杆率或外源融资比例就没有统计数据所展现的那么高。也就是说，在基于中国本土经验的叙事逻辑中，问题并没有想象中那么严重，我们完全没有必要因某些并没有实际意义的数据比较而乱了方寸。

由此还可进一步洞悉财政汲取能力与银行汲取能力的力量消长及其制度搭配。经济改革以来，我国财政汲取能力（财政收入/GDP）迅速下降，1978 年为 31.1%，1995 年降至 10.5% 的谷底，目前徘徊在 20% 上下。此种财政下降趋势当为放权让利改革题中应有之义，本不该大惊小怪。但问题是，改革开放四十年来全社会投资非但没有受此影响，反而以年均 20% 以上的极高速增长扩张，经济增长也达到年均 9% 以上的水平。当然，这些都不能凭空信手拈来，而需要真金白银支撑，问题是，钱从哪里来？如果用我们已经十分熟悉的 M2/GDP 表示银行汲取能力，其在改革伊始几乎与财政汲取能力持平，只有 31.8%，但此后随着改革开放进程的推进，则几乎是一骑绝尘般迅速提升，2020 年一度超过 215%。据粗略统计，1978 年至 2021 年，银行体系的平均信贷增长达到 18.6%。完全可以说，在改革以来财政下降的总体趋势下，如果没有足够规模的银行信贷支持，一定高速增长的经济增长和社会稳定将难以保持。而在巨额银行信贷规模的背后，站立着的则是规模更为巨大且表现十分稳定的居民储蓄存款，2022 年已经突破 120 万亿元。一言以蔽之，改革以来，互有消长的财政汲取能力与银行汲取能力以极为鲜明的“中国方式”实现了组合，从而合力保持了经济增长和社会稳定。这就是问题的要害所在。当然，也应看到，这种国家负债和金融资源配置方式会因银行体系易受政府干预而导致地方政府债务扩张以及银行系统性风险积累问题。

（五）中央银行的独立性

主流货币金融理论通常用通货膨胀指数评判和衡量一国中央银行的独立性，并大致通过了欧美主要市场经济国家央行货币政策绩效的检验。但有意思的是，若将上述标准及其验证结果应用于中国的央行制度及其货币政策效果，则会得出自相矛盾的结论。依照主流理论，经济改革以来中国在经济高速增长的情况下长期保持较低通胀水平，中国人民银行无疑具有较强的独立性。面对于此，主流教科书十分明智地选择了“敬而远之”，而更多的本土学者则继续沿着主流理论指引的路径为增强中国人民银行的独立性而奔走相告。其实，中国央行独立于地方政府但不独立于中央政府。对于这种独具特色的“中式央行独立性”，主流

教科书和既有的一些本土研究没有给出合理解释也无意探寻新的解释甚至不可能给出经得起推敲的解释。有人曾经论证，中央银行的独立性具有显著的阶段性特征，如高德哈特基于各国中央银行演进历史进程，证明其独立性大都是在完成了经济高速增长之后才逐步实现的（参见张晓晶，2022）。但这种结论并不符合中国央行的叙事逻辑，事实是，中国央行的独立性与经济是否完成起飞无关。

对此，早在 20 世纪 90 年代初期，时任中国人民银行行长的朱镕基已有相当明确且十分经典的推断，相关内容真实而完整地记录在 2011 年面世的《朱镕基讲话实录》第一卷中。在 1993 年 6 月 9 日的一次讲话中，他就提出“要把省人民银行的权收上来，交给专业银行”。这是迄今有据可查的主政者有关国有金融机构独立于地方政府的最早观点。在当年 7 月下旬的两次讲话中，他进一步强调：中国人民银行“权要收到中央来，否则，金融一定失控”；“绝对不允许地方政府干预中央银行的工作”。他谈及这样做的理由时认为：“这不是哪个人高明不高明的问题，而是一个所处地位的问题。因为局部不管全局，只要自己发展快就行，不知道快到什么程度就会影响全局。”1994 年 1 月 15 日，他在全国金融工作会议的闭幕讲话中更是直截了当地指出：“银行不能独立于党中央，不能独立于国务院，但要独立于地方政府和国务院的各个部门”，可谓直击“中式央行独立性”的要害。

基于从本土货币金融故事提炼的理论逻辑，笔者曾经提出“中国人民银行独立性假说”（张杰，2011b,2019），为上述朱镕基循着历史逻辑（现实经验）得出的观点作了理论抽象。需要特别指出的是，朱镕基实际上已经挑明了，地方政府干预金融的不良后果与地方政府某些领导的水平（高明与否）无关，而是其固有的“局部效用函数”使然。由此引申开去，仅从理论上讲，更高级政府之所以可以干预金融且不会造成严重不良后果，与其拥有的“全局效用函数”强相关。话说回来，主流理论之所以强调央行独立性，其要义不外乎尽可能防范其货币政策行为由局部利益集团裹挟。正因有了这种非同寻常的独立性，中国人民银行才能在变动不居的国内外严峻形势下坚守货币政策的“居中之道”（易纲，2021），也才能够在经历数十年高速增长之后使经济放缓到足以保持稳定增长（而非大起大落甚至陡然下降）的程度，也才能够在全球货币政策“大水漫灌”的汹涌波涛声中保持从容有度、进退有据的节奏。

二、哲学观转型是关键

细究起来，金融误读的根源或许在经济金融理论之外，或者更直白地说，在于未能同步完成哲学观转型。

（一）哲学观和历史视角的重要性

改革开放以来，经济学特别是金融学在中国一度成为显学，自然惹得人们趋之若鹜，久而久之，该学科的从业者逐渐忽视甚至排斥其他学科及其视角的重要性，其中以对哲学、历史文化的轻视尤甚。不良后果很快显现，哲学和历史视角的缺失以及对中华优秀传统文化的忽视，在很大程度上阻塞和遮蔽了人们面对中国经济金融运行而发微抉隐的通道以及“窥全豹”的视野。

缺乏哲学和历史视角的经济金融分析是不成熟的。上述所列金融误读，都在很大程度上源于哲学观缺陷及其导致的视角偏误。显然，本土经济学家需要尽快完成包含历史文化视角在内的哲学观转型，而中国哲学特别是古代哲学是亟需补上的第一课。冯友兰(1948)曾经说过，哲学不仅是知识，更重要的是生命体验。不妨借用过来说，经济学需不需要数理化尚难定论，但必须哲学化；经济学不仅是知识，更重要的是现实体验。说得重一些，没有哲学支撑和导引的经济金融分析，充其量只是数理模型和计量结果的简单堆砌。对此，来自金融实践第一线的实干家们无疑最有发言权。如美国职业银行家杰米·戴蒙(2021)就曾对经济模型做如斯评价：它“根本不能解释人类的大部分行为”，“许多关键因素过于复杂或属定性，根本无法将其纳入模型”，例如“在评估一个公司或经济体时，模型往往不能正确解释文化和道德的因素、参与者的品格”，以及“作为秘密武器的自信的力量”等等。那么，哲学特别是中国古典哲学究竟能对消解金融误读提供哪些帮助呢？

（二）中国哲学的特质

关于中国哲学的特质，国内外文献已有相当全面系统且清晰精辟的诠释。概言之，与西方近代以来的

机械论宇宙观相比, 古典中华文明的哲学宇宙观强调连续、动态、关联以及整体的观点; 中国思想家普遍遵循有机世界观, 其所谓“道”“理”即指事物间的有机秩序; 从有机整体主义出发, 宇宙的一切都相互依存、相互联系(陈来, 2015; 谈敏, 1992)。中国人目光所及尽是参差相依的有机世界, 而在西方主流哲学视野中, 则全是同质东西(如原子)构成的无机世界。有机主义与无机主义之分野便由此初露端倪。北宋张载有云: “一物两体者, 气也”, 气动“则聚而有象, 有象斯有对, 对必反其为。有反必有仇, 仇必和而解”(《正蒙·太和篇》)。意思是说, 相反的东西不是你消灭我、我消灭你, 而是统一为新的包含两者合理的东西(参见吴承明, 2006)。这无疑是中国传统哲学所特有的互补主义的振臂一呼, 与西方主流哲学思潮倡导的替代主义明若泾渭。英国汉学家葛瑞汉(2003)认为中国人倾向于视对立为互补, 西方人则强调彼此冲突(消灭对方), 当为透彻之论。由气之逻辑展开, 还可臻于整体主义。南宋朱熹说: “一气之周乎天地之间, 万物散殊虽或不同, 而未始离乎气之一”(《朱子语类》卷二十七)。西方哲学认为物质世界由原子构成, 而原子具有可分性和个体独立性; 中国哲学主张物质世界由气生成, 而气具有连续性与整体性。世界为一存在整体, 这是儒道各派哲学宇宙观的基本立场。在中国文化传统中, 个体绝非原子(可独存), 而是社会系统整体的构成部分; 离开整体的个体将无法独存。换一角度看, 由于众多个体在整体中紧密关联(而非独立), 因此, 任何个体的变化或变易都将产生“牵一发而动全身”的后果。循此逻辑, 社会经济改革方案都应着眼整体, 讲究协同, 避免单兵冒进。

从国外文献看, 经过几代学者特别是早期启蒙思想家和后来汉学家的长期努力, 中国哲学的基本面貌及其特质早已得到廓清和确认。法国社会人类学家葛兰言(参见安乐哲, 2009)和美国汉学家牟复礼(2016)均认为, 宇宙及其组成部分之间的往复变化主宰着中国的思想信念, 由此形成次序观点服从于相互依赖观点的特质; 中国的宇宙生成论主张宇宙各个部分从属于一个有机整体。英国科技史家李约瑟(1990, 1999)对葛兰言的说法作了进一步阐发, 认为中国哲学是一种有机物质主义或有机自然主义。他将中国的“道”理解为自然秩序, 把一度完成中国哲学综合的宋代理学视作“比任何欧洲思想更接近于有机论哲学的哲学”。法国汉学家程艾蓝(2018)强调, 中国思想更重视动态生成模型, 而非因果模型; 中国人更愿强调阴阳两极, 以维持生命轮替之流和全部有机现实的关联特征; 最终形成一个观念: 世界不是一个个分开、独立的实体组合, 而是整体与部分之间延续的关系网络。法国启蒙思想家孟德斯鸠在其传世之作《论法的精神》中讨论中国习俗、礼仪与法律的关系, 其中谈及中国并不因为被征服而丧失其法律秩序, 因为它与习惯、风俗和宗教相为揉捏组合, 俨然成为一个整体, 所以不可能一下子把这些东西统统改变掉。实际上, 上述讨论也从另一侧面说明了中国文化与哲学传统的有机联系特质。不过, 中国有机论宇宙观的短板不应忽视, 需要直面。对此问题, 中外学术界围绕所谓“李约瑟之谜”已有超过半个多世纪的热议与争论, 相关内容俨如常识已被人所熟知, 在此自然无需详述。³不过, 同时需要提醒, 就经济金融分析而言, 过去数十年的“西学东渐”使得主流经济学的工具理性(只求经济利益最大而不顾是否有碍社会利益增进)几乎完全遮蔽甚至挤出了道德理性或者辩证思维(国内学术界曾就经济学是否讲道德争论多年)。因此, 虽然工具理性或者所谓科学理性在总体上更有利于科学发展, 但对于过度工具化的中国经济金融研究来说, 却亟需“补”上有机论和辩证思维这一“课”。⁴

有理由推测, 在被新古典“挤出”或者“净化”的诸多古典哲学因素中, 原本就不占主要地位的中国有机论元素当在其列。可未曾料想, 这种“挤出”或者“净化”却为几个世纪以后主流经济学面对中国经济金融故事的误读与误解埋下了伏笔。如果最终能够证明当年一系列针对古典传统的经济学“革命”的确导致了经济有机主义哲学元素的消弭, 那么, 如今主流经济学部分失去解释中国经济金融运行的能力则可以推知。

³以下仅列举几个具有代表性的看法(参见吴承明, 2006)。爱因斯坦曾经谈及, 中国科学发展不理想的原因在于缺乏希腊哲学家发明的形式逻辑体系以及借助系统实验找出因果关系的基本制度。杨振宁也曾判断, 传统中国文化只有归纳, 缺少实验。吴承明言及中国儒学, 认为辩证思维重于逻辑思维, 宋儒只有归纳而无演绎; 但对于科学发展, 演绎更为重要。熊彼特(1991)认为, 中国古代典籍对经济政策甚至货币管理多有关注与讨论, “但是没有留传下来对严格的经济课题进行推理的著作, 没有可以称得上我们所谓‘科学’著作的(成果)”。有人将上述针对中国经济早熟但分析滞后的判断称之为“熊彼特之问”, 并进一步拿改革开放以来经济创造奇迹但理论范式阙如的现象佐证(参见张晓晶, 2022)。

⁴顺便提及, 中国哲学观点曾经借由17、18世纪的欧洲启蒙运动而“东学西渐”, 并深刻影响了西方有机论哲学的形成。就本文所关注的经济哲学主题而言, 中国哲学传统对法国重农学派经济有机论框架的形成沾濡浸润尤甚, 这由该学派主要代表人物魁奈曾被誉为“欧洲的孔子”可见一斑(参见谈敏, 1992)。

（三）哲学观转型的意义

无论中西，哲学问题所涉深广，架构宏阔，演进绵长，对其进行系统梳理，既非本文主题所能担负，自然也不是本文的主要任务。但仅就以上所及，已然表明哲学观转型对于消解有关中国金融故事的误读与误解似不无裨益。尤须强调的是，中国哲学传统的三条要义（有机、互补与整体）值得以洞悉中国金融机理为己任的本土学者反复琢磨体悟。金融制度无疑具有“有机”性质，世界上现存的经济金融制度是一个个独特而鲜活的生命体，相互之间其实难以简单比较。话说回来，只有“无机”的东西，或者将原本有机东西中的生命成分抽掉（原子化或者标准化），硬生生变成“无机”的东西，才能被扯到一起进行比较。而主流金融学就是如此对待各国特别是后进国家的金融制度的。因此，将那些已被主流金融学割裂得支离破碎的中国金融制度的“无机”碎片（原子）重新拣起，按其初始逻辑重新组合，并为其输送历史的和文化的气息，以恢复其自然勃发的生命状态，当为讲述中国金融故事进而构建金融分析新范式甚至创立中国金融学新框架的基本前提。

透过围绕国有银行不良资产的理论分歧，可以最为真切地体会到哲学观转型的至关重要性。这种理论分歧表面看是分析视角或者研究方法不同所致，其实是经济哲学观的差异使然。基于主流理论的无机视角，不良资产就是不良资产，针对这种“病症”的解决方案只有一个，那就是将其从银行的资产负债表中直接“切除”。若着眼于中国的有机哲学观，不良资产未必就是不良资产，它在银行资产负债表中的不良表现或许在别处体现为对整个经济改革与增长进程的金融支持。因为国有银行是整个经济金融体系“有机体”中的一个制度部件，在其账面上出现不良资产，并不必然表明真正的“病灶”就在此处。如果贸然一“切”了之，极有可能从此扭曲甚至斩断事关长期增长绩效的金融资源配置链条。不仅如此，从长期看，此类性质的不良资产还会“春风吹又生”，因为经济改革与增长本身或许需要此类不良资产在国有银行账面上的继续积累。

总而言之，有机主义、互补主义以及整体关联视角是中华文明特有的思维方式与价值取向，也是构建中国特色社会主义市场经济体制以及人类命运共同体理念的哲学渊源，自当成为我们思考中国经济金融问题的基本哲学出发点。只有如此，才能走出“金融误读”困局，洞察中国金融发展和金融强国之道，探寻并破解中国经济增长的金融密码。

三、蕴藏在中国奇迹深处的金融密码

国际学术界一直将 20 世纪 70 年代末期以来的中国经济增长称之为“中国奇迹”，但在看似赞许的言辞背后却是满满的疑惑和不解。面对于此，多数人首先不是寻找造成奇迹的机制或者密码，而是惊讶于中国在欧美经济崛起道路之外另辟蹊径的反常性与意外性，将特色理解为落后或者“反例”。若着眼于上述有机主义哲学观，任何有根系的经济金融体制，相互之间根本谈不上谁与谁接轨以及接不接轨的问题。在经济史上，简单接轨罕有成功先例，失败例证却不胜枚举。对于主流经济学的长远发展而言，眼下有两件事情需要赶紧去做：一是“消化”中国改革开放进程凸显的若干悖论，二是“安顿”多少有些另类的中国经验（包括中国教训）。由此看，中国经济学的成熟与发展，其标志不是与主流经济学框架是否接轨，而是如何讲好中国故事，找到中国经济增长的密码特别是金融密码，进而改造和扩展主流经济学，使其具有更为广泛的解释力。借助经由上述哲学观转型重塑的独特视角，中国经济增长金融密码的破解似乎有迹可循。

（一）政府与市场的制度互补

虽然这种景象不直接涉及金融层面，却是窥探金融层面诸多密码难以回避的重要基础。需要指出的是，政府与市场的对应划分属于主流经济学的基本做法，原本不适合解释中国的相应情形。因为在中国的叙事逻辑中，政府从一开始就参与了市场形成过程，是市场制度的建构者。从严格意义上讲，政府是市场的组成部分，抑或政府与市场是包含关系。既然如此，将政府与市场牵入制度演进弈局而“隔河对垒”无疑是一种角色定位舛误。其实，国内外学者们时常发现，自己总是“缺乏恰当的术语、概念和理论来描述中国独特的政治经济体制”，从而不得不使用“在非中国经验背景下”形成的各种概念和理论，结果难免“带来误解甚至扭曲”（郑永年和黄彦杰，2021）。但这种对应表述在学术界已然约定俗成，因此本文依然加以沿用，以免造成新的不必要混乱。正是基于这种考虑，同时为了契合前述中国哲学基础，姑且取折衷立场（既非对

立也非包含),不妨将政府与市场视作一种互补结构。⁵

主流经济学有关政府与市场关系的讨论,自亚当·斯密经由凯恩斯直到如今,一直不绝如缕,相关文献也是汗牛充栋。虽然不时有人试图探索政府与市场的边界(参见坦茨,2014),但基本看法仍然倾向于两者间关系大致此消彼长,而基于市场的经济制度优于基于政府的经济制度。之所以如此,正如美国人类学家格雷伯(2012)所揭示的那样,资本主义有一个“秘而不宣的丑闻”,市场规则与自由理念只是征服者攫取巨额政治回报以及商业利益的“遮羞布”。但在主流经济学框架中,欧美市场体系被打扮成自由市场的温柔化身。张夏准(2009)曾提出“隐藏梯子”命题,认为发达国家昔日借助某些梯子(国家力量)爬到了今天的高度,如今却一脚把“梯子”踢开或者隐藏起来,转而向发展中国家兜售或强制推销所谓的“好制度”(市场制度)。进一步地,尽管主流框架在理论逻辑上排斥政府而崇尚市场,但在历史逻辑上极尽政府强制之能事,从而形成耐人寻味也极具欺骗色彩的逻辑错置。因此,若要借助构建政府与市场的互补视角来窥探中国增长密码,须首先避开主流框架精心隐藏的政府与市场的替代误区以及混淆污名陷阱。

令人颇感意外的是,若将文献检索范围稍作扩大,则不难发现,单方面强调市场的重要性以及用替代来定义政府与市场的关系似乎仅局限于主流经济学“圈子”。其中,欧美一些人类学和政治学领域的学者对此问题的分析颇具颠覆性。如波兰尼(2013)、福山(2014)以及格雷伯(2012)等虽着眼不同角度,但均倾向于认可:市场是政府演进的结果,其作用远小于想象;政府与市场若离开彼此都将无法维系。不过,经济学领域并非没有建树。大概受到20世纪50年代以来东亚经济奇迹的刺激,人们开始在主流框架之外探寻政府与市场的新关系。其中最具代表性者,如青木昌彦等(1998)基于东亚经济发展经验(政府推动)提出“市场增进”观点和“政府内生”命题,开宗明义地指出不能将政府和市场“视为相互排斥的替代物”,不仅如此,他还破天荒地认为政府具有“补充培育民间部门协调秩序”(亦即市场秩序)的功能。斯蒂格里茨(2002)也直言,现在该是提出“政府和民间(或市场)作为伙伴如何互补地共同作业问题”的时候了。科斯(2013)更是基于中国经济发展特别是改革以来的增长经验提出“中式市场经济”命题,认为中国的繁荣发展是“由草根发起的改革与政府领导的政策试验共同推进的”。或者说,是(政府)“自上而下”与(民间)“自下而上”两种市场化努力的合力结果。不过,以上只是基于20世纪50至70年代以来东亚(包括中国)经济发展经验的短期分析结论,虽相对于主流框架开辟了新路,但就解读中国增长的长期制度绩效而言,观察视野仍显局促。由于不能触及历史纵深,一时难以分辨经济改革过程政府与市场的互补格局究竟是短期过渡现象还是长期制度结构。在中国,政府与市场的互补传统已然延续了几千年。经过长期的历史积淀,最终形成一种植根于制度结构深处的独特机制。一些研究结果表明,政府与市场的“互补实验”在滥觞于西周的“坊市制度”中已有体现(赵冈和陈钟毅,2006)。明清之际思想家顾炎武在《郡县论》中深刻剖析了中国历史上两个基本制度框架即“封建”与“郡县”的优劣,认为前者“其专在下”,后者“其专在上”,均不能独立构成足以支撑长治久安局面的稳定制度结构,并明确提出,若要实现天下大治,须“寓封建之意于郡县之中”。若换用本文因循的主流概念,则可表述为“寓市场之意于政府调控之中”。许倬云(2015)针对汉唐时期的制度结构算过一笔粗账,进而得出一种制度均衡解,从中可以窥见政府与市场有效搭配的盛世密码。如其认为,汉唐“中层结构”(中层可理解为掌握经济资源配置权利的阶层)的来源大致为三分之一“贵族”和三分之二“平民”。当然,可将上述比例近似地转换为上层与下层、集权与分权的力量对比。这个比例一旦呈现,就意味着经济资源配置权利臻于某种均势,久而久之会形成制度均衡,汉唐盛世和两宋繁荣便奠基其上。饶有意味的是,这一制度均衡绩效已被长期经济历史演进过程所证实。比如,但凡遭逢乱世和民生凋敝时期,制度结构一定偏离均衡比例,要么过于集权(如秦隋)甚至专制(如明清),要么过于分权(如汉末晚唐)甚至分裂(如六朝五代)。若用上述比例刻画政府与市场的关系,则不难从中窥探推进中国特色社会主义市场经济建设和中国式现代化的强国密码。易中天(2013)也持近似观点,认为中国古代制度结构从西周之分权到秦汉之集权,数千年间在两极间频繁摆荡。“不过汉唐时期,中央集权与个人自由找到了平衡点,因此中华文明达到了鼎盛”。吴承明(2006)强调,中国自古迄今都有国家参与和干预经济的传统,对此不能像新制度学派那样用契约论和“收益最大化”原则去分析,而应从历代政府经济政策的实效来评价。在中国探寻政府与市场的互补具有历史逻辑和理论逻辑的高度统一性。

⁵此种权宜安排,虽非最理想状态,但对于解读中国经济增长密码已经足够或并无不妥。

20 世纪 70 年代末期开始建立的中国特色市场经济体制是对数千年政府与市场互补传统的传承与拓新。1978 年以来经历数番尝试，最终依然回归政府与市场互补的长期正途。中国改革是在政府与市场的平衡或者互补中塑造了中国市场经济制度的特殊面貌，从而成为中国经济增长的基础密码。

（二）银行体系与资本市场的金融支持均衡

在中国改革增长背景下，银行体系与资本市场的关系比想象的要复杂一些。前文已经提及，在中国改革过程中，银行体系与资本市场事实上结成了一种特殊的“金融组合”，并联手为经济增长提供金融支持。这种情形让主流学者颇感意外，因为在他们看来，银行体系和资本市场是两种渊源各异、角色分明的金融制度安排（如人们通常将金融体系区分为泾渭分明的银行体系主导和资本市场主导），通常情况下是替代关系。可是在中国，不被人们留意的是，它们为顺应中国改革增长进程的特殊金融需求而分别被重塑，两种金融制度安排，出人意料地在为改革增长提供金融支持的议题上达成共识，并同时具备了相应的衔接机制。

让银行体系与资本市场联手为改革中的经济增长提供金融支持，这是相关改革参与者有意无意间促成的精妙金融格局。笔者曾经提出“双重金融支持模型”（张杰，1998），以回应赫尔曼、穆尔多克和斯蒂格里茨（1998）有关金融发展初期放松证券市场控制导致“资产替代”的担忧。这里所谓的双重金融支持是指来自国有银行体系的信贷支持与来自资本市场的证券支持。分析结果表明，在国有与法人持股占据较大比重的情况下，证券市场扩展不会形成资产替代。不仅如此，从金融支持的意义上看，来自国有银行的信贷支持与来自资本市场（国有参与）的证券支持是等价的。如今回过头来看，决策者当时主要关心的或许并非两者之间孰轻孰重甚至孰优孰劣，而是它们能够合力提供多大规模和持续多久的金融支持，以及如此规模和时长的金融支持能否满足既定改革增长目标的需要。或者说，只有在满足总体金融支持需求的前提下，才会考虑银行体系（信贷支持）与资本市场（证券支持）的先后轻重以及效率问题。在决策者看来，不管信贷与证券如何搭配，只要能使金融支持最大化就是“好搭配”。既然确立了金融支持最大化目标，随后决策者就会顺理成章地考虑两种金融制度安排的“比较优势”问题。

客观地说，在经济改革过程中，面对众多长期有效项目以及巨额耐心资本需求，银行体系显然具有更强更快动员和配置金融资源的能力。与此同时，对于决策者来说，银行体系也比资本市场更易掌控也更为稳定。对于资本市场，不是本身不优秀，而是“生不逢时”。因为市场从发育到成熟需要时日，在市场尚未成熟时，就将大量金融资源交由其配置，显然既不符合金融常理，也有悖于改革过程的金融资源配置逻辑。既然改革增长对金融资源的需求异常巨大且时不我待，那唯一合理的选择便是“即插即用”的银行体系特别是国有银行体系了。对此，亚当·斯密早有察觉，他认为公共银行（相当于国有银行）可以解决国家对金融资源的额外急需，而这种急需资金的筹集既无法凭借费时耗力的赋税机制，也难以借助仅考虑自身利益的私人公司。信贷支持与证券支持对于改革与增长都很重要，只不过需要做个分工，暂时让一个做“主角”，另一个做“配角”。当然，实际的金融支持绩效最终取决于两者的搭配与互补。根据前述，在银行体系冲锋陷阵的时候，资本市场（特别是股票市场）也没闲着和不应闲着，它应做自己该做和能做的事情。比如想方设法促进市场发育，弱化信息不对称以及通过改善公司治理结构服务现代企业制度建设等。上述安排充分体现出决策者在金融制度安排问题上的“用人之道”，也就是一方面用银行体系之所长，筹措真金白银（如居民储蓄）解决改革增长之所亟需（实际效果极佳）；另一方面用资本市场之所长，改善信息不对称和公司治理结构，为未来担负更大金融资源配置责任预做准备（尽管不尽如人意）。

家国结构在中国其来尚矣，其形成逻辑与功能绩效并非本文主题，在此不做详述。但需强调的是，家与国分处中国传统社会结构的两极：家为最小一极，至细堪为社会细胞；国为最大一极，至广达于民族天下（岳庆平，1989）。在人类演进历史上，能够将两极要素衔接起来进而形成稳定的社会制度结构，中国可谓独步天下，因而极具特殊性，其影响及于当下，迄今仍是分辨中西制度结构的一个醒目标尺（比如西方之个人本位与中国之家庭或家国本位）。不过，出乎不少经济学家意料的是，这种两极结构还深刻影响甚至塑造了中国金融制度的基本框架。更令人意想不到的，居民（家）与国家（国）两大要素竟然会在 20 世纪 70 年代末期以降的经济改革过程中形成持久且牢固的“金融联盟”。

我们已知，以“放权让利”为要义的经济改革使得处于家国结构两极的居民和国家的金融能力和金融角色发生巨大变化。经济改革之前，国家控制着绝大部分金融资源，居民部门却“囊中羞涩”；经济改革之后，

国家控制的金融资源迅速下降，居民部门的钱袋子则逐渐鼓了起来。可是，面对百废待兴且需时刻探路前行的改革进程，国家需要花钱的地方有增无减。钱从哪里来？这一前所未有的金融难题骤然间摆在了国家面前。答案便在与之长期同处家国结构另一端的居民部门。国家拥有主权疆域内独一无二且无出其右的“声誉”，这也恰好是国家的优势。与此同时，居民部门也想给逐渐积攒起来的“现金余额”在“窖藏”选项之外找个更为安全的去处，从而对坚实可靠的国家声誉以及据此构筑的金融“场所”拥有巨大需求。既然双方互有需求，随后的合作便一拍即合。就这样，一个注定改变世界金融制度版图并深远影响中国乃至全球金融发展历史进程的“金融联盟”横空出世。

双方合作的第一项目是量身定做了一种能够同时满足双方金融需求的金融制度安排，它就是国有银行体系，其中最具奠基意义的资本结构便充分契合于家国结构。概括地说，国有银行的资本有两大来源，一是国家，二是居民。国家提供资本，对于国有银行理所应当，但在较长一段时期只是一纸承诺，因为一时拿不出钱；居民提供资本，乍看起来似无道理，也与银行的国有性质相悖。但耐人寻味也是主流框架难以理解之处恰好在于，在国家给出充分承诺的前提下，居民储蓄存款具有了资本的性质（张杰，2003）。不过更精妙之处在于，居民对于国有银行原本属于债权的储蓄存款一下子被赋予股权内涵。这种转换很少有人察觉，它或许是中国经济改革以来最早实施但无任何正式纪录且持续时间最长的一次“债转股”实验。经此过程，国有银行的资本便呈现为一种经典的家国结构，国家与居民据此联袂达成了影响深远的金融联盟。有了居民部门的“暗中”加盟，国有银行资本结构一度呈现明弱暗强的诡异格局。此也是国有银行体系在较长一段时期账面资本充足率相当低下（按照所谓国际标准）情况下依然保持超稳健状态的深层奥秘所在。正是凭借这种资本结构，国有银行体系在全球此起彼伏的唱衰声浪中迅速崛起，成为中国漫长改革增长过程金融支持的最大提供者，目前正在昂首走出商业银行演进以及金融发展的中国道路。个中三昧，并非单凭巴塞尔协议之类的国际标准以及国际信用评级机构的等级划分能够揭示的。

借助上述视角还可进一步窥探一度被视作“笼中虎”的居民储蓄存款何以多年没有“发作”的深层奥秘。笔者已经觉察到这种现象“绝不是一种偶然的制度变迁‘意外’，而是国家为了缓释和挽救因储蓄分散导致的‘金融紧张’和金融困局而进行金融制度设计合乎逻辑的金融后果”（张杰，2011a），但未能进一步触及更深层次的制度结构内涵，甚至在居民金融行为与整体金融市场化改革的关系问题上出现误判，竟然认为前者经由挤出人们正常的市场偏好和资产选择而压缩了金融市场化的空间。所幸家国结构为破解上述谜团提供了一个更为简洁且能兼容理论逻辑和历史逻辑的框架。透过家国结构，居民和国家围绕国有银行居民储蓄存款账户形成的金融联盟，就绝非仅针对改革增长过程而做出的应急金融安排，而是对积淀数千年家国同构传统的现代赓续。金融联盟自然与“钱”有关，毋宁说起初是围绕着“钱”构建的。但随着改革进程的深化，这个联盟并非总是拘泥于“钱”本身，而是逐步超然于国有银行账面上数目不菲的储蓄余额，坚定走向重构极具中国风格金融新局的通道。到后来，人们方恍然大悟，居民与国家之所以走到一起，原来是要铺陈一个更为宏阔的金融制度局面，其中包括塑造如今已然改变了世界商业银行版图的国有银行体系以及肩负多重金融使命的居民储蓄存款余额。若由此看，将居民储蓄存款视作“笼中虎”倒显得有些牵强，好像居民把钱存到国有银行是受到某种外在力量单方面驱使似的，这显然与中国改革增长过程的金融叙事逻辑不符。更重要的是，它还有助于改变人们考察和理解中国经济金融改革过程诸多故事的角度与方式。其实，不少在改革过程碰到的短期问题或者细小现象，在很大程度上是长期制度演进过程的一环，需要基于前文已述的有机视角勾连既往，而不能孤立视之，以免导致误判。换一角度看，这也意味着如今不管多么宏大的经济金融改革行动大都具有边际性质，均需着眼于长期制度演进过程方能精确定位和理出头绪。任何试图脱离基础性制度结构（如家国结构）的经济金融改革，短期或可见效，长期难免陷入困局。曾记否，一些发展中国家在金融自由化思潮怂恿下进行的快速金融改革，大都以悲剧性结局收场。其不顾本土基础制度条件贸然推行市场化改革的惨痛教训，值得任何试图模仿甚或照搬所谓先进制度样板而重塑经济金融体制的国家特别是具有悠久历史文化传统的大国汲取。制度结构无所谓先进落后，适用的便是最好的。中国改革增长过程赓续脉络清晰且重塑了金融资源配置机制的家国结构便是如此。

前文已经述及中国资本市场曾经完成了一次宏微观角色转型，并与银行体系一道为改革增长进程提供至关重要的金融支持。这种角色转型故事同样发生在居民部门及其储蓄存款身上。居储蓄一旦经由国有银行账户进入家国结构，也就意味着顺理成章地完成了宏微观角色转型。居民部门原属社会经济的微观细胞，

在与国家结成金融联盟后便华丽转身，成为堪当支持改革增长大任（当然也可以颠覆改革进程）的宏观力量。在这种情况下，如果继续循着主流经济金融理论逻辑将居民部门仅视作一种微观角色，则注定会误判其真正的经济金融身份及其重要性。如果以上推论成立，则须进一步特别提醒人们，应当时刻谨慎看待居民部门及其储蓄存款，不能以普通存款等闲视之。近些年来，坊间不时对居民储蓄偏好颇有微词，指认其应当对消费市场疲软负责；不少银行饱受存款成本高企困扰，开始抱怨居民对高息定期存单的偏爱；特别是大中小银行涉及居民储蓄存款案件频发，从应对和处理结果看，已然暴露出对此问题的性质及外溢影响认识不足。以上所举，无论出发点若何，归根结底都是把居民储蓄存款仅视作普通存款。仅就微观个体而言，似无可厚非，但若着眼于宏观整体，则兹事体大。或许，我们在微观层面对普通储户一两次有意无意间的冒犯，极有可能导致（或者加总为）异常严峻乃至一发不可收拾的宏观金融后果。因此，对于银行体系特别是国有大型银行而言，“治”居民储蓄存款“如烹小鲜”。在改革增长依然需要家国结构支撑之下的金融联盟时，切勿轻易触碰居民储户身份的敏感边界，更不能让其过早完成宏观角色的还原。需要反复强调，这种金融联盟一旦因居民部门宏观角色的动摇而遭毁坏，先抛开本身难以修复不说，其短期冲击将是灾难性的。

居民与国家之间的金融联盟固然有家国结构可供依托，但其长期保持则需要双方均“有利可图”，或者说，具有可供长期分享的“金融剩余”。值得注意的是，依托上述金融联盟，中国改革增长进程展开了一场延续至今的内部货币(M2)扩张革命，除了可以避免因单方面扩张外部货币(M0)可能引致的代价（如通货膨胀），这场货币扩张革命还持续创造了可供分享的丰厚福利。其中的机理并不复杂，我们已知，就在财政汲取能力伴随放权让利改革迅速下降的紧要关头，国家发现了一个千载难逢的金融拯救机遇。而这种机遇竟然被一种所谓的“落后优势”所成全，它就是中国改革增长初期极低的货币化水平（按世界银行口径计算，1978 年仅为 25%）。如此低的货币化水平意味着，国家在随后的改革增长过程拥有一个借助货币扩张而筹资的巨大空间。有两条货币扩张道路可供选择。第一条是“快车道”，国家可借助 M0 采取单方面筹资行动，缺点是具有“一锤子买卖”的性质，随着货币化水平的提升，金融资源动员能量会被很快耗尽，还容易触发通货膨胀。比如，1993 年货币化水平达到 100%，23%的通货膨胀率也接踵而至。第二条是“慢车道”（借助 M2 的扩展），来钱慢但稳定持久，而且不受货币化水平的约束（如 2022 年的货币化水平达到 220%），也不易触发通货膨胀（1996 年以来 CPI 长期处于较低水平）。

不过，若要借助此条道路获取足够多的金融资源，最大的挑战是能否量身定做一种适宜的金融制度结构。相较于第一条道路的“我行我素”，第二条道路则需要与相关利益主体（主要是居民部门）达成妥协，因为你想筹的钱毕竟装在老百姓的口袋里。国家最终选择了第二条道路。根据前述，通过量身定做国有银行体系，国家与居民完成了一份事关中国改革增长前途命运的金融盟约的签署。而且，双方都有切实履行这份盟约的激励，因为其中包含了巨大的共同利益。这种利益在此后异常宽阔的货币化空间中铺展开来，居民（储蓄存款的无风险收益）和国家（疏解筹资困局和获得长期金融支持）激励相容、各得其所。重要的是，这种利益无法独存独享，只能合作获取；签约双方谁都没有先行违约的动机，因为违约相当于金融自戕。当然，双方所分享的金融剩余最终来自实体经济的增长，归根结底是对其所提供金融支持和维护金融稳定的补偿。无论如何，借助第二条道路，改革以来的中国经济获得了长期稳定的金融支持，物价水平也没有出现显著波动。由此同时表明，上述金融联盟不但根植中国传统文化的深厚土壤，而且还具有得以长期维持的经济利益机制，真可谓天设地造的绝妙金融制度格局。

但需强调，居民与国家之间的金融联盟具有显著的阶段性特质。改革启动以来，在居民部门安全偏好占优的条件下，加盟无疑具有主动性。不过，伴随经济发展和收入水平提高，居民部门的金融需求随之多样化，在这种情况下，居民部门依然留在金融联盟内就带有金融选择受到约束条件下的别无他选性质。面对于此，决策层需要通过适当的金融改革步骤和金融安排疏导居民金融需求。其中的关键是，在改善居民金融资产结构和增进其金融福利的同时，防止对既有的金融联盟造成短期冲击。这无疑将进一步考验决策者拿捏金融平衡的智慧与能力。

（四）货币政策的“居中之道”

改革开放以来，中国几乎避免了任何一次全球或区域性经济金融危机的冲击，实现了所谓的“无危机增

长”。近些年来,全球一直用异常惊诧的目光注视着中国人民银行何以在新冠疫情和全球经济动荡面前继续保持货币政策的从容淡定。特别是,欧美央行的货币政策颠簸于前期零利率甚至负利率到近期进入加息快车道的“过山车”模式,中国人民银行竟然连利率都没有触碰一下,而只是做一些调整存款准备金率、逆回购等常规操作,偶尔视实际经济运行状况推出某种结构性政策加以调整。这里不禁要问,中国央行何以在全球货币金融风起云涌的现实面前“岿然不动”,毅然决然地走出了自己的货币政策之路?

不用强调,中国货币政策操作的这份从容经历了漫长的摸索调试过程。改革开放初期,中国人民银行的央行身份及其货币政策角色甫一明确,便立刻遭逢由信贷扩张倒逼货币扩张最后引发较高通货膨胀的严峻局面。按照既有的“自上而下”调控逻辑,当时央行的行事风格和政策操作有些“简单粗暴”。短期看,效果不错,强力紧缩手起刀落(如1985年连续推出十三项紧缩政策),通货膨胀陡然下坠,但经济增长一度归零,出现人们最不愿见到的“硬着陆”后果。随后自然是宽松转向,但通货膨胀也紧随其后,由此开启贯穿经济改革大部分时期的“放乱收死”循环。此后在1988年至1994年间经历了经济改革以来强度最大的一次“硬着陆”,央行的货币政策从此面临遏制通胀与支持增长的两难困局。其中的关键是如何拿捏货币政策的“力度”。转机出现在1995年。此前不久,朱镕基临危受命,以国务院副总理身份兼任中国人民银行行长。他针对银行系统“约法三章”,展现强力治理风格,在具体政策操作上,控制信贷与稳定储蓄双管齐下,经济运行竟然出现了难得一见的“软着陆”迹象。伴随于此,一度引发全球瞩目且至今依然困扰学术界的两个“中国之谜”横空出世。一个是高增长与低通胀相得益彰,另一个是高储蓄与低利率相辅相成。饶有意味的是,当年对短期治理目标的追求竟然为此后的长期政策目标组合预设了框架,并形成所谓的“中式自然率”(经济增长率 $>8\%$ 且通货膨胀率 $<3\%$),且已被此后中国改革增长过程所证实。但不被人留意的是,此番治理努力同时开启了探寻中国货币政策“居中之道”的非凡历程。仅从货币政策框架的演进过程看,先后经历了从紧、适度从紧到从宽、适度从宽的反复实验,1998年前后停留在“稳健”位置。这还嫌不够精确,进而在2016年前后又有了围绕稳健偏宽松和稳健偏从紧的调试,最终定位于“稳健中性”,并由此臻于“居中之道”。

那么,当时的决策者到底做了些什么呢?其实,探寻中国货币政策居中之道的具体努力滥觞于1993年以来围绕中式央行独立性的政策实践。将中国人民银行的独立性界定在独立于地方政府而不独立于中央政府,进而使得货币政策操作在改革进程最为艰难的时刻精准把握了局部与全局的微妙平衡,从中似可初窥居中之道的深层机制。话说回来,中国货币政策的有效性无论如何都离不开中央与地方之间的金融博弈及其利益平衡。只有摆平了中央与地方之间的金融关系,央行货币政策框架的设计与调整才会拥有最起码的制度结构依托。因此,居中之道的探寻由此开其端顺理成章。后来,人们一度热议数量型货币政策工具与价格型货币政策工具之间或替代或互补的关系,其要害或难处甚或精妙之处依然在于摸索居中之道。迄今不少人尚未领悟,中国货币政策优化的关键并不在于用价格型工具取代数量型工具,而在于两者的互补搭配。若偏废其中任何一个,则因失去政策支撑而难以拿捏居中之道。归根结底,货币政策抓手不能全然让与市场(价格型),而需在政府手中“留一手”(数量型)。

相比之下,欧美国家货币当局2008年以来的货币政策则有些“剑走偏锋”甚至“离谱”。前文提到易纲(2021)曾经谈及中国货币政策的“居中之道”。他认为中国的货币单位、利率和汇率“居世界之中”,体现了中国文化的“均衡”理念,而居中之道也正好是市场之道。中国近些年来推行的“稳健中性”货币政策便充分体现了这个“道理”。只要金融资源由市场配置,利率和汇率由市场供求决定,就能较好地实现“不偏不倚”,可见中国文化最契合市场均衡理念。对于任何国家的中央银行来说,它们并非不想追求居中之道,也不愿看到经济运行遭受货币政策大起大落进退失据。但按照主流经济学的叙事逻辑,市场机制是达成经济运行均衡的最有效方式。循此,市场化或价格型工具(如利率、汇率等)是货币政策操作的最有效抓手。可是,政策操作本身却长期在大水漫灌(如量化宽松以应对衰退)和极力排涝(如陡升利率以应对通胀)之间剧烈摆荡;政策操作结果并非预想之中的趋于均衡而是意料之外的走向失衡。问题来了,难道这些国家经历百年锤炼的货币政策框架以及与财政政策的协调搭配机制已然失灵?抑或,它们遵循的货币政策框架甚至市场机制本身可能未见异常,但其所依托的更深层制度结构因一些未知因素的涌现而发生了状况,从而使原本有效的政策操作偏离了既定方向?由此进一步联想,中国央行能够长期遵循居中之道实现对货币政策力度的适度拿捏,是否表明已经发现并掌握了这些未知因素?进而,这些未知因素是其他国家尚未发现

还是中国改革增长进程所独有？

上述问题都不简单，但必须回答。否则，中国货币政策的“居中之道”就只是一个难以求证的理论假说。首先需要澄清，市场机制本身具有先天的不稳定性，这对任何一个国家央行的货币政策操作而言都是如此。因此，货币政策操作的市场化手段在没有其他手段和制度结构的搭配与支撑之下均不好拿捏分寸。如此说来，近年来欧美国家货币政策进退失据的账还真不能全算在市场机制身上。中国改革以来之所以实现了前述的“无危机增长”，说明市场力量和国家力量达成了稳态平衡。当然，这种观点单独看来似无太多新意，因为它已然成为解读中国增长奇迹人所皆知的常识。但重要的是，西方政府干预经济的手段除了货币政策就是财政政策，别无他选，而且还经常失效；相比之下，“中国政府不仅有货币政策与财政政策，而且还拥有一个庞大的国有部门来平衡市场经济”（郑永年，2016）。由此引申，国有部门不再是一个在主流视角中带有政治色彩且与政府相随相仿的范畴，而成为平衡市场力量的“第三调控手段”，进而也就自然而然地充当了中国货币当局长期实行稳健货币政策且臻于居中之道的基本依托。仅从这种意义上讲，国有企业或者国有银行就不是传统意义上货币政策的宏观调控对象，而是货币政策本身的构成部分。历史地看，主流学者对中国国有部门的认识大都带着有色眼镜（意识形态角度），而未能洞悉其所扮演的真正角色及其性质。问题在于，“倘若忽视日益庞大的国有部门，任何概念和理论都不能解释中国的经济增长及其带来的问题”（郑永年和黄彦杰，2021），当然也就不能充分认识中国经济增长的金融密码。

不过，中国改革增长叙事的精妙之处不仅仅是国有部门担负了宏观调控角色，还有经济改革过程众多经济组织内部渐次形成的独特制度结构。相比之下，后者显得更为重要。中国的制度结构具有层级性质，但并非只有三层；不管多少层，每一层结构，无论大小高低，都包含了相同的制度元素搭配。或者说，中国经济制度结构的每一层次（从国家到地方再到企业、社区）均是政府与市场的组合。中国经济改革以来着力构建的制度均衡不仅是宏观层面政府与市场的“大均衡”，而且还有微观层面内嵌于众多经济主体的政府与市场的“小均衡”。

顺便指出，新中国成立 70 多年特别是改革开放 40 多年来的制度设计与实践，已然超越了长期历史进程中放权与收权的选择困局，而是将上述两大元素纳入层级制度结构之中，形成政府与市场的层级同构组合。从此，被主流框架界定的政府与市场之间的传统关系以及经典均衡格局发生根本改变，原先试图借助政府与市场边界来定义制度属性并据此判断经济体制效率的高低，也失去价值和意义。这显然是不少关注中国经济制度结构的学者所忽视的。正是宏微观层面政府与市场之间大、小均衡的存在，才为追求居中之道的中国货币政策提供了基本制度依托。

我们正在逐步接近问题的本质。若抛开人们的惯常思维，中国改革过程最具特色也是最让人困惑之处在于自始至终都在想方设法拿捏市场化的分寸。其中的关键是，不管市场化改革如何推进，有一条逻辑主线始终一以贯之，那就是让市场化部门包含控制（政府）成分，让国有部门拥有自由（市场）成分。改革过程曾有一种被普遍认同但不无偏颇的观点，认为经济改革特别是国有经济改革的要义是让市场化因素单方面替代非市场化因素，经济改革成效的大小取决于市场化替代程度的高低；原有体制中的非市场化因素（特别是政府控制因素）被清除得越干净彻底，说明市场化改革的成效越大。如今看来，这是一个莫大的误解。前文已述，中国的经济改革从一开始就意在谋求政府因素和市场因素的互补组合，而不是用一个替代另一个。不仅如此，政府与市场两种力量的长期并存反而是中国改革成功推进的基本制度支撑。

这种兼容政府与市场成分的经济制度结构为中国货币政策的居中操作提供了理想平台。可以说，货币政策的居中之道便是政府与市场因素“层级同构组合”在宏观调控层面的具体体现。从不太严格的意义上讲，数量型政策工具的比较优势对应于经济运行的政府成分，价格型政策工具的比较优势对应于经济运行的市场成分。货币当局调节两类工具的相对力度既影响不同层级经济主体所包含的政府成分与市场成分的具体比例，也体现政策使用的轻重缓急与进退腾挪。经济状况紧迫，加大数量型工具“剂量”；经济状况趋缓，增加价格型工具“力度”。两者相互配合，相得益彰。尤其是，数量型政策工具更容易将政策意图（扩张或紧缩）直接传导到实体经济层面，以收立竿见影之效。而不像价格型政策工具需要经过市场过程的迂回传递，政策操作往往未达目的而辍于半途。更何况，价格型货币政策“是一种钝器，利率的变化会影响整个经济，而不能以一组狭窄的市场或几个过热的行业为目标”（伯南克，2022）。当然，这种政策工具的优势在于微调与疏解，适用于经济结构显著重置之后的“磨砖对缝”。正是借助这种刚柔并济的政策操作搭配，中

国宏观经济运行方在很大程度上摆脱长期困扰改革过程的“放乱控死”循环。与此同时，也使货币政策操作过程气定神闲，从容不迫。面对数次全球性经济金融危机或间接或直接的冲击，特别是 2008 年以来相继遭遇次贷危机、新冠疫情以及俄乌冲突等重大挑战，货币政策操作均能成功避免落入欧美国家“过山车式”的摆荡陷阱。

应当看到，上述制度结构的层级同构以及两类货币政策工具的搭配协调，无论对货币政策操作者、经济金融监管当局，还是对包括国有部门（国有企业和国有银行）在内的微观经济主体，都是前所未有的特殊挑战。特别是，在借助这种制度框架与政策组合获取经济稳定增长回报的同时，也须付出相对高昂的监管成本。相较于经典市场经济体制的公司治理规则和外部竞争压力的硬性约束，中国式的市场经济体制更加需要经济金融部门代理人的内在努力、道德操守等软性约束。如果软性约束失效，就须借助更为严格的外部监管来弥补。任何制度结构和政策组合都难臻最优且不免费。纯粹市场经济制度以及价格型调控的代价是经济金融运行会经历周期性震荡，而中国式的市场经济体制以及对数量型调控的倚重则须支付更大的外部监督成本。货币政策的“居中之道”意味着货币当局需要时刻权衡上述两种政策成本。只要相较于两种政策的极端情形，政策组合的净回报为正，中国货币政策的居中操作就有充分的理由继续坚持下去。

四、结语：中国式现代化与中国金融发展道路

中国作为一个几千年古老文明赓续不断的东方大国，虽历尽劫波，却一直保持着自己独特的品格与面貌。一方面，对于其他国家而言，中国因其历史文化悠久，学者专家读懂参透须花费巨大努力，一般民众则只能浅尝辄止或望而却步，因此便具有了神秘性，因其神秘性而生出许多误解与误读。早在 19 世纪末期，美国演员路易斯·乔丹·米恩(2009)就曾慨叹：“我们对中国的误解实在太深，世界上再没有哪个国家遭受过这么深的误解了。但是，同样地，世界上也没有哪个国家可以像中国一样，对别人的误解如此漠不关心。”牟复礼(2016)也有同感但见解更为深刻：“没有比西方人误解中国世界观的基本性质的过程，更能说明一种文化理解其他文化的方式，以及一个人在理解其他文化时所运用的自己的文化元素的尺度。”另一方面，对于一些国人而言，因其对中国文明制度之包容开放、崇尚鼎新的鲜明特性不求甚解，有时自恃本土文化之深邃绵长而固步自封，甚至抱残守缺而不自知；有时面对外来文化制度之冲击或进退失据或自暴自弃，甚至陷入“邯郸学步”、全盘西化之泥淖而不能自拔。在这种情况下，读懂中国便具有了双重使命：让世界了解中国和立足中国洞悉世界。

仅就本文所尝试性阐发的主题而言，我们需要让世界真切了解，中国的现代化道路与金融发展模式，并非最近几十年的一时兴起和标新立异，或是受到与世界上什么霸权国家一争高下的怂恿，它从一开始就不屑与世界那些被认为是唯一通往成功的发展道路“争名夺利”，更非步西方某些国家殖民掠夺之后尘，而是基于中国自身悠久而独特的文化制度传统以及社会经济资源自然而然地萌芽成长。虽然经历数十年改革开放，中国经济金融迅速崛起，多少给世界造成“横空出世”之感，但无论西方世界是否意识到，在中国经济复兴的历史进程中，有机主义逻辑与和谐共生理念已然深入骨髓并伴随始终。话说回来，如果说，正如部分国家所担心的那样，中国式现代化和中国金融发展注定会重塑世界经济金融格局以及最终使游戏规则有所改变，那一定是一种让全球更多国家和民众分享更丰厚发展红利的格局重塑和规则改变。

简言之，主流经济学是替代经济学（或无机经济学），而中国经济学则是互补经济学（或有机经济学）。绝大多数发展中经济体采用替代经济学主张进行经济改革和体制移植的结果，更多地是水土不服和强制推行之下的经济社会灾难。相比之下，互补经济学则是妥协经济学和包容经济学，它尊重不同经济体的自身特色，认为每一个国家都有自己独一无二的社会经济传统和资源配置方式，任何有生命力的经济金融体系都必须植根于特定的有机土壤，并凭借自身努力成长起来。任何试图通过移植和“盆栽”方式构建所谓最优经济金融制度的努力，不管蓝图多么绚烂、构思多么精巧，均难逃“逾淮而枳”的命运。当然任何土生土长的制度并非没有缺陷，包括先天的和后天的。正因如此，制度之间的互补互鉴就显得弥足珍贵和不可或缺。互补经济学之所以强调优势互补和取长补短，尊重每一个国家根据自身文化传统选择资源配置方式的权力，其原因正在于此。相比之下，替代经济学的所谓理想境界是让世界上所有的资源配置和福利分配制度都变成清一色欧美市场经济的“经典”模样，让每一个经济体都对其顶礼膜拜，最终成为某种所谓“最优”资源配

置机制的“奴仆”。而对于互补经济学，世界经济版图的最理想样貌是千姿百态、生机盎然。

因此，中国式现代化注定彰显：中国经济崛起只是世界经济百花园中绽放的一朵深植这个古老东方国度厚重文化制度土壤的“牡丹”，她国色天香，雍容大度，但绝不专美，更不会像某些欧美市场经济国家那样强调“一枝独秀”甚至“我花开后百花杀”。基于有机主义哲学理念和互补经济学逻辑，未来世界经济发展新格局的构建，最需要的不是某种所谓先验有效且自认为“普适天下”的模式与构件，而是各国都能自主探寻到适合自己国情的发展道路，进而塑造饱含各自“异国风情”的间架结构。在此过程中，中国式现代化必将贡献既独具中国特色又能与其他模式有效衔接兼容的“榫卯架构”。当然，服务于中国式现代化的金融发展模式也一定是中国式的，它既不会盲目追求欧美市场经济国家所谓的“最优金融结构”和金融资源配置方式，也不会向其他国家单方面推销这种已证明对中国有效却不一定对别国也有效的金融发展模式，而是自始至终以与中国式现代化最为匹配与协调的货币金融步态伴随左右，由此走出金融发展和建设金融强国的中国道路。

【参考文献】

- [1] 艾伦、盖尔, 2002:《比较金融体系》, 中国人民大学出版社。
- [2] 安乐哲, 2009:《和而不同: 中西哲学的会通》, 北京大学出版社。
- [3] 奥尔利克, 2011:《中国的银行: 不可爱但管用》,《参考消息》3月28日, 第5版。
- [4] 艾伦、盖尔, 2002:《比较金融体系》, 中国人民大学出版社。
- [5] 安乐哲, 2009:《和而不同: 中西哲学的会通》, 北京大学出版社。
- [6] 奥尔利克, 2011:《中国的银行: 不可爱但管用》,《参考消息》3月28日, 第5版。
- [7] 波兰尼, 2013:《巨变: 当代政治与经济的起源》, 社会科学文献出版社。
- [8] 伯南克, 2022:《21世纪货币政策》, 中信出版社。
- [9] 陈来, 2015:《中华文明的核心价值》, 生活·读书·新知三联书店。
- [10] 程艾蓝, 2018:《中国思想史》, 河南大学出版社。
- [11] 戴蒙(吴卫军编译), 2021:《银行管理要义: 杰米戴蒙致股东信函内容录》(2005—2020), 中国金融出版社。冯友兰, 2007:《中国哲学简史》, 天津社会科学院出版社。
- [12] 傅高义, 2013:《邓小平时代》, 生活·读书·新知三联书店。
- [13] 福山, 2014:《政治秩序的起源: 从前人类时代到法国大革命》, 广西师范大学出版社。
- [14] 格雷伯, 2012:《债: 第一个5000年》, 中信出版集团。
- [15] 格林斯潘, 2013:《动荡的世界: 风险、人性与未来的前景》, 中信出版社。
- [16] 葛瑞汉, 2003:《论道者: 中国古代哲学论辩》, 中国社会科学出版社。
- [17] 赫尔曼、穆尔多克、斯蒂格利茨, 1998:《金融约束: 一个新的分析框架》, 载青木昌彦、金滢基、奥野一藤原正宽主编《政府在东
- [18] 亚经济发展中的作用—比较制度分析》, 中国经济出版社。
- [19] 科斯、王宁, 2013:《变革中国: 市场经济的中国之路》, 中信出版社。
- [20] 雷, 2017:《现代货币理论: 主权货币体系的宏观经济学》, 中信出版社。
- [21] 李约瑟, 1990:《中国科学技术史》(第二卷科学思想史), 科学出版社、上海古籍出版社。
- [22] 李约瑟, 1999:《中国古代科学思想史》, 江西人民出版社。
- [23] 孟德斯鸠, 2012:《论法的精神》, 商务印书馆。
- [24] 米恩, 2009:《一个西方艺人的东方印象》, 南京出版社。
- [25] 米什金, 2021:《货币金融学》(第12版), 中国人民大学出版社。
- [26] 牟复礼, 2016:《中国思想之渊源》, 北京大学出版社。
- [27] 诺顿, 2019:《中国经济: 适应与增长》, 上海人民出版社。
- [28] 青木昌彦、穆尔多克、奥野一藤原正宽, 1998:《东亚经济发展中政府作用的新诠释: 市场增进论》, 载青木昌彦、金滢基、奥野
- [29] 藤原正宽主编:《政府在东亚经济发展中的作用—比较制度分析》, 中国经济出版社。
- [30] 世界银行, 2016:《全球金融发展报告(2015/2016): 长期融资》, 中国财政经济出版社。
- [31] 斯蒂格利茨, 2002:《国家作用的重新定义》, 载《市场的作用国家的作用》(青木昌彦、奥野一藤原正宽、冈崎哲二编著), 中国
- [32] 发展出版社。
- [33] 斯密, 1974:《国富论》(下卷), 商务印书馆。
- [34] 谈敏, 1992:《法国重农学派学说的中国渊源》, 上海人民出版社。
- [35] 坦茨, 2014:《政府与市场: 变革中的政府职能》, 商务印书馆。

- [36] 吴承明, 2006:《经济史: 历史观与方法论》, 上海财经大学出版社。
- [37] 熊彼特, 1991:《经济分析史》(第一卷), 商务印书馆。
- [38] 许倬云, 2015:《历史分光镜》, 中华书局。
- [39] 易纲, 2021:《我国货币政策的居中之道》, “北大国发院”微信公众号, 9月19日。
- [40] 易中天, 2013:《易中天中华史总序: 文明的意志与中华的位置》, 浙江文艺出版社。
- [41] 岳庆平, 1989:《家国结构与中国人》, 中华书局(香港)有限公司。
- [42] 张杰, 1998:《中国金融制度的结构与变迁》, 山西经济出版社。
- [43] 张杰, 2003:《中国国有银行的资本金谜团》,《经济研究》第1期。
- [44] 张杰, 2011a:《“笼中虎”: 一个金融制度变迁故事的解读》,《金融评论》第2期。
- [45] 张杰, 2011b:《中国货币金融变迁的特殊机理及其制度含义》,《金融评论》第6期。
- [46] 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。
- [47] 张杰, 2019:《当经济学遭遇中国金融改革: 几个问题的新解释》,《国际金融研究》第6期。
- [48] 张夏准, 2009:《富国的陷阱: 发达国家为何踢开梯子?》, 社会科学文献出版社。
- [49] 张晓晶, 2022:《中国经验与中国经济学》, 中国社会科学出版社。
- [50] 张晓朴、朱鸿鸣等, 2021:《金融的谜题: 德国金融体系的比较研究》, 中信出版社。
- [51] 郑永年, 2016:《中国崛起: 重估亚洲价值》, 东方出版社。
- [52] 郑永年、黄彦杰, 2021:《制内市场: 中国国家主导型政治经济学》, 浙江人民出版社。
- [53] 赵冈、陈钟毅, 2006:《中国经济制度史论》, 新星出版社。
- [54] 朱镕基, 2011:《朱镕基讲话实录》(四卷本), 人民出版社。

Building the Nation with a Strong Financial Sector: A Perspective of the Financial Code of Economic Growth in China

ZHANG Jie

(School of Finance , Renmin University of China)

Summary : The Central Financial Work Conference stressed the need to accelerate the construction of a strong financial country and unswervingly follow the road of financial development with Chinese characteristics. This is undoubtedly an important mission set in front of economic theorists, the accomplishment of which requires a correct understanding of Chinese finance. For this purpose, my paper, based on a review of relevant literature, endeavors to inquire into the financial code of economic growth in China from a completely new perspective, that is, the perspective of a philosophical transition.

In my research, it is found that the relevant literature in existence have obvious misunderstandings in terms of areas such as interest marketization, bank marketization, the nature of and the role played by capital market, the form of national debt, the independence of the central bank, etc. Firstly, the mainstream theory insists that interest regulation leads to financial suppression. However, the case with China is that low interests did no harm either to saving mobilization or to financial support. Secondly, in spite of the strong promotion of marketization of the banking system, factors like licence value, credit rationing, risk contagion, etc. have determined that the marketization is destined to be limited. Thirdly, there is a popular view believing that a capital-market-oriented financial system is superior to a bank-oriented one. In fact, no one is better than the other. The reason for the greater importance of the latter in China's reform lies with its comparative advantage displayed in the process of rapid economic growth. Fourthly, among the several means of solving fiscal deficit, except the well-known form of national debt, the academic field seems ignorant of other approaches taken by the Chinese government, especially the form of financial credit which concerns the roles of state banks and household saving. Fifthly, there is a prevailing argument maintaining that the Chinese central bank is lack of independence from government. Actually, in China, its independence refers specifically to the independence from local governments which care more about self-interest rather than from the central government which is more concerned with public interest.

The above misunderstandings generally arise from the improper influence of the mainstream economics and finance, but more importantly, they are the result occasioned by a wrong philosophy and methodology. Therefore, to undo them requires a philosophical transition. Based on the literature, both domestic and abroad, on the tradition of Chinese philosophy, the paper made a brief review of its three major elements, viz., organism, complementarianism and holism. Then it pointed out the reasons behind the inadequacy of the western philosophy inherent to the framework of the mainstream economics in explaining China's economic and financial problems.

From the analyses, it is found that the financial code of China miracle lies with the following factors which are: (1) the institutional complementarity between government and market which shaped the fundamental institutional structure underpinning economic growth; (2) the equilibrium between the financial supports from the banking system and the capital market, both of which made their own contributions to economic growth; (3) the firm financial alliance between the state and its citizens. With the help of the resultant structure of financial system, financial resources were able to be allocated to the process of economic growth timely and effectively; (4) the mean stand taken by monetary policies. The holding of such a stand is an achievement made after many adjustments. It enables a proper match between quantitative tools and pricing tools, which is very helpful in avoiding the ups and downs of macro-control.

The paper concludes that the mode of financial development serving Chinese modernization is unique to China and the exploration of the developmental path, though with a view to the outside world, must be based on the locality of China.

Keywords: China's Economic Growth; The Construction of a Strong Financial Country; China's Developmental Path of Finance; Philosophical Transition

高水平开放下的中国外汇政策选择： 两次美联储“放水”应对的比较研究

管涛¹ 刘立品² 殷高峰³

【摘要】为应对 2008 年、2020 年美联储先后两次实施的极度宽松货币政策，中国外汇政策完成了从数量出清（外汇干预或者资本管制）向价格出清（汇率浮动）的转变。本文通过实证检验分析了中国外汇政策转变的内在逻辑，研究发现：2018 年以来人民币汇率波动对国内物价和金融稳定的影响大幅减小，汇率弹性增加不会威胁国内物价稳定和金融稳定，亦不会掣肘国内货币政策，这正是中国外汇政策应对手段转变的底气所在。为巩固上述成果，要稳慎扎实推进人民币国际化，加强经济金融指标监测，同时继续深化汇率市场化改革，统筹发展与安全，为推进高水平对外开放提供重要体制保障。

【关键词】高水平开放 外汇政策 物价稳定 金融稳定

引言

党的二十大报告强调，高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务，是党执政兴国第一要务，坚持高水平对外开放是高质量发展的重要内容。随着中国对外开放不断扩大，跨境资本流动对国内经济金融影响明显加深。应对资本流动冲击，外汇政策面临新的“不可能三角”，即汇率浮动、外汇干预和资本管制三个工具不可能一个都不用（管涛，2016）。1994 年汇率并轨以来，中国坚持施行以市场供求为基础、有管理的浮动汇率制度，但应对资本流动冲击的外汇政策组合变化较大。2008 年全球金融危机以及 2020 年年初全球新冠疫情暴发后，全球经历了两次美国宽松政策实施和退出的过程，这为研究中国外汇政策、评估外汇政策效果提供了比较样本。

在坚持高水平对外开放背景下，人民币汇率弹性增强是大势所趋，但要防范汇率异常波动带来的风险。国际货币基金组织（IMF）指出，汇率灵活有助于各国调整货币政策收紧步伐的差异，如果汇率变动阻碍货币政策传导或威胁金融稳定，可以进行外汇干预。言外之意，政府对汇率的日常波动要善意忽视，但若汇率变化影响了物价或金融稳定，政府可以干预。为此，可以考虑从汇率影响物价稳定和金融稳定的角度切入，选取合适的外汇政策工具。

本文的边际贡献为：一方面，本文比较了中国两次应对美联储“放水”的外汇政策选择与效果，而现有研究大多仅围绕某一事件展开分析；另一方面，为深入理解中国外汇政策的演化逻辑，本文还定量分析人民币汇率给物价稳定和金融稳定带来的影响效应，弥补以往文献缺乏机制分析的不足。

一、文献综述与理论基础

本文研究思路为：定量分析人民币汇率对中国物价稳定和金融稳定的影响效应及其演化，解释中国外汇政策应对措施转变的内在逻辑。为此，需要结合现有研究提供理论支撑。

（一）汇率对物价稳定的影响

国内外关于汇率对物价传递（Exchange Rate Pass-Through, ERPT）的早期研究集中于对进口商品价格的影响上，后续拓展到对居民消费价格等其他价格的影响上（施建淮等，2008；许雪晨等，2021；Cheikh et al., 2023）。具体而言，汇率对物价的影响包括直接和间接影响，直接影响体现为成本效应，本币升值导

¹ 管涛，武汉大学董辅初经济社会发展研究院博士生导师、中银证券全球首席经济学家

² 刘立品，武汉大学董辅初经济社会发展研究院博士研究生，中银证券宏观研究员

³ 殷高峰，北京航空航天大学经济管理学院博士后

致进口中间投入品和最终消费品价格下跌, 带动国内生产、消费价格下跌(魏浩和赵田园, 2019)。间接影响大致分为比价效应和总需求调整效应。比价效应是指, 进口商品和国内商品存在替代关系, 本币升值导致进口品价格下降, 国内同类商品价格会由于需求减少而下跌(Korhonen & Vilmi, 2014)。总需求调整效应是指, 当符合马歇尔-勒纳条件(Marshall-Lerner Condition)时, 汇率变化会影响一国净出口, 一方面通过总需求渠道影响国内物价, 另一方面通过贸易部门名义工资影响非贸易品价格(Ha et al., 2020)。

汇率对物价的传递效应受贸易摩擦、市场定价、名义价格刚性、不可贸易成本等因素干扰(Menon, 1995), 但是国内多数研究仍然支持本币升值抑制国内物价的观点(高伟刚和盛斌, 2016; 张兴华和罗彪, 2017)。关于人民币汇率传递系数随时间变化走势, 有学者认为人民币升值对通胀的抑制作用在 2005 年“7·21”汇改之后增强(王晋斌和李南, 2009; 曹伟和申宇, 2013), 但是也有研究通过滚动回归证实“7·21”汇改并未明显影响汇率传递程度(高伟刚和盛斌, 2016)。

(二) 汇率对金融稳定的影响

汇率反映了本币和外币之间的比价关系, 是金融全球化背景下内外部金融体系的重要连接渠道。研究表明, 在不同环境和汇率制度下, 汇率既可能吸收内外部冲击, 又可能放大内外部冲击, 汇率对金融稳定的影响不能一概而论(程立燕和李金凯, 2020; 芦东等, 2021)。

汇率影响新兴经济体金融稳定的一个重要原因是货币错配(陈雨露, 2019)。根据 Goldstein & Turner (2004) 的定义, 货币错配是指某一经济主体的资产和负债用外币计值带来的价值差异, 以及该主体净值或净收入对汇率风险敞口增加的现象。新兴经济体金融市场不发达, 融资渠道不畅通, 本国借款人会更多寻求海外融资而积累大量外币负债(Eichengreen et al., 2003)。汇率敏感性较强情况下, 本币相对融资货币升值会降低国内借款人的偿债负担, 导致国际资本大幅流入(杨农, 2014)。然而, 一旦本币贬值, 会加重国内借款人偿债负担, 可能引发市场恐慌, 促使资本大幅流出, 加大本币贬值压力(钟红和刘家琳, 2021)。此时, 为稳定本币汇率, 政府可能会消耗外汇储备; 一旦储备不足, 就可能引发危机, 形成“资本外流-储备下降-本币贬值”的恶性循环(王学凯, 2022)。

货币错配和期限错配导致的资本流出脆弱性是 20 世纪 90 年代新兴市场金融危机的重要教训(李雪松和罗朝阳, 2019)。即使此后新兴经济体大力发展本币主权债券市场, 但是由于境外投资者占比大, 且境外投资者普遍以发达经济体货币评估损益, 汇率波动反而放大了投资组合的资本流动, 货币错配困境犹存(Hofmann et al., 2020)。

汇率影响新兴经济体金融稳定的另一个重要原因是顺周期羊群效应, 即市场情绪的顺周期波动以及“追涨杀跌”(王晋斌和刘璐, 2021), 其出现的主要原因是市场参与者认为未来资产价格会延续过去表现(Moosa & Shamsuddin, 2009)。本币升值时, 市场会预期继续升值, 进而增强市场主体结汇意愿, 加剧本币升值; 本币贬值时, 贬值预期叠加恐慌性购汇会加剧本币贬值(陈卫东和王有鑫, 2017)。这意味着汇率更易超调, 并通过贸易和资产负债表渠道冲击国内企业(田巍和余淼杰, 2017), 或通过心理渠道引发资产价格联动, 加剧金融不稳定(张明和刘瑶, 2021)。

二、两次美联储“放水”的中国外汇政策应对

(一) 2008 年全球金融危机后的外汇政策应对

1. 政策背景

为应对次贷危机冲击, 美联储自 2007 年 9 月起连续 10 次降息, 累计降息 500bp, 2008 年底联邦基金利率目标区间降至 0~0.25%, 随后又于 2008 年 11 月、2010 年 11 月、2012 年 9 月启动三轮量化宽松(QE)。2013 年 5 月, 时任美联储主席伯南克宣布年底退出 QE, 并先后于 2014 年 1 月缩减购债规模, 2015 年 12 月启动加息, 2017 年 10 月启动缩表。期间, 美联储资产负债表规模剧增, 全球美元流动性泛滥。

2. 应对过程

2008 年全球金融危机对中国经济冲击影响严重, 资本项目转为逆差。为此, 中国政府主动收窄人民币汇率波幅, 直至 2010 年 6 月重启汇改, 增加人民币汇率弹性。随着各国集体刺激经济, 危机影响快速消

退，中国经济快速反弹，国际资本回流中国。重启汇改后，人民币汇率延续升值。但是，考虑到升值过快可能会打击中国出口，影响就业和社会稳定，中国选择以数量出清代替价格出清。

2010—2014 年，政府出台多项“控流入”“扩流出”政策（见表 1）。但由于资本流入与利用外资和出口贸易相关性较强，在“宽进严出”的资本管制格局下，“控流入”投鼠忌器，“扩流出”犹犹豫豫（管涛，2021）。为避免人民币过快升值，央行被迫买入外汇，导致外汇储备余额大增。

表 1 中国应对 2008 年全球金融危机外汇政策梳理

政策工具		主要内容
汇率政策		2008 年 9 月，中国政府强调信心比黄金重要，主动收窄人民币兑美元汇率波幅至 6.80～6.84 比 1。 2010 年 6 月 19 日，央行宣布重启汇改，人民币开始小幅渐进升值。
外汇干预		2014 年 6 月末，中国外汇储备余额接近 4 万亿美元，较 2008 年底增加了 2 万亿美元，其中交易引起的外汇储备资产累计增加 1.9 万亿美元（主要包括外汇市场干预和外汇储备投资收益）。
资本管制	控流入	2010 年 11 月，外汇局通知要求，对银行按照收付实现制原则计算的头寸余额实行下限管理（调控远期结汇）；严格金融机构短期外债指标和对外担保余额管理，加强对外商投资企业境外投资者出资的管理，加强境外上市募集资金调回结汇的真实性审核等。 2011 年 3 月，外汇局通知要求，进一步调整收付实现制头寸余额为负数的银行下限，调减境内机构、银行短期外债指标规模等。 2013 年 5 月，外汇局通知要求，将商业银行的外汇贷存比与银行结售汇综合头寸下限挂钩，以抑制外汇贷款过快增长。 2013 年 12 月，外汇局通知要求，强化银行对贸易融资真实性的内控督导，加大对违规银行和企业惩罚力度。
	扩流出	2010 年 10 月，外汇局开展出口收入存放境外政策试点，次年 1 月 1 日起在全国推广。 2012 年 6 月，发改委等 13 部门联合发文，提出鼓励和引导民营企业开展境外投资的 18 条措施。 2013 年 10 月，外汇局在上海推出合格境内有限合伙（QDLP）试点。 2014 年 9 月，商务部发布新修订的《境外投资管理办法》，提升境外投资便利化水平。 2014 年 11 月，央行推出人民币合格境内机构投资者（RQDII）制度。 2014 年 12 月，外汇局在深圳推出合格境内投资企业（QDIE）试点。

资料来源：中国政府网，中国人民银行，国家外汇管理局

3. 政策效果

上述政策一定程度上减缓了人民币过快升值对实体经济的冲击，但负面影响不容忽视。

第一，外汇干预降低货币政策独立性。央行持续大规模的外汇市场干预拉升外汇占款，为缓解信贷膨胀和资产泡沫风险，央行进行大规模冲销干预。不过，这并未充分对冲央行资产负债表扩张影响，外汇占款一度超过央行总资产的 80%。

第二，人民币升值预期吸引资本持续流入。2005 年汇改后，人民币渐进升值。由于价格未及时出清，市场存在较强的人民币升值预期。这促使国内企业积极开展“资产本币化、负债外币化”操作，吸引大量外资流入中国。2015 年 6 月底，中国民间部门对外净负债升至 2.4 万亿美元，且市场主体对于多数货币错配未对冲汇率风险。

第三，外汇形势逆转触发资本大量流出。2014 年下半年，美联储进一步缩减购债，美元加速升值，中国境内外汇供求转为逆差，人民币汇率收盘价相对于中间价自年底转为贬值。2015 年“8·11”汇改后，中国遭遇“资本外流-储备下降-汇率贬值”的高强度资本流动冲击。到 2016 年底，人民币汇率距“破 7”仅一步之遥，外汇储备余额也将跌破 3 万亿美元。直至 2017 年 5 月底引入逆周期因子，汇率止跌反弹，冲击才

逐渐平息（管涛，2017）。

（二）2020 年初新冠疫情暴发后的外汇政策应对

1. 政策背景

2020 年初，为降低疫情影响，缓解流动性紧张压力，美联储自 3 月份出台一系列刺激政策。3 月 3 日、15 日，美联储两次紧急降息，利率目标区间再次触及零下限，为此美联储启动“无限量宽”，宽松力度史无前例。随着国内通胀“爆表”，美联储于 2021 年 11 月启动缩减购债，次年 3 月启动加息，6 月启动缩表。此次美联储刺激力度明显强于 2008 年，呈现“快进快出”特征。

2. 应对过程

2020 年以来，中国将价格出清放在首位，数量出清仅为辅助，人民币汇率由此“大开大合”：2020 年 5 月末中间价最低跌至 7.1316；此后受境内外汇供求关系影响，叠加经济复苏快、中美利差大、美元走势弱等利好，中间价最高升至 2022 年 3 月初的 6.3014。在数量出清措施中，央行基本退出外汇市场常态干预，宏观审慎措施成为资本流动管理的重要工具（见表 2）。

表 2 2020 年以来中国外汇政策梳理

政策工具		主要内容
汇率政策		2020 年 10 月，外汇交易中心公告，近期部分人民币对美元中间价报价行基于自身对经济基本面和市场情况的判断，陆续主动将人民币对美元中间价报价模型中的“逆周期因子”淡出使用。
外汇干预		2017 年以来，央行基本退出外汇市场常态干预，外汇占款月度变化幅度基本围绕零波动。
资本管制	控流入	2020 年 12 月，央行将金融机构跨境融资宏观审慎调节参数由 1.25 降至 1。 2021 年 1 月，央行将企业跨境融资宏观审慎调节参数由 1.25 降至 1。 2021 年 5 月，央行将金融机构外汇存款准备金率由 5% 提高至 7%，12 月由 7% 提高至 9%。
	扩流出	2020 年 9 月至 2021 年 12 月，外汇局累计新批 QDII 额度 535 亿美元。 2020 年 10 月，将远期购汇的外汇风险准备金率降至 0。 2021 年 1 月，将境内企业境外放款宏观审慎调节系数由 0.3 上调至 0.5。 2021 年 9 月，正式开通债券通的南向通业务。

资料来源：中国政府网，中国人民银行，国家外汇管理局

3. 政策效果

本轮人民币大幅升值虽然使出口货物并结汇的企业遭受汇兑损失，但也及时释放升值压力和预期，民间部门对外净负债规模及其占年化名义 GDP 比重均显著低于 2015 年 6 月末（“8·11”汇改前夕）水平，货币错配程度减轻。这正是 2022 年境内外汇形势逆转，却没有引发市场恐慌，境内外汇供求基本顺差的微观基础。面对内外部超预期冲击，中国坚持发挥汇率促进国际收支平衡和宏观经济稳定的“自动稳定器”作用，汇率迅速回调，弹性明显增强。除了重启部分宏观审慎措施外，政府部门并没有引入新的限制资本流出政策，反而加快境内债券市场开放。此外，民间二级外汇储备也为中国抵御跨境资本流动和汇率波动冲击提供重要保护。

（三）两次外汇政策的对比

中国两次应对美联储“放水”的外汇政策手段和效果不同，前者为数量出清，增加外汇储备缓解人民币升值压力，出台多项“控流入”“扩流出”政策应对，虽然减缓了人民币过快升值冲击，但不利于货币政策独立性，跨境资本亦大进大出；而后者以价格出清为主、数量出清为辅，即使人民币大幅升值冲击出口部门，但是民间部门未积累大规模货币错配，中国对外金融韧性好于 2015 年汇改时期。

为进一步理解中国应对 2020 年美联储量化宽松实施和退出的外汇政策变化逻辑，需要厘清人民币汇率与国内物价稳定和金融稳定的关系，本文接下来将对此进行实证检验。

三、实证检验：人民币汇率与物价稳定

（一）模型构建与样本选择

基于前述分析，本文将人民币汇率对物价稳定的影响细分为对进口商品价格和居民消费价格的影响。借鉴 Forbes et al.（2018），选取基于新凯恩斯主义菲利普斯曲线的系统 GMM 模型⁴，形式如下：

$$dlnIMP_t = \lambda_t + \alpha dlnIMP_{t-1} + \sum_{i=0}^T \beta_i dln E_{t-i} + \psi dln C_t + \phi GAP_t + \varepsilon_t \tag{1}$$

$$\pi_t = \lambda_t + \rho \pi_{t+1}^e + \alpha \pi_{t-1} + \sum_{i=0}^T \beta_i dln E_{t-i} + \delta dln IMP_t + \phi GAP_t + \varepsilon_t \tag{2}$$

式（1）中，因变量为以人民币计价的进口价格指数（dlnIMPt）；核心自变量为包含不同滞后期的人民币汇率指数（dlnEt-i），为研究汇率传递的年度效应（12 个月），令 T=11⁵。控制变量为进口商品的边际成本（dlnCt）和产出缺口（GAPt）（Cheikh & Louhich, 2016）。其中，dlnCt 基于 18 个中国主要进口经济体⁶的生产价格指数（PPI），再以各自进口金额占比为权重，通过加权平均得到；GAPt 则是先通过 HP 滤波处理得到潜在产出（刘金全和张小宇，2012），并通过下式计算得到。

$$\text{产出缺口} = (\text{实际产出} - \text{潜在产出}) / \text{实际产出} \times 100\% \tag{3}$$

考虑到数据可得性，本文用剔除 PPI 和季节因素的工业增加值代表实际产出。工具变量为滞后一期因变量 dlnIMPt-1。

式（2）中，因变量为通货膨胀率（ π_t ），核心自变量为人民币汇率指数（ $\ln E_t$ ），控制变量选取 dlnIMPt 和 GAPt（Anh et al.,2021），工具变量为滞后一期通胀率（ π_{t-1} ），为满足附加预期菲利普斯曲线范式还引入通胀预期（ π_{t+1}^e ）。 π_t 基于消费价格指数（CPI）增速衡量， π_{t+1}^e 基于中国人民银行城镇储户问卷调查报告数据，运用 Carlson-Parkin 概率测算法衡量（洪智武和牛霖琳，2020）。使用 2005 年 7 月（汇改当月）至 2022 年 12 月的月度数据，基本信息如表 3 所示。

表 3 变量基本信息

变量符号	单位	变量描述	数据来源
dlnIMPt	%	人民币计价的进口价格变化率	国家统计局
π_t	%	国内通货膨胀率	国家统计局
π_t^e	%	国内通货膨胀预期	人民银行
dlnEt	%	人民币名义有效汇率变化率	BIS
dlnCt	%	中国进口成本变化率	IMF、Wind 数据库、CEIC 数据库 作者计算
GAPt	%	国内产出缺口	国家统计局 作者计算

⁴ 样本数据虽然不包含个体效应，但是模型参数满足相关矩条件，仍可使用 GMM 模型分析，参见 Mátyás（1999）。
⁵ 鉴于中国进口来源地的多元化，本文第二部分所用人民币汇率是指人民币对主要贸易伙伴货币的多边汇率。本部分使用的人民币汇率指数是 BIS 编制的人民币名义有效汇率指数（NEER）。
⁶ 包括美国、欧元区、日本、英国、加拿大、丹麦、匈牙利、韩国、马来西亚、墨西哥、挪威、波兰、俄罗斯、南非、瑞典、瑞士、泰国、土耳其。

（二）实证结果分析

式（1）和式（2）回归结果见表 4 和表 5，其中，人民币汇率对进口价格和通胀的传递系数（ERPT）

分为短期、1 年期和长期： $ERPT_{SR} = \beta_0$ 、 $ERPT_{year} = \sum_{t=0}^{11} \beta_t$ 和 $ERPT_{LR} = \sum_{t=0}^{11} \beta_t / (1 - \alpha)$ 。

表 4 人民币汇率对中国进口价格的影响

因变量：dlnIMP _t					
指标性质	指标描述	方程 1-1	方程 1-2	方程 1-3	方程 1-4
汇率传递系数	$ERPT_{SR}$	-0.446*** (0.123)	-0.323*** (0.096)	-0.447*** (0.157)	-0.330*** (0.101)
	$ERPT_{year}$	-1.587*** (0.257)	-1.362*** (0.261)	-1.589*** (0.253)	-1.356*** (0.228)
	$ERPT_{LR}$	-1.480*** (0.196)	-1.190*** (0.147)	-1.480*** (0.201)	-1.182*** (0.159)
控制变量	dlnC _t	—	控制	—	控制
	GAP _t	—	—	控制	控制
	时间效应	控制	控制	控制	控制
工具变量	滞后 1 期因变量	控制	控制	控制	控制
过度识别约束检验	Hansen 检验 P 值	1	0.977	1	0.828
自相关检验	AR(1)检验 P 值	0.702	0.699	0.694	0.369
	AR(2)检验 P 值	0.829	0.909	0.833	0.934

注：过度识别约束检验和自相关检验显示，工具变量有效且不存在序列相关，下同；（）内为标准差，下同；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著，下同。

表 5 人民币汇率对中国通货膨胀的影响

因变量： π_t					
指标性质	指标描述	方程 2-1	方程 2-2	方程 2-3	方程 2-4
汇率传递系数	$ERPT_{SR}$	-0.074 (0.204)	-0.023 (0.064)	-0.026 (0.055)	-0.026 (0.078)
	$ERPT_{year}$	-0.174** (0.084)	-0.133 (0.100)	-0.139* (0.076)	-0.138 (0.084)
	$ERPT_{LR}$	-0.125 (0.125)	-0.092 (0.106)	-0.096 (0.099)	-0.095 (0.100)
控制变量	dlnIMP _t	—	控制	—	控制
	GAP _t	—	—	控制	控制
	π_t^e	控制	控制	控制	控制
	时间效应	控制	控制	控制	控制
工具变量	滞后 1 期因变量	控制	控制	控制	控制
过度识别约束检验	Hansen 检验 P 值	0.856	1	1	1
自相关检验	AR(1)检验 P 值	0.483	0.114	0.026	0.053
	AR(2)检验 P 值	0.701	0.606	0.449	0.458

如表 4 所示，汇率对中国进口价格传递系数显著为负，年度传递系数最大，说明汇率变动会负向影响

进口价格，时滞约为一年。如表 5 所示，汇率对国内物价的传递系数很小且大多不显著，表明汇率对物价无明显影响，这可能是由于中国居民消费中贸易品占比小⁷，且非贸易品价格的汇率敏感度远不及贸易品（范志勇和向弟海，2006）。

2018 年以来，人民币汇率政策回归中性，不同阶段汇率变动对进口价格和通胀的传递系数可能有差异，为此，本文参考 Jasova et al. (2016)，以 6 年（72 个月）为周期进行滚动回归，结果如图 1、图 2 所示。

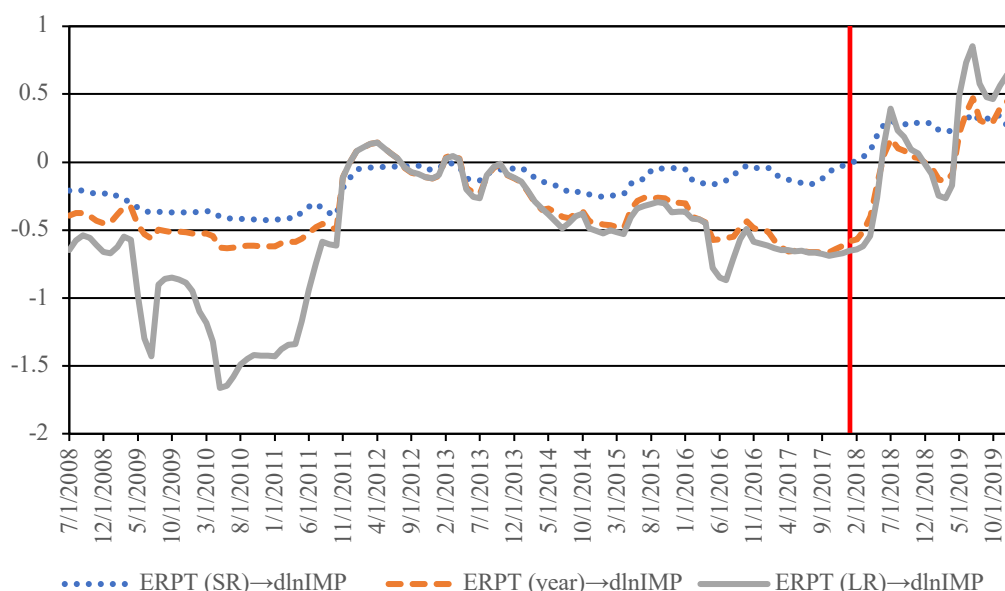


图 1 人民币汇率对中国进口价格影响的 6 年期滚动窗口传递系数序列

注：（1）横轴时点为各滚动窗口时间范围内的中间时刻，下同；（2）红色竖线对应时点为 2018 年 1 月 15 日，大致对应汇率政策回归中性的临界点，下同；（3）绝大多数滚动窗口模型通过了过度识别检验和自相关检验，且传递系数均显著，下同。

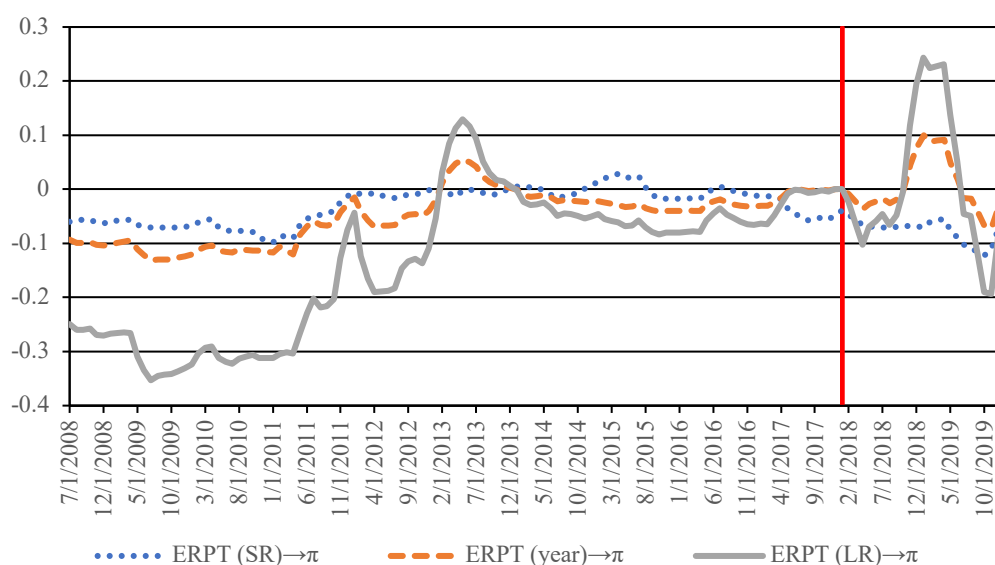


图 2 人民币汇率对中国通货膨胀影响的 6 年期滚动窗口传递系数序列

⁷ 商务部数据显示，2022 年中国消费品进口额 1.93 万亿元；国家统计局数据显示，2022 年中国社会消费品零售总额 43.97 万亿元。

从结果看，人民币汇率对中国进口价格的传递效应明显大于对国内物价水平的传递效应，且随着时间的推移，汇率对进口价格的负向影响效应趋于减弱，尤其是 2018 年以后，负向效应减弱幅度快速增加。此外，即使人民币对国内物价水平的传递效应不显著，影响程度也随时间快速衰减。总体看，2018 年以来，人民币汇率波动对物价稳定的影响程度迅速减小。

（三）机制分析：人民币汇率传递系数衰减的原因

人民币对进口价格传递效应衰减可能源于以下方面：贸易开放度、经常项下人民币国际化和国内物价水平。其中，贸易开放度增加带来进口贸易占全球比重增加，国外出口商竞争加剧，汇率波动时出口商维持价格稳定动机加强，削弱汇率传递效应（Ozkan & Erden, 2015；Phuc & Duc, 2021）；经常项下人民币国际化扩大跨境贸易人民币结算规模，汇率波动风险更多由国外出口商承担，削弱汇率传递效应（凌丹等，2022）；国内物价水平下降时，国外出口商将汇率波动成本转嫁给国内的动机降低，削弱汇率传递效应（Gopinath et al., 2010）。

为检验上述机制，在式（1）中引入交互项，得到如下回归方程：

$$d\ln IMP_t = \lambda_t + \alpha d\ln IMP_{t-1} + \sum_{i=0}^T \beta_i d\ln E_{t-i} + \sum_{j=0}^T \mu_j TR_t \times (d\ln E_{t-j}) + \delta TR_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$d\ln IMP_t = \lambda_t + \alpha d\ln IMP_{t-1} + \sum_{i=0}^T \beta_i d\ln E_{t-i} + \sum_{j=0}^T \mu_j RMB_t \times (d\ln E_{t-j}) + \delta RMB_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$d\ln IMP_t = \lambda_t + \alpha d\ln IMP_{t-1} + \sum_{i=0}^T \beta_i d\ln E_{t-i} + \sum_{j=0}^T \mu_j \pi_t \times (d\ln E_{t-j}) + \delta \pi_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中， TR_t 表示中国进口规模全球占比（%），衡量贸易开放度； RMB_t 表示跨境贸易人民币结算金额

与中国进出口总额之比（%），衡量经常项下人民币国际化程度； π_t 为通货膨胀率（%），衡量国内物价水平。式（4）—式（6）的回归结果如表 6 列（1）—列（3）所示，使用式（1）作为对照组。

表 6 人民币汇率对中国进口价格的影响机制

因变量：dlnIMP _t					
指标性质	指标描述	实验组：方程 2-1 (X _t =TR _t)	实验组：方程 2-2 (X _t =RMB _t)	实验组：方程 2-3 (X _t =π _t)	对照组： 方程 1-1
基于核心 自变量的 合成指标	ERPT _{SR}	-0.125** (0.055)	-0.094* (0.052)	-0.432*** (0.082)	-0.446*** (0.123)
	ERPT _{year}	-0.060*** (0.020)	-0.708* (0.420)	-1.503*** (0.263)	-1.587*** (0.257)
	ERPT _{LR}	-0.061*** (0.021)	-0.458* (0.272)	-1.462*** (0.278)	-1.480*** (0.196)
新引入变 量及其交 互项	X _t	-0.129 (0.214)	0.037 (0.029)	0.385 (0.534)	—
	X _t ×dlnE _{t-j} (j=0,...,11)	省略	省略	省略	—
控制变量	dlnC _t	—	—	—	—
	GAP _t	—	—	—	—
	时间效应	控制	控制	控制	控制
工具变量	滞后 1 期因变量	控制	控制	控制	控制
过度识别	Hansen 检验 P 值	1	1	1	0.828

约束检验					
自相关检	AR(1)检验 P 值	0.622	0.569	0.709	0.369
验	AR(2)检验 P 值	0.903	0.448	0.869	0.934

注：篇幅所限，交互项系数未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

回归结果表明，引入 TR_t 和 RMB_t 后，人民币汇率传递系数均大幅减小，说明贸易开放度的提升与经常

项下人民币国际化的推进是削弱人民币汇率波动对国内进口价格的影响的重要原因；引入 π_t 后，传递系数变化不大，可能是因为物价影响国内货币政策取向，进而影响人民币汇率，削弱其传递效应。

（四）稳健性检验⁸

稳健性检验包括：第一，去掉式（2）中的通胀预期变量；第二，系统 GMM 模型换成差分 GMM 模型；第三，将 6 年滚动窗口换为 5 年、7 年、8 年。结果表明，前两个维度的实证结果变化不大，第三个维度中，变换滚动窗口时，人民币汇率传递系数随时间变化趋势基本不变，模型稳健性良好。

四、实证检验：人民币汇率与金融稳定

（一）构建中国外汇市场压力指数

影响金融稳定的汇率指标既可能表现为汇率变化，又可能表现数量型外汇政策工具变化。为此，本文构建中国外汇市场压力指数，将人民币汇率升贬值压力显性化。

Eichengreen et al.（1996）将外汇市场压力指数定义为汇率、利率和外汇储备变化率的加权平均值，国内相关研究用即期汇率较均衡汇率的偏离衡量外汇市场压力（金中夏和陈浩，2012）。考虑到均衡汇率测度偏误大、市场化利率数据难获取，本文参考严宝玉（2018），构建中国外汇市场压力指数：

$$EMP = \frac{1}{\sigma_e} \left(\frac{e_t - e_{t-1}}{e_{t-1}} \right) + \frac{1}{\sigma_R} \left(\frac{R_t - R_{t-1}}{R_t} \right)$$

其中， e 代表人民币兑美元汇率， R 代表外汇占款， σ_e 、 σ_R 分别代表 2005 年 7 月—2022 年 9 月人民币汇率、外汇占款百分比变化标准差⁹。为防止波动性大的变量主导走势，用标准差的倒数作为权重。

外汇市场风险状况用指数标准差较均值（ μ ）的偏离情况判定，偏离大于 $\mu \pm 2\sigma$ 甚至 $\mu \pm 3\sigma$ 表明人民币升贬值压力大。“8·11”汇改前，人民币以升值压力为主（见图 3），压力主要靠增加外汇占款吸收。2015 年 8 月至 2016 年年末，贬值压力加强，汇率变动、外汇占款吸收效应并存。此后，央行基本退出常态干预，汇率变动成为吸收外汇市场压力的主要方式。

⁸ 文章篇幅有限，稳健性检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

⁹ 中国外汇储备受汇率、资产价格变动等估值因素影响显著，故采用外汇占款而非外汇储备。

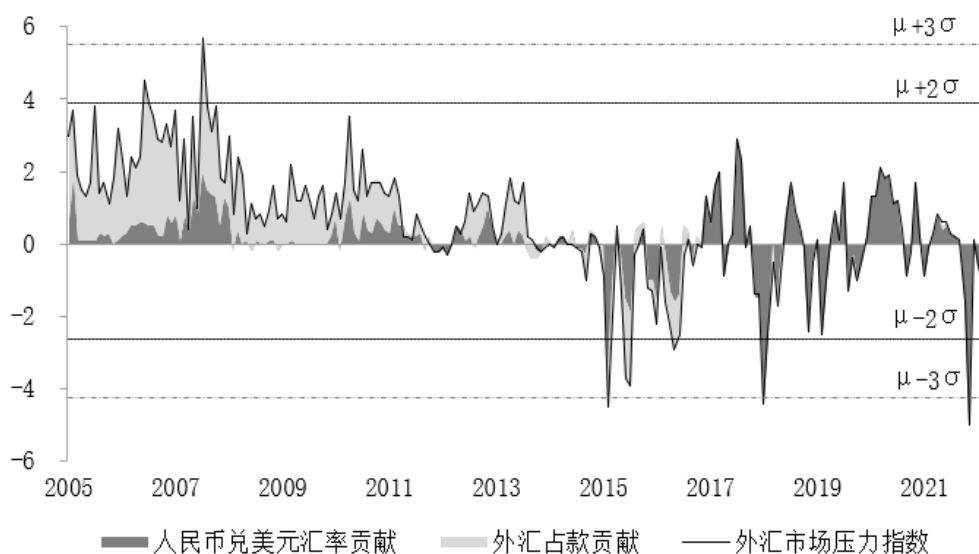


图 3 中国外汇市场压力指数及其构成情况

资料来源：Wind 数据库

（二）金融稳定指标与中国外汇市场压力指数

根据前述人民币汇率对金融稳定的影响机制，选择五类指标来反映外汇市场压力，包括跨境资本流动、货币错配程度、市场主体结售汇意愿、汇率预期、市场恐慌程度月度指标（见表 7）。其中，短期资本流动一般用外汇占款增量与货物贸易顺差、实际利用 FDI 差额衡量（张明，2011）。考虑到央行退出外汇市场常态干预后，外汇占款不再体现商业银行国外资产对境内的外汇供求缺口调节，因此参考张明和谭小芬（2013），引入商业银行国外资产增量。

表 7 主要指标情况说明

指标分类	指标介绍	数据来源
跨境资本流动	银行代客涉外收付款差额	外汇局，Wind
	银行代客结售汇差额	外汇局，Wind
	短期资本流动净额=央行外汇占款增量+商业银行国外资产增量-货物贸易顺差-实际利用 FDI 规模	人民银行，海关总署，商务部，Wind
货币错配	金融机构外汇贷款/金融机构外汇存款	人民银行，Wind
市场结售汇意愿	收汇结汇率=银行代客结汇/涉外外币收入	外汇局，Wind
	付汇购汇率=银行代客售汇/涉外外币支出	
人民币汇率预期	1 年期 NDF 隐含的人民币汇率预期=中间价/（1 年期 NDF-（1 年期远掉期/10000））-1	Wind
市场恐慌	中国 A 股隐含波动率指数 CIMV	鑫苑房地产金融科技研究中心

注：1 年期远掉期=（买入价+卖出价）/2，若内地、香港市场仅一个开市，则沿用闭市市场上一交易日的价格；负值代表贬值预期，正值代表升值预期。

接下来，观察中国外汇市场压力指数较样本期间均值的偏离情况，以及各项指标的关系在 2018 年前后的变化（见图 4）。2018 年之前，各项指标跟随外汇市场压力指数呈现出较为明显的规律性变化。人民币升值压力越大，跨境资本流入越多，外汇贷存比越高，市场主体结汇意愿强而购汇意愿弱，并且存在较强的汇率升值预期。反之，人民币贬值压力越大，跨境资本流出越多，外汇贷存比降低，市场主体结汇意愿减弱、购汇意愿增强，汇率预期转为偏贬值方向，市场恐慌程度加深。

2018 年之后，以上指标波动性大幅收敛，汇率对国内金融稳定的影响大幅减小。具体地，银行代客涉

外收付款、结售汇基本顺差；短期资本基本逆差，但其规模未随外汇市场压力同向变化，主要反映央行退出外汇市场常态干预；外汇贷存比稳定在 1 附近，明显低于 2018 年之前；市场主体结售汇意愿基本稳定，未出现顺周期羊群效应；汇率预期偏贬值，但最强贬值预期仅约 2% 且只有一次；市场情绪稳定，人民币贬值压力增大未导致恐慌加剧，市场对汇率波动的适应性增强。

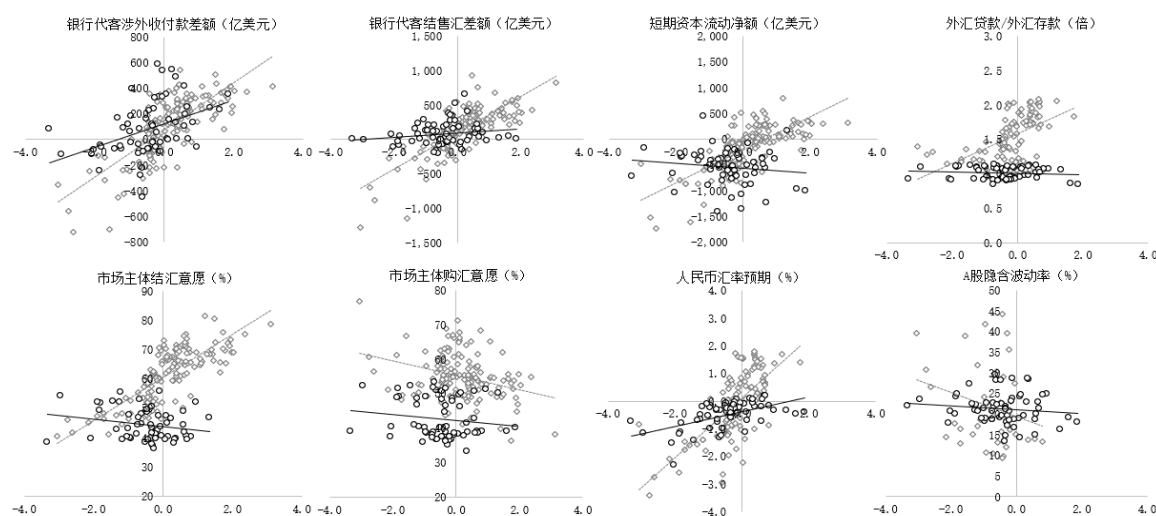


图 4 外汇市场压力指数与主要指标变化情况

资料来源：Wind 数据库

注：横轴为外汇市场压力指数较均值偏离情况，即 $(EMP - \mu) / \sigma$ ；图中灰色菱形散点图为 2005 年 7 月—2017 年 12 月数据，黑色圆形散点图为 2018 年 1 月—2023 年 2 月数据。

五、主要结论及政策建议

本文通过定性分析与实证检验得到以下研究结论。第一，对于美联储的两轮量化宽松政策，中国的外汇政策应对有明显差别。应对 2008 年美联储量化宽松政策主要采用数量出清手段；应对 2020 年美联储量化宽松政策以价格出清为主、数量出清为辅。相比之下，后者经受住了人民币汇率大起大落的考验，彰显了更强的对外金融韧性和人民币汇率灵活性。第二，从人民币汇率对物价稳定的影响来看，实证结果表明，人民币汇率指数对中国进口价格的传递系数显著为负，对国内物价水平的传递系数很小且不显著。此外，2018 年以来，汇率对进口价格的传递效应大幅减弱，这要归功于中国贸易开放度的提升以及经常项下人民币国际化的推进。第三，从人民币汇率对金融稳定的影响来看，2018 年之前，跨境资本流动、外汇贷存比、市场结售汇意愿、人民币汇率预期随外汇市场压力指数呈规律性变化；2018 年以后，这些指标未呈现规律性变化。人民币汇率对物价稳定和金融稳定的影响趋弱，未对国内货币政策形成掣肘。

以上结论表明，进一步降低人民币汇率对物价稳定和金融稳定的影响，对中国外汇政策的演进至关重要，由此提出如下政策建议。首先，可以考虑通过人民币国际化减轻人民币汇率波动对国内物价稳定的影响，具体要坚持市场驱动和企业自主选择，提升人民币在跨境贸易与投资中的便利性，增强人民币的贸易计价功能，平抑汇率波动对贸易品价格乃至国内物价的影响。其次，可以通过加强经济金融指标监测进一步减轻人民币汇率波动对国内金融稳定的影响，具体要在情景分析、压力测试基础上拟定汇率大幅异常波动应对预案，充实外汇政策工具箱，完善宏观审慎和微观监管，防止外汇市场压力过度积累，更好统筹发展和安全。最后，要从人民币汇率自身出发，继续深化汇率市场化改革，增加汇率弹性，保持汇率在合理均衡水平上基本稳定，进一步发挥汇率吸收内外部冲击的减震器作用，持续破解金融开放条件下适宜的外汇制度选择的难题。

【参考文献】

- [1] 曹伟,申宇.人民币汇率传递、行业进口价格与通货膨胀:1996~2011[J].金融研究,2013(10):68-80
- [2] 陈卫东,王有鑫.跨境资本流动监测预警体系的构建和应用[J].国际金融研究,2017(12):65-74
- [3] 陈雨露.四十年来中央银行的研究进展及中国的实践[J].金融研究,2019,464(2):1-19
- [4] 程立燕,李金凯.国际资本异常流动对经济增长具有非线性效应吗?——基于汇率制度和金融市场发展视角[J].国际金融研究,2020(4):43-53
- [5] 范志勇,向弟海.汇率和国际市场价格冲击对国内价格波动的影响[J].金融研究,2006,2:36-43
- [6] 高伟刚,盛斌.人民币汇率变动对中国贸易价格的影响研究[J].世界经济研究,2016(9):73-85+96+136
- [7] 管涛.汇率的本质[M].中信出版社,2016
- [8] 管涛.汇率选择“中间解”的中国样本[J].国际金融研究,2017(12):75-82
- [9] 管涛.人民币升值、“热钱”与消失的顺差——兼辨析三套数据背后的差异[J].国际经济评论,2021(3):62-80
- [10] 洪智武,牛霖琳.中国通货膨胀预期及其影响因素分析——基于混频无套利 Nelson-Siegel 利率期限结构扩展模型[J].金融研究,2020(12):95-113
- [11] 金中夏,陈浩.利率平价理论在中国的实现形式[J].金融研究,2012(7):63-74
- [12] 李雪松,罗朝阳.金融周期,美联储加息与金融危机[J].财贸经济,2019,40(10):66-80
- [13] 凌丹,刘悦,刘慧岭.国际经济秩序演化与中国制造业产业链重构研究[J].经济学家,2022,1(8):119-128
- [14] 刘金全,张小宇.时变参数“泰勒规则”在我国货币政策操作中的实证研究[J].管理世界,2012(7):20-28
- [15] 芦东,刘家琳,周行.浮动汇率制能有效降低跨境资本流动波动吗?[J].国际金融研究,2021(11):43-54
- [16] 施建淮,傅雄广,许伟.人民币汇率变动对我国价格水平的传递[J].经济研究,2008(7):52-64
- [17] 田巍,余淼杰.汇率变化,贸易服务与中国企业对外直接投资[J].世界经济,2017,11:23-46
- [18] 王晋斌,李南.中国汇率传递效应的实证分析[J].经济研究,2009(4):17-27+140
- [19] 王晋斌,刘璐.全球资本流动周期与全要素生产率的关系研究[J].国际贸易问题,2021(05):161-174
- [20] 王学凯.全球主权债务风险:表现形式,风险度量与传导机制[J].经济学家,2022,2(1):56-65
- [21] 许雪晨,田侃,倪红福.汇率传递效应研究:基于全球价值链的视角[J].财贸经济,2021,42(03):128-144
- [22] 严宝玉.我国跨境资金流动的顺周期性、预警指标和逆周期管理[J].金融研究,2018(6):22-39
- [23] 杨农.全球资本流动逆转:新兴市场经济体如何应对?[J].国际经济评论,2014(03):111-120+7
- [24] 张明,刘瑶.经常账户恶化是否会加大国内资产价格波动?——基于 G20 数据的作用机制及时变效应研究[J].国际金融研究,2021(05):34-43
- [25] 张明,谭小芬.中国短期资本流动的主要驱动因素:2000-2012[J].世界经济,2013(11):93-116
- [26] 张明.中国面临的短期国际资本流动:不同方法与口径的规模测算[J].世界经济,2011(2):39-56
- [27] 张兴华,罗彪.人民币汇率对物价的不完全传导[J].系统工程理论与实践,2017(10):2512-2526
- [28] 钟红,刘家琳.债务型资本流动对主权债务违约风险影响研究[J].国际金融研究,2021(04):43-56
- [29] Anh V T, Quan L T T, Phuc N V, Chi H M, Duc V H. Exchange rate pass-through in ASEAN countries: an application of the SVAR model[J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2021, 57(1): 21-34
- [30] Cheikh N B, Louhichi W. Revisiting the role of inflation environment in exchange rate pass-through: A panel threshold approach[J]. Economic Modelling, 2016, 52: 233-238
- [31] Cheikh N B, Zaied Y B, Ameer H B. Recent developments in exchange rate pass-through: What have we learned from uncertain times?[J]. Journal of International Money and Finance, 2023, 131: 102805
- [32] Eichengreen B, Hausmann R, Panizza U. Currency mismatches, debt intolerance, and the original sin: Why they are not the

same and why it matters[J]. NBER Working Paper No. 10036, 2003

[33] Eichengreen B, Rose A K, Wyplosz C. Contagious currency crises[J]. Center for Economic Policy Research (London) Discussion Paper (No.1453), 1996

[34] Forbes K, Hjortsoe I, Nenova T. The shocks matter: improving our estimates of exchange rate pass-through[J]. Journal of international economics, 2018, 114: 255-275

[35] Goldstein M, Turner P. Controlling currency mismatches in emerging markets[M]. Columbia University Press, 2004

[36] Gopinath G, Itskhoki O, Rigobon R. Currency choice and exchange rate pass-through[J]. American Economic Review, 2010, 100 (1): 304-336

[37] Ha J, Stocker M M, Yilmazkuday H. Inflation and exchange rate pass-through[J]. Journal of International Money and Finance, 2020, 105: 102187

[38] Hofmann B, Shim I, Shin H S. Emerging market economy exchange rates and local currency bond markets amid the Covid-19 pandemic[J]. BIS Bulletin 5, 2020

[39] Jasova M, Moessner R, Takáts E. Exchange rate pass-through: What has changed since the crisis? [J]. BIS Working Papers No. 583, 2016

[40] Korhonen M, Vilmi L. Competition and exchange rate pass-through[J]. International Economics Letters, 2014, 1 (3): 7-15

[41] Lu T, Zhi X. How Big is China's Capital Flight[R]. China Macro Watch, Bank of America and Merrill Lynch, 2012

[42] Mátyás L. Generalized method of moments estimation[M]. Cambridge University Press, 1999

[43] Menon J. Exchange rate pass-through[J]. Journal of Economic Surveys, 1995, 9 (2): 197-231

[44] Moosa I A, Shamsuddin A. Expectation formation mechanisms, profitability of foreign exchange trading and exchange rate volatility[J]. Applied Economics, 2004, 36 (14): 1599-1606

[45] Phuc N V, Duc V H. Macroeconomics determinants of exchange rate pass-through: new evidence from the Asia-Pacific region[J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2021, 57 (1): 5-20

央行数字货币与商业银行

——兼论央行数字货币与金融脱媒风险

贾鹏飞¹

【摘要】随着数字经济蓬勃发展和私人加密货币广泛兴起，央行数字货币备受关注。本文通过构建新货币主义模型研究央行数字货币对金融体系、支付系统以及经济产出的影响，重点关注央行数字货币是否引发金融脱媒问题。研究发现，央行数字货币的引入将规范商业银行的存款行为，迫使银行增加存款利率，使得银行吸收更多存款；在存款准备金约束下，更多的存款意味着更多的银行贷款和信用创造。机制分析表明，由于商业银行具有垄断权力，银行将通过降低贷款利率以匹配更高的贷款需求；存款利率的增加以及贷款利率的减小将挤压银行利润；贷款利率的减小也意味着厂商面临更低的借贷成本，这将鼓励厂商投资进而增加产出。进一步分析表明，央行数字货币的引入可增加流动性。在存在流动性约束的环境下，流动性资产的增加将放松消费者约束，进而鼓励消费者交易更多的商品并提高支付效率，这同时也促进了生产端活动，增加产出。最后，本文认为央行数字货币的发行与使用可对金融体系、支付系统以及经济产出产生正面影响，并且不会导致金融脱媒。

【关键词】央行数字货币 商业银行 垄断权力 宏观经济 新货币主义模型

引言

央行数字货币（Central Bank Digital Currency, CBDC）是法定货币在数字经济时代的必然结果。近年来，在私人数字货币热潮和数字技术不断发展的推动下，央行数字货币受到政策界和学界的广泛关注。此外，传统现金的诸多弊端（如用于非法交易和避税）和各国“去现金化”进程的逐步推进也迫使中央银行考虑发行新的法定货币（Rogoff, 2016）。2018 年，国际清算银行（Bank for International Settlements, BIS）调查全球 63 个国家和地区（约占全球 80% 的人口）的中央银行有关其研究和发行央行数字货币的情况（Barontini 和 Holden, 2019）。调查结果表明，绝大多数中央银行（包括美联储、欧洲央行、英格兰银行、加拿大银行、日本银行、中国人民银行）正在积极研究央行数字货币的概念、功能及其经济影响。一些中央银行已经开展了央行数字货币的试点工作，如中国人民银行的数字人民币（e-CNY）和瑞典中央银行的 e-Krona。此外，新兴经济体国家显示出更强的动机和更大的可能性去发行和使用央行数字货币。²

中国在央行数字货币的研发和应用上走在国际前列。近年来，中国的数字经济蓬勃发展，数字经济已成为中国经济高质量发展的重要驱动力（毛丰付和张帆，2021；王军等，2021）。与此同时，社会公众对数字支付的需求日益增加。在此背景下，中国人民银行高度关注数字货币发展，并积极开展央行数字货币的研究工作。2014 年，中国人民银行组建数字货币研究团队，开始对央行数字货币的发行框架、关键技术、发行流通环境等方面进行深入研究。2017 年，经国务院批准，中国人民银行组织相关商业银行和金融机构开展数字人民币（e-CNY）的研发工作。2020 年以来，数字人民币陆续在深圳、苏州、“雄安新区”、成都以及冬奥会进行试点测试。2020 年 8 月，商务部印发《全面深化服务贸易创新发展试点总体方案》，明确提出在京津冀、长三角、粤港澳大湾区及中西部具备条件的试点地区开展数字人民币试点。截至 2021 年 6 月 30 日，数字人民币试点场景已超 132 万个，覆盖生活缴费、餐饮服务、交通出行、购物消费、政务服务等领域。开立个人钱包 2087 万余个、对公钱包 351 万余个，累计交易笔数 7075 万余笔、金额约 345

¹ 贾鹏飞，南京大学商学院副教授

² 相较于发达经济体，新兴经济体国家的央行数字货币可能在更大程度上带来支付效率的提升以及金融普惠的增强。

亿元（中国人民银行数字人民币研发工作组，2021）。

根据央行数字货币的功能和使用场景，现有文献主要将 CBDC 分为“类存款”（deposit-like）的 CBDC 和“类现金”（cash-like）的 CBDC 两种。³按照 CBDC 是否支付利息，CBDC 可分为付息的（interest bearing）CBDC 和不付息的（non-interest bearing）CBDC。类存款的 CBDC 是指 CBDC 仅能在银行存款交易的场景使用（如线上交易和大额交易等），这体现了 CBDC 和银行存款的竞争关系。⁴本文研究类存款（deposit-like）的 CBDC，并基于以下几点原因：第一，现有文献多数研究类存款的 CBDC（Andolfatto, 2021；Barrdear 和 Kumhof, 2022；Chiu 等，2023）。本文在此遵循现有文献的研究并与之对比，这将凸显本文的边际贡献；第二，付息的 CBDC 可作为重要的货币政策工具，中央银行可以在央行数字货币上支付利息（甚至负利息，比如 Jia, 2020）以调节经济活动。这也是 CBDC 带来的货币政策创新。类存款的 CBDC 可用于研究此课题（Chiu 等，2023；Keister 和 Sanches, 2023）；⁵第三，更为重要的是，由于类存款的 CBDC 直接与银行存款竞争，研究类存款的 CBDC 可直接分析 CBDC 对金融体系的影响，回答文献中对“金融脱媒”（financial disintermediation）的顾虑，并进而刻画 CBDC 对贷款、投资、产出以及消费等宏观经济变量的影响。

政策制定者和宏观经济学者对央行数字货币的一个重要顾虑为 CBDC 的发行和使用可能使得居民和厂商持有更少的存款货币，这将减少商业银行的贷款规模和货币创造，进而有损投资和产出，即导致金融脱媒（European Central Bank, 2020；中国人民银行数字人民币研发工作组，2021；Federal Reserve, 2022）。对此问题的回答需要构建严格的宏观经济模型并分析 CBDC 对金融体系的影响。部门学者对此进行了探讨，但目前尚无统一的结论。例如，Keister 和 Sanches（2023）在完全竞争（perfect competition）的银行模式下发现 CBDC 的发行会增加商业银行的负债成本、减少银行存款并挤压投资，导致金融脱媒。然而，Chiu 等（2023）发现如果存款市场为寡头市场（oligopoly），CBDC 的引入可能会增加市场的存款利率并增加银行存款，这可以增强银行的金融中介作用并最终增加产出。⁶Brunnermeier 和 Niepelt（2019）认为 CBDC 的发行并不一定会减少银行信用或挤压投资，即 CBDC 的引入不一定会导致金融脱媒。他们建立了 CBDC 和银行存款间的等价条件（equivalent condition），在此条件下，私人部门用 CBDC 替换银行存款的行为并不会影响银行信用创造。他们认为央行数字货币对金融系统和宏观经济的影响效果取决于相应的货币政策。由此可见，现有研究对 CBDC 对金融系统的影响尚无定论，对商业银行组织模式的刻画为核心问题。

央行数字货币是货币金融领域的重要创新，其发行和使用无疑将对宏观经济产生重要且深远的影响。对此相关问题的研究具有重要的政策意义和现实价值。具体地，CBDC 如何影响主要宏观经济变量，如消费、投资和产出？CBDC 是否会挤压银行存款、减少银行贷款，是否会导致金融脱媒？CBDC 如何影响商业银行，如银行的信贷规模、存贷款利率、银行利润？CBDC 如何影响消费者的支付和交易行为？本文将通过构建宏观经济模型对以上问题进行规范分析。由于尚未有主要经济体发行央行数字货币，对 CBDC 相关问题的讨论目前主要停留在理论层面。在学术界，对央行数字货币的分析要求学者建立严格的宏观经济模型。现有文献主要采用三类模型方式：（1）新货币主义模型（New Monetarist Model）（Davoodalhosseini, 2022；Williamson, 2022；Chiu 等，2023；贾鹏飞，2023；Keister 和 Sanches, 2023）；⁷（2）世代交叠模型（Overlapping Generation Model, OLG）（Jia, 2020；Andolfatto, 2021）；（3）新凯恩斯 DSGE 模型（Barrdear 和 Kumhof, 2022；Ferrari 等，2022）。⁸其中，新货币主义模型较多用于研究央行数字货币。这主要基于以

³ 当然，CBDC 可同时具备“类存款”和“类现金”的功能（Keister 和 Sanches, 2023）。“通用的”CBDC 的功能为以上两类功能的总和。为强调重点并简化分析，现有文献的研究通常仅侧重刻画 CBDC 的一种功能：类存款的功能（即强调 CBDC 和存款货币的竞争）或类现金的功能（即强调 CBDC 和现金的竞争）。

⁴ 如上所述，现实中，CBDC 当然也可具有“类现金”的属性，这体现了央行数字货币和现金的竞争关系。对“类现金”的 CBDC 的讨论，可参考 Chiu 和 Davoodalhosseini（2021）、贾鹏飞（2023）。

⁵ 从现实操作层面看，中央银行可以首先发行不付息的 CBDC，如我国现阶段不计息的数字人民币，待 CBDC 相关体系较为成熟后再考虑发行付息的 CBDC（姚前，2018）。

⁶ 值得指出的是，这一结论的得出要求 CBDC 的利率较小。如果 CBDC 的利率不满足这一条件，CBDC 的引入则将增加贷款利率、减小贷款规模，并导致金融脱媒。

⁷ 新货币主义模型可视为第三代的货币搜寻理论，其基准模型建立于 Lagos 和 Wright（2005）。

⁸ 注意到，标准的新凯恩斯 DSGE 模型并不包含货币和商业银行，比如 Woodford（2003）、Galí（2015）。因此，使用 DSGE

下两点原因: 首先, 新货币主义经济学强调货币的微观基础和经济个体的交易摩擦; 其次, 该类模型将宏观经济、金融体系和支付机制有机联系在一起。本文也因此采用新货币主义模型研究央行数字货币的宏观经济效应及其对金融体系的影响。

具体地, 本文采用新货币主义模型并在 Lagos 和 Wright (2005) 的基础上引入央行数字货币和具有垄断权力 (monopoly power) 的银行部门。⁹其中, 具有垄断能力的商业银行可以根据自身利益需要设置存款和贷款利率, 这将进而影响银行的存贷款规模、银行利润以及宏观经济。¹⁰经济环境由买方、卖方、厂商和商业银行构成。此外, 存在一个中央银行设定货币政策。在本模型中, 由于 CBDC 和银行存款存在竞争关系, 央行数字货币的引入将规范商业银行的存款行为, 迫使其增加存款利率, 这将使得银行吸收更多存款。在存款准备金约束下, 更多的存款也意味着银行发放更多的贷款。具有垄断权力的商业银行将降低贷款利率。存款利率的上升和贷款利率的下降将挤压商业银行的垄断利润。¹¹与此同时, 贷款利率的减小将降低厂商的借贷成本并鼓励厂商扩大投资, 进而增加产出。另一方面, CBDC 的发行和使用以及存款货币的增加意味着经济体中电子货币数量的增加。在存在流动性约束的环境下, 流动性资产的增加将放松消费者的流动性约束, 这将进而刺激其消费并促进其进行交易活动。这同时也意味着商品生产的增加。本文表明, 央行数字货币的发行和使用可以鼓励消费和投资, 进而增加产出。与此同时, CBDC 的引入会增加银行的存贷款规模, 且并不会导致金融脱媒。此外, CBDC 的发行放松了经济个体的流动性约束和交易摩擦、提高了支付效率。鉴于本文模型, 央行数字货币对金融体系、支付系统和经济产出均存在正面的影响。

相较于现有文献, 本文的创新和贡献可总结于以下几个方面。第一, 在模型构建上, 本文在经典的新货币主义基准模型中引入央行数字货币和具有垄断权力的商业银行。现有文献在研究此类问题时则通常采用完全竞争或寡头竞争的银行模式 (Chiu 等, 2023; Keister 和 Sanches, 2023)。第二, 现有研究对央行数字货币是否导致金融脱媒仍存在争议 (Brunnermeier 和 Niepelt, 2019; Chiu 等, 2023; Keister 和 Sanches, 2023)。本文对此问题的贡献在于发现央行数字货币的引入并不会导致金融脱媒, 其引入可导致商业银行存款和贷款规模的增加。本文还发现央行数字货币的使用可对支付系统和经济产出存在正面影响。第三, 目前, 国内较少有文章从理论模型视角研究央行数字货币的经济效应。本文的一大贡献在于提供一个一般均衡模型以分析央行数字货币对金融体系、支付系统和经济产出的影响。

一、文献综述

具体地, 现有文献从不同视角分析了央行数字货币的宏观经济影响。Jia (2020) 构建了一个 OLG 模型并分析央行数字货币的负利率政策。同样基于 OLG 框架, Andolfatto (2021) 指出 CBDC 的引入会增加银行的存款利率并增加银行存款。他认为央行数字货币并不一定影响影响贷款规模, 且不会导致金融脱媒。Barrdear 和 Kumhof (2022) 构建了包含商业银行的多部门 DSGE 模型。他们认为, CBDC 的发行和使用可以降低实际利率, 进而增加产出。Ferrari 等 (2022) 构建了两国 DSGE 模型并研究开放经济环境下央行数字货币对宏观经济的影响。基于新货币主义理论, Chiu 等 (2023) 假设存款市场为寡头市场并研究 CBDC 对金融部门的影响。他们发现, 如果 CBDC 的利率较小, CBDC 的引入将对银行存款有挤入效应 (crowding-in effects), 这将会增加产出。不同于 Chiu 等 (2023) 的结论, Keister 和 Sanches (2023) 假设完全竞争的商业银行体系并发现 CBDC 将会挤出 (crowd out) 银行存款, 进而引发金融脱媒。然而, 他们认为 CBDC

模型来研究央行数字货币需解决这两个问题。

⁹ 现有文献通常在新货币主义框架下采用完全竞争 (perfect competition) 或寡头竞争 (oligopoly competition) 的商业银行模式, 如 Keister 和 Sanches (2023)、Chiu 等 (2023)。

¹⁰ 值得一提的是, 采用垄断竞争的商业银行模式更加贴近目前我国的经济现实 (齐兰和王业斌, 2013; 孙国峰和栾稀, 2019)。现有文献表明, 以国有五大行为首的国有商业银行占据较大的市场份额。此外, 当国有大银行调整利率时, 其他中小银行也往往不得不跟随其调价。

¹¹ 在此, 注意到, 采用具有垄断权力的商业银行模式使得我们可以研究 CBDC 对银行存贷款利息差以及银行垄断利润的影响, 这不同于现有文献的研究。比如, Chiu 等 (2023) 假设存款市场为寡头竞争, 在此环境下, 商业银行将不能自行设置存贷款利率, CBDC 的引入也不会影响商业银行的利润。

的使用也可以提高交易效率并进而促进消费。同样基于新货币主义模型，Williamson（2022）发现 CBDC 的引入有利于有效地使用稀缺的抵押品并纠正经济环境中资本过度积累（capital over-accumulation）的问题，这有利于提高社会福利。

本文的模型类似于 Chiu 等（2023）、Keister 和 Sanches（2023），与这两篇文章的最大不同在于本文假设了具有垄断权力（monopoly power）的商业银行体系。在此环境下，CBDC 的宏观作用机制和对金融体系的影响将不同于现有文献。本文与以上两篇文章的区别主要体现在以下两点。第一，在本文模型中，银行由于具有垄断权力，其可根据自身利益自由设定存款利率和贷款利率，这将进而影响存贷款规模、存贷款利息差以及投资和产出等宏观经济变量。具体地，Chiu 等（2023）假设寡头竞争的存款市场和完全竞争的贷款市场，Keister 和 Sanches（2023）假设完全竞争的存款市场和贷款市场。由于贷款利率由市场出清（而非商业银行）决定，这两篇文章的模型均存在以下机制：CBDC 的引入增加银行的负债成本，较高的负债成本将传导产生较高的资产收益率（即贷款利率），这将减小贷款规模，并减小产出。¹²然而，在本文模型中，由于商业银行拥有垄断权力并可自主设置利率，当 CBDC 引入导致存款利率上升时，银行出于利润最大化的考虑将减小（而非增加）贷款利率，这将增加（而非减小）贷款规模，并增加产出。第二，现有文献难以研究 CBDC 对商业银行利润的影响。如上所述，Chiu 等（2023）采用寡头竞争的存款市场和完全竞争的贷款市场，Keister 和 Sanches（2023）则采用完全竞争的存款和贷款市场。在这两篇文章中，商业银行间的竞争使得银行不获得利润。本文采用具有垄断权力的商业银行模式，商业银行可自行设置存贷款利率来获得垄断利润。本文发现，CBDC 的引入将增加银行的存款利率并减小银行的贷款利率，即使存款和贷款规模有所增加，商业银行的垄断利润仍然有所下降。在此，本文发现 CBDC 的使用将对银行利润有负向影响。

近年来，国内学者也越来越多地关注和研究央行数字货币。相关研究较多讨论央行数字货币的概念、构建思路、设计理念及其可能产生的影响。李建军和朱烨辰（2017）总结了数字货币的理论与实践研究进展。他们归纳了数字货币的历史演进规律与趋势，并分析了数字货币对金融体系可能产生的影响。姚前和汤莹玮（2017）梳理了央行数字货币的概念和发展理念。此外，他们讨论了我国法定数字货币的构建思路。彭绪庶（2020）讨论了央行数字货币的内涵、类型和基本特征。他分析了央行数字货币可能对经济和金融体系带来的正向和负向的双重影响。巴曙松和姚舜达（2021）基于货币演化逻辑和公共选择理论的视角，论证了央行数字货币产生的必要性。黄国平等（2021）认为央行数字货币的使用可以提升基础支付体系并扩大金融的普惠程度，但同时也可能对金融部门产生负面影响。此外，他认为付息的央行数字货币可增强货币政策的有效性并优化货币政策的传导机制。宋敏和徐瑞峰（2022）梳理了数字货币领域的技术框架并总结了央行数字货币与其他支付方式的竞争。他们还归纳了央行数字货币对宏观经济所产生的影响，着眼于银行体系、货币政策和跨境支付。贾鹏飞（2023）研究了类现金的（cash-like）央行数字货币并重点刻画央行数字货币替代现金所产生的经济影响。他发现，央行数字货币的引入可增加经济体中的流动性，这将进而提高交易效率并促进产出。本文的另一大贡献在于构建了一个包含商业银行部门的新货币主义理论模型，并以此模型为基础分析类存款的（deposit-like）央行数字货币对金融体系、支付系统以及经济产出的影响。

二、理论模型

本文模型基于新货币主义理论（Lagos 和 Wright，2005）。该理论框架具有较强的适用性，其广泛应用于对央行数字货币的研究（Davoodalhosseini，2022；Williamson，2022；Chiu 等，2023；贾鹏飞，2023；Keister 和 Sanches，2023）。具体地，本文模型在 Lagos 和 Wright（2005）的基础上引入央行数字货币和具

¹² 注意到，如前文所述，在 Chiu 等（2023）的模型中，如果 CBDC 的利率较低，其引入也可减小贷款利率并增加产出。也就是说，央行数字货币对宏观经济和金融体系的影响在很大程度上取决于货币政策。这一结论类似于 Brunnermeier 和 Niepelt（2019）。

有垄断权力 (monopoly power) 的商业银行, 并研究类存款的 (deposit-like) 央行数字货币。本文重点研究央行数字货币对金融体系、支付系统和经济产出的影响。注意到, 本文的模型设置有利于理解央行数字货币在我国的运行情况。这主要体现在以下几个方面。首先, 本文模型重点研究央行数字货币的引入是否会导致金融脱媒。这是我国数字人民币试点和运行中的重要现实问题 (中国人民银行数字人民币研发工作组, 2021; 王鹏等, 2022)。其次, 本文模型刻画了具有垄断权力的商业银行。现有研究表明, 采用垄断权力的商业银行模式更加符合我国国情 (齐兰和王业斌, 2013; 孙国峰和栾稀, 2019)。目前, 以国有五大行为首的国有商业银行占据较大的市场份额。此外, 当国有大银行调整利率时, 其他中小银行也往往不得不跟随其调价。因此, 我国的银行市场接近于垄断竞争市场 (孙国峰和栾稀, 2019)。再次, 本文量化分析部分的参数校准贴合我国的经济运行状况。这也在一定程度上增加了本文模型在我国的适用性。

(一) 经济环境

考虑无限期的离散时间模型, 折现率为 β , 模型存在由经济个体构成的连续统 (continuum)。经济环境由四类经济主体组成: 总测度各为一单位的买方 (buyers)、卖方 (sellers) 和厂商 (或企业家 entrepreneurs), 以及一个具有垄断权力的银行部门 (或银行家 banker)。此外, 还有一个中央银行 (或称之为政府)。¹³ 每一期分为两个子市场: 分散市场 (decentralized market, DM) 和集中市场 (centralized market, CM), 如 Lagos 和 Wright (2005)。分散市场类似于传统货币搜寻理论刻画的经济环境, 其存在不完全承诺、货币搜寻等交易摩擦, 强调货币的功能或流动性资产的作用。集中市场为瓦尔拉斯的 (Walrasian) 无交易摩擦市场, 在此环境下, 具体的交易支付模式并不重要。此外, 考虑两种商品 (x 和 y): 分散市场中的商品 y 以及集中市场中的商品 x 。

在 CM, 买卖双方提供劳动并消费 x , 他们的劳动 h 可一对一 (one-for-one) 地转化为商品 x 。效用函数为 $U(x)$, 并假设 $U' > 0$, $U'' < 0$, $U'(0) = \infty$, $U'(\infty) = 0$ 。在 DM, 买卖双方进行匹配并且交易商品 y 。¹⁴ 假设卖方为商品 y 的生产方并且可一对一地将劳动转化为商品。此阶段的效用函数为 $u(y)$, 并假设 $u' > 0$, $u'' < 0$, $u'(0) = \infty$, $u'(\infty) = 0$; 来自生产的效用损失为 y 。参照 Lagos 和 Wright (2005), 便于化简, 此类模型通常在 CM 假设拟线性的 (quasi-linear) 偏好, 即买卖双方的效用函数与 x 或 h 呈线性关系。买方和卖方的效用函数具体如下:

$$U^B(x, y, h) = U(x) - h + u(y)$$

$$U^S(x, y, h) = U(x) - h - y$$

假设企业家仅存在一期且仅参与 CM。在每一期 t 存在大量同质的企业家, 他们具有投资技能但并不工作, 他们将在 $t+1$ 期老去并消亡且仅关心此期的消费。具体地, 企业家向银行贷款并购买投资品 x , 并在下一期将其转化为 $f(x)$, 其中 $f' > 0$, $f'' < 0$, $f'(0) = \infty$, $f'(\infty) = 0$ 。¹⁵ 在此, 假设企业家存在不

¹³ 在此, 我们遵循现有文献, 并不区分中央银行和政府, 考虑一个整合的 (consolidated) 中央银行部门 (其包含政府的功能) (Keister 和 Sanches, 2023)。

¹⁴ 在此, 参照 Chiu 等 (2023)、Keister 和 Sanches (2023), 为简化分析而不失一般性, 我们假设买卖双方匹配的概率为 1。假设买卖双方匹配成功的概率小于 1 并不会影响本文的结论。

¹⁵ 商品 x 既可以用于消费, 也可以用于投资。

完全承诺 (limited commitment)。因此, 厂商的信用 (credit) 并不可作为支付手段。与企业家类似, 垄断银行 (银行家) 仅存在一期且仅参与 CM。¹⁶ 银行家并不提供劳动且只关心自己下一期的消费。由于银行可被信任, 其负债 (即存款货币) 可作为支付手段。银行选择存贷款规模和准备金, 并设定存贷款利率。此外, 商业银行面临存款准备金约束。

中央银行 (包括政府部门) 发行现金、准备金和 CBDC, 并使用锚定价格的货币政策 (Keister 和 Sanches, 2023)。准备金仅被商业银行持有。此外, 中央银行设置存款准备金率 $\mathcal{R}$, 以及准备金的利率, R^r 。参照现有文献 (Williamson, 2022; Chiu 等, 2023; Keister 和 Sanches, 2023), 我们考虑计息的央行数字货币, 其利率为 R^e 。¹⁷ 最后, CBDC 和准备金的利息以及货币供给的变化通过一次性转移 (lump-sum transfer) 支付给买方。

(二) 支付和经济活动

参照 Williamson (2022)、Keister 和 Sanches (2023), 为简化分析而不失一般性, 假设在 DM 存在两类支付场景: 第一类 (type 1) 和第二类 (type 2)。具体地, 从买方的角度看, 他有 α_1 的概率进入第一类交易场景, 此时只有现金可用来支付; 他有 α_2 的概率 ($\alpha_2 = 1 - \alpha_1$) 进入第二类交易场景, 此时只有电子货币 (即 CBDC 和银行存款) 可用来支付。在此, 对第一类和第二类支付场景的理解可有多种方式。例如, 第一类支付场景 (使用现金) 可理解为线下无电子支付设备 (或互联网) 使用的支付、需要保护隐私的匿名支付、无银行账户的 (unbanked) 交易个体的支付等。¹⁸ 第二类支付场景 (使用电子货币) 可理解为线上电子支付、不需要匿名性的支付、大额支付等。

DM 的经济活动如下: 买方与卖方匹配, 使用现金 (第一类场景) 和电子货币 (第二类场景) 购买商品 y 。卖方生产商品 y , 出售于买方, 并获得现金或电子货币。CM 的经济活动如下: 买方生产、消费并出售商品 x , 选择其资产组合。卖方生产并消费商品 x , 使用货币 (来自于上期的 DM) 购买商品, 并选择其资产组合。在此, 参照 Chiu 等 (2023)、Keister 和 Sanches (2023), 为简化分析, 假设卖方的资产组合中的现金或电子货币为零, 因为卖方在 DM 并不需要持有任何货币资产。厂商向银行贷款、购买投资品 x 并组织生产。老厂商获得产出、出售商品 x 、偿还贷款、消费并灭亡。银行发放贷款、创造存款货币、选择准备金并设置存贷款利率。老银行家收到偿还的贷款、清空负债、购买并消费商品 x 、最后消亡。模型的时间轴和各经济主体的经济活动总结于附录图 1。¹⁹

(三) 经济问题和均衡

下面, 我们刻画各主体的经济问题。

1. 买方和卖方

我们首先考虑不存在 CBDC 的情况。我们用 W 和 V 分别表示买方在 CM 和 DM 的价值函数 (value function)。在 CM, 买方选择消费 x , 提供劳务 h , 并决定其实际现金和银行存款的持有量, m' 和 d' 。考

¹⁶ 在此, 我们可以假设存在一系列垄断竞争 (monopolistically competitive) 的银行或一个垄断银行, 这并不改变我们的主要结论。

¹⁷ 现有文献在研究类存款 (deposit-like) 的 CBDC 时, 通常采用计息的 CBDC 以刻画其与存款货币的竞争。注意到, 在现实操作层面, 各国中央银行在探索 CBDC 的初期通常采用不计息的形式, 如我国现阶段的数字人民币试点, 待 CBDC 相关技术更为成熟后才考虑使用计息的 CBDC (姚前, 2018)。此外, 由于不计息的 CBDC 对商业银行的影响可能较小, 为研究 CBDC 的引入是否导致金融脱媒, 我们需采用计息的 CBDC。

¹⁸ 现金支付具有匿名性, 因此可保护交易个体的隐私 (Williamson, 2022)。

¹⁹ 本文附录详见《数量经济技术经济研究》杂志网站, 下同。

虑持有现金 m 和存款 d 的买方，他所面临的经济问题为：

$$W^B(m, d) = \max_{x, h, m', d'} \{U(x) - h + \beta V^B(m', d')\}$$

s.t.

$$x = h + m + d + T - \frac{\phi}{\phi'} m' - \frac{1}{R^d} d'$$

其中， ϕ 为货币的商品价格（即价格水平的倒数）， T 为转移支付（由中央银行决定）， R^d 为存款利率（由具有垄断权力的商业银行决定）。

在此，我们将 h 用预算约束进行替代并化简该问题，得出：

$$W^B(m, d) = m + d + T + \max_x [U(x) - x] \\ + \max_{m', d'} \left\{ -\frac{\phi}{\phi'} m' - \frac{1}{R^d} d' + \beta V^B(m', d') \right\}$$

由此，最优化问题的一阶条件（FOC）为：

$$x : U'(x) = 1$$

$$m' : \frac{\phi}{\phi'} \geq \beta V_1^B(m', d')$$

$$d' : \frac{1}{R^d} \geq \beta V_2^B(m', d')$$

其中，后两式取等号如果 $m' > 0$ ， $d' > 0$ 。 $V_1^B(\cdot)$ 和 $V_2^B(\cdot)$ 为 $V^B(m', d')$ 对 m' 和 d' 的求导。以对 m' 的 FOC 为例，其经济学含义为：持有一单位现金的边际成本 ϕ/ϕ' 等于其贴现后的边际收益 $\beta V_1^B(m', d')$ 。

在此，我们可以得出几个结论。首先，由于 CM 不存在交易摩擦，买方可消费最优水平的商品 x 。由于商品的边际生产成本为 1，最优的消费水平应满足 $U'(x^*) = 1$ ，其中 x^* 代表最优消费水平。联系上式，我们可以得出 $x = x^*$ ，见引理 1。其次，所有买方将选择同样的资产组合 (m', d') ，并且买方的资产选择 (m', d') 并不依赖于其初始的资产分布 (m, d) 。最后， $W^B(m, d)$ 和 (m, d) 呈线性关系，即买方在 CM 的价值方程随着其货币持有量而线性变化。类似于 Lagos 和 Wright (2005)，后两个结论将简化我们的分析。

引理 1：在集中市场，买方可消费最优水平的商品 x 。

在 DM，买方的价值函数可表示为：

$$V^B(m, d) = \alpha_1 [u(y(m)) + W^B(m - p(m), d)] + \alpha_2 [u(y(d)) + W^B(m, d - p(d))] \\ + (1 - \sum_{i=1}^2 \alpha_i) W^B(m, d)$$

其中，买方有 α_1 的概率进行第一类交易， α_2 的概率进行第二类交易。 $y(\cdot)$ 和 $p(\cdot)$ 代表交易商品 y 的

数量以及用于支付的货币（现金或银行存款）的数量，它们由买卖双方议价（bargain）决定，下文将进行讨论。

对买方的价值函数进行化简可得：

$$V^B(m, d) = \alpha_1[u(y(m)) - p(m)] + \alpha_2[u(y(d)) - p(d)] + W^B(m, d)$$

在此，我们应用了 $W^B(m, d)$ 和 (m, d) 呈线性关系的结论。

下面我们来刻画卖方的经济问题。如前文所述，假设卖方并不持有任何货币进入 DM，卖方的 CM 经济问题为：

$$\begin{aligned} W^S(m, d) &= \max_{x, h} \{U(x) - h + \beta V^S(0, 0)\} \\ s.t. \\ x &= h + m + d \end{aligned}$$

类似于买方的问题，求解卖方的经济问题可得出： $U'(x) = 1$ 。因此，我们容易得出 $x = x^*$ ，即卖方可

消费最优水平的商品 x ，见引理 2。此外，可以得到， $W^S(m, d)$ 和 (m, d) 呈线性关系。

引理 2：在集中市场，卖方可消费最优水平的商品 x 。

此外，在 DM，卖方的价值函数为：

$$\begin{aligned} V^S(0, 0) &= \alpha_1[-y(\tilde{m}) + W^S(p(\tilde{m}), 0)] + \alpha_2[-y(\tilde{d}) + W^S(0, p(\tilde{d}))] \\ &+ (1 - \sum_{i=1}^2 \alpha_i) W^S(0, 0) \end{aligned}$$

其中， $\tilde{m}$ 和 $\tilde{d}$ 代表其对手方持有的现金和银行存款的数量。

对其化简可得：

$$V^S(0, 0) = \alpha_1[-y(\tilde{m}) + p(\tilde{m})] + \alpha_2[-y(\tilde{d}) + p(\tilde{d})] + W^S(0, 0)$$

在此，我们同样使用了 $W^S(m, d)$ 和 (m, d) 呈线性关系的结论。

2. 议价（bargaining）

在 DM，交易商品的数量 $y(\cdot)$ 以及用于支付的货币（现金或存款）的数量 $p(\cdot)$ 由买卖双方议价（bargain）决定。参照相关文献（Williamson, 2022；Chiu 等, 2023；Keister 和 Sanches, 2023），假设买方开出要么接受要么放弃（take-it-or-leave-it）的协议。 L 代表买方总的可使用的流动性资产。因此， $L = m'$ （第一类场景）； $L = d'$ （第二类场景）。具体地，买方提供 (y, p) 的交易协议来最大化其利益：

$$\begin{aligned} \max_{y, p} & [u(y) - p] \\ s.t. \\ p & \geq y \\ p & \leq L \end{aligned}$$

其中，第一个约束为卖方的参与条件（participation constraint）。第二个约束为买方的流动性约束（liquidity constraint），即买方用以购买商品的货币数量应小于或等于其持有的货币量。

求解以上问题得出：

$$y(L) = p(L) = \min(y^*, L) \quad (1)$$

其中，买方有 α_1 的概率进入第一类场景，此时：

$$L = m' \quad (2)$$

买方有 α_2 的概率进入第二类场景，此时：

$$L = d' \quad (3)$$

（1）的经济学含义为：如果买方的流动性资产的数量足够多，那么买方将不面临流动性约束，买方可购买和消费最优数量的商品。如果买方的货币数量不够多，那么买方将面临流动性约束，这将限制其交易和消费行为。此时，买方将花费其所有的货币以购买商品，消费商品的数量也将小于最优水平。在此，更多的货币将放松流动性约束，促进更多的交易和消费活动，这也体现了支付效率的提高。

联系之前买方在 CM 的一阶条件以及在 DM 的价值函数，可得出买方的货币需求方程（对现金和银行存款）：

$$\frac{\phi}{\beta\phi'} - 1 \geq \alpha_1 \lambda(m') \quad (4)$$

$$\frac{1}{\beta R^d} - 1 \geq \alpha_2 \lambda(d') \quad (5)$$

其中， λ 为流动性溢价（liquidity premium）：

$$\lambda(L) = \max[u'(L) - 1, 0] \quad (6)$$

（4）和（5）中的不等式取等号如果 $m' > 0$ ， $d' > 0$ 。（4）和（5）的经济学含义为：持有额外一单位货币（现金或银行存款）的边际成本等于其边际收益（持有货币将放松买方的流动性约束，使得其购买并消费更多的商品）。此外，当买方面临流动性约束时，银行存款的需求方程（5）的等式左边为 R^d 的递减函数。等式右边为 d 的递减函数，这是因为 $u''(d) < 0$ 。因此，银行存款的需求将随着存款利率的增加而增加，即引理 3，这也符合经济直觉。方程（5）还表明，如果持有银行存款的边际成本减小（比如存款利率上升），存款货币本身带来的边际收益也将减少，即存款货币的流动性溢价将降低。

引理 3：存款需求随着存款利率的增加而递增。

方程（6）表明货币的流动性溢价 $\lambda(L) \geq 0$ 。流动性溢价衡量了买方流动性约束的松紧程度，也体现

了货币的流动性收益。²⁰当买方不面临流动性约束时， $\lambda(L)$ 为零。此时，买方持有足够多的货币以购买并消费最优数量的商品 y 。增加一单位的货币并不会增加任何收益，此时货币的边际收益为零。在此，我们考虑更为有趣的情形，即买方面临流动性约束。此时，买方手中持有的货币数量不足以购买最优数量的商品 y ， $\lambda(L)$ 为正。如上文所述，买方的最优选择为花掉手中持有的货币以购买商品 y 。增加一单位的货币将使得买方能够购买并消费更多商品 y ，放松其流动性约束，因此货币的流动性收益为正。

3. 引入 CBDC

在此，我们引入央行数字货币。买方的经济问题与之前类似，而卖方并不持有任何货币进入 DM。在我们的模型中，CBDC 作为电子货币可用于第二类场景的支付并与存款货币竞争。参照 Chiu 等（2023）、Keister 和 Sanches（2023），假设 CBDC 和银行存款为完全替代品（perfect substitutes）。注意到，如果 CBDC 和存款货币的收益不同，买方则会持有收益更高的电子货币。在此，我们重点刻画 CBDC 和银行存款的竞争关系。

在 CM，买方的经济问题为：

$$\begin{aligned} W^B(m, e, d) &= \max_{x, h, m', e', d'} \{U(x) - h + \beta V^B(m', e', d')\} \\ s.t. \\ x &= h + m + e + d + T - \frac{\phi}{\phi'} m' - \frac{\phi}{\phi' R^e} e' - \frac{1}{R^d} d' \end{aligned}$$

其中， e 为 CBDC 的持有量， R^e 为 CBDC 的利率，由中央银行决定。

此外，买方在 DM 的价值方程为：

$$\begin{aligned} V^B(m, e, d) &= \alpha_1 [u(y(m)) - p(m)] + \alpha_2 [u(y(d + e)) - p(d + e)] \\ &+ W^B(m, e, d) \end{aligned}$$

其中，我们注意到，CBDC 可以用于第二类场景的支付。

类似于之前不存在 CBDC 的情况，在此我们可以得出买方的货币需求方程（现金、CBDC 和银行存款）：

$$\frac{\phi}{\beta \phi'} - 1 \geq \alpha_1 \lambda(m') \quad (7)$$

$$\frac{\phi}{\beta \phi' R^e} - 1 \geq \alpha_2 \lambda(d' + e') \quad (8)$$

$$\frac{1}{\beta R^d} - 1 \geq \alpha_2 \lambda(d' + e') \quad (9)$$

其中，（7）、（8）和（9）中的不等式取等号如果 $m' > 0$ ， $e' > 0$ ， $d' > 0$ 。

²⁰ 注意到，我们可以使用流动性溢价来衡量支付效率。在模型中，流动性溢价的降低意味着支付效率的提高。

4. 厂商

厂商在给定的贷款利率 R^l 下，选择贷款规模 l 并解决以下经济问题：

$$\max_l [f(l) - R^l l]$$

求解该问题将得到贷款的需求方程：

$$f'(l) = R^l \quad (10)$$

因此，厂商会选择最优的贷款规模使得其边际产出等于边际借贷成本。此外，由于 $f''(\cdot) < 0$ ，我们很容易得到以下引理。

引理 4：厂商的贷款规模随着贷款利率的增加而减少。

5. 商业银行

下面我们来分析垄断银行（monopolistic bank）的经济问题。商业银行是本文模型的重点内容。本文对金融脱媒现象的研究基于对商业银行的刻画。本文对支付系统和经济产出的研究也基于商业银行的组织模式。在此，我们先考虑没有 CBDC 的情况。银行在给定的准备金利率 R^r （interest on reserves, IOR）下，发放贷款、吸收存款并选择准备金 b 。²¹注意到，由于银行具有垄断权力，银行可设定存款和贷款利率， R^d 和 R^l ，以实现利润最大化。不同于现有文献，比如 Chiu 等（2023）、Keister 和 Sanches（2023），本文可研究 CBDC 的引入对商业银行利润的影响。此外，商业银行还面临资产负债表约束和存款准备金约束。银行的资产负债表约束为：

$$l(R^l) + b = d(R^d)$$

此外，银行面临存款准备金率 χ 的约束：

$$b = \chi d(R^d)$$

银行的预期实际利润为：

$$R^l l(R^l) + R^r b - R^d d(R^d)$$

银行通过设置存款利率和贷款利率来实现其利润最大化：

$$\max_{R^l, R^d} \{ [R^l - R^r] l(R^l) + [R^r - R^d] d(R^d) \} + \gamma [(1 - \chi) d(R^d) - l(R^l)]$$

其中， $\gamma \geq 0$ 为存款准备金约束的拉格朗日乘数。

求解该问题得到以下一阶条件：

$$[R^l - R^r] l'(R^l) + l(R^l) = \gamma l'(R^l) \quad (11)$$

$$[R^r - R^d] d'(R^d) - d(R^d) = -\gamma (1 - \chi) d'(R^d) \quad (12)$$

$$(1 - \chi) d(R^d) = l(R^l) \quad (13)$$

²¹ 现实中，准备金利率 R^r 为主要的货币政策工具。

这决定了 (R^l, R^d, γ) 。其经济含义为：商业银行将在边际成本等于边际收益的条件下设置存贷款利率。

以（11）为例，增加一单位贷款利率 R^l 的边际成本为因其损失的贷款规模 $l'(R^l)$ （注： $l'(R^l) < 0$ ）并乘以贷款利息差 $R^l - R^r$ （loan spread），其边际收益为贷款 $l(R^l)$ 收益的增加以及由贷款规模减小而带来的满足存款准备金约束的收益 $\gamma l'(R^l)$ 。同样地，根据方程（12），增加一单位存款利率所带来的边际收益包括存款规模增加（注： $d'(R^d) > 0$ ）并乘以存款利息差 $R^r - R^d$ （deposit spread）以及由于存款增加导致的满足存款准备金约束的收益 $\gamma(1-\chi)d'(R^d)$ 。每增加一单位存款利率的边际成本为需要为存款 $d(R^d)$ 支付更高的成本。此外，我们容易得到，商业银行的贷款利息差 $R^l - R^r$ （loan spread）和存款利息差 $R^r - R^d$ （deposit spread）均为正。这也意味着商业银行可通过设定符合自身利益的存贷款利率在存款和贷款两端获得利润。

此外，为简化分析而不失一般性，我们假设在 CBDC 引入前，商业银行可以满足准备金约束，见假设 1。

假设 1：在央行数字货币引入之前，商业银行可以满足准备金约束，即 $\gamma = 0$ 。

最后，我们来刻画中央银行的行为。参照 Keister and Sanches（2023），假设中央银行采用锚定价格水平的货币政策：

$$\frac{\dot{\phi}}{\phi} = \mu > \beta$$

其中， μ 为价格增长水平，即通货膨胀率（gross inflation rate）。²²参照 Andolfatto（2021），为简化分析，我们假设 $\mu = 1$ 。假设中央银行设定存款准备金率 χ 。此外，参照现有文献（Williamson, 2022; Chiu 等, 2023; Keister 和 Sanches, 2023），假设中央银行外生地设定准备金利率和 CBDC 利率， R^r 和 R^e ，并根据其预算约束决定转移支付 T 。

本文关注长期的稳态均衡（stationary equilibrium）以及存在流动性约束的情形。我们以 " $\bar{\cdot}$ " 表示不存在 CBDC 的均衡，以 " $\hat{\cdot}$ " 表示存在 CBDC 的均衡。以不存在 CBDC 的均衡为例，模型的稳态均衡表示为：给定 (χ, R^r) ， $(\bar{y}, \bar{p}, \bar{L}, \bar{m}, \bar{d}, \bar{\lambda}(m), \bar{\lambda}(d), \bar{l}, \bar{R}^l, \bar{R}^d, \bar{\gamma})$ 满足（1）-（6）以及（10）-（13）。本文的重点在于比较两类均衡并分析 CBDC 对各经济变量的影响。

²² 在此，假设 $\mu > \beta$ 是为了保证模型存在均衡解，该假设为此类模型的标准假设（Lagos 和 Wright, 2005; Keister 和 Sanches, 2023）。

三、央行数字货币的经济影响

本节的研究内容主要包括两个方面。首先，本节研究央行数字货币对商业银行的影响，这是最重要的研究内容。在此，我们重点关注央行数字货币的引入是否导致金融脱媒。商业银行是本文模型的重要内容，对商业银行的刻画将直接影响央行数字货币对金融体系的影响以及央行数字货币对其他宏观经济变量的影响。其次，本节研究央行数字货币对支付系统和经济产出的影响。具体地，本节试图回答以下问题：CBDC 怎样影响商业银行的存贷款规模以及存贷款利率？CBDC 如何影响商业银行的利润？CBDC 的引入是否会导致金融脱媒？在存在交易摩擦的环境下，CBDC 的发行和使用如何影响交易摩擦和消费者的支付行为？CBDC 的引入和使用如何影响其他主要宏观经济变量，如消费、投资和经济产出？CBDC 在集中市场（CM）和分散市场（DM）的影响如何？为此，我们对比不存在 CBDC 的均衡和存在 CBDC 的均衡。²³

（一）央行数字货币对商业银行的影响

我们首先分析 CBDC 如何影响商业银行。在此，我们做如下假设。

假设 2：假设 $\overline{R^d} < R^e$ ，并且 $R^e < R^r$ 。

我们假设 CBDC 的利率高于无 CBDC 情况下均衡的存款利率 $\overline{R^d}$ ，并低于准备金利率 R^r 。在模型中，从支付的角度看，CBDC 和银行存款为完全替代品，二者均可作为第二类交易场景的支付手段。如果 CBDC 的收益率低于存款利率，经济个体对 CBDC 的需求则为零，CBDC 也将不影响实体经济。在此，我们遵循现有文献的做法，不考虑这种情况（Chiu 等，2023；Keister 和 Sanches，2023）。

假设 CBDC 的利率低于准备金利率也符合常理。在模型中，商业银行的利润来源之一为存款端，即存款端存在正的存款利息差 $R^r - R^d$ （deposit spread）。此外，存款也为商业银行较为便宜的负债方式（cheap funding）。²⁴由于 CBDC 和银行存款存在完全竞争关系，这将迫使商业银行设置的存款利率与 CBDC 利率保持一致。换句话说，CBDC 的存在将规范（discipline）商业银行的存款行为。如果商业银行的存款利率过低，其将失去所有存款，也随即失去较为便宜的负债形式。所以，如果假设 CBDC 的利率高于准备金利率，这意味着银行的存款利率也将高于准备金利率，进而表明存款利息差为负 $R^r - R^d < 0$ ，即商业银行在存款端得到负利润。此时银行存款的负债成本过大，这并不符合常理，我们因此假设这种情况并不发生。

综上所述，我们假设 $\overline{R^d} < R^e < R^r$ 。

引理 5：如果 $\overline{R^d} < R^e < R^r$ ，则 $R^d = R^e$ 。

如上文所述，CBDC 和银行存款在支付端的竞争将规范银行的存款行为，并使得商业银行设置与 CBDC 利率相同的存款利率。因此，在 CBDC 存在的情况下，商业银行的存款利率由中央银行决定，而非方程（12）。此外，我们可得 $R^d > \overline{R^d}$ ，见引理 6。因此，当 CBDC 存在时，商业银行迫于竞争的压力将增加其存款利率。而银行存款利率的增加进而将对金融体系和宏观经济产生重要的影响，如下所述。

引理 6：央行数字货币的发行使用会增加商业银行的存款利率。

定理 1：如果 $\overline{R^d} < R^e < R^r$ ，商业银行的存款将增加，其贷款也将增加。

²³ 我们研究央行数字货币对宏观经济的长期影响。

²⁴ 在现实社会，存款为商业银行较为便宜的负债形式，其负债成本低于银行资本和中央银行贷款。因此，商业银行通常保留大量存款并将其作为主要的负债方式。

引入 CBDC 后将使得 $R^d > \overline{R^d}$ 。根据引理 3，由于存款需求为利率的增函数，存款利率的上升将导致存款需求的增加，这意味着商业银行可吸收更多存款。这一结论也与现有文献一致，比如 Chiu 等（2023）、Keister 和 Sanches（2023）。值得注意的是，定理 1 表明，CBDC 的发行和使用也将增加贷款规模，具体机制如下所述。

根据引理 5，引入 CBDC 后，商业银行的存款利率等于中央银行设置的 CBDC 利率，即 $R^d = R^e$ ，其经济问题将表示为：

$$\max_{R^l} \{ [R^l - R^r] l(R^l) + [R^r - R^d] d(R^d) \} + \hat{\gamma} [(1 - \chi) d(R^d) - l(R^l)]$$

商业银行利润最大化的一阶条件为：

$$[R^l - R^r] l'(R^l) + l(R^l) = \hat{\gamma} l'(R^l)$$

$$(1 - \chi) d(R^d) = l(R^l)$$

这决定了 $(R^l, \hat{\gamma})$ 。我们可得 $\hat{\gamma} > 0$ 为存款准备金约束的拉格朗日乘数。根据一阶条件

$(1 - \chi) d(R^d) = l(R^l)$ ，存款的增加意味着贷款也随之增加。因此，在本模型中，CBDC 并不会导致金融脱媒现象，见引理 7。此外，在具有垄断权力的银行体系下，商业银行可以通过改变贷款利率来匹配贷款需求的增加。由于贷款需求为利率的减函数（见引理 4），贷款的增加则由商业银行贷款利率的减少所导致，

即 $R^l < \overline{R^l}$ ，见引理 8。

引理 7：央行数字货币的发行并不会导致金融脱媒。

引理 8：央行数字货币的发行使得商业银行设置更低的贷款利率。

在此，本文商业银行具有垄断权力的假设为此结论的关键。如果我们假设银行部门为完全竞争（perfectly competitive）而非垄断竞争（Keister 和 Sanches，2023），在此经济环境下我们容易得出一阶条件： $(1 - \chi) R^l + \chi R^r = R^d$ ， $(1 - \chi) \hat{d} = \hat{l}$ 。²⁵其中，第一个一阶条件表明，商业银行的存款利率为贷款利率和准备金利率的加权平均（weighted average）。因此，在此环境下，存款利率的上升将必然导致贷款利率的上升（而非下降），这将进而减少（而非增加）贷款规模和银行信用创造，从而引发金融脱媒。

此外，根据引理 6 和引理 8，我们容易得出：CBDC 的引入会减少存款利息差（deposit spread）和贷款利息差（loan spread），见引理 9。根据商业银行的利润最大化方程， $[R^l - R^r] l(R^l) + [R^r - R^d] d(R^d)$ ，商业银行可从贷款和存款两个方面获得利润。存款利息差和贷款利息差的减小将倾向于减小商业银行的垄断利润。然而，存款规模和贷款规模的增加将倾向于增加银行的利润。根据假设 1 和上文分析，我们有 $\hat{\gamma} > \overline{\gamma} = 0$ 。这意味着在准备金约束的条件下，利息差的减小将大于存贷款规模的增加。因此，商业银行的垄断利润将减小，见引理 10。

引理 9：央行数字货币的发行会减少存款利息差和贷款利息差。

引理 10：央行数字货币的发行会减少商业银行的垄断利润。

²⁵ 此时，商业银行将选择存款、贷款以及准备金来实现利润最大化，其仍然面临预算约束和存款准备金约束。由于该银行体系为完全竞争，银行不能自行设定存款利率和贷款利率，并且银行在均衡时的利润为零。

（二）央行数字货币对支付系统和经济产出的影响

下面，我们先分析 CBDC 对投资和产出的影响。由于 CBDC 的发行使得银行降低贷款利率，根据引理 4，较低的贷款利率减少了厂商的借贷成本并将鼓励厂商购买更多的投资商品 x 。因此，投资 l 会增加。由于 $f'(l) > 0$ ，更多的投资也将导致商品 x 生产的扩张，这将增加总产出。对该机制的描述见图 1。在此，我们注意到，虽然商品 x 的产出增加，但买卖双方用于消费的商品 x 的数量并未变化。这是因为 CM 为无交易摩擦的市场，买方和卖方均可消费最优水平的商品 x ，见引理 1 和引理 2。

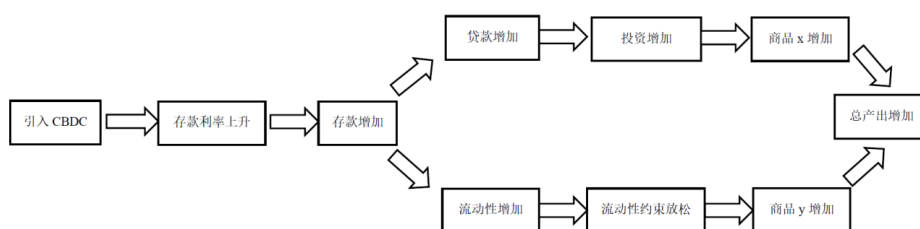


图 1 模型的作用机制

定理 2：央行数字货币的引入将使得商业银行设定更低的贷款利率，这将减少厂商的借贷成本，进而促进厂商投资。投资的增加也将增加商品 x 的产出。

接下来，我们考虑央行数字货币在 DM 的影响。DM 和 CM 的最大区别在于 DM 存在交易摩擦并因此强调货币的作用。在本模型中，经济个体面临流动性约束并会最优选择花掉其手中持有的流动性资产。此时，货币的流动性溢价为正，即货币的边际收益大于零。更多数量的货币将减小交易摩擦、鼓励交易并促进消费，这也增加了支付的效率。我们重点分析 CBDC 如何影响买方的流动性约束以及其消费和生产行为。

如上文所述，CBDC 的引入将增加银行存款货币的数量，即 $\hat{d} > \bar{d}$ 。因此，在 DM，总的电子货币的数量将增加（CBDC 和银行存款），即 $\hat{d} + \hat{e} > \bar{d}$ 。这意味着可用于第二类交易场景的流动性资产的数量增加，导致流动性约束放松。以方程（9）为例，CBDC 的使用增加了银行存款利率，存款利率的上升减小了持有银行存款的机会成本，这也意味着电子货币的流动性溢价 $\lambda(d+e)$ 减少，即单位货币增加所带来的边际收益下降，表明买方面临的流动性约束放松。此外，根据方程（7），注意到 CBDC 的引入并不改变现金的流动性溢价。最后，买方流动性约束的放松将使得买方可以进行更多的交易并购买更多的商品 y 。这也意味着卖方将生产并出售更多的商品 y ，因此，商品 y 的产出将增加，这也有利于增加总产出，具体机制可见图 2。

值得一提的是，电子货币流动性溢价的减少和买方流动性约束的放松意味着交易摩擦的减小和经济体支付效率的提高。在此情况下，买方将更加接近其最优消费水平。²⁶因此，央行数字货币的引入对支付体系存在正面影响，促进了交易的进行，见引理 12。

定理 3：央行数字货币的引入会增加总的电子货币的数量。流动性资产的增加将放松经济个体的流动

²⁶ 注意到，买方在电子货币的流动性溢价为零时达到其最优消费水平。

性约束，使得买方交易和消费更多的商品 y 。与此同时，卖方将生产并出售更多的商品 y 。

引理 11：央行数字货币的发行使用会减少电子货币的流动性溢价。

引理 12：央行数字货币的引入对支付体系存在正面影响。

此外，根据定理 2 和定理 3，我们不难得出：商品 x 和商品 y 产出的增加将增加经济体的总产出，即定理 4。这体现了央行数字货币对经济总产生的正面效应。

定理 4：央行数字货币的引入会增加经济体的总产出。

最后，我们总结央行数字货币的宏观作用机制。我们考虑类存款的（deposit-like）央行数字货币。央行数字货币和银行存款的竞争关系规范了商业银行的存款行为，并使得银行设定更高的存款利率。更高的存款利率致使银行吸收更多的存款。在存款准备金约束下，这意味着商业银行将发放更多贷款。由于银行具有垄断权力，其可通过降低贷款利率来发放更多贷款。存款利率的增加和贷款利率的减小将挤压商业银行的垄断利润。较低的贷款利率也意味着厂商面临更低的借贷成本，这将鼓励厂商购买更多的投资品 x ，进而增加商品 x 的产出。另一方面，在 DM，央行数字货币的引入以及银行存款的增加意味着可使用的电子货币数量的增加。流动性资产的增加将减小电子货币的流动性溢价并放松买方的流动性约束，鼓励买方交易和消费更多的商品 y 。与此同时，卖方将生产并出售更多的商品 y 。最后，商品 x 和商品 y 产出的增加意味着总产出的增加。在此模型中，央行数字货币的发行使用可促进消费、投资和产出。央行数字货币的引入增加了银行的存贷款规模，且并不会导致金融脱媒。此外，央行数字货币的使用可减少交易摩擦、提高支付效率。因此，央行数字货币的发行和使用对金融体系、支付系统和经济产出均产生正面的影响。

四、量化分析

本节对央行数字货币的经济影响进行量化分析，主要目的在于使我们对上述模型的机制和结论有更为直观的理解。²⁷此外，我国的数字人民币仍处于试点阶段，尚未正式发行。因此，本节的研究属于反事实分析。本节采用文献中较为标准的方程形式。本节的参数校准符合我国的利率数据、货币政策执行数据，以及支付数据。

具体地，参照 Chiu 和 Davoodalhosseini(2021)，我们假设买方在 DM 的效用函数为 $u(y) = y^{1-\sigma} \kappa(1-\sigma)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}$ 。

参照 Chiu 等（2023）、Keister 和 Sanches（2023），假设厂商的生产函数为 $f(l) = Al^{\eta}$ ，其中 $0 < \eta < 1$ 。本文模型每一期为一年，我们假设 $\beta = 0.960$ 。关于货币政策相关数据，我们假设基准利率为 3.0%，即 $R^r = 1.030$ ，存款准备金率为 10.0%，即 $\chi = 0.100$ 。此外，我们通过校准 (σ, η, A) 完成以下目标：存款利率约为 1.0%，贷款利率约为 5.0%，存款和贷款满足存款准备金约束。以上目标与我国的现实数据较为一致。我们得到： $\sigma = 0.025$ ， $\eta = 0.980$ ， $A = 1.040$ 。最后，我们校准支付数据。现有研究表明，现金用于支付的比例为 23.0%（中国人民银行数字人民币研发工作组，2021），因此我们假设 $\alpha_1 = 0.230$ 。

²⁷ 当然，更为严格的定量分析需要使用央行数字货币的相关运行数据对模型进行校准或估计。然而，目前我国的央行数字货币尚未正式发行，其试点运行的相关数据也难以获得。基于同样的原因，目前国内外学界也尚未对央行数字货币的经济影响进行实证分析，但这无疑是未来重要的研究方向。

表 1 引入央行数字货币后的经济影响($R^e = 1.012$)

		引入 CBDC 之前	引入 CBDC 之后	变化
金融体系	存款利率	1.010	1.012	+20bp
	贷款利率	1.051	1.049	-20bp
	存款	0.207	0.224	8.6%
	贷款	0.186	0.202	8.6%
支付系统	流动性溢价	0.040	0.038	-5.3%
宏观经济	产出 x	0.199	0.216	8.4%
	产出 y	0.159	0.173	8.6%

（一）引入央行数字货币后的经济影响

1. 对商业银行的影响

下面我们研究引入央行数字货币后产生的经济影响，其量化结果见表 1。在此，我们分别研究央行数字货币的使用对金融体系、支付系统以及经济产出的影响。根据假设 2，我们考虑 $R^e = 1.012$ ，即考虑央行数字货币的利率高于存款利率 20 基点（20bp）的情况。在引入央行数字货币之前，商业银行的存款利率为 1.0%。央行数字货币的引入对商业银行产生了竞争，这使得垄断商业银行增加存款利率 20 基点。存款利率的增加带来了存款规模的增加（8.6%）。由于商业银行受到存款准备金约束，银行的贷款规模也随之增加（8.6%）。垄断商业银行通过降低贷款利率来实现贷款的增加，在此，贷款利率降低 20 基点。注意到，在具有垄断权力的商业银行假设下，本文并不产生金融脱媒现象。央行数字货币的引入对金融体系产生正面的影响。

2. 对支付系统和经济产出的影响

此外，存款货币的增加将放松买方在第二类场景下的流动性约束。这体现为货币流动性溢价的减小和支付效率的提升。从货币流动性溢价的角度看，我们估算第二类支付场景的支付效率可提升 5.3%。因此，央行数字货币的引入对支付系统产生正面的影响。最后，我们考虑央行数字货币对产出的影响。如上所述，央行数字货币的引入使得商业银行降低贷款利率。贷款利率的下降使得厂商面临更低的借贷成本，厂商因此选择增加投资（8.6%）。投资的增加将增加产品 x 的产出（8.4%）。与此同时，在 DM，存款货币的增加使得买方消费更多的产品 y ，这也使得卖方生产更多的产品 y （8.6%）。因此，央行数字货币的使用可增加投资以及产品 x 和产品 y 的产出，这体现为央行数字货币对宏观经济的正向影响。综上所述，本节的量化分析表明，央行数字货币的运行机制与上节的结论一致，其发行和使用可对金融体系、支付系统以及经济产出均产生正向效应。

（二）稳健性检验

下面，我们进行稳健性检验并重点考虑“现金使用下降”（令 $\alpha_1 = 0.200$ ）的数值实验。其中， α_1 代表现金用于支付的比例，其基准校准值为 0.230。在此， α_1 取值更小可以反映我国现金在支付中比重不断下降的现实趋势（中国人民银行数字人民币研发工作组，2021；刘凯等，2023）。本实验研究：假设现金的使用下降，央行数字货币的经济影响将如何变化？这一实验或许能更好地拟合未来我国的支付情况，其量化结果总结于表 2。

表 2 引入央行数字货币后的经济影响($R^e = 1.012$, $a_2 = 0.200$)

		引入 CBDC 之前	引入 CBDC 之后	变化
金融体系	存款利率	1.010	1.012	+20bp
	贷款利率	1.051	1.048	-30bp
	存款	0.211	0.237	12.2%
	贷款	0.190	0.213	12.2%
支付系统	流动性溢价	0.040	0.037	-7.6%
宏观经济	产出 x	0.204	0.228	12.0%
	产出 y	0.169	0.190	12.2%

对比表 1 的结果,本实验发现,在现金使用下降的情况下,引入央行数字货币后的经济影响更加显著。具体地,相较于表 1 的结果,当现金在支付中使用更少时,买方将增加对存款货币的使用。存款货币数量因此增加更多,存款货币的流动性溢价也降低更多。注意到,贷款利率下降幅度增加(为 30 基点),这也增加了贷款规模并支持投资和产出 x 。存款货币增幅更大也进一步放松了买方的流动性约束,这有利于产品 y 的消费和产出。此外,表 2 的结果表明,央行数字货币的引入将增加商业银行的存款和贷款规模,并不会导致金融脱媒。央行数字货币的使用将提升支付效率并有利于产出。这一结论与本文模型机制和表 1 的结果一致,说明本文结论具有稳健性。²⁸

五、研究结论与政策启示

央行数字货币是法定货币在数字经济时代的必然结果。作为中央银行领域的重大创新,央行数字货币的发行与使用无疑将对宏观经济产生十分重要的影响。对央行数字货币相关问题的研究具有重要的现实价值和政策意义。其中,如何理解央行数字货币对金融系统的影响成为社会各界关注的重点问题。本文通过构建新货币主义模型研究央行数字货币对商业银行的影响并重点分析央行数字货币与金融脱媒风险问题,同时还分析了央行数字货币的引入对支付系统和经济产出的影响。研究发现,央行数字货币的使用可以规范商业银行的存款行为,迫使银行增加存款利率并吸收更多存款,这将增加银行的信用创造和贷款规模,因此央行数字货币的引入并不会导致金融脱媒。机制分析表明,由于商业银行具有垄断权力,银行将通过减小贷款利率以匹配增加的贷款需求;存款利率的增加和贷款利率的减小将挤压商业银行的利润;贷款利率的减小将降低企业的融资成本,进而刺激企业投资并增加产出。进一步分析表明,央行数字货币的引入可增加流动性。在存在流动性约束的环境下,流动性资产的增加将促进消费者交易商品并提高支付效率,这同时也促进了生产端活动,增加产出。本文研究表明,央行数字货币的发行和使用可对金融体系、支付系统和经济产出产生正面影响。

根据本文的研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,稳步推进央行数字货币的试点与发行工作。本文发现,央行数字货币的引入可增加商业银行的存款和贷款规模,并不会导致金融脱媒。央行数字货币的使用可有效降低企业的借贷成本、增加信用创造和流动性。央行数字货币的使用还可对支付系统和经济产出有正面影响,其引入可提高支付效率并增加消费、投资和产出。中央银行应努力推进央行数字货币的研发和试点进程。然而,本文的研究存在一定的局限性,央行数字货币的相关风险并未完全考虑。比如,央行数字货币作为最安全的金融资产,在经济危机

²⁸ 本文还对央行数字货币的利率 R^e 进行了稳健性检验,相关结果见附录表 1。具体地,我们令 $R^e = 1.013$,即考虑央行数字货币的利率相较于存款利率增加 30 基点。本文发现,央行数字货币的利率更大,其经济影响更加显著。这一结论也符合经济直觉。此外,央行数字货币的引入和使用仍然对金融体系、支付系统和经济产出存在正面影响。这表明本文模型机制和表 1 的结论具有稳健性。

时可能加剧银行存款挤兑问题。危机时, 经济个体可能将存款货币转化为央行数字货币, 导致金融中介规模收缩、增加金融风险。因此, 在现实操作中, 中央银行应稳步推进此进程, 重视央行数字货币可能带来的负面影响。

第二, 着力推行央行数字货币在电子支付领域的应用。本文发现, 央行数字货币的引入可以放松消费者的流动性约束并有效减小交易摩擦, 这将有益于消费者。作为新型零售类电子支付工具, 央行数字货币的使用不仅可以提升支付效率, 还可以鼓励消费并增加产出, 对宏观经济产生正面影响。近年来, 中国电子支付快速发展, 在助力数字经济发展的同时也培育了社会公众对数字支付的需求。央行数字货币作为现有零售电子支付的重要补充, 有助于满足公众对数字支付日益提高的需求。因此, 中央银行应大力推进央行数字货币在支付领域的应用。政府相关部门可以丰富央行数字货币的支付场景, 完善央行数字货币的支付功能。在此进程中, 相关部门也应着力处理好央行数字货币与传统现金的替代和互补关系。

第三, 深入研究央行数字货币在货币政策层面的应用。本文发现, 央行数字货币的利率可作为重要的货币政策工具, 这也是货币政策的创新。该利率的变化可以直接影响商业银行的存款利率, 进而对银行存款、贷款以及贷款利率产生影响。央行数字货币利率的合理设置可达到支持宏观经济的目的。该政策创新可以丰富中央银行现有的工具储备。此外, 现有研究表明, 该政策工具可以增加货币政策传导的有效性。虽然目前我国的数字人民币试点尚未对数字货币计息, 但计息的央行数字货币可作为未来试点和应用的重要方面。中央银行在开展数字人民币试点测试时, 可将数字人民币在货币政策方面的应用与影响作为重要测试内容。

第四, 大力完善支付体系的基础设施建设, 加速推广和宣传央行数字货币。为保障央行数字货币的应用和实施, 政府相关部门应继续完善我国支付体系的基础设施建设, 继续提升电子支付的安全性、便捷性、普惠性, 不断满足社会公众对数字支付日益增长的需求。在此过程中, 还应注意保护用户的个人隐私, 确立和完善相关法律法规。此外, 中央银行和政府相关部门应加大对央行数字货币的宣传和推广力度, 组织开展各类活动和项目以支持央行数字货币的试点与应用, 提升社会公众对央行数字货币的了解和接受程度。在数字人民币双层运营的模式下, 商业银行等相关金融机构为运营机构, 牵头提供数字人民币兑换服务。该类运营机构也应助力推广和宣传数字人民币, 提高社会对数字人民币的接受度。

需要指出的是, 本文的研究存在一定的局限性, 有待进一步的研究工作予以完善。央行数字货币的发行和使用还涉及其他重要问题, 本文并未讨论。比如, 如何理解央行数字货币的福利影响? 如何理解央行数字货币与个人隐私的关系? 如何在异质性的环境下理解央行数字货币的经济影响和宏观政策的效应? 如何更好地将央行数字货币与中国国情相结合以增强模型在我国的适用性? 这些均为有关央行数字货币的重要理论和现实问题, 值得未来进一步研究。此外, 现有文献指出, 央行数字货币的引入可能存在风险, 并可能对经济产生负面影响。比如, 央行数字货币作为最安全的金融资产, 在经济危机时可能加剧银行存款挤兑问题。危机时, 经济个体可能将存款货币转化为央行数字货币, 导致金融中介规模收缩、增加金融风险。再如, 虽然本文认为, 央行数字货币的引入并不会导致银行信用收缩和金融脱媒, 但学术界对此仍未有较为统一的结论。现有研究对以上各类问题均有所讨论, 但相关文献仍处于萌芽阶段, 现有文献也尚未达成较为一致的结论。未来, 我们需要更多研究关注以上重要问题。我们需要从不同视角深入理解央行数字货币的经济效应, 稳步推进中央数字货币的发行和落地, 并且审慎关注央行数字货币对经济各部门的影响。

【参考文献】

- [1] 巴曙松,姚舜达.央行数字货币体系构建对金融系统的影响[J].金融论坛,2021,(4):3~10.
- [2] 黄国平,丁一,李婉溶.数字人民币的发展态势、影响冲击及政策建议[J].财经问题研究,2021,(6):60~69.
- [3] 贾鹏飞.央行数字货币替代现金的经济影响[J].经济学家,2023,(9):66~76.
- [4] 李建军,朱烨辰.数字货币理论与实践研究进展[J].经济学动态,2017,(10):115~127.
- [5] 刘凯,郭明旭,李育.数字人民币发行与数字支付发展的宏观经济影响研究[J].中国工业经济,2023,(3):39~57.
- [6] 毛丰付,张帆.中国地区数字经济的演变:1994~2018[J].数量经济技术经济研究,2021,(7):3~25.
- [7] 彭绪庶.央行数字货币的双重影响与数字人民币发行策略[J].经济纵横,2020,(12):77~85.
- [8] 齐兰,王业斌.国有银行垄断的影响效应分析——基于工业技术创新视角[J].中国工业经济,2013,(7):69~80.
- [9] 宋敏,徐瑞峰.央行数字货币创新研究新进展[J].经济学动态,2022,(5):143~160.
- [10] 孙国峰,栾稀.利率双轨制与银行贷款利率定价——基于垄断竞争的贷款市场的分析[J].财贸经济,2019,(11):81~97.
- [11] 王军,朱杰,罗茜.中国数字经济发展水平及演变测度[J].数量经济技术经济研究,2021,(7):26~42.
- [12] 王鹏,边文龙,纪洋.中国央行数字货币的微观需求与“金融脱媒”风险[J].经济学(季刊),2022,22(6):1847~1868.
- [13] 姚前.共识规则下的货币演化逻辑与法定数字货币的人工智能发行[J].金融研究,2018,(9):37~55.
- [14] 姚前,汤莹玮.关于央行法定数字货币的若干思考[J].金融研究,2017,(7):78~85.
- [15] 中国人民银行数字人民币研发工作组.中国数字人民币的研发进展白皮书[R].2021.
- [16] Andolfatto D., 2021, Assessing the Impact of Central Bank Digital Currency on Private Banks[J], *Economic Journal*, 131, 525-540.
- [17] Barontini C., Holden H., 2019, Proceeding with Caution - A Survey on Central Bank Digital Currency[R], *BIS Papers* 101.
- [18] Barrdear J., Kumhof M., 2022, The Macroeconomics of Central Bank Issued Digital Currencies[J], *Journal of Economic Dynamics and Control*, 142, 104148.
- [19] Brunnermeier M., Niepelt D., 2019, On the Equivalence of Private and Public Money[J], *Journal of Monetary Economics*, 106, 27~41.
- [20] Chiu J., Davoodalhosseini M., 2021, Central Bank Digital Currency and Banking: Macroeconomic Benefits of a Cash-Like Design[R], *Bank of Canada Staff Working Paper* 2021-63.
- [21] Chiu J., Davoodalhosseini M., Jiang J., Zhu Y., 2023, Bank Market Power and Central Bank Digital Currency: Theory and Quantitative Assessment[J], *Journal of Political Economy*, 131, 1213~1248.
- [22] Davoodalhosseini M., 2022, Central Bank Digital Currency and Monetary Policy[J], *Journal of Economic Dynamics and Control*, 142, 104150.
- [23] European Central Bank, 2020, Report on a Digital Euro[R].
- [24] Federal Reserve, 2022, Money and Payments: The U.S. Dollar in the Age of Digital Transformation[R].
- [25] Ferrari M., Mehl A., Stracca L., 2022, Central Bank Digital Currency in an Open Economy[J], *Journal of Monetary Economics*, 127, 54~68.
- [26] Galí J., 2015, *Monetary Policy, Inflation, and Business Cycle*[M], Princeton: Princeton University Press.
- [27] Jia P., 2020, Negative Interest Rates on Central Bank Digital Currency[R], *MPRA Paper* No.103828.
- [28] Keister T., Sanches D., 2023, Should Central Banks Issue Digital Currency?[J], *Review of Economic Studies*, 90, 404~431.
- [29] Lagos R., Wright R., 2005, A Unified Framework for Monetary Theory and Policy Analysis[J], *Journal of Political Economy*, 113(3), 463~484.
- [30] Rogoff K., 2016, *The Curse of Cash*[M], Princeton: Princeton University Press.
- [31] Williamson S., 2022, Central Bank Digital Currency: Welfare and Policy Implications[J], *Journal of Political Economy*, 130, 2829~2861.
- [32] Woodford M., 2003, *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*[M], Princeton: Princeton University Press.

Central Bank Digital Currency and Banking: Central Bank Digital Currency and the Risk of Financial Disintermediation

JIA Pengfei

(School of Business, Nanjing University)

Summary: With the rapid development of digital economy and private money, central bank digital currency receives a lot of attention. Most central banks in the world are actively exploring the possibility of issuing their own central bank digital currencies. This paper studies the economic effects of CBDC on financial sector, payment system and economic output, through the lens of a macroeconomic general equilibrium model. In particular, this paper studies whether the introduction of a CBDC results in financial disintermediation, a topic that is widely discussed by policymakers. Specifically, this paper develops a New Monetarist model of banking and payments which includes a CBDC and a monopolistic banking sector. This paper studies a “deposit-like” CBDC that competes with bank deposits as a means of payment.

In the model, the issuance of a CBDC disciplines the banking sector. This makes the bank raise the deposit rate and thus attract more deposits. Under a binding reserve requirement, higher deposits imply that loans are also higher. Since the bank has monopoly power, it will lower the lending rate to match the increased loan demand. A higher deposit rate and a lower loan rate imply that bank profits will fall. In the model, a lower loan rate also means that firms are facing lower borrowing costs, which will encourage them make more investment. This in turn leads to an expansion in economic production. In the meanwhile, as bank deposits increase after introducing a CBDC, the amount of electronic money (i.e., CBDC and deposits) increases. In an economy where agents face liquidity constraints, more liquid assets would relax agent’s liquidity constraints. From the perspective of payment efficiency, the introduction of a CBDC is beneficial to the economy as it mitigates trading frictions and facilitates trades. In the meantime, as the issuance of a CBDC facilitates transactions, agents will buy more goods and make more trades. That is, consumers consume more goods, and producers produce more goods. Again, introducing a CBDC is shown to promote production. Taken together, this paper shows that the introduction of a CBDC can have positive effects on financial sector, payment system, and economic output. In addition, it does not lead to financial disintermediation.

The contributions of the paper are as follows. First, this paper introduces a monopoly banking sector into a New Monetarist model. Existing studies typically adopt a competitive banking in studying the impact of CBDC on the financial sector. Their results often show that the introduction of a CBDC increases bank’s deposit rate, which in turn increases bank’s loan rate. The increase in the lending rate, however, can be detrimental to the economy. In our model, since the bank has monopoly power, it can lower the lending rate as the deposit rate increases. Second, our paper contributes to the heated discussion of whether the issuance of a CBDC causes financial disintermediation. In our model, we find that introducing a CBDC does not lead to financial disintermediation, due to the setting of a monopoly banking. In fact, it can increase both deposits and loans. As loans grow, investment and output also grow. It also increases payment efficiency in the payment system. As mentioned earlier, the introduction of a CBDC can have positive effects on financial sector, payment system and economic output. Third, in recent years, there is a growing interest in studying the impact of e-CNY in China, however, the number of theoretical studies is still small. This paper contributes to the literature by building a general equilibrium model, which links financial sector, payment system, and economic output. In addition, the paper brings Chinese characteristics into the model and uses Chinese data to perform simulations. This paper thus can have important implications on understanding the economic impact of e-CNY in China.

Keywords: Central Bank Digital Currency; Banking; Monopoly Power; The Macroeconomy; New Monetarist Model

债券市场开放的价格效应与境外货币政策传导¹

刘津宇² 苏治³

【摘要】债券市场阶段性双向开放是中国“双循环”战略格局下在资本市场层面的重要支点。本文基于债市制度型开放的重要分水岭——“债券通”开启事件，在开放市场环境下重新认识债券的风险定价及其对境外冲击的敏感性，借助中国银行间和交易所两市并行的特殊格局及政策不同步性设计双重差分模型，提取出市场开放的资产定价效应。研究发现，债市开放政策能够提振债券价格，意味着市场对于开放具有正向预期，这一效应在评级更高、期限更短、隐性担保预期更强的债券中更为明显。进一步研究发现，债券市场开放同时也放大了美国货币政策对中国的短期外溢效应。本文为监管层深入认识债市与国际金融体系对接的真实经济后果提供了新的视角。

【关键词】债券市场开放 债券通 债券定价 美国货币政策外溢

引言

中国债券市场在过去 10 余年中走过了西方发达国家逾百年的发展历程，成为仅次于美国的第二大债券市场。根据中国人民银行发布的数据，截至 2022 年中国内地债券市场总额达到 141.3 万亿元，在引导全球资本流动方面发挥着重要作用。如果过去 10 年中国债券市场的任务是“量的突破”，那么未来 10 年其核心使命便是“质的飞跃”。“十四五”规划中明确提出要健全多层次资本市场体系、推动资本市场全面深化改革。债券市场高水平制度化开放成为近年来中央和金融主管部门制度建设重点。

2017 年香港和内地债券市场交易流通债券的机制（简称“债券通”）启动了中国债券市场全面融入国际金融体系的新阶段。本土债市与全球金融市场深入互动，吸纳国际金融系统的风险敞口和信息要素，并反映在本国资产价格波动中。债券市场所扮演的资金融通渠道和宏观调控媒介双重角色，决定了其在金融系统中具有“牵一发而动全身”的重要影响，其经济后果可能是多维的：一方面，开放重塑了本土市场投资者格局和运行效率，境外成熟投资者的监督效应和知情交易能够改善信息环境和价格发现，提升本土市场有效性，为金融供给侧改革和市场成熟化转型奠定根基（熊启跃等，2016；张博等，2018）；但另一方面，资金跨境流动可能造成境外宏观风险向本土市场蔓延，短视逐利性外资的涌入与抽离也可能威胁金融体系稳定性。更重要的是，开放程度的提高释放了市场结构调整、市场氛围变化和金融资源配置效率改变的信号，包括定价效率和信息透明度上升、融资成本下降等（Wei，2018），因此，开放效应并不局限于境外投资者“入场”交易本身，同时也触发市场气氛和市场预期调整，作用于境内外投资者的信息捕捉和投资策略，从而产生深远、持续的“放大器”效果。

立足于这一背景，本文基于“债券通”开启这一重要分水岭，系统地探讨债市制度型开放这一要素如何嵌入在岸债券风险定价，借助银行间和交易所两市并行环境下大量债券双重交易的特殊制度环境，以及两市开放政策的不同步性，搭建双重差分（Difference-in-Differences，DID）模型，剥离出市场开放作用于债券收益率的净效应，并厘清其内在的影响机理。我们的讨论并不局限于开放对债券定价的影响，同时也探索债市开放的“硬币另一面”即资产价格敏感性效应，即市场走向开放后，本土债市是否变得更敏感、更容易受境外宏观冲击的扰动，以各债券在美国联邦公开市场委员会公告（Federal Open Market Committee，FOMC）时间窗口的利差变化来刻画境外货币政策冲击的外溢效应，厘清这一响应幅度是否在市场开放后

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Paper NO. 2402

² 刘津宇，对外经济贸易大学

³ 苏治，中央财经大学

出现显著增强, 从而构成对债市开放经济效果的立体、多维刻画。

本文研究发现, 债券市场走向全面国际互通带来了处理组债券信用利差的显著下降即资金成本降低, 说明债市投资者群体对于开放政策存在一定的积极预期。进一步检验发现, 债券市场开放是通过激活市场交易活跃度、放大流动性、提升价格的信息含量等渠道发挥作用的。从这个角度讲, 市场开放有助于倒逼本土市场的成长: 通过引入“活水”完善市场结构、夯实金融基础设施建设, 能够加强价格发现, 推动做市商环境的改善和交易摩擦的降低, 激活债市活力。上述效应在高评级、中短期债券中以及政府救助力量较强的地区更加明显。另一方面, 我们也发现, 随着债市与国际金融系统连为一体, 美联储货币政策冲击对本土债券收益率的溢出效应也显著增强。为夯实研究的可靠性, 更好地排除基本面和其他因素对结果的干扰, 我们利用中国债市“两市并行”的特殊属性, 构造基本面相同的“孪生债券”在银行间和交易所的跨市场利差, 提取出纯净的市场开放效应, 强化了我们的结论。

本文的贡献体现在三个方面。首先, 一国债券市场与国际金融体系的互通程度是其重要特质, 学术界长期关注的核心话题之一就是市场开放对资产定价的影响(黄玲, 2007; 李巍和张志超, 2008; 彭红枫和朱怡哲, 2019), 但相关研究往往受制于内生性问题和识别困难, 而中国债券开放的制度冲击和“两市并行”的特殊格局, 为提取出市场开放的净效应提供了契机, 为学术界关于金融开放经济后果的长期争论贡献了新证据。其次, 本文基于市场开放效应的讨论, 也为探讨市场投资者结构与资产定价的关系提供了新的视角(Hirshleifer et al., 1994; 何佳和何基报, 2006)。现有研究较少关注债市投资者结构尤其是境外投资者“入局”如何影响本土资产价格, 本文补充了相关线索。再次, 中国债市国际化进程起步较晚且具有特殊性, 学术界和监管层尚未对其影响机理积累充分的经验, 而现有关于中国金融体系开放的研究多基于银行和股票市场, 其结论不能简单地外延到债券市场, 本文填补了这一领域的空缺。最后, 不断爆发的金融体系崩溃事件促使人们重新审视金融市场“敞开大门”所引致的风险暴露和价格波动, 亟需新的经验证据予以解读, 现有研究多基于市场整体视角, 且尚未纳入市场开放环境变化要素(金春雨和张龙, 2017; 姜富伟等, 2019)。本研究深入到债券个体层面, 将其定价规律置于当前国际金融体系融合的新环境下, 刻画债市开放的真实效果, 是对现有研究的重要补充。

当前中国债券市场已成为全球投资者资金配置和风险管理的重要选项, 这为中国提供了畅通内外循环、提升国际竞争力和话语权的良好机会。系统探讨开放环境下的债券价格波动规律, 以做足充分的准备应对种种新问题、新考验, 不仅有丰富的理论意义和应用价值, 也具有必要性和时效性。

一、制度背景与文献回顾

(一) 中国债券市场开放的历程与投资者特征

中国债券市场开放大致分为三个阶段。第一阶段是2005-2009年, 中国人民银行、财政部与发改委共同发布熊猫债管理办法, 打开了国际机构发行人民币债券的大门, 银行间市场引入泛亚基金、亚债中国基金, 尽管实现了从无到有的突破, 但市场开放步伐十分缓慢。第二阶段是2010-2016年, 中国从投资主体和投资市场两个维度逐步放开债市, 开启了境外投资者进入境内债券市场的三个渠道: (1) 2010年起境外央行或货币当局、境外人民币清算行等获得准入资格; (2) 2013年起, 合格境外机构投资者(QFII)、人民币合格境外机构投资者(RQFII)可以进入银行间市场进行交易; (3) 金融机构直接进入内地银行间债券市场(即银行间债券市场直投模式)。但这些途径的劣势在于灵活性不足, 在锁定期、金额、品种等方面有较强的限制。因此, 在市场开放的初期阶段, 境外投资者进入中国债市的途径依然相对较少。

第三阶段是中国债券市场真正走向制度型开放, 以2017年香港和内地债券市场交易流通债券机制(简称“债券通”)的启动为分水岭。中国人民银行发布《内地与香港债券市场互联互通合作管理暂行办法》, 提出中国香港及其他国家与地区的境外投资者, 可以通过香港与内地债券市场基础设施机构之间的互联互通, 充分实现交易、托管、结算等业务安排, 极大改善了债券市场环境。2017年7月3日“债券通”正式上线, 分南向、北向两个分支, “北向通”首先开启, 境外投资者可投资于内地的银行间债券市场。交易

的品种为现券买卖，其简洁化的开户流程、多级托管的制度设计、券款对付的结算方式，为跨境债券买卖提供了最大便利。

债市开放推动了投资者结构的多元化。债券市场上的境外机构投资者分为央行类和商业类两大主要类型，前者主要包括境外央行或货币当局、国际金融组织、主权财富基金、其他官方储备管理机构等，后者包括境外商业银行、非银行类金融机构、金融机构产品类投资者的投资管理人等。按照投资倾向，境外投资主体包括中长期投资者（海外央行、主权财富基金、被动投资等）和短期交易者（商业银行、对冲基金、资管产品等）⁴，前者的投资策略较持续、稳定，对短期利率、汇率波动和变化相对不敏感；后者交易更加活跃，投资策略更加多样，包括分散化投资、息差交易等。

（二）假设的提出

1. 市场开放的资产定价效应：债券市场视角

新古典经济学理论认为金融开放通过降低成本、优化市场机制和提高企业治理效率进而促进经济发展（Henry, 2000; Bekaert et al., 2005）。金融开放打破市场分割，引入新的技术、监督和金融工具，消除了金融压抑，推进金融深化和市场良性竞争（Shaban and James, 2018）。随着中国资本市场的蓬勃发展，市场开放所扮演的角色受到越来越多的关注（陈雨露和罗煜，2007；李巍和张志超，2008）。现有文献大多基于股票市场探讨开放对于资金成本的影响（陈运森等，2019；Ma et al., 2021），如钟覃琳和陆正飞（2018）、刘海飞等（2018）等的研究发现，境外投资者对 A 股的价值投资能够提供信息增量并改善股市稳定性。然而另一些研究则表明，文化、地理、语言等隔离导致境外投资者对国内环境的熟悉程度较低，且难以实地调研获取一手信息，从而处于信息劣势（Choe et al., 2005; Dvořák, 2005）。

现有文献较少针对中国债券市场的开放效应展开讨论。相比于股票市场，体量巨大的债券市场开放的经济后果更为复杂，影响也更为深远，债券市场定价规律、投资者属性、风险偏好与股市有巨大差异，这也决定了股市的相关结论不能简单延伸到债券市场。那么，债券市场制度型开放究竟如何作用于在岸债券定价效率？我们从如下三个维度进行剖析。

（1）债市开放的信息效应：市场信息环境与投资者成熟度视角

市场中信息不对称和模糊性是债券定价的重要因素。信息环境对于信用利差的影响，始于学术界对于信用利差之谜的探索。根据 Merton（1974）的信用风险结构化模型（第一代债券定价模型），信用债是维系于公司资产和现金流之上的或有索取权，当公司资产下降到阈值水平从而失去还款能力后，违约风险浮出水面，投资者要求一个风险溢价作为补偿，故而随着债券久期下降到极端小的水平，信用利差应趋于 0。然而现实并非如此，长短期债券均存在稳定且为正值信用利差，远超过违约风险可以解释的范畴。Brennan and Schwartz（1984）、Anderson and Sundaresan（1996）等将内生性破产决定因素纳入模型，搭建了第二代债券定价模型；而第三代债券定价模型纳入了信息不对称因素：债券发行人有关于企业还款能力和风险的信息优势，而外部投资者对其违约阈值和发生概率缺乏准确估计，信用利差是违约风险和噪音的补偿（Duffie and Lando, 2001）。大量后续研究证实了信息不对称与债券信用利差的关联（Amir et al., 2010; Boubakri and Ghouma, 2010; 周宏等，2014）。

根据“信息增量观”，有效的信息搜集和分析有助于获取关于公司未来业绩与风险的精准判断，增量信息降低了市场信息不对称的程度，缓解了投资者对现金流不确定性的隐忧，继而降低信用利差和交易成本（Goldstein et al., 2007; Green et al., 2010; Schultz, 2012）。在提升市场信息透明度的诸多策略中，扩大信息优势投资者比例是一种常见的策略（Givoly and Lakonishok, 1982; Korniotis et al., 2020）。处于信息劣势的外部投资者群体具有异质性，其信息搜索能力、分析能力差别较大，对于发债人的真实状况具有异质信息集，知情交易者进行更有效的信息交易，降低市场噪音、促进价格发现。基于此，如果债券市场的制度变革能够缓解信息不对称、扩大知情交易比重、提高投资者群体对企业现金流和价值估计的准确度，将有助于降低债券的信用利差。来自成熟市场的境外投资者会扮演这一角色，他们凭借信息检索、估值能力和交易策略优势参与市场，更好地揭示企业内在价值，倒逼本土企业提升信息披露质量，增强知情交易

⁴ 参见中国外汇交易中心每月发布的《银行间债券市场境外业务运行情况》，时间跨度为 2020 年 12 月至 2022 年 7 月。

强度进而降低债券利差。投资者成熟度和交易经验对资产定价的重要性具有丰富的文献基础(Schultz, 2012; Korniotis, 2020)。此外, 境外投资者多来自投资者保护制度更健全的市场, 其凭借其更强的监督和风险甄别能力施压本土发债人, 对于本土债券定价发挥积极作用(例如放大其犯错成本, 降低其盲目扩大财务杠杆、过度投资和其他错误行为的倾向等)。

上述影响对于中国债市而言尤为关键。中国市场长期存在投资者成熟度不足、债券定价信息“容量”较低的问题, 主要原因是风险定价机制的不成熟, 长期以来隐性担保预期的存在使投资者放松了对发债人信息披露有效性的关注(王治国, 2015; 于静霞和周林, 2015)。因此, 开放为中国债券市场信息环境的改善与长期发展提供了新的空间和契机。

(2) 债市开放的交易成本与流动性效应: 金融基础设施建设视角

市场的制度型开放也能够直接和间接地降低交易成本与市场摩擦, 放大交易量, 提高市场活跃度与流动性, 进而对信用利差产生影响。

首先是金融基础设施建设降低交易摩擦的直接效应。Bessembinder and Maxwell (2008) 指出交易工具和机制的完善能够降低交易执行成本, 对于债券定价效率意义重大; Zhu (2012) 构建了一个市场中买卖双方进行匹配的动态模型, 揭示了在具有信息模糊性的市场环境下, 金融基础设施(包括交易平台、便利性报价机制等)的重要性。“债券通”标志着债市金融基础设施建设与全球规则的对接, 优化了境外投资者进入模式和灵活性, 提高了询价效率和交易过程自主性。同时, 交易量的扩增也压低了存货控制风险(价格不确定性和市场波动之下做市商存货不确定性引致的补偿性溢价), 从而降低债券的信用利差。

另一方面, 境外做市商资格的放开改善了做市环境, 推动了交易商群体的扩大, 有助于买卖价差的压缩⁵。根据 Duffie et al. (2005、2007) 的搜索摩擦理论, 投资者搜索摩擦的降低能够提升资产流动性和定价效率。“债券通”制度设计是降低搜索摩擦的重要“润滑剂”: 金融交易指令发布、交易达成及结算机制简单灵活, 券款对付结算模式和大宗交易分仓功能从交易便利度、时效性等维度提高了债市即时性, 有助于价格发现。同时, 境外投资者风险偏好的异质性能够为市场注入活力, 夯实债券利率的交易基础, 对债券定价效率产生积极影响。

开放的交易成本效应也与信息效应有紧密关联, 开放降低了投资者与交易商之间基于信息差的“盘剥”行为。Pagano and Röell (1996)、Bessembinder et al. (2006) 提出了另一种形式的信息不对称, 即基于信息差的“盘剥”倾向: 具有信息优势的大交易商基于其对债券真实价值的精准掌握而扭曲价格; 预期到该情况, 投资者也会要求一个补偿溢价, 构成债券定价中的间接效率磨损。债市开放配套制度的建设以及投资者与交易商结构的丰富化, 能够夯实市场参与主体间的良性竞争, 维护市场秩序。

(3) 开放的“放大器”效果: 投资者的学习行为与市场预期变化

债市开放的影响是长期的、深远的, 其提升市场信息效率、降低交易成本与摩擦等效应, 并非局限于境外投资者自身的投资活动, 而是会外溢到本土投资者群体, 带动信息共享和学习行为, 形成市场环境趋于成熟的良好预期, 吸引更多的本土和境外投资者参与市场交易。这种“放大器”效果, 首先体现在本土投资者群体的学习与跟随行为, 及交易商群体复杂化和市场竞争加剧下的鲶鱼效应。市场上信息处理能力较差的投资者对于成熟投资者具有非常强烈的依赖性。而面对境外投资者和做市商群体的涌入, 本土投资者也会在寻找良好的投资标的、信息评估和追踪、交易规范性等方面付出更积极的努力, 这一“鲶鱼效应”推动了本土投资者群体的成长(Zhang et al., 1996), 形成良性循环, 促使理性交易者群体的持续扩大。

在更宏观的维度上, “放大器”效应也体现为提振市场预期的信号作用。市场开放程度的提高释放了关于市场氛围、结构和金融资源配置效率变化的信号(Wei, 2018), 包括借贷双方信息透明度和定价效率提升、融资成本下降等。尽管金融基础设施、境外投资者的阶段性布局需要逐步推进, 但开放政策的信号作用是十分强烈的, 能够提振境内外机构的信心, 引导更多的本土和境外成熟机构投资者以更快速度、更大规模加入市场, 通过多元化风险偏好激活市场, 进而提升国内外投资者对中国债市高质量发展的信心, 产

⁵ “债券通”模式下, 境外机构通过 Tradeweb 交易平台与 CFETS 对接, 直接向多家做市商发送请求报价, 表达交易意向, 最终在各报价中择优成交。

生“滚雪球”式的正向反馈。基于上述分析，我们提出假设 1。

假设 1：“债券通”的开启对本土债券市场具有提振效应，能够降低本土债券信用利差。

2. 市场开放的资产价格敏感性效应：境外宏观冲击溢出

我们进一步考虑市场开放是否具有一定的副作用。随着市场的开放，金融资产价格联动和国际金融风险跨境传染可能同步放大，且威胁本国宏观政策的调控效力，对区域金融的稳定性带来威胁（Galema and Koetter, 2018）。一些研究发现，在开放的宏观经济环境下，本国资产价格可能受到国际货币政策干扰（Gupta et al., 2017; Lu and Luo, 2019）。短视性逐利环境可能威胁金融体系稳定性，扩大危机发生概率，国际资本的过度流入可能滋生资产泡沫。现有研究针对开放环境下市场联动性和宏观信号传导的探讨多数着眼于股票市场及银行业（梁琪等，2015；吴成颂等，2017；韩晓峰和陈师，2018）。在少数基于债券市场的讨论中，龙红亮（2020）认为，境外投资者的进入能够带来国债收益率的下降，但对收益波动率和流动性的作用相对比较中性；费兆奇和刘康（2020）探讨了国债市场的波动溢出效应，并识别了全球范围内的冲击在各国债市场之间的传播程度。

中国金融市场的对外开放面临着全球（尤其是发达国家）风险对本国的风险溢出，可能从外生冲击传导和货币政策效力双重层面对经济稳定产生威胁（李红权等，2017；于春海和张斌，2020）。“债券通”开启前，国际金融冲击导致的跨境资本流动直接作用有限，尽管有合格境外机构投资者和人民币合格境外机构投资者等渠道，但机制障碍和进入壁垒造成境外资本难以直接参与中国市场交易，其影响机制更多是通过改变国内风险溢价或是宏观基本面等间接渠道产生（马勇等，2016；谭小芬等，2022），例如境外货币政策通过跨境贸易的供需关系变化作用于本地企业经营和生产活动现金流充裕度（Bernanke and Kuttner, 2005），最终影响到企业表现和资产定价。Zhang（2022）认为国际货币政策冲击经由国际贸易的结算货币产生外溢效应。随着债券市场打开大门，境外投资者直接配置中国资产的路径被打通，境外金融冲击作用于本土市场的直接渠道愈发重要，中国债券市场不可避免地面临风险因素增加、风险敞口放大的问题，一方面，Ammer et al.（2010）提出各国利率相对水平影响跨境资本流动，最终作用于风险溢价和资产价格，因此，美联储货币政策冲击下，中美两国息差发生改变，带来资本引流效应，改变了境内外资金相对成本（Wongswan, 2009）。另一方面，“债券通”在引入大量境外投资者的同时，也为内地市场引入了国际通行的金融制度和交易安排，境外资金的进入和抽离迅速地作用于市场交易量，对资本市场资产价格波动产生深远影响。由此而提出假设 2。

假设 2：债券市场开放环境下，美联储货币政策冲击对中国本土债券收益率的溢出效应显著增强。

二、数据来源与模型设计

（一）数据来源

本文以“债券通”正式启动时间即 2017 年 7 月为基准，选取市场开放事件前后一年为样本区间（2016 年 7 月-2018 年 7 月），考察各发债主体在银行间市场和沪深交易所发行的信用债券二级市场交易数据。考虑到两市场交易可比性的要求，我们选取两市场均具有大量交易的企业债为研究对象。债券发行特征和二级市场交易数据来自 WIND 数据库和中国外汇交易中心。各券种面值和市值数据来自中央国债登记结算有限责任公司（中债登）以及中国证券登记结算有限责任公司（中证登）。美联储货币政策调整时间点、联邦基金目标利率及可预期和非预期的货币政策调整信息取自美国联邦公开市场委员会公告（Federal Open Market Committee, FOMC）⁶。芝加哥期货交易所联邦基金利率期货交易数据来自美联储经济数据库和 Thomson Reuters Eikon 数据库。

（二）研究设计

⁶ 美国联邦公开市场委员会（FOMC）是负责讨论、制定联邦基金利率水平的专门机构。FOMC 会议一年通常召开 8 次，会议的决定在结束后立即发布。

首先，界定发债人 i 所发行的信用债券 j 在 t 日的信用利差 (YS) 为债券的到期收益率 (Yield) 与插值法下期限相匹配的国开债收益率 (CDBYield) 的差值，衡量单只债券风险水平相对应的风险溢价，信用利差升高意味着债券风险上升，债券价格下降。利差 YS 可表示为：

$$YS_{i,j,t} = Yield_{i,j,t} - CDBYield_t \quad (1)$$

1. 债券市场开放与信用债券利差变化

首先考察债券市场开放政策冲击下债券信用利差的变化。中国债券市场开放的主要里程碑是“债券通”的启动，该政策基于银行间市场展开⁷，而交易所相关制度的推出和变革较慢且尚不明朗，从而构成一个理想的对照组。这一政策可以视为一个接近于半外生的实证环境，因为该政策的颁布源于中国构建多层次资本市场的顶层设计，而非针对个别债券或发行人推出，可以很大程度上缓解内生性问题，剔除债券特质、市场摩擦和投资者结构等系统性差异的干扰，从而识别出开放政策的真实后果。

因此，我们定义债券市场开放指示变量 $Post$ ，当样本为银行间市场交易且时间在市场开放（即 2017 年 7 月 3 日）之后取值为 1，否则取值为 0。我们构建如下的回归模型（2），以本土债券信用利差 YS 为被解释变量，检验市场开放效应：

$$YS_{i,j,t} = \varphi Post_{i,j,t} + \alpha_1 BondChars + \alpha_2 FirmInfo + \alpha_3 BondMktCond + \alpha_4 MacroCond + \delta_i + \xi_{p,m} + \omega_{c,m} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)$$

其中 $YS_{i,j,t}$ 为本土债务发行人 i 所发行的债券 j 在 t 日的信用利差，控制变量为债券特征 (BondChars, 包括发债额、期限等)、公司基本特征和经营状况 (FirmInfo, 包括公司规模、财务杠杆等)、债券市场环境风险度量 (BondMktCond, 包括市场无风险利率、期限利差等) 和宏观市场环境度量 (MacroCond, 包括银行间市场回购利率、汇率、股指收益率等)，以控制国内货币政策环境和宏观流动性的影响。变量定义在表 1 中将会详细列示。各个回归模型均控制行业×月度 ($\xi_{p,m}$) 高阶固定效应及城市×月度 ($\omega_{c,m}$) 高阶固定效应（为证明稳健性，我们也报告了将月度替换为日度固定效应的回归结果），并在各列中分别控制发行人 (δ_i) 及债券 (δ_j) 固定效应⁸；在债券发行人层面进行聚类。考虑到债券交易相比股票等其他金融产品而言，交易频率相对较低，我们在（2）式的基础上展开月度层面的回归分析，即以各债券月度平均信用利差为被解释变量，界定债券市场开放指示变量 $Post$ ，当样本为银行间市场交易且时间在 2017 年 7 月之后取值为 1，否则取值为 0⁹，控制行业×月度高阶固定效应及城市×月度高阶固定效应，并在各回归中分别控制发行人 (δ_i) 及债券 (δ_j) 固定效应。

表 1 变量定义

变量类别	变量名	变量含义
被解释变量	YS	信用利差
	ExPremium	跨市场溢价
主要解释变量	Post	债券市场开放指示变量
	MPshock	美国货币政策异常冲击
	Coupon	票面利率
	IssueAmount	发行金额（单位：亿元）
债券特征	Maturity	债券剩余期限，债券距到期日的剩余时间
	Vol	债券交易量（单位：百万）
	To	债券换手率，即交易额/债券总发行额
	ConvRate	债券的标准券折算率
公司特征	Size	公司规模，以公司总资产的自然对数表示
	Lev	杠杆水平，即总资产与总负债之比

⁷ 相关文件见全国银行间同业拆借中心网站 (<https://www.chinamoney.com.cn/>) 《全国银行间同业拆借中心关于正式试运行“债券通”交易服务的通知》。

⁸ 这里控制了城市×月度固定效应，基于多重共线性的考虑，不控制宏观层面的控制变量（如 CPI，GDP 等）。

⁹ 感谢审稿人针对这一设计提出的宝贵建议。

债券市场环境	<i>TermSpread</i>	期限利差，10 年与 1 年期国债利率的差值
	<i>CDBSpot</i>	基准利率，以 10 年期国开债的收益率衡量
	<i>GC001-SHIBOR</i>	债市回购利率与 SHIBOR 差值
宏观市场环境	<i>CPI</i>	物价水平
	<i>GDP</i>	国内生产总值
	<i>GDPGrw</i>	GDP 增长率
	<i>M2Grw</i>	M2 增长率
	<i>FX</i>	人民币兑美元汇率
	<i>MktReaction_Stock</i>	上证综指日度收益率
	<i>MktReaction_Bond</i>	中债综合指数日度收益率

2. 基于跨市场“孪生证券”样本的检验

尽管前述双重差分模型的设计缓解了内生性干扰，实验组和对照组之间依然可能存在不可比的问题。为此，我们进一步借助中国债券市场独特的制度环境，剔除干扰因素的影响，提取出更为“纯净”的市场开放效应。

具体而言，与美国等发达国家以银行间债券市场为主体的市场结构不同，中国债券市场存在着“并驾齐驱”的另一个重要战场——交易所市场。80%以上的企业债在银行间和交易所市场同时交易，具有完全相同的基本面、债券条款（发行额、期限、利率等）、评级等。但由于市场环境、交易者群体差异及跨市套利摩擦，二者交易价格并不一致，存在一个价差，我们称之为跨市交易利差（ExPremium）。跨市双重交易的债券为我们厘清债券收益率的影响因素提供了一个理想的实验环境：双重交易债券基本面的绝对匹配性创造了干净的实证环境，ExPremium 是银行间市场交易的债券（实验组）与其交易所市场上对应的“孪生债券”（对照组）之间的相对信用利差。利用中国债市这一独特属性，可以剔除基本面等因素的干扰，剥离出市场环境变化的净效应。

我们基于 WIND 数据库披露的跨市场双重交易债券代码对应信息，将同一债券在两市场交易的代码进行匹配，保留在银行间和交易所均存在有效观测值（即两市同时存在交易）的日度数据¹⁰。同一债券的跨市场利差界定为 $ExPremium = YSIB - YSEX$ ，其中 YSIB 和 YSEX 分别为该债券在银行间（IB）和交易所（EX）两市场中各自的信用利差，即债券到期收益率与插值法下期匹配的国开债收益率之差¹¹。我们以这一跨市场利差作为被解释变量，考察以“债券通”为节点的债市制度型开放后这一利差水平的变化¹²，提取出债市开放的定价效应。

3. 进一步检验：开放环境下债券对美国货币政策冲击的敏感性

在债市开放定价效应的基础上，我们进一步检验开放的资产价格敏感性效应，即开放是否改变了本土债券对境外冲击的响应程度。本文分两个步骤检验假说 2。

第一步是识别本土债券对境外冲击的敏感性。在引入市场开放因素之前，我们首先识别本土债市究竟是否会对发达国家的货币政策冲击产生反应。本文基于美联储货币政策调整这一典型的境外宏观环境冲击进行探讨（Ammer et al., 2010; Gupta et al., 2017）。为刻画美国货币政策的瞬时冲击度量，借鉴文献的标准做法（Bernanke and Kuttner, 2005; Gürkaynak et al., 2007），以联邦基金目标利率变化测度美联储货币

¹⁰ 值得注意的是，关于两市“同时交易”的界定，由于债券交易相对不活跃，我们参考 Chen et al.（2023）和 Fang et al.（2021）的方法，允许跨市交易的债券在两市场中 3 天窗口期之内有交易则认定为跨市同时交易，以保证样本量的充足。

¹¹ 数据显示，平均而言，两市同时交易的同一债券在交易所市场有 2% 左右的显著溢价。具体变量构造和计算方法参见 Chen et al.（2023）的研究。

¹² 王永钦和徐鸿恂（2019）和 Chen et al.（2023）的研究发现，可抵押性（pledgeability）是影响债券信用定价的重要因素，可抵押性高的债券具有更低的到期收益率。银行间市场的折扣率是通过场外谈判的形式决定的，折扣率信息不公开；交易所市场的债券由中证登公布的“标准券折算率”（ConvRate）决定其质押率的高低，其定义为一单位债券所能折成的标准券代表的金额与一单位债券的面值之比。在回归中我们将公开可得的交易所市场标准券折算率作为控制变量纳入，以控制债券可抵押性对收益率的潜在影响。感谢审稿人提出的这一建议。

政策调整的幅度。我们收集了 FOMC 货币政策会议决议的具体发布时间点以及来自芝加哥商品交易所的联邦基金利率期货的逐笔交易数据，结合联邦基金利率期货和欧洲美元期货在 30 分钟窗口期内的高频交易数据，假定其他影响经济的系统性因素在窗口内不发生跳跃性改变，参考 Nakamura and Steinsson (2018) 的研究构建美国货币政策异常冲击指标(MPShock)，界定为 5 个预期利率变化的主成分¹³。我们以 MPShock 定量测度美国货币政策异常冲击，考察其对中国境内债券的溢出强度。为避免其他宏观环境变化的干扰，选取 FOMC 货币政策会议决议公布日前后 5 日的小时间窗口 (Javadi et al., 2018)，以窗口期 YS 变化值 ΔYS 锁定境外货币政策冲击下中国债券短期利差变化幅度，并以货币政策冲击 MPShock 作为核心解释变量进行回归。本部分计量模型以 FOMC 公告日附近的小时间窗口为考察对象，因此采用的数据样本为债券二级市场交易数据在公告日附近的子样本。回归模型如下：

$$\Delta YS_{i,j,t} = \theta MPShock_t + \alpha_1 BondChars + \alpha_2 Firmlnfo + \alpha_3 BondMktCond + \alpha_4 MacroCond + \delta_i + \xi_{p,t} + \omega_{c,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3)$$

其中 $\Delta YS_{i,j,t}$ 为发债人 i 发行的债券 j 在 FOMC 公告事件后 5 日与事件前 5 日信用利差均值的变化水平。MPShock 的回归系数 θ 衡量了本土债券利差对美国货币政策冲击的敏感性。理论上 θ 应为正，即正向异常冲击带来债券利差上升和债券价格的下跌，负向异常冲击带来债券利差下跌和债券价格的上升¹⁴。

第二步是识别开放对于上述敏感性的影响。在 (3) 式的基础上，我们以“债券通”政策的半自然实验，考虑上述响应幅度 θ 是否在市场开放过程中被加强。参考王小龙和陈金皇 (2020)、高昊宇和温慧愉 (2021) 等研究的方法论，构建以下的双重差分模型：

$$\Delta YS_{i,j,t} = \beta Post_{i,j,t} \times MPShock_t + \theta MPShock_t + \varphi Post_{i,j,t} + \alpha_1 BondChars + \alpha_2 Firmlnfo + \alpha_3 BondMktCond + \alpha_4 MacroCond + \delta_i + \xi_{p,y} + \omega_{c,y} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (4)$$

上式交乘项 $Post_{i,j,t} \times MPShock_t$ 的回归系数 β 衡量了市场开放的债券价格敏感性效应，即开放作用于境外货币政策冲击外溢幅度的边际增量。模型中其他控制变量与 (1) 式类似。我们控制债券行业 $\times$ 年度 ($\xi_{p,y}$) 及城市 $\times$ 年度 ($\omega_{c,y}$) 高阶固定效应¹⁵，并分别控制发行人 (δ_i) 及债券 (δ_j) 固定效应，且在债券发行人层面进行聚类。

本文对连续变量在 1% 和 99% 的水平上进行了缩尾处理，表 2 给出了主要变量的描述性统计。

表 2 变量描述性统计

变量名	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>Spread</i>	124 980	1.810	1.444	1.608	-2.451	20.040
<i>Post</i>	124 980	0.206	0	0.405	0	1
<i>Maturity</i>	124 980	3.713	3.449	2.039	0.085	9.137
<i>Vol</i>	124 980	0.519	0.1	0.856	0.000	6.100
<i>IssueAmount</i>	124 980	14.110	12	12.180	1	200
<i>Coupon</i>	124 981	6.571	6.750	1.246	2.930	8.650
<i>Market</i>	124 980	0.542	1	0.498	0	1
<i>To</i>	124 980	0.044	0.007	0.074	0.000	0.418
<i>Lev</i>	112 277	0.539	0.546	0.151	0.219	1.039
<i>Size</i>	112 277	3.516	3.315	1.139	1.591	8.133
<i>TermSpread</i>	124 980	0.004	0.004	0.002	0.000	0.007
<i>CDBSpot</i>	124 980	0.041	0.042	0.006	0.030	0.051

¹³ MPShock 为 5 个预期利率变化的主成分，这 5 个预期利率包括本次货币政策会议剩余期间的预期联邦基金利率，下一次货币政策会议期的预期联邦基金利率，及未来 1 个、2 个和 3 个季度的欧洲美元期货利率。我们将 MPShock 进行标准化从而使之对一年期国债利率的冲击是 100 个基点。其中预期利率的变化根据 FOMC 发布前 10 分钟最后一笔交易和后 20 分钟的第一笔交易期货价格变化计算得到。

¹⁴ 值得注意的是，在该回归模型中，美联储货币政策调整是一个近乎外生的冲击，其主要的制定依据为美国国内的经济状况，与中国债券市场的基本面状况关联度较小，因此反向因果等内生性问题相对较弱。

¹⁵ 值得注意的是，回归模型 (3) 是基于各次 FOMC 公告附近小窗口债券市场的反应进行检验，因为 FOMC 会议以季度频率召开，所以在这一回归中不使用更高频率（如月度）固定效应，而是使用年度固定效应。

<i>GC001-SHIBOR</i>	124 980	0.015	0.009	0.019	-0.001	0.114
<i>CPI</i>	124 980	1.771	1.800	0.455	0.800	2.900
<i>GDP</i>	124 980	6.881	6.900	0.079	6.800	7.000
<i>M2</i>	124 980	9.678	9.100	1.231	8.000	11.600
<i>FX</i>	124 980	6.669	6.668	0.189	6.282	6.950
<i>MktReaction Stock</i>	124 668	-0.003	0.062	0.705	-2.528	1.834

三、基本回归结果

（一）债券市场开放与信用债券定价

我们首先利用回归模型（2）检验市场开放对企业债券信用利差的影响，回归结果如表 3 所示。表中第（1）（2）列为基础回归结果，第（3）（4）列进一步加入债券层面特征、市场层面和宏观层面的控制变量，以及城市×月度和行业×月度固定效应，第（1）（3）列控制发行人固定效应，第（2）（4）列控制债券固定效应¹⁶。第（5）列中进一步将月度替换为日度固定效应。尽管主回归选择的是在银行间、交易所都能够交易的企业债进行检验，但部分企业债仅在银行间单个市场进行交易，可能存在缺乏可比性的问题，因此，第（6）列中针对银行间、交易所两市双重交易的企业债子样本进行了检验。

表 3 债券市场开放与债券信用利差

因变量: <i>YS</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Post</i>	-0.613*** (0.06)	-0.525*** (0.08)	-0.578*** (0.07)	-0.519*** (0.07)	-0.585*** (0.13)	-0.526*** (0.08)
<i>Coupon</i>			-0.007 (0.03)			
<i>IssueAmount</i>			-0.002* (0.00)			
<i>Market</i>			-0.021 (0.05)			
<i>Maturity</i>			-0.001 (0.02)	-0.628*** (0.09)	-0.578*** (0.12)	-0.603*** (0.11)
<i>Vol</i>			0.044** (0.02)	0.018* (0.01)	0.024 (0.02)	0.023* (0.01)
<i>To</i>			-0.609* (0.33)	-0.320** (0.15)	-0.439 (0.28)	-0.401** (0.17)
<i>Size</i>			0.280** (0.12)	0.258*** (0.10)	0.319** (0.15)	0.310*** (0.10)
<i>Lev</i>			0.191 (0.18)	0.162 (0.16)	0.197 (0.23)	0.117 (0.18)
<i>TermSpread</i>			-45.280*** (4.17)	-43.523*** (3.92)		-44.413*** (4.02)
<i>CDBSpot</i>			3.743 (3.81)	1.635 (3.56)		0.641 (3.73)
<i>GC001-SHIBOR</i>			-0.399*** (0.13)	-0.679*** (0.12)		-0.679*** (0.13)
<i>FX</i>			0.176* (0.11)	0.141 (0.10)		0.184* (0.10)
<i>MktReaction Stock</i>			-0.000 (0.00)	0.001 (0.00)		0.000 (0.00)
评级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

¹⁶ 当加入债券和月度固定效应之后，因为存在多重共线性，债券一级市场发行特征变量不报告回归系数。我们也使用年度和季度固定效应替代月度固定效应进行了稳健性检验，结果与表 3 结论一致，篇幅所限不再赘述。

发行人固定效应	控制	未控制	控制	未控制	未控制	未控制
债券固定效应	未控制	控制	未控制	控制	控制	控制
城市×月度固定效应	控制	控制	控制	控制	未控制	未控制
行业×月度固定效应	控制	控制	控制	控制	未控制	未控制
城市×日度固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制
行业×日度固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制
常数项	1.937*** (0.01)	1.919*** (0.02)	-0.285 (0.78)	2.423*** (0.80)	2.850*** (0.60)	1.978** (0.87)
样本量	124 981	124 981	112 083	112 083	112 083	105 291
R ²	0.83	0.87	0.83	0.88	0.94	0.88

说明：括号内为标准误；*、**和***分别表示双尾检验下的 10%、5%和 1%显著性水平，后表同。

Post 的回归系数显著为负，表示债市开放降低了本土债券信用利差，即带来债券价格的上升。在控制一系列影响因素后，这一效果依然显著。在经济意义上，债券市场开放降低债券信用利差水平约 0.53%左右，这上意味着开放能够降低本土债券的融资成本，也侧面印证了债市与国际互通相关政策的出台在本土市场得到了投资者的认可，产生了积极的市场反应。

为避免较低的交易频率对回归结果的影响，在表 4 中我们采用月度样本进行检验，即以各债券的月度平均信用利差作为被解释变量，考察债券市场开放的影响。可以看到，Post 的回归系数依然显著为负，再次印证了债市开放的市场良性预期和正向价格反应。

表 4 债券市场开放与债券信用利差：月度频率

因变量: YS	(1)	(2)	(3)	(4)
Post	-0.438*** (0.06)	-0.390*** (0.06)	-0.423*** (0.05)	-0.389*** (0.06)
控制变量	未控制	未控制	控制	控制
评级固定效应	控制	控制	控制	控制
发行人固定效应	控制	未控制	控制	未控制
债券固定效应	未控制	控制	未控制	控制
城市×月度固定效应	控制	控制	控制	控制
行业×月度固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	40 597	40 597	36 441	36 441
R ²	0.75	0.83	0.74	0.84

为保证双重差分的有效性，我们进行了平行趋势检验。考虑到样本区间，我们以季度为单位设定市场开放事件前/后各区间段哑变量，当样本点落在该区间段且属于银行间市场债券时哑变量取值为 1，否则为 0，以开放事件前一期 Pre1 作为标准期。图 1 报告了事件前后的各个季度区间段内的回归交乘项取值及其 10%的置信区间。可以看到，事件前实验组和对照组的交乘项系数较小且不显著异于 0，开放对利差显著的降低作用出现在事件后各区段，这不仅证实了事件前实验组和对照组之间没有明显的非平衡趋势变化，也印证了假设 1。

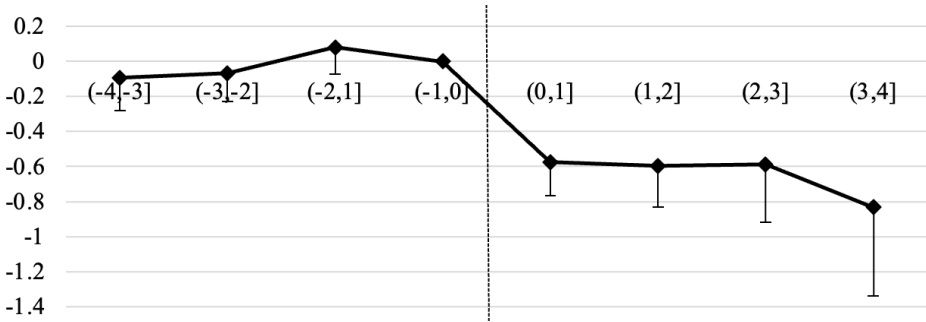


图 1 债券市场开放前后各区间段的境外货币政策冲击效应

说明：图中为事件前后各个季度区间段内的回归系数及置信区间，为简洁显示只标记单侧区间。

（二）基于“孪生债券”跨市场利差的债券市场开放效应

我们进一步借助中国债券市场两市并行的特殊格局，考察银行间和交易所同时进行交易的、基本面完全相同的“孪生债券”的跨市场溢价（ $ExPremium=Y_{SIB}-Y_{SEX}$ ），追踪两市场开放的步调差异所引致的跨市场溢价的变化，以剥离出市场开放的净效应。我们用 $ExPremium$ 替代 YS 作为因变量，进行一个类似于表 3 的回归分析。如我们模型构建部分所讨论的，这里我们进一步纳入孪生债券在交易所中公开可得的标准券折算率（ $ConvRate$ ）作为控制变量，以控制可抵押性的潜在影响，结果如表 5 所示。这里的 P 为时间节点哑变量（开放政策后取值为 1），其系数显著为负，意味着债市开放带来了跨市场溢价的下降，也即发生在银行间市场的债市开放制度变革，造成基本面相同的孪生债券相应地在银行间市场的信用利差下降幅度更大，再一次印证了假设 1。

表 5 债券市场开放与跨市场溢价

因变量: $Expremium$	(1)	(2)	(3)	(4)
P	-0.467** (0.19)	-0.460** (0.19)	-0.475** (0.20)	-0.496** (0.20)
$ConvRate$			0.179 (0.22)	0.223 (0.32)
其他控制变量	未控制	未控制	控制	控制
评级固定效应	控制	控制	控制	控制
发行人固定效应	控制	未控制	控制	未控制
债券固定效应	未控制	控制	未控制	控制
城市×月度固定效应	控制	控制	控制	控制
行业×月度固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	9230	9230	8030	8030
R^2	0.87	0.89	0.89	0.90

（三）进一步检验：债市开放与美国货币政策跨境传导效应

本部分针对假设 2 进行检验，即考察债券市场开放是否将本土市场更直接、更强烈地暴露于境外宏观冲击之下。我们首先选取“债券通”开启之前的样本进行检验，借助回归模型（3），考察境外货币政策调整冲击之下本土债券市场的即时反应，在回归中，控制了债券固定效应、城市×年度和行业×年度固定效应¹⁷，结果如表 6 的第（1）列所示。可以看到，正的回归系数意味着美联储利率的提高带来了中国本土债券利差的上升，但并不显著，这是因为中国债券市场在开放之前处于相对较为独立和隔离的状态，本土债券定价对于境外宏观冲击的敏感度相对较弱。

那么，市场开放是否导致这一敏感性的放大？我们借助回归模型（4），引入以“债券通”开启为标志的债券市场开放这一要素，检验开放是否放大了美联储货币政策向中国市场的溢，结果报告于表 6 的第（2）列。 $Post$ 标记了实验组在开放政策后的样本。可以看到，交乘项 $Post \times MPshock$ 系数在 5% 的水平下显著为正，表示当控制其他宏观因素后，实验组（即银行间市场交易的债券）在债市开放政策影响下，债券价格对于美联储货币政策冲击的响应幅度出现明显的放大，证实了假设 2。接着，我们以“孪生债券”样本为考察对象，以在岸市场跨市场溢价在 FOMC 窗口的变化水平（ $\Delta Expremium$ ）为被解释变量进行回归检验，表 6 的最后两列显示，交乘项（ $Post \times MPshock$ ）系数显著为正，再次证实了市场开放加深了境外货币政策的跨境传导，放大了本土市场在境外加息/减息冲击下的价格波动。

表 6 债券市场开放对于跨境传导效应的影响

	(1) (债券通开启前的 境外冲击外溢)	(2) (债市开放的影响)	(3) (债市开放的影响：基于孪生证券 跨市场溢价的检验)	(4)
因变量	ΔYS	ΔYS	$\Delta Expremium$	$\Delta Expremium$
$Post \times MP$		3.993**	16.000**	14.234**

¹⁷ 由于本回归是基于各次 FOMC 公告附近小窗口债券市场反应的检验，而 FOMC 会议以季度频率召开，故在这一回归中，我们不使用更高频率（如月度）固定效应，而是使用年度固定效应。

		(2.14)	(6.90)	(6.13)
<i>MPshock</i>	3.498	2.287	-13.935***	-7.447
	(4.97)	(4.57)	(5.25)	(4.95)
<i>Post</i>		-0.042	0.091	0.069
		(0.05)	(0.34)	(0.41)
控制变	控制	控制	控制	控制
评级固	控制	控制	控制	控制
债券固	控制	控制	控制	控制
城市固	未控制	未控制	控制	未控制
行业固	未控制	未控制	控制	未控制
城市×	控制	控制	未控制	控制
行业×	控制	控制	未控制	控制
样本量	2717	5226	2468	2468
R ²	0.67	0.53	0.65	0.81

开放的市场环境中，本土债券利差更强烈地暴露于境外宏观环境波动中，境外冲击跨境溢出效应的加深也对金融基础设施建设构成考验。事实上，监管部门也意识到了这一问题，并进行了审慎监管政策设计，如“债券通”的设计中，采取了区别于沪港通和国外模式的严格穿透式监管，从交易、托管、结算和资金投向监控等各个环节确保每一笔债券购买者信息能够实时监控，最大限度地减少监管漏洞和市场扭曲。

四、进一步检验与稳健性测试

（一）全信用债品类样本回归结果

中国债券市场中企业发行的债券券种有一定的复杂性（Chen et al., 2023），因此，在本节之中，我们纳入各类信用债券种（包括短期融资券、定向工具、中期票据等），以全体样本作为研究对象进行检验。表 7 第（1）-（4）列为日度频率样本（类似于表 3），第（5）（6）列为月度频率样本（类似于表 4），各项结果保持稳健。

表 7 债券市场开放与债券信用利差：全信用债品种样本

因变量： YS	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
					月度层面	
<i>Post</i>	-0.335*** (0.06)	-0.313*** (0.06)	-0.351*** (0.08)	-0.327*** (0.09)	-0.156*** (0.03)	-0.208*** (0.03)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
评级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
发行人固定效应	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制
债券固定效应	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
城市×月度固定效应	控制	控制	未控制	未控制	控制	控制
行业×月度固定效应	控制	控制	未控制	未控制	控制	控制
城市×日度固定效应	未控制	未控制	控制	控制	未控制	未控制
行业×日度固定效应	未控制	未控制	控制	控制	未控制	未控制
样本量	276 342	276 342	276 342	276 342	87 744	87 744
R ²	0.75	0.86	0.82	0.90	0.68	0.86

（二）债券特征与债市开放效应

本部分中，我们考察债券市场开放的定价效应是否在不同特征的债券中具有异质性。境外投资者进入中国债券市场时会面临较为陌生的市场环境和“水土不服”等因素，同时，一些积极投资的境外机构受到其内部既定的风险控制约束，在投资对象的选择上也可能较为保守，以配置型偏好为主。因此，质量较高、违约概率较低的债券能够较好地缓解境外投资者面对的风险和不确定性，从而可能是境外投资者比较偏好的债券类型。我们以评级这一最直接体现债券质量的要素作为分组标准，表 8 的第（1）组结果分别为高评级组（债项评级 AA+及以上）和低评级组（债项评级 AA 及以下），可以看到，市场开放的定价效应在高

评级债券组中更为强烈，印证了我们的猜想。

关于境外持债偏好的经验证据表明，境外投资者存在中短期配置偏好，以兼顾持仓流动性并降低再投资风险¹⁸。我们将样本划分为中短期（5 年及以下）和长期（5 年以上）两个子样本进行检验（张雪莹和焦健，2019）。表 8 第（2）组结果表明，市场开放效应的确在中短期债券子样本中更强。这一结果也为市场交易实践的相关经验证据提供了佐证。

我们进一步考察隐性担保预期和动机在债券市场开放过程中扮演怎样的角色。本土市场的有效性和制度环境框定了市场开放效果的上限。政府隐性担保预期极大掣肘宏观货币政策的有效性（王博森等，2016；钟辉勇等，2016），也可能对债市开放过程中境外机构投资偏好的形成以及市场预期产生深远影响。文献发现地方政府救市意愿显著影响债券的风险定价（罗荣华和刘劲劲，2016；沈红波等，2018；徐军伟等，2020）。我们认为，地方政府隐性担保对市场开放效应可能产生两方面影响：一方面，境外投资者可能存在“摘樱桃倾向”（cherry-picking），即选取那些违约可能性低、具有强还款支撑的债券，而市场上投资者对于境外机构这一偏好性的预估，会相应地造成隐性担保较强地区的债券，在市场开放后出现更强烈的价格反应；而另一方面，隐性担保也可能形成一道隐形屏障，制约了开放和金融基础设施建设等因素发挥作用，造成市场效率的改善难于“撬动”，故而隐性担保也可能对开放效应起到隔离和削弱的作用。为检验上述两方面影响的相对强弱，我们基于地区人均财政收入中位数将样本划分为强“刚兑”样本和其他样本（陈菁和李建发，2015；潘俊等，2016）¹⁹，检验市场开放效应在隐性担保不同的地区是否具有异质性。表 8 的第（3）组结果显示，地方政府财力雄厚、隐性担保预期较强的地区，市场开放后债券收益率下降幅度更大（Post 的回归系数绝对值相对较大），支持了“摘樱桃倾向”：隐性担保庇护下的债券作为尚未成熟的中国债市更“安全”的投资标的，可能获得更多投资者的青睐，从而在开放后具有更强的价格反应。

表 8 债券市场开放效应：债券层面异质性

因变量:	债券评级		(2) 债券期限		(3) 隐性担保	
YS	高评级	低评级	中短期	长期	强“刚兑”	其他样本
<i>Post</i>	-0.627*** (0.12)	-0.389*** (0.07)	-0.538*** (0.07)	-0.303*** (0.08)	-0.699*** (0.13)	-0.431*** (0.09)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
评级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
债券固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市×月度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业×月度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	56 529	55 554	80 769	31 314	39 115	60 037
R ²	0.91	0.87	0.88	0.95	0.86	0.90
组间差异	-0.238** (t = -2.59)		-0.235** (t = -2.41)		-0.268*** (t = -6.15)	

（三）境外机构托管量与债市开放效应

本部分从市场层面考察境外投资者的实际债券投资行为，构建各月度信用债境外投资者托管量增量指标（Inflow_BondCus），替代基准模型中的政策冲击哑变量（Post），考察境外实际托管增量如何影响债券定价。我们继而构建“债券通”月度增持量指标（Inflow_BondConnect）代替 Post 放入回归²⁰。表 9 显示 Inflow_BondCus 和 Inflow_BondConnect 回归系数均显著为负，与预期相符，再次印证了我们的假设。

¹⁸ 关于境外投资者持债偏好的经验证据，参见 <https://cj.sina.com.cn/articles/view/6314832590/17864b2ce00101010sy2>，https://m.thepaper.cn/baijiahao_10037307 等。

¹⁹ 考虑到北京、上海、广州、深圳等城市的特殊属性，我们在划定子样本时不包含这些城市。

²⁰ 债券通交易数据来自债券通公司官网（<https://www.chinabondconnect.com/sc/index.html>）。由于债券通在 2017 年 7 月开启并在银行间市场实施，该变量对于 2017 年 7 月之前及交易所市场样本取值为 0。由于控制了月度固定效应，出于共线性的考虑，控制变量不包括市场层面的债券总托管量（TotalCus）。

表 9 债券市场开放效应：境外机构托管量

因变量: YS	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Inflow_BondCus</i>	-0.007*** (0.00)	-0.005*** (0.00)		
<i>Inflow_BondConnect</i>			-0.694*** (0.08)	-0.586*** (0.08)
控制变量	控制	控制	控制	控制
评级固定效应	控制	控制	控制	控制
发行人固定效应	控制	未控制	控制	未控制
债券固定效应	未控制	控制	未控制	控制
城市×月度固定效应	控制	控制	控制	控制
行业×月度固定效应	控制	控制	未控制	未控制
样本量	112 083	112 083	112 083	112 083
R ²	0.83	0.87	0.83	0.87

（四）债市开放的作用机理

为进一步厘清市场开放的作用机理，回答“市场开放后，究竟是什么变了”这一问题，本节从多个维度定量考察市场开放所带来的实质影响。

首先，我们考察市场开放对信息环境的作用。资产价格的信息含量决定了债券定价效率，是市场效率的核心指标之一（Yu, 2005; Amir et al., 2010）。我们借鉴李志生等（2015）、Hou and Moskowitz（2005）的方法测度债券价格的信息含量和新信息吸纳速度，以新信息涌入下债券价格漂移程度（Drift）衡量定价有效性，利用单个债券收益率对市场收益率（及其 4 期滞后项）回归的 R² 衡量债券价格信息含量，R² 越高表明债券层面的信息含量越低。具体而言，分别将每个债券的当期收益率回归到本期以及滞后 4 期（即 1 个月）的债券和股票市场收益率，取出回归系数：

$$Ret_{i,t}^B = \alpha_i + \beta_i^{BM} Ret_{BM,t} + \sum_{n=1}^4 \delta_i^{BM,(-n)} Ret_{BM,t-n} + \beta_i^{SM} Ret_{SM,t} + \sum_{n=1}^4 \delta_i^{SM,(-n)} Ret_{SM,t-n} + \beta_i^{BP} Ret_{BP,t} + \sum_{n=1}^4 \delta_i^{BP,(-n)} Ret_{BP,t-n} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

上式中 Ret_i^B 为单只债券 i 的当期收益率， Ret_{BM} 为债券市场收益率， Ret_{SM} 为股票市场收益率。理论上，如果债券价格能够充分、迅速地纳入市场新信息，则当期市场收益率的回归系数显著异于零而滞后项的回归系数接近零。在假定回归系数 $\delta_i^{(-n)} = 0$ ($n=1, \dots, 4$) 时，得到 R_0^2 ，其与上述回归（无约束条件下）的 R^2 之比，揭示了债券针对市场的新信息产生即刻反应的时滞程度，据此定义一个债券价格反应滞后系数（Delay），Delay 的值越高，表明当期债券收益率与滞后几期之间的相关性越高，表明债券价格纳入新信息的时滞越长：

$$Delay = 1 - \frac{R_0^2}{R^2} \quad (6)$$

我们首先计算各个债券的 Delay 值，表 10 中报告了处理组（IB）和对照组（EX）在市场开放前后的平均 Delay 值，以时间节点哑变量（Open）标记债市开放的时间节点，债市开放后取值为 1。可以看到，处理组在市场开放后 Delay 下降，即债券价格信息含量大幅上升；而对照组 Delay 无明显变化。那么，二者在开放前后 Delay 变化程度是否有所差异？我们以开放前后的 Delay 值为被解释变量，以开放哑变量与处理组交乘项为解释变量进行回归，其系数显著为正，意味着境外投资者凭借知情交易和理性投资策略提升了本土债券信息含量和吸纳新信息的速度，证实了市场开放对于改善信息环境的积极作用。

表 10 市场开放对于债券价格信息含量的影响

Delay 均值		双重差分	
(1) IB	(2) EX	因变量	(3) Delay

开放前 (<i>Open</i> = 0)	0.736 (0.175)	0.415 (0.203)	<i>Treat</i> × <i>Open</i>	-0.282*** (0.02)
			<i>Open</i>	0.050*** (0.01)
开放后 (<i>Open</i> = 1)	0.505 (0.238)	0.465 (0.292)	<i>Treat</i>	0.321*** (0.02)

说明：列（1）（2）中括号内为描述性统计的标准差，列（3）中括号内为标准误。

其次，我们从市场活跃度和流动性的视角评估市场开放效应。债市走向国际化能够推动投资者群体的扩大和多元化，而本土债市与国际接轨的正向预期，也能够提振本土机构的信心，带动更多投资者入市；“债券通”交易机制的灵活性和大宗交易分仓功能也降低了流动性风险，境外做市商资格的放开改善了做市环境，充实了交易商群体，有助于买卖价差的压缩和市场流动性的改善²¹。另外，市场流动性的根源要素之一就是存货控制成本，境外投资者带来的交易量扩增降低了该风险。这些因素有助于市场活跃度和流动性的提升，对债券定价效率产生积极影响。我们首先参考 Chen et al.（2007）的方法，以月度零收益率日所占比重作为其在该月非流动性（Z-days）的衡量，并参考 Wang and Wu（2015）的方法，以平均交易规模（AVs）作为市场活跃度的指标²²，分别代替被解释变量进行检验。上述指标均为月度指标。从表 11 的前两列结果中可以看到，市场开放带来了债券流动性的显著改善。

最后，我们借助中国债市的一、二级市场价差，检验开放是否真正改善了定价有效性，缓解了市场运行中的效率磨损。我们计算债券发行日到第一个交易日的利差绝对变化水平并以债券收益率标准差进行标准化（Gap），这一数值越高，意味着发行价相对于二级市场公允价格偏离程度越高。Ding et al.（2022）发现大多数中国债券体现为“溢价发行”现象，债券从发行日至首个交易日出现明显的价格下跌，是中国债券市场定价低效的特征性标签之一，最终损害的是债权人的利益和市场整体的效率。表 11 中的第（3）列结果表明，市场开放后债券发行与流通价格的错位得到了明显缓解²³，这也意味着市场开放为信用风险更好地嵌入债券定价提供了契机，从而也对债市的长远健康发展有所裨益。

表 11 债市开放对债券流动性及“溢价发行”现象的影响

因变量:	(1) Z-days	(2) AVs	(3) Gap (样本期内新发债样本)
<i>Post</i>	-0.086*** (0.01)	0.002*** (0.00)	-4.377*** (1.05)
控制变量	控制	控制	控制
评级固定效应	控制	控制	控制
债券固定效应	控制	控制	未控制
发行人固定效应	未控制	未控制	控制
城市固定效应	未控制	未控制	控制
行业固定效应	未控制	未控制	控制
月度固定效应	未控制	未控制	控制
城市×月度固定效应	控制	控制	未控制
行业×月度固定效应	控制	控制	未控制
样本量	36 442	36 442	427
R ²	0.70	0.93	0.81

（五）稳健性检验

表 12 报告了稳健性检验结果。第（1）列中，采用国债而非国开债收益率作为计算利差 YS 的基准

²¹ “债券通”运行模式下境外机构通过 Tradeweb 交易平台与 CFETS 对接，直接向多家做市商发送请求报价，在各个报价中择优成交。

²² 平均交易规模（AVs）以月度平均每笔交易的金额来度量。Wang and Wu（2015）认为，平均交易规模是市场摩擦的反映，规模较小的交易容易造成较高的交易成本和搜索成本，意味着较低的流动性（Edwards et al., 2007）。

²³ 该回归涉及债券一、二级市场利差，故只包含样本期内发行上市的债券样本，样本量较小。需要特别指出的是，Ding et al.（2022）提到了中国 2017 年末至 2018 年关于债券发行中“返费”现象的规制政策，尽管我们的双重差分设定可以缓解这些政策的干扰，我们也检验了更小样本区间的结果稳健性，但该结果依然需要谨慎对待。

(Yield-Treasury)。第(2)列使用债券到期收益率(Yield)作为被解释变量进行回归。第(3)列加入 BondRating $\times$ Time 高阶固定效应，以排除债券在不同时间区间内评级变更的干扰。第(4)列纳入分市场指标以控制各市场资金面松紧等因素，包括银行间国债到期收益率 Treasury_IB，银行间国债期限利差 TermSpread_IB（中债银行间固定利率国债 10 年到期收益率与中债银行间固定利率国债 1 年到期收益率之差），中证国债到期收益率 Treasury_EX，中证国债期限利差 TermTreasury_EX（中证国债 10 年到期收益率与中证国债 1 年到期收益率之差），银行间市场 7 天质押式回购利率(R007)和上证所新质押式国债 7 天回购利率(GC007)。第(5)列中，考虑到交易频率较低的股票可能存在更严重的非市场化定价，我们剔除样本内有效交易周数小于 20 的低活跃度样本进行检验。

我们进一步考虑债券市场的转托管交易因素。转托管是耗时且低效的²⁴，存在大量直接和间接成本²⁵，有限的跨市套利是孪生债券存在跨市价差的重要原因（Fang et al., 2021; Chen et al., 2023）。当然，尽管规模和影响力有限，处理组一端的政策冲击引发债券价格变化时，对照组一端的转托管有可能发生，且在政策冲击之时尤密：托管诉求集中涌现的影响存在不确定性，既加长了转托管的办理时滞，也产生对于控制组债券的短期卖压，所以可能在短期内高估政策效应。第(6)列中我们借鉴 Chen et al. (2023) 的方法，去掉债市开放政策后一个月样本进行检验。

表 12 债券市场开放效应：稳健性检验

因变量:	YS (=Yield-	Yield	YS	YS
	(1)以国债收	(2)以到期收益率	(3)采用高阶	(4)控制分市场资金
	益率	为被解释变量	固定效应	面、流动性等指标
Post	-0.491***	-0.499***	-0.583***	-0.519***
	(0.07)	(0.07)	(0.08)	(0.07)
控制变量	控制	控制	控制	控制
评级固定效应	控制	控制	未控制	控制
债券固定效应	控制	控制	控制	控制
债券评级 $\times$ 月	未控制	未控制	控制	未控制
城市 $\times$ 月度固	控制	控制	控制	控制
行业 $\times$ 月度固	控制	控制	控制	控制
分市场指标	未控制	未控制	未控制	控制
样本量	112 083	112 083	112 083	112 083
R ²	0.88	0.90	0.88	0.88
因变量:	YS	YS	YS	YS
	(5)去掉交易	(6)排除转托管	(7)控制干扰性	(8)事件前后半年
	不频繁	短期干扰	政策的影响	子样本
Post	-0.610***	-0.548***	-0.458***	-0.504***
	(0.09)	(0.08)	(0.06)	(0.06)
控制变量	控制	控制	控制	控制
评级固定效应	控制	控制	控制	控制
债券固定效应	控制	控制	控制	控制
城市 $\times$ 月度固	控制	控制	控制	控制
行业 $\times$ 月度固	控制	控制	控制	控制
干扰性政策指	未控制	未控制	控制	未控制
样本量	84 995	108 390	112 083	57 991
R ²	0.89	0.88	0.88	0.87

²⁴ Chen et al. (2023) 评估了转托管的时间成本，通常企业债完成转托管全流程，从银行间到交易所需要 3-4 天时间，从交易所到银行间则需要更长的时间。由于托管机构间存在不同的运作模式和管理制度，转托管涉及到的申请文件手续办理、指令录入、法规要求都十分繁杂。

²⁵ 除了在委托、申请、交易结算等过程中的直接摩擦，转托管交易还涉及多种间接摩擦。如事先无法准确预测的价差风险和流动性风险；两市场交易规模、投资者群体不同，转托管后极难寻找合适的交易对手方；转托管的冲击成本和等待成本也很高。

在第（7）列中，我们参考石大千等（2018）、吕越等（2023）的方法，在回归中控制了样本期内可能对结果产生干扰的其他政策时间节点的指示变量，干扰性政策列表参见在线附录中的表 1。第（8）列中，我们将样本期缩小为事件前后半年以排除其他同期相关政策的重叠或干扰²⁶。可以看到，各稳健性检验的回归结果皆与本文主结果一致，再次印证了我们的结论。

五、结论

多层次、开放性的债券市场建设对于一国而言并非“选修课”，而是至关重要、牵一发而动全身的“必修课”。本文从中国债券市场制度型开放的关键节点——“债券通”的开启入手，创新性地利用“两市并行”的特殊格局和政策不同步性设计计量模型，在市场开放的新环境下诠释债市的运行效率和定价特质。计量分析发现，开放有效降低了本土债券的信用利差，这一效应在评级较高、期限较短、隐性担保预期较强的债券中更为明显。机制检验发现，市场开放通过提升流动性和交易活跃度、改善价格的信息含量等渠道发挥作用。然而，开放后本土债券对境外货币政策冲击的响应强度也放大了。本文将市场开放这一要素嵌入债券定价机理中，有助于学术界更好地理解市场环境对债券定价及其波动的影响。

本文的研究有重要的政策启示。首先，本文识别的债券市场开放提振债券价格、降低债券融资成本的效应，有助于监管层评估如何通过制度建设激发市场活力、推动债券定价走向市场化。国际投资者的入场改变了本土投资者格局和信息环境，推动了金融基础设施建设，可能成为解决中国债市诸多积弊的重要突破口。可以预见，随着制度型开放的深入推进，更多境外投资者的涌入将进一步优化市场结构，近年来多个权威国际指数先后纳入中国债券，引流更多境外资本主动进入，市场开放不断翻出新局面。未来的研究中，学者可以从市场开放下的评级有效性、信息效率、流动性动态变迁等角度进行进一步挖掘。其次，本文也揭示了市场开放对债券定价的积极效应背后是境外冲击外溢的放大，我们对于市场开放后果的认知，不能仅着眼于降低融资成本、提振价格等闪光的一面，也应关注其伴随而来的隐患。因此，市场参与主体应更加重视开放环境下新的风险敞口。最后，从宏观层面上，随着中国债市与全球金融体系深入联结，多层次资本市场建设面临更复杂的外部环境，当前国际局势动荡、实体经济承压，金融系统韧性面临冲击，构成对境内市场风险消化能力的锤炼。监管层应当与时俱进，优化监管覆盖面，从而推动开放政策真正为金融市场深化和经济高质量发展赋能。

²⁶ 我们也使用了事件前后一个季度等区间段进行稳健性检验，结果稳健，不再赘述。

【参考文献】

- [1] 陈菁、李建发 (2015):《财政分权、晋升激励与地方政府债务融资行为——基于城投债视角的省级面板经验证据》,《会计研究》第1期。
- [2] 陈雨露、罗煜 (2007):《金融开放与经济增长:一个述评》,《管理世界》第4期。
- [3] 陈运森、黄健娇、韩慧云 (2019):《股票市场开放提高现金股利水平了吗?——基于“沪港通”的准自然实验》,《会计研究》第3期。
- [4] 费兆奇、刘康 (2020):《金融开放条件下国债市场的波动溢出和风险定价研究》,《经济研究》第9期。
- [5] 高昊宇、温慧愉 (2021):《生态法治对债券融资成本的影响——基于我国环保法庭设立的准自然实验》,《金融研究》第12期。
- [6] 韩晓峰、陈师 (2018):《银行全球化、金融加速器与国际经济风险传导——基于中、美两国宏观经济数据的实证研究》,《财经科学》第4期。
- [7] 何佳、何基报 (2006):《投资者结构与股价波动关系——基于理论的思考》,《南方经济》第2期。
- [8] 黄玲 (2007):《金融开放的多角度透视》,《经济学(季刊)》第2期。
- [9] 姜富伟、郭鹏、郭豫媚 (2019):《美联储货币政策对我国资产价格的影响》,《金融研究》第5期。
- [10] 金春雨、张龙 (2017):《美联储货币政策对中国经济的冲击》,《中国工业经济》第1期。
- [11] 李红权、何敏园、严定容 (2017):《国际金融风险传导的微观经济基础研究:基于公司数据角度》,《金融评论》第5期。
- [12] 李巍、张志超 (2008):《不同类型资本账户开放的效应:实际汇率和经济增长波动》,《世界经济》第10期。
- [13] 李志生、陈晨、林秉旋 (2015):《卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗?——基于自然实验的证据》,《经济研究》第4期。
- [14] 梁琪、李政、郝项超 (2015):《中国股票市场国际化研究:基于信息溢出的视角》,《经济研究》第4期。
- [15] 刘海飞、柏巍、李冬昕、许金涛 (2018):《沪港通交易制度能提升中国股票市场稳定性吗?——基于复杂网络的视角》,《管理科学学报》第1期。
- [16] 龙红亮 (2020):《境外投资者对中国债券市场的影响研究》,中国社会科学院研究生院博士论文,第12期。
- [17] 罗荣华、刘劲劲 (2016):《地方政府的隐性担保真的有效吗?——基于城投债发行定价的检验》,《金融研究》第4期。
- [18] 吕越、尉亚宁、王强 (2023):《共建“一带一路”与全球贸易网络深化》,《中国人民大学学报》第1期。
- [19] 马勇、冯心悦、田拓 (2016):《金融周期与经济周期——基于中国的实证研究》,《国际金融研究》第10期。
- [20] 潘俊、王亮亮、吴宁、王禹 (2016):《财政透明度与城投债信用评级》,《会计研究》第12期。
- [21] 彭红枫、朱怡哲 (2019):《资本账户开放、金融稳定与经济增长》,《国际金融研究》第2期。
- [22] 沈红波、华凌昊、张金清 (2018):《城投债发行与地方融资平台主动债务置换——基于银行授信视角》,《金融研究》第12期。
- [23] 石大千、丁海、卫平、刘建江 (2018):《智慧城市建设能否降低环境污染》,《中国工业经济》第6期。
- [24] 谭小芬、李兴申、苟琴 (2022):《美国贸易政策不确定性与新兴经济体跨境股票资本流动》,《财贸经济》第1期。
- [25] 王博森、吕元祺、叶永新 (2016):《政府隐性担保风险定价:基于我国债券交易市场的探讨》,《经济研究》第10期。
- [26] 王小龙、陈金皇 (2020):《省直管县改革与区域空气污染——来自卫星反演数据的实证证据》,《金融研究》第11期。
- [27] 王永钦、徐鸿韬 (2019):《杠杆率如何影响资产价格?——来自中国债券市场自然实验的证据》,《金融研究》第2期。
- [28] 王治国 (2015):《隐匿信息下的地方政府自行发债最优监管契约》,《经济学动态》第4期。
- [29] 吴成颂、周炜、王浩然 (2017):《境外战略投资者能降低商业银行的风险承担吗?——来自城商行的经验性证据》,《国际金融研究》第5期。
- [30] 熊启跃、赵阳、廖泽州 (2016):《国际化会影响银行的净息差水平么?——来自全球大型银行的经验证据》,《金融研究》

第7期。

- [31] 徐军伟、毛捷、管星华 (2020):《地方政府隐性债务再认识——基于融资平台公司的精准界定和金融势能视角》,《管理世界》第9期。
- [32] 于春海、张斌 (2020):《金融开放、货币政策调控效力与经济稳定》,《国际金融研究》第11期。
- [33] 于静霞、周林 (2015):《货币政策、宏观经济对企业债券信用利差的影响研究》,《财政研究》第5期。
- [34] 张博、宋成、刘家松 (2018):《外资参股、股权结构与中资银行风险承担——基于61家商业银行的实证分析》,《宏观经济研究》第6期。
- [35] 张雪莹、焦健 (2019):《地方政府性债务溢出及其治理效应——基于债券市场的研究》,《国际金融研究》第10期。
- [36] 钟辉勇、钟宁桦、朱小能 (2016):《城投债的担保可信吗?——来自债券评级和发行定价的证据》,《金融研究》第4期。
- [37] 钟覃琳、陆正飞 (2018):《资本市场开放能提高股价信息含量吗?——基于“沪港通”效应的实证检验》,《管理世界》第1期。
- [38] 周宏、林晚发、李国平 (2014):《信息不确定、信息不对称与债券信用利差》,《统计研究》第5期。
- [39] Amir, E.; Guan, Y. and Livne, G. “Auditor Independence and the Cost of Capital before and after Sarbanes-Oxley: The Case of Newly Issued Public Debt.” *European Accounting Review*, 2010,19(4), pp.633-664.
- [40] Ammer, J.; Vega, C. and Wongswan, J. “International Transmission of US Monetary Policy Shocks: Evidence from Stock Prices.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 2010, 42, pp.179-198.
- [41] Anderson, R. W. and Sundaresan, S. “Design and Valuation of Debt Contracts.” *The Review of Financial Studies*, 1996, 9(1), pp.37-68.
- [42] Bekaert, G.; Harvey, C. and Lundblad, C. “Does Financial Liberalization Spur Growth?” *Journal of Financial Economics*, 2005,77(1), pp.3-55.
- [43] Bernanke, B. S. and Kuttner, K. N. “What Explains the Stock Market’s Reaction to Federal Reserve Policy?” *The Journal of Finance*, 2005, 60(3), pp.1221-1257.
- [44] Bessembinder, H.; Maxwell, W. and Venkataraman, K. “Market Transparency, Liquidity Externalities, and Institutional Trading Costs in Corporate Bonds.” *Journal of Financial Economics*, 2006, 82, pp.251-288.
- [45] Bessembinder, H. and Maxwell, W. “Markets: Transparency and the Corporate Bond Market.” *Journal of Economic Perspectives*, 2008, 22(2), pp.217—234.
- [46] Boubakri, N. and Ghouma, H. “Control/Ownership Structure, Creditor Rights Protection, and the Cost of Debt Financing: International Evidence.” *Journal of Banking and Finance*, 2010,34(10), pp.2481—2499.
- [47] Brennan, M. J. and Schwartz, E. S. “Optimal Financial Policy and Firm Valuation.” *The Journal of Finance*, 1984, 39(3), pp.593-607.
- [48] Chen, H.; Chen, Z.; He, Z.; Liu, J. and Xie, R. “Pledgeability and Asset Prices: Evidence from the Chinese Corporate Bond Markets.” *Journal of Finance*, 2023, 78(5), pp.2563-2620.
- [49] Chen, L.; Lesmond, D. and Wei, J. “Corporate Yield Spreads and Bond Liquidity.” *The Journal of Finance*, 2007,62(1), pp.119-149
- [50] Choe, H.; Kho, B. and Stulz, R. M. “Do Domestic Investors Have an Edge? The Trading Experience of Foreign Investors in Korea.” *Review of Financial Studies*, 2005,18(3), pp.795-829.
- [51] Ding, Y.; Xiong, W. and Zhang, J. “Issuance Overpricing of China’s Corporate Debt Securities.” *Journal of Financial Economics*, 2022, 144(1), pp.328-346.
- [52] Duffie, D. and Lando, D. “Term Structures of Credit Spreads with Incomplete Accounting Information.” *Econometrica*, 2001, 69(3), pp.633-664.
- [53] Duffie, D.; Gârleanu, N. and Pedersen, L. H. “Over-the-Counter Markets.” *Econometrica*, 2005, 73, pp.1815–1847.
- [54] Duffie, D.; Gârleanu, N. and Pedersen, L. H. “Valuation in Over-the-Counter Markets.” *The Review of Financial Studies*, 2007, 20(6), pp.1865-1900.
- [55] Dvořák, T. “Do Domestic Investors Have an Information Advantage? Evidence from Indonesia.” *The Journal of Finance*,

2005,60(2), pp.817-839.

[56] Fang, H.; Wang, Y. and Wu, X. "The Collateral Channel of Monetary Policy: Evidence from China." *NBRR Working Paper*, No. w26792, 2021.

[57] Galema, R. and Koetter, M. "Big Fish in Small Banking Ponds? Cost Advantage and Foreign Affiliate Presence." *Journal of International Money and Finance*, 2018,81, pp.138-158.

[58] Goldstein, M.; Hotchkiss, S. and Sirri, R. "Transparency and Liquidity: A Controlled Experiment on Corporate Bonds." *The Review of Financial Studies*, 2007, 20(2), pp.235-273.

[59] Green, C.; Li, D. and Schürhoff, N. "Price Discovery in Illiquid Markets: Do Financial Asset Prices Rise Faster than They Fall?" *The Journal of Finance*, 2010, 65(5), pp.1669-1702.

[60] Gupta, P.; Masetti, O. and Rosenblatt, D. "Should Emerging Markets Worry about US Monetary Policy Announcements?" World Bank Policy Research Working Paper, No. 8100, 2017.

[61] Gürkaynak, R. S.; Sack, B. P. and Swanson, E. T. "Market-Based Measures of Monetary Policy Expectations." *Journal of Business and Economic Statistics*, 2007,25(2), pp. 201-212.

[62] Henry, P. B. "Stock Market Liberalization, Economic Reform, and Emerging Market Equity Prices." *The Journal of Finance*, 2000,55(2), pp.529-564.

[63] Hirshleifer, D.; Subrahmanyam, A. and Titman, S. "Security Analysis and Trading Patterns when Some Investors Receive Information before Others." *The Journal of Finance*, 1994, 49(5), pp.1665-1698.

[64] Hou, K. and Moskowitz, T. J. "Market Frictions, Price Delay, and the Cross-Section of Expected Returns." *The Review of Financial Studies*, 2005, 18(3), pp.981-1020.

[65] Javadi, S.; Nejadmalayeri, A. and Krehbiel, T. L. "Do FOMC Actions Speak Loudly? Evidence from Corporate Bond Credit Spreads." *Review of Finance*, 2018,22(5), pp.1877-1909.

[66] Korniotis, G. M.; Kumar, A. and Page, J. K. "Investor Sophistication and Asset Prices." *Review of Financial Economics*, 2020, 38(4), pp.557-579.

[67] Lu, L. and Luo, S. "The Global Effects of US Monetary Policy on Equity and Bond Markets: A Spatial Panel Data Model Approach." SSRN Working Paper, No. 3508958, 2019.

[68] Ma, C.; Rogers, J. H. and Zhou, S. "The Effect of the China Connect." SSRN Working Paper, 2021.

[69] Merton, R. C. "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates." *The Journal of Finance*, 1974, 29(2), pp.449-470.

[70] Nakamura, E. and Steinsson, J. "High-Frequency Identification of Monetary Non-Neutrality: The Information Effect." *The Quarterly Journal of Economics*, 2018, 133(3), pp.1283-1330.

[71] Pagano, M. and Röell, A. "Transparency and Liquidity: A Comparison of Auction and Dealer Markets with Informed Trading." *The Journal of Finance*, 1996, 51(2), pp.579-611.

[72] Schultz, P. "The Market for New Issues of Municipal Bonds: The Roles of Transparency and Limited Access to Retail Investors." *Journal of Financial Economics*, 2012, 106(3), pp.492-512.

[73] Shaban, M. and James, G. A. "The Effects of Ownership Change on Bank Performance and Risk Exposure: Evidence from Indonesia." *Journal of Banking and Finance*, 2018, 88, pp.483-497.

[74] Wang, J. and Wu, C. "Liquidity, Credit Quality, and the Relation between Volatility and Trading Activity: Evidence from the Corporate Bond Market." *Journal of Banking & Finance*, 2015,50, pp.183-203.

[75] Wei, S. J. "Managing Financial Globalization: Insights from the Recent Literature." *NBER Working Paper*, No. 24330, 2018.

[76] Wongswan, J. "The Response of Global Equity Indexes to US Monetary Policy Announcements." *Journal of International Money and Finance*, 2009,28(2), pp.344-365.

[77] Yu, F. "Accounting Transparency and the Term Structure of Credit Spreads." *Journal of Financial Economics*, 2005,75(1), pp.53-84.

[78] Zhang, T. "Monetary Policy Spillovers through Invoicing Currencies." *The Journal of Finance*, 2022,77(1), pp.129-161.

- [79] Zhang, Y.; Fu, M. and Stewart, S. “The ‘Catfish Effect’ of the Private Sector on the Economy of the People’s Republic of China.” *Journal of Enterprising Culture*, 1996, 4(4), pp.331-349.
- [80] Zhu, H. “Finding a Good Price in Opaque Over-the-Counter Markets.” *The Review of Financial Studies*, 2012, 25(4), pp.1255-1285.

China’s Bond Market Opening-up:

Pricing Effects and Cross-border Monetary Policy Spillovers

Liu Jinyu; Su Zhi

Abstract: The transition from introverted development to phased bidirectional opening-up of the bond market constitutes an important fulcrum in the “external circulation” within the capital market under China’s “dual circulation” strategic pattern. This paper examines the landmark institutional reform of bond market opening-up, i.e., the “Bond Connect” project, re-estimates the efficiency and fluctuations of the bond market. Using the unique “dual-listing” setting of the Chinese bond market and the non-isochronous opening-up of the interbank and exchange markets within a difference-in-differences (DID) model, it is found that institutional opening-up leads to positive market reactions of reduced bond yields, suggesting that market participants generally have good long-term expectations on the bond market opening-up. This effect is more prominent among bonds with higher ratings, shorter maturities and stronger implicit guarantee expectations. Further, market opening-up is shown to magnify the sensitivity of the domestic bond market to the US monetary policy shocks. The findings provide useful information for government and regulators regarding the real economic consequences of connecting the bond market to global financial markets.

Key words: bond market opening-up, Bond Connect, bond pricing, monetary policy spillovers

跨金融市场的风险传染和风险对冲： 基于高维 VAR for VaR 模型的研究

杨 涛¹ 贾妍妍²

【摘 要】金融稳定需要防范和化解金融市场之间的风险传染。与以往文献只是探究两个市场的风险传染不同，本文利用高维 VAR for VaR 模型将中国的汇市、债市、大宗商品、金融期货和股市等五个金融市场纳入统一框架，分析这五个金融市场在不同状态的风险溢出效应，这有助于捕捉冲击在不同金融市场之间传播而产生的间接影响。Wald 检验和后验分析表明五个市场间只在危机或泡沫状态时存在明显的风险溢出效应。同时，本文利用压力测试发现单个市场的短期冲击影响会被其它金融市场如股市消化吸收，但四个金融市场都处于正常状态会明显降低其它金融市场如股市的左尾风险。此外，本文提出利用单个金融市场在同一时点的不同分位数计算每个金融市场在同一时点的预期收益、波动风险和崩盘风险，这种做法的好处在于结果更加稳健以及减轻极端值的影响。在此基础上，本文进一步地探究金融市场间是否能够对冲彼此的波动风险和崩盘风险。结果显示大宗商品市场和金融期货市场能够有效地对冲其它金融市场的波动风险和崩盘风险，但汇市、债市和股市无法对冲其它金融市场的波动风险和崩盘风险。

【关键词】VAR for VaR 风险传染 风险对冲

引 言

金融市场之间的传染冲击使不同金融市场之间的波动周期趋于同步，而这又强化了金融市场之间的风险传染[1]。随着中国金融体系市场化改革逐渐取得成效以及对外开放程度的逐渐加深，股市、汇市、债市等金融市场之间的联系越发紧密。沪港通、深港通和沪伦通的开启有利于国外资本流入中国股市，这加强了股市与汇市之间的联系。大宗商品市场也出现了金融化的趋势[2]。此外，金融控股公司的出现也通过增强各参与主体之间的联系加深了不同金融市场间的关联。金融体系各组成部分的关联性增加使得风险传播更加迅速且难以监控，从而增加了系统性风险发生的概率。因此，本文探究汇市、债市、大宗商品市场、金融期货市场和股市之间极端风险的传染，这对于金融稳定和金融高质量发展具有重要意义。

现有文献多是探究两个金融市场之间的风险传染效应，比如股市和债市[3-4]、股市和汇市[5-6]、股市和大宗商品市场[7-8]、股市与加密货币市场[9]以及股市和金融期货市场[10]，这种做法忽视了其它金融市场成为两者间风险溢出的渠道以及放大或缩小风险溢出效应的可能性。部分文献在研究两个以上金融市场间的风险溢出时多假设不同金融市场的相依结构是线性的，比如张信东和赵芳[11]采用 VAR 模型探究沪深两市和香港股市之间波动风险的传染，陈创练等[12]利用时变向量自回归模型研究中国股市、汇市和债市三者之间的关系，而何德旭和苗文龙[13]利用 DCC-GARCH 模型分析货币市场与股市的风险传染，以及谭小芬等[14]采用基于 VAR 模型的溢出指数的方法研究商品市场与金融市场之间的双向溢出。线性的相依结构意味着金融市场之间存在对称的上行和下行溢出效应，但现实中金融市场往往在危机时表现出更强的相关性。为刻画多个金融市场的非线性相依结构，本文采用 White 等[15]提出的高维 VAR for VaR 模型，其有三个优势：参数估计受异常值的影响微弱、对数据生成过程施加的假设较弱以及对尾部相依结构的直接刻画。VAR for VaR 模型在探究金融市场间的尾部风险溢出效应方面得到了广泛的应用[16-18]。

相较于金融市场间的风险传染效应，较少有文献考虑金融市场之间的风险对冲效应。通常而言，投资者都是风险厌恶的。因此，某个金融市场的风险增大会促使投资者将资金转移到其它金融市场，使得其它

¹ 杨涛，山东大学商学院

² 贾妍妍，天津财经大学金融学院

金融市场的预期收益被推高，这在某种程度上意味着其它金融市场能够对冲该金融市场的风险。现有文献发现国内外金融市场之间存在风险对冲现象。例如，Yang 等[19]发现美国股市的预期收益率会随国债市场波动和极端风险的增大而上升，而债券市场的预期收益率也与美国股市的波动和极端风险正相关。周颖刚等[20]发现中国股市和国债市场也存在类似的关系，但在股指期货和国债期货市场间这样的关系不显著。因此，本文试图探究五个金融市场两两之间能否对冲彼此的波动风险和崩盘风险。

本文的结果如下：第一，本文利用后验分析证明相较于二维 VAR for VaR 模型，高维 VAR for VaR 模型能够更好地刻画中国汇市、债市、大宗商品市场、金融期货市场和股市的相依结构，更加准确地估计每个金融市场的极端风险。在此基础上，本文利用 Wald 检验证明在危机状态或泡沫状态五个金融市场之间有明显的极端风险的相互溢出，但在正常状态下风险溢出的效应不显著。

第二，考虑到股市是经济的晴雨表，本文利用压力测试分析其它金融市场的冲击对股市的极端风险的影响，发现单个金融市场的单期冲击对股市的左尾风险有明显的影响但会在一个月内逐渐减弱直到为零，还发现多个金融市场同时处于正常状态（或危机状态）会使得股市的左尾风险变小（或变大）。

第三，本文发现五个金融市场之间不仅存在极端风险的相互溢出，还存在波动风险和崩盘风险的对冲效应。具体而言，大宗商品市场和金融期货市场能够较为有效地对冲其它金融市场的波动风险和崩盘风险，但汇市、债市和股市无法对冲其它金融市场的波动风险和崩盘风险。

本文可能的边际贡献如下：第一，本文将外汇市场、国债市场、大宗商品市场、金融期货市场和股票市场等五个金融市场置于统一的研究框架，同时分析多个金融市场的非线性的风险溢出。已有文献多是讨论两个金融市场之间的风险但这种做法忽视了其它金融市场的影响，或者利用 VAR 模型或 DCC-GARCH 模型刻画多个金融市场的线性关系但线性相关的假设无法刻画金融市场间尾部相依的不对称性。

第二，本文探究了多个金融市场间在危机状态、正常状态和泡沫状态等不同状态的风险溢出。以往文献多是关注不同金融市场在危机状态的风险溢出，但风险多是在泡沫状态下积累，因此本文不仅关注金融市场在危机状态的风险溢出，还探究在泡沫状态下金融市场之间极端风险的溢出。这有助于监管当局更好地判断和掌握金融市场间是否存在极端风险的传染以及溢出强度。

第三，本文利用高维 VAR for VaR 模型进行压力测试，分别考察单个市场的冲击或多市场的联合冲击如何影响特定金融市场如股市的极端风险的变化，其中多市场的联合冲击不同于单个市场的冲击之和，有可能产生叠加的效果。

第四，本文不仅探究了金融市场之间极端风险的溢出效应，还探究了金融市场间可能存在的波动风险和崩盘风险的对冲效应，而后者很少被现有文献关注。某个金融市场的风险变大会促使投资者将资金转移到其它金融市场，如果其它金融市场的预期收益因此被推高，这意味着其它金融市场能够对冲该金融市场的风险。此外，本文提出利用某个金融市场的多个条件分位数计算该市场的条件波动和条件偏度，以此代表该市场每期的波动风险和崩盘风险。

本文其余部分结构如下。第一部分是数据说明与模型估计，第二部分是参数估计结果和后验分析，第三部分是压力测试，第四部分是波动风险和崩盘风险对预期收益的影响，最后是结论与政策建议。

一、数据说明与模型估计

（一）数据说明

根据市场的定位和功能以及考虑到数据的可得性、市场规模和政策等因素，本文的研究对象为外汇市场、国债市场、大宗商品市场、金融期货市场和股票市场。外汇市场（exchange）的指标是人民币兑美元中间价（直接标价法），其数值变大意味着美元升值和人民币贬值。国债市场（bond）用中债国债总指数（净价指数）表示，能够反映国债整体价格走势情况。大宗商品市场（commodity）用 Wind 商品指数表示，能够反映不同种类大宗商品价格的总体变化情况³。金融期货市场（future）的代理变量是沪深 300 股指期货

³ Wind 商品指数由不同种类大宗商品的合约价格加权而成，其中大宗商品可以分为贵金属指数、有色指数、煤焦钢矿、非

指数，是由该指数相邻两月的合约价格加权形成的。股票市场（stock）以沪深 300 指数作为代表。所有市场指数收益率等于 $\ln(P_t / P_{t-1}) \times 100\%$ 。样本期为 2010 年 4 月 19 日至 2021 年 7 月 30 日，共 2 745 个观测值。表 1 列示了各金融市场指数收益率的描述性统计结果。

表 1 各金融市场指数收益率的描述性统计

	exchange	bond	commodity	future	stock
均值	-0.002	0.001	0.005	0.026	0.015
标准差	0.176	0.114	1.047	1.509	1.456
偏度	0.669	0.094	-0.220	-0.448	-0.676
峰度	13.770	13.429	5.358	10.590	7.813
5% 分位数	-0.277	-0.173	-1.634	-2.145	-2.184
25% 分位数	-0.073	-0.045	-0.548	-0.622	-0.645
中位数	0.001	0.002	0.024	-0.007	0.037
75% 分位数	0.065	0.050	0.596	0.668	0.713
95% 分位数	0.266	0.164	1.633	2.418	2.330
单位根检验	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
单位根检验 P 值	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

（二）VAR for VaR 模型估计

在某一特定的概率水平 θ 下，对于一个 N 维的收益率序列，White 等[22]提出的 VAR for VaR(1,1)模型的矩阵形式如下：

$$q_t(\theta) = c(\theta) + A(\theta)|Y_{t-1}| + B(\theta)q_{t-1}(\theta) \quad (1)$$

其中 $q_t(\theta) = [q_{1t}(\theta), q_{2t}(\theta), \dots, q_{Nt}(\theta)]'$ 是 $N \times 1$ 向量，而 $q_{it}(\theta)$ 是 Y_{it} 的 θ 水平的分位数， $c(\theta) = [c_1(\theta), c_2(\theta), \dots, c_N(\theta)]'$ 是 $N \times 1$ 向量， $Y_t = [Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{Nt}]'$ 是 $N \times 1$ 向量，矩阵 $A(\theta)$ 和 $B(\theta)$ 的维度都是 $N \times N$ 。矩阵 $A(\theta)$ 的非对角线上的参数代表其它金融市场冲击对某一金融市场的分位数的影响，而矩阵 $B(\theta)$ 的非对角线上的元素衡量不同金融市场分位数的跨期相关程度。具体的估计步骤和相应的渐近理论可参考 White 等[22]。

在接下来的实证分析中 $\theta = [0.01, 0.025, 0.05, 0.075, 0.01, \dots, 0.095, 0.0975, 0.99]'$ 是维度为 41 的列向量。在具体的参数估计过程中，本文在 θ 的某一给定水平下分别估计 VAR for VaR(1,1)模型。金融市场收益率的分位数 $q_{it}(\theta)$ 可以理解为在 $1 - \theta$ 的可能性下金融市场第 t 期收益的最小值。当 $\theta \leq 0.1$ 时相应的分位数代表着金融市场的左尾风险，其值越小意味着金融市场的左尾风险越大。通常而言，当 $\theta \leq 0.1$ 时，金融市场 i 的收益率的实际值在第 t 期小于 $q_{it}(\theta)$ 或者更小的分位数意味着金融市场 i 在第 t 期处于危机状态，但这种情况在实际中并不常见，因为发生的概率至多只有 10%。为此，我们将 $\theta \leq 0.1$ 的 $q_{it}(\theta)$ 称为金融市场 i 在第 t 期的潜在的危机状态，这也意味着当 $\theta \leq 0.1$ 时矩阵 A 和矩阵 B 的非对角线的元素衡量的是在潜在的危机状态时不同金融市场之间的风险溢出效应。同样地，当 $\theta \geq 0.9$ 时相应的分位数代表着金融市场的左尾风险，其值越大说明在相同的概率下金融市场第 t 期的最低收益率变大，这意味着金融市场的右尾风险在变小。我们将 $\theta \geq 0.9$ 的 $q_{it}(\theta)$ 称为金融市场 i 在第 t 期的潜在的泡沫状态，这也意味着当 $\theta \geq 0.9$ 时矩阵 A 和矩阵 B 的非对角线的元素衡量的是在潜在的泡沫状态时不同金融市场之间的风险溢出效应。

需要指出的是，二维 VAR for VaR 模型也能应用在多项金融资产的情景，其具体的做法是将多项金融资产的收益率算术加权平均成一个综合指数，再和单个金融资产拟合二维的 VAR for VaR 模型。我们会在实证分析的高维模型效应检验中利用五个金融市场的数据将高维 VAR for VaR 模型与二维 VAR for VaR 模型进行比较分析。

金属建材、能源指数、化工指数、谷物指数、油脂油料、软商品指数和农副产品等。

（三）风险溢出效应检验

本文通过检验 A 和 B 非对角线元素的联合显著性来检验不同金融市场间的风险溢出效应是否存在。

在单一分位数下, $\alpha = [c', vech(A)', vech(B)']'$ 是维度为 $(N+2N_2) \times 1$ 的参数列向量, 而向量 $\hat{\alpha}$ 是 α 的 QMLE 估计值。White 等[22]指出, 在满足特定假设下参数估计值 $\hat{\alpha}$ 服从渐近正态分布, 详见 White 等[22] 的定理 1 和定理 2。

因此, 本文可以构造一个 Wald 统计量来检验矩阵 A 和 B 的非对角线元素是否联合显著。本文假设 R 是一个 $m \times n$ 的限制矩阵, 其中 m 为 $2N(N-1)$ 维, n 为 $N+2N_2$ 维。R 的每行只有一个元素为 1 而其余元素皆为 0, R 中为 1 的元素对应着矩阵 A 或 B 的非对角线元素。A 和 B 的非对角线元素同时为 0 对应着原假设 $R\alpha = 0$, 因此本文考虑如下的 Wald 统计量:

$$(R\hat{\alpha})' [R \times \widehat{VC}_T \times R']^{-1} (R\hat{\alpha}) \xrightarrow{d} \chi^2(m) \quad (2)$$

其中 $\widehat{VC}_T$ 是 $\hat{\alpha}$ 的方差协方差矩阵。

（四）高维模型效应检验

为了检验高维 VAR for VaR 模型的预测效果, 本文利用后验分析来检验预测的分位数是否满足相应的统计性质。此外, 本文将其与常用的二维 VAR for VaR 模型的做法进行比较。具体而言, 本文将样本分为内样本和外样本, 样本内数据用来估计模型参数, 样本外数据用来进行模型评估。

碰撞序列记为 $I_{it} \equiv I(Y_{it} < q_{it}), \forall i = 1, 2, \dots, N$ 。如果模型设定正确, 碰撞序列需要满足

$$E(I_{it} | \mathcal{F}_{t-1}) = \theta, \forall i = 1, 2, \dots, N \quad (3)$$

借鉴 Berkowitz 等 (2011) [21], 本文考虑以下的 logistic 回归模型

$$I_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_{ij,1} I_{jt-1} + \sum_{j=1}^N \beta_{ij,2} q_{jt} + \varepsilon_{it}, \forall i = 1, 2, \dots, N \quad (4)$$

其中 ε_{it} 服从 logistic 分布。在此基础上, 本文构造如下的似然比检验:

$$LR = -2(\ln L_r - \ln L_u) \xrightarrow{a} \chi^2_{2N+1} \quad (5)$$

其中 $\ln L_u = \sum_t [I_{it} \ln F_{ln}(\beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_{ij,1} I_{jt-1} + \sum_{j=1}^N \beta_{ij,2} q_{jt}) + (1 - I_{it}) \ln (1 - F_{ln}(\beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_{ij,1} I_{jt-1} + \sum_{j=1}^N \beta_{ij,2} q_{jt}))]$, $\ln L_r = \sum_t [I_{it} \ln(\theta) + (1 - I_{it}) \ln(1 - \theta)]$, $F_{ln}(\cdot)$ 是 logistic 分布的 CDF 函数。当 LR 统计量小于临界值时, 我们无法拒绝模型设定正确的原假设。

二、参数检验和后验分析

图 1 描绘了利用高维 VAR for VaR 模型估计出来的五个金融市场的 5% 分位数。阴影部分分别为欧债危机、2015 年中国股灾、中美贸易摩擦和新冠疫情四个危机事件。由图 1 可见, 国债市场和外汇市场的左尾风险长期处于较低的水平且受危机事件的影响较小。样本期内大宗商品市场的左尾风险基本上处于 -3% 到 -1% 区间内, 但四个危机事件的冲击使其波动较大。具体而言, 金融期货市场和股票市场的左尾风险易受危机事件的影响, 尤其是在 2015 年股灾时期, 金融期货市场和股票市场的 5% 分位数猛降到 -8%, 这意味着股票市场和金融期货市场在 2015 年中国股灾时期的崩盘风险要远远大于其它时期。欧债危机、中美贸易摩擦和新冠疫情等外生的负面冲击会导致中国的外汇、大宗商品、金融期货和股票市场的左尾风险呈现出共同上涨的趋势。另外, 在 2015 年中国股灾时期外汇市场和大宗商品市场的左尾风险也有所增加, 这佐证中国股市与外汇、大宗商品和金融期货市场存在极端风险溢出效应。

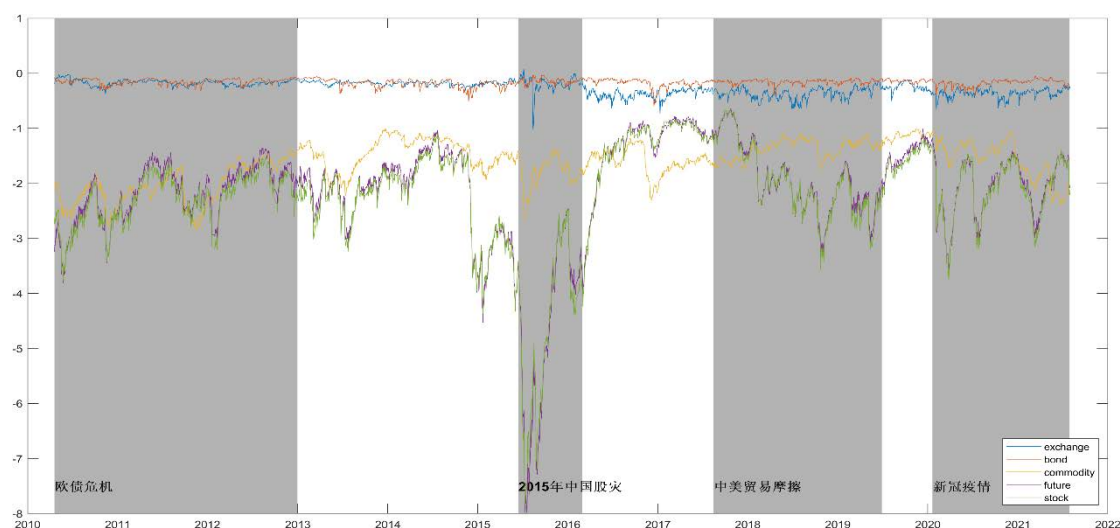


图 1 不同金融市场收益率的 5%分位数

表 2 汇报了矩阵 A 和 B 非对角线参数的 Wald 检验的 P 值⁴。除在 1%分位数和中位数附近外，参数矩阵 A 和 B 非对角线上的参数都是联合显著，这说明不同类型的金融市场存在明显的溢出效应且溢出效应受金融市场状态的影响。表 2 的结果显示金融市场处于正常状态时，其它金融市场冲击的影响不显著，这意味着不同金融市场间接接近相互独立的情形。当金融市场处于危机状态或泡沫状态时，其它金融市场冲击会产生较大的影响，这常常表现为金融市场间的风险传染。

表 2 矩阵 A 和 B 的非对角线参数的 Wald 检验的 P 值

θ	P 值	θ	P 值	θ	P 值	θ	P 值	θ	P 值	θ	P 值
0.010	1.000	0.175	0.000	0.350	0.006	0.525	0.926	0.700	0.005	0.875	0.042
0.025	0.000	0.200	0.005	0.375	0.695	0.550	0.895	0.725	0.000	0.900	0.000
0.050	0.000	0.225	0.002	0.400	0.151	0.575	0.044	0.750	0.003	0.925	0.002
0.075	0.000	0.250	0.014	0.425	0.150	0.600	0.556	0.775	0.013	0.950	0.000
0.100	0.000	0.275	0.064	0.450	0.342	0.625	0.488	0.800	0.000	0.975	0.000
0.125	0.000	0.300	0.006	0.475	0.221	0.650	0.000	0.825	0.000	0.990	0.000
0.150	0.001	0.325	0.000	0.500	0.011	0.675	0.001	0.850	0.000		

表 3 报告了外样本为最后 250 观测值时高维和二维 VAR for VaR 模型通过后验分析的金融市场的数目⁵。表 3 的结果显示除个别的概率水平外，在 VaR 的后验分析结果中高维 VAR for VaR 模型的表现优于二维，这说明融入更多金融市场的信息有助于 VaR 的预测。

表 3 高维和二维 VAR for VaR 模型的后验分析结果

θ	P 值>1%市场 数目		P 值>5%市场 数目		P 值>10%市场 数目		θ	P 值>1%市场 数目		P 值>5%市场 数目		P 值>10%市场 数目	
	二维	高维	二维	高维	二维	高维		二维	高维	二维	高维	二维	高维
0.01	4	4	4	3	4	3	0.525	3	4	2	3	1	2
0.025	4	5	4	5	2	5	0.55	3	5	1	4	1	4
0.05	2	5	2	5	2	5	0.575	2	5	1	4	1	4

⁴ 由于篇幅所限，我们不再展示参数估计结果。感兴趣可以向作者索取。

⁵ 本文也做了样本外数据为最后 500 观测值的后验分析，其结果与表 3 的结果一致。但由于篇幅所限，不在文中展示。感兴趣的话可以向作者索取。

0.075	2	5	2	4	2	4	0.6	1	4	1	4	1	4
0.1	2	5	2	5	2	5	0.625	1	5	1	4	1	3
0.125	2	5	2	4	2	4	0.65	1	4	1	4	1	4
0.15	3	5	2	5	2	4	0.675	1	4	1	3	1	3
0.175	3	4	3	4	3	4	0.7	2	4	1	4	1	3
0.2	3	5	3	5	3	4	0.725	2	5	2	4	2	4
0.225	3	5	2	3	2	3	0.75	2	5	2	4	2	4
0.25	3	4	3	4	3	4	0.775	2	5	2	5	2	5
0.275	3	5	2	3	2	3	0.8	2	5	2	5	2	4
0.3	2	4	2	4	2	2	0.825	2	5	2	5	2	5
0.325	2	4	2	4	1	4	0.85	2	5	2	4	2	4
0.35	2	4	2	4	2	4	0.875	2	3	2	3	1	3
0.375	2	4	2	4	2	4	0.9	2	5	2	4	2	4
0.4	2	4	2	4	2	4	0.925	2	5	2	5	2	3
0.425	2	4	2	4	2	3	0.95	2	5	2	4	2	3
0.45	3	4	2	4	2	3	0.975	2	5	2	5	2	5
0.475	3	4	2	3	2	3	0.99	2	5	2	5	2	5
0.5	3	5	2	2	2	2							

注：用于模型参数估计的样本内观测值为 2 494，样本外观测值为 250。二维 VAR for VaR 模型的做法是将五个金融市场的收益率算术加权平均成综合指数，然后用某个金融市场和综合指数两两拟合从而得到相应的参数估计值，再预测样本外的分位数。

三、压力测试

本文实施两种压力测试以检验单个或多个金融市场的冲击对其它金融市场尾部风险的影响。本文以股票市场为例，第一种压力测试是利用分位数脉冲响应函数来检验单个市场的单期冲击对股市尾部风险的影响。压力情景设定为，第 i 个金融市场在第 t 期的收益率增加或减少 1 个百分点。这种压力测试的目的是检验单个金融市场的临时冲击对其它金融市场尾部风险的影响以及金融市场能否吸收消化短期冲击的影响。第二种压力测试是考察当外汇、国债、大宗商品和金融期货市场处于不同状态时股票市场的左尾和右尾风险会如何变化。

（一）分位数脉冲响应

第一种压力测试是基于 White 等^[22]提出的分位数脉冲响应函数（简称 QIRF），在 VAR for VaR(1,1)模型下，具体计算公式如下：

当 $s=1$ 时， $qirf_{ks} = AD_t$

当 $s>1$ 时， $qirf_{ks} = B^{s-1}AD_t$ (6)

其中 $qirf_{ks} = [qirf_{ks}^1, qirf_{ks}^2, \dots, qirf_{ks}^N]'$ ， $k = 1, 2, \dots, N$ ； $s = 1, 2, 3, \dots$ 为第 t 期 Y_{kt} 冲击对 q_{t+s} 的影响,其中 $qirf_{ks}^i$ 是第 t 期 Y_{kt} 的冲击 δ 对第 i 个市场的 q_{it+s} 的影响。 D_t 是维度为 $N \times 1$ 的列向量代表第 t 期的冲击大小，其中只有第 k 个元素不为零而其余元素皆为零。这意味着在 t 期冲击 δ 只是针对 Y_{kt} 。

图 2 展示了在面对其它金融市场冲击的情况下股票市场的分位数脉冲响应结果。由图 2 可见，外汇、国债、大宗商品和金融期货市场的冲击会使得股市收益率的左尾分位数变的更小，而右尾分位数变的更大，这意味着四个市场的冲击会使得股市的波动变大。但四个市场的冲击对股市收益率分布的中位数附近几乎毫无影响，这也佐证了表 2 结果显示的在中位数附近的参数矩阵 A 和 B 的非对角线参数无法拒绝 Wald 检

验的原假设。此外，其它金融市场的冲击对股市收益率右尾分位数部分的影响要略大于其对股市收益率左尾分位数部分的影响。就不同金融市场冲击的影响大小而言，金融期货市场的冲击影响最大，大宗商品市场次之，外汇市场和国债市场最小。最后，其它金融市场的单期冲击使得股票市场的分位数初期变化较大，但冲击的影响会在 20 个交易日内收敛到零，这说明股票市场能吸收消化其它金融市场短期冲击的影响。

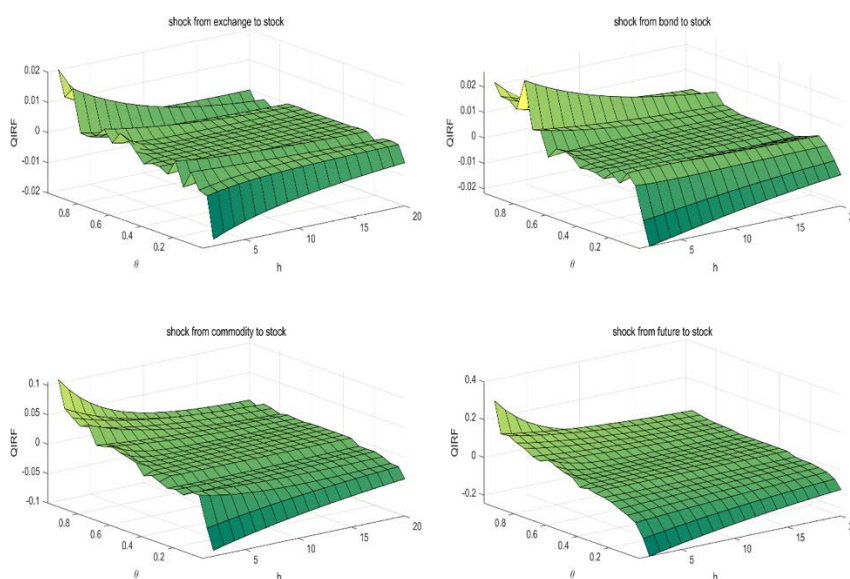


图 2 其它金融市场的冲击对股票市场的分位数的影响

注：从左到右，从上到下，四幅图的压力情景分别是外汇、国债、大宗商品和金融期货四个市场的收益率分别增加或减少 1%。

（二）考虑多市场状态的压力测试

本文进一步考察当汇市、债市、大宗商品和金融期货市场在样本期内始终处于正常状态或危机状态时股市极端风险的变化情况，其中正常状态（或危机状态）是指在样本期内这四个金融市场的收益率分别等于其每期的中位数（或 5%分位数）。在压力情景的具体计算中外汇、国债、大宗商品和金融期货市场的收益率分别等于其每期的中位数或 5%分位数，但股票市场的收益率保持不变，然后将这些值带入 VAR for VaR 模型计算压力情景下股市收益率的 5%分位数。在这样的设定下，本文可以将用历史数据计算的股市的 5%分位数与压力情景下计算的股市的 5%分位数进行比较，以此来判断在不同压力测试情景下股市的左尾风险如何变化⁶。

图 3 显示相较于历史数据计算的股市收益率的 5%分位数，外汇、国债、大宗商品和金融期货市场始终处于正常状态的设定会使得样本期内股市收益率的 5%分位数变大 0.5 个百分点左右，但股市收益率的 5%分位数的最小值由-8%变为-6%。相反地，其它四个金融市场始终处于危机状态的设定会使得股市收益率的 5%分位数变小 0.5 个百分点左右，也会促使股市收益率的 5%分位数的最小值下降至少 1 个百分点。这说明保持外汇、国债、大宗商品和金融期货市场的稳定有助于降低股市的左尾风险。

⁶ 我们也探究了在不同压力测试情景下股市的右尾风险如何变化，其结果显示当其它四个金融市场处于正常状态时股市的右尾风险会降低而当其它四个金融市场处于危机状态时股市的右尾风险会上升。此外，我们也考虑了其它市场处于不同压力情景下股市收益率的 2.5%分位数，其结果与股市的 5%分位数的变化一致。但由于篇幅所限，不再展示。感兴趣可以向作者索取。

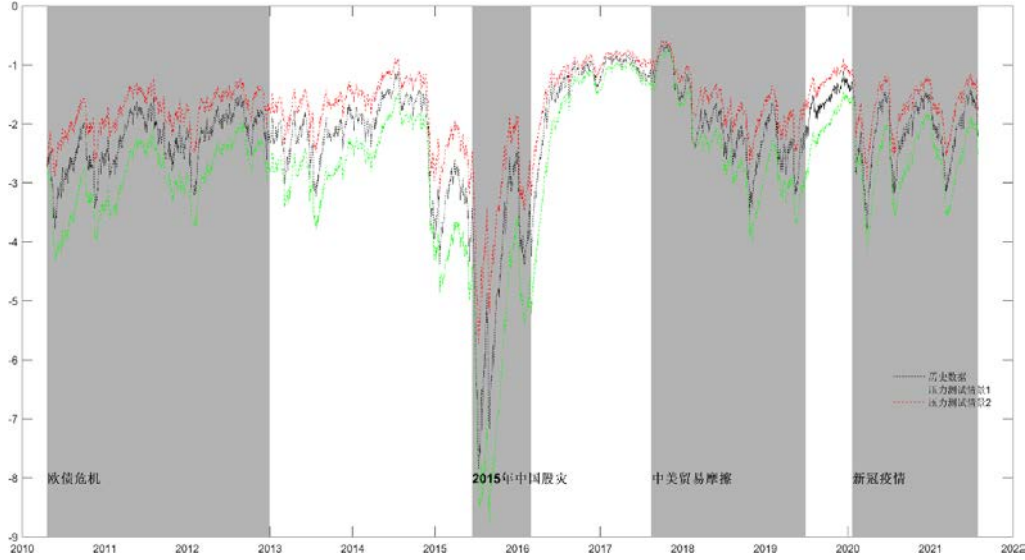


图3 其它市场处于不同压力情景下股市收益率的5%分位数

注：历史数据是指样本数据；压力情景1是样本期内其它金融市场始终处于危机状态，即在每个时点上收益率分别等于其自身的5%分位数；压力情景2是样本期内其它金融市场始终处于正常状态，即在每个时点上收益率分别等于其自身的中位数。

四、金融市场波动风险和崩盘风险的对冲

金融市场间不仅存在风险传染效应，还存在风险对冲效应。当某个金融市场的波动风险变大或出现崩盘风险（收益呈现左偏）时，投资者为规避相应的风险将资金转移至其它金融市场从而推高其它金融市场的预期收益，这种情况意味着其它金融市场能够对冲该金融市场的波动风险或崩盘风险。对中国金融市场间风险对冲效应的研究大多聚焦于股市和债市，较少涉及中国其它金融市场的风险对冲效应。

在这一部分，本文分析单个金融市场的波动风险和崩盘风险是否影响其它金融市场的预期收益，以此探究中国的股市、债市、汇市、大宗商品和金融期货市场等五个金融市场能否对冲彼此的波动风险和崩盘风险。考虑到现有研究用负偏度衡量股价崩盘风险[22-23]，本文用偏度和波动这两个指标分别衡量金融市场的崩盘风险和波动风险。具体而言，偏度越小意味着金融市场的崩盘风险越大，而波动越大意味着金融市场的波动风险越大。

Pearson 和 Tukey[24]（简称 PT）提出用 5%和 10%的无条件分位数和中位数估计样本无条件的均值和方差，而 Kim 和 White[25]提出用样本的无条件分位数计算样本无条件的偏度和样本峰度。在此基础上，本文使用高维 VAR for VaR 模型预测的第 i 个金融市场多个 $q_{it}(\theta)$ 计算相应市场在第 t 期的均值 μ_t^i 、波动 sd_t^i 、偏度 skw_t^i 和峰度 kur_t^i ，这种做法能够有效地减轻收益率的极端值对收益率的均值、波动、偏度和峰度的影响。相应的计算公式如下⁷：

$$\mu_t^i = 0.63q_{it}(0.5) + 0.185(q_{it}(0.05) + q_{it}(0.95)) \quad (7)$$

$$sd_t^i = \frac{q_{it}(0.95) - q_{it}(0.05)}{3.2897} \quad (8)$$

$$skw_t^i = \frac{q_{it}(0.95) + q_{it}(0.05) - 2q_{it}(0.5)}{q_{it}(0.95) - q_{it}(0.05)} \quad (9)$$

⁷另外也有基于 10%和 90%分位数来计算 μ_t^i 、 sd_t^i 、 skw_t^i 和 kur_t^i 的方法，但本文主要关注尾部极端风险，所以在文中采用 5%和 95%分位数来计算上述统计量。

$$kur_t^i = \frac{q_{it}(0.95) - q_{it}(0.05)}{q_{it}(0.75) - q_{it}(0.25)} - 2.4387 \quad (10)$$

为减轻极端值的影响，本文对每个金融市场的时变均值、时变波动、时变偏度和时变峰度进行 1%和 99%的缩尾处理。

本文接下来研究金融市场的波动风险和崩盘风险是否会对另一个金融市场的预期收益产生影响。为此，本文构建如下回归模型：

$$\hat{\mu}_t^j = \beta_0^j + \beta_1^j \widehat{sd}_t^i + \beta_2^j \widehat{skw}_t^i + \beta_3^j \widehat{sd}_t^j + \beta_4^j \widehat{skw}_t^j + \beta_5^j \widehat{kur}_t^j + \lambda_t + \varepsilon_t^j \quad (11)$$

其中， λ_t 为时间固定效应，包括年份、月份和周内固定效应。 $\hat{\mu}_t^j$ 是第 j 个金融市场收益率在第 t 期的均值， $\widehat{sd}_t^i$ 、 $\widehat{skw}_t^i$ 和 $\widehat{kur}_t^i$ 分别是第 i 个金融市场在第 t 期的标准差、偏度和峰度。当上标 j 为股票市场时，上标 i 为外汇市场、国债市场、大宗商品市场或金融期货市场；当上标 i 为股票市场时，上标 j 为外汇市场、国债市场、商品市场或金融期货市场。本文分别用条件波动和条件偏度来衡量第 i 个金融市场的不确定程度和左尾的极端风险。条件波动变大意味着市场的不确定程度增加，而条件偏度变小意味着市场的崩盘风险上升。 β_1^j 为正意味着第 j 个市场的预期收益与第 i 个市场的波动正相关，这说明第 j 个市场能够对冲第 i 个市场的波动风险。同样地， β_2^j 为负意味着第 j 个市场的预期收益与第 i 个市场的偏度负相关，这说明第 j 个市场能够对冲第 i 个市场的极端风险。

考虑到 VAR for VaR 模型中 $q_t(\theta)$ 与 $q_{t-1}(\theta)$ 相关的设定有可能导致 μ_t^i 、 sd_t^i 、 skw_t^i 和 kur_t^i 分别与其滞后一期的值相关，同时为了从低阶因子分离高阶因子的影响，借鉴 Yang 等[19](2010)、周颖刚等[20](2020)，本文利用辅助回归分别从 μ_t^i 、 sd_t^i 、 skw_t^i 和 kur_t^i 中剥离自相关和低阶因子的影响。具体而言， $\hat{\mu}_t^i$ 是 μ_t^i 为解释变量而 μ_{t-1}^i 为被解释变量的线性回归方程的残差，而 $\widehat{sd}_t^i$ 是 sd_t^i 对 sd_{t-1}^i 和 $\hat{\mu}_t^i$ 进行最小二乘估计得到的残差。类似的， $\widehat{skw}_t^i$ 为 skw_t^i 对 skw_{t-1}^i 、 $\widehat{sd}_t^i$ 和 $\hat{\mu}_t^i$ 进行回归得到的残差， $\widehat{kur}_t^i$ 为 kur_t^i 对 kur_{t-1}^i 、 $\widehat{skw}_t^i$ 、 $\widehat{sd}_t^i$ 和 $\hat{\mu}_t^i$ 进行回归得到的残差。

表 4 展示了中国汇市、债市、大宗商品市场、金融期货市场和股市五个金融市场两两之间的波动风险和崩盘风险的对冲效应。就汇市而言，汇市的波动只对大宗商品市场的预期收益有显著的正向影响，对金融期货市场的预期收益有正向影响但不显著，对债市和股市的预期收益的影响为负，这意味着只有大宗商品市场能够明显对冲汇市的波动风险。汇市的偏度对大宗商品市场、金融期货市场和股市的预期收益的影响显著为负，考虑到偏度越小意味着崩盘风险越大，这意味着大宗商品市场、金融期货市场和股市能够明显地对冲汇市的崩盘风险。同样地，债市的波动风险能够被大宗商品市场、金融期货市场和股市明显地对冲，而债市的崩盘风险能够被大宗商品市场、汇市和金融期货市场对冲但只有大宗商品市场有显著的对冲效果。另外，金融期货市场能够明显对冲大宗商品市场的波动风险和崩盘风险但汇市只能明显对冲大宗商品市场的崩盘风险。此外，除了大宗商品市场能明显对冲金融期货市场的崩盘风险以外，其余四个市场无法对冲金融期货市场的波动风险和崩盘风险。最后，股市的波动风险能被债市显著对冲，而股市的崩盘风险则能被大宗商品市场和金融期货市场显著地对冲。综上所述，大宗商品和金融期货能够有效地对冲其它金融市场的波动风险和崩盘风险，但汇市、债市和股市无法对冲其它金融市场的波动风险和崩盘风险。

表 4 金融市场的风险对冲效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	exchange	bond	commodity	future	stock
外汇市场					
$\widehat{sd}_t^{exchange}$		-0.005*	0.279***	0.039	-0.047
		(0.003)	(0.032)	(0.026)	(0.031)
$\widehat{skw}_t^{exchange}$		0.003***	-0.084***	-0.134***	-0.063***
		(0.001)	(0.014)	(0.013)	(0.015)
调整 R ²		0.022	0.246	0.267	0.112
债券市场					
$\widehat{sd}_t^{bond}$	-0.016***		0.209***	0.076**	0.132***
	(0.002)		(0.039)	(0.030)	(0.036)
$\widehat{skw}_t^{bond}$	-0.001		-0.037***	-0.013	0.183***
	(0.001)		(0.013)	(0.013)	(0.012)
调整 R ²	0.065		0.220	0.201	0.223
大宗商品市场					
$\widehat{sd}_t^{commodity}$	0.001	0.001		0.032***	-0.026*
	(0.000)	(0.001)		(0.009)	(0.014)
$\widehat{skw}_t^{commodity}$	-0.005***	0.002		-0.267***	-0.019
	(0.001)	(0.002)		(0.020)	(0.021)
调整 R ²	0.025	0.019		0.295	0.099
股指期货市场					
$\widehat{sd}_t^{future}$	0.000	0.001	-0.035***		-0.003
	(0.000)	(0.000)	(0.005)		(0.006)
$\widehat{skw}_t^{future}$	-0.002	-0.003	-0.486***		0.014
	(0.001)	(0.003)	(0.037)		(0.034)
调整 R ²	0.011	0.021	0.288		0.092
股票市场					
$\widehat{sd}_t^{stock}$	-0.000	0.002***	-0.031***	-0.031***	
	(0.000)	(0.001)	(0.007)	(0.006)	
$\widehat{skw}_t^{stock}$	-0.006***	0.002	-0.122***	-0.097***	
	(0.001)	(0.004)	(0.033)	(0.027)	
调整 R ²	0.032	0.025	0.220	0.223	

注：括号内是参数的稳健标准误，*、**、***分别表示 10%、5%和 1%水平下的显著性。表中的五项回归都控制了年份固定效应、月份固定效应和周内效应。

五、结论与政策建议

本文利用高维 VAR for VaR 模型估计汇市、债市、大宗商品市场、金融期货市场和股市五个金融市场的尾部风险（即分位数）并刻画在危机状态、正常状态和泡沫状态等不同状态的相依结构，在此基础上利用 Wald 检验验证五个金融市场间是否存在溢出效应以及在何种状态下存在溢出效应，并进一步利用压力测试度量金融市场间风险溢出效应的大小，最后验证能否相互对冲彼此的波动风险和崩盘风险。Wald 检验和 VaR 的后验分析的结果证实汇市、债市、大宗商品市场、金融期货市场和股市五个市场间存在极端风险

溢出效应。溢出效应的大小取决于金融市场的状态，当金融市场处于正常状态时市场之间只有微弱的溢出效应，但当金融市场处于危机状态或泡沫状态时金融市场间的溢出效应显著。以股市为例，就单个金融市场的冲击的影响而言，股票市场与大宗商品市场和金融期货市场间极端风险溢出效应要大于股票市场与外汇市场和国债市场间极端风险溢出效应。就联合冲击的影响而言，四个金融市场处于危机状态会增加股市的左尾风险，而四个金融市场处于正常状态会减少股市的左尾风险。

以往文献发现金融市场间存在波动风险的相互传染，但本文进一步地发现金融市场之间存在波动风险和崩盘风险的对冲，即一个金融市场的预期收益与另一个金融市场的波动风险或崩盘风险正相关。具体而言，外汇市场和股票市场能够实现波动风险和崩盘风险的互相对冲但崩盘风险的对冲幅度微弱。股票市场和国债市场能够实现波动风险的互相对冲但不能实现崩盘风险的互相对冲。随着大宗商品市场的金融化，股票市场能够对冲大宗商品市场的波动风险和崩盘风险但大宗商品市场不能对冲股市的波动风险和崩盘风险。

本文的发现具有重要的现实意义。本文发现风险对冲的效应只存在于某些金融市场之间，但随着金融改革的推进以及市场限制的降低，金融市场间的风险对冲效应会更强，投资者可以基于不同金融市场间能否实现风险对冲的情况制定不同的投资策略。此外，中国的五个主要的金融市场在危机状态或泡沫状态有明显的极端风险的溢出效应，同时四个金融市场处于正常状态会使得股市的尾部风险有明显的下降，因此金融市场的稳定是系统性工程，需要政府的顶层设计和多个监管部门的通力合作。在泡沫或过度繁荣时期风险更容易积累，因此监管部门要警惕五个金融市场在泡沫状态的传染。总之，为维护国内金融市场稳健运行，监管部门既要推动和活跃资本市场，也要将人民币汇率稳定在合理均衡水平，防范跨境资金的异常波动风险，同时引导稳定金融市场行为和预期，根据市场形势及时采取措施，防范股市、债市、汇市、大宗商品市场和金融期货市场的风险传染。

【参考文献】

- [1] 苗文龙. 金融危机与金融市场间风险传染效应: 以中、美、德三国为例[J]. 中国经济问题, 2013(03): 89-99.
- [2] 尹力博,柳依依. 中国商品期货金融化了吗?: 来自国际股票市场的证据[J]. 金融研究, 2016(03): 189-206.
- [3] CHULIÁ H, TORRÓ H. The economic value of volatility transmission between the stock and bond markets[J]. Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products, 2008, 28(11): 1066-1094.
- [4] 胡秋灵,马丽. 我国股票市场和债券市场波动溢出效应分析[J]. 金融研究, 2011(10): 198-206.
- [5] 陈国进,许德学,陈娟. 我国股票市场和外汇市场波动溢出效应分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2009, 26(12): 109-119.
- [6] REBOREDO J C, RIVERA-CASTRO M A, UGOLINI A. Downside and upside risk spillovers between exchange rates and stock prices[J]. Journal of Banking & Finance, 2016(62): 76-96.
- [7] BÜYÜKŞAHİN B, ROBE M A. Speculators, Commodities and Cross-market Linkages[J]. Journal of International Money and Finance, 2014, 42(C): 38-70.
- [8] SHAHZAD S J H, RAZA N, SHAHBAZ M, et al. Dependence of stock markets with gold and bonds under bullish and bearish market states[J]. Resources Policy, 2017(52): 308-319.
- [9] 周卫华,李一诺,谭静. 加密货币与股票市场风险相关性研究[J]. 中国软科学, 2021(S1): 116-126.
- [10] JIAN Zhihong, WU Shuai, ZHU Zhican. Asymmetric extreme risk spillovers between the Chinese stock market and index futures market: An MV-CAViaR based intraday CoVaR approach[J]. Emerging Markets Review, 2018(37): 98-113.
- [11] 张信东,赵芳. 沪、深股票市场与香港股票市场的溢出效应: 基于发布“港股直通车”方案前后的比较分析[J]. 南开管理评论, 2009, 12(04): 99-106.
- [12] 陈创练,张年华,黄楚光. 外汇市场、债券市场与股票市场动态关系研究[J]. 国际金融研究, 2017(12): 83-93.
- [13] 何德旭,苗文龙. 国际金融市场波动溢出效应与动态相关性[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32(11): 23-40.
- [14] 谭小芬,张峻晓,郑辛如. 国际大宗商品市场与金融市场的双向溢出效应: 基于 BEKK-GARCH 模型和溢出指数法的实证研究[J]. 中国软科学, 2018(08): 31-48.
- [15] HALBERT W, KIM T-H, MANGANELLI S. VAR for VaR: Measuring tail dependence using multivariate regression quantiles[J]. Journal of Econometrics, 2015, 187(01): 169-188.
- [16] 曾裕峰,温湖炜,陈学彬. 股市互联,尾部风险传染与系统重要性市场: 基于多元分位数回归模型的分析[J]. 国际金融研究, 2017, 365(9): 86-96.
- [17] 李政,郝毅,袁瑾. 在岸离岸人民币利率极端风险溢出研究[J]. 统计研究, 2018, 35(02): 29-39.
- [18] WEN Dayan, WANG Gangjin, MA Chaoqun, et al. Risk spillovers between oil and stock markets: A VAR for VaR analysis[J]. Energy Economics, 2019(80): 524-535.
- [19] YANG Jian, ZHOU Yinggang, WANG Zijun. Conditional coskewness in stock and bond markets: time-series evidence[J]. Management Science, 2010, 56(11): 2031-2049.
- [20] 周颖刚,林珊珊,洪永淼. 中国股市和债市间避险对冲效应及其定价机制[J]. 经济研究, 2020, 55(09): 42-57.
- [21] BERKOWITZ J, CHRISTOFFERSEN P, PELLETIER D. Evaluating value-at-risk models with desk-level data[J]. Management Science, 2011, 57(12): 2213-2227.
- [22] CHEN C Y-H, HÄRDLE W K, OKHRIN Y. Tail event driven networks of SIFIs[J]. Journal of Econometrics, 2019(1): 282-298.
- [23] JIN Xuejun, CHEN Ziqing, YANG Xiaolan. Economic policy uncertainty and stock price crash risk[J]. Accounting & Finance, 2019, 58(5): 1291-1318.
- [24] PEARSON E S, TUKEY J W. Approximate means and standard deviations based on distances between percentage points of frequency curves[J]. Biometrika, 1965(3-4): 533-546.
- [25] KIM T-H, WHITE H. On more robust estimation of skewness and kurtosis[J]. Finance Research Letters, 2004, 1(1): 56-73.

Cross-Market risk contagion and risk hedging: An analysis based on high-dimensional VAR for VaR model

Yang Tao, JIA Yanyan

Abstract: Financial stability needs the prevention and mitigation of risk contagion across financial markets. In contrast to previous literature that primarily explores risk contagion between two markets, this paper utilizes a high-dimensional VAR for VaR model to encompass the foreign exchange market, bond market, commodity market, financial futures, and stock market in China within a unified framework. It analyzes the risk spillover effects among these five financial markets under different states, aiding in capturing the indirect effects that result from shock propagation across different financial markets. The Wald test and backtesting analysis demonstrate pronounced risk spillover effects among the five markets only during crisis or bubble states. Furthermore, this study employs stress testing to reveal that short-term shock impacts in a single market can be absorbed by other financial markets such as the stock market. However, when all four financial markets are in normal states, they significantly reduce the left-tail risk of other financial markets like the stock market. Additionally, we propose calculating expected returns, volatility risk, crash risk, and kurtosis of a single financial market using different quantiles from the same financial market at the same point in time. This approach yields more robust results and mitigates the influence of extreme values. We further investigate whether financial markets can hedge each other's volatility risk or crash risk. The results reveal that the commodity market and financial futures market can effectively hedge the volatility and crash risk of other financial markets, while the foreign exchange market, bond market, and stock market are unable to hedge the volatility and crash risk of other financial markets.

Key words: VAR for VaR; Risk Contagion; Risk Hedging

加密货币与全球股市的尾部风险传染研究 ——基于复杂网络的视角

宫晓莉¹ 贾凯文² 熊熊³

【摘要】在金融市场一体化和投资者同质化的背景下，加密货币市场与传统金融市场的风险传染效应显著。为考察加密货币与主要经济体股市的波动联动性，本文基于小波相干方法刻画了风险随时域和频域变化的联动特征。随后，基于复杂网络视角，本文使用分位数时频风险溢出模型测度了风险溢出指数，捕捉时频域下不同冲击规模的加密货币与全球股市尾部风险溢出效应。研究发现，基于分位数测度的溢出指数能够较好地捕捉不同冲击规模下加密货币与全球股市尾部风险溢出效应，而传统上基于条件均值测度的溢出指数会低估市场间真实尾部风险溢出水平。极端状态下加密货币与全球股市尾部风险溢出效应较正常状态显著增强，且具有明显的非对称性。频域视角下加密货币与全球股市尾部风险溢出表现出显著的周期性特征。此外，加密货币在正常状态下是风险净承受者，但其在市场受到正向冲击时出现了明显的尾部风险净溢出效应。研究结论对于监管部门防范加密货币与全球股市的系统性风险双向传染具有重要的启示作用。

【关键词】加密货币 尾部风险溢出 条件分位数 频域

引言

金融安全是国家安全的重要组成部分。党的二十大报告指出：“我国发展进入战略机遇和风险挑战并存、不确定难预料因素增多的时期，各种‘黑天鹅’、‘灰犀牛’事件随时可能发生。”近年来，全球新冠疫情反复，俄乌地缘冲突不断升级，美联储持续加息缩表，硅谷银行闪崩倒闭，全球经济陷入低迷状态(杨子晖等[1])。面对错综复杂的国际金融环境，习近平总书记在2022年12月的中央经济工作会议上讲话中提到“有效防范化解重大经济金融风险”，明确“防止形成区域性、系统性金融风险”要求。未来，各种风险交织叠加、互相扩散，金融风险具有的高度异变性和复杂性会给金融监管带来新的挑战。如何守住“不发生系统性金融风险”的底线，切实维护金融稳定，正成为中国金融监管的重中之重。

加密货币由计算机程序产生，通过互联网进行发行和流通，是一种新兴的虚拟金融资产(谢平和石午光[2])。伴随着数字经济的蓬勃兴起，加密货币市场也出现了井喷式的发展。据英为财经相关数据显示，截至2023年4月，加密货币的币种数量超过8900种，总市值高达1.18兆美元。加密货币市场已成为规模庞大的新兴市场，受到广大金融投资者的追捧。摩根大通、高盛等国际知名投行接连宣布入场加密货币，脸书、三星等高科技企业也纷纷出手布局加密货币市场。2022年10月，香港特区政府发布《有关香港虚拟资产发展的政策宣言》，计划将香港建设为国际虚拟资产中心，并出台相关政策吸引各大加密货币交易平台“落户”香江。然而，加密货币在带来机遇的同时也潜藏着巨大风险。因其具有匿名性、交易便捷性和去中心性等特点，许多金融犯罪活动都涉及到了加密货币(Foley等[3])。目前，加密货币交易所和投资者遍布全球，各国政府对加密货币的态度迥异，监管机构面临着严峻挑战。2017年和2021年，中国人民银行联合多部门先后发布了《关于防范代币发行融资风险的公告》《关于进一步防范和处置虚拟货币交易炒作风险的通知》，禁止在中国大陆进行代币发行融资和加密货币相关业务活动，将其定性为非法金融活动。然而，仍有许多中国大陆投资者继续通过P2P从事着加密货币投资活动。加密货币的内在价

¹宫晓莉，青岛大学经济学院，天津大学复杂管理系统实验室

²贾凯文，青岛大学经济学院

³熊熊，天津大学管理与经济学部

值难以准确估计, 其价格受投资者情绪影响较甚, 出现重大事件冲击时会剧烈波动(明雷等[4])。在经济全球化和一体化程度日渐加深的背景下, 加密货币市场和股票市场作为国际金融市场的重要组成部分, 受共同经济因素的影响。当下, 机构投资者纷纷入场加密货币, 出现了投资者同质化和机构交叉持仓现象, 使得风险可以通过影响投资者的心理预期和投资行为在加密货币与全球股市间进行跨市场传导(周卫华等[5])。

2008年全球金融危机之后, 金融市场关联性与风险溢出的密切联系受到了广泛关注(Billio 等[6])。各国政府与学术界逐步重视金融风险的跨市场交叉传染, 并运用复杂网络方法研究这一问题(Poledna 等[7])。关联网络是外部冲击在金融市场传播的关键渠道(Acemoglu 等[8]), 网络中某一节点受到外生冲击后会蔓延扩大进而形成系统性风险。网络结构越紧密意味着受到冲击影响的节点数量更多, 通过网络结构蔓延形成系统性风险的可能性更高。Cabralles 等[9]发现在大规模风险的概率较高时, 即冲击分布呈现厚尾分布时, 进行风险防范是极为重要的目标。作为新兴金融市场的代表之一, 中国比发达资本市场更容易遭受系统性金融风险冲击的影响(宫晓莉和熊熊[10])。当下, 加密货币与中国金融市场的相互关系具有较长的记忆性和非对称多重分形特征(Cao 和 Xie[11]), 中国股市易受加密货币价格波动的影响(谢文浩和曹广喜[12])。有鉴于此, 深入研究加密货币与全球股市的尾部风险传染效应对于中国防范系统性风险尤为重要。

本文通过测度加密货币与全球股市的风险溢出效应, 构建加密货币与全球股市的波动溢出网络, 分析不同市场状态和时间周期下的市场间尾部风险交叉传染特征, 进一步探讨加密货币与全球股市在时域、频域双重视角下的尾部风险传染动态变化。为制定、实施和完善加密货币监管政策, 推动实现“有效防范化解重大经济金融风险”, 促进我国金融市场的健康持续发展提供理论依据, 具有重要学术价值和现实意义。

一、文献综述

目前, 已有许多学者从多个角度探讨加密货币的风险传染问题, 但在加密货币与传统金融市场联系越发紧密且加密货币独立不受控的背景下, 对于加密货币与全球股市的尾部风险传染研究仍属少见, 且已有研究局限于时间维度的风险特征。本节将首先对尾部风险传染的理论文献进行回顾, 随后梳理有关加密货币与全球股市风险传染的实证研究, 最后介绍本文的创新之处。

(一) 理论机制回顾

随着金融创新的深入发展, 金融机构间的关联呈现复杂化特征, 金融体系中的系统性风险传染也愈加明显(邓超和陈学军[13])。准确度量金融市场间的波动溢出效应并识别其产生过程, 有助于深入理解系统性风险的来源及其传播机制。Benoit 等[14]总结了系统性风险的三个来源: 风险承担、风险传染和风险放大, 风险承担又包括四类具体机制: 相关投资、流动性风险、尾部风险和杠杆周期与泡沫。其中, 在极端事件冲击下, 尾部风险会给市场造成重大的负面影响 (Weller[15])。因此, 在研究风险承担机制时分析市场间的尾部风险至关重要。此外, 风险传染的机制主要表现为三种形式: 资产负债表传染、支付和清算基础设施, 以及信息传染。信息传染主要包括投资者的心理预期和行为特征, 例如羊群效应、趋同效应、有限理性等(刘成立[16])。投资者往往会根据一个市场的变化去推测其他市场的变化, 信息在市场间迅速扩散。随着经济全球化及互联网技术的迅速发展, 金融市场间的资本流动与信息传递机制不断增强, 联动性日益显著。信息的跨市场传递可以解释为金融市场间的溢出效应, 当信息从一个市场传递到其他相关联市场时, 不仅会引起价格变动, 还会引起其他市场的波动率变化。在衡量市场间信息传递过程中, 仅考虑收益溢出是不全面的, 波动溢出网络对危机事件的敏感程度更强, 可以有效分析市场间联动关系及风险传染效应(任英华等[17])。因此, 本文基于尾部风险理论, 考察加密货币与全球股市间的波动溢出效应, 进而研究其联动性及风险传染机制。

（二）实证研究回顾

2017 年以来，加密货币市场规模迅速扩大，因其价格的剧烈波动，加密货币的风险传染受到了学术界广泛关注。针对各类加密货币间的风险联动性，Ji 等[18]通过计算六种大型加密货币的溢出效应，发现比特币处于加密货币市场收益和波动溢出网络的中心。关于加密货币与黄金、原油、外汇等传统金融市场间的风险传染，国内外学者已采用多种方法证实其存在着显著的风险联动效应(Matkovskyy 和 Jalan[19]; Ha 和 Nham[20]; Cao 和 Ling[21])。对加密货币与股市间的风险传染问题，现有研究则主要集中于加密货币与单一国家的股市。Wang 等[22]使用时变 SJC-Copula-GARCH 模型证实了加密货币与美国股市之间存在动态相关性。Cao 和 Xie[23]基于 TVP-VAR 模型的广义预测误差方差分解方法发现加密货币与包括股市在内的中国金融市场之间存在相对较强的非对称波动溢出效应。黄云洲等[24]通过构建分位数关联网络证实了比特币的价格波动会冲击到中国股市，并探究了宏观经济环境对比特币风险传染效应的影响。然而，加密货币是独立的新兴金融市场，其投资者和交易所遍布全球，不被任何单一实体控制。已有研究大多关注于加密货币与个别国家股市间的交互关系，对风险传染效应的研究缺乏整体性与全局观念。当下，全球股票市场的风险联动性较强(梁琪和常姝雅[25])，单个金融市场所面对的变动或冲击将向金融系统中其他市场迅速传递(杨子晖和周颖刚[26])，这种间接传染渠道相比直接影响更难捕捉(方意等[27])，忽略金融风险的整体网络关联性会导致复杂网络中出现的系统性冲击难以被准确刻画。因此，本文将全球股市纳入研究范围，从国际整体的视角出发考察加密货币与股市间的风险传染特性，能够更全面地厘清加密货币与全球股市间的风险传染问题，更有效地识别系统性风险防范的重点，对提高监管政策的有效性和精准性具有重要的现实意义。

在使用复杂网络方法刻画风险溢出方面，Diebold 和 Yilmaz[28-29]基于向量自回归模型(VAR)的预测误差方差分解提出了时域下的溢出指数框架(以下简称 DY 方法)。该方法基于时域视角，通过滚动分析实现了对风险溢出的时变估计，并构建了测度金融市场连通性的加权有向网络，进而考察风险溢出的方向性和动态时变特征。基于 DY 方法的复杂网络分析工具为考察风险传染问题提供了新的研究工具和视角。

然而，经济和金融冲击在传播过程中可能导致频率响应不一致。一方面，经济金融形式的变动包含高频短周期和低频长周期等不同频率的波动成分，呈现出周期性波动特征(Strohsal 等[30])。这使得市场间波动溢出也会受到不同时间周期因素影响。另一方面，市场中的经济主体在不同的时间周期内运作，由于其投资目标和风险偏好等各不相同，风险冲击在传播过程中将产生不同频率的响应，存在着高频溢出和低频溢出。高频溢出通常源于投资者非理性情绪与“羊群效应”等噪声交易，产生于信息快速处理时期，仅在短期内对市场产生冲击。低频溢出一般与经济基本面变化有关，不确定性冲击持续时间较长，随着市场间联动性的增强，尾部风险共振使得风险加速传染，进而影响系统性风险的演变。市场间尾部风险溢出具有周期性波动态势，但 DY 方法无法对不同时间周期下的尾部风险传染特征进行解释。因此，从频域视角出发，剖析加密货币与全球股市在高频(短期)和低频(长期)等不同频域下的尾部风险传染具有重要意义。

小波方法是近年来新应用于金融领域的数据分析方法，用于表征时间序列在时域和频域上的特征。该方法可以兼顾时域、频域和因果关系，作为时变的非线性方法能够得到更可靠的结果。唐振鹏等[31]使用小波方法对中国股市和亚太股市频域下的联动性特征进行研究，发现其联动效应在时间、频率双维度均存在变化。黄书培等[32]指出，小波分析将时间序列分解到不同频率后再进行平滑处理，可以避免传统方法处理信息时因造成缺失而导致的误差。但是，小波分析方法仅适用于分析变量成对间的联动性特征，无法以此构建复杂网络。

Baruník 和 Křehlík[33]基于广义预测误差方差分解的谱表示方法，建立了频域视角下的溢出指数框架(以下简称 BK 方法)。BK 方法通过将时域下的风险溢出分解到不同频率带，衡量异质性频率响应变量之间的连通性，进而考察不同时间周期下的风险溢出效应。Mo 等[34]使用 BK 方法构建了频域下的加密货币与大宗商品关联网络，对不同时间周期的市场间关联程度进行研究，衡量了加密货币与大宗商品部门的时频域动态关联性。Tiwari 等[35]使用 BK 方法检验了原油、股市和四种金属价格收益序列之间的频域关联性，发现关联性随频率的增加而降低。本文使用小波相干方法考察了加密货币与主要经济体的股市

在时频域上的波动联动性, 发现不同时间周期的联动性有所差异, 对加密货币与全球股市的尾部风险传染研究需从时域、频域双视角展开, 而现有关于加密货币与股市间风险传染的探讨大多仅从时域视角出发, 较少考虑到频域因素。因此, 本文基于时域、频域双重维度构建加密货币与全球股市间的尾部风险传染网络, 考察风险溢出效应在不同频域下的特征。

DY 方法和 BK 方法都是对风险溢出的条件均值进行估计, 然而不同市场条件下的冲击未必会以相同的方式传播。基于条件均值的风险溢出指数在一定程度上低估了极端状态下突发事件冲击的影响(Bouri 等[36])。特别地, 在金融市场的高波动和压力时期, 金融市场间的连通性会增强(Elsayed 和 Yarovaya[37])。为解决这一研究的不足, 已有研究将基于条件均值的 VAR 模型扩展到基于条件分位数的计算。Ando 等[38]以 DY 方法为基础, 提出分位数向量自回归(QVAR)模型来研究风险溢出在不同分位数下的异质性, 比只关注基于均值的风险溢出更有意义, 为考察不同冲击规模下的风险溢出提供了新的研究方法。利用分位数回归, 通过拟合分位数向量自回归模型在 0.05 和 0.95 条件分位数下的溢出水平考察各市场在极端状态下的溢出效应, 有助于解释各市场在不同市场状态下的尾部风险传染(李政等[39])。此外, Ando 等[38]还指出, 与普通最小二乘法等传统条件均值估计方法相比, QVAR 模型对异常值不敏感, 因此能够得到更准确、可靠的估计结果。因此, 本文在 QVAR 模型的基础上结合 BK 方法的频域视角, 从时域、频域双视角探讨不同市场状态对加密货币与全球股市尾部风险溢出效应的影响, 得到的研究结论更具有稳健性。

综上所述, 区别于以往研究, 本文的创新性贡献主要表现在以下方面: (1)在刻画了加密货币和全球股市收益分布的尖峰厚尾特征后, 使用小波分析方法考察加密货币与主要经济体的股市在时域和频域下的波动联动性动态变化; (2)基于时域、频域双重维度, 构建加密货币与全球股市间的尾部风险溢出网络, 深入剖析尾部风险溢出效应在不同频域下的特征; (3)通过分位数向量自回归模型扩展了条件均值下的尾部风险溢出指数, 考察了不同冲击规模下加密货币与全球股市的尾部风险溢出效应, 揭示了加密货币与全球股市的尾部风险溢出效应在极端上升与下降状态下的非对称性。

二、理论模型

本文创新性地构建了加密货币与全球股市的尾部风险传染研究框架。首先使用带有尖峰厚尾分布的 EGARCH 模型拟合加密货币和全球股市的波动以反映其收益变化, 在此基础上使用小波相干考察加密货币与主要经济体的股市在不同频域下的风险联动性, 最后构建了加密货币与全球股市的尾部风险溢出网络, 通过分析时频域下基于不同分位数的尾部风险溢出效应变化, 研究加密货币与全球股市的尾部风险传染特征。

(一) 收益率波动模型

加密货币和全球股市的收益分布偏离标准正态分布, 具有尖峰、厚尾、有偏等特点, 并表现出集聚性和异方差效应, 在刻画收益的波动率时需要考虑到这些特征。GARCH 模型善于捕捉金融市场中的风险暴露, 并且能够有效拟合时间序列数据的异方差性和长记忆性, 是较为常用的异方差序列拟合模型, 但其在刻画变量尖峰、厚尾、有偏的特性时效果不佳。Nelson[40]构建的非对称 EGARCH 模型能够有效反映资产收益波动的非对称变化规律。因此, 本文选取 EGARCH 模型拟合加密货币和全球股市波动率, 模型具体形式如下:

$$\ln \delta_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p a_i \ln \delta_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q (b_j \left| \frac{\varepsilon_{t-j}}{\delta_{t-j}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| + \gamma_j \frac{\varepsilon_{t-j}}{\delta_{t-j}}) \quad (1)$$

其中, $\ln \delta_t^2$ 为条件方差的对数, ε_t 为 ARIMA 模型残差。该模型对参数 a 与 b 放松了非负约束, 使其应用场景更加广泛。同时, EGARCH 模型通过杠杆效应系数 γ 引入了非对称响应, 从而反映了收益率数据的杠杆效应。在此基础上, 为了同时满足收益率数据尖峰、厚尾、有偏的特征, 本文假设资产收益的误差项服从有偏的广义误差分布(SGED), 密度函数如公式(2)所示:

$$f(x|\mu, \sigma, v, \lambda) = \frac{v}{2\theta\sigma} \Gamma\left(\frac{1}{v}\right)^{-1} e^{\left(-\frac{1}{1+\text{sign}(x-\mu+\eta\sigma)\lambda^v\theta^v\sigma^v}|x-\mu+\eta\sigma|\right)} \quad (2)$$

其中, λ 为偏度参数, v 为收益分布的尾部厚度参数, $\theta = \Gamma(1/v)^{0.5} \Gamma(3/v)^{-0.5} S(\lambda)^{-1}$, $\eta = 2\lambda L T(\lambda)^{-1}$,

$$L = \Gamma(2/v) \Gamma(1/v)^{-0.5} \Gamma(3/v)^{-0.5}, T = \sqrt{1+3\lambda^2-4L\lambda^2}。$$

(二) 小波相干

小波相干(Wavelet coherence)将连续小波分析与谱分析技术相结合, 是对两个时间序列在时间—频率尺度下进行动态相关关系分析的方法。Grinsted 等[41]将两个时间序列的小波相干定义为:

$$R_n^2(s) = \frac{|S(s^{-1}W_n^{XY}(s))|^2}{S(s^{-1}|W_n^X(s)|^2) \cdot S(s^{-1}|W_n^Y(s)|^2)} \quad (3)$$

$$S(W) = S_{scale}(S_{time}(W_n(s))) \quad (4)$$

其中, $|S(s^{-1}W_n^{XY}(s))|^2$ 为两个时间序列在某一频率下波动振幅的交叉积, $S(s^{-1}|W_n^X(s)|^2)$ 和 $S(s^{-1}|W_n^Y(s)|^2)$ 为两个时间序列振动波的振幅, S 为平滑算子, S_{scale} 表示沿小波尺度轴进行平滑, S_{time} 表示沿时间进行平滑。小波相干谱使用蒙特卡罗方法进行显著性检验。小波相干系数取值范围为(0,1), 系数越大表明相关性越强。

(三) 分位数时频风险溢出模型

本文基于 QVAR 模型的广义预测误差方差分解对不同冲击规模及不同时间周期下加密货币与全球股市的尾部风险溢出效应进行研究, 并通过滚动窗口实现对尾部风险总溢出和方向性溢出的动态估计。加密货币与全球股市波动率的不同分位点可以捕捉冲击规模的大小, 冲击规模越大, 其变化幅度越大。市场波动极低会造成市场过度乐观, 从而加剧资产泡沫化风险。低波动率也会使得金融市场缺乏发现风险、预测风险和防范风险的能力, 影响金融监管体系的有效性和稳定性。市场波动极高可能会带来企业投资和融资减少、消费者信心下降、政府收入减少、金融机构运营受到负面影响, 进而导致市场不稳定和金融危机, 对整个经济系统造成负面影响和风险, 甚至引发经济衰退。本文以波动率的条件下位数表示市场正常状态, 以 0.05 条件分位数表示波动极端下降状态, 以 0.95 条件分位数表示波动极端上升状态。

时域下分位数水平为 τ 的 N 维 QVAR 模型可以概括如下:

$$x_t = \mu_t(\tau) + \Phi_1(\tau)x_{t-1} + \Phi_2(\tau)x_{t-2} + \cdots + \Phi_p(\tau)x_{t-p} + u_t(\tau) \quad (5)$$

其中, x_t 和 x_{t-i} , $i=1, \dots, p$ 为 $N \times 1$ 维内生变量向量, p 为滞后阶数, 根据 SIC 准则, 滞后阶数确定为 1。 τ 在 [0,1] 之间, $\tau > 0.5$ ($\tau < 0.5$) 代表正向(负向)冲击。 $\mu_t(\tau)$ 为 $N \times 1$ 维的条件均值向量, $\Phi_j(\tau)$ 为 $N \times N$ 维的系数矩阵, $u_t(\tau)$ 为 $N \times 1$ 维误差向量。对于公式(5), 可将其转化为无限阶的分位数向量移动平均 QVMA(∞) 过程:

$$x_t = \mu(\tau) + \sum_{j=1}^p \Phi_j(\tau)x_{t-j} + u_t(\tau) = \mu(\tau) + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i(\tau)u_{t-i} \quad (6)$$

随后进行广义预测误差方差分解, 这是计算分位数时域下各溢出指数的核心。通过方差分解, 可以

刻画各变量的 H 步预测误差方差中受自身或其他变量影响的程度。由于 $\theta_{ij}(H)$ 的行和并不为一, 应当对其进行标准化处理, 得到 $\theta_{ij}^0(H)$, 进而使得 $\sum_{i=1}^N \theta_{ij}^0(H) = 1$, $\sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^N \theta_{ij}^0(H) = N$ 。 $\theta_{ij}^0(H)$ 衡量了向前预测 H 期

时条件分位数下变量 j 的冲击对变量 i 预测误差方差的贡献, 度量了分位数时域下变量 j 对变量 i 的溢出水平。

$$\theta_{ij}(H) = \frac{(\Sigma(\tau))_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^H \left((\Psi_h(\tau) \Sigma(\tau))_{ij} \right)^2}{\sum_{h=0}^H (\Psi_h(\tau) \Sigma(\tau) \Psi_h'(\tau))_{ii}} \quad (7)$$

$$\theta_{ij}^{\%}(H) = \frac{\theta_{ij}(H)}{\sum_{k=1}^N \theta_{ij}(H)} \quad (8)$$

由 $\theta_{ij}^{\%}(H)$ 可以得到不同条件分位数下的方向性溢出水平及总溢出水平指数。NPDCij 为净成对溢出指数。如果 NPDCij>0 (NPDCij<0), 说明变量 j 对变量 i 的影响要大于(小于)变量 i 对变量 j 的影响。溢出指数 TOi 衡量了变量 i 中的冲击有多少传递给了其他变量, 溢入指数 FROMi 则表示变量 i 受到了多少来自其他变量的冲击。净溢出指数 NETi 为 TOi 和 FROMi 之差, 是变量 i 对整个网络的净影响。如果 NETi>0 (NETi<0), 说明变量 i 对其他变量的影响要大于(小于)其他变量对变量 i 的影响, 此时变量 i 为风险净溢出者(净承受者)。总溢出指数 TCI 度量了加密货币与全球股市的总溢出水平, TCI 越高, 表明加密货币与全球股市间尾部风险传染的联动性越强, 尾部风险溢出水平越高。

$$NPDC_{ij}(H) = \theta_{ij}^{\%}(H) - \theta_{ji}^{\%}(H) \quad (9)$$

$$TO_i(H) = \sum_{i=1, i \neq j}^N \theta_{ji}^{\%}(H), FROM_i(H) = \sum_{i=1, i \neq j}^N \theta_{ij}^{\%}(H) \quad (10)$$

$$TCI(H) = N^{-1} \sum_{i=1}^N TO_i(H) = N^{-1} \sum_{i=1}^N FROM_i(H) \quad (11)$$

在分位数时域的基础上, 本文通过方差分解的频谱表示, 将时域下的溢出指数分解到不同的频率带, 进而表征不确定性冲击在传播过程中产生的不同频率响应。基于不同的条件分位数从短期、中期和长期视角研究加密货币与全球股市间的尾部风险溢出水平, 可以有效表征不同市场状态下尾部风险溢出效应的动态变化及周期性特征。

理清特定频域下尾部风险溢出效应的关键是考虑近似模型的频谱表示。xt 在频率 ω 处的谱密度可定义为 QVMA(∞)的傅里叶变换:

$$S_x(\omega) = \sum_{h=-\infty}^{\infty} E(x_t x_{t-h}') e^{-i\omega h} = \Psi(e^{-i\omega h}) \Sigma_t \Psi'(e^{+i\omega h}) \quad (12)$$

频率广义预测误差方差分解将频谱密度和广义预测误差方差分解相结合, $\theta_{ij}^{\%}(\omega)$ 表示条件分位数下在频率 ω 处的频谱中变量 j 的冲击对变量 i 预测误差方差的贡献。

$$\theta_{ij}(\omega) = \frac{(\Sigma(\tau))_{jj}^{-1} \left| \sum_{h=0}^{\infty} (\Psi(\tau)(e^{-i\omega h}) \Sigma(\tau))_{ij} \right|^2}{\sum_{h=0}^{\infty} (\Psi(e^{-i\omega h}) \Sigma(\tau) \Psi(e^{i\omega h}))_{ii}} \quad (13)$$

$$\theta_{ij}^{\%}(\omega) = \frac{\theta_{ij}(\omega)}{\sum_{k=1}^N \theta_{ij}(\omega)} \quad (14)$$

为考察加密货币与全球股市在短期、中期和长期而非单一频率下的尾部风险溢出效应, 本文设定了频率带 $d=(a, b)$: $a, b \in (-\pi, \pi)$, $a < b$, 由公式(15)计算特定频率带 d 上变量 j 对变量 i 的溢出水平。具体设定为高频率带 $d=(\pi/7, \pi)$ 代表短期 1-7 天, 中频率带 $d=(\pi/30, \pi/7)$ 代表中期 7-30 天, 低频率带 $d=(0, \pi/30)$ 代表长期 30 天以上。

$$\theta_{ij}^o(d) = \int_a^b \theta_{ij}^o(\omega) d\omega \quad (15)$$

由此可得不同分位数下特定频域带内的方向性溢出指数和总溢出指数：

$$NPDC_{ij}(d) = \theta_{ij}^o(d) - \theta_{ji}^o(d) \quad (16)$$

$$TO_i(d) = \sum_{j=1, j \neq i}^N \theta_{ji}^o(d), FROM_i(d) = \sum_{j=1, j \neq i}^N \theta_{ij}^o(d) \quad (17)$$

$$TCI(d) = N^{-1} \sum_{i=1}^N TO_i(d) = N^{-1} \sum_{i=1}^N FROM_i(d) \quad (18)$$

三、实证分析

（一）数据选取与处理

本文选取比特币、以太币和 G20 国家股市作为研究样本考察加密货币与全球股市的尾部风险传染关系。G20 中已经包括法国、德国和意大利，因此本文选择排除欧盟进行研究。19 个国家的股市数据采用该国主要股票指数。在研究样本中，比特币和以太币的市值总和约占加密货币市场总市值的 60%，19 个国家的 GDP 总和在全球经济总量中约占 80%，所选研究样本覆盖范围较广，对加密货币市场与全球股市有较高代表性。样本选取的时间区间为 2016 年 3 月 10 日至 2022 年 11 月 30 日，涵盖加密货币市场的不同状态，即 2017 年之前的低位震荡，2017 年末达到峰值后的缓步下降，2021 年再创新高后的高位震荡。所有样本数据均来自英为财经。

（二）基于小波相干的加密货币与主要经济体股市风险联动性分析

小波相干反映的是两个时间序列在时间—频率空间中共同变化的程度，即两个时间序列在不同频率上的联动程度随时间变化的情况。在常用的小波函数中，Morlet 小波因其具有高频率分辨率、好的时间聚集性、可以判断因果关系等特点，被广泛应用于分析两个时间序列的时频域相关性和因果关系。因此，本文选用 Morlet 小波，对加密货币与主要经济体股市的波动率进行小波相干分析，考察加密货币与主要经济体股市的风险联动性。2022 年全球前四大经济体分别为美国、中国、日本和德国，本文绘制了比特币、以太币与美国、中国、日本和德国四国股市的波动率小波相干谱，结果如图 1 所示。图 1 中黑色对称的细实线为小波边界效应影响锥，超出影响锥的区域因信号失真而不具备参考价值，不规则粗黑实线所包围区域表示该结果通过显著性水平为 5% 的红噪声检验。箭头方向表示两变量间的相位关系，箭头向右表示两变量之间同相位，即正相关关系，箭头向左表示两变量之间反相位，即负相关关系，箭头向上表示加密货币的波动率领先于主要经济体股市的波动率，箭头向下表示主要经济体股市的波动率领先于加密货币的波动率。

图 1 表明，加密货币与主要经济体股市间的风险联动效应在不同时间和频率上具有明显差异。在谱图的 0~8 天范围内存在着许多被不规则粗黑实线包围的区域，这些区域的时间跨度较短，但是均衡分布在不同时间区域。这说明在整个样本时间区间中，短期内加密货币与主要经济体股市的波动率变化相关性较强，存在显著的风险联动效应。在 8~32 天和 32~128 天范围中，被粗黑实线包围区域的数量明显减少，单个区域的时间跨度明显增长，且不同时间区域的分布并不均衡，箭头则大部分向右。这表明在特定的时间范围内，加密货币与主要经济体的股市在中期和长期会出现显著的风险联动效应并持续较长时间，多数情况下波动率之间存在正相关关系。例如，2019 年至 2020 年期间，比特币、以太币与四国股市先后在中期和长期出现了极强的风险联动现象，持续时间约为半年，但滞后关系因变量、时间和频率的变化有所差异。在 128~512 天，比特币、以太币与美国、日本和德国股市出现了时间跨度和周期跨度极长的区域，证明超长期内存在显著的风险联动性，而中国因为在 2017 年 9 月已经禁止加密货币交易，比特币、以太币与中国在超长期并不存在明显的风险联动性。综合小波分析相关结果可以发现，加密货币

与主要经济体股市间的风险联动现象在不同时间区间和频率区间内存在明显差异，频域视角下不同时间周期的风险联动特征不同。现有研究仅从时域角度出发考察风险传染效应，难以把握不同时间周期下的风险联动特征。因此，本文从时域和频域双重视角构建加密货币与全球股市的尾部风险传染网络具有重要意义。

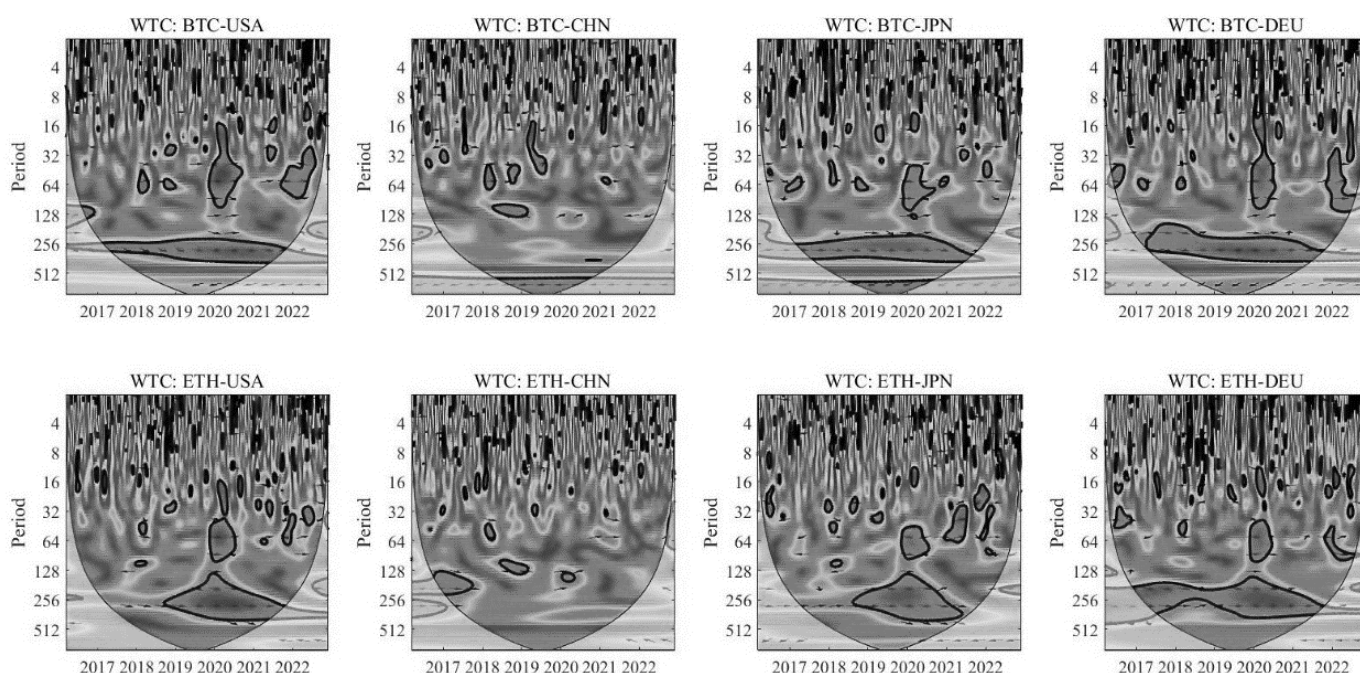


图 1 加密货币与主要经济体股市的小波相干谱

(三) 加密货币与全球股市的尾部风险静态传染效应

本文使用 QVAR 模型对加密货币与全球股市的波动率进行广义预测误差方差分解得到尾部风险溢出矩阵，并在风险溢出矩阵的基础上构建尾部风险传染网络，通过分析网络结构特征以考察加密货币与全球股市的尾部风险传染效应。图 2 到图 5 分别为时域视角和频域视角下的加密货币与全球股市尾部风险传染网络。网络以比特币、以太坊和 19 个国家股市为节点，各市场间的波动溢出关系为连边，节点间的箭头表示风险溢出的方向，连边权重对应于风险溢出效应的强度。为更简洁直观地展示各市场间尾部风险传染，网络图只展示权重位于前 25% 的连边。网络图中节点的溢入、溢出和 NPT 指数等数据在附录中展示。

图 2 展示了时域视角下基于不同分位数得到的加密货币与全球股市尾部风险溢出网络。由左至右依次代表极端下降状态、正常状态和极端上升状态。当市场处于正常状态和极端下降状态时，比特币和以太坊之间存在着强烈的双向风险传染，表明加密货币市场内部的风险连通性较强。全球股市则表现出明显的板块性特征，法国、德国和意大利同属欧盟，相互之间存在较强风险传染效应，地理位置相邻且金融系统紧密关联的加拿大和美国之间也存在较强连通性。然而，加密货币与全球股市之间的连边数量较少且权重较低，二者之间的尾部风险传染联动性较弱，此时风险不易在加密货币与全球股市间传导。但是，当市场进入极端上升状态时，全球股市间的波动溢出水平出现明显增长，加密货币与全球股市的关联性显著提高。因此，监管部门需警惕由极端事件冲击导致尾部风险溢出效应的蔓延与加剧。

从整体角度出发，极端上升状态和极端下降状态下的尾部风险总溢出指数为 95.24% 和 78.01%，均明显高于正常状态下的总溢出指数 66.15%，基于条件中位数测度的风险总溢出指数会显著低估左尾和右尾的风险溢出水平，且左尾与右尾的风险溢出水平存在明显的不对称性。

就各市场的溢入溢出效应来看，极端上升和极端下降状态下各市场的溢出指数范围为 50.74%(比特币)~131.27%(加拿大)和 20.25%(阿根廷)~108.99%(德国)，溢入指数范围为 93.44%(加拿大)~97.46%(比特币)和 54.60%(阿根廷)~85.28%(德国)，基本高于正常状态时的溢出指数范围 11.09%(阿根廷)~120.05%(法国)

和溢入指数范围 23.31%(沙特阿拉伯)~82.42%(法国)。极端状态下各市场的自身滞后效应减小,来自于其他市场的冲击和对其他市场的波动溢出加大,市场间的关联性显著提高,风险在市场间的传染更为容易。而极端上升状态时各市场的尾部风险溢入效应和溢出效应均大幅增强,市场间尾部风险共振加剧,不确定性冲击极易从单一市场蔓延至全部市场,进而引发系统性金融危机。

从各市场在风险传染网络中的角色出发,正常状态下法国和德国是最强的风险溢出者(120.05%、118.08%)和最主要的风险承受者(82.42%、82.30%),且有着最高的风险净溢出效应(37.64%、35.78%),这表明风险溢出水平较高的市场受到其他市场冲击的影响往往也会较大。NPT 指数印证了法国和德国对全球风险传染的重要影响力。中国、澳大利亚、俄罗斯和英国的溢入和溢出效应均低于平均水平,净溢出指数皆低于-20%。而比特币、以太币的溢入溢出水平较低,净溢出效应为负(-5.94%、-6.00%),但二者的风险传染主要来自于加密货币市场内部,与全球股市的关联性较低。相比于正常状态,极端下降状态下德国、南非和法国的风险净溢出效应最高,分别为 23.71%、20.87%和 19.06%,澳大利亚、日本、韩国和墨西哥由风险净承受者转变为风险净溢出者,加拿大和沙特阿拉伯由风险净溢出者变为风险净承受者,比特币、以太币仍为风险净承受者(-11.40%、-10.73%),但其溢入与溢出指数均有较大幅度提升。在极端上升状态下,加拿大(37.83%)成为最强风险净溢出者,美国(28.30%)、法国(27.51%)、沙特阿拉伯(26.71%)和德国(24.44%)为主要的风险净溢出者,比特币(-46.73%)、阿根廷(-45.94%)和中国(-32.48%)为主要的风险净承受者。

基于时域视角的静态溢出结果显示,极端状态下加密货币与全球股市的尾部风险总溢出水平显著增强,基于条件中位数测度的溢出指数无法准确地捕捉极端状态下的尾部风险溢出效应,各个市场在风险传染网络中扮演的角色会因市场状态不同而发生改变。黄云洲等[24]提出市场平稳状态下加密货币和中国股市的风险传染效应最强,而本文的静态溢出结果则表明,整体性考虑加密货币与全球股市的风险传染时,加密货币与中国股市的尾部风险溢出指数在极端状态下更高。

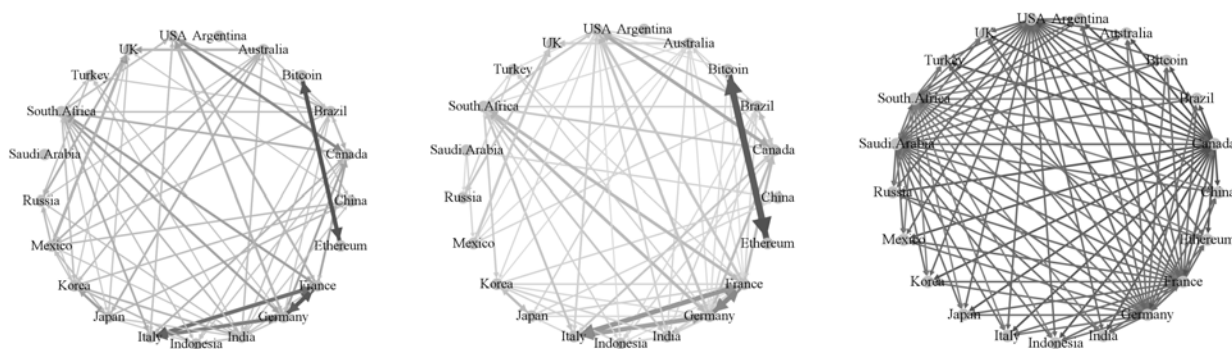


图 2 时域下加密货币与全球股市尾部风险溢出网络图

图 3 为频域视角下加密货币与全球股市在正常状态时的尾部风险溢出网络,不同时间周期的网络具有不同特征,由左至右依次为短期、中期和长期网络(图 4、图 5 与此相同)。全球股市间的连线在中期和长期较为明显,其风险传染效应在中长期更加显著,而短期网络连通性较弱。加密货币之间的风险传染效应随时间周期的增长而增加,比特币和以太币在长期的双向风险传染最为强烈。正常状态下加密货币市场与全球股市的长期尾部风险传染较为显著,在短期和中期不存在明显的风险传染效应。

就整体风险溢出效应而言,加密货币与全球股市的短期、中期和长期尾部风险总溢出指数分别为 12.44%、26.57%和 27.13%,且各市场的中期、长期风险溢入水平和溢出水平皆显著高于短期风险溢入溢出水平。可见,正常状态下整体市场的风险溢入溢出由中期因素与长期因素所主导。

从各市场的风险溢出效应强度视角出发,法国和德国在短期(23.01%、22.60%)、中期(46.46%、46.22%)和长期(50.59%、49.26%)都是最强的风险溢出者,其主导性地位使其成为市场间系统性风险的主要来源。而各市场的尾部风险溢入效应在不同的频域上表现出明显的异质性,意大利是最主要的短期风险承受者(21.27%),德国是最主要的中期风险承受者(37.70%),但在长期,印度和日本的风险溢入效应

(43.78%、43.73%)更加显著。就尾部风险净溢出效应而言, 美国的尾部风险净溢出指数在短期和中期(13.30%、21.17%)最高, 是短期和中期的最强风险净溢出者, NPT 指数也表明美国在短期和中期主导着全球的风险溢出。但在长期, 德国、沙特阿拉伯和法国的风险净溢出效应最强(23.55%、22.40%、20.79%), 美国的净溢出指数则为负(-11.20%), 角色变为风险净承受者。加密货币中比特币的短期、中期风险净溢出效应为正(3.56%、7.18%), 在长期则转变为风险净承受者(-16.68%), 以太币的短期、中期净溢出效应分别为-2.04%和-5.15%, 长期成为风险净溢出者(1.19%)。各市场的角色变化表明风险净溢出效应在不同频域下会存在异质性, 因此, 应当根据具体时间周期对不同市场采取差异化的风险监管措施。



图 3 频域下加密货币与全球股市尾部风险溢出网络图(正常状态)

图 4 分别展示了加密货币与全球股市处于波动极端下降状态时的短中长期尾部风险溢出网络。全球股市间的风险传染效应在中期较为显著, 短期和长期的全球股市网络连通性较弱。比特币和以太币在中期和长期的双向风险传染较为强烈, 短期的风险传染水平较低。加密货币市场与全球股市在长期表现出了显著的关联性, 在短期和中期不存在明显的风险传染效应。相比于正常状态, 极端下降状态时的尾部风险溢出网络图在短期和中期的连边更加明显, 表明该状态下各市场间尾部风险传染的联动性在短期和中期有所增强, 而长期的变化幅度较小。

此外, 极端下降状态下的短期、中期和长期风险总溢出指数分别为 17.90%、33.78%和 26.33%, 市场间的波动溢出在该状态下仍由中期因素和长期因素所主导, 但相比于正常状态下的总溢出指数 12.44%、26.57%和 27.13%, 风险总溢出水平在短期和中期显著提高, 长期变化幅度较小。从整体角度出发, 基于条件中位数的总溢出指数测度将低估左尾的风险总溢出水平, 这与时域下的分析相一致。

就各市场而言, 极端下降状态下的风险传染水平在短期和中期较正常状态有显著提高。但在长期, 各市场的溢入和溢出效应变化有所差异, 不存在明显的共同变化趋势。可见, 波动率大幅下降对不同频域下各市场尾部风险传染效应的影响具有异质性。其次, 针对风险净溢出效应, 美国是短期和中期的最强风险净溢出者(14.66%、18.41%), 且 NPT 指数显示美国股市的波动对其他市场的影响较大。但其长期风险净溢出指数仅为-25.22%, 是最大的风险净承受者。美国在全球风险传播中的角色在不同频域下发生了巨大变化, 这突出了对加密货币与全球股市在频域视角下进行尾部风险传染研究的重要性, 为监管部门提供了新的视角和依据。最后, 加密货币市场的风险传染水平相比全球股市较低, 其自身滞后效应的影响较大。比特币为短期风险净溢出者(4.34%)和中期、长期风险净承受者(-0.87%、-14.87%); 以太币在短、中、长期均为风险净承受者(-1.52%、-6.53%、-2.68%)。



图 4 频域下加密货币与全球股市尾部风险溢出网络图(极端下降状态)

图 5 为频域视角下加密货币与全球股市在极端上升状态下的风险溢出网络。相比于正常状态和极端下降状态，极端上升状态下的网络图发生了较大改变。首先，短期和中期风险溢出网络在极端上升状态时的连边较为明显，市场间尾部风险传染的联动性较强，而长期的风险传染效应较弱。此时，极端事件冲击导致的风险在短期内会迅速传染全部市场。其次，极端上升状态时比特币与以太坊的风险连通效应在不同时间周期均明显减弱，而加密货币与全球股市的关联性在不同时间周期皆显著提高，加密货币市场与全球股市高度结合，其避险属性在此时难以实现，风险会快速传染整个加密货币与全球股市网络。因此，当市场剧烈波动时，监管部门需要更加警惕尾部风险在全球各市场间的蔓延和加剧。

极端上升状态下的短期、中期和长期尾部风险总溢出指数分别为 34.52%、42.62%和 18.10%。此时加密货币与全球股市间的风险传染主要发生在短期和中期，相比于正常状态下的总溢出指数 12.44%、26.57%、27.13%，风险总溢出水平在短期和中期明显提高，长期溢出效应则显著减弱。基于条件中位数测度的总溢出指数会显著低估右尾的风险溢出水平。

就各市场情况而言，极端上升状态下各市场的尾部风险传染水平在短期和中期明显提高，大多数市场的尾部风险传染水平在长期有所下降。这表明了市场剧烈波动对尾部风险传染效应在不同频域的下影响有所差异。加拿大成为短中长期的最强风险净溢出者(13.71%、16.93%、7.19%)，美国在三个时期的净溢出效应则均位居第二(10.26%、12.66%、5.38%)，比特币在所有时间周期下的风险净溢出指数均最低(-16.94%、-20.91%、-8.88%)，以太坊在所有时间周期下均为风险净承受者(-4.73%、-5.83%、-2.48%)。加密货币与全球股市的关联性在极端上升状态下显著提高，且风险主要由全球股市传导至加密货币市场。

基于频域视角的静态溢出结果表明，相比正常状态，极端状态下加密货币与全球股市的尾部风险总溢出水平在短期和中期有显著提高，在长期有所下降。正常市场状态和极端下降状态下，加密货币与全球股市间的波动溢出由中期因素和长期因素所主导，极端上升状态下尾部风险传染效应在短期和中期更为显著。市场状态变化对不同频域下加密货币与全球股市尾部风险传染效应的影响具有异质性。因此，监管部门应准确评估不同冲击方向、不同频域下各市场在尾部风险传染中扮演的角色，精准监测不确定性冲击在不同市场状态、不同时间周期下的传播，这有助于及时捕捉风险溢出的蔓延与加剧。

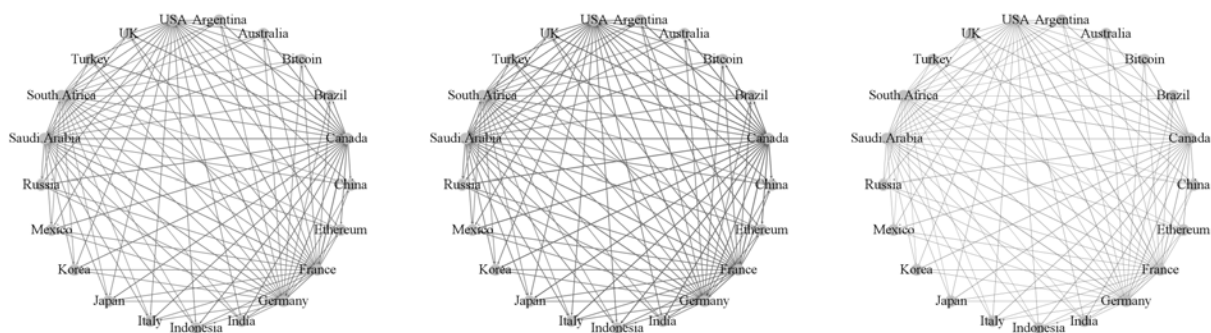


图 5 频域下加密货币与全球股市尾部风险溢出网络图(极端上升)

(四) 加密货币与全球股市的尾部风险动态传染效应

本文使用滚动窗口分析方法测度了加密货币与全球股市尾部风险溢出效应的动态变化, 滚动窗口设置为 200 天。通过考察加密货币与全球股市尾部风险传染在时域、频域双视角下的动态变化特征, 并基于不同条件分位数测度加密货币与全球股市的尾部风险溢出效应在市场受到不同方向和规模的冲击时所发生的变化, 本文为防范系统性风险传播提供了新的视角。

图 6 反映了时域下加密货币与全球股市尾部风险总溢出指数的动态变化, 受到国际间各类突发事件的影响, 总溢出指数存在显著的时变特征。2016 年下半年至 2017 年初, 受英国脱欧公投通过及脱欧程序启动的影响, 加密货币与全球股市尾部风险总溢出保持在较高水平。2018 年初, 美国陆续宣布对加拿大、墨西哥、欧盟、中国等国家和地区采取加征关税、实施出口禁令等惩罚性措施, 贸易战初现端倪, 尾部风险总溢出指数急剧攀升。2020 年, 新冠疫情在全世界范围内爆发, 全球经济秩序失衡, 美股在两个星期内经历四次熔断, 另有 11 国股市受此影响相继熔断, 全球金融市场剧烈动荡, 尾部风险总溢出效应也现爆发性增长并达到历史新高, 且保持在较高水平接近一年之久。2022 年初, 俄乌因地缘政治矛盾爆发武装冲突, 导致局部的能源危机和粮食危机, 美英等国借此对俄罗斯进行严厉的金融制裁, 国际局势进一步动荡, 加密货币与全球股市的尾部风险总溢出效应在此阶段显著性增强。

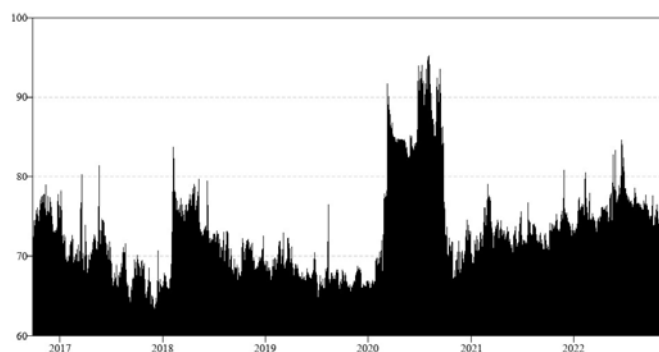


图 6 时域下加密货币与全球股市尾部风险总溢出效应

为进一步研究尾部风险溢出效应在市场受到不同冲击时的变化, 如图 7 所示, 本文基于不同分位数扩展计算了尾部风险总溢出指数, 深入考察市场受到不同方向与规模的冲击时尾部风险溢出效应的动态变化。由图 7 可知, 总溢出的动态变化在不同市场状态下呈现出明显的异质性。当市场受到冲击时, 总溢出指数显著提高, 而冲击规模越大, 风险传染效应的增强也越加明显, 极端状态下的尾部风险总溢出效应明显强于正常状态。不同方向的冲击对于风险溢出效应的影响明显是非对称的, 正向冲击对风险传染增强的影响程度显著高于负向冲击, 极端上升状态下的加密货币与全球股市存在更强的尾部风险总溢出效应。当市场剧烈动荡时, 资产价格的大幅波动会诱发投资者的非理性预期, 并在“羊群效应”的催化下进一步激发市场剧烈波动。同时, 波动会借由关联网络蔓延至全球, 加剧各市场的尾部风险溢出效应。

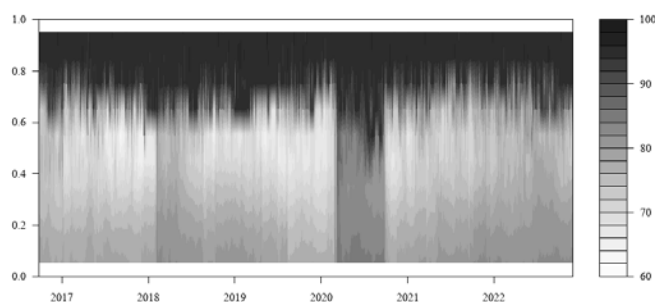


图 7 分位数时域下加密货币与全球股市尾部风险总溢出效应

图 8 展示了正常状态下加密货币与全球股市短中长期尾部风险总溢出的动态变化，表现出明显的周期异质性。其中，短期总溢出指数一直处于较低区间，中期总溢出指数处于较高区间，长期总溢出指数更甚。正常状态下尾部风险传染的主要贡献来自于长期因素，中期因素也会有一定影响，短期冲击对于尾部风险溢出的影响并不显著。当极端事件发生时，短期总溢出效应小幅波动，随着极端事件导致的不确定性在市场间传播，中期总溢出效应明显上升，并进一步带动长期总溢出效应显著增长。2020 年初新冠疫情在中国爆发时，短期风险溢出效应仅有小幅上升。随后新冠疫情迅速蔓延至世界各国，各国经济面临停摆危机，市场恐慌情绪激增，股市暴跌，大宗商品价格剧烈波动，中期总溢出指数迅速升高并突破 30%。随着疫情冲击常态化，市场长期预期看衰，长期风险溢出效应由 30% 增长至 70%，创下历史新高。因此，即使是较小的冲击，监管部门也应当保持警惕，防止其在全球市场中不断蔓延加剧而导致系统性风险。

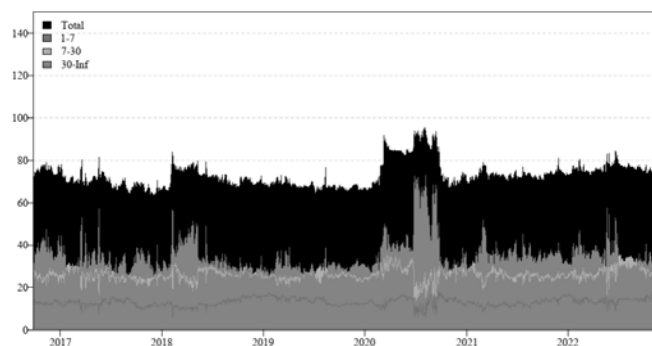


图 8 频域下加密货币与全球股市尾部风险总溢出效应

图 9.a、图 9.b 和图 9.c 分别反映了加密货币与全球股市基于不同分位数测度的短期、中期和长期尾部风险溢出动态变化，尾部风险溢出效应随时间周期增长而显著增强。首先，短期尾部风险溢出指数在受到极强正向冲击时(0.95 条件分位数)较高。中期风险溢出效应在受到较强正向冲击时(0.75 和 0.85 条件分位数)明显，长期溢出效应则主要体现于 0.55 和 0.65 条件分位处。不同时间周期的尾部风险总溢出效应均在极端状态下较为明显，且高分位处的溢出水平显著高于低分位处。因此，监管部门应当根据尾部风险溢出效应的异质性采取差异化措施。当市场受到正向冲击时，监管部门应当警惕加密货币与全球股市的长期尾部风险传染。而当市场遭遇极端事件冲击导致剧烈波动时，短期尾部风险交叉传染需要被重点关注。

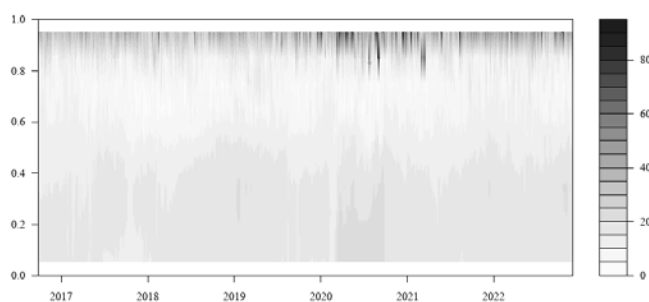


图 9.a 不同分位数下加密货币与全球股市的短期风险总溢出

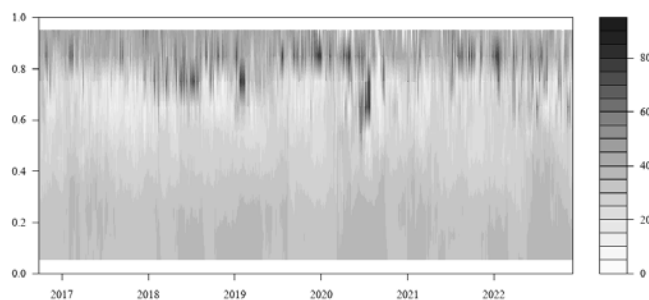


图 9.b 不同分位数下加密货币与全球股市的中期风险总溢出

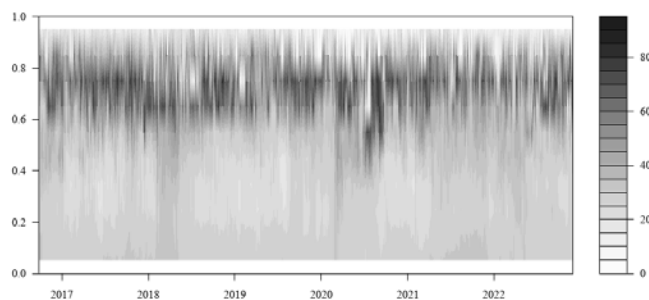


图 9.c 不同分位数下加密货币与全球股市的长期风险总溢出

图 10 描述了时域视角下加密货币基于不同分位数测度的尾部风险净溢出效应动态变化。在静态分析中，比特币和以太坊均为风险净承受者。然而，比特币和以太坊的动态变化显示，当市场受到一定规模的正向冲击时(0.65、0.75 和 0.85 条件分位数)，加密货币对全球股市有尾部风险的正向溢出，且在 2019 年和 2020 年的正向溢出效应极强。如果仅关注加密货币在极端状态和正常状态下的尾部风险溢出效应，有可能导致监管部门忽视加密货币的重要性，进而放松对其的监管力度，造成严重后果。

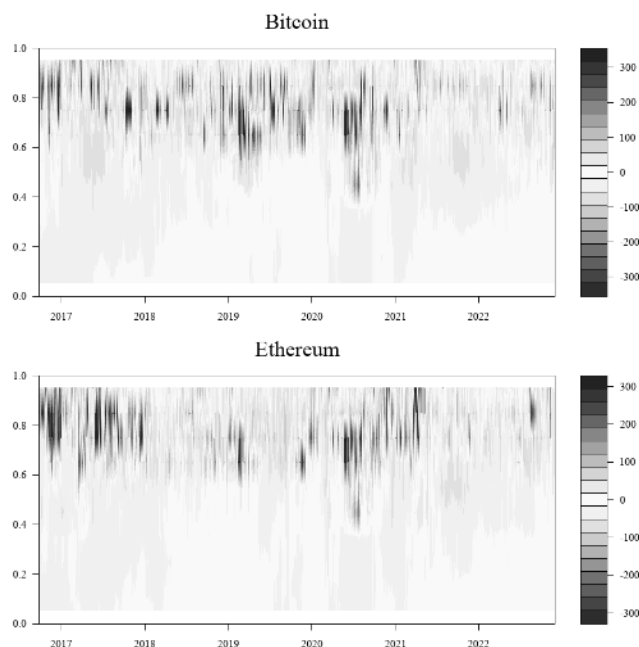


图 10 加密货币分位数时域下尾部风险净溢出效应

图 11 展示了中国股市与加密货币净成对风险溢出效应的动态变化。2017 年 9 月，央行等七部委联合发布了《关于防范代币发行融资风险的公告》，禁止在国内进行加密货币交易业务。此前，中国政府仅要求金融机构不得使用加密货币交易，普通民众可以购买、持有或发送加密货币。该政策对加密货币市场

造成极强冲击，使中国股市对加密货币的净成对风险溢出指数达到历史最高，全球股市也受到一定影响。随着该政策的实行，中国股市与加密货币的风险联动性不断降低，净成对溢出指数波动范围缩小。2020 年初中国出现新冠疫情，中国股市对加密货币的净风险溢出水平明显增长。此后，新冠疫情全球性爆发又导致加密货币市场的风险大量溢出至中国股市。2021 年 9 月，央行等十部门联合发布《关于进一步防范和处置虚拟货币交易炒作风险的通知》，将加密货币相关业务定性为非法金融活动，进一步加强对加密货币的监管。尽管此次政策发布也造成中国股市与加密货币间成对风险溢出指数激增，但影响程度相较上一次明显减弱。在此之后，中国股市与加密货币的净成对风险溢出指数基本在 0 附近的较小范围内波动，中国对于加密货币的监管政策卓有成效。

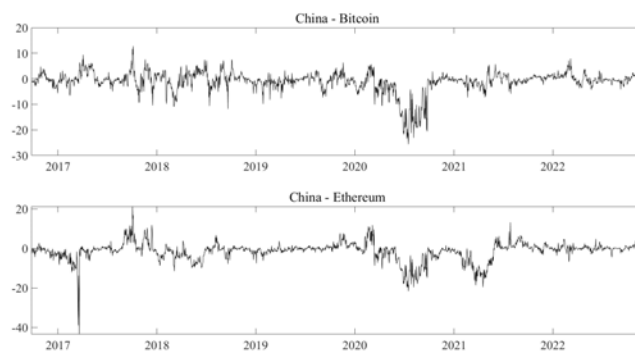


图 11 中国股市与加密货币尾部风险净成对溢出指数

四、结语

随着近年来加密货币的迅速崛起，中国成为了全世界最大的加密货币交易市场之一。然而，加密货币作为具备高度投资属性的新型金融产品，不受任何单一实体控制，潜藏着巨大的风险，如何应对加密货币与全球股市的尾部风险传染正成为各国政府与监管当局所面临的重大挑战。现有研究中较少从国际整体视角出发探讨加密货币对股票市场的风险冲击，也欠缺频域视角下的风险溢出效应分析，这会影响到政府制定监管加密货币风险相关政策的准确性和合理性。

本文首先使用带有尖峰厚尾分布特征的 EGARCH 模型获取加密货币与全球股市的波动率，并基于小波相干方法对加密货币与主要经济体的股市在时频域下的风险关联性展开研究。此后，利用分位数时频风险溢出模型，本文构建了加密货币与全球股市波动溢出网络，分析不同市场状态和时间周期下市场间尾部风险交叉传染特征及总溢出效应的动态变化，并结合相关政策对中国股市与加密货币的风险传染变化进行了分析。

研究表明，加密货币与主要经济体股市的风险联动性在不同时间周期内明显不同。加密货币与全球股市尾部风险溢出网络也呈现出市场异质性和周期性特征。各市场位于风险传染网络中的角色有所不同，全球股市为主要的风险净溢出者，加密货币市场则基本扮演风险净承受者的角色。周期性特征体现为市场状态变化对不同频率下风险溢出影响的异质性。正常状态和极端下降状态时加密货币与全球股市在长期的关联性更显著。极端上升状态时加密货币市场与全球股市在不同时间周期的连通性均显著增强，此时尾部风险很容易通过市场间的关联网络进行交叉传染，会快速传染整个网络。各国政府应需重点关注尾部风险溢出效应在长期内的蔓延与加剧，重点防范加密货币与全球股市在市场剧烈波动时的尾部风险共振。

此外，加密货币与全球股市尾部风险总溢出效应表现出明显的时变特征，极端事件的冲击会对其造成显著影响。相比于极端下降状态，极端上升状态时加密货币与全球股市的尾部风险总溢出效应更加显著。频域视角下尾部风险总溢出指数随着时间周期的增长而显著提高，其由长期因素所主导，监管部门应当警惕加密货币与全球股市的长期尾部风险传染。另外，加密货币在受到正向冲击时会向全球股市净溢出尾部风险，对加密货币保持严格监管是必要的。中国股市与加密货币的风险净溢出效应动态变化表

明，加强对加密货币的监管有助于避免风险跨市场传染。

根据上述结论，本文提出以下政策建议。首先，各国政府应当建立严格的监管框架，评估和识别系统性风险在关联网络中的传导水平及方向，避免其市场间交叉传染，防止其通过关联网络进一步演化扩散。同时，加密货币市场独立不受控，其交易具有跨境性质，需要各国政府合作。各国政府应该积极参与国际组织，建立更加完善的跨境监管机制以提高对加密货币市场的监管能力。其次，政策制定者应当制定动态风险防范机制和风险预警机制，及时发现和处理加密货币市场中的风险问题，避免市场短期波动加剧从而引发更大危机。政府应结合具体国情建立具有国家特色的加密货币政策，采用疏泄引导的方式将加密货币发展与国家规划相结合。最后，监管部门应当警惕加密货币价格的波动，提高识别、预见加密货币市场风险溢出和传染的能力，全面评估外部冲击对加密货币与全球股市风险溢出的影响，针对不同情况制定明确的管控计划。

【参考文献】

- [1] 杨子晖, 陈雨恬, 黄卓. 国际冲击下系统性风险的影响因素与传染渠道研究[J]. 经济研究, 2023, 58(1): 90-106.
- [2] Yang Zihui, Chen Yutian, Huang Zhuo. Research on influencing factors and transmission channels of systemic risks under international shocks[J]. Economic Research Journal, 2023, 58(1): 90-106.
- [3] 谢平, 石午光. 数字加密货币研究: 一个文献综述[J]. 金融研究, 2015, 415(1): 1-15.
- [4] Xie Ping, Shi Wuguang. A literature review of cryptocurrency[J]. Journal of Financial Research, 2015, 415(1): 1-15.
- [5] Foley S, Karlsen J R, Putnigš T J. Sex, drugs, and bitcoin: how much illegal activity is financed through cryptocurrencies?[J]. Review of Financial Studies, 2019, 32(5): 1798-1853.
- [6] 明雷, 吴一凡, 熊熊, 等. 比特币价格泡沫检验、演化机制与风险防范[J]. 经济评论, 2022, 233(1): 96-113.
- [7] Ming Lei, Wu Yifan, Xiong Xiong, et al. Tests of bitcoin price bubbles, evolution mechanism and risk prevention[J]. Economic Review, 2022, 233(1): 96-113.
- [8] 周卫华, 李一诺, 谭静. 加密货币与股票市场风险相关性研究[J]. 中国软科学, 2021, (S1): 116-126.
- [9] Zhou Weihua, Li Yinuo, Tan Jing. Research on the risk correlation between cryptocurrencies and stock market[J]. China Soft Science, 2021, (S1): 116-126.
- [10] Billio M, Getmansky M, Lo A W, et al. Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors[J]. Journal of Financial Economics, 2012, 104(3): 535-559.
- [11] Poledna S, Molina-Borboa J L, Martínez-Jaramillo S, et al. The multi-layer network nature of systemic risk and its implications for the costs of financial crises[J]. Journal of Financial Stability, 2015, 20: 70-81.
- [12] Acemoglu D, Ozdaglar A, Tahbaz-Salehi A. Systemic Risk and Stability in Financial Networks[J]. American Economic Review, 2015, 105(2): 564-608.
- [13] Cabrales A, Gottardi P, Vega-Redondo F. Risk sharing and contagion in networks[J]. Review of Financial Studies, 2017, 30(9): 3086-3127.
- [14] 宫晓莉, 熊熊. 波动溢出网络视角的金融风险传染研究[J]. 金融研究, 2020, 479(5): 39-58.
- [15] Gong Xiaoli, Xiong Xiong. A study of financial risk contagion from the volatility spillover network perspective[J]. Journal of Financial Research, 2020, 479(5): 39-58.
- [16] Cao Guangxi, Xie Wenhao. The impact of the shutdown policy on the asymmetric interdependence structure and risk transmission of cryptocurrency and China's financial market[J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2021, 58: 101514.
- [17] 谢文浩, 曹广喜. 基于 MFXDMA 方法的加密货币和中国股市间的多重分形交叉相关性研究[J]. 中国管理科学, 2022, 30(10): 72-84.
- [18] Xie Wenhao, Cao Guangxi. Multifractal cross-correlation between cryptocurrency and Chinese stock market based on MFXDMA method[J]. Chinese Journal of Management Science, 2022, 30(10): 72-84.
- [19] 邓超, 陈学军. 基于复杂网络的金融传染风险模型研究[J]. 中国管理科学, 2014, 22(11): 11-18.
- [20] Deng Chao, Chen Xuejun. To study the model of financial contagion risk base on complex networks[J]. Chinese Journal of Management Science, 2014, 22(11): 11-18.
- [21] Benoit S, Colliard J E, Hurlin C, et al. Where the risks lie: a survey on systemic risk[J]. Review of Finance, 2017, 21(1): 109-152.
- [22] Weller B M. Measuring tail risks at high frequency[J]. Review of Financial Studies, 2019, 32(9): 3571-3616.
- [23] 刘成立. S&P500 和沪深 300 股指期货的联动性研究[J]. 南开经济研究, 2019, 205(1): 153-172.
- [24] Liu Chengli. The study of linkage effects between S&P500 and CSI300 stock index futures markets[J]. Nankai Economic Studies, 2019, 205(1): 153-172.
- [25] 任英华, 江劲风, 倪青山. 基于图神经网络模型的金融危机预警研究—全行业间信息溢出视角[J]. 统计研究, 2022, 39(8): 141-160.

- [26] Ren Yinghua, Jiang Jinfeng, Ni Qingshan. A study on financial crisis early warning based on graph neural networks models: a perspective of information spillover among industries[J]. *Statistical Research*, 2022, 39(8): 141-160.
- [27] Ji Qiang, Bouri E, Lau C K M, et al. Dynamic connectedness and integration in cryptocurrency markets[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2019, 63: 257-272.
- [28] Matkovskyy R, Jalan A. From financial markets to Bitcoin markets: a fresh look at the contagion effect[J]. *Finance Research Letters*, 2019, 31: 93-97.
- [29] Ha L T, Nham N T H. An application of a TVP-VAR extended joint connected approach to explore connectedness between WTI crude oil, gold, stock and cryptocurrencies during the COVID-19 health crisis[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 183: 121909.
- [30] Cao Guangxi, Ling Meijun. Asymmetry and conduction direction of the interdependent structure between cryptocurrency and US dollar, renminbi, and gold markets[J]. *Chaos, Solitons & Fractals*, 2022, 155: 111671.
- [31] Wang Hao, Wang Xiaoqian, Yin Siyuan, et al. The asymmetric contagion effect between stock market and cryptocurrency market[J]. *Finance Research Letters*, 2022, 46: 102345.
- [32] Cao Guangxi, Xie Wenhao. Asymmetric dynamic spillover effect between cryptocurrency and China's financial market: evidence from TVP-VAR based connectedness approach[J]. *Finance Research Letters*, 2022, 49: 103070.
- [33] 黄云洲, 黄炯豪, 夏晓华. 比特币价格风险、宏观经济波动与股市风险传染——基于分位数关联网络的分析[J]. *中国管理科学*, 2022, DOI:10.16381/j.cnki.issn1003-207x.2021.2541.
- [34] Huang Yunzhou, Huang Jionghao, Xia Xiaohua. Bitcoin price risk, macroeconomic environment and risk contagion in China's stock market: an analysis based on quantile coherency network[J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2022, DOI:10.16381/j.cnki.issn1003-207x.2021.2541.
- [35] 梁琪, 常妹雅. 全球股票市场系统性风险的预警与防范——基于高低波动风险溢出网络的分析[J]. *国际金融研究*, 2022, 425(9): 67-76.
- [36] Liang Qi, Chang Shuya. Early warning and prevention of systemic risk in global stock market—based on the analysis of low and high volatility risk spillover network[J]. *Studies of International Finance*, 2022, 425(9): 67-76.
- [37] 杨子晖, 周颖刚. 全球系统性金融风险溢出与外部冲击[J]. *中国社会科学*, 2018, 276(12): 69-90, 200-201.
- [38] Yang Zihui, Zhou Yinggang. Global systemic financial risk spillovers and their external shocks[J]. *Social Sciences in China*, 2018, 276(12): 69-90, 200-201.
- [39] 方意, 和文佳, 荆中博. 中国实体经济与金融市场的风险溢出研究[J]. *世界经济*, 2021, 44(08): 3-27.
- [40] Fang Yi, He Wenjia, Jing Zhongbo. A study of risk spillovers between China's real economy and financial markets[J]. *The Journal of World Economy*, 2021, 44(08): 3-27.
- [41] Diebold F X, Yilmaz K. Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers[J]. *International Journal of Forecasting*, 2012, 28(1): 57-66.
- [42] Diebold F X, Yilmaz K. On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms[J]. *Journal of Econometrics*, 2014, 182(1): 119-134.
- [43] Strohsal T, Proaño C R, Wolters J. Characterizing the financial cycle: evidence from a frequency domain analysis[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2019, 106: 568-591.
- [44] 唐振鹏, 周熙雯, 黄友珀, 等. 基于小波方法的中国股市与亚太股市联动性实证研究[J]. *中国管理科学*, 2015, 23(S1): 398-404.
- [45] Tang Zhenpeng, Zhou Xiwen, Huang Youpo, et al. Empirical study on co-movement of the Chinese and Asia-Pacific stock markets based on wavelet method[J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2015, 23(S1): 398-404.
- [46] 黄书培, 安海忠, 高湘昀, 等. 供给与需求驱动型原油价格变动对股票市场的多时间尺度影响研究[J]. *中国管理科学*, 2018, 26(11): 62-73.
- [47] Huang Shupe, An Haizhong, Gao Xiangyun, et al. Multiscale impacts of oil price fluctuations driven by the demand and supply on the stock market[J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2018, 26(11): 62-73.

- [48] Baruník J, Křehlík T. Measuring the frequency dynamics of financial connectedness and systemic risk[J]. *Journal of Financial Econometrics*, 2018, 16(2): 271-296.
- [49] Mo Bin, Meng Juan, Zheng Liping. Time and frequency dynamics of connectedness between cryptocurrencies and commodity markets[J]. *Resources Policy*, 2022, 77: 102731.
- [50] Tiwari A K, Mishra B R, Solarin S A. Analysing the spillovers between crude oil prices, stock prices and metal prices: the importance of frequency domain in USA[J]. *Energy*, 2021, 220: 119732.
- [51] Bouri E, Saeed T, Vo X V, et al. Quantile connectedness in the cryptocurrency market[J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2021, 71: 101302.
- [52] Elsayed A H, Yarovaya L. Financial stress dynamics in the MENA region: evidence from the Arab Spring[J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2019, 62: 20-34.
- [53] Ando T, Greenwood-Nimmo M, Shin Y. Quantile connectedness: modeling tail behavior in the topology of financial networks[J]. *Management Science*, 2022, 68(4): 2401-2431.
- [54] 李政, 石晴, 卜林. 基于分位数关联的政策连续性跨国溢出研究[J]. *金融研究*, 2022, 506(8): 94-112.
- [55] Li Zheng, Shi Qing, Bu Lin. Quantile connectedness of policy continuity across the globe[J]. *Journal of Financial Research*, 2022, 506(8): 94-112.
- [56] Nelson D B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1991: 347-370.
- [57] Grinsted A, Moore J C, Jevrejeva S. Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series[J]. *Nonlinear Processes in Geophysics*, 2004, 11(5/6): 561-566.

Tail risk contagion research on cryptocurrencies and global stock markets

—based on the perspective of complex network

GONG Xiao-li, JIA Kai-wen, XIONG Xiong

Abstract: Cryptocurrency market is an independent emerging financial market whose intrinsic value is difficult to accurately estimate. Cryptocurrency prices are largely influenced by investor sentiment and will fluctuate wildly when major emergencies occur. In the context of financial market integration and investor homogeneity, the risk contagion effect between the cryptocurrency market and traditional financial markets is significant. The cross-contagion characteristics of tail risks between cryptocurrencies and the global stock market under different market conditions and time periods are different. Besides, it needs to be studied from both the time domain and frequency domain perspectives.

By combining the quantile vector autoregression (QVAR) model with the frequency domain perspective, the quantile time-frequency risk spillover model can be used to study this issue. First, the EGARCH model using leptokurtosis and thick tail distribution is used to fit the fluctuations of cryptocurrency and global stock markets. On this basis, wavelet coherence is used to examine the relationship between cryptocurrency and the stock market of major economies in different time and frequency domains. Finally, the tail risk spillover network between cryptocurrencies and global stock markets is constructed. By analyzing the changes in tail risk spillover effects based on different quantiles in the time-frequency domain, the tail risk contagion characteristics of cryptocurrencies and global stock markets are studied. All sample data comes from the Investing.com.

The study found that the spillover index based on the quantile measure can better capture the tail risk spillover effects of cryptocurrencies and global stock markets under different impact sizes, while the traditional spillover index based on the conditional mean measure will underestimate the true tail risk spillover level. Under extreme conditions, the tail risk spillover effect between cryptocurrencies and global stock markets is significantly stronger than in normal conditions, and is obviously asymmetric. From the frequency domain perspective, the tail risk spillover between cryptocurrencies and global stock markets shows significant cyclical characteristics. In addition, cryptocurrencies are net risk bearers under normal conditions, but they have obvious net risk spillover effects when the market is subject to positive shocks.

Different from the previous research, the innovative contributions of this article are mainly reflected in the following aspects: (1) After characterizing the leptokurtosis and thick tail characteristics of the return distribution of cryptocurrencies and global stock markets, wavelet analysis method is used to examine the dynamic changes in the fluctuation linkage between cryptocurrencies and the stock markets of major economies in the time domain and frequency domain; (2) Based on the dual dimensions of time domain and frequency domain, tail risk spillover networks between cryptocurrency and global stock markets are build, and the characteristics of tail risk spillover effects in different time domains and frequency domains are deeply analyzed; (3) The tail risk spillover index under the conditional mean is expanded through the quantile vector autoregressive model, and the tail risk spillover effects of cryptocurrencies and global stock markets under different shock scales are examined, revealing the asymmetry of the tail risk spillover effects between cryptocurrencies and global stock markets in extreme rising and falling states. By examining the cross-contagion characteristics of tail risks between cryptocurrencies and global stock markets under different market conditions and time periods, it will help regulatory authorities formulate, implement and improve cryptocurrency regulatory policies.

Key words: cryptocurrency; tail risk spillover; conditional quantile; frequency domain

评估和化解中国企业的汇率风险¹张策² 王偲竹³ 梁柏林⁴ 何青⁵

【摘要】本文在一个系统的框架内估算中国企业面临的汇率风险，综合考虑日常经营和金融对冲的影响，首次测算出企业在经营中面临的汇率风险，进而能够更加清晰的讨论汇率风险的形成机理和化解机制研究发现，中国企业在经营中面临汇率风险暴露程度较低的原因在于中国企业使用外币成本较低、中国的进口渗透率整体较低和中国企业的海外业务收入占比较低；结合对企业最终面临的汇率风险的估算，评估了汇率传递、经营对冲、外币债务和外汇衍生品分别降低了拥有海外业务收入企业 31.86%、3.76%、11.15%和 39.25%的汇率风险暴露水平本文进一步进行政策模拟，分析国外推动产业链本土化和中国积极主动扩大对外开放的情境下，中国企业在经营中面临的汇率风险的潜在变化本文首次系统性地讨论了中国企业的汇率风险问题，明晰了汇率风险的形成机理、厘清各种风险化解机制的差异化作用、模拟了政策冲击对企业经营中面临汇率风险产生影响的机制和程度，对外汇市场发展、企业化解汇率风险，以及相关政策的制定有重要价值

【关键词】汇率风险 汇率传递 经营对冲 外币债务 外汇衍生品

引言

世纪疫情带来百年变局加速演进，企业作为新时代构建新发展格局、建设现代化经济体系、推动高质量发展的主力军，是驾驭经济金融全球化、推动高水平对外开放的核心力量。全球变局下，企业如何能够更好地管理汇率风险，在高水平对外开放中实现快速发展，是影响中国参与全球化、引领全球化现实成效的重要变量，也是加快构建国内国际相互促进的新发展格局的关键[1]。伴随着 2015 年“811 汇改”，人民币汇率波动幅度扩大、双向波动特征浮现，已基本形成“以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度”。面对更加市场化的人民币汇率形成机制，中国企业也积极尝试多种方式化解汇率风险[2,3]。根据国家外汇管理局统计数据，2022 年 1-8 月，企业套保比率达到 25.4%，但与美国等发达市场的汇率风险管理水平仍有较大差距[4]。面对世界经济下行风险加剧，不稳定不确定因素显著增多的国际形势[5]，汇率波动不确定性叠加产品需求不确定性，汇率波动对企业经营状况的影响越来越大[6]。如何应对和化解企业面临的汇率风险问题，不仅是企业现阶段面临的重大现实难题，也是监管层和学术界亟待解决的问题。回答这一问题的关键在于准确测算企业所面临的汇率风险，明晰汇率风险的形成机理，客观评估各种风险化解机制的作用。这对相关政策的制定，以及企业的汇率风险管理工具的选择和实施至关重要。

在布雷顿森林体系下，各国之间的汇率都处于一个准固定汇率制度(Quasi-Fixed Exchange Rate)下，企业在经营过程中较少地关心汇率相关的风险，当然也不会采用各种金融对冲工具。随着布雷顿森林体系的解体，以及经济全球化和金融市场一体化的发展，西方学者逐渐意识到汇率因素对企业产生的重要影响，首先聚焦的是经营因素对企业汇率风险的影响，如国际贸易、市场竞争等[8,9]。在观察到汇率变动对企业现金流和价值产生的巨大影响后，学者开始讨论金融对冲工具在应对汇率风险上的作用[10]。然而，在研究过程中大家发现，汇率风险的形成和化解需要一个系统的考量。如图 1 所示，讨论企业最终面临的汇率风险需要从日常经营和金融对冲两个维度进行系统的考量，否则可能会得出与常识相悖的结论，例如从事国际贸易的企业最终面临的汇率风险较低，金融对冲增加了企业最终面临的汇率风险。这是因为从事国际贸易的企业更加重视汇率风险的管理，使得大家观察到它们最终面临的汇率风险较低；日常经营中面临更

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Paper NO. 2403

² 张策，中国社会科学院金融研究所助理研究员

³ 王偲竹，中国人民大学财政金融学院博士研究生

⁴ 梁柏林，中国人民大学财政金融学院博士研究生，贵州省高等学校数字金融与人工智能实验室

⁵ 何青，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，财政金融学院教授

高汇率风险的企业，更有动机从事金融对冲行为，但金融对冲无法完全对冲汇率风险[11,12]⁶

$$\begin{array}{c} \text{日常经营} \\ \left\{ \begin{array}{l} \text{国际业务} \\ \text{市场竞争} \end{array} \right. \end{array} + \begin{array}{c} \text{金融对冲} \\ \left\{ \begin{array}{l} \text{外币债务} \\ \text{外汇衍生品} \end{array} \right. \end{array} = \text{企业最终面临的汇率风险}$$

图 1 企业最终面临的汇率风险

在 2005 年“721 汇改”之后，尤其是 2015 年“811 汇改”之后，汇率风险成为了研究的热点话题，众多学者发文从企业、商业银行、汇率政策等不同视角审视企业汇率风险的问题[13,14,15,16]。现有关于中国企业汇率风险的研究，存在几个尚待解决的问题。首先是没有从一个系统的视角讨论企业的汇率风险。例如在研究外汇衍生品的作用时，仅用企业价值对外汇衍生品使用的哑变量进行回归，忽视了日常经营中面临更大汇率风险的企业更愿意从事金融对冲行为，使得最终结论的稳健性存疑。如表 1 所示，企业在经营中面临汇率风险较高的企业，因采取的金融对冲行为不同，其最终面临的汇率风险也是不同。其二，仅从事定性的研究，缺少定量的分析。例如进出口行为和市场竞争会影响企业的汇率风险[18,19]，这些结论是直观的，但对企业汇率风险管理和监管部门政策制定更有用的是，这些因素在多大程度上影响着企业的汇率风险。其三是难以开展政策评估。既有文献更多地是对实际数据进行回顾式分析[14]，而中美贸易冲突和新冠疫情爆发以来，全球的产业链供应链面临重构的风险[20,21,22]。只有借助理论模型和参数估计，才能系统化的分析未来不同情形下中国企业面临汇率风险的可能变化，辅助于政策制定和监管行为。若想解决以上三个问题，就需要在一个系统的框架内对中国企业的汇率风险进行更加详细的测算。

表 1 金融对冲和汇率风险

日常经营中的汇率风险	金融对冲	最终的汇率风险
较高	充分对冲	较低
较高	较少对冲	较高
较高	过度对冲	较高

基于上述背景，本文尝试在一个系统的框架内估算中国企业面临的汇率风险，综合考虑日常经营和金融对冲，明晰各种因素对企业汇率风险的影响程度，模拟不同不确定性冲击和政策应对对企业汇率风险的影响，评估各种风险化解机制的作用。首先，本文综合运用世界投入产出表、BACI 等数据库进行参数校准，首次测算出中国上市公司在日常经营中，由于业务经营中涉及外币收入、外币成本、市场竞争等因素影响所导致的汇率风险。可以明确知悉外币成本较低、进口渗透率较低、海外收入占比较低是中国企业在日常经营中面临汇率风险程度较低的原因。其次，本文在 Bartram 等[23]模型的基础上，在企业的外币收入与成本中引入刻画交易成本的系数用于捕捉新冠疫情爆发以来，国外推动产业链本土化、中国积极主动扩大对外开放的影响。发现国外推动产业链本土化会增加中国企业的汇率风险，中国积极主动扩大对外开放，并不一定会带来企业汇率风险的提升，反而可能因更加合理的成本结构和收入成本币种匹配降低企业国际化过程中的汇率风险。最后，本文定量评估了各种风险化解机制的作用。证实了金融对冲在化解中国企业汇率风险上的作用，进一步发现汇率传递、经营对冲、金融对冲(外币债务、外汇衍生品)分别降低了拥有海外业务收入企业 31.86%、3.76%和 50.40%(11.15%、39.25%)的汇率风险。

本文的主要贡献在于以下三个方面：第一，本文在一个系统的框架内讨论了企业的汇率风险问题，只有将日常经营和金融对冲的因素相分离，才能更加清晰地看到各种因素对企业汇率风险的影响。第二，本文能够在统一的框架内进行定量分析，进而评估不同风险化解机制能够化解多大程度的汇率风险，帮助企业选择更加合适的工具应对汇率风险的问题。第三，本文的研究框架可以进行政策模拟，分析不同情境下政策对企业汇率风险的影响，通过模拟不同情境下企业汇率风险的变化，了解宏观政策如何影响传导至企业汇率风险，为政策制定者的政策出台提供研判思路。

本文的结构如下：第二节，主要关注企业在经营过程中面临的汇率风险，通过理论模型和参数校准首

⁶ 本文提及的汇率风险有两个，第一是企业在日常经营中面临的汇率风险，是指企业由于外币收入、外币成本、市场竞争等经营性因素影响所导致的汇率风险；第二是企业最终面临的汇率风险，是指综合日常经营和金融对冲之后，汇率变动最终对企业价值产生的影响。

次计算得到中国企业在日常经营中面临的汇率风险暴露,并基于此分析海外收入占比、成本结构、市场竞争、进口渗透率等因素的影响机制和影响程度;第三节,基于构建的理论模型进行政策模拟,讨论国外推动产业链本土化、中国积极主动扩大对外开放下,企业经营中面临汇率风险的变化情况;第四节是评估金融对冲和其他风险化解机制的作用,结合企业最终面临的汇率风险水平,讨论金融对冲的作用,并评估不同风险化解机制在企业应对汇率风险中的作用;最后一节是全文的总结。

一、评估企业在经营中面临的汇率风险

在这一节,将主要讨论企业在经营中面临的汇率风险,分析海外收入占比、成本结构、市场竞争、进口渗透率等因素是如何影响中国企业的汇率风险。因此,本节分为三个部分,首先通过理论模型构建企业经营中面临汇率风险的模型,然后对模型中的相关参数进行赋值和校准,最后归纳中国企业在日常经营中的汇率风险较低的原因。

(一) 理论模型构建

本文的理论模型为 Bartram 等[23]构建模型的一个扩展,该模型考虑了国内和国外企业的市场竞争和产品定价过程,可以分析同时存在海外业务和国内业务公司的汇率风险情况。然而,原有模型建立在一个完美的、无摩擦的架构之下,现实中包括中国在内的广大发展中国家,在涉及本币和外币交易的过程中常常会面临额外的交易成本。伴随着国外贸易保护主义的抬头和新冠疫情下国际贸易的现实困难,发达国家的企业在进口和出口过程中也会面临一系列冲击所带来的成本提升。我们在模型中引入代表交易成本的系数进行刻画,形式参考冰山成本中边际成本的模型设定[24]。

本文的模型如下:在本国市场上存在两种不同类型的产品,来自国外进口的产品 1 和本国生产的产品 2。两种产品在生产过程中使用两种类型的原材料进行生产:来自本国和来自国外。在此设定下,一个国家的市场上会存在两种产品进行竞争,从国外进口的产品 1 和本国生产的产品 2,角标 F 和 D 分别表示国外和本国,角标 1 和 2 分别表示产品 1 和产品 2。

从国外进口的产品 1 的利润(以国外货币计价)可以表示为:

$$\pi_{1F} = SP_{1D}Q_{1D}\tau_{Fe} - (C_{1F} + SC_{1D}\tau_{Fi})Q_{1D} \quad (1)$$

本国生产的产品 2 的利润(以本国货币计价)可以表示为:

$$\pi_{2D} = P_{2D}Q_{2D} - \left(\frac{C_{2F}\tau_{Di}}{S} + C_{2D} \right) Q_{2D} \quad (2)$$

其中, $P_{1D}(Q_{1D})$ 代表从国外进口的产品 1 在本国市场上的价格和产量, $P_{2D}(Q_{2D})$ 代表本国生产的产品 2 在本国市场上的价格和产量, C_{1F} 和 C_{1D} 代表从国外进口的产品 1 中以国外货币计价和以本国货币计价的单位成本, C_{2F} 和 C_{2D} 代表本国生产的产品 2 以国外货币计价和以本国货币计价的单位成本。 S 为汇率,表示一单位本国货币价值多少国外货币。 τ_{Fe} 、 τ_{Fi} 、 τ_{Di} 为一系列代表交易成本的系数,分别表示国外企业出口至本国的商品、国外企业进口来自本国的商品、本国企业进口来自国外的商品面临的交易成本。在新发展格局下,中国企业的进出口活动受到了一系列不确定性的重大影响,并不能一如往常地在国际市场上获取资源、出售产品。总体而言,各种限制因素的存在限制了企业获取外币收入、利用外币成本进行生产,对企业的日常经营产生了重大影响,进而对企业经营中面临的汇率风险产生影响,本文将在下一节进行政策模拟。

对于消费者而言,在本国市场上存在两种商品,由国外进口的产品 1 和本国生产的产品 2。假定本国消费者在两种产品中的选择满足 CES 效用函数,可以得到:

$$U(Q_{1D}, Q_{2D}) = [\alpha Q_{1D}^\rho \tau_{Fe}^\rho + (1 - \alpha) Q_{2D}^\rho]^\frac{1}{\rho} \quad (3)$$

$$s.t. P_{1D}Q_{1D}\tau_{Fe} + P_{2D}Q_{2D} = Y_D$$

其中, α 和 ρ 分别表示两种产品的偏好系数和替代性, Y_D 是本国的总需求。

汇率风险定义为企业的价值对汇率波动的敏感程度,假定税收和折现因子等因素不发生变化,汇率风险可以解释为企业利润对汇率波动的敏感程度,具体从国外进口的产品 1 在经营中面临汇率风险的度量可以表示为⁷:

⁷ 模型推导并不是本文的主要贡献点,出于文章篇幅的考虑进行省略。有兴趣的读者可以来信交流。

$$\delta_{1F} = \frac{d\ln V}{d\ln S} = \frac{d\ln \pi_{1F}}{d\ln S} = 1 + \left[1 + \frac{\lambda_D \rho}{1 - \rho(1 - \lambda_D)} \right] [\rho(1 - \lambda_D)(\gamma_{D2} - \gamma_{F1})] \quad (4)$$

其中, $\gamma_{F1} = \frac{SC_{1D}\tau_{Fi}}{C_{1F} + SC_{1D}\tau_{Fi}}$, $\gamma_{D2} = \frac{C_{2D}}{C_{2F}\tau_{Di} + C_{2D}}$, 其分别表示的是从国外进口的产品 1 和本国生产的产品 2 中

以本国货币计价成本的相对占比. λ_D 为本国企业所生产产品的进口渗透率, $\lambda_D = P_{1D}Q_{1D}\tau_{Fe}/Y_D$.

同理可得, 本国生产的产品 2 的汇率风险为:

$$\delta_{2D} = \frac{d\ln \pi_{2D}}{d\ln S} = \left(-\frac{1}{1 - \lambda_D} - \frac{\rho}{1 - \rho\lambda_D} \right) \lambda_D \rho (1 - \lambda_D) (\gamma_{D2} - \gamma_{D1}) \quad (5)$$

对于一家企业而言, 其生产产品包括用于外销的产品 1 和用于内销的产品 2. 企业面临的日常经营中的汇率风险可以假定为两者的加权平均, 即:

$$\delta_i = \varphi_i \delta_1 + (1 - \varphi_i) \delta_2 \quad (6)$$

其中, φ_i 代表外销产品 1 的收入占比, $(1 - \varphi_i)$ 为内销产品 2 的收入占比.

本文的求解过程主要是依靠消费者效用最大化, 因而在式(4)和式(5)的表达中, 国外和本国的表述取决于消费者所在的国家. 然而, 汇率风险是企业层面的概念, 无法直接使用式(4)和式(5)的表达带入式(6). 同时, 上述求解过程也假定仅有国内、国外两家企业, 而现实中企业会同时面对国外企业和本国其他企业的竞争. 为了方便讨论, 将视角转换为一家中国企业的视角, 汇率为人民币相较于其他国家的汇率指数, 角标 *China* 代表中国(企业), 角标 *RoW* 代表世界上其他国家(与其竞争的其他国内外企业), *out* 代表外销产品, *in* 代表内销产品. 此时, 中国企业在经营中面临的汇率风险可以表达为:

$$\delta_{i,China} = \varphi_{i,China} \left[1 + \rho(1 - \lambda_{RoW})(\gamma_{RoW,in} - \gamma_{China,out}) + \frac{\lambda_{RoW}\rho^2(1 - \lambda_{RoW})(\gamma_{RoW,in} - \gamma_{China,out})}{1 - \rho(1 - \lambda_{RoW})} \right] + (1 - \varphi_{i,China}) \left[\lambda_{China}\rho(\gamma_{China,in} - \gamma_{RoW,out}) + \frac{\rho^2\lambda_{China}(1 - \lambda_{China})(\gamma_{China,in} - \gamma_{RoW,out})}{1 - \rho\lambda_{China}} \right] \quad (7)$$

式(7)展示了一家中国企业 *i* 的经营中面临汇率风险的表达式, 是外销产品的汇率风险(比例为 $\varphi_{i,China}$)和内销产品的汇率风险(比例为 $1 - \varphi_{i,China}$)的加权平均. 表 3 提供了式(7)中每个参数的详细定义和参数校准方法. 外销产品的汇率风险的取值范围是 $[-1, 3]$, 符号取决于中国外销产品和竞争对手在国外销售产品的相对成本结构 $(\gamma_{RoW,in} - \gamma_{China,out})$. 内销产品的汇率风险的取值范围是 $[-2, 2]$, 符号取决于中国内销产品和竞争对手在中国销售产品的相对成本结构 $(\gamma_{China,in} - \gamma_{RoW,out})$. 一般而言, 内销产品使用的本币成本要高于外销产品中使用的外币成本, 即 $(\gamma_{RoW,in} - \gamma_{China,out})$ 和 $(\gamma_{China,in} - \gamma_{RoW,out})$ 在常规情况下均为正. 所以, 如果一家企业的海外收入占比较高, 一般而言在经营中面临的汇率风险程度较高. 可以看到, 当 $\gamma_{China,out} = 0$ 且 $\gamma_{China,in} = 1$ 的时候, 即中国企业在生产过程中对国外成本的利用为零, 全部使用国内成本进行生产, 这时企业的汇率风险较高. 而伴随着 $\gamma_{China,out}$ 的上升和 $\gamma_{China,in}$ 的下降, 企业在日常经营中出现相对成本结构的改善、收入和成本的币种匹配等经营对冲行为, 帮助企业降低汇率风险.

产品的替代弹性 ρ 在一定程度上刻画了产品间是否存在差异化竞争, ρ 越大代表产品间的替代性越强, 企业面临的市场竞争越激烈, 从而企业在经营中面临的汇率风险更高. λ_{China} 和 λ_{RoW} 是进口渗透率, 表明生产的产品在销售地的市场份额, 市场份额很大程度上决定了产品定价权的归属. 若 $\lambda_{China} = 0$ 和 $\lambda_{RoW} = 0$, 意味着在世界市场中, 从国外进口的产品占据了全部的市场, 而中国出口的产品在国外的市场份额为零, 此时企业完全是价格接受者, 无法将汇率风险传递给消费者. 如果中国企业生产的外销产品和内销产品在其他国家和中国有逐渐上升的市场份额, 则 λ_{China} 和 λ_{RoW} 均会提升, 可以通过汇率传递降低企业在经营中面临的汇率风险, 即企业能够说服或迫使下游厂商(消费者)承担一部分本企业面临的汇率风险. 另外, 我们发现市场份额、相对成本结构总是与 ρ 结合在一起, 说明市场份额带来的定价权的提升, 以及汇率传递对企业汇率风险的改善, 与产品的可替代性密切相关. 相对成本结构、市场份额等因素主要由宏观层面的因素决定, 但只要企业生产产品的可替代性弱, 宏观不利冲击对汇率风险的影响更小, 企业也可以通过汇率传递获得更多汇率风险的改善.

(二) 参数赋值

本文样本选取来自上海和深圳证券交易所的所有 A 股上市公司. 上市公司海外业务收入从 Wind 金融数据终端获取. 受限于中国的财务会计准则和报表披露制度, 上市公司经营过程中国内外相对生产成本的

比例难以获得, 本文选择利用行业数据进行拟合, 使用的数据来源是世界投入产出表(World Input-Output Table)⁸。世界投入产出表披露了包括中国在内的 43 个主要国家分 56 个行业投入产出情况, 与单一国家披露的投入产出表不同, 其每个行业不仅详细区分了来自本国各个行业的投入情况, 还进一步列举了来自世界各国每个行业的投入情况, 例如从世界投入产出表中可以得到, 美国采矿业的投入中来自于中国各个行业的比重。运用世界投入产出表的数据, 我们可以得到:

$$\gamma_{China,out} = \sum_{i \neq China} Input_{China,i} \quad (8)$$

$$\gamma_{China,in} = Input_{China,China} \quad (9)$$

$$\gamma_{RoW,out} = \sum_{k \neq China} W_k \sum_{i \neq k} W_i Input_{k,i} + W_{China} Input_{China,China} \quad (10)$$

$$\gamma_{RoW,in} = \sum_{k \neq China} W_k Input_{k,k} + W_{China} \sum_{i \neq China} Input_{China,i} \quad (11)$$

其中, $Input_{k,i}$ 代表在世界投入产出表中, k 国生产的产品中来自 i 国的投入占比。 W_k 代表国家 k 的 GDP 占比。具体的指标定义参见表 3。

进口渗透率的数据同样需要用行业数据进行拟合。原始数据来自于 CEPII 的 BACI 数据库, BACI 数据库提供世界上任意两个国家之间分行业的双边贸易数据, 其底层数据来自于联合国 COMTRADE 数据库。BACI 数据库所提供的贸易数据依据 HS6 编码进行分类, 其包括 5000 多个细分行业。我们将其与世界投入产出表的 56 个行业进行匹配, 计算出每个行业的进口渗透率⁹。

行业数据转换为公司数据的方式, 具体采用的是根据公司披露的收入明细进行匹配的方法。中国的上市公司多元化经营的情况比较常见, 以国农科技(000004)为例¹⁰, 其营业收入情况(表 2)主要来自房地产、物业管理、生物医药和软件技术四个行业, 如果我们仅考虑上市公司的行业分类, 忽视其客观存在的多元化经营, 对参数的校准会有较大程度的偏差。

表 2 国农科技 2012 年营业收入明细

明细科目	收入占比(%)
房地产	35.5471
物业管理	2.7711
生物医药	57.0514
软件技术	3.4901
其他	0.4889
合计	99.3486

通过将上市公司营业收入明细数据和世界投入产出表的行业数据进行匹配, 所有明细收入项目归纳为 56 个世界投入产出表的行业分类。进而利用加权平均的方法将行业数据转换为上市公司数据, 还以国农科技为例:

$$\gamma_{China,out} = \frac{(35.5471 + 2.7711) * \gamma_{China}^{L68} + 57.0514 * \gamma_{China}^{C21} + 3.4901 * \gamma_{China}^{J62_J63}}{35.5471 + 2.7711 + 57.0514 + 3.4901}$$

其中, 房地产和物业管理、生物医药、软件技术分别对应世界投入产出表中的行业编码 L68(房地产活动)、C21(基础医药品及药物制剂制造业)、J62_J63(计算机编程、咨询和相关活动; 信息服务活动)。

根据<企业会计准则第 35 号 --- 分部报告>, 企业存在多种经营应当区分业务分部, 披露分部信息。企业确认分部的时候, 常常会存在一些难以划分的部分列入其他项目, 使得可以进行行业匹配的权重不到

⁸ 世界投入产出表的数据最新更新到 2014 年, 2008 年金融危机期间, 实行的是盯住美元的固定汇率制度。2010 年 6 月 19 日宣布重启汇改。因此, 本文的时间区间选择为 2011~2014 年。本文受限于世界投入产出表的更新, 时间区间只能到 2014 年。世界投入产出表虽然数据更新迟缓, 但由于其细致的数据披露让很多研究由不可能变为可能。为了克服数据区间相对滞后而可能导致的现实意义降低的问题, 本文在后文加入了政策模拟章节, 对参数赋予不同的值进行敏感性分析。针对时下的热点, 主要讨论了产业链本土化、中国积极扩大对外开放的情况下, 中国企业汇率风险的变化。

⁹ BACI 数据库和世界投入产出表的货币单位都是美元, 可以直接进行匹配。其具体的货币转换过程和汇率选择, 在原始数据库的备注中有详细描述。

¹⁰ 数据来源: <国农科技 2012 年年度报告>

100%。根据企业会计准则，这一部分的占比不超过 10%，我们在计算的过程中不进行考虑¹¹。在整理上市公司营业收入明细数据的时候发现，有时企业的业务分类较粗，可能对应世界投入产出表的多个行业分类。对于这种情况，我们查看其对应的经营范围和主要销售产品进行匹配¹²。

具体的参数含义和校准方式参见表 3， φ_i 是上市公司 i 的海外业务收入占比可以直接从企业年报中获得； λ_{China} 和 λ_{RoW} 是以进口渗透率代表的市场份额，用世界投入产出表和 BACI 数据库计算可得；四个相对成本比例($\gamma_{China,out}$ 、 $\gamma_{China,in}$ 、 $\gamma_{RoW,out}$ 、 $\gamma_{RoW,in}$)直接由世界投入产出表计算得到。

表 3 参数含义和校准结果

参数	含义	校准
φ_i	上市公司 <i>i</i> 的外销产品收入占比	中国上市公司，海外业务收入占营业总收入比重
λ_{China}	中国消费市场上，本国生产的产品所占的份额	先计算中国每个行业的进口渗透率，以中国上市公司在不同行业的营业收入为权重，计算加权平均的中国进口渗透率，1 减去加权平均的中国进口渗透率
λ_{RoW}	国外消费市场上，国外进口产品所占的份额	先计算国外每个国家、每个行业的进口渗透率，以当年的 GDP 为权重计算得到国外每个行业的进口渗透率，以中国上市公司在不同行业的营业收入为权重，计算加权平均的国外进口渗透率
$\gamma_{China,out}$	中国企业的生产成本中来自国外的成本占比	根据世界投入产出表，计算中国每个行业来自国外的投入占比(参见式(8))，以中国上市公司在不同行业的营业收入为权重，计算加权平均的中国生产产品中国外成本占比
$\gamma_{China,in}$	中国企业的生产成本中来自中国的成本占比	根据世界投入产出表，计算中国每个行业来自中国的投入占比(参见式(9))，以中国上市公司在不同行业的营业收入为权重，计算加权平均的中国生产产品中中国成本占比
$\gamma_{RoW,out}$	竞争对手的生产成本中来自所在国之外国家的成本占比	根据世界投入产出表，计算每个国家、每个行业来自所在国之外国家的投入占比，以 GDP 为权重进行加权平均得到每个行业的数值(参见式(10))，进而以中国上市公司在不同行业的营业收入为权重，计算加权平均的国外生产产品中所在国之外国家的成本占比
$\gamma_{RoW,in}$	竞争对手的生产成本中来自所在国的成本占比	根据世界投入产出表，计算每个国家、每个行业来自所在国的投入占比，以 GDP 为权重进行加权平均得到每个行业的数值(参见式(11))，进而以中国上市公司在不同行业的营业收入为权重，计算加权平均的国外生产产品中所在国的成本占比
$\tau_{China,export}$ 、 $\tau_{RoW,export}$ 、 $\tau_{China,import}$ 、 $\tau_{RoW,import}$	代表交易成本的系数	基准值为 1
ρ	不同产品间的替代系数	取不同数值表示不同的竞争情况，基准值为 0.7

(三) 企业在经营中面临的汇率风险较低的原因

表 4 给出了主要参数的描述性统计结果。从中可以看到，中国企业利用国外成本的平均比例为 6.7%，

¹¹ 同理，有一些上市公司在分部收入项目中存在内部抵消或合并抵消的情况，使得进行行业匹配的权重超过 100%。此时，分两种情况进行处理，第一种情况，企业披露具体的内部抵消情况。比如服装、纺织板块间抵消，我们在相应行业进行权重的删减。第二种情况，企业没有披露具体的抵消情况，例如内部抵消和合并抵消等笼统说法。我们假定其全部外销，仍按照加权平均的方式进行计算，只不过分母会大于 100%。

¹² 例如，鲁阳节能(002088)在收入明细的披露中分为两个行业：工业和建筑业，其中工业对应世界投入产出表的多个行业，通过查看其主要经营产品为硅酸铝耐火纤维材料、珍珠岩保温材料、玻璃钢产品和高温粘结剂，属于非金属制品制造业。因此，其业务分部对应两个行业为非金属制品制造业和建筑业。

在世界投入产出表统计的所有国家中排名靠后。进口渗透率方面，中国生产的产品占中国消费市场的市场份额达到 93.8%。海外业务收入占比(*FSales*)均值为 0.0992，超过一半的上市公司不存在海外业务收入。根据式(7)可以求得中国 A 股上市公司在经营过程中面临的汇率风险暴露水平，均值为 0.167，与跨国样本得出的 0.477 的均值相比，明显偏低[23]，且鲜有负值。主要原因有三个：第一，中国企业生产过程中来自本国的成本占比很高；第二，中国整体的进口渗透率较低；第三，中国企业的海外业务收入占比较低。随后我们将对这三个原因进行具体分析。

表 4 主要参数的估算结果和相关变量的描述统计

变量名	全样本					<i>FSales</i> > 0	
	均值	方差	p25	p50	p75	均值	P50
<i>YChina,out</i>	0.067	0.041	0.035	0.058	0.084	0.077	0.071
<i>YChina,in</i>	0.933	0.041	0.916	0.942	0.965	0.923	0.929
<i>YRoW,out</i>	0.681	0.082	0.616	0.665	0.761	0.651	0.629
<i>YRoW,in</i>	0.822	0.087	0.748	0.809	0.897	0.789	0.757
λ_{China}	0.938	0.106	0.945	0.979	1	0.902	0.951
λ_{RoW}	0.147	0.157	0	0.109	0.260	0.203	0.221
δ_i	0.167	0.278	0	0.023	0.205	0.327	0.209
β_{Si}	0.074	0.319	-0.125	0.081	0.292	0.082	0.091
<i>FSales</i>	0.099	0.185	0	0	0.112	0.201	0.115
<i>FDebt</i>	0.304	0.460	0	0	1	0.370	0
<i>FXDer</i>	0.086	0.280	0	0	0	0.157	0

首先，中国企业在生产过程中的成本结构主要来自于中国。企业在生产过程中更多地采用外币成本是汇率风险的重要来源，例如占据南方航空营业成本 30%以上的燃油成本是以美元计价的。根据世界投入产出表(WIOT)测算，中国利用国外成本进行生产的趋势在 2001 年加入 WTO 后有所上升，从 8%提升至 11%左右，但随即持续下降，位列所有统计国家中的最后一名。一般而言，大国使用国外投入进行生产的比重都相对较低，可即使与美国(12%~13%)进行对比，中国企业的国外成本占比仍然偏低。虽然整体来看中国企业利用国外成本进行生产的比例不高，但是不同行业、不同企业的异质性非常强。通过企业的收入明细匹配行业数据，中国 A 股上市公司的外币成本占比情况如图 3 所示¹³。从图 3 中可以看出，大部分企业的外币成本占比在 2%~10%之间，低于 2%和高于 10%的样本占比很少。在本文统计的时间区间内，中国企业利用外国成本占比最高的达到 22%，最少的只有 1%。

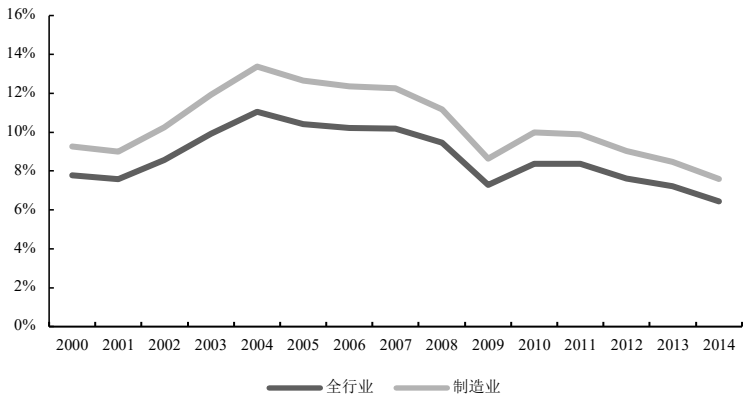


图 2 中国各行业利用国外投入的占比(简单平均)

数据来源：世界投入产出表(WIOT)。

¹³ 虽然世界投入产出表中，中国企业利用国外投入进行生产的比重很低，但总归不会是完全不利用国外投入，因而行业匹配后的中国企业的外币成本占比不存在为零的情况。

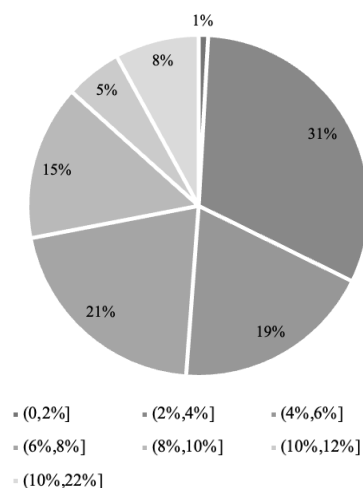


图3 中国上市公司的成本结构中，外币成本占比

数据来源：世界投入产出表(WIOT)，上市公司年报收入明细，作者计算。

其次，中国整体的进口渗透率较低。根据表4的统计数据，中国生产的产品在中国消费市场的占有率达到93.8%，意味着平均而言外国企业生产的产品在中国的市场份额仅有6.2%，中国消费者更愿意消费中国生产的产品和服务。在国际经济学的研究中普遍发现在投资、消费等各个领域都存在本国偏好(home bias)，但是中国的进口渗透率仍是低于世界平均水平的。

最后，中国企业的海外业务收入占比较低。根据上市公司披露的年报，中国A股上市公司的海外业务收入从2005年的0.2万亿上升到2020年的5.4万亿，占营业收入的比重超过10%(见图4)。从中国的视角来看，中国企业的海外业务收入占比在不断提升，更多地企业开始利用国内、国外两个市场拓展自身的销售渠道。但是从绝对水平来看，10%的海外业务收入占比依然处于一个较低的水平。当然，针对不同的企业，这一比例的差距也较大。从图5中可以看出，2020年A股上市公司中有3089家海外业务收入占比不超过10%，也有57家上市公司的海外业务收入占比超过90%。

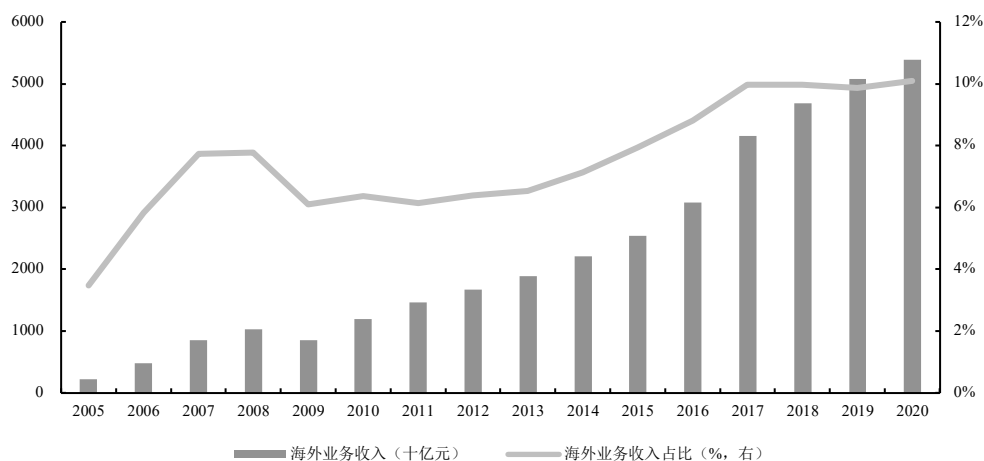


图4 中国上市公司海外业务收入和占比

数据来源：Wind 金融数据终端。

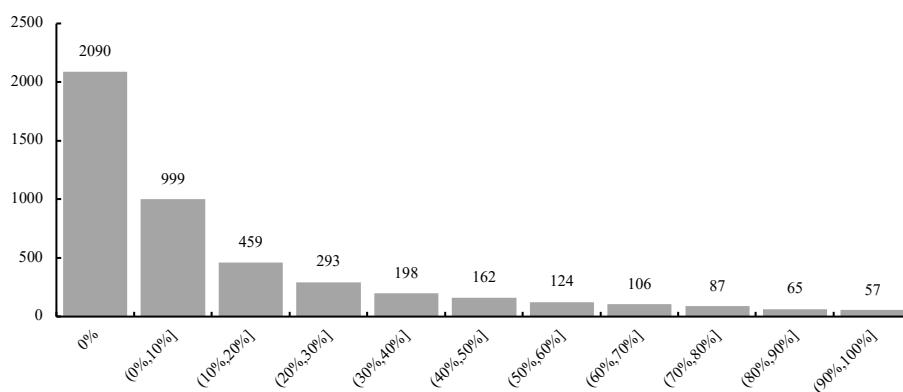


图 5 2020 年 A 股上市公司海外业务收入占比分布

数据来源: Wind 金融数据终端.

二、模拟政策冲击对企业在经营中面临汇率风险的影响

本文的模型刻画了海外收入占比、成本结构、市场竞争、进口渗透率等因素是如何影响中国企业的汇率风险, 从中可以看到, 很多影响因素不是企业可以决定, 而是取决于竞争对手和一些宏观变量. 此节, 根绝理论模型, 本文可以模拟不同外生冲击和政策应对下企业在日常经营中面临的汇率风险.

(一) 国外推动产业链本土化

2020 年新冠肺炎疫情的蔓延, 全球经济遭遇到严峻的冲击. 在这种情况下, 各国普遍出现了“逆全球化”的态势, 贸易保护主义再次跃上舞台[25]. 各国开始推动产业链的区域化, 对一些关键产品的生产做到本土化. 在这种逆全球化的冲击下, 中国企业的汇率风险也会发生相应的变化[26,27]. 体现在模型中, $\tau_{China,import}(\tau_{RoW,import})$ 代表了中国(国外)企业在进口中交易成本的系数, 即在逆全球化背景下, 各国纷纷在本国寻求产业链的替代, 因而在成本中会更多地采用本国成本, 而不是国外成本. $\tau_{China,export}(\tau_{RoW,export})$ 代表了中国(国外)企业在出口中交易成本的系数, 即由于贸易保护主义的情绪升温, 各国更偏好消费本国生产的产品.

首先, 我们假定国外开始推动产业链的本土化, 并且消费市场也更加偏好本国生产的产品, 即 $\tau_{China,export} \in (0,1), \tau_{RoW,import} \in (0,1)$. 其中, $\tau_{China,export}$ 取值越小表明国外消费市场更加偏好本国生产的产品, 而不是中国出口的产品; $\tau_{RoW,import}$ 取值越小表明竞争对手的企业在成本结构中更多地采用所在国的生产成本, 更少地采用所在国之外的成本. 另外两个系数 $\tau_{China,import}$ 和 $\tau_{RoW,export}$ 取值为基准值 1. 图 6 展示了仿真模拟的结果.

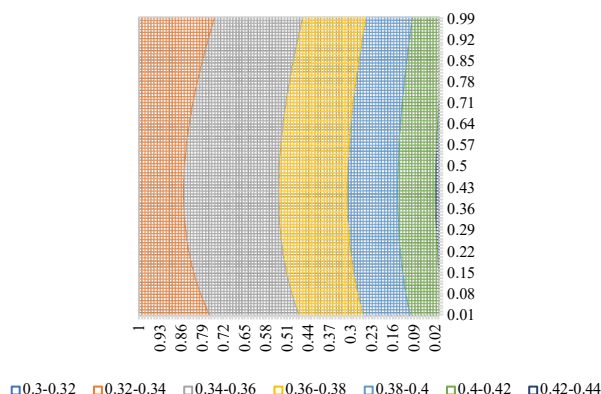


图 6 仿真模拟一(国外推动产业链本土化)的俯视图

图注: 横轴为 $\tau_{RoW,import}$ 的取值, 纵轴为 $\tau_{China,export}$ 的取值.

从图 6 中可以看到,随着 $\tau_{RoW,import}$ 的降低,即竞争对手企业更多地采用来自本国的成本,中国企业的汇率风险暴露程度增加。 $\tau_{RoW,import}$ 影响竞争对手企业的成本结构 $\gamma_{RoW,in}$ 和 $\gamma_{RoW,out}$,而成本结构通过两个方面影响中国企业的汇率风险暴露。一方面,竞争效应。竞争对手企业更多地采用本国的成本进行生产,因而相对成本结构的差值(即 $(\gamma_{RoW,in} - \gamma_{China,out})$ 和 $(\gamma_{China,in} - \gamma_{RoW,out})$)进一步拉大,两国企业因汇率变动产生的竞争效应更加激烈,从而放大了中国企业对汇率变动的敏感程度。另一方面,对汇率传递的边际影响。企业所拥有的市场份额所带来的汇率传递效应是中国企业化解汇率风险的重要机制,汇率传递的能力随着相对成本结构差异的提升而提升。从上述两个角度看,虽然汇率传递的风险化解能力提升,但终究不会 100%的化解汇率风险,因而整体来看竞争效应占主导,相对成本结构差距的提升会加大企业之间的竞争效应,增加企业在日常经营中面临的汇率风险。

对于另外一个系数 $\tau_{China,export}$,即国外消费市场中本国产品的市场份额提升,中国企业的汇率风险暴露程度先上升后下降。 $\tau_{China,export}$ 下降主要是影响 λ_{RoW} ,即国外市场中本国企业的市场份额提升,所在国以外国家的企业的市场份额下降。市场份额所带来的汇率传递能力,是化解中国企业汇率风险暴露的重要机制。市场份额对汇率传递能力的影响取决于两个方面,第一是产品替代弹性。产品间可替代性越强,市场份额带来的议价能力越强,汇率传递的作用越明显。第二是相对成本结构差距。特别的,如果进口产品和本土产品在生产中的相对成本结构完全一致,两类企业的定价行为也会完全一致,无论谁拥有更高的市场份额,掌握了定价权,最终的价格都是对双方一致有利的。而相对成本结构差距较大,掌握定价能力一方的定价策略对另一方会是不利的,从而会放大另一方的汇率风险。从式(4)和(5)中可以看出企业汇率风险和市场份额的关系并不是线性的,而是具有一定的凸性,表现为随着市场份额的提升,汇率风险先上升后下降。这种凸性特征的存在也是由市场竞争所导致的,相对成本结构的差异越大,竞争效应越明显,市场份额和企业汇率风险的凸性特征也就越明显。

从仿真模拟的结果中可以看出,随着国外“逆全球化”的加温,国外企业利用中国生产成本的比例降低,中国企业在国际市场中的市场份额降低,中国企业将会面临更加严重的汇率风险暴露。但从绝对数值上来看,即使国外企业不利用所在国之外的成本、在所在国的市场份额为 100%,中国企业的汇率风险暴露由 0.3269 到 0.4161,也处在一个合理、可以接受的水平上。针对有些人提出中国也应采取“逆全球化”来回应国外的“逆全球化”举措,需要点明的是,在一个经济金融全球化的现代社会中,有两个突出特点,其一全球产业链高度精细化分工,一家企业、一个国家难以完全掌握产业链上的全部环节。其二即使一家公司完全没有国外成本、国外收入,也会因为市场竞争效应间接面临汇率风险的影响。因而从汇率风险的视角,逆全球化是无法消除本国企业汇率风险的,更多的是一种心理上的慰藉。

(二) 中国扩大对外开放

与其他国家逆全球化的趋势不同,中国在维持经济平稳运行的基础上,积极主动扩大对外开放,成为“逆全球化”阴霾下的一抹亮色。接下来,我们在模型中通过对系数进行不同的赋值的方法,模拟中国积极主动扩大对外开放对中国企业汇率风险的影响,即 $\tau_{RoW,export} \in (1, \infty)$, $\tau_{China,import} \in (1, \infty)$ 。其中, $\tau_{RoW,export}$ 取值越大表明中国消费市场中,国外生产产品的市场份额提升; $\tau_{China,import}$ 取值越大表明中国企业更多地利用国外成本进行生产。另外两个系数 $\tau_{China,export}$ 和 $\tau_{RoW,import}$ 取值为基准值 1。图 7 展示了仿真模拟的结果。

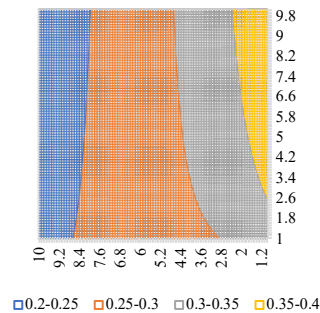


图 7 仿真模拟二(中国扩大对外开放)的俯视图

图注:横轴为 $\tau_{China,import}$ 的取值,纵轴为 $\tau_{RoW,export}$ 的取值。

从图 7 中可以看到,随着 $\tau_{China,import}$ 的上升,即中国企业的成本结构中来自国外的比例上升,中国企业的汇率风险暴露程度降低.伴随着 $\tau_{China,import}$ 的上升,相对成本结构的差距缩小,因而对汇率变动的敏感性降低.随着 $\tau_{Row,export}$ 的上升,即中国消费市场中来自国外产品的市场份额提升,中国企业的汇率风险暴露的变化存在两种情况.在中国企业的成本结构中,国外成本占比低的时候,国外产品市场份额的提升会增加汇率风险暴露,在国外成本占比高的时候,国外产品市场份额的提升会降低汇率风险暴露.这种变动的差异主要是由相对成本结构差距的正负不同引起的.一般而言,本国生产商使用的本国成本比例要大于国外生产商使用的国外成本比例,因而相对成本结构差距的取值为正.此时,国外产品在中国的市场份额提升,增强了国外企业的定价权,中国企业的汇率风险暴露程度会提升.而当相对成本结构差距为负时,即在中国销售的产品中,进口产品使用中国的成本比例要高于中国企业产品中使用中国成本的比例.此时,国外产品的市场份额提升,所推动的定价行为变化,不仅有利于国外企业的汇率风险暴露程度的降低,其实更有利于中国企业汇率风险暴露程度的降低.此时国外企业的定价策略不仅有利于国外企业,也会有利于中国企业汇率风险暴露程度的降低.从上述分析中可知,在全球化的时代中,扩大对外开放并不一定带来企业汇率风险的提升,反而会因为更加合理的成本结构和收入成本币种匹配降低企业国际化过程中的汇率风险暴露.

三、金融对冲和其他风险化解机制的作用

本节首先对企业最终面临的汇率风险进行估算,然后检验金融对冲在化解企业汇率风险中的作用,随后运用一个综合的框架分析四种风险化解机制的作用,最后评估各种化解机制在不同行业中的差异化表现.

(一) 企业最终面临汇率风险的估算和描述性统计

参考已有的文献,用控制市场收益率下的个股收益率对汇率变动的敏感性来度量企业最终面临的汇率风险暴露程度[23,28,29].具体定义如下:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{Mi}R_{Mt} + \beta_{Si}R_{St} + \varepsilon_{it}, i = 1, 2 \dots \quad (12)$$

其中, R_{it} 是个股*i*在*t*期的对数收益率与无风险利率之差, R_{Mt} 是*t*期市场对数收益率与无风险利率之差, R_{St} 是汇率指数的对数变动率¹⁴, R_{St} 为正代表人民币升值,汇率变动的方向和理论模型的假定相一致.个股收益率对汇率变动的反应系数 β_{Si} 就是汇率风险暴露程度,符号为正表明人民币升值带来股价上涨,符号为负代表人民币贬值带来股价上涨.为了更好地捕捉股票市场 and 外汇市场中波动率聚集的特征,用 GARCH(1,1)的模型对方差进行估计¹⁵.参考之前的研究文献,无风险利率选择的是中国人民银行公布的 3 个月整存整取的基准利率,市场指数选择的是沪深 300 指数,汇率的数据是人民币汇率中间价和汇率指数.所有的数据为日数据,来源是锐思数据库和中国人民银行.

上市公司海外业务收入和外币债务数据来自 Wind 金融数据终端¹⁶.外汇衍生品的数据目前没有外部数据库进行收集整理,本文采用 python 编程加人工整理的方式来收集外汇衍生品的使用数据.首先,在沪深交易所网站下载所有上市公司的年报,运用 python 将年报中相关关键词所在的语句爬出,关键词包括七个:外汇、远期¹⁷、掉期、期权、货币互换、衍生品、对冲¹⁸.然后,运用人工整理的方法整理相关外汇衍生品的使用情况.由于中国目前没有指定关于外汇衍生品的财务报表披露方式,所以不同公司的披露方式

¹⁴ 汇率指数由美元、欧元、日元、港币和英镑五种货币构造而来,构建方法与 CFETS 的方法相一致,汇率变量选择的是人民币中间价,权重为考虑转口贸易的贸易权重法.除了这五种货币,中国人民银行在 2010 年之前并没有公布其他货币兑人民币的中间价.本文还基于 2015 年披露的 CFETS 指数进行了稳健性分析,主要结论仍保持文件.

¹⁵ 本文对于 GARCH 模型的估计方法基于 Koutmos 和 Martin[30]的方法.GARCH 模型对数据样本提出了较高的要求,在给定时间区间中,将缺少 20%及以上交易日数据的样本剔除.

¹⁶ 我们也在交易所下载了所有上市公司的年报,通过 python 编程加人工的方法对海外业务收入和外币债务进行统计整理,结果与外部数据库的结果相差无几.

¹⁷ 包括外汇远期合约和远期结售汇合约.

¹⁸ 现金流量表中有“汇率变动对现金及现金等价物的影响”,外币业务和外币报表折算的备注中也频繁出现“汇率”和“外币”的词汇.因此,没有选择这两个关键词.

差异很大。本文只将三种披露方式列为使用了外汇衍生品¹⁹：第一，直接披露外汇衍生品的期初值、期末值或净值变动；第二，财务报表的相关科目变动是由于外汇衍生品使用造成的，例如，外汇衍生品使用带来了投资收益科目的变动；第三，直接披露外汇合约的签署或到期情况，例如，今年本公司与中国工商银行签署了价值 XXX 的外汇远期合约，或本公司的外汇远期合约于今年年底到期。

表 5 根据不同的风险化解机制对汇率风险暴露进行了分组描述统计。从 Panel A 中看到，有海外业务收入的公司，其经营中面临的汇率风险远高于没有海外业务收入的公司。没有海外业务收入的公司，其汇率风险主要来自于产品生产过程中的国外成本，而中国企业这一比例相对较低。而从企业最终面临的汇率风险来看，有无海外业务收入的公司仍有明显的差异，但差异降低。一方面，没有海外业务收入的公司可能由于外币债务、外汇衍生工具的使用以及经营行为的调整，间接遭受汇率冲击；另一方面，存在海外业务收入的公司会积极通过各种金融对冲方式降低自身承担的汇率风险。Panel B 和 C 依照外币债务、外汇衍生品的程度，进行分组分析。结果表明，拥有外币债务和外汇衍生品的公司，其汇率风险较高，尤其是对于购买外汇衍生品的公司。这说明了经营中面临更高汇率风险的公司，更有激励购买外汇衍生品对冲汇率风险，两者表现出内生相关性，这一结果同国外市场的研究结果相类似[31]。与之不同的是，国外研究通常认为通过金融对冲，经营上拥有更大汇率风险的公司，其面临的最终汇率风险更小，而对于中国公司，进行对冲的公司其最终面临的汇率风险仍然显著较高。这可能有两点原因，第一，中国的金融对冲工具成本高、可获得性差，企业倾向于进行部分对冲而不是完全对冲；第二，中国的外汇市场在 2015 年“811 汇改”之前，常处于单边汇率预期之中，拥有实际贸易背景的企业有可能将外汇衍生品当作一种盈利投机手段，并不是出于对冲汇率风险的需要。

表 5 分类估算和描述性统计

	均值	中位数	均值	中位数	均值差异	中位数差异
Panel A	$FSales = 0$		$FSales > 0$			
δ_i	0.0104	0	0.3269	0.2094	-0.3165***	-0.2094***
β_{Si}	0.0655	0.0775	0.0817	0.0909	-0.0162*	-0.0134*
Panel B	$FDebt = 0$		$FDebt = 1$			
δ_i	0.1380	0.0146	0.2332	0.0732	-0.0953***	-0.0587***
β_{Si}	0.0703	0.0781	0.0808	0.0981	-0.0105	-0.0201
Panel C	$FXDer = 0$		$FXDer = 1$			
δ_i	0.1373	0.0159	0.4833	0.4049	-0.3460***	-0.3890***
β_{Si}	0.0710	0.0790	0.1003	0.1243	-0.0293*	-0.0453**

注：均值差异检验为 t 检验，中位数差异检验为 Wilcoxon 秩和检验，*、**、***分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著。

（二）金融对冲在化解汇率风险中的作用

参照 Bartram 等[23]人的研究，我们采用以下的回归模型探讨，金融对冲(外币债务和外汇衍生产品)在化解企业汇率风险中的作用：

$$\beta_{Si,t} - \delta_{i,t} = a + b_1 FDebt_{i,t} + b_2 FXDer_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中， $\beta_{Si,t}$ 是企业最终面临的汇率风险暴露水平， $\delta_{i,t}$ 是企业的经营中面临的汇率风险暴露水平， $FDebt_{i,t}$ 和 $FXDer_{i,t}$ 分别是外币债务和外汇衍生品两种金融对冲工具的使用²⁰。系数 b 反映了金融对冲工具是否能够降低企业的汇率风险，若取值为负表明相较于经营中面临的汇率风险，其最终汇率风险暴露水平有显著降低，意味着对冲工具的使用可以降低企业的汇率风险²¹。同理，若取值为正表明对冲工具的使用反而增加了企业面临的汇率风险。

¹⁹ 中国的语言文字博大精深，如果不直截了当说明外汇衍生品的持有情况，我们一概认为没有使用外汇衍生品。例如，本公司将(或、会、还、可能、尽量、已经、曾经、在…条件下、及时等等)与银行签订远期结汇合约，均视为没有外汇衍生品合约。

²⁰ 外币债务和外汇衍生品作为汇率风险对冲工具，在众多理论研究中获得证实，例如：Pantzalis 等[31]、Allayannis 等[12]、Bartram 等[23]。

²¹ 本文的模型设定借助结构化建模的方式，在一定程度上缓解了经营汇率风险暴露和对冲行为的内生性问题。经营汇率风险暴露主要由成本收入的币种结构、市场竞争所决定的，并不受对冲行为的影响。而对冲行为可能会根据经营汇率风险暴露的情况进行选择。因而，方程的左边是最终汇率风险暴露-经营汇率风险暴露，将与对冲行为相关的汇率风险暴露从最终汇率风险暴露中抽离出来，识别对冲行为的影响。

表6汇报了相关的回归结果。列(1)和列(2)是基本的回归结果,看到外币债务和外汇衍生品的系数都在1%的显著性水平上显著,表明外币债务和外汇衍生品的使用都可以显著降低企业的汇率风险暴露水平。从系数上看外汇衍生品的系数为0.3023是外币债务系数0.0556的5.44倍,说明外汇衍生品在降低汇率风险上有更强的作用。列(3)汇报了WLS的回归结果,以 β_{Si} 估计过程中的标准误倒数为权重,尽量避免上一阶段的估计误差影响分析结果。从结果来看与列(2)没有明显的区别,外币债务和外汇衍生品的使用能够显著降低企业面临的汇率风险。从表4的描述性统计中可以看到,是否存在海外业务收入会很大程度上影响其经营汇率风险暴露水平,列(4)和(5)分别汇报了存在和不存在海外业务收入的回归结果。在不存在海外业务收入的公司回归中,外币债务和外汇衍生品均不能降低企业的汇率风险,外币债务符号估计为正,说明外币债务还有可能加大企业汇率风险。而对于存在海外业务收入的公司回归中,外币债务和外汇衍生品仍旧在1%的水平上降低企业的汇率风险,说明对冲工具的使用降低汇率风险主要体现在存在海外业务收入的公司,对于不存在海外业务收入的公司并不能降低汇率风险。列(6)和列(7)分别汇报了在人民币升值年份和人民币贬值年份的回归结果,金融对冲均可以显著降低企业的汇率风险。

表6 金融对冲工具与汇率风险暴露

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
样本	All	All	All	$FSales = 0$	$FSales > 0$	人民币升值	人民币贬值
权重	NO	NO	YES	NO	NO	YES	YES
<i>FDebt</i>	-0.0556*** (0.0129)	-0.0493*** (0.0127)	-0.0561*** (0.0135)	0.0129 (0.0147)	-0.0566*** (0.0186)	-0.0344** (0.0150)	-0.0863*** (0.0238)
<i>FXDer</i>	-0.3023*** (0.0231)	-0.2896*** (0.0231)	-0.3081*** (0.0244)	-0.0735 (0.0483)	-0.1993*** (0.0253)	-0.2935*** (0.0270)	-0.2796*** (0.0449)
年份 FE	NO	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业 FE	NO	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	-0.0507*** (0.0066)	-0.1828*** (0.0480)	-0.1555*** (0.0479)	0.0229 (0.0478)	-0.4918*** (0.0645)	-0.1963*** (0.0563)	-0.1449* (0.0867)
观测值	5,143	5,143	5,143	2,600	2,543	3804	1339
R-squared	0.049	0.110	0.111	0.099	0.071	0.107	0.121
经验 P 值			<i>FDebt</i>	0.006***		0.037*	
			<i>FXDer</i>	0.002***		0.372	

注: *、**、***分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著; 经验 P 值用于检验外币债务、外汇衍生品在列(4)和列(5)之间、列(6)和列(7)之间的组间差异, 使用自抽样 1000 次得到。

中国与一些发达国家不同,外币债务一方面是对拥有外币成本和外币收入的一种对冲行为,另一方面也是一些企业经营过程中的必然选择,例如航空公司购买飞机的价款常常使用经营租赁或融资租赁的方式,客观上会形成外币债务。同理的还有影视公司的海外版权,医药公司和科技公司的海外专利费等。在后者的情况下,外汇衍生品的使用也可以降低企业面临的汇率风险。因此,进一步依据海外业务收入和外币债务分析外汇衍生品的使用对企业汇率风险的改善情况。从表7中可以看到,如果一个公司既没有海外业务收入,又没有外币债务,外汇衍生品并不能降低汇率风险。反而估计系数为正,说明对于一些公司而言,外汇衍生品的使用增加了其面临的汇率风险。对于没有海外业务收入,但有外币债务的公司,外汇衍生品能够降低其所面临的汇率风险,但是显著性水平上有所降低,只在5%的水平上显著。对于拥有海外业务收入的公司,无论其是否拥有外币债务,外汇衍生品均在1%的水平上降低其所面临的汇率风险。

表 7 分组回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>FSales</i>	= 0	= 0	> 0	> 0
<i>FDebt</i>	= 0	= 1	= 0	= 1
<i>FXDer</i>	0.0266 (0.0669)	-0.1626** (0.0680)	-0.2144*** (0.0352)	-0.1831*** (0.0367)
年份 FE	YES	YES	YES	YES
行业 FE	YES	YES	YES	YES
常数项	0.0465 (0.0537)	-0.1033 (0.0735)	-0.4121*** (0.0681)	-0.8769*** (0.1249)
观测值	1,978	622	1,601	942
R-squared	0.107	0.169	0.076	0.072
经验 P 值	(1)-(2)	0.005***		
	(1)-(3)	0.000***		

注: *、**、***分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著; 经验 P 值用于检验外币债务在列(1)和列(2)之间、列(1)和列(3)之间的组间差异, 使用自抽样 1000 次得到。

(三) 评估不同汇率风险化解机制的作用

企业在面临汇率风险时, 存在多种风险化解机制, 上文已经分析了汇率传递、经营对冲和金融对冲都可以降低汇率风险暴露。本小节进一步分析和评估各种风险化解机制在降低汇率风险中的作用, 表 8 汇报了相关的结果, 其中列(1)是本文的基准结果, 即在 $\rho = 0.7$ 的情况下, 存在海外业务收入的企业。列(2)和列(3)分别汇报了 $\rho = 0.9$ 和 $\rho = 0.5$ 的稳健性分析结果。列(4)汇报了全部样本的结果, 无论其是否存在海外业务收入。

表 8 汇率风险暴露的对冲措施及其成效

		(1)		(2)		(3)		(4)	
		汇率风险 暴露水平	边际改善	汇率风险 暴露水平	边际改善	汇率风险 暴露水平	边际改善	汇率风险 暴露水平	边际改善
日常经营	基准值	0.5078		0.5956		0.4201		0.3446	
	汇率传递	0.3460	31.86%	0.4191	29.63%	0.2940	30.02%	0.1777	48.43%
	经营对冲	0.3269	3.76%	0.3902	4.85%	0.2819	2.88%	0.1669	3.13%
金融对冲	外币债务	0.2703	11.15%	0.3254	10.88%	0.2307	12.19%	0.1176	14.31%
	外汇衍生品	0.0710	39.25%	0.0905	39.44%	0.0564	41.49%	-0.1720	-15.76%
最终面临的 汇率风险	β_{Si}	0.0817		0.0817		0.0817		0.0735	

基准值是指在日常经营中面临的汇率风险, 并且不存在汇率传递、经营对冲的作用, 即在式(7)中将 λ_{China} 和 λ_{RoW} 、 $\gamma_{China,out}$ 和 $\gamma_{China,in}$ 的校准值替换为 $\lambda_{China} = 0$ 、 $\lambda_{RoW} = 0$ 、 $\gamma_{China,out} = 0$ 、 $\gamma_{China,in} = 1$ 。可见, 在没有任何风险化解机制之前, 拥有海外业务收入的样本, 其汇率风险暴露水平为 0.5078, 即 1%的汇率波动将带来企业价值变动 0.5078%。从式(7)中可以看出, 企业的汇率风险暴露是产品间替代弹性的增函数, 表 7 的结果也表明随着产品间替代性的增强, 企业面临的汇率风险暴露程度在增加。拥有海外业务收入的样本相较于全样本, 汇率风险暴露的程度更高。

汇率传递体现为 λ_{China} 和 λ_{RoW} 从 $\lambda_{China} = 0$ 、 $\lambda_{RoW} = 0$ 的极端值到校准值的过程中, 汇率风险暴露的改善程度。 $\lambda_{China} = 0$ 、 $\lambda_{RoW} = 0$ 意味着在世界市场中, 国外的外销产品占据了全部的市场, 而中国的外销产品在国外的市场份额为零, 表明中国企业在世界贸易中缺乏市场地位, 丧失定价权。 $\lambda_{China} =$

0、 $\lambda_{row} = 0$ 到校准值,体现了汇率传递水平从低到高的改善,对应的汇率风险暴露水平也会有所改善.从表 8 结果来看,汇率传递降低了企业汇率风险暴露水平约 31.86%,与 Bartram 等[23]跨国样本的结果 15.3%相比,有明显的提升.这说明中国企业在国际上占据比较高的市场份额,具有较强的定价权.

经营对冲体现为 $\gamma_{China,out}$ 和 $\gamma_{China,in}$ 从 $\gamma_{China,out} = 0$ 、 $\gamma_{China,in} = 1$ 的极端值到校准值的过程中,汇率风险暴露的改善程度. $\gamma_{China,out} = 0$ 、 $\gamma_{China,in} = 1$ 表明中国企业在生产过程中对国外成本的利用为零,全部使用国内成本进行生产,意味着没有进行多元化的经营对冲. $\gamma_{China,out} = 0$ 、 $\gamma_{China,in} = 1$ 到校准值的变化,体现了企业逐步实现成本和收入的币种匹配的经营对冲行为.从表 8 中看到经营对冲降低了 3.76%的汇率风险,中国企业的产品投入端更多地来自国内厂商,可以预见到经营对冲的作用会比较有限.

外币债务和外汇衍生品的作用来自表 6 列(5)的结果,外币债务和外汇衍生品在回归分析中体现为一个哑变量,因此系数变动的含义为公司使用外币债务或外汇衍生品进行对冲后,其汇率风险暴露的降低程度.外币债务和外汇衍生品分别降低了汇率风险暴露 11.15%和 39.25%.与前人的研究一致[23],本文的实证结果表明,使用外汇衍生产品能有效地降低企业近 40%的汇率风险暴露程度,是企业应对汇率波动风险有效的管理手段.

综合对比几种汇率风险化解机制,中国企业化解汇率风险最有效的机制是汇率传递和外汇衍生品.汇率传递背后是产品市场份额和定价权,根据利用世界投入产出表和 BACI 数据库的测算结果.其中,在中国广袤的市场中,中国企业的市场份额在 95%以上,即使占比最低的采矿业和采石业,中国企业的市场份额也超过了 80%.在国外市场中,中国企业在很多行业同样占据了较高的市场份额,尤其体现在纺织品、服装和皮革制品以及金属制品制造业两个行业中的占比超过 40%.较高的市场份额更容易将汇率风险传递给下游的消费者,从而成为中国企业化解汇率风险的重要渠道.经营对冲的成效则相对较差,由于中国企业更多地使用来自中国的成本进行生产,除了一些必要的中间产品,较少地会采用国外生产的产品,这样的生产经营活动形成较高外币的现金流收入和本币的现金流支出,从而导致币种错配.以成本和收入的币种匹配为主的经营对冲行为在中国表现较弱,而对比国外,国外的生产厂商的成本来源更加多元化,经营对冲是它们化解长期汇率风险的重要手段.外币债务和外汇衍生品在化解汇率风险上的积极作用成为共识,本文的研究也发现金融对冲是中国企业非常重要的汇率风险管理手段,能够降低 50.40%的汇率风险.金融对冲的作用与国外企业对比来看,还有进一步提升的空间.人民币汇率的对冲工具还相对欠缺,对冲成本较高,这限制了企业使用金融对冲工具的意愿,妨碍了金融对冲手段在化解企业汇率风险上的作用.

(四) 汇率风险化解机制在不同行业的表现

诚如前文所述,金融对冲是中国企业管理汇率风险的重要手段,但金融对冲在不同行业起到的作用是不一样的.本节选择了四个代表性行业,试图讲述金融对冲的作用和局限,进而论述不同汇率风险化解机制的重要性.四个代表性行业是纺织服装业、机械设备制造业、采矿业和航空运输业,结果展现在表 9.

纺织服装业是一个海外收入占比较高的行业,其生产的产品有较大比例销往海外且在国外市场占据较高的市场份额,企业在经营中面临的汇率风险为 0.4458,是平均值的 1.36 倍.最终面临的汇率风险暴露水平为 0.1732,是平均值的 2.12 倍.但这样一个对汇率风险如此敏感的行业,金融对冲的作用非常有限.这是由于纺织服装业本身的产品替代性强,下游消费者对产品价格非常敏感,汇率波动不仅会影响未来现金流的波动,还可能出现订单损失使得未来没有现金流流入.金融对冲主要解决成本收入在币种、时间上的不一致性带来的汇率风险,无法解决产品市场不确定性带来的汇率风险[32].与之相对,机械设备制造业的消费者结构稳定,在汇率波动的时期也不会损失过多订单,此时汇率风险仅体现在币种和期限上,外币债务和外汇衍生品可以充分发挥风险对冲的作用.因而,纺织服装业等存在收汇额不确定性行业,在管理汇率风险时需要多依靠经营对冲的作用,这就需要中国政府有序推进人民币国际化[33,34,35].采矿业的汇率风险管理非常复杂,海外购矿面临汇率风险,海外矿藏的收入会产生外币的现金流,汇率波动和汇率预期也会影响企业的开采进度和购矿行为.从实证结果来看,外币债务是采矿业应对汇率风险的最优对冲手段,外汇衍生品并没有显著降低企业的汇率风险.企业购矿当期借外币债务买矿,成功开采后每期可以

有外币现金流偿还本金,最优地对冲企业面临的汇率风险。航空运输业是另外一个非常典型的行业,一方面,其海外业务收入占比约为 10%,面临来自外币收入的汇率风险;另一方面,行业特性使得其外币债务高,其外币债务占总债务比例为 68.5%,过多的外币债务也催生了汇率风险。此时,外汇衍生品是降低汇率风险不可或缺的手段。从实证结果中看到,外币债务增加了航空运输业 36.85%的汇率风险暴露,外汇衍生品使用降低了企业 57.80%的汇率风险暴露。

表 9 分行业的汇率风险暴露的对冲措施及其成效

		纺织服装业		机械设备制造业		采矿业		航空运输业	
		汇率风险 暴露水平	边际改善	汇率风险 暴露水平	边际改善	汇率风险 暴露水平	边际改善	汇率风险 暴露水平	边际改善
日常经营	基准值	0.5821		0.4916		0.4200		0.5493	
	汇率传递	0.4606	20.87%	0.3637	26.02%	0.2130	49.29%	0.3835	30.18%
	经营对冲	0.4458	2.54%	0.3342	6.00%	0.2019	2.64%	0.3672	2.97%
金融对冲	外币债务	0.3732	12.47%	0.2420	18.76%***	0.0593	33.95%**	0.5696	-36.85%**
	外汇衍生品	0.1474	38.79%*	0.0374	41.62***	0.0971	-9.00%	0.2521	57.80%***
最终面临的 汇率风险	β_{Si}	0.1732		0.1162		-0.2514		0.1872	

注: 外币债务和外汇衍生品两行中,*、**、***分别代表对应的回归结果在 10%、5%和 1%的水平上显著。

四、结论和讨论

随着中国汇率市场化改革的推进,人民币对多种货币呈现出更大弹性地双边浮动特征,汇率风险管理成为企业经营决策过程中不能再忽略的环节。尤其是近些年来,伴随国际环境不稳定、不确定因素的增多,中国企业层面的汇率风险问题日益突出。在特殊的时代背景下,汇率风险管理不仅要考虑企业自身和行业特性,还要兼顾宏观政策的影响,而更好地管理汇率风险的前提就是客观评估企业自身的汇率风险暴露程度和各种风险化解机制的现实效果。本文在系统地讨论了日常经营和金融对冲在企业最终面临汇率风险中的作用,在一个统一的框架内评估了各种风险化解机制在降低汇率风险中的作用。首先,本文综合运用各种数据库进行参数校准,计算出中国企业在经营中面临的汇率风险,发现中国整体在经营中面临的汇率风险暴露程度较低,主要是由于中国企业对国外成本的利用的较低、整体的进口渗透率较低,以及中国企业的海外业务收入占比较低。其次,通过对国外推动产业链本土化和中国积极主动扩大对外开放进行政策模拟分析,讨论了不同情境下企业在经营中面临汇率风险的潜在变化,发现随着国外企业利用中国生产成本的比例降低,中国企业在国际市场中的市场份额降低,中国企业将会面临更加严重的汇率风险暴露。但中国积极扩大对外开放并不一定带来企业汇率风险的提升,反而会因为更加合理的成本结构和收入成本币种匹配降低企业国际化过程中的汇率风险暴露。最后,结合企业在股票市场中反映出的最终汇率风险暴露程度,综合评估出汇率传递、经营对冲、外币债务和外汇衍生品使用分别降低了拥有海外业务收入企业 31.86%、3.76%、11.15%和 39.25%的汇率风险。并通过纺织服装业、机械设备制造业、采矿业和航空运输业四个典型行业,分析了各种对冲方式在化解中国企业汇率风险上的作用,丰富和拓展了中国企业汇率风险相关的研究。

本文的研究成果还有丰富的实践价值。第一,本文站在企业视角,综合分析了企业面临的汇率风险,形成机理和化解机制的分析对于企业评估和应对汇率风险的冲击有直接的价值意义。企业在经营中面临的汇率风险与其所处行业、产品竞争和经营特征有密切关系,化解机制的选择也需要根据自身的经营特点确定策略,才能最优地对冲汇率风险,其中,提升公司的市场竞争力,争取在产品定价市场上的话语权是成本最低、效果最好的汇率风险化解措施;提升产品核心技术竞争力,降低生产产品的可替代性,能够缓解宏观冲击对企业汇率风险的影响;在“财务中性”的原则下合理使用外汇衍生品进行汇率风险管理和从事对冲行为,能够有效降低企业的汇率风险。第二,本文对外汇市场的发展建设,以及外币债务的发行管理有重要的价值意义。金融对冲是现阶段企业化解汇率风险的重要手段,而中国企业的金融对冲工具使用比例与美国跨国企业还有很大差距。一方面,增强金融对冲工具的可得性、降低外汇对冲成本,是伴随着汇

率市场化改革进程亟待加强的措施；另一方面，教育和引导企业正确使用金融对冲手段进行汇率风险管理、不利用金融对冲工具进行短期的投机行为等培训工作还需继续。第三，本文对两种情境下企业在经营中面临的汇率风险变化进行了政策模拟，发现国际宏观政治经济环境变化以及不同的政策应对，会对企业汇率风险产生较大影响。宏观形势变化对企业汇率风险的影响是系统性的，难以通过企业的金融对冲行为进行化解[36]，这就需要宏观政策给予支持，维持中国企业在国际贸易中的公平竞争权利是中国企业健康发展的基石。第四，本文对于人民币国际化有重要借鉴价值。与发达国家相比，中国企业经营对冲在降低汇率风险中作用有限。提升人民币在跨境贸易计价和结算中的份额，争取原油、大宗商品等领域的定价权，人民币国际化程度的提升能够很好地帮助企业提升经营对冲的效果。

【参考文献】

- [1] 张晓晶, 张明, 费兆奇, 等. 金融助力经济回归潜在增长水平[J]. 金融评论, 2023, 15(01): 1-22+122.
- [2] Zhang X J, Zhang M, Fei Z Q, et al. Finance Helps the Economy Return to the Potential Growth Level[J]. China Economic Review, 2023, 15(01): 1-22+122. (in Chinese)
- [3] 余涓, 谢海滨, 高茜. 国际投资中的汇率风险对冲问题研究[J]. 系统工程理论与实践, 2014, 34(S1): 67-74.
- [4] Yu M, Xie H B, Gao Q. Risk management in international asset allocation from Chinese perspective[J]. Systems Engineering --- Theory & Practice, 2014, 34(S1): 67-74. (in Chinese)
- [5] 代高琪, 刘赫, 纪尚伯, 等. 国际货币竞争的主从博弈分析及其对人民币国际化的启示[J]. 系统工程理论与实践, 2021, 41(04): 892-904.
- [6] Dai G Q, Liu H, Ji S B, et al. Analysis of Stackelberg game in international currency competition and its inspiration on RMB internationalization[J]. Systems Engineering --- Theory & Practice, 2021, 41(04): 892-904. (in Chinese)
- [7] Bodnar G M, Hayt G S, Marston R C. 1998 Wharton survey of financial risk management by US non-financial firms[J]. Financial Management, 1998, 27(4): 70-91.
- [8] 何枫, 郝晶, 谭德凯, 等. 中国金融市场联动特征与系统性风险识别[J]. 系统工程理论与实践, 2022, 42(2): 289-305.
- [9] He F, Hao J, Tan D K, et al. Chinese financial markets connectedness and systemic risk identification[J]. Systems Engineering --- Theory & Practice, 2022, 42(2): 289-305. (in Chinese)
- [10] 刘志峰, 张子沄, 戴鹏飞, 等. 碳市场与股票市场间的崩盘风险溢出效应研究: 新冠疫情、投资者情绪与经济政策不确定性[J]. 系统工程理论与实践, 2023, 43(03): 740-754.
- [11] Liu Z F, Zhang Z P, Dai P F, et al. A study on the spillover effect of crash risk between carbon and stock markets: COVID-19, investor sentiment and economic policy uncertainty[J]. Systems Engineering --- Theory & Practice, 2023, 43(03): 740-754. (in Chinese)
- [12] 许从宝, 刘晓星, 吴凡. 人民币汇率、沪港通交易与股指波动[J]. 系统工程理论与实践, 2020, 40(06): 1452-1467.
- [13] Xu C B, Liu X X, Wu F. The exchange rate of RMB, SH-HK stock connect trading and stock index volatility[J]. Systems Engineering --- Theory & Practice, 2020, 40(06): 1452-1467. (in Chinese)
- [14] Dumas B. The theory of the trading firm revisited[J]. The Journal of Finance, 1978, 33(3): 1019-1030.
- [15] Hodder J E. Exposure to exchange-rate movements[J]. Journal of International Economics, 1982, 13(3-4): 375-386.
- [16] Hekman C R. A financial model of foreign exchange exposure[J]. Journal of International Business Studies, 1985, 16: 83-99.
- [17] Géczy C, Minton B A, Schrand C. Why firms use currency derivatives[J]. the Journal of Finance, 1997, 52(4): 1323-1354.
- [18] Allayannis G, Ihrig J, Weston J P. Exchange-rate hedging: Financial versus operational strategies[J]. American Economic Review, 2001, 91(2): 391-395.
- [19] 李扬. 汇率制度改革必须高度关注货币错配风险[J], 财经理论与实践, 2005, (4): 2-5.
- [20] Li Y. Focusing on currency mismatch risk in the reform of exchange rate institution[J]. The Theory and Practice of Finance and Economics, 2005, (4): 2-5. (in Chinese)
- [21] 张策, 王文清, 刘尔卓, 等. 汇率风险和中国产业的国际竞争[J]. 经济理论与经济管理, 2022, 42(5): 36-49.
- [22] Zhang C, Wang W Q, Liu E Z, et al. Exchange rate exposure and international competition of China's industries[J]. Economic Theory and Business Management, 2022, 42(5): 36-49. (in Chinese)
- [23] 李捷瑜, 董丰田, 尹华. 对外直接投资与外汇尾部风险暴露: 风险来源还是对冲手段[J]. 系统工程理论与实践, 2022, 42(07): 1721-1734.
- [24] Li J Y, Dong F T, Yin H. OFDI and exchange rate tail risk exposure: Risk factor or hedging strategy[J]. Systems Engineering --- Theory & Practice, 2022, 42(07): 1721-1734. (in Chinese)
- [25] 周先平, 皮永娟, 罗瑞丰. “真实”短期资本流入及其对外汇市场风险预警的有效性[J]. 金融评论, 2023(3): 79-104.
- [26] Zhou X P, Pi Y J, Luo R F. Real short-term capital inflows and their effectiveness in early warning of foreign exchange market risks[J]. Chinese Review of Financial Studies, 2023(3): 79-104. (in Chinese)
- [27] 郭飞. 外汇风险对冲和公司价值: 基于中国跨国公司的实证研究[J], 经济研究, 2012, 47(9): 18-31.

- [28] Guo F. Foreign exchange risk hedging and firm value: evidence from the MNCs in China[J]. *Economic Research Journal*, 2012, 47(9): 18-31. (in Chinese)
- [29] 欧阳海琴,凌爱凡.人民币国际化、汇率波动、跨境结算与中国进出口贸易 --- 基于两国开放经济的均衡模型与“一带一路”沿线国家的实证分析[J]. *系统工程理论与实践*, 2022, 42(12): 3165-3183.
- [30] Ouyang H Q, Ling A F. RMB internationalization, exchange rate volatility, RMB cross-border settlement and China's trade activity --- An analysis from the Belt and Road Initiative countries based on the equilibrium model of two sector open economy[J]. *Systems Engineering --- Theory & Practice*, 2022, 42(12): 3165-3183. (in Chinese)
- [31] 鲁晓东,刘京军,陈芷君.出口商如何对冲汇率风险: 一个价值链整合的视角[J], *管理世界*, 2019, 35(5): 91-105+125.
- [32] Lu X D, Liu J J, Chen Z J. How exports hedge exchange rate risk: a value chain integration perspective[J]. *Journal of Management World*, 2019, 35(5): 91-105+125. (in Chinese)
- [33] 马淑琴,李敏,邱询旻.双边自由贸易协定深度异质性及区内全球价值链效应 --- 基于 GVC 修正引力模型实证研究[J].*经济理论与经济管理*, 2020, 353(05): 62-74.
- [34] Ma S Q, Li M, Qiu X M. Depth heterogeneity of bilateral free trade agreements and its impact on global value chain in the region --- An empirical study based on the gravity equation modified by GVC[J]. *Economic Theory and Business Management*, 2020, 353(05): 62-74. (in Chinese)
- [35] 刘尔卓,冯浩铭,刘舫舫,等.经济制裁对目标国价值链的影响研究[J].*系统工程理论与实践*, 2023, 43(03): 667-683.
- [36] Liu E Z, Feng H M, Liu F G, et al. Impact of economic sanctions on the global value chain of the target country[J]. *Systems Engineering --- Theory & Practice*, 2023, 43(03): 667-683. (in Chinese)
- [37] 王连芬,梁筠怡,陈湘杰,等.国际贸易中“一带一路”国家需求对中国的经济环境影响[J].*系统工程理论与实践*, 2023, 43(05): 1249-1266.
- [38] Wang L F, Liang J Y, Chen X J, et al. The economic and environmental effects of the Belt and Road Countries' demand on China in the international trade[J]. *Systems Engineering --- Theory & Practice*, 2023, 43(05): 1249-1266. (in Chinese)
- [39] Bartram S M, Brown G W, Minton B A. Resolving the exposure puzzle: The many facets of exchange rate exposure[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 95(2): 148-173.
- [40] Krugman P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade[J]. *The American Economic Review*, 1980, 70(5): 950-959.
- [41] 杨翠红,田开兰,高翔,等.全球价值链研究综述及前景展望[J].*系统工程理论与实践*, 2020, 40(08): 1961-1976.
- [42] Yang C H, Tian K L, Gao X, et al. Review and prospect of research into global value chain[J]. *Systems Engineering --- Theory & Practice*, 2020, 40(08): 1961-1976. (in Chinese)
- [43] 孙彩虹,李肖依,于辉.三级跨国供应链汇率波动的风险承担机制[J].*系统科学与数学*, 2020, 40(11): 1999-2016.
- [44] Sun C H, Li X Y, Yu H. Risk-Taking Mechanism of Exchange Rate Fluctuations in Three-Tier Transnational Supply Chain[J]. *Journal of Systems Science and Mathematical Sciences*, 2020, 40(11): 1999-2016. (in Chinese)
- [45] 徐然,高翔,夏炎,等.“一带一路”沿线国家生产网络图谱分析: 基于跨国长产业链的视角[J].*系统工程理论与实践*, 2022, 42(08): 1993-2001.
- [46] Xu R, Gao X, Xia Y, et al. Map analysis of production network of Belt and Road countries: From the perspective of transnational long industrial chains[J]. *Systems Engineering --- Theory & Practice*, 2022, 42(08): 1993-2001. (in Chinese)
- [47] He J, Ng L K. The foreign exchange exposure of Japanese multinational corporations[J]. *The Journal of Finance*, 1998, 53(2): 733-753.
- [48] Hutson E, Laing E. Foreign exchange exposure and multinationality[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014, 43: 97-113.
- [49] Koutmos G, Martin A D. Asymmetric exchange rate exposure: theory and evidence[J]. *Journal of international Money and Finance*, 2003, 22(3): 365-383.
- [50] Pantzalis C, Simkins B J, Laux P A. Operational hedges and the foreign exchange exposure of US multinational corporations[J]. *Journal of International Business Studies*, 2001, 32: 793-812.
- [51] Chowdhry B, Howe J T B. Corporate risk management for multinational corporations: Financial and operational hedging policies[J].

Review of Finance, 1999, 2(2): 229-246.

[52] 张涤新,周丽君,张弛,等. SDR 权重对成员国经济增长影响及人民币入篮的研究. 系统工程理论与实践[J], 2018, 38(7): 1656-1676.

[53] Zhang D X, Zhou L J, Zhang C, et al. A study of the effects of SDR weights on the economic growth of SDR members based on RMB's participation in the SDR basket[J]. Systems Engineering --- Theory & Practice. 2018, 38(7): 1656-1676. (in Chinese)

[54] 张策,梁柏林,何青.人民币国际化与中国企业的汇率风险[J].中国工业经济, 2023(03): 58-76.

[55] Zhang C, Liang B L, He Q. RMB Internationalization and China's Corporate Exchange Rate Exposure[J]. China Industrial Economies, 2023(03): 58-76. (in Chinese)

[56] Lu D, Liu E. In search of currency internationalisation: a perspective from financial openness[J]. Economic and Political Studies, 2020, 8(3): 312-330.

[57] Williamson R. Exchange rate exposure and competition: evidence from the automotive industry[J]. Journal of financial Economics, 2001, 59(3): 441-475.

The Determinants and Implications of Exchange Rate Exposure in China

ZHANG Ce, WANG Sizhu, LIANG Bailin, HE Qing

Abstract: This paper considers the impact of operation activities and financial hedging in constructing the exchange rate exposure faced by the Chinese enterprises. Uses various databases to calculate and calibrate the exchange rate exposure in their operations for the first time, this paper discusses the determinants and solutions of exchange rate exposure in a comprehensive framework. This paper concludes three reasons for lower exchange rate exposure in their operations among Chinese enterprises: low foreign production cost, low import penetration rate and low foreign revenue. Combined with the actual exchange rate exposure, we find exchange rate pass-through, operational hedging, foreign debt and foreign exchange derivatives reduces exchange rate exposure by 31.86%, 3.76%, 11.15% and 39.25%, respectively. This paper further expands the theoretical model to simulate the potential changes in the exchange rate exposure under two circumstances: foreign countries promote the localization of the industrial chain and China continue to opening up. This paper explores exchange rate exposure from the perspective of micro-mechanism, which is of great value to the development of the foreign exchange market, resolving enterprises' exchange rate risk, and the formulation of related policies.

Keywords: exchange rate risk; exchange rate pass-through; operational hedging; foreign currency liability; foreign exchange derivatives

征稿启事



《国际货币评论》系中国人民大学国际货币研究所主办的学术交流内刊。以兼容中西的战略思维与严谨求实的学术精神为指导,《评论》重点研究人民币国际化、国际货币体系改革以及中国国际金融战略等宏观金融领域的前沿问题。

自2010年度创刊以来,得到了社会各界人士的广泛认同和大力支持。刊热诚欢迎专家、学者以及广大金融从业人员踊跃投稿。投稿文章应紧密围绕宏观金融领域的重点、难点问题,论证严密,方法科学,并符合相关要求和学术规范。刊欢迎基于扎实数据分析与理论模型的高质量稿件,也欢迎有较强思想性同时行文规范的高质量稿件。

作品要求:

- 1、稿件要求选题新颖、积极健康、表述鲜明、具有一定的学术交流价值。
- 2、作者确保稿件不涉及保密、署名无争议,文责自负。刊有权对来稿进行必要的删改,如不同意删改者,请在投稿时说明。因编辑部工作量较大,请作者自留底稿,恕不退稿。
- 3、题名(文章标题)应简明、确切、概括文章要旨,一般不超过20字,必要时可加副标题名。文标明作者单位及联系地址、邮编、电话、传真、电子邮箱。如为基金资助项目应加以注明,并提供项目编号。
- 4、来稿最低不少于6000字以上。文内计量单位、数字和年代表示等请采用国际标准或按国家规定书写,如有引文请注明出处。文章内容摘要、注释与参考文献等要求请参见“《经济理论与经济管理》投稿格式要求”。

投稿方式:

来稿请首选E-mail,请通过电子邮箱将论文电子版(word格式)发送至imi@ruc.edu.cn,并在邮件标题上注明“投稿”字样和作者姓名及文章标题。如条件受限,可邮寄。投稿请使用A4纸打印注明“《国际货币评论》投稿”,并注明作者姓名、联系地址、邮编、电话。

邮寄地址:

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

《国际货币评论》编辑部

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