

# I 国际货币评论

## International Monetary Review

主编：张杰



在推动高质量发展中扎实推进中国式现代化

陈雨露

股票市场国际联动与金融传染病

钱宗鑫、付鹏璐、宋科

重大风险冲击的经济波动效应、金融风险效应与财政货币政策调控

杨翱、金昊、赵向琴等

宏观审慎评估体系与银行广义信贷

屠堃泰、赵胜民、蒋双田等

经济制裁对目标国汇率变动的影响

高源、陶士贵

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

---

主 编：张 杰  
副 主 编：何 青 苏 治 宋 科  
编辑部主任：何 青  
编辑部副主任：赵宣凯 安 然  
责任编辑：张继威  
栏目编辑：张思瑾  
美术编辑：陈一欣

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



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

# 目 录

## 【卷 首】

在推动高质量发展中扎实推进中国式现代化 ————— 陈雨露 01

股票市场国际联动与金融传染病 ————— 钱宗鑫、付鹏璐、宋科 05

重大风险冲击的经济波动效应、金融风险效应与财政货币政策调控 ——— 杨翱、金昊、赵向琴、陈国进 24

宏观审慎评估体系与银行广义信贷 ————— 屠望泰、赵胜民、蒋双田、张瀚文 38

经济制裁对目标国汇率变动的影响

——基于 30 个经济体的实证研究 ————— 高源、陶士贵 52

国际资本流动、国内信贷与房地产价格

——基于中国宏微观层面的实证分析 ————— 杨雨晴、施建淮 70

央行数字货币对国家金融安全的影响及其应对 ————— 钟红、郝毅 85

# 在推动高质量发展中扎实推进中国式现代化

陈雨露<sup>1</sup>

党的二十大报告明确提出，高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务，要以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴。2023 年是全面贯彻落实党的二十大精神的开局之年，如何推动经济稳中求进、总体回升、高质量发展，至关重要。

## 一、在深刻把握我国经济发展形势中推动高质量发展

从国内外形势看，2023 年我国经济发展面临诸多压力和挑战。从国内看，我国发展不平衡不充分问题尚未得到根本扭转，经济中总量性、结构性、周期性矛盾仍然存在。总体来看，扩大内需动力不足，企业特别是中小微企业生产经营还面临一些困难，投资信心不足；居民消费能力和消费意愿不强，特别是改善型消费收缩、预防性储蓄上升；就业压力较大，特别是结构性就业矛盾突出；房地产市场风险隐患较多，经济金融领域系统性风险依然存在。从国际上看，世界百年未有之大变局加速演进，外部环境不确定性加大。美元加息对世界经济的外溢效应持续显现，全球通胀仍处于高位，国际金融市场风险加大；世界经济和贸易增长能力减弱，外部打压遏制不断上升，世界经济增长复苏乏力，我国出口增长难度增加。

在面对风险和挑战的同时，我们也应看到机遇和前景。第一，我们有以习近平同志为核心的党中央的坚强领导、中国特色社会主义的制度优势、中国式现代化美好前景，我们有信心、有能力战胜发展中的一切困难。做好经济工作，必须坚持党的全面领导特别是党中央集中统一领导。第二，我国产业基础和科技能力不断增强。我国拥有世界上最完整的产业体系，产业链供应链韧性持续提升，创新链不断发展壮大，产业结构持续优化升级。2022 年我国在全球创新指数中的位次提升到第 11 位，进入创新型国家行列。2022 年我国占世界经济的比重达到 18%，人均国内生产总值达到 12741 美元，接近高收入国家水平。第三，我国有超大规模的市场优势。市场是宝贵的资源，我国是全球第二大消费市场和第一大网络零售市场。在推进工业化、城镇化和乡村振兴进程中，随着中等收入群体的不断扩大，将释放出强大的内需潜力。第四，我国数字经济发展迅速。数字经济是当今科技进步的重要体现。近年来，我国抢抓新一轮科技革命与产业变革发展机遇，大力推进数字经济与实体经济深度融合，为经济高质量发展打造了新的引擎和动力。目前，我国数字经济发展势头良好，数字经济规模全球排名第 2 位，占国民经济的比重世界排名第 9 位，进入全球第一方阵。

总之，我们有党对经济工作的集中统一领导，有全体人民的团结奋斗，我国经济韧性强、潜力大、活力足，长期向好的基本面没有变。这些是我们在新的一年，确保经济稳步回升、整体好转的最大底气。我们完全有信心，在高质量发展中顺利完成今年经济社会发展的目标任务，确保全面建设社会主义现代化国家开好局起好步。

## 二、在质的有效提升和量的合理增长中推动高质量发展

当前，我国经济发展中存在的困难和问题，是多方面因素造成的，既有国内因素，又有国际因素；既

<sup>1</sup> 陈雨露，全国人大财政经济委员会副主任委员、南开大学校长。

有供给方面的因素，又有需求方面的因素；既有经济发展本身的因素，又有各类突发因素。稳预期、提信心是促发展的前提。所以，中央经济工作会议强调要坚定做好经济工作的信心，大力提振市场信心。

无论是稳预期还是提信心，从根本上看都要牢牢把握高质量发展。对企业来说，高质量发展就是有效益、有速度的发展；对百姓来说，高质量发展就是不断满足美好生活需要的发展。所以，无论是从供给角度还是从需求角度看，高质量发展都是最大公约数。

实现高质量发展，需要方方面面的努力。当前，经济发展进入回升和发力阶段，潜在的投资正在寻找各种新机会，各种消费也在竞相迸发，需要把经济发展的“质”和“量”有机结合起来考虑。因此，中央经济工作会议强调推动经济运行整体好转，实现质的有效提升和量的合理增长。如何才能实现经济发展中质和量的有机统一呢？

一是要把握量的增长这个基础。只有具备量的合理增长，才能保证投资、就业、民生、基础设施建设等顺利进行。合理增长表明我国所确立的增长速度目标是基于经济社会发展需要而科学测算的结果。中央经济工作会议强调稳增长稳就业稳物价，这“三稳”就是建立在经济运行合理区间基础上的。2023年政府工作报告提出今年发展预期目标，把我国国内生产总值增长目标确定为5%左右，城镇新增就业1200万人左右，城镇调查失业率5.5%左右，居民消费价格涨幅3%左右，这些量的确定正是基于经济发展的系统性考量，以量变的积累实现质变。

二是要完整、准确、全面贯彻新发展理念。只有贯彻新发展理念的发展才是高质量发展，这是保证我国经济发展“质”的有效提升的根本遵循。离开了新发展理念的指引，或者片面强调新发展理念中的某一个或几个方面，都不是真正意义上的高质量发展。甚至可以说，能否完整、准确、全面贯彻新发展理念是判断是否能够推动高质量发展的试金石。

三是发挥科技创新的驱动力作用。党的二十大报告之所以把科教兴国战略提到了前所未有的高度，强调坚持科技是第一生产力、人才是第一资源、创新是第一动力，就是因为我国在科技自立自强方面还存在一些短板弱项。从高质量发展的内在要求来说，必须突破“卡脖子”的技术问题，加快新能源、人工智能、生物医药、绿色低碳、量子计算等前沿技术研发和产业化应用。为此，必须发挥新型举国体制的优势，在关键核心技术上进行攻关和突破；发挥企业在科技创新中的主体作用，调动企业创新积极性；发挥高校作为科研主力军作用，完善产学研合作创新体系。

四是大力发展数字经济的新动力功能。数字经济是新一轮科技革命在经济领域应用的重要标志，是推动经济高质量发展的重要动力，是世界经济竞争的关键领域。习近平总书记多次强调做强做优做大我国数字经济，促进数字经济和实体经济深度融合，推进数字产业化和产业数字化。

五是用好政策组合拳。经济发展中质的有效提升和量的合理增长是一种辩证关系，必须用系统思维去把握，用统筹的方法去破解。中央经济工作会议明确提出了五个方面的政策组合，即积极的财政政策要加力提效、稳健的货币政策要精准有力、产业政策要发展和安全并举、科技政策要聚焦自立自强、社会政策要兜牢民生底线。这些政策组合是一个系统，只有各类政策有效协调配合，才会有助于保持量的合理增长，有助于形成共促质的提高的合力。

### 三、在扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合中推动高质量发展

在市场经济活动中，供给和需求之间存在对立统一的辩证关系，二者相互依存、互为条件。没有供给，需求就没有对象；没有需求，供给就无法实现。同时，供给和需求之间也存在相互促进关系，新的供给可以创造新的需求；反过来，新的需求可以拉动新的供给。供给和需求作为一对矛盾运动的关系，既可以反映微观领域的经济状态，也可以反映宏观领域的经济状态。一个经济体是否健康发展，通常可以从宏观领域的总供给和总需求的关系来判断，当总供给和总需求平衡时，经济运行往往健康平稳；当总供给和总需

求失衡时，经济发展就会出现波动，甚至大起大落。一般说来，在经济发展不同状态下，总供给和总需求分别会成为矛盾的主要方面，比如当经济处于短缺状态时，增加供给就成为矛盾的主要方面；当经济处于过剩状态时，创造需求就成为矛盾的主要方面。

当前和今后一段时期，受国际政治经济形势影响，我国经济在供给和需求两端都面临新情况、新问题。从供给侧来看，我国科技创新能力、产业和结构升级、资源环境约束、全要素生产提高等问题，还没有解决；从需求侧来看，国外需求不稳定且在收缩，国内超大规模市场优势没有发挥出来。这就要求我国在供给和需求两端同时发力，把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来。这既是推动我国经济高质量发展的内在要求，也是推动中国式现代化的实践要求。因此，中央经济工作会议提出，要更好统筹供给侧结构性改革和扩大内需，通过高质量供给创造有效需求，支持以多种方式和渠道扩大内需。

以供给侧结构性改革为主线，按照高质量发展的要求，充分发挥创新第一动力作用，通过供给侧结构性改革来不断提升供给体系的质量和效率，尤其是应把发展的着力点放在实体经济上，以高质量产品和服务满足和创造高品质需求。同时，牢牢把握扩大内需这个战略基点，在高质量发展中完善收入分配制度，提高低收入群体的收入水平，提升人民群众的消费能力，形成真正的大规模的有效需求。供给侧和需求侧的有机结合，就是要提升供给体系对国内需求的适配性，形成需求牵引供给、供给创造需求的更高水平动态平衡。

#### 四、在加快构建新发展格局中推动高质量发展

加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局，是以习近平同志为核心的党中央立足实现第二个百年奋斗目标、统筹发展和安全作出的重大战略决策，是为了把握未来发展的主动权而进行的重大战略部署，对于夯实经济发展根基、增强发展的安全性稳定性、增强我国经济抵御各种狂风暴雨和惊涛骇浪冲击能力，意义十分重大。

新发展格局的核心要义是畅通经济循环，包括以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进。构建新发展格局最本质的特征是实现高水平自立自强。经济循环畅通不畅通，可以从两个层次来判断。第一个层次是市场经济运行层次，也就是从总供给和总需求之间的关系来判断。如果社会总供给和总需求之间是大体平衡的，表明经济循环是畅通的。但是，从供求关系的角度只能有效判断短期循环状态，而对于中长期经济循环状态，往往难以判断。所以，对经济循环的判断还有第二个层次的方法，即从国民经济生产、分配、流通、消费各个环节之间的关系是否顺畅来判断。这四个环节之间的关系具有中长期性。从这个层次来看，我国构建新发展格局面对的问题主要有：在生产环节上，高质量供给体系尚未形成，供给结构尚不合理，难以满足和创造高品质生活的需求；在分配环节上，收入分配差距较大、中等收入群体偏小，影响了消费能力和消费水平；在流通环节上，全国统一大市场尚未形成，尤其是一些重要的要素市场，还存在各种封闭的、各自为政的自我小循环市场，阻碍了我国超大规模市场优势的发挥；在消费环节上，除了消费能力不足、消费水平不高之外，还存在消费方式单一、绿色消费方式尚未形成等问题。从国内国际双循环角度看，受发达经济体单边主义、贸易保护主义的影响，我国产业链价值链安全受到威胁；受关键核心技术制约，我国在国际分工体系中处于产业链和价值链的中低端，严重影响了我国企业的经济效益和效率。

实现国民经济良性循环，从根本上需要尽快形成完整的内需体系。内需主要包括投资需求和消费需求两大部分，扩大内需，就是利用各种政策组合，刺激投资需求和消费需求。比如，近年来关于财政政策、货币政策、社会政策的导向，都是引导扩大内需的。在扩大内需中需要特别注意引导投资需求的方向。投资需求从一个角度看是构成了社会需求，因为企业投资就意味着要买东西，但是从另一个角度看，企业投资需求形成的结果是扩大供给。企业的消费属于中间消费，不是最终消费，这就意味着对企业投资需求要

有引导性，需要通过目标、规划、财政政策、货币政策等，引导企业按照高质量发展的要求去投资、去生产。中央经济工作会议强调，政策性金融要加大对符合国家发展规划重大项目的融资支持，鼓励和吸引更多民间资本参与国家重大工程和补短板项目建设，意在于此。与之相适应，内需体系是一个系统工程，还要与加快现代化经济体系建设、推进城乡融合、推动高水平对外开放相结合。

# 股票市场国际联动与金融传染病<sup>1</sup>

钱宗鑫<sup>2</sup> 付鹏璐<sup>3</sup> 宋科<sup>4</sup>

**【摘要】**为更好地解释 2020 年以来中国股票市场与其他主要股票市场间的金融传染问题, 本文采用内生状态转移的马尔可夫区制转移向量自回归模型作为统一分析框架, 讨论了中国股票市场和美国、英国、法国、德国、日本股票市场间的金融传染特征, 并为研究中国股票市场金融传染渠道提供了典型事实和经验证据。模型估计结果表明, 相较于美国、法国、日本, 中国股票市场是金融传染的接受者。中国股票市场与美国、英国、法国、德国、日本股票市场间存在着随状态大幅改变的同时性市场联动关系。当经济从不确定性较低的状态转移到不确定性高的状态时, 同时性的市场联动变得更加剧烈。本文结论与金融传染病理理论的预测相符, 表明金融传染主要渠道会随经济状态的改变而改变。

**【关键词】**金融传染; 股票; 市场联动

## 一、引言

2020 年初及俄乌战争爆发之际, 各国股市在短期内出现了较大的价格波动。上海证券综合指数曾单日下跌 7.72%, 而在 2020 年 3 月, 美国股市则前所未有地出现了 4 次熔断。在此期间, 大部分国家的股票市场收益率具有更大方差、峰度和更低偏度。美国等主要经济体的股市收益率与中国股票市场收益率的相关性显著提升。与 2000—2019 年相比, 2020 年以来, 中国股指收益率与美国、英国、法国、德国、日本的股指收益率的相关性提升 60% 以上; 中国与美国、英国、法国、德国股票市场收益率的平均相关性甚至高于美国次贷危机期间<sup>5</sup>。

国际关系变动引起的经济活动规律变动、产业链变化, 以及往复的政策调整有着较强的复杂性, 导致当前国际间金融市场联动更有可能存在往复的结构性变化。首先, 公共卫生安全相关概率分布的改变使各国公共卫生政策, 以及货币政策等相关经济刺激计划发生变化。其次, 俄乌战争以及相关贸易制裁直接改变了各国贸易联系, 改变了原有经济活动规律, 可能导致各国股票市场的基本面相关性等因素发生改变, 进而使各国股市间市场联动规律出现结构性变化。因此, 应重视经济状态变化对金融传染规律的影响。更为重要的是, 党的二十大报告提出了强化金融稳定保障体系、守住不发生系统性风险底线的要求。充分了解国际间股票市场的金融传染, 预防以股票市场为媒介的金融传染, 对于统筹发展与安全、有效制定并实施金融监管政策具有重要意义。

鉴于此, 本文参考 Kim et al. (2008) 提出的内生转移的马尔可夫区制转移回归模型, 并将其应用到金融传染问题研究。该方法将金融传染划分为同时性的市场联动和存在领先-滞后关系的市场联动, 综合了既有研究中对金融传染的定义和度量方法, 更好地结合了金融传染病的相关理论, 并避免了分样本研究可能产生的小样本误差和预检验误差, 形成了更加统一的研究框架。在此基础上, 本文分别讨论了中国股票市场和美国、英国、法国、德国、日本股票市场间的金融传染特征, 并为研究中国股票市场金融传染渠道提供了典型事实和经验证据。

<sup>1</sup> 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文, 论文编号: IMI Working Papers NO 2307。

<sup>2</sup> 钱宗鑫, 中国人民大学财政金融学院教授。

<sup>3</sup> 付鹏璐, 中国人民大学财政金融学院博士研究生。

<sup>4</sup> 宋科, 中国人民大学国际货币研究所副所长, 中国人民大学财政金融学院副教授。

<sup>5</sup> 相关计算参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournalajcass.org>) 附件。

结果表明：①在样本期内，相较于美国、法国、日本，中国股票市场是金融传染的接受者。②中国股票市场与美国、英国、法国、德国、日本股票市场均存在随状态大幅改变的同时性市场联动关系，且同时性股票市场联动在市场不确定高的状态下更强。③当市场状态发生改变时，中国股票市场与美国、法国、日本股票市场间产生金融传染的主要渠道可能有所转换，这主要体现在金融传染表现形式的转变上。当经济从不确定性较低的状态转移到不确定性高的状态时，同时性市场联动增强，但是以领先-落后形式表现的市场联动变得不再显著。可以看到，本文为研究中国股票市场与其他主要经济体股票市场间金融传染的主要渠道提供了经验证据，所得结论与流动性转移、安全资产转移理论、基本面传染理论等金融传染理论的预测一致，而且不能拒绝警示理论。具体而言，为了讨论中国股票市场联动的主要渠道，本文进一步研究了模型中状态转移概率矩阵的影响因素。结果发现，作为全球经济状态代理变量的全球公共卫生压力、全球大宗商品指数超额收益率，对金融传染的状态转移概率存在显著影响，与基本面传染理论的预测一致。同时，名义广义美元指数收益率上升，提高了向高市场不确定性、高同时性市场联动状态转移的概率，与安全资产转移，流动性转移理论的预测一致。在排除以上全球因素后，代表本国基本面信息的各国主权 CDS 息差、短期国债收益率、股票市场收益率同样对金融传染状态存在影响，与警示理论的预测相符。

本文余下结构安排如下：第二部分综述相关文献；第三部分阐述计量模型、研究设计以及模型估计策略；第四部分介绍数据处理方法、样本选择与变量计算方法；第五部分展示主要实证结果，并对结果进行分析；第六部分展示稳健性检验的主要结果；第七部分总结全文并提出政策建议。

## 二、文献综述

大量文献关注了金融市场间的传染性或波动率溢出效应，但对金融传染并未有统一的定义。从广义看，一般被认为是不同金融市场价格或收益率的共同变化，出现市场联动或市场间冲击的传播 (Mobarek et al., 2016)。从狭义看，金融市场间的传染性特指在一次冲击之后的市场间联动，或特指在危机中发生的市场间联动增加 (Forbes and Rigobon, 2002)。也有研究将其定义为无法被市场间相关的基本面解释的那部分市场关联性和冲击传播 (Bekaert et al., 2014)。为了避免同时度量金融传染与基本面或定义危机所必须面临的联合假设检验等问题，本文使用上述第一种定义，即把非危机时刻的市场联动和由市场间相关的基本面引起的那部分市场联动也考虑到金融传染性中。

金融传染的相关理论指出，金融市场间的传染性可能来自于不同市场的基本面信息本身的相关性、流动性相关的渠道、相关的风险溢价变化以及由投资者行为因素产生的羊群效应等；而国际间的市场联动还存在全球化和警示效应 (“Wake-up Call” Hypothesis) 的解释 (Longstaff, 2010; Cai et al., 2017)。其中，部分理论对传染性特征做出了预测。基本面传染理论认为，与世界经济形势相关的总体指标对金融传染程度存在影响；流动性相关的理论则表明，金融传染会反映在安全资产价格中；而警示效应认为，金融传染与世界的整体情况可以不相关，本国基本面是金融传染的主要影响因素。

基本面传染理论指出，金融传染的成因是不同市场基本面对相同经济冲击有暴露。而在信息不完全情况下，投资者根据有噪音信号对基本面进行推断，又会进一步扩大相关信息导致的资产价格相关性 (King and Wadhvani, 1990; Veldkamp, 2006; Benzon et al., 2015)。由于市场流动性不同，市场中投资者理性程度等因素的不同，导致市场对冲击反应速度不同，因此，除去不同市场对冲击的同时反应外，金融传染还会表现为市场价格或收益率的领先-落后关系，即某一市场的历史收益率对另一市场当期收益率存在预测能力。基本面传染理论预测了金融传染通常会从效率更高、流动性更好的金融市场传播到效率更低的金融市场 (Longstaff, 2010)。

流动性相关的理论指出，某一市场的流动性降低会通过金融中介等资产持有者的交易行为使其他市场也出

现流动性下降, 最终导致所有市场出现“流动性枯竭”, 随之产生流动性转移 (Flight-to-Liquidity)、安全投资转移 (Flight-to-Quality) 等现象。既有文献指出, 产生市场间流动性联动变化的原因可能在于, 未预期的流动性冲击损害金融中介资金流动性 (Brunnermeier and Pedersen, 2009), 导致金融机构出售相互持有的资产 (Allen and Gale, 2000); 金融机构在流动性风险分担时产生的委托代理问题 (Brusco and Castiglionesi, 2007); 不完全信息假设下的投资者信念更新及投资组合再平衡 (Kodres and Pritsker, 2002); 市场流动性与价格信息间的反馈机制 (Cespa and Foucault, 2014; Kurlat, 2018), 等等。流动性传染改变了金融中介的资金状态以及投资者持有的资产组合特征, 改变了风险资产供求, 产生流动性转移 (Flight-to-Liquidity)、安全投资转移 (Flight-to-Quality) 等现象, 并形成了市场间的资产价格联动。对于提供流动性的金融中介, 多个市场流动性的联合下降, 使金融中介的资金流动性恶化, 并倾向于选择为保证金要求更低、更安全的资产提供流动性, 这使得风险资产比之前有了更高的非流动性风险。风险资产更高的风险或投资者本身对流动性的偏好, 会使投资者向流动性更强、更稳健的市场重新平衡投资组合, 即产生流动性转移、安全投资转移现象 (Vayanos, 2004; Brunnermeier and Pedersen, 2009; Cho et al., 2016)。

此外, 风险溢价变化理论表明, 由财富效应、投资者异质性以及财富分配等渠道产生的边际投资者风险偏好变化导致市场联动 (Kyle and Xiong, 2001; Broner et al., 2006; Ehling and Heyerdahl-Larsen, 2016)。全球化理论认为, 经济、金融一体化程度更高的国家, 更容易受到其他国家金融市场的影响, 进而出现金融市场传染 (Mendoza and Quadrini, 2010; Ahrend and Goujard, 2014; 李广众等, 2014)。警示效应认为, 由于存在信息摩擦或评估信息的成本, 即使是在两国基本面不相关情况下, 外国金融市场受到负向冲击, 也会让持有本国金融资产的投资者突然增加对某些本国基本面信息的关注程度, 并重新评估资产价格, 产生金融传染。警示效应预测, 在金融传染发生期间, 与本国资产价格更相关的是本国的基本面特征 (Bekaert et al., 2014; Ahnert and Bertsch, 2022)。

关于金融市场间传染性的实证研究主要关注以下三个方面: ①讨论金融市场间传染性是否存在。这类文献使用金融传染的狭义定义, 假设非危机时的市场间联动是由基本面的相关性产生的, 进而检验危机中是否存在市场间价格或收益率相关性的显著提升。其中, 部分研究指出, 不存在危机中的市场相关性显著提升 (Forbes and Rigobon, 2002; Jung and Maderitsch, 2014), 而部分研究支持金融传染的存在 (Corsetti et al., 2005)。②讨论金融市场间传染性的特征或检验传染性理论。例如, Bekaert et al. (2014) 的实证分析支持了警示效应, Longstaff (2010) 支持了风险溢价渠道和流动性转移渠道, 而 Ahrend and Goujard (2014) 则支持了全球化理论。③讨论金融传染的度量方法。既有文献用于度量市场间联动性的方法包括格兰杰因果关系, 区制转移回归模型, 无条件相关系数, DCC-GARCH、ADCC-GARCH、DCC-MIDAS 等条件相关模型, 条件尾部相关等。其中, 以格兰杰因果关系、区制转移回归模型为度量方法的文献通常仅关注以领先—落后形式存在的金融传染 (张兵等, 2011; Cai et al., 2017), 而使用无条件相关系数、条件相关模型、条件尾部相关来度量金融传染的文献则仅关注同时性的金融传染 (Bae et al. 2003; Cappiello et al., 2006; Mobarek et al., 2016; Londono, 2019; Gravelle et al., 2006)。

进一步地, 既有文献关于中国的实证研究探讨了中国股市和国外股市的市场联动, 认为市场联动是时变的且存在结构性变化 (张兵等, 2011; Chiang et al., 2016)。部分文献讨论了中国股票市场与外国股票市场收益率的领先—落后关系。张兵等 (2011) 指出, 在 QDII 实施之后, 美国股市对中国股市的开盘价和收盘价有引导作用。Cai et al. (2017) 发现, 相对于美国、德国、法国, 中国是冲击的接受者。在同时性的金融传染上, Chiang et al. (2016) 采用 ADCC-GARCH 讨论了国际股票市场的相关性, 实证结果表明, 金融传染性强弱和地理位置紧密相关, 离中国地理位置更近的国家与中国的股票市场同时相关性更强。Li (2007) 则指出, 中国和美国股市不存在金融传染。

## 三、研究设计

本文在既有研究基础上，采用一个更为统一的研究框架，并特别注重 2020 年以来公共卫生安全问题更被重视、国际关系相对更为动荡的样本期内探究中国股市与外国股市的金融传染关系。与既有研究相比，本文使用内生状态转移的马尔可夫区制转移向量自回归模型的优势在于：①马尔可夫区制转移模型可以更好的拟合存在结构性变化的数据，而由于在样本期内更频繁的政策变动，以及根据现有的存在结构性变化的实证证据，使用马尔可夫区制转移模型在样本期内更为合适；②该方法综合了既有研究中对金融传染的不同定义和不同度量方法，在统一的框架上识别和度量金融传染。③相较于大量为讨论危机中狭义金融传染而进行分样本研究的文献，本文的模型使用全样本，因此避免了小样本偏误和预检验偏误。④相较于使用常转移矩阵的区制转移模型研究金融传染病的文献，本文使用的模型放松了区制转移外生的假设，有助于进一步结合，并深入理解金融传染病理论。

### 1、计量模型

本文将 Kim et al. (2008) 提出的内生转移的马尔可夫区制转移回归模型扩展到区制转移向量自回归的情形下，进而放松了区制转移向量自回归模型中转移概率矩阵外生且不随时间改变的假设。

具体而言，假设可观测变量的过程如公式 (1) 所示。其中， $s_t$  是不可观测的状态， $y_t$  是包含了所有可观测变量在  $t$  时刻取值的  $n \times 1$  列向量。 $\Gamma^{q,s_t}$  和  $L_{s_t}$  是随  $t$  时刻状态改变的系数矩阵 ( $q = 1, \dots, p$ )， $L_{s_t}$  是一个下三角矩阵， $\delta^{s_t}$  是随状态改变的截距向量， $\varepsilon_t$  是服从多维正态分布的残差向量。在后文中，本文将公式 (1) 称为均值方程。

$$y_t = \delta^{s_t} + \Gamma^{1,s_t} y_{t-1} + \Gamma^{2,s_t} y_{t-2} + \dots + \Gamma^{p,s_t} y_{t-p} + L_{s_t} \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, I)$$

假设经济中存在两种状态，即  $s_t = i$ ,  $i = 1, 2$ 。 $s_t$  的取值受  $s_{t-1}$  及一组被包含在向量  $z_t$  中的外生或前定的变量影响，如公式 (2)。其中， $a_{s_{t-1}}$  和  $b_{s_{t-1}}$  是随  $t-1$  时刻状态改变的系数。

$$s_t = \begin{cases} 1 & \eta_t < a_{s_{t-1}} + z_t' b_{s_{t-1}} \\ 2 & \eta_t \geq a_{s_{t-1}} + z_t' b_{s_{t-1}} \end{cases} \quad (2)$$

$$\eta_t \sim i.i.d. N(0, 1)$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \sim N(0, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{bmatrix} I & \alpha \\ \alpha' & 1 \end{bmatrix}$$

因此，当  $s_{t-1} = j$  时， $s_t = 1$  的转移概率为  $P_{j1}(z_t) = P(\eta_t < a_j + z_t' b_j) = \Phi(a_j + z_t' b_j)$ ，其中  $\Phi$  是标准正态分布的累积概率分布函数。同理，由状态  $j$  转移到状态 2 的转移概率为  $P_{j2}(z_t) = \Phi(-a_j - z_t' b_j)$ 。

该模型不仅允许转移概率矩阵随时间改变，还允许  $\varepsilon_t$  与  $\eta_t$  的相关系数组成的  $n \times 1$  向量  $\alpha$  不是 0 向量，即状态转移可以是内生的。在数学上，这意味着关于当期和过去一期的状态的信息都会影响向量  $y_t$  的预测。相反，在外生区制转移的模型中， $y_t$  仅与当期状态有关，而独立于过去一期的状态。在金融传染问题上，放松这一假设意味着当期模型中各国股市表现和当期金融传染状态的转移可以是相关的。本文认为放松这一假设在理论上和直觉上是更合适的。虽然在后续实证分析中，本文发现相关系数  $\alpha$  并不显著非 0，并因此省略了对相关系数  $\alpha$  的讨论，但是使用内生区制转移的向量自回归模型避免了事前对估计添加假设所可能导致的误差<sup>1</sup>。

### 2、实证策略

为探讨中国股市与其他主要经济体股市的联动性，且避免自回归中变量过多导致的待估参数过多问题。本

<sup>1</sup>该模型似然函数的算法参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

文估计了多个模型, 在每个模型中都将  $y_t$  设定为  $2 \times 1$  的列向量, 其中第一行元素为中国股票市场日度收益率  $r_{chn,t}$ , 第二行元素为其他国家股市收益率, 分别为美国股市日度市场收益率  $r_{usa,t}$ , 英国股市日度市场收益率  $r_{gbr,t}$ , 法国股市日度市场收益率  $r_{fra,t}$ , 德国股市日度市场收益率  $r_{deu,t}$ , 日本股市日度市场收益率  $r_{jpn,t}$ 。即  $y_t = \begin{pmatrix} r_{chn,t} \\ r_{f,t} \end{pmatrix}$ , 其中  $f = usa, gbr, fra, deu, jpn$ 。此外, 本文假设均值方程中的滞后阶数为 1, 即  $p = 1$ , 并在后续表述中省略  $\Gamma^{q \times s_t}$  中的上角标  $q$ , 变为  $\Gamma^{s_t}$ 。即本文使用的模型由公式 (2) 和 (3) 组成。

$$y_t = \begin{pmatrix} r_{chn,t} \\ r_{f,t} \end{pmatrix} = \delta^{s_t} + \begin{bmatrix} \Gamma_{1,1}^{s_t} & \Gamma_{1,2}^{s_t} \\ \Gamma_{2,1}^{s_t} & \Gamma_{2,2}^{s_t} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} r_{chn,t-1} \\ r_{f,t-1} \end{pmatrix} + L_{s_t} \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, I)$$

本文结合了既有文献中对金融传染的度量方法。在本文模型中, 金融传染被分解为两个部分: ①均值方程中的领先-落后关系。与既有文献类似, 本文使用领先-落后形式表现的金融传染作为金融传染方向的识别。例如, 若回归系数矩阵中  $\Gamma^1$  中的第一行, 第二列元素  $\Gamma_{1,2}^1$  显著非 0, 则在状态 1 下中国股票市场和外国股票市场存在以领先-落后关系为形式的金融传染, 且冲击从外国股市传染到中国股市, 反之, 若  $\Gamma^1$  中的第二行, 第一列元素  $\Gamma_{2,1}^1$  显著非 0, 则说明在状态 1 下冲击从中国股市传染到外国股市。②中国与外国股市的同时性相关关系, 这一部分市场联动表现为均值方程残差的相关性。令  $\Omega^{s_t} \triangleq L_{s_t} L_{s_t}'$  代表状态  $s_t$  下均值方程残差的方差协方差矩阵, 本文用残差的相关系数  $\rho_{s_t} \triangleq \frac{\Omega_{1,2}^{s_t}}{\sqrt{\Omega_{1,1}^{s_t} \times \Omega_{2,2}^{s_t}}}$  来度量市场间同时性的联动。

本文的实证同样融合既有文献对金融传染是否存在的讨论。在状态划分上, 本文将模型估计出的低不确定性的状态, 即  $\Omega_{1,1}^{s_t}, \Omega_{2,2}^{s_t}$  更小的状态统一定义为状态 1, 将高不确定性的状态统一定义为状态 2。其中高波动率的状态 2 是由模型估计出的危机状态。本文使用的模型可以通过比较不同状态下的金融传染的特征讨论金融传染的存在性问题。

本文结合现实背景和金融传染的理论选择控制模型转移概率矩阵的向量  $z_t$  中的各变量, 并通过检验  $z_t$  是否能显著影响金融传染的状态转移来检验理论的预测。在  $z_t$  中加入的代表世界总体经济、金融状态的变量如下: ①全球公共卫生压力, 该变量反映了由公共卫生问题引发的外生冲击及样本期内的为预防和缓解这种外生冲击采取政策变动的可能。②全球大宗商品指数收益率, 该变量综合反映了样本期内因多种因素引起的全球对大宗商品的供需变化, 反映了全球经济状况; 由需求端引导大宗商品价格走低一般意味着全球经济下行严重的时期, 金融市场更容易转移到高波动的状态。全球公共卫生压力与全球大宗商品指数收益率概括了世界层面的基本面冲击。③美元汇率指数收益率, 由于美元本身具有更高的流动性, 并且通常被作为一种避险资产, 所以在流动性转移, 安全资产转移理论的预测下, 美元与其他货币的相对价格变化可能与转移概率有关<sup>1</sup>。

用于反映各国基本面信息的变量如下: ①模型中国家的股票市场收益率, 股票收益率反映了投资者对本国企业未来现金流水平和风险的预期, 一定程度上反映了投资者对本国经济前景的预期。②模型中涉及到国家的 3 个月期国债收益率, 这一指标体现了本国货币政策以及投资者的投资组合调整。③模型中涉及到的国家的主权 CDS 息差, 该指标反映市场对政府偿债能力与意愿的预期。以上三组变量综合反映了本国的经济前景和金融状况, 根据警示效应, 投资者事实上主要关注本国基本面信息, 那么当本国基本面整体向好的情况下, 危机和高

<sup>1</sup> 本文使用美元作为安全资产的一个代理变量。现有文献通常包括的安全资产包括: 黄金、美元、瑞士法郎、日元等 (Rinaldo and Söderlind, 2010; Liu et al., 2016)。本文参考了 Liu et al. (2016)、Cheema et al. (2022)、Grisse and Nitschka (2015) 选择美元作为安全资产的代理变量。Liu et al. (2016) 与 Cheema et al. (2022) 指出在特定时期美元相比于黄金对于股票市场具有更好的安全资产特征。Grisse and Nitschka (2015) 则指出瑞士法郎相对于美元不具备安全资产特征。而在稳健性检验部分, 本文还将广义美元收益率替换为黄金现货收益率估计了模型, 并展示了相关结果。稳健性检验部分参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

金融传染应该更难出现，因此本文将这些变量加入 $z_t$ 中。

为满足 $z_t$ 中变量外生或前定的假设，本文对全球公共卫生压力以外的其他变量取一阶滞后。同时，为避免引入过多变量导致的共线性，本文分步将世界层面、国别变量加入到向量 $z_t$ 中。为此，本文主要估计了以下两组模型：在第一组模型中，本文在向量 $z_t$ 中加入全球范围内的各指标，用于检验基本面传染理论、流动性转移、安全资产转移的理论预测，本文将这组模型记为“不考虑警示效应的模型”；在第二组模型中包括所有世界层面的变量以及国别层面的变量，用于在控制世界层面变量的条件下检验警示效应的理论预测，本文将记为“基准模型”。

### 3、研究假设

本文参考张兵等（2011），Chiang et al.（2016）以及 Cai et al.（2017），认为中国更普遍上是金融传染的接受者。鉴于此，本文提出：

$H_1$ ：中国股票市场是冲击的接受者，即存在 $i = 1$  或  $2$ ，使得 $\Gamma_{1,2}^i$ 显著非 0。

若在危机中显著提升的市场联动（狭义的金融传染）确实在股票市场存在（Corsetti et al., 2005），那么残差相关性应该在高波动率状态下更大，或领先-滞后形式的金融传染在高不确定性状态下更显著，即 $\Gamma_{1,2}^2$ 或 $\Gamma_{2,1}^2$ 显著非 0 且其显著性水平比低波动率状态下更高。因此，针对金融传染是否存在，本文提出：

$H_2$ ：若金融传染存在，高波动率状态下，以下条件至少成立一个：①均值方程中领先-落后关系是显著的，即 $\Gamma_{1,2}^2$ 或 $\Gamma_{2,1}^2$ 显著非 0，且显著性水平高于低波动率状态下的显著性水平；②同时性的市场联动更强，即 $\rho_2 > \rho_1$ 。

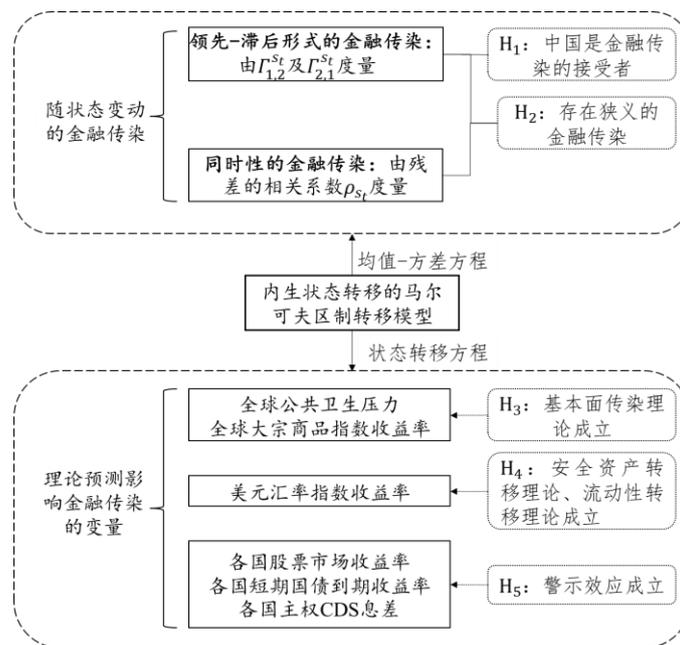


图1 研究框架图

本文通过 $H_3$ - $H_5$ 检验金融传染理论的预测是否在中国股票市场和国际股票市场联动中存在。 $H_3$ - $H_5$ 分别检验了基本面传染理论、流动性相关理论、警示效应理论的预测。

$H_3$ ：若在中国与各国的市场联动关系中，基本面传染理论成立，则代表国际经济形势的全球公共卫生压力与滞后一期的正交化的全球大宗商品指数收益率会显著影响转移概率。

$H_4$ ：若中国与各国的市场联动关系中，流动性转移、安全资产转移理论成立，则滞后一期的美元汇率指数收益率的上升伴随着显著提升的向高市场联动状态转移的概率。

$H_5$ : 若代表本国基本面的各变量即滞后一期的股市收益率, 短期国债收益率, 主权 CDS 息差不能显著影响市场联动的状态转移, 那么警示效应不是影响市场联动的主要渠道。

图 1 展示了本文的研究框架。

## 四、数据、变量与样本选择

### 1、数据来源与计算方法

本文使用日度数据。样本期限从 2020 年 1 月 22 日至 2022 年 5 月 20 日。为计算各国股票市场收益率, 本文从 Compustat 数据库下载各国的个股日度收益率。为识别个股所属国家, 本文要求个股的定价货币、相应公司的注册地和总部所在地以及其所在证券交易所所在地都与其所属国家保持一致。本文还要求保留的个股是普通股, 不属于金融行业, 在各国的主要交易所进行交易<sup>1</sup>。当同一公司发行有多个股票时, 仅保留市值最大的一支股票。在计算市场收益率时采取市值加权, 因此, 为使某一股票-时间的观测值被包括到市场收益率计算中还要求其存在上一交易日的价格数据和在外发行的普通股数数据。日度的全球公共卫生压力的数据来自必应网站。全球大宗商品收益率的代理变量是 S&P GSCI 指数的超额收益率。美元汇率指数来自 FRED。美国、英国、法国、德国、日本的 3 个月期国债收益率来自彭博数据库, 中国的 3 个月期国债收益率来自中央国债登记结算有限责任公司的网站。各国的 CDS 息差数据来自彭博数据库。

### 2、变量定义

表 1 汇总了本文的变量定义。为简化表述, 本文将外国的国别变量标记为带有后缀  $f$  的变量。在中国-美国的两国模型中,  $f$  为  $usa$ , 代表这个变量表示了美国的信息; 类似的, 在中国-英国的两国模型中,  $f$  为  $gbr$ ; 在中国-法国的两国模型中,  $f$  为  $fra$ ; 在中国-德国的两国模型,  $f$  为  $deu$ ; 在中国-日本的两国模型,  $f$  为  $jpn$ 。

因为 S&PGSCI 指数超额收益率以及 CDS 息差与其他变量相关性过高, 本文在后文估计中对上述变量进行了正交处理, 生成了  $commodity_p$ ,  $cds\_chn_p$ ,  $cds\_f_p^2$ 。此外, 本文还统一用符号  $Lx$  代表变量  $x$  的一阶滞后。

<sup>1</sup> 对于中国个股, 本文要求其上海证券交易所或深圳证券交易所上市; 对于美国个股, 要求其在纽约证券交易所、美国证券交易所或纳斯达克证券交易所上市; 对于英国股票, 要求其在伦敦证券交易所上市; 对于法国股票, 要求其在纽约泛欧证券交易所上市; 对于德国的个股, 要求其在德意志交易所上市; 对于日本的个股, 要求其所在交易所是东京证券交易所。

<sup>2</sup> 相关性的分析以及正交处理的细节参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

表1 变量定义

变量名称	变量符号	原始数据频率	单位	所属向量
中国股票市场收益率	$r\_chn$	日度	基点	$y_t$ 及 $z_t$
外国股票市场收益率	$r\_f$	日度	基点	
全球公共卫生压力	$covid19$	日度	基点	
S&PGSCI 指数超额收益率	$commodity$	日度	基点	
对前置一期 $covid19$ 及名义广义美元指数收益率正交化后的 S&PGSCI 指数超额收益率	$commodity\_p$	日度	基点	
名义广义美元指数收益率	$usd$	日度	基点	
3个月期的中国国债到期收益率	$r3m\_chn$	日度	基点	$z_t$
3个月期的外国国债到期收益率	$r3m\_f$	日度	基点	
中国主权 CDS 息差	$cds\_chn$	日度	基点	
外国主权 CDS 息差	$cds\_f$	日度	基点	
对模型中各国 3 个月国债到期收益率正交化后的中国主权 CDS 息差	$cds\_chn\_p$	日度	基点	
对模型中各国 3 个月国债到期收益率正交化后的外国主权 CDS 息差	$cds\_f\_p$	日度	基点	

注：在以上表格中，后缀为  $_f$  的变量为两国模型中代表外国国别信息的变量。在外国是美国、英国、法国、德国、日本的两国模型中， $f$  分别等于  $usa$ 、 $gbr$ 、 $fra$ 、 $deu$ 、 $jpn$ 。

## 五、实证结果与分析

### 1、不考虑警示效应的模型的估计结果<sup>1</sup>

表 2 到表 4 展示了不考虑警示效应的模型的估计结果。每张表的第一行标注了其展示的模型。例如，在表 2 的第 2 到第 4 列展示包括中国、美国的两国模型的相关结果。Panel A 展示了均值方程的估计结果，标识  $r\_chn$  ( $r\_usa$ ) 的列代表这一列是因变量为  $r\_chn$  ( $r\_usa$ ) 的方程的估计结果，标识  $Lr\_chn$  ( $Lr\_f$ ) 的行代表这一行是自变量为  $r\_chn$  ( $r\_f$ ) 的一阶滞后对应的系数的估计结果。Panel B 展示了两个状态下，残差的方差、协方差、相关系数。其中标有  $var\_chn$  ( $var\_f$ ) 的行代表以  $r\_chn$  ( $r\_f$ ) 为因变量的方程的残差方差。Panel C 展示了公式 (2) 中系数  $a_{s_{t-1}}$  和  $b_{s_{t-1}}$  的估计值，在“状态 1” (“状态 2”) 下的一列展示的是  $s_{t-1} = 1$  ( $s_{t-1} = 2$ ) 时  $a_{s_{t-1}}$  和  $b_{s_{t-1}}$  的估计系数。

<sup>1</sup>描述统计部分及完整的稳健性检验参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

表 2 不考虑警示效应的模型的估计结果

	中国-美国 ( $f=usa$ )				中国-英国 ( $f=gbr$ )			
	状态 1		状态 2		状态 1		状态 2	
	<b>Panel A: 均值方程</b>				<b>Panel A: 均值方程</b>			
	$r_{chn}$	$r_{usa}$	$r_{chn}$	$r_{usa}$	$r_{chn}$	$r_{gbr}$	$r_{chn}$	$r_{gbr}$
$Lr_{chn}$	-0.0027 (0.9490)	-0.0570 (0.1501)	-0.2052 (0.2130)	-0.2578 (0.2602)	-0.0374 (0.5945)	0.0178 (0.6677)	0.1002 (0.1112)	-0.1180 (0.1856)
$Lr_f$	0.1603*** (0.0017)	-0.0336 (0.4538)	0.0815 (0.4375)	-0.3716*** (0.0006)	-0.0986 (0.3693)	-0.0173 (0.7555)	0.0446 (0.5274)	0.1152** (0.0369)
截距项	6.5273 (0.2606)	11.6445** (0.0234)	-33.0586 (0.3872)	-12.3988 (0.7966)	-2.2944 (0.8752)	-8.6618 (0.2947)	17.1953 (0.3995)	-3.1257 (0.8427)
	<b>Panel B: 残差的方差、协方差、相关系数</b>				<b>Panel B: 残差的方差、协方差、相关系数</b>			
$var_{chn}$	14143.9891		52578.9998		8510.7602		29775.3608	
$var_f$	10287.8377		109710.1698		2907.7431		28288.4550	
协方差	1642.1406		24092.5901		792.1370		7752.3480	
相关系数	0.1361		0.3172		0.1592		0.2671	
	<b>Panel C: 转移概率方程</b>				<b>Panel C: 转移概率方程</b>			
$covid19$	0.1007 (0.4848)		-0.0613 (0.7841)		-0.0002 (0.9023)		-0.0064** (0.0249)	
$Lcommodity_p$	0.0021 (0.4953)		-0.0154 (0.7936)		0.0027* (0.0853)		-0.0005 (0.6758)	
$Lusd$	0.0070 (0.7568)		0.0028 (0.9336)		-0.0049 (0.5009)		-0.0116* (0.0514)	
截距项	-0.0059 (0.9976)		-0.1102 (0.9807)		0.2042 (0.3912)		0.0508 (0.8768)	

注：在以上表格中，后缀为 $f$ 的变量为两国模型中代表外国国别信息的变量。在外国是美国、英国、法国、德国、日本的两国模型中， $f$ 分别等于 $usa$ 、 $gbr$ 、 $fra$ 、 $deu$ 、 $jpn$ 。\*、\*\*、\*\*\*分别表示双尾检验中 10%、5%、1%的显著性水平。括号中报告的是  $P$  值。

表 3 不考虑警示效应的模型的估计结果

	中国-法国 ( $f=fra$ )				中国-德国 ( $f=deu$ )			
	状态 1		状态 2		状态 1		状态 2	
	<b>Panel A: 均值方程</b>				<b>Panel A: 均值方程</b>			
	$r_{chn}$	$r_{fra}$	$r_{chn}$	$r_{fra}$	$r_{chn}$	$r_{deu}$	$r_{chn}$	$r_{deu}$
$Lr_{chn}$	0.0689 (0.2302)	-0.0138 (0.7454)	0.0970 (0.1454)	-0.0519 (0.6164)	0.0263 (0.6392)	0.0270 (0.5369)	0.0309 (0.6550)	-0.0721 (0.4306)
$Lr_f$	0.1321** (0.0412)	0.0145 (0.7571)	0.0190 (0.7607)	-0.0452 (0.5295)	0.1053 (0.1533)	-0.0897 (0.1076)	0.0349 (0.6014)	-0.0517 (0.5715)
截距项	2.6219 (0.6925)	1.1799 (0.8175)	5.7498 (0.7030)	-2.0114 (0.8979)	-2.6167 (0.6906)	2.2850 (0.6562)	-12.7952 (0.3900)	1.2823 (0.9373)
	<b>Panel B: 残差的方差、协方差、相关系数</b>				<b>Panel B: 残差的方差、协方差、相关系数</b>			
$var_{chn}$	10437.9894		30618.6664		10464.5808		31261.7339	
$var_f$	6145.2757		39244.1983		6244.6389		37823.5013	
协方差	197.5518		10965.1527		770.8338		10798.8405	
相关系数	0.0247		0.3163		0.0954		0.3140	
	<b>Panel C: 转移概率方程</b>				<b>Panel C: 转移概率方程</b>			
$covid19$	0.0358***		-0.0246***		0.0407***		-0.0218**	

	(0.0000)	(0.0077)	(0.0000)	(0.0355)
<i>Lcommodity_p</i>	-0.0033	0.0051*	-0.0025	0.0030
	(0.1287)	(0.0887)	(0.2650)	(0.1717)
<i>Lusd</i>	-0.0075	-0.0303*	-0.0045	-0.0226
	(0.4078)	(0.0905)	(0.6846)	(0.1805)
截距项	0.0518	0.0222	0.0276	0.0409
	(0.8928)	(0.9708)	(0.9504)	(0.9366)

注：在以上表格中，后缀为\_f 的变量为两国模型中代表外国国别信息的变量。在外国是美国、英国、法国、德国、日本的两国模型中，f 分别等于 usa、gbr、fra、deu、jpn。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示双尾检验中 10%、5%、1% 的显著性水平。括号中报告的是 P 值。

实证结果表明，仅在包括中国-英国，中国-德国的两国模型中可以拒绝  $H_1$ 。中国的股票市场相对于美、法、日的股票市场是冲击的接受者。这一结果体现在模型的均值方程中。在包括中国与美国、中国与法国、中国与日本的两国模型中，在股市波动性更低的状态 1 下滞后一期的外国股市收益率对中国股市收益率存在显著的预测能力；且在任何状态下，滞后一期的中国股市收益率都不存在对外国股市收益率的显著预测能力。其中在中国与美国、中国与法国的两国模型中，预测能力是正向的，而在中国与日本的模型中滞后一期的日本股市收益率对中国股市收益率的预测能力是负向的。在中国与英国、中国与德国股票市场的模型中，两国股票市场收益率的一阶滞后都不具备对对方国家当期收益率的显著预测能力。

在所有两国模型的估计结果中本文也找到了符合  $H_2$  的证据，即在市场波动率更高的状态 2 下，具有相比于低波动率状态更高的同时性金融传染。具体而言，从不同状态下的方程残差方差和相关系数可以看出，当状态从低不确定性的状态 1 转移到高不确定性的状态 2 时，在中国与美国股票市场的模型中，两国股票市场收益率方程残差的条件相关系数从 0.14 变为 0.32；在中国与英国的模型中，条件相关系数上升 0.11；在中国与法国的模型中，条件相关系数从 0.02 变为 0.32，提升了约 0.29；在中国与德国的模型中，条件相关系数上升约 0.22；而在中国与日本的模型中，条件相关系数则从 0.08 上升至 0.40，上升了 0.32。

表 4 不考虑警示效应的模型的估计结果

		中国-日本 ( $f=jpn$ )			
		状态 1		状态 2	
<b>Panel A: 均值方程</b>					
		$r_{chn}$	$r_{jpn}$	$r_{chn}$	$r_{jpn}$
$Lr_{chn}$		0.0931* (0.0971)	0.0163 (0.7240)	0.0479 (0.6315)	0.0793 (0.4048)
$Lr_f$		-0.1195** (0.0424)	-0.0836 (0.1343)	0.0364 (0.7314)	0.1709** (0.0443)
截距项		17.9416** (0.0155)	11.3353* (0.0515)	-16.8397 (0.5120)	10.4582 (0.5541)
<b>Panel B: 残差的方差、协方差、相关系数</b>					
$var_{chn}$		10228.2530		36128.2998	
$var_f$		7937.5201		28743.5463	
协方差		740.4856		12855.4737	
相关系数		0.0822		0.3989	
<b>Panel C: 转移概率方程</b>					
$covid19$		0.0194*** (0.0052)		-0.0035* (0.0680)	
$Lcommodity_p$		0.0014 (0.4685)		0.0010 (0.4924)	
$Lusd$		-0.0355*** (0.0077)		-0.0106 (0.2770)	
截距项		-0.0137 (0.9779)		0.1068 (0.7579)	

注：在以上表格中，后缀为 $f$ 的变量为两国模型中代表外国国别信息的变量。在外国是美国、英国、法国、德国、日本的两国模型中， $f$ 分别等于 $usa$ 、 $gbr$ 、 $fra$ 、 $deu$ 、 $jpn$ 。\*、\*\*、\*\*\*分别表示双尾检验中10%、5%、1%的显著性水平。括号中报告的是P值。

在对 $H_3$ 或 $H_4$ 的检验中。本文至少可以找到一组不考虑警示效应的模型，其结果符合基本面传染理论或流动性理论的预测。

本文找到了符合 $H_3$ ，即符合基本面传染理论预测的部分证据。实证结果发现世界经济状况的代理变量都至少能在一个模型中显著影响转移概率：①更高的全球公共卫生压力在除了中国与美国的两国模型外的其他模型中都显著提升了 $P_{22}$ 。而在中国与法国、中国与德国、中国与日本的两国模型中，当期更高的全球公共卫生压力还显著提升了 $P_{11}$ 。总体而言，除中国与美国的模型外，更高的全球公共卫生压力提升了状态的平均持续时间。可能的解释是在当期处于低不确定的状态时，投资者对市场及经济政策有更高的信心，更高的全球公共卫生压力使得经济刺激政策出现的概率上升，使市场保持稳健状态的概率上升；而在当期处于高不确定的状态时，投资者对经济前景和经济刺激政策的效果存在怀疑，因此更高的全球公共卫生压力反而加剧了市场不确定性。②在中国与英国的两国模型中及中国与法国的模型中，更高的滞后一期S&P GSCI指数超额收益率显著提升了下一期处于低波动率状态的概率。具体而言，在中国与英国的模型中，高的滞后一期S&P GSCI指数超额收益率（正交化处理）显著提升了 $P_{11}$ ；而在中国与法国的模型中，高的滞后一期S&P GSCI指数超额收益率（正交化处理）显著提升了 $P_{21}$ 。这意味着在国际经济走高时，市场高波动的可能性会降低。

本文同样找到了符合 $H_4$ ，即符合流动性相关理论预测的部分证据。实证结果发现在中国与英国、中国与法国、中国与日本的模型中，滞后一期名义广义美元收益率上升会提升下一期市场处于高不确定性状态的概率。在中国与英国、中国与法国的模型中美元升值，提升了 $P_{22}$ ，而在中国与日本的模型中，美元升值，提升了 $P_{12}$ 。

这与流动性转移理论、安全资产转移理论的预测一致。当投资者预期到市场状态可能恶化时会持有流动性更高的美元，使得美元升值。

此外，除了对本文假设的检验，模型结果还潜在说明了金融传染可能在两个状态下存在渠道的转换。这主要体现在外国分别是美国、法国、日本的模型中。在这三个模型中，以领先-滞后关系为形式的金融传染仅在同时性市场相关性弱的状态下显著。市场联动关系表现形式的改变可能意味着在两个状态下市场联动的主导渠道存在改变。

## 2、基准模型结果

为进一步考察本国基本面信息对金融传染状态的影响，并在中国股票市场检验警示效应理论的预测，此处估计的模型假设本国基本面信息，即滞后一期的两国股票市场收益率，滞后一期的两国 3 个月期国债收益率，滞后一期经过正交处理的两国主权 CDS 息差也是状态转移概率的决定因素。表 5 至表 7 展示了模型的估计结果。

基准模型的估计结果与不考虑警示效应的模型类似：

在基准模型下，仅能在包括中国与英国的模型中拒绝假设 $H_1$ 。不仅中国相对于美国、法国、日本依然是冲击的接受者，中国相对于德国也变成了冲击的接受者。

与 $H_2$ 金融传染存在的预测一致，在同时性的市场联动上，高不确定性的状态有更高的条件相关系数。以两个状态为条件，在中国与美、英、法、德、日的同时性联动关系中条件相关系数分别相差 0.13、0.30、0.30、0.14 和 0.30。

仍然存在至少一个模型符合 $H_3$ 。具体而言，对于基本面传染理论，在中国与英国，中国与法国的模型中，全球公共卫生压力的上升会显著提升 $P_{12}$ 。但是在不考虑警示效应的模型中，全球公共卫生压力的上升一般会提升 $P_{11}$ 。其中原因在于在基准模型中加入的关于本国基本面的信息包括了模型中两国采取的货币政策等经济刺激政策的信息。在中国与德国的模型中，更高的滞后一期大宗商品指数收益率（正交化处理后）显著提升了 $P_{11}$ 和 $P_{21}$ ，当世界经济形势好转时，市场处于低不确定状态的概率更高。

仍然存在至少一个模型符合 $H_4$ 。滞后一期的名义广义美元指数收益率的上升在中国与美国的模型中显著提升了 $P_{22}$ 。这同样与流动性转移理论、安全资产转移理论一致。

市场联动关系的表现形式随状态转变的结果依然在基准模型中成立。在外国是美国、法国、德国、日本的模型中，在同时性市场联动更低的状态 1 下，以领先-落后形式存在的市场联动关系显著，但是在同时性市场联动更高的状态 2 下，以领先-落后形式存在市场联动都不再显著。

基准模型同时也说明了在控制国际层面的变量后，存在国别特征可以影响金融传染的状态，因此不能拒绝 $H_5$ ，即不能拒绝警示效应的存在。其具体表现如下：

在中国与法国、中国与日本的模型里，作为外国经济前景代理变量的滞后一期的外国股票市场收益率，在状态 1 下具有显著为正的系数。这说明当冲击发出者经济前景更差时，两国之间的经济联动更容易进入市场不确定性更高，同时性市场联动更强的状态。

表 5 基准模型结果

	分表 1: 中国-美国 ( $f=usa$ )				分表 2: 中国-英国 ( $f=gbr$ )			
	状态 1		状态 2		状态 1		状态 2	
	Panel A: 均值方程				Panel A: 均值方程			
	$r_{chn}$	$r_{usa}$	$r_{chn}$	$r_{usa}$	$r_{chn}$	$r_{gbr}$	$r_{chn}$	$r_{gbr}$
$Lr_{chn}$	-0.0165 (0.7411)	0.0236 (0.5202)	0.0992 (0.5860)	-0.0281 (0.8852)	0.0591 (0.2323)	0.0276 (0.3816)	0.0095 (0.9317)	-0.2450 (0.1548)
$Lr_f$	0.2121*** (0.0005)	-0.0711 (0.1207)	0.0389 (0.7093)	-0.3553*** (0.0001)	0.0555 (0.4614)	-0.0669 (0.1220)	0.0051 (0.9631)	0.0766 (0.4950)
截距项	7.1890 (0.2139)	13.4286*** (0.0060)	-2.7634 (0.9518)	-22.3450 (0.6041)	-6.1906 (0.3429)	1.6027 (0.7237)	15.9133 (0.5688)	-24.0630 (0.3862)
	Panel B: 残差的方差、协方差、相关系数				Panel B: 残差的方差、协方差、相关系数			
$var_{chn}$	12237.3644		50961.9494		11820.5031		42178.8749	
$var_f$	8057.2462		96115.9855		5065.9419		46459.8380	
协方差	1357.6369		18430.7629		391.3325		15382.2608	
相关系数	0.1367		0.2633		0.0506		0.3475	
	Panel C: 转移概率方程				Panel C: 转移概率方程			
$covid19$	0.0003 (0.8792)		-0.0019 (0.2835)		-0.0095* (0.0637)		-0.0094 (0.3239)	
$Lcommodity_p$	-0.0011 (0.5383)		0.0084 (0.1231)		0.0001 (0.9663)		-0.0043 (0.3156)	
$Lusd$	-0.0130 (0.1482)		-0.0371* (0.0757)		0.0000 (0.9972)		-0.0018 (0.9320)	
$Lr_{chn}$	0.0019 (0.5477)		-0.0079 (0.1370)		0.0000 (0.9866)		0.0109 (0.2467)	
$Lr_f$	-0.0028 (0.2211)		0.0012 (0.7518)		0.0015 (0.6665)		0.0089 (0.2249)	
$Lcnds_{chn_p}$	-0.0197 (0.3969)		0.0066 (0.8890)		-0.0108 (0.7179)		0.0144 (0.8695)	
$Lcnds_f_p$	-0.0927 (0.4868)		-0.0903 (0.8333)		-0.0356 (0.5125)		-0.0198 (0.9075)	
$Lr3m_{chn}$	0.0114** (0.0133)		-0.0100 (0.5728)		0.0107 (0.2966)		0.0060 (0.6697)	
$Lr3m_f$	-0.0118* (0.0850)		-0.0019 (0.9151)		-0.0180* (0.0809)		-0.0003 (0.9945)	
截距项	0.1256 (0.9236)		0.0315 (0.9924)		-0.0792 (0.9747)		-0.0099 (0.9973)	

注: 在以上表格中, 后缀为  $f$  的变量为两国模型中代表外国国别信息的变量。在外国是美国、英国、法国、德国、日本的两国模型中,  $f$  分别等于  $usa$ 、 $gbr$ 、 $fra$ 、 $deu$ 、 $jpn$ 。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示双尾检验中 10%、5%、1% 的显著性水平。括号中报告的是 P 值。

两国滞后一期的 3 个月国债收益率在中国与美国、中国与英国的模型中显著。在中国与美国的模型中, 更低的美国 3 个月国债收益率或更高的中国 3 个月国债收益率显著提升了  $P_{12}$ 。这说明在样本期内, 美国的 3 个月期国债收益率变动反映了美国货币政策的变化, 当货币政策收紧时, 当局通过货币政策对经济的支持降低, 投资者预期短期内经济形势的不确定性上升, 这种预期反应在股票市场上表现为股票市场不确定性的增强。而在中国, 3 个月期国债收益率变动则更多的反映了股票与债券间的流动性转移和安全资产转移, 当投资者预期股票市场不确定增强时, 出售价格波动相比债券更大的股票资产, 购买短期债券资产, 推高了债券的价格, 降低了债券的到期收益率。因此, 滞后一期的国债到期收益率下降可以预测  $P_{12}$  的上升。在中国与英国的模型中, 更高的英国 3 个月国债收益率同样显著提升了市场从低不确定状态向高不确定性状态转移的概率。其中的原因同样是因为短期国债利率反映了英国的货币政策。

表 6 基准模型结果

	分表 3: 中国-法国 ( $f=fra$ )				分表 4: 中国-德国 ( $f=deu$ )			
	状态 1		状态 2		状态 1		状态 2	
	<b>Panel A: 均值方程</b>				<b>Panel A: 均值方程</b>			
	$r_{chn}$	$r_{fra}$	$r_{chn}$	$r_{fra}$	$r_{chn}$	$r_{deu}$	$r_{chn}$	$r_{deu}$
$Lr_{chn}$	0.0825 (0.1353)	-0.0392 (0.3420)	0.0447 (0.6115)	-0.1255 (0.2701)	0.0471 (0.3842)	0.0387 (0.3716)	0.0158 (0.8592)	-0.1107 (0.2501)
$Lr_f$	0.1113* (0.0667)	-0.0245 (0.5778)	-0.1077 (0.1577)	-0.1438 (0.1205)	0.1316** (0.0324)	0.0301 (0.5054)	-0.0598 (0.4457)	-0.0724 (0.4877)
截距项	-6.9577 (0.3498)	5.2282 (0.3856)	-20.3326 (0.1891)	-6.0405 (0.7292)	7.0516 (0.2808)	3.7080 (0.4909)	-8.2663 (0.5909)	9.3891 (0.5738)
	<b>Panel B: 残差的方差、协方差、相关系数</b>				<b>Panel B: 残差的方差、协方差、相关系数</b>			
$var_{chn}$	9677.6408		27820.8932		10211.4636		27308.1349	
$var_f$	5227.1001		35067.6203		5841.7502		33471.6337	
协方差	114.1137		10015.7323		1000.6899		8186.8349	
相关系数	0.0160		0.3207		0.1296		0.2708	
	<b>Panel C: 转移概率方程</b>				<b>Panel C: 转移概率方程</b>			
$covid19$	-0.0100** (0.0500)		-0.0172 (0.3284)		-0.0255 (0.1105)		-0.0020 (0.4946)	
$Lcommodity_p$	0.0015 (0.4586)		-0.0040 (0.5335)		0.0178* (0.0658)		0.0039* (0.0564)	
$Lusd$	0.0104 (0.3300)		-0.0386 (0.4058)		-0.0057 (0.7792)		-0.0130 (0.3202)	
$Lr_{chn}$	0.0044 (0.1568)		0.0177 (0.2972)		-0.0038 (0.6011)		0.0030 (0.2542)	
$Lr_f$	0.0062* (0.0528)		0.0190 (0.2949)		0.0185 (0.1590)		0.0076 (0.1064)	
$Lcds_{chn_p}$	-0.0608** (0.0281)		-0.0283 (0.6062)		-0.0403 (0.6233)		-0.0451* (0.0534)	
$Lcds_f_p$	0.0963 (0.2707)		-0.0185 (0.9325)		0.0236 (0.9180)		0.0153 (0.8968)	
$Lr3m_{chn}$	0.0100 (0.1672)		0.0029 (0.8915)		0.0231 (0.2505)		0.0131 (0.2170)	
$Lr3m_f$	0.0054 (0.8438)		0.0305 (0.7295)		0.0000 (0.9993)		0.0596 (0.1441)	
截距项	0.0635 (0.9774)		-0.0202 (0.9977)		0.0127 (0.9980)		0.0150 (0.9955)	

注：在以上表格中，后缀为  $f$  的变量为两国模型中代表外国国别信息的变量。在外国是美国、英国、法国、德国、日本的两国模型中， $f$  分别等于  $usa$ 、 $gbr$ 、 $fra$ 、 $deu$ 、 $jpn$ 。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示双尾检验中 10%、5%、1% 的显著性水平。括号中报告的是 P 值。

滞后一期的经过正交化处理的  $中国主权 CDS$  息差在外国是法国、德国的模型中提升了下一期处于高市场不确定性，高同时性市场联动的状态的概率。在中国与法国的模型中，在 0.05 的置信水平下更高的  $中国主权 CDS$  息差（正交化处理后）显著提升了  $P_{12}$ ；而在中国与德国的模型中，高的  $中国主权 CDS$  息差（正交化处理后）显著提升了  $P_{22}$ 。市场对中国政府偿债能力与意愿的预期会影响中国股票市场与外国股票市场的联动关系。

表 7 基准模型结果

分表 5: 中国-日本 ( $f=jpn$ )				
状态 1		状态 2		
<b>Panel A: 均值方程</b>				
	$r_{chn}$	$r_{jpn}$	$r_{chn}$	$r_{jpn}$
$Lr_{chn}$	0.0466 (0.3381)	0.0051 (0.9028)	-0.0141 (0.9212)	0.0094 (0.9498)
$Lr_f$	-0.1220** (0.0311)	0.0204 (0.6832)	-0.0180 (0.9153)	0.1687 (0.3132)
截距项	14.9682** (0.0147)	-0.6877 (0.9029)	-59.4220 (0.1234)	18.9919 (0.6355)
<b>Panel B: 残差的方差、协方差、相关系数</b>				
$var_{chn}$	10256.5679		53371.1249	
$var_f$	9585.7236		34433.7518	
协方差	1486.9510		19107.4688	
相关系数	0.1500		0.4457	
<b>Panel C: 转移概率方程</b>				
$covid19$	-0.0006 (0.5095)		-0.0114 (0.6328)	
$Lcommodity_p$	-0.0016 (0.4011)		-0.0045 (0.6821)	
$Lusd$	0.0060 (0.6192)		0.0198 (0.7799)	
$Lr_{chn}$	0.0021 (0.4650)		0.0371 (0.5997)	
$Lr_f$	0.0120** (0.0113)		0.0289 (0.6261)	
$Lcnds_{chn_p}$	0.0017 (0.9418)		-0.0697 (0.6578)	
$Lcnds_f_p$	0.1095 (0.4160)		-0.1157 (0.8906)	
$Lr3m_{chn}$	0.0124 (0.2653)		-0.0168 (0.7461)	
$Lr3m_f$	0.0016 (0.9852)		0.0085 (0.9815)	
截距项	-0.0345 (0.9894)		-0.0407 (0.9964)	

注: 在以上表格中, 后缀为  $f$  的变量为两国模型中代表外国国别信息的变量。在外国是美国、英国、法国、德国、日本的两国模型中,  $f$  分别等于  $usa$ 、 $gbr$ 、 $fra$ 、 $deu$ 、 $jpn$ 。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示双尾检验中 10%、5%、1% 的显著性水平。括号中报告的是 P 值。

为了进一步讨论状态转移的影响因素, 本文计算了各基准模型在样本期内处于高不确定性状态的滤波概率, 并展示了概率变化时间点与重大新闻的对应关系, 这些事件主要与公共卫生情况及相关预防政策、货币政策、其他经济政策以及政治风险有关。这些对应关系说明模型拟合较好<sup>1</sup>。

## 六、稳健性检验

### 1、对均值方程的稳健性检验

<sup>1</sup>相关内容参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

在基准模型中，本文通过估计多个两国模型，讨论中国与其他各国的金融传染关系。这一设定尽可能地避免了变量的共线性和冗余，提升了估计的效率，但是也不可避免的忽视了国家间更复杂的传导动态。在这部分中，本文进一步考虑被两国模型遗漏的其他各国的股市收益率。具体而言，本文对每一个两国模型，计算除模型中涉及到的两国外其他四个国家股市收益率的第一主成分，并将主成分的一阶滞后加入到均值方程中，形成因子扩展模型。本文的主要结论在因子扩展模型中依然成立。

## 2、对概率转移方程的稳健性检验

在这一部分，本文讨论概率转移方程的变量选取是否会显著的改变本文的主要结论。本文将实证结果总结如下：

在世界层面，本文进一步考虑了世界市场波动指标、黄金价格波动、石油价格波动以及全球供应链压力是否对转移概率有显著的影响，以及加入这些变量后是否会对金融传染的特征产生影响。本文正文中对各国金融传染特征的大部分刻画依然成立。

在国别层面，本文进一步考虑了预期通胀率、货币储备变化率、贸易开放度、双边汇率变化率对转移概率潜在的影响，并尝试将国家经济状况的代理变量变为经过季节调整后的工业生产指数环比增速。其中货币储备变化率、双边汇率变化率、工业生产指数环比增速可以在至少一个两国模型中，对转移概率产生显著的影响，这些结果同样说明了不能拒绝警示效应。并且在改变国别层面的变量选取后本文第五部分得到的对金融传染特征的刻画依然是成立的。

本文还将用于检验流动性相关理论的广义美元收益率替换成了黄金收益率，以作为流动性转移和安全资产转移效应的稳健性检验。我们发现当以黄金作为避险资产时，存在类似广义美元指数，但是更弱的结果。我们发现的这一现象与 Liu et al. (2016)，以及 Cheema et al. (2022) 的研究结论是一致的。Liu et al. (2016) 指出美元相比于黄金在非危机时刻具有更好的安全资产特性。Cheema et al. (2022) 则发现黄金在 2020 年的危机中失去了作为“避风港”资产的地位。

## 七、结论

本文在公共卫生情况变动及国际矛盾加剧的背景下研究了国际股票联动和金融传染病问题。与既有文献对领先-落后形式金融传染和同时性金融传染的严格二分法不同，本文的研究框架容许这两种金融传染形式并存且随时间相互切换。我们发现中国股票市场与美国、英国、法国、德国、日本的股票市场之间的金融传染形式确实存在随时间的相互切换。这对未来金融监管部门对于金融传染病的识别和防范具有重要启示。传统的用格兰杰因果关系和各种相关系数测度金融传染病的方法都可能严重错估金融传染病的程度，而基于错误估计的金融传染病测度制定的跨境金融风险防范政策有效性将大打折扣，进而对我国统筹发展与安全产生负面影响。具体而言，本文的研究发现在金融市场不确定性大幅上升的情况下，传统的基于格兰杰因果关系测度金融传染病的方法会严重低估金融传染病的程度，基于此而制定的跨境金融风险防控措施将难以有效阻断境外金融冲击对本国金融市场的干扰。反之，在金融市场不确定性较低的情况下，基于同期相关系数测度金融传染病的方法也会严重低估金融传染病的程度，导致对跨境金融风险防范不足的问题。不仅如此，由于领先-落后形式金融传染和同时性金融传染冲击我国金融市场的速度不同，对这两种形式金融传染病相对重要性的错误判断会导致跨境金融风险防控措施不能在最佳时点落地，进而影响政策的时效性。因此，无论是对金融传染病的识别，还是对跨境金融风险防控措施的实施，都必须关注金融传染形式的时变性。

本文结论对于国际金融监管政策协调具有重要参考意义。首先，金融传染形式的时变性对于在国际金融监

管协调时正确把握金融风险跨境传播的程度和时间十分重要。其次, 本文的研究识别了影响经济状态切换的国际国内因素, 这对于预测经济状态切换, 进而预测金融传染形式切换提供了重要参考。今后的研究可进一步从预测的角度, 深入探索本文识别的影响因素对经济状态切换的预测能力, 完善经济状态切换预测模型, 为国内跨境风险防范和国际金融监管协调构建监测和预警机制。进一步研究也可以深入分解和比较不同影响因素和传播渠道对经济状态切换影响的大小, 进而明确风险监测、预警和防范的重点。

本文的实证结果表明, 当前在国际金融市场价格传导关系上, 中国仍然更多处于传染的接受者位置。这意味着, 中国金融市场价格发现功能仍需进一步加强, 以获取在国际金融市场上的定价权。未来的研究应进一步探索决定金融市场价格传导关系的关键因素, 并据此调整金融发展策略和金融监管政策, 为中国金融市场国际定价权的形成指明方向。

## 【参考文献】

- [1] 李广众,杨子暉,杨铠维.汇率波动性与股市收益率联动性——来自国际样本的经验证据[J].金融研究,2014,(7):16-31.
- [2] 张兵,范致镇,李心丹.中美股票市场的联动性研究[J].经济研究,2010,45(11):141-151.
- [3] Ahnert, T., and C. Bertsch. A Wake-Up Call Theory of Contagion[J]. *Review of Finance*, 2022, 26(4):829-854.
- [4] Ahrend, R., and A. Goujard. Are all Forms of Financial Integration Equally Risky? Asset Price Contagion During the Global Financial Crisis[J]. *Journal of Financial Stability*, 2014, 14:35-53.
- [5] Allen, F., and D. Gale. Financial Contagion[J]. *Journal of Political Economy*, 2000, 108(1):1-33.
- [6] Bae, K., G. A. Karolyi, and R. M. Stulz. A New Approach to Measuring Financial Contagion[J]. *Review of Financial Studies*, 2003, 16(3):717-763.
- [7] Bekaert, G., M. Ehrmann, M. Fratzscher, and A. Mehli. The Global Crisis and Equity Market Contagion[J]. *Journal of Finance*, 2014, 69(6):2597-2649.
- [8] Benzoni, L., P. Collin-Dufresne, R. S. Goldstein, and J. Helwege. Modeling Credit Contagion Via the Updating of Fragile Beliefs[J]. *Review of Financial Studies*, 2015, 28(7):1960-2008.
- [9] Broner, F. A., R. Gaston Gelos, and C. M. Reinhart. When in Peril, Retrench: Testing the Portfolio Channel of Contagion[J]. *Journal of International Economics*, 2006, 69(1):203-230.
- [10] Brunnermeier, M. K., and L. H. Pedersen. Market Liquidity and Funding Liquidity[J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(6):2201-2238.
- [11] Brusco, S., and F. Castiglionesi. Liquidity Coinsurance, Moral Hazard, and Financial Contagion[J]. *Journal of Finance*, 2007, 62(5):2275-2302.
- [12] Cai, C. X., A. Mobarek, and Q. Zhang. International Stock Market Leadership and Its Determinants[J]. *Journal of Financial Stability*, 2017, 33:150-162.
- [13] Cappiello, L., R. F. Engle, and K. Sheppard. Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns[J]. *Journal of Financial Econometrics*, 2006, 4(4):537-572.
- [14] Cespa, G., and T. Foucault. Illiquidity Contagion and Liquidity Crashes[J]. *Review of Financial Studies*, 2014, 27(6):1615-1660.
- [15] Cheema, M. A., R. Faff, and K. R. Szulczyk. The 2008 Global Financial Crisis and Covid-19 Pandemic: How Safe Are the Safe Haven Assets[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2022, 83:102316.
- [16] Chiang, T. C., L. Lao, and Q. Xue. Comovements Between Chinese and Global Stock Markets: Evidence from Aggregate And Sectoral Data[J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2016, 47(4):1003-1042.
- [17] Cho, J., J. H. Choi, T. Kim, and W. Kim. Flight-to-Quality and Correlation between Currency and Stock Returns[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2016, 62:191-212.
- [18] Corsetti, G., M. Pericoli, and M. Sbracia. Some Contagion, Some Interdependence: More Pitfalls in Tests of Financial Contagion[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2005, 24(8):1177-1199.
- [19] Ehling, P., and C. Heyerdahl-Larsen. Correlations[J]. *Management Science*, 2016, 63(6):1919-1937.
- [20] Forbes, K. J., and R. Rigobon. No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements[J]. *Journal of Finance*(New York), 2002, 57(5):2223-2261.
- [21] Gravelle, T., M. Kichian, and J. Morley. Detecting Shift-Contagion in Currency and Bond Markets[J]. *Journal of International Economics*, 2006, 68(2):409-423.
- [22] Grisse, C., and T. Nitschka. On Financial Risk and The Safe Haven Characteristics of Swiss Franc Exchange Rates[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2015, 32:153-164.
- [23] Jung, R. C., and R. Maderitsch. Structural Breaks in Volatility Spillovers between International Financial Markets: Contagion Or Mere Interdependence[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014, 47:331-342.
- [24] Kim, C., J. Piger, and R. Startz. Estimation of Markov Regime-Switching Regression Models with Endogenous Switching[J]. *Journal of Econometrics*, 2008, 143(2):263-273.
- [25] King, M. A., and S. Wadhvani. Transmission of Volatility between Stock Markets[J]. *Review of Financial Studies*, 1990, 3(1):5-33.
- [26] Kodres, L. E., and M. Pritsker. A Rational Expectations Model of Financial Contagion[J]. *Journal of Finance*, 2002, 57(2):769-799.
- [27] Kurlat, P. Liquidity as Social Expertise[J]. *Journal of Finance*, 2018, 73(2):619-656.
- [28] Kyle, A. S., and W. Xiong. Contagion as a Wealth Effect[J]. *Journal of Finance*, 2001, 56(4):1401-1440.
- [29] Li, H. International Linkages of the Chinese Stock Exchanges: A Multivariate Garch Analysis[J]. *Applied Financial Economics*, 2007, 17(4):285-297.
- [30] Liu, C., M. Chang, X. Wu, and C. M. Chui. Hedges Or Safe Havens—Revisit the Role of Gold And USD Against Stock: A Multivariate Extended Skew-

T Copula Approach[J]. *Quantitative Finance*, 2016, 16(11):1763-1789.

[31] Londono, J. M. Bad Bad Contagion[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2019, 108:105652.

[32] Longstaff, F. A. The Subprime Credit Crisis and Contagion in Financial Markets[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 97(3):436-450.

[33] Mendoza, E. G., and V. Quadrini. Financial Globalization, Financial Crises and Contagion[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2010, 57(1):24-39.

[34] Mobarek, A., G. Muradoglu, S. Mollah, and A. J. Hou. Determinants of Time Varying Co-Movements Among International Stock Markets During Crisis and Non-Crisis Periods[J]. *Journal of Financial Stability*, 2016, 24:1-11.

[35] Ranaldo, A., and P. Söderlind. Safe Haven Currencies[J]. *Review of Finance*, 2010, 14(3):385-407.

[36] Vayanos, D. Flight to Quality, Flight to Liquidity, and The Pricing of Risk[R]. NBER Working Paper, 2004.

[37] Veldkamp, L. L. Information Markets and The Comovement of Asset Prices[J]. *Review of Economic Studies*, 2006, 73(3):823-845.

# 重大风险冲击的经济波动效应、金融风险效应与财政货币政策调控<sup>1</sup>

杨翱<sup>2</sup> 金昊<sup>3</sup> 赵向琴<sup>4</sup> 陈国进<sup>5</sup>

**【摘要】**自然灾害、恐怖袭击和全球经济金融危机等重大风险冲击对经济活动和金融稳定造成了巨大影响。本文从商品需求侧与商品供给侧引入重大风险冲击并将“双金融摩擦”植入新凯恩斯 DSGE 模型来探究重大风险冲击的经济波动效应与金融风险效应，并分析财政货币政策对重大风险冲击的调控效果。研究发现：第一，在“金融加速器”机制的作用下，重大风险冲击通过推高企业贷款违约概率带来金融风险水平的上升与经济衰退。第二，当重大风险冲击对商品需求侧的影响大于对商品供给侧的影响时，经济波动加剧、金融风险水平上升。第三，下调企业所得税通过改善企业与商业银行资产负债表降低金融风险。下调无风险利率虽然能够削弱重大风险冲击对经济波动的负面影响，但也导致金融风险的积累。因此，为应对重大风险冲击，中国应做好对困难企业的财政支持与信贷支持并提高财政货币政策防范和化解宏观经济下行风险与金融风险的能力。

**【关键词】**重大风险冲击；经济波动；金融风险；财政政策；货币政策

## 一、文献综述

历史经验表明，重大风险冲击可能引发大规模的企业破产或停工停产，这将导致消费、投资以及总需求的不足，严重时会造成经济危机。重大风险冲击如果造成金融机构资产负债严重不匹配、资本市场价格剧烈波动乃至整个信用体系崩塌，则会引发金融危机。因此，学术界对重大风险冲击的研究主要集中于重大风险冲击的经济波动效应、重大风险冲击的金融效应以及对应的宏观经济政策调控三个方面。

不少学者就重大风险冲击的经济波动效应展开了研究。Barro (2006) 是最早关注重大风险冲击经济波动效应的宏观经济学文献，通过对重大风险冲击的经济波动效应进行测算发现，20 世纪发生在 OECD 成员国的重大风险事件造成的人均 GDP 损失相比正常年份下降 15%-64% 左右。关于重大风险冲击引发经济波动的原因，相关研究指出，重大风险冲击一方面能够引发微观主体的不确定性预期，家庭将大幅增加预防性储蓄与降低消费，造成商品需求侧的波动（陈彦斌等，2009）；重大风险冲击另一方面通过削减全要素生产率、投资、就业等渠道导致企业大幅减产，造成商品供给侧的波动（陈国进等，2014；周梅芳等，2020）。但是，上述文献主要聚焦于重大风险冲击对商品需求侧或商品供给侧单方面的影响，这可能弱化重大风险冲击的经济波动效应。事实上，无论是 2008 年重大风险冲击或者是 2020 年重大风险冲击，两者均对商品需求侧和商品供给侧造成影响，因此，有必要将商品需求侧与商品供给侧的影响同时植入重大风险冲击。

早期关于重大风险冲击金融效应的研究主要集中于使用重大风险冲击解释金融市场上资产价格的异常波动（Bansal & Yaron, 2004）以及重大风险冲击在金融部门之间的传导过程（Frédéric et al., 2016）。相比之下，关于重大风险冲击的金融风险效应还未得到系统讨论。已有研究表明，金融冲击等外生事件会引发金融风险，金融摩擦机制会放大金融冲击对金融系统的负面影响（Bernanke et al., 1999）。在最近的一些文献中，金融摩擦同时来源于信贷需求侧的企业与信贷供给侧的金融机构（简称“双金融摩擦”），且信贷

<sup>1</sup> 本文原载于《国际金融研究》2023 年第 2 期。

<sup>2</sup> 杨翱，经济学博士，深圳大学经济学院助理教授。

<sup>3</sup> 金昊，经济学博士，北京航空航天大学经济管理学院副教授。

<sup>4</sup> 赵向琴，经济学博士，厦门大学经济学院教授。

<sup>5</sup> 陈国进，经济学博士，厦门大学王亚南经济研究院和经济学院教授。

需求侧的金融摩擦大多采用外部融资溢价机制, 在刻画企业贷款风险方面存在不足 (战明华等, 2021; 邓创等, 2022)。因此, 重大风险冲击作为外生事件的一种特殊形式, 从企业贷款违约的视角探讨不同类型重大风险冲击的金融风险效应是十分必要的。

除了量化重大风险冲击的经济波动效应与金融效应, 如何合理选择与使用宏观经济政策来削弱重大风险冲击对宏观经济与金融市场的负面影响成为近期研究的热点问题。目前关于重大风险冲击下宏观经济政策的讨论主要集中于政府防减灾投资支出、生产性财政支出与居民结构性减税 (赵向琴等, 2017; 丁志帆和孔存玉, 2020)。事实上, 重大风险冲击期间, 政府往往通过向居民发放消费券以及采取降低企业税费等方式来改善需求与供给两端, 但目前在 DSGE 模型框架下研究上述两类财政政策工具对重大风险冲击调控效果的文献较少见到。货币政策对重大风险冲击的调控效果方面, 已有关于货币政策的讨论主要集中于比较不同货币政策规则对重大风险冲击的调控效果, 具体包括承诺规则与相机抉择的比较 (Niemann & Pichler, 2011)、数量型货币机制与价格型货币机制的比较 (郭栋, 2020)。但在规则的设定上, 上述文献基于传统的货币政策形式, 这可能弱化货币政策与重大风险冲击之间的联动机理。

本文从商品需求侧与商品供给侧引入重大风险冲击并将“双金融摩擦”植入新凯恩斯 DSGE 模型, 通过引入商品税后价值的抵押约束, 从企业的违约风险视角讨论重大风险冲击对中国经济波动与金融风险的影响以及财政货币政策对重大风险冲击的调控效果。本文接下来的安排是: 第二部分构建包含重大风险冲击与“双金融摩擦”的新凯恩斯 DSGE 模型。第三部分为参数校准。第四部分分析重大风险冲击对中国经济波动与金融风险的影响、财政货币政策对重大风险冲击的调控效果。第五部分得出本文的结论以及政策建议。

## 二、模型构建

本文构建一个包含居民、企业、商业银行与政府的四部门新凯恩斯 DSGE 模型。具体模型构建如下:

### (一) 居民

居民向企业提供劳动和资本分别获取工资和资本租金, 居民同时向商业银行存款, 购买政府债券并向政府纳税。居民的目标函数是实现效用的最大化:

$$\begin{aligned} & \text{Max } E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u_t \\ & u_t = \left\{ \frac{\left[ (1 - \gamma_c \text{pro}_t) c_t^p (g_t)^{\alpha_g} \right]^{1 - \sigma_c}}{1 - \sigma_c} - \frac{(l_t)^{1 + \sigma_l}}{1 + \sigma_l} \right\} \end{aligned} \quad (1)$$

其中,  $\beta$  为居民贴现因子、 $u_t$  为居民效用、 $l_t$  为居民劳动供给、 $\sigma_c$  为风险厌恶系数、 $\sigma_l$  为居民劳动供给弹性的倒数、 $c_t^p$  为重大风险事件发生之前的居民消费、 $(1 - \gamma_c \text{pro}_t) c_t^p$  为重大风险事件发生之后的居民消费、 $c_t = (1 - \gamma_c \text{pro}_t) c_t^p (g_t)^{\alpha_g}$  为居民有效消费、 $\text{pro}_t$  为重大风险事件的发生概率、 $\gamma_c \in (0, 1)$  为重大风险事件发生后居民消费下降的幅度、 $g_t$  为政府支出、 $\alpha_g$  反映政府支出对居民有效消费的影响。参照陈国进等 (2014) 的设定引入重大风险冲击:

$$(1 - \gamma_c \text{pro}_t) c_t^p = (1 - \text{pro}_t) c_t^p + \text{pro}_t (1 - \gamma_c) c_t^p \quad (2)$$

其中,  $\text{pro}_t$  的对数线性化形式  $\widehat{\text{pro}}_t$  满足 AR(1) 过程:  $\widehat{\text{pro}}_t = \rho_p \widehat{\text{pro}}_{t-1} + \varepsilon_t^p, \varepsilon_t^p \sim N(0, \sigma_p^2)$ ,  $\rho_p$  为重大风

险事件动态变化的持续性系数， $\varepsilon_t^p$ 为重大风险事件发生概率受到的外生冲击，即重大风险冲击。居民的预算约束方程为：

$$(1 - \gamma_c \text{pro}_t) c_t^p + d_t + b_t + i_t = w_t l_t + r_t^k k_t + r_{d,t-1} (d_{t-1} + b_{t-1}) - T_t \quad (3)$$

其中， $d_t$ 和 $b_t$ 分别为居民的银行存款和持有的政府债券、 $r_{d,t}$ 为实际无风险利率、 $i_t$ 为居民投资、 $k_t$ 为居民向企业提供的资本、 $w_t$ 和 $r_t^k$ 分别为企业支付给居民的工资与资本租金、 $T_t$ 为政府一次性税收。资本存量演变方程为：

$$k_{t+1} = (1 - \delta) k_t + \left[ 1 - \frac{\eta}{2} \left( \frac{i_t}{i_{t-1}} - 1 \right)^2 \right] i_t \quad (4)$$

其中， $\delta$ 为资本折旧率、 $\eta$ 为投资调整成本参数。令 $q_t$ 为资本价格，居民关于投资的一阶条件为：

$$q_t \left[ 1 - \frac{\eta}{2} \left( \frac{i_t}{i_{t-1}} - 1 \right)^2 - \eta \left( \frac{i_t}{i_{t-1}} - 1 \right) \frac{i_t}{i_{t-1}} \right] + \beta \eta E_t \left\{ \frac{c_{t+1}^{-\sigma_c} (g_{t+1})^{\alpha_s}}{c_t^{-\sigma_c} (g_t)^{\alpha_s}} q_{t+1} \left( \frac{i_{t+1}}{i_t} - 1 \right) \left( \frac{i_{t+1}}{i_t} \right)^2 \right\} = 1 \quad (5)$$

## (二) 企业

代表性企业 $i \in [0, 1]$ 从居民雇佣劳动和租借资本进行商品 $y_t(i)$ 的生产， $y_t(i)$ 为本文的产出。企业生产受重大风险冲击的影响，企业的生产函数为：

$$y_t(i) = (1 - \gamma_y \text{pro}_t) \left\{ a_t \varepsilon_t^f(i) [l_t(i)]^{1-\alpha} k_t(i)^\alpha \right\} \quad (6)$$

其中， $\alpha$ 为资本产出份额、 $a_t$ 为生产率、 $\gamma_y \in (0, 1)$ 为重大风险事件发生后产出下降的幅度。本文假设对数线性化形式的生产率满足 AR(1)过程： $\hat{a}_t = \rho_a \hat{a}_{t-1} + \varepsilon_t^a$ ， $\varepsilon_t^a \sim N(0, \sigma_a^2)$ ， $\rho_a$ 为生产率动态变化的持续性系数， $\varepsilon_t^a$ 为生产率受到的外生冲击。借鉴范从来和高洁超（2018）的设定形式， $\varepsilon_t^f$ 为异质性生产率且

$\varepsilon_t^f \sim U(\underline{\varepsilon}^f, \bar{\varepsilon}^f)$ 。企业在生产活动期初需要从商业银行贷款并在期末偿还本息，且贷款总量为总支出的一定

比例，即 $\text{loan}_t(i) = f[w_t l_t(i) + r_t^k k_t(i)]$ ， $f$ 为企业贷款占总支出的份额。参考 Gertler & Karadi（2011）的设定，企业的融资成本为市场贷款利率 $r_{i,t}$ ， $r_{i,t}/r_{d,t}$ 为市场融资溢价。当企业可变现产出的税后价值小于需要偿还给商业银行的本息时企业出现违约：

$$(1 - \tau_t) y_t(i) \leq r_{i,t} \text{loan}_t(i) \quad (7)$$

其中， $\tau_t$ 为企业所得税率。对数线性化形式的企业所得税率满足 AR(1)过程：

$\hat{\tau}_t = \rho_\tau \hat{\tau}_{t-1} + \varepsilon_t^\tau + \rho_\tau^p \varepsilon_t^p$ ， $\varepsilon_t^\tau \sim N(0, \sigma_\tau^2)$ ， $\rho_\tau$ 为企业所得税率动态变化的持续性系数， $\varepsilon_t^\tau$ 为企业所得税率受到

的外生冲击,  $\rho_t^p$  刻画了企业所得税对重大风险冲击的当期反应系数,  $\rho_t^p$  越大代表企业所得税对重大风险冲击的反应越大。为了确定企业贷款的违约概率, 需要求出企业贷款的违约门限值  $\varepsilon_t^{f,m}(i)$ , 企业贷款违约概率是异质性生产率在  $[\underline{\varepsilon}^f, \varepsilon_t^{f,m}(i)]$  上的积分:

$$\Phi_i(i) = \int_{\underline{\varepsilon}^f}^{\varepsilon_t^{f,m}(i)} f[\varepsilon_i^f(i)] d\varepsilon_i^f(i) = \frac{\varepsilon_t^{f,m}(i) - \underline{\varepsilon}^f}{\varepsilon^f - \underline{\varepsilon}^f} \quad (8)$$

假设企业每期能够重新对商品定价的比率为  $1 - \theta$ ,  $\theta$  为价格粘性指数, 不能重新定价的企业根据前一期通胀水平  $\pi_{t-1}$  制定指数化价格  $\pi_{t-1}P_t^*$ , 通过求解企业的最优价格, 并结合企业最终品的定价规则, 得到如下形式的新凯恩斯菲利普斯曲线 (侯成琪等, 2018)<sup>1</sup>:

$$\hat{\pi}_t = \frac{\beta}{1+\beta} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{1}{1+\beta} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{(1+\beta)\theta} \widehat{m}c_t \quad (9)$$

### (三) 商业银行

商业银行从居民获取存款并向企业发放贷款, 借鉴 Gertler & Karadi (2011), 商业银行的资产负债表为:

$$loan_t = n_t + (1 - r_{r,t})d_t \quad (10)$$

其中,  $n_t$  与  $r_{r,t}$  分别为商业银行净资产与法定存款准备金率。商业银行净资产的积累路径为<sup>2</sup>:

$$n_{t+1} = r_{i,t} loan_t^e - r_{d,t} d_t \quad (11)$$

商业银行通过选择贷款来最大化退出市场时的期望净资产  $v_t$ :

$$v_t = \text{Max} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\vartheta)^{\tau} \beta^{\tau} \Lambda_{t,t+\tau} n_{t+\tau} \quad (12)$$

其中,  $\beta^{\tau} \Lambda_{t,t+\tau} = \beta^{\tau} c_{t+1+\tau}^{-\sigma_c} (g_{t+1+\tau})^{\alpha_g} / c_{t+\tau}^{-\sigma_c} (g_{t+\tau})^{\alpha_g}$  为  $t + \tau + 1$  期收益贴现到  $t$  期的贴现因子。为避免商业银行资金的委托代理问题, 商业银行需要满足激励相容约束  $v_t(i) \geq w loan_t^e$ ,  $w$  为信贷供给摩擦参数。参考 Gertler & Karadi (2011), 商业银行期望净资产的表达形式为  $v_t = u_{s,t} loan_t^e + u_{n,t} n_t$ ,  $u_{s,t}$  与  $u_{n,t}$  分别为商业银行贷款业务的边际收益以及增加一单位商业银行净资产的收益。商业银行的一阶条件为:

$$u_{s,t} = \beta E_t \Lambda_{t,t+1} \left[ (1-\vartheta) \left( r_{i,t} - \frac{r_{d,t}}{1-r_{r,t}} \right) + \vartheta x_{t+1} u_{s,t+1} \right] \quad (13)$$

<sup>1</sup>  $\hat{x}_t$  表示为变量  $x_t$  偏离其稳态水平  $x$  的百分比。

<sup>2</sup> 目前我国一年期法定存款准备金利率远小于存款利率与贷款利率, 因此本文不考察商业银行的法定存款收益。

$$u_{n,t} = \beta E_t \Lambda_{t,t+1} \left[ \frac{(1-g)r_{d,t}}{1-r_{r,t}} + g z_{t+1} u_{n,t+1} \right] \quad (14)$$

其中， $g$ 为当期商业银行的存活比重、 $x_{t+1} = loan_{t+1}^e / loan_t^e$ 为信贷增长率、 $z_{t+1} = n_{t+1} / n_t$ 为净资产增长率。定义商业银行杠杆 $\phi_t = loan_t^e / n_t$ ，商业银行净资产的累积路径为：

$$n_{t+1} = g \left[ \left( r_{i,t} - \frac{r_{d,t}}{1-r_{r,t}} \right) \phi_{t-1} + \frac{r_{d,t}}{1-r_{r,t}} \right] n_t + \kappa loan_t^e \quad (15)$$

其中， $\kappa$ 为新入商业银行净资产占社会总资产的份额。

#### （四）政府

政府实施财政货币政策，实施规则分别如下所示：

##### 1、财政政策

政府通过征税、发行国债和调整商业银行法定存款准备金的增量来维持政府支出与企业新增贷款实现财政收支平衡<sup>1</sup>。政府资产负债表满足：

$$g_t + r_{d,t-1} b_{t-1} = w_{gy} y_t + \tau_t y_t + b_t + r_{r,t} d_t - r_{r,t-1} d_{t-1} \quad (16)$$

其中， $g_t$ 为政府支出、 $w_{gy}$ 为居民一次性总税占产出的份额，即 $T_t = w_{gy} y_t$ （朱军等，2019；王博等，2019）。假定对数线性化形式的政府支出满足： $\hat{g}_t = \rho_g \hat{g}_{t-1} + \varepsilon_t^g + \rho_g^p \varepsilon_t^p, \varepsilon_t^g \sim N(0, \sigma_g^2)$ ， $\rho_g$ 为政府支出动态变化的持续性系数， $\varepsilon_t^g$ 为政府支出受到的外生冲击， $\rho_g^p$ 刻画了政府支出对重大风险冲击的当期反应系数， $\rho_g^p$ 越大代表政府支出对重大风险冲击的反应越大。

##### 2、货币政策

考虑到中国人民银行通过下调无风险利率来支持商业银行降低企业贷款成本（存款构成商业银行负债资金来源的70%以上，只有通过下调无风险利率才能引导商业银行成本下行）。名义无风险利率 $R_t$ （ $R_t = r_{d,t} E_t \pi_{t+1}$ ）的动态过程设定为如下泰勒规则：

$$\hat{R}_t = \rho_n \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho_n) \varphi_n \hat{\pi}_t + (1 - \rho_n) \varphi_y \hat{y}_t + \varepsilon_t^n + \rho_n^p \varepsilon_t^p, \varepsilon_t^n \sim N(0, \sigma_n^2) \quad (17)$$

其中， $\rho_n$ 、 $\varphi_n$ 、 $\varphi_y$ 分别为名义无风险利率的持续性系数、名义无风险利率对通胀的反应系数、名义无风险利率对产出的反应系数。 $\varepsilon_t^n$ 为名义无风险利率受到的外生冲击、 $\rho_n^p$ 刻画了名义无风险利率对重大风险冲击的当期反应系数， $\rho_n^p$ 越大代表货币政策对重大风险冲击的反应越大。参考王博等（2019），法定存款

<sup>1</sup> 参照陈小亮和马啸（2016），中央银行增加的准备金可视为铸币税。

准备金率盯住信贷增长率与产出增长率, 具体形式表示为:

$$\hat{r}_{r,t} = \rho_r \hat{r}_{r,t-1} + (1 - \rho_r) \phi_l \widehat{\Delta loan}_t + (1 - \rho_r) \phi_y \widehat{\Delta y}_t \quad (18)$$

其中,  $\rho_r$ 、 $\phi_l$ 、 $\phi_y$  分别为法定存款准备金率的持续性系数、法定存款准备金率对信贷增长率  $\Delta loan_t = loan_t/loan_{t-1}$  的反应系数、法定存款准备金率对产出增长率  $\Delta y_t = y_t/y_{t-1}$  的反应系数。

### 三、参数校准

#### (一) 数据描述

本文选用季度数据模拟上述冲击的经济波动效应与金融风险效应, 数据来源为 wind 数据库, 时间跨度是 1996 年第一季度至 2020 年第四季度。本文使用产出、居民有效消费、投资与政府支出四个观测变量, 其分别对应数据库中的国内生产总值、全社会消费品零售总额、全社会固定资产投资与公共财政支出。为保证数据平稳性, 以上数据均采用季节调整方法和 HP 滤波去除季节效应与长期趋势。

#### (二) 参数校准依据和结果

本文分别采用文献校准法与历史数据校准法对稳态参数进行校准。采用文献校准法的依据与结果如表 1 所示。利用历史数据进行校准的参数主要包括重大风险冲击参数、部分财政政策参数与货币政策参数: 关于灾后消费下降的幅度  $\gamma_c$  与产出下降的幅度  $\gamma_y$  的校准, 本文选取社会消费品零售总额同比增速与工业增加值同比增速的历史数据先进行 HP 滤波处理得到相关数据的趋势项, 通过计算真实数据与趋势项的差值并选取 2008 年差值与 2020 年差值的平均值作为基准模型的校准依据, 最终得到  $\gamma_c = 0.1034$ 、 $\gamma_y = 0.1019$ 。

根据《中华人民共和国企业所得税法》, 本文将企业所得税率稳态  $\tau$  设定为 0.25, 这样的设定与陈小亮和马啸 (2016) 的计算是一致的; 本文将法定存款准备金率的稳态值  $r_f$  设定为 0.13, 这是大型金融机构 1996 年第一季度至 2020 年第四季度的法定存款准备金率的平均值。

表 1 稳态参数校准

参数	说明	校准依据	校准	参数	说明	校准依据	校准
$\beta$	居民贴现因子	殷兴山等 (2020)	0.99	$\delta$	资本折旧率	马勇和陈雨露 (2013)	0.025
$\sigma_c$	风险厌恶系数	康立等 (2013)	2	$f$	企业贷款支出比	马骏等 (2016)	0.7
$\sigma_l$	劳动供给弹性倒数	马勇和陈雨露 (2013)	1	$\tau$	企业所得税率稳态	陈小亮和马啸 (2016)	0.25
$\alpha_g$	消费与政府消费关系系数	黄贇琳和朱保华 (2015)	0.37	$\eta$	投资调整成本参数	孟宪春等 (2019)	4
$\alpha$	资本产出份额	刘鹏和鄢莉莉 (2012)	0.55	$\vartheta$	当期商业银行的存活比重	司登奎等 (2019)	0.95
$\frac{-f}{\varepsilon}$	异质性生产率分布上限	范从来和高洁超 (2018)	1.35	$\kappa$	新入商业银行净资产占社会总资产的份额	何国华等 (2017)	0.002

$\varepsilon^f$	异质性生产率分布下限	范从来和高洁超 (2018)	1	$w$	信贷供给摩擦参数	何国华等 (2017)	0.38
$\Phi$	企业贷款违约概率稳态	范从来和高洁超 (2018)	0.035	$w_{gy}$	一次性总税占产出的份额	王博等 (2019)	0.178
$\theta$	不调价的企业比率	贾俊雪和郭庆旺 (2012)	0.85	-	-	-	-

## 四、模拟分析与政策评估

本部分首先考察基准模型下一个单位重大风险冲击的经济波动效应与金融风险效应，其次比较重大风险冲击对商品需求侧与商品供给侧造成不同影响时的经济波动效应与金融风险效应，最后在基准模型的基础上考察财政货币政策对重大风险冲击的调控效果。本文选取的经济变量与金融变量包括产出、居民有效消费、投资、资本价格、市场融资溢价、企业贷款违约概率、商业银行杠杆、商业银行净资产增长率。具体结果如图 1-图 12 所示，其中横轴表示重大风险冲击的响应持续期，纵轴表示重大风险冲击引起冲击目标的响应程度。

### (一) 重大风险冲击的经济波动效应与金融风险效应

图 1 刻画了一个单位重大风险冲击对经济变量与金融变量的影响。重大风险冲击直接导致居民有效消费与企业生产水平的下降，企业资本需求随之下降并导致投资需求与资本价格相继下跌。此时企业资产负债表出现恶化，资金收入和现金流面临中断风险，当期债务压力上升，企业贷款违约概率急剧上升。企业信用风险的极度提升一方面形成连锁效应，加大商业银行杠杆上升的压力并冲击商业银行资产质量，商业银行净资产增长率随之下降。另一方面促使商业银行收取一个更高的风险溢价抑制投资，投资的下降进一步导致资本价格下跌，企业盈利能力进一步减弱，企业资金链断裂压力上升，风险溢价进一步提高，而这会进一步降低总需求与总供给。这就是在经济下行期由于抵押约束产生的内生“金融加速器”机制。上述分析表明，重大风险冲击的经济波动效应与金融风险效应主要分为三个阶段：重大风险冲击第一阶段直接导致居民有效消费与企业生产活动下行，企业贷款违约概率上升。第二阶段通过信贷业务传递至商业银行内部，商业银行杠杆上升。第三阶段商业银行被迫提高贷款成本导致企业经营成本上升并最终波及实体经济。

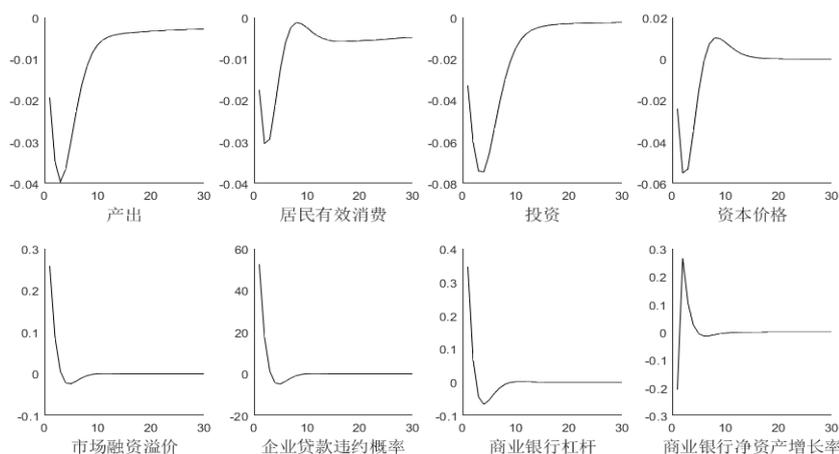


图 1 重大风险冲击的经济波动效应与金融风险效应

### (二) 重大风险冲击对商品需求侧与商品供给侧的影响分析

在基准模型中，根据历史数据平均值，本文将重大风险事件发生后消费下降的幅度  $\gamma_c$  与产出下降的幅度  $\gamma_y$  分别校准为 0.1034 与 0.1019。2008 年重大风险冲击与 2020 年重大风险冲击存在较大差异，2008 年重

大风险冲击对商品供给侧的影响大于对商品需求侧的影响，而 2020 年重大风险冲击对商品需求侧的影响大于对商品供给侧的影响。基于此，本部分对上述两种情形下重大风险冲击的经济波动效应与金融风险效应进行分析。本部分根据 2008 年重大风险冲击与 2020 年重大风险冲击期间社会消费品零售总额同比增速与工业增加值同比增速对  $\gamma_c$  与  $\gamma_y$  校准，当重大风险冲击对商品需求侧的影响大于对商品供给侧的影响时满足  $\gamma_c = 0.1840$ 、 $\gamma_y = 0.1081$ （本文称之为“商品需求侧为主的重大风险冲击”），当重大风险冲击对商品供给侧的影响大于对商品需求侧的影响时满足  $\gamma_c = 0.0228$ 、 $\gamma_y = 0.0957$ （本文称之为“商品供给侧为主的重大风险冲击”）。

当重大风险冲击影响商品需求侧时，居民有效消费不足导致产能过剩，一方面企业缩减生产规模导致居民收入下降，导致居民有效消费进一步下降。另一方面，居民减少资本开支，导致投资下降。居民有效消费的下降进一步反馈至商品供给侧导致商品供给收缩。当重大风险冲击影响商品供给侧时，商品供给的下降会导致企业盈利水平下降，企业盈利水平的下降一方面迫使企业降薪导致居民收入下降，居民有效消费随之下降。另一方面，居民减少资本开支导致投资下降，最终出现经济总需求的下降。通过图 2 可以发现，商品需求侧为主的重大风险冲击对经济变量与金融变量的影响方向与商品供给侧为主的重大风险冲击的影响一致，这说明重大风险冲击的传导机制并未改变，但重大风险冲击对经济变量与金融变量的影响程度发生了改变，主要表现为：相比商品需求侧为主的重大风险冲击，当重大风险冲击对商品供给侧的影响大于商品需求侧的影响时，产出、居民有效消费、投资的下降幅度加深，重大风险冲击对上述经济变量的影响进一步反馈至金融层面导致企业偿债压力增加、市场融资溢价扩大、商业银行杠杆进一步攀升，最终导致商业银行净资产增长率的降速更为明显。上述研究表明，当重大风险冲击对商品需求侧的影响大于对商品供给侧的影响时，重大风险冲击会加剧经济波动以及导致金融风险水平的上升。

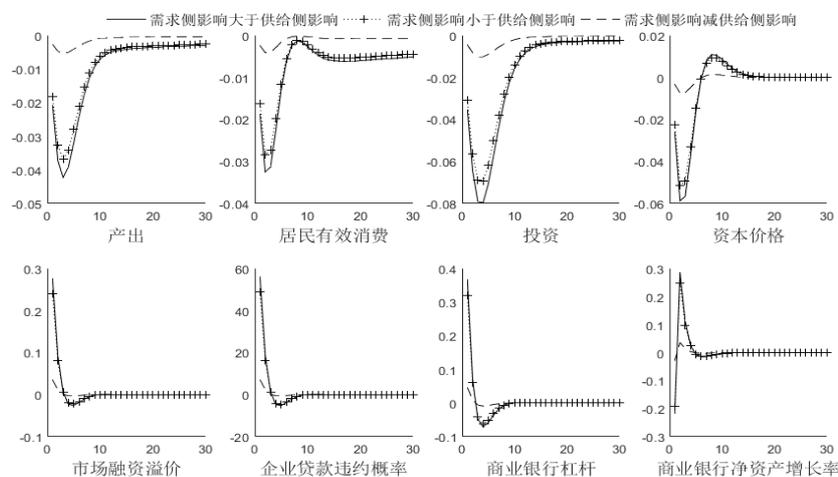


图 2 重大风险冲击对商品需求侧与商品供给侧的影响

### （三）财政货币政策对重大风险冲击的调控效果

本部分分别对财政政策调控与货币政策调控进行分析，财政政策调控表现为政府下调企业所得税来缓解企业资金压力以及增加政府支出刺激居民消费，货币政策表现为政府通过下调无风险利率来降低商业银行资金成本。

#### 1、财政政策：下调企业所得税

图 3 刻画了下调企业所得税后重大风险冲击的经济波动效应与金融风险效应，此时满足

$\rho_{\tau}^p = -0.1$ 、 $\rho_g^p = \rho_n^p = 0$ 。根据图 3 可以发现，下调企业所得税削弱了重大风险冲击对经济波动的负面影

响，金融风险也有所下降，其对经济波动的改善效果大于对金融风险的改善效果。下调企业所得税首先降低企业生产成本，企业增加商品供给刺激产出的增加。商品供给侧的改善导致企业需要更多的资本进行商品的生产，资本价格因此回升并刺激居民追加投资，居民投资收入的增加改善了居民财富水平刺激了居民有效消费，在居民投资与有效消费的带动作用产出进一步增加。其次，下调企业所得税导致企业可变现产出的税后价值上升，企业贷款违约概率因此下降，根据实际贷款利率决定方程，市场融资溢价出现下行。最后，根据商业银行贷款业务的边际收益方程与商业银行净资产收益方程，市场融资溢价下行导致商业银行贷款业务边际收益下降与商业银行单位净资产收益增加导致商业银行净资产增长率的上升与商业银行杠杆的下降。

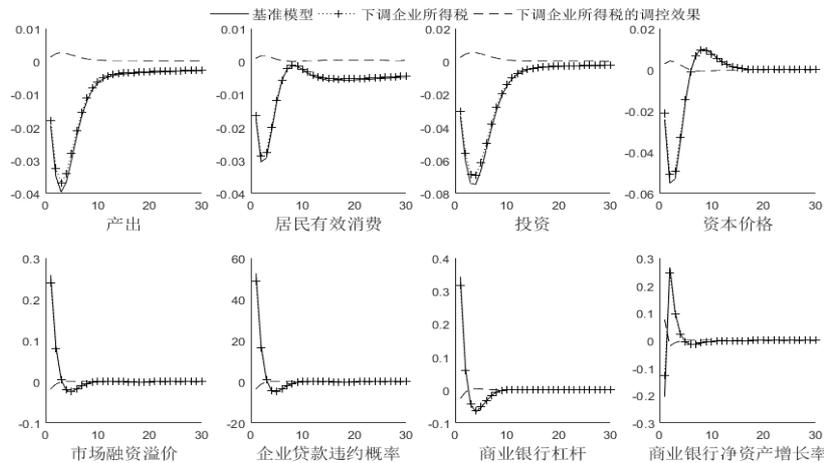


图 3 下调企业所得税对重大风险冲击的调控效果

## 2、财政政策：增加政府支出

图 4 刻画了增加政府支出后重大风险冲击的经济波动效应与金融风险效应，此时满足

$\rho_g^p = 0.1$ 、 $\rho_{\tau}^p = \rho_n^p = 0$ 。根据图 4，增加政府支出削弱了重大风险冲击对经济波动的负面影响但对金融变

量的调控效果有限。增加政府支出通过财富效应刺激居民有效消费带动产出增长。由于增加政府支出对投资存在挤出效应，因此居民投资出现下降并导致资本价格下跌。此外，增加政府支出只改善商品需求侧的居民有效消费并没有降低企业的生产成本，在商品需求的刺激作用下，由于有提高产量的需求，企业贷款进一步增加并导致更高的市场融资溢价。根据商业银行贷款业务的边际收益方程，更高的市场融资溢价导致商业银行杠杆水平的上升。总的来说，当政府支出直接作用于提高居民的商品需求时，其对经济变量具有较好的调控效果，但是对市场融资溢价、企业贷款违约概率、商业银行杠杆与商业银行净资产增长率等金融变量的调控效果有限。

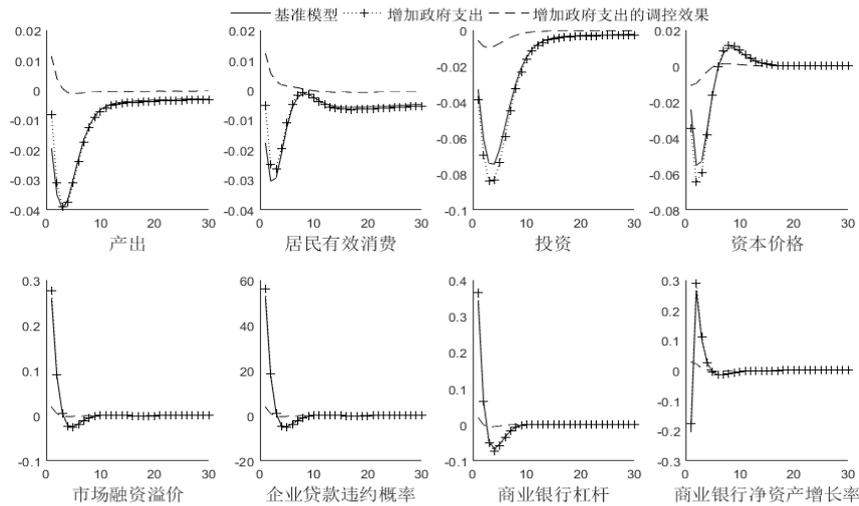


图 4 增加政府支出对重大风险冲击的调控效果

### 3、货币政策：下调无风险利率

图 5 刻画了下调无风险利率后重大风险冲击的经济波动效应与金融风险效应，此时满足

$\rho_n^p = -0.02$ 、 $\rho_r^p = \rho_g^p = 0$ 。根据图 5，下调无风险利率削弱了重大风险冲击对经济变量的影响但对金融变

量的调控效果有限。由于存款真实总利率下降，市场融资溢价上升，这表明政策利率并没有从货币市场有效转移至信贷市场。根据商业银行贷款业务的边际收益方程与商业银行净资产收益方程，名义无风险利率的下降导致商业银行单位净资产的收益小于贷款业务的边际收益导致商业银行净资产增长率的下降，商业银行杠杆因此上升。正向的货币政策主要通过两条路径刺激投资：一是降低企业的融资成本、二是提高资本价格。上述两条路径一方面放松了企业的信贷约束，另一方面增加了家庭的投资收入带动了产出与居民有效消费的增加。图 5 的结果表明，尽管无风险利率的下调向信贷市场释放流动性并带动产出、居民有效消费与投资的增加，但也容易造成商业银行杠杆水平的攀升并积累金融风险。

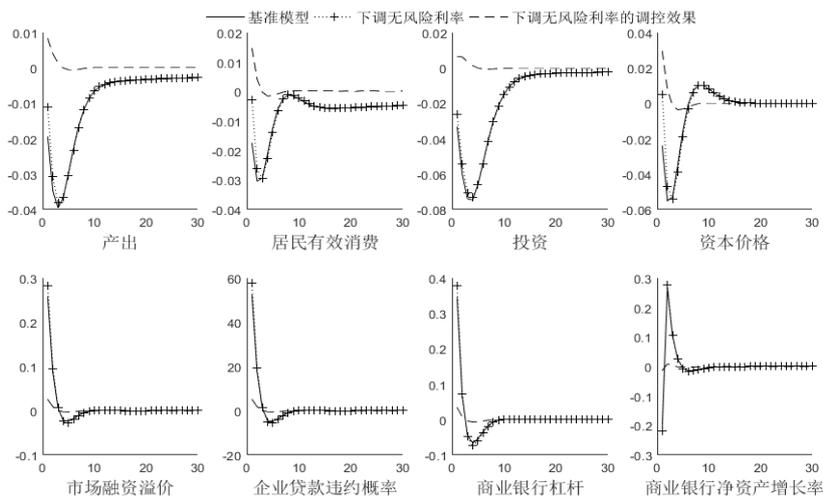


图 5 下调无风险利率对重大风险冲击的调控效果

## 五、结论与政策建议

本文首先从商品需求侧与商品供给侧引入重大风险冲击并将“双金融摩擦”植入新凯恩斯 DSGE 模型来探究重大风险冲击的中国经济波动效应与金融风险效应，然后分析财政货币政策对重大风险冲击的调控效果。

本文研究发现：第一，重大风险冲击对中国经济与金融市场的影响主要分为三个阶段：第一阶段直接导致居民有效消费与企业生产下行，企业贷款违约概率上升。第二阶段通过信贷业务传递至商业银行内部，商业银行杠杆上升。第三阶段商业银行被迫提高贷款成本导致企业经营成本上升并最终波及实体经济。第二，需求是经济增长的核心驱动力，当重大风险冲击对商品需求侧的影响大于对商品供给侧的影响时，重大风险冲击会导致经济波动加剧以及金融风险水平的上升，这说明相对于商品供给侧的不足，防范商品需求侧的不利冲击更为重要。第三，财政货币政策调控方面，下调企业所得税同时改善商品供给与商品需求并缓解企业债务压力，企业与商业银行资产负债表修复，金融风险下行。下调无风险利率虽然能够削弱重大风险冲击对经济波动的负面影响，但也导致金融风险的积累。这表明过度依赖货币政策会给金融稳定带来危害。

2008 年全球金融危机以来，面临复杂多变的经济环境，提高财政货币政策对重大风险冲击的调控效果成为国内外学者与政策制定者的共识。本文通过研究重大风险冲击对中国经济波动与金融风险的影响机制，提出应对重大风险冲击的宏观经济调控与金融支持相关的政策建议：一是培育壮大各类消费新业态新模式，包括智慧商店、无接触配送等。鼓励传统流通企业打造一些新的体验式、互动式、沉浸式的消费场景，推动经济社会网络化、智能化、数字化，发挥人工智能、工业互联网、物联网等技术对经济要素的推动作用，削弱重大风险冲击对商品需求侧与商品供给侧的影响。二是适当加大财政政策的力度以及加快财政政策的执行进度，做好对困难企业的财政支持与信贷支持，主要通过减税降费、财政金融扶持、租金减免的政策缓解困难企业的现金流压力。此外，财政政策作为一种治理经济社会的手段，要在重大风险冲击期间保有足够的韧性，为宏观调控提供足够的政策空间。三是进一步疏通货币政策的传导机制，保持流动性合理充裕，增强信贷总量增长的稳定性，可以考虑适时进一步下调大型金融机构的存款准备金率，此外，还可以考虑进一步降低存款基准利率来缓解商业银行负债成本压力并最终降低企业融资成本，但同时避免宽松货币政策的过度使用可能带来的通胀与金融风险。四是政府、金融机构和企业之间应该建立完善的信息共享机制以便更快、更准、更稳地找到风险点。同时做到科学管理市场预期，保持财政货币政策的连续性、稳定性、可持续性，避免政策急转弯，提高财政货币政策防范和化解宏观经济下行风险与金融风险的能力。

## 【参考文献】

- [1] 陈国进, 晁江锋, 武晓利, 赵向琴. 罕见灾难风险和中国宏观经济波动[J]. 经济研究, 2014 (8): 54-66
- [2] 陈小亮, 马啸. “债务-通缩”风险与货币政策财政政策协调[J]. 经济研究, 2016 (8): 28-42
- [3] 陈彦斌, 霍震, 陈军. 灾难风险与中国城镇居民财产分布[J]. 经济研究, 2009 (11): 144-158
- [4] 邓创, 吴超, 赵珂. 重大危机事件下的不确定性冲击、传导机制与政策协同应对[J]. 国际金融研究, 2022 (2): 22-33
- [5] 丁志帆, 孔存玉. 灾难风险冲击与结构性财政政策的收入分配效应研究[J]. 财贸经济, 2020 (12): 53-67
- [6] 范从来, 高洁超. 银行资本监管与货币政策的最优配合: 基于异质性金融冲击视角[J]. 管理世界, 2018 (1): 53-65
- [7] 郭栋. 灾难风险经济冲击效应与货币政策机制选择研究——基于 DSGE 模型的新冠肺炎疫情经济模拟[J]. 国际金融研究, 2020 (8): 24-34
- [8] 何国华, 李洁, 刘岩. 金融稳定政策的设计: 基于利差扭曲的风险成因考察[J]. 中国工业经济, 2017 (8): 25-43
- [9] 侯成琪, 罗青天, 吴桐. PPI 和 CPI: 持续背离与货币政策的选择[J]. 世界经济, 2018 (7): 49-74
- [10] 黄贻琳, 朱保华. 中国的实际经济周期与税收政策效应[J]. 经济研究, 2015 (3): 4-17
- [11] 贾俊雪, 郭庆旺. 财政支出类型、财政政策作用机理与最优财政货币政策规则[J]. 世界经济, 2012 (11): 3-30
- [12] 康立, 龚六堂, 陈永伟. 金融摩擦、银行净资产与经济波动的行业间传导[J]. 金融研究, 2013 (5): 32-46
- [13] 刘鹏, 鄢莉莉. 银行体系、技术冲击与中国宏观经济波动[J]. 国际金融研究, 2012 (3): 69-76
- [14] 马骏, 施康, 王红林, 王立升. 利率传导机制的动态研究[J]. 金融研究, 2016 (1): 31-49
- [15] 马勇, 陈雨露. 宏观审慎政策的协调与搭配: 基于中国的模拟分析[J]. 金融研究, 2013 (8): 57-69
- [16] 孟宪春, 张屹山, 李天宇. 中国经济“脱实向虚”背景下最优货币政策规则研究[J]. 世界经济, 2019 (5): 27-48
- [17] 司登奎, 葛新宇, 曾涛和李小林. 房价波动、金融稳定与最优宏观审慎政策[J]. 金融研究, 2019 (11): 38-56
- [18] 王博, 李力, 郝大鹏. 货币政策不确定性、违约风险与宏观经济波动[J]. 经济研究, 2019 (3): 119-134
- [19] 殷兴山, 易振华, 项燕彪. 总量型和结构型货币政策工具的选择与搭配——基于结构性去杠杆视角下的分析[J]. 金融研究, 2020 (6): 60-77
- [20] 战明华, 李帅, 姚耀军, 吴周恒. 投资潮涌、双重金融摩擦与货币政策传导——转型时期货币政策的结构调控功能探究[J]. 金融研究, 2021 (3): 1-17
- [21] 赵向琴, 袁婧, 陈国进. 灾难冲击与我国最优财政货币政策选择[J]. 经济研究, 2017 (4): 34-4
- [22] 周梅芳, 刘宇, 张金珠, 崔琦. 新冠肺炎疫情的宏观经济效应及其应对政策有效性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2020 (8): 24-41
- [23] 朱军, 李建强, 张淑翠. 一种策略博弈式 DSGE 模型的设计及其应用[J]. 数量经济技术经济研究, 2019 (9): 117-131
- [24] Bansal R, Yaron A. Risks for the Long Run: A Potential Resolution of Asset Pricing Puzzles[J]. The Journal of Finance, 2004, 59 (4): 1481-1509
- [25] Barro R J. Rare Disasters and Asset Markets in the Twentieth Century[J]. Quarterly Journal of Economics, 2006, 121 (3): 823-866
- [26] Bernanke B S, Gertler M, Gilchrist S. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework[J]. Handbook of Macroeconomics, 1999, 1 (12): 1341-1393
- [27] Born B, Pfeifer J. Policy Risk and the Business Cycle[J]. Journal of Monetary Economics, 2014, 68 (9): 68-85
- [28] Frédéric B, Collard F, Smets F. Booms and Banking Crises[J]. Journal of Political Economy, 2016, 124 (2): 489-538
- [29] Gertler M, Karadi P. A Model of Unconventional Monetary Policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2011, 58 (1): 17-34
- [30] Niemann S, Pichler P. Optimal Fiscal and Monetary Policies in the Face of Rare Disasters[J]. European Economic Review, 2011, 55 (1): 75-92
- [31] Ratto M, Iskrev N. Estimation and Inference in DSGE Models Using Derivatives of the Likelihood[R]. Working paper, Joint

Research Centre, 2012

# Economic Fluctuation、 Financial Risk of Significant Risk Shock and Regulation Effect of Fiscal and Monetary Policies

Yang Ao<sup>1</sup>, Jin Hao<sup>2</sup>, Zhao Xiangqin<sup>3</sup>, Chen Guojin<sup>3, 4</sup>

(1.College of Economics, Shenzhen University; 2. School of Economics and Management, Beihang University; 3. School of Economics, Xiamen University; 4.The Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University)

**Summary:** The impact of significant risk shock such as natural disasters, terrorism, and global financial crises has had a substantial impact on economic activities and financial stability.

Based on the the framework of New Keynesian DSGE model, this article first describes the effect of significant risk shock on China's economic fluctuation and financial risk from the perspectives of commodity demand side and commodity supply side, then evaluates regulation effect of fiscal and monetary policies.

The results show that under "financial accelerator" mechanism, significant risk shock increases the probability of enterprise default, which leads to a rise of financial risk and a further economic downturn. When the impact of significant risk shock on commodity demand side is greater than that on commodity supply side, significant risk shock leads to the intensification of economic fluctuation and the increase of financial risks. A reduction of enterprise income tax improves the balance sheet condition of enterprise and commercial bank, which in turn lowers systematic financial risk. A reduction of interest rate reduces the negative impact of significant risk shock on economic fluctuation, but financial risks have further accumulated.

Facing significant risk shock, this paper gives two suggestions. Firstly, China should provide financial support and credit support to enterprises in difficulty to reduce the impact of significant risk shock on commodity demand side and commodity supply side. Secondly, China should improve the ability of fiscal and monetary policies to prevent and resolve macroeconomic downside risks and financial risks.

**Key words:** Significant Risk Shock; Economic Fluctuation; Financial Risk; Fiscal Policy; Monetary Policy

## 宏观审慎评估体系与银行广义信贷

屠堃泰<sup>1</sup> 赵胜民<sup>2</sup> 蒋双田<sup>3</sup> 张瀚文<sup>4</sup>

**【摘要】**宏观审慎评估体系（MPA）是我国在“双支柱”框架下的重要探索和创新，旨在规范商业银行的经营行为，降低其风险承担。MPA于2016年首次提出，于2017年升级。本文利用2009—2018年中国47家商业银行的资产负债表数据，推算银行广义信贷规模，通过设计双重差分模型，探究MPA对银行广义信贷和信用风险的影响。研究结果表明：第一，MPA的实施显著抑制银行广义信贷的过快扩张，并且显著降低银行信用风险。第二，MPA对银行广义信贷的影响存在结构差异。面临考核压力的银行倾向于先压缩非狭义类型信贷规模，但对狭义信贷和表外理财的抑制作用并不显著，这将推动银行资产配置结构的转变。第三，以上结论在基于资本充足率的分组与基于广义信贷增速的分组中保持一致，表明实施MPA的政策效果是稳健的。

**【关键词】**宏观审慎评估体系；双重差分模型；银行广义信贷；信用风险

### 引言

2017年以来，中国人民银行的政策调控框架经历深刻变动，具体表现为从单一的货币政策调控框架转变为货币政策与宏观审慎政策相协调的“双支柱”调控框架，这种转变是中国经济金融发展的迫切需要（Cozzi et al., 2020；彭俞超和何山，2020）。双支柱调控框架能够更好地兼顾经济稳定目标和金融稳定目标，在多重经济目标中寻求动态平衡（方意，2016；马勇，2019；兰晓梅等，2020）。

本文关注宏观审慎评估体系的两次深刻变动。2016年中国人民银行首次将差别准备金动态调整和合意贷款管理机制升级为宏观审慎评估体系（Macro-prudential Assessment，简称MPA）。调整的关键变化是将银行狭义贷款监管拓展为广义信贷监管。广义信贷指标可以更加准确地获悉商业银行实际信用创造并测度金融市场风险。第二次变化是在2017年，中国人民银行将表外理财扣除现金存款的余额纳入MPA的广义信贷指标，这意味着银行的表外理财业务也将受到宏观审慎监管。该政策的出台将银行表内表外资产纳入统一监管标准，可以限制银行资产，特别是表外理财业务的非理性扩张以及腾挪资产规避监管等行为。

在宏观审慎评估体系的建立和调整过程中，广义信贷增速指标具有极其重要的地位。一方面，该指标对金融机构宏观审慎评估考核的结果至关重要；另一方面，该指标也与银行风险息息相关。广义信贷指标监测银行绝大多数信用创造活动（中国人民银行总行调查统计司课题组，2019），能够充分反映银行风险资产状况和杠杆扩张程度。广义信贷增速可作为衡量系统性金融风险和实施逆周期调控的重要政策变量。

鉴于广义信贷指标的重要性，本文拟研究宏观审慎评估体系对银行广义信贷的调节作用并评估其政策效果，有助于更加准确地认识宏观审慎评估体系的优势以及可能存在的不足，为完善宏观审慎评估体系以及宏观审慎政策框架提供借鉴意义。

本文的边际贡献如下：第一，国内对于MPA考核下广义信贷的研究较少，现有的研究集中于定性分析和对广义信贷体系与统计口径的探讨，缺乏实证分析以及对政策效果的评估。本文的研究提供了一种新思路。第二，由于数据可得性的限制，广义信贷指标没有直接可用的数据，本文利用中国主要商业银行的资产负债表数据，推算广义信贷规模<sup>5</sup>，提供数据测算上的参考。第三，宏观审慎评估体系监管侧重于总量

<sup>1</sup> 屠堃泰，南开大学金融学院博士研究生。

<sup>2</sup> 赵胜民，南开大学金融学院教授。

<sup>3</sup> 蒋双田，南开大学金融学院硕士研究生。

<sup>4</sup> 张瀚文，广东外语外贸大学金融学院讲师。

<sup>5</sup> 李文泓和林凯旋（2013）、朱太辉和黄海晶（2018）构建了国家层面的广义信贷指标。但商业银行微观层面的广义信贷指标，鲜有研究涉及。

层面, 对结构层面关注度不够。本文根据监管对象的变化划分商业银行的资金运用类别, 探究商业银行广义信贷结构变化, 为政策的完善提供建议。

## 一、文献综述

关于宏观审慎政策有效性问题实证层面的研究, 大致分为以下两类: 基于跨国面板数据的研究和基于银行微观面板数据的研究。

### (一) 基于跨国面板数据的研究

Lim et al. (2011) 利用 49 个国家的跨国面板数据, 研究各类宏观审慎政策工具的有效性和选择问题。结果表明, 信贷需求类、流动性类以及资本类政策工具能够抑制信贷规模的过快扩张。Dell’Ariccia et al. (2012) 使用覆盖 170 个国家、1970—2010 年 (176 次信贷繁荣期) 的大型跨国数据研究发现, 固定汇率制度、宽松的银行监管和宏观政策环境更有利于繁荣。宏观审慎政策的效果体现在减少信贷繁荣的发生概率, 降低泡沫破裂的风险。Bruno et al. (2017) 利用 2004—2013 年间 12 个亚太经济体数据, 对宏观审慎政策和资本流动管理 (CFM) 政策进行比较研究。结果发现, CFM 政策在银行市场和债券市场之间存在相互溢出效应。Cerutti et al. (2017) 构建 119 个国家的宏观审慎政策工具数据库, 涉及 12 种宏观审慎工具。分析发现, 对于新兴市场国家, 宏观审慎政策工具能够有效控制信贷和房价增长。Cizel et al. (2019) 利用 CCL 和 CCFS 两个数据库, 比较研究宏观审慎政策对非银行信贷的影响。结果表明, 在政策实施后, 银行信贷下降促使人们转向非银行信贷, 且这种效应在发达经济体中更强。除此之外, 还有一些跨国研究专门关注房地产市场以及住房信贷的发展 (Vandenbussche et al., 2015; Cerutti et al., 2017)。

### (二) 基于银行微观面板数据的研究

Claessens et al. (2013) 采用 2000—2010 年间 48 个国家 2800 家银行的微观经济数据研究发现, 金融市场繁荣时期的审慎贷款价值比政策和跨境融资限制政策能够有效降低银行杠杆率以及非核心负债; 金融市场萧条时期的逆周期资本缓冲政策能够减缓银行杠杆率和资产价值下降。Liao et al. (2015) 使用荷兰银行 2006—2012 年的数据, 分析宏观审慎资本要求对系统性风险的影响, 并建议银行持有的资本与其对系统性风险的贡献成比例。Meuleman & Vander (2020) 使用 MaPPED 数据库, 运用动态面板模型评估宏观审慎工具对银行系统性风险的影响。结果表明, 信贷增长工具和风险敞口限额对银行个体风险的效应最明显, 流动性工具可以提高银行弹性, 在降低银行系统关联性方面最有效。宋科等 (2019) 进一步证实, 宏观审慎政策工具在一定程度上能够抑制银行的风险承担。

## 二、样本数据和模型设计

### (一) 数据来源和样本选择

本文选取中国 47 家商业银行作为研究对象。本文微观层面的银行数据部分来源于 Wind 数据库, 部分是作者根据银行年度报告整理所得; 宏观层面数据来源于 CEIC 中国经济数据库、CQER 数据库。样本区间为 2009—2018 年。

### (二) 模型设计

本文采用双重差分法 (Differences-in-Differences, 简称 DID) 研究宏观审慎评估体系的政策效果。在本文的研究中, MPA 的实施可以视为一次典型的“准自然实验”, 然而 MPA 是面向所有银行的, 如何区分实验组和控制组是实验设计的重点。参考许坤和苏扬 (2016)、苏帆等 (2019) 的研究, 本文分别考虑银行面临的宏观审慎资本充足率和广义信贷增速考核压力, 并将其作为分组依据。据此, 本文建立如下模型:

$$y_{i,t} = \alpha + \beta_1 treat_i + \beta_2 post_t + \beta_3 did_{i,t} + \gamma_1 micvar_{i,t} + \gamma_2 macvar_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,  $i$  为银行,  $t$  为年度。  $y_{i,t}$  为被解释变量;  $treat_i$  为分组变量,  $post_t$  为政策实施时间虚拟变量,  $did_{i,t} =$

$treat_i \times post_t$ 为双重差分估计量； $micvar_{i,t}$ 为银行微观控制变量； $macvar_t$ 为宏观经济控制变量； $\mu_i$ 为控制银行个体固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

### （三）变量选取

#### 1. 被解释变量

银行广义信贷规模的测算。银行广义信贷规模无直接可用的数据，本文根据 2016 年中国人民银行《中国货币政策执行报告》（简称《报告》）中对广义信贷的界定来推算广义信贷规模。广义信贷指标与资产负债表科目对应如下：“贷款”科目对应银行资产负债表中的发放贷款及垫款；“债券投资”对应交易性金融资产、债券投资、其他债券投资以及其他权益工具投资等<sup>1</sup>；“股权及其他投资”对应长期股权投资；“买入返售资产以及存放非存款类金融机构款项等资金运用”对应银行同业资产，包括拆出资金以及买入返售金融资产。

《报告》还指出，2017 年起，将表外理财资产扣除现金存款余额纳入广义信贷范围，广义信贷核算启用新口径。本文推算如下：广义信贷新口径=广义信贷旧口径+表外理财总资产-表外理财现金和存款。对于银行表外理财资产，本文选取银行未合并的理财产品余额作为表外理财资产的代理变量；表外理财现金和存款部分依据《中国银行业理财业务发展报告》披露的银行理财产品中投向现金和存款的比例进行推算。

根据考核目标和监管变化，本文被解释变量分别选取旧口径下广义信贷增速（ $gbc\_ov$ ）和新口径下广义信贷增速（ $gbc\_nv$ ）。旧口径下广义信贷增速又可进一步划分为狭义类型信贷增速（原有监管对象， $gloan$ ）和非狭义类型信贷增速（2016 年新增监管对象， $gothor$ ）。新口径下广义信贷增速为旧口径下广义信贷增速加上银行表外理财增速（2017 年新增监管对象， $goff$ ）。

银行风险变量。参考 Dinger & Von Hagen（2009）以及郭品和沈悦（2019）的研究，本文选用贷款减值准备占全部贷款的比重（ $llr$ ）作为银行信用风险的度量指标。于博和吴菡虹（2020）指出，与传统的不良贷款率相比，贷款减值准备率更能准确反映银行运营情况和风险承担意愿。

#### 2. 核心解释变量

在双重差分模型中，本文依据商业银行面临的监管压力定义虚拟变量。因样本的数据频率为年度，所以本文根据 2015 年（MPA 实施前一时点）商业银行资本充足率和广义信贷增速是否达到考核要求，区分实验组和控制组<sup>3</sup>。

第一，基于广义信贷增速考核。MPA 要求广义信贷增速与  $M_2$  目标增速偏离不超过 20 个百分点。2015 年中国  $M_2$  目标增速为 12%，MPA 考核下，商业银行广义信贷增速上限为 32%。

第二，基于资本充足率考核。MPA 要求银行资本充足率不得低于宏观审慎资本充足率减 4%。由式（2）和式（3）可知，宏观审慎资本充足率主要取决于银行广义信贷增速，其他参数取值如下：2015 年目标 GDP 增速为 7%；目标 CPI 为 3%；根据《商业银行资本管理办法（试行）》设最低资本充足率要求 8%；储备资本 2.5%；系统重要性附加资本可取 0.5%~1%，本文样本银行资产规模较大，统一赋值 1%； $\beta_i$  取值范围为 0.5~0.8，本文将  $\beta_i$  取为 0.5，并将 0.6，0.8 作为稳健性检验取值；结构性参数取 1。MPA 规定：

$$\text{宏观审慎资本充足率} = \text{结构性参数} \times (\text{最低资本充足率要求} + \text{系统重要性附加资本} + \text{储备资本} + \text{逆周期资本缓冲}) \quad (2)$$

$$\text{逆周期资本缓冲} = \max\{\beta_i \times [\text{金融机构 } i \text{ 的广义信贷增速} - (\text{目标 GDP 增速} + \text{目标 CPI})], 0\} \quad (3)$$

<sup>1</sup>2018 年，部分银行（四大国有商业银行等）金融投资包含以公允价值计量且其变动计入当期损益的金融资产、以公允价值计量且其变动计入其他综合收益的金融资产、以摊余成本计量的金融资产；2017 年之前，金融投资包含交易性金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资以及应收账款类投资。这要是由于 2018 年企业会计准则的变更造成的，详见《企业会计准则第 22 号——金融工具确认和计量》。

<sup>2</sup>样本宏观数据来自《2015 年政府工作报告》。

<sup>3</sup>MPA 规则来自《宏观审慎评估体系实施细则》，该细则依据中国人民银行《关于实施宏观审慎评估体系的操作指引》制定，由宏观审慎评估委员会负责实施。

### 3. 控制变量

银行层面的控制变量主要有：银行规模指标（Asset），以银行总资产对数值代表。银行盈利能力指标（ROA），以银行资产收益率指标代表。银行盈利结构指标（Nirr），以非利息收入占比代表。银行风险抵御能力指标（Car），以银行资本充足率指标代表。银行成长性指标（Goi），以银行营业收入增长率指标代表。

宏观经济控制变量包括：经济增长指标（GDP），以 GDP 增速代表。货币政策指标（M<sub>2</sub>），以广义货币供应量（M<sub>2</sub>）增速代表。变量含义及计算方式如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量符号	变量含义说明	计算方法
gbc_ov	银行广义信贷（旧口径）增速	自行计算
gbc_nv	银行广义信贷（新口径）增速	自行计算
gloan	狭义类型信贷增速	自行计算
gothor	非狭义类型信贷增速	自行计算
goff	银行表外理财余额增速	自行计算
llr	贷款减值准备比率	银行贷款减值准备/贷款余额
did	treat 与 post 交乘项	treat, 实验组银行取 1, 控制组银行取 0; post, 政策实施之前取 0, 之后取 1
Asset	银行规模	总资产的对数
Car	资本充足率	总资本净额/风险加权资产
ROA	盈利能力	净利润/总资产
Nirr	盈利结构	非利息收入/营业收入
Goi	成长性指标	营业收入增长率
M <sub>2</sub>	货币政策	M <sub>2</sub> 年度同比增长率
GDP	经济增速	GDP 年度同比增长率

## 三、实证结果

在研究 MPA 实施的政策影响时，本文依据广义信贷增速作为分组标准，这时实验组包含 20 家银行，控制组包含 27 家银行。再依据资本充足率分组，此时实验组包含 29 家银行，控制组包含 18 家银行。描述性统计结果如表 2 和表 3 所示。本文设计的双重差分模型均满足平行趋势假定<sup>1</sup>。

<sup>1</sup>篇幅所限，检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

表 2 变量描述性统计（广义信贷增速考核指标分组）

Var	Mean		SD		Min		Max	
	实验组	控制组	实验组	控制组	实验组	控制组	实验组	控制组
gbc_ov	29.4959	18.2496	22.2669	11.2102	-20.2765	-6.5518	172.1643	69.3548
gbc_nv	24.7712	15.8301	16.4636	10.4851	-3.6737	-3.5489	64.8733	53.4678
gloan	23.6733	15.7207	12.9165	6.0100	2.2931	1.5536	113.3415	52.3454
gother	45.1770	25.9641	60.2525	32.8036	-56.3480	-29.7155	373.6564	181.2791
goff	70.5588	50.7123	133.3858	112.3800	-53.6775	-31.1553	817.2711	950.3866
llr	0.9665	0.8209	0.6695	0.5055	0.1397	0.0039	4.7178	3.0787
Asset	7.9639	9.2385	1.1633	1.8624	5.4384	5.7544	11.4633	12.5318
Car	13.0194	12.8825	1.9251	2.4453	8.3300	8.8800	25.8700	40.3031
ROA	1.0368	1.0701	0.3281	0.2244	-0.5854	0.4769	1.8051	1.8235
Nirr	14.4760	17.8938	10.4799	10.7739	-5.3440	-0.9895	58.0300	51.0900
Goi	17.7407	13.9315	19.1019	12.3457	-151.0679	-15.2533	65.6070	58.7420
M <sub>2</sub>	14.1400	14.1400	5.4971	5.4935	8.1000	8.1000	27.6800	27.6800
GDP	8.0100	8.0100	1.3082	1.3074	6.7000	6.7000	10.6000	10.6000

注：本文涉及变量中，水平变量的单位均为亿元，比值变量以及利率变量的单位均为百分比。下同。

表 3 变量描述性统计（资本充足率考核指标分组）

Var	Mean		SD		Min		Max	
	实验组	控制组	实验组	控制组	实验组	控制组	实验组	控制组
gbc_ov	26.7115	16.9251	20.4140	9.0662	-20.2765	-0.0404	172.1643	53.4259
gbc_nv	21.8781	15.2254	15.8482	8.3715	-3.6737	-1.6499	64.8733	39.4657
gloan	21.7588	14.7037	11.5808	5.5086	2.2931	1.5536	113.3415	52.3454
gother	39.7178	24.8143	53.8451	31.9968	-56.3480	-29.7155	373.6564	181.2791
goff	62.6942	51.5458	119.3312	123.5333	-53.6775	-30.3214	817.2711	950.3866
llr	0.9634	0.7607	0.6368	0.4555	0.0797	0.0039	4.7178	3.0787
Asset	8.3486	9.2757	1.3835	2.0375	5.4384	5.7544	11.4633	12.5318
Car	13.0035	12.8347	2.5534	1.5587	8.3300	8.8800	40.3031	17.1900
ROA	1.0302	1.0945	0.2890	0.2354	-0.5854	0.4769	1.8051	1.8235
Nirr	16.1431	16.9800	10.8982	10.5816	-5.3440	0.2636	58.0300	51.0900
Goi	17.0956	13.0708	17.5251	11.5220	-151.0679	-7.3023	65.6070	49.7619
M <sub>2</sub>	14.1400	14.1400	5.4928	5.4986	8.1000	8.1000	27.6800	27.6800
GDP	8.0100	8.0100	1.3072	1.3086	6.7000	6.7000	10.6000	10.6000

## （一）MPA 实施对广义信贷增速的影响

### 1. 基于广义信贷增速考核指标分组

本部分研究 MPA 实施对广义信贷的调节作用，回归结果如表 4 所示。其中，前三列被解释变量为旧口径下广义信贷增速，后三列被解释变量为新口径下广义信贷增速。列（1）为全样本回归结果，列（2）为去除五大行样本的回归结果，列（3）为去除在港交所上市银行样本的回归结果。列（4）—列（6）类似。下表同。

对于双重差分变量（did）的回归系数而言，不论是旧口径广义信贷作为被解释变量还是新口径广义信贷作为被解释变量，回归系数均显著为负，说明 MPA 能够有效限制银行广义信贷增速。在不同的样本分

类中, 无论采用何种样本, 政策效果均保持稳健。

表 4 MPA 实施对银行广义信贷增速的影响 (广义信贷增速考核指标分组)

解释变量	被解释变量: gbc_ov			被解释变量: gbc_nv		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
did	-8.0451** (3.0116)	-7.1215** (3.1693)	-7.8915*** (2.8813)	-19.9538*** (5.4666)	-19.8163*** (5.4336)	-13.0123** (5.5436)
post	2.9103 (2.5903)	1.9213 (3.0259)	7.9151*** (2.4390)	13.2672*** (4.1836)	14.5801*** (4.8509)	16.2752*** (4.7649)
Asset	9.8401* (5.0957)	11.9203** (5.0829)	9.3879* (5.3729)	37.0801** (17.8927)	46.6738** (17.7847)	13.0252 (19.1501)
Car	0.8957** (0.3698)	0.8372** (0.3755)	0.9593*** (0.3169)	-1.1555 (1.3160)	-1.3124 (1.2619)	-1.3760 (1.3220)
ROA	-1.1069 (4.2336)	-1.3035 (4.4848)	4.4220 (4.7820)	0.5391 (10.6489)	5.4371 (10.7309)	4.4460 (10.6009)
Nirr	-0.2129 (0.1645)	-0.1746 (0.1686)	-0.2538 (0.2004)	-0.1950 (0.1581)	-0.0068 (0.1643)	-0.2947* (0.1598)
Goi	0.2489*** (0.0713)	0.2455*** (0.0705)	0.4949*** (0.0940)	0.1903* (0.1095)	0.1451 (0.1118)	0.5028*** (0.1161)
M <sub>2</sub>	3.2593*** (0.5145)	3.6151*** (0.5600)	3.6473*** (0.5214)	5.9509*** (0.9916)	7.0028*** (1.0327)	4.6581*** (0.8770)
GDP	-3.5405*** (0.9097)	-3.2441*** (1.0698)	-5.6939*** (1.0049)	20.4406 (12.1791)	27.6157** (13.2249)	21.2791* (12.0650)
_cons	-90.5910* (53.8402)	-109.3334** (52.3495)	-89.4209 (54.9872)	-516.6676** (243.7790)	-654.2270** (241.9186)	-292.7720 (250.8439)
N	366	321	306	158	138	124
adj. R <sup>2</sup>	0.3137	0.3308	0.3614	0.6504	0.6805	0.7077

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

## 2. 基于资本充足率考核指标分组

本部分讨论基于资本充足率考核指标分组的情形<sup>1</sup>, 表 5 为模型回归结果。双重差分变量 (did) 的回归系数在不同的统计口径下、不同的样本分类中均显著为负, 说明 MPA 的资本充足率考核指标有效抑制商业银行的广义信贷增速。

结合表 4 和表 5 可以看出, 不论是基于广义信贷增速考核指标的分组, 还是基于资本充足率考核指标的分组, 实施 MPA 在抑制银行广义信贷增速方面均具有显著效果。根本原因在于, 银行广义信贷增速也是决定其资本充足率考核能否达标的关键。在面临资本充足率考核压力时, 银行可以选择增加自有资本或抑制广义信贷增速。银行增加自有资本的途径包括发行股票或提高留存利润等。一般来说, 银行通过发行股票扩充资本的成本较高, 而通过留存利润转增资本的方式提升资本的速度较慢, 不能及时满足监管要求。因此, 抑制广义信贷增速是银行面临资本充足率考核压力时最为直接有效的应对方式。

<sup>1</sup>宏观审慎资本充足率政策系数  $\beta_i$  取 0.5。

表 5 MPA 实施对银行广义信贷增速的影响（资本充足率考核指标分组）

解释变量	被解释变量: gbc_ov			被解释变量: gbc_nv		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
did	-11.2071*** (2.0158)	-10.4406*** (2.2988)	-10.5386*** (1.8580)	-16.8263*** (3.6463)	-17.7333*** (3.8238)	-13.6465*** (3.0391)
post	6.2574** (2.3391)	5.9621** (2.8980)	10.5019*** (2.3369)	16.2399*** (3.7700)	19.1325*** (4.4285)	19.4829*** (4.5938)
Asset	10.5739** (4.3086)	11.8328*** (4.3679)	10.6153** (4.4671)	18.9702 (14.4695)	24.1251 (14.6674)	8.6039 (19.2296)
Car	0.7928** (0.3236)	0.7616** (0.3318)	0.8840*** (0.2637)	-1.4367 (1.3139)	-1.6452 (1.2808)	-1.5411 (1.3250)
ROA	0.7967 (4.4203)	0.4220 (4.5878)	6.5126 (4.9453)	4.1532 (11.3267)	8.3742 (11.4739)	9.4064 (8.0216)
Nirr	-0.1629 (0.1411)	-0.1399 (0.1457)	-0.2010 (0.1727)	-0.1501 (0.1610)	0.0060 (0.1750)	-0.2388 (0.1659)
Goi	0.2249*** (0.0667)	0.2250*** (0.0670)	0.4562*** (0.0850)	0.1362 (0.1225)	0.0955 (0.1249)	0.4543*** (0.1218)
M <sub>2</sub>	3.2652*** (0.5123)	3.6104*** (0.5592)	3.6431*** (0.5248)	5.0975*** (0.8062)	5.9038*** (0.8845)	4.3908*** (0.9125)
GDP	-3.1971*** (0.8379)	-3.1272*** (1.0192)	-5.1973*** (0.7903)	10.8858 (9.8585)	15.4694 (11.1626)	17.6221 (12.2926)
_cons	-101.0163** (47.2723)	-110.5352** (46.6669)	-105.8803** (47.0363)	-272.6703 (182.7360)	-355.4115* (189.5155)	-225.7649 (252.0127)
N	366	321	306	158	138	124
adj. R <sup>2</sup>	0.3337	0.3453	0.3801	0.6498	0.6730	0.7278

## （二）MPA 实施对广义信贷结构的影响

MPA 的实施除了对银行广义信贷总量产生影响外，还会对银行广义信贷的结构产生影响。表 6 检验了基于广义信贷增速考核指标分组时，实施 MPA 对广义信贷结构层面的影响。

从三种指标分类来看，MPA 的实施对银行广义信贷增速的影响存在结构差异，MPA 显著抑制银行非狭义类型信贷增速，但对狭义信贷增速、表外理财增速的限制作用并不明显。非狭义类型信贷主要包括同业资产、债券投资、股权投资等。其中，同业资产流动性好，收益率较低，是银行压缩广义信贷的首选目标。

从政策的实施和升级角度看，2016 年 MPA 的实施有效抑制了银行广义信贷增速，但该影响存在结构差异。银行并不是选择同比例压缩其广义信贷组成部分，相比较而言，银行会更加侧重于压缩非狭义类型信贷的增速。2017 年 MPA 的升级在总量层面的效果显著，但在结构层面的效果并不明显，银行没有进一步压缩表外理财余额增速。值得注意的是，MPA 没有针对广义信贷结构层面的考核要求，即 MPA 并没有单独规定银行狭义贷款、债券投资、表外理财的增速上限，这给了商业银行自由调整的空间。

表 7 检验了基于资本充足率考核指标分组时，实施 MPA 对广义信贷结构层面的影响，结论与基于广义信贷增速考核指标分组时基本一致。

表 6 MPA 实施对银行广义信贷结构的影响 (广义信贷增速考核指标分组)

解释变量	被解释变量: gloan			被解释变量: gother			被解释变量: goff		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	1.0580	1.1216	1.1786	-20.7109***	-	-	-97.0773	-104.5911*	-2.2583
did					18.1221**	23.6155**			
					*	*			
	(1.8582)	(1.9503)	(1.3159)	(6.3263)	(6.4744)	(6.7355)	(58.7248)	(60.1464)	(49.9242)
post	-2.9724	-3.5628*	1.2687	7.9818	6.0365	17.0186**	70.5380	88.7663*	48.0432
	(1.8090)	(2.1097)	(0.9839)	(6.3741)	(7.3967)	(7.3867)	(44.0193)	(50.0158)	(30.7324)
Asset	8.7101**	9.3556**	5.4577	10.6748	15.6149	20.2407*	-60.4193	-27.8257	-117.7447
	(4.1579)	(4.5290)	(3.5686)	(12.9322)	(13.1357)	(10.7849)	(135.1605)	(149.3938)	(164.9814)
Car	0.2738	0.2786	0.0395	3.5420**	3.3911**	4.2479***	-6.6253	-7.7362	-9.4342
	(0.2533)	(0.2619)	(0.1395)	(1.4348)	(1.4697)	(1.1978)	(12.1399)	(12.6781)	(15.6764)
ROA	-1.9535	-2.2782	4.5954**	-2.1676	-1.6702	11.8698	-16.6047	1.9793	60.8802
	(3.0377)	(3.1183)	(1.9306)	(14.0419)	(14.7188)	(15.5444)	(89.3024)	(103.3241)	(88.2007)
Nirr	0.0264	0.0337	0.1044	-0.5058	-0.4060	-0.8066*	0.6014	1.3895	0.8546
	(0.0657)	(0.0668)	(0.0651)	(0.3608)	(0.3711)	(0.4313)	(1.7590)	(2.1400)	(2.3138)
Goi	-0.0389	-0.0380	0.2173***	0.4326***	0.4168***	0.7400***	0.6042	0.4359	1.0265
	(0.1048)	(0.1044)	(0.0543)	(0.1044)	(0.1082)	(0.2175)	(1.1428)	(1.2904)	(2.3360)
M <sub>2</sub>	0.0183	-0.0300	0.2530	8.5599***	9.6091***	9.9081***	21.2531	25.7861	14.2970
	(0.2751)	(0.3038)	(0.2206)	(1.4454)	(1.5665)	(1.5699)	(14.6974)	(17.4126)	(18.8530)
GDP	3.9431***	4.2368***	1.6320**	-14.2024***	-	-	58.6454	94.5788	46.0657
					13.7219**	16.9307**			
					*	*			
_cons	-91.2871*	-93.6465*	-59.9677	-103.0757	-154.8935	-217.0963*	72.8261	-557.8589	735.2344
	(46.3856)	(48.9528)	(38.4483)	(144.5461)	(143.3745)	(113.2043)	(1849.699)	(1993.4133)	(1890.1275)
							6)		
N	365	320	305	365	320	305	158	138	124
adj. R <sup>2</sup>	0.1296	0.1110	0.2871	0.2354	0.2490	0.2492	0.1937	0.1936	0.1170

表 7 MPA 实施对银行广义信贷结构的影响（资本充足率考核指标分组）

解释变量	被解释变量: gloan			被解释变量: gother			被解释变量: goff		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
did	0.2667	0.4659	0.8636	-25.7989***	-	-	-14.0104	-16.9523	4.3165
					23.0823***	27.6982***			
	(1.1324)	(1.1692)	(1.0950)	(5.2390)	(5.9465)	(5.6711)	(35.8932)	(39.0254)	(38.8471)
post	-2.8229*	-3.4753*	1.1691	15.0975**	14.1650*	23.2054***	46.4134	60.3918	45.4389
	(1.6396)	(1.9740)	(0.9348)	(6.2573)	(7.8344)	(7.0758)	(37.6336)	(44.0789)	(31.4299)
Asset	9.2363**	9.8209**	5.6913	10.9423	13.9485	21.6416**	-	-186.8641	-127.4645
							213.4407**		
	(4.3377)	(4.6886)	(3.7074)	(12.1174)	(12.4232)	(8.8580)	(97.5722)	(112.3615)	(128.2371)
Car	0.2859	0.2919	0.0535	3.2782**	3.1914**	4.0066***	-7.1012	-8.1762	-9.4918
	(0.2395)	(0.2445)	(0.1296)	(1.3052)	(1.3432)	(1.0291)	(12.0663)	(12.6308)	(15.0385)
ROA	-1.9527	-2.3273	4.4419**	2.0446	1.9675	17.2410	-14.3555	4.7998	56.3595
	(3.0168)	(3.0882)	(1.9383)	(14.3580)	(14.8768)	(15.7774)	(99.4133)	(112.0416)	(98.2796)
Nirr	0.0183	0.0251	0.0966	-0.3739	-0.3094	-0.6490*	0.4528	1.1997	0.7891
	(0.0648)	(0.0647)	(0.0657)	(0.3257)	(0.3399)	(0.3798)	(1.9204)	(2.2592)	(2.3503)
Goi	-0.0383	-0.0368	0.2207***	0.3778***	0.3716***	0.6371***	0.4549	0.2735	1.0538
	(0.1055)	(0.1048)	(0.0550)	(0.0999)	(0.1043)	(0.1991)	(1.2614)	(1.3983)	(2.4436)
M <sub>2</sub>	0.0269	-0.0221	0.2595	8.5463***	9.5650***	9.8618***	14.2951	18.2847	13.8978
	(0.2660)	(0.2950)	(0.2190)	(1.4350)	(1.5599)	(1.5615)	(13.0448)	(15.7470)	(17.1439)
GDP	4.0410***	4.3244**	1.6507**	-13.6933***	-	-	-11.3507	18.3294	42.5945
					13.7695***	15.9517***			
	(1.4762)	(1.6359)	(0.7340)	(2.7728)	(3.4002)	(3.0902)	(115.4028)	(134.4212)	(139.2031)
_cons	-96.8750*	-98.3866*	-62.2629	-111.6438	-141.9110	-	2068.2727	1480.1806	862.5694
						240.3979**			
	(48.5724)	(50.8699)	(39.9408)	(140.8165)	(140.6528)	(97.5422)	(1434.2899)	(1616.011)	(1411.0425)
N	365	320	305	365	320	305	158	138	124
adj. R <sup>2</sup>	0.1285	0.1099	0.2863	0.2450	0.2548	0.2590	0.1736	0.1710	0.1170

### （三）MPA 实施对银行信用风险的影响

MPA 监管旨在通过限制银行广义信贷供给增速抑制银行的过度杠杆扩张和顺周期行为，实现风险的缓释和防范，最终达到维护金融稳定的目的。因此，本文接下来将重点考察 MPA 实施对银行信用风险的影响。表 8 回归结果表明，MPA 和银行信用风险之间存在负向相关关系，且该结果在不同的样本分类和分组中保持稳健。

究其原因，一方面，抑制广义信贷意味着抑制银行的过度杠杆行为。广义信贷增量空间受限，银行某些粗放式信贷扩张态势得到控制，会促使银行更加聚焦主营业务，提高资产质量和风险管理水平（宋科等，2019），对待信贷业务风险的态度更为谨慎。另一方面，MPA 将广义信贷增速与资本充足率挂钩，使银行

信贷规模与自身资本水平正相关。银行的资本充足率越高，在项目失败时自身损失越大，道德风险越小，项目投资更倾向于谨慎（De Nicolò et al., 2010）。出于风险共担效应，MPA 对广义信贷和资本充足率的限制将降低银行过度承担风险的意愿。

表 8 MPA 实施对银行信用风险的影响

解释变量	被解释变量: llr					
	基于广义信贷增速考核指标分组			基于资本充足率考核指标分组		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
did	-0.3373** (0.1546)	-0.3598** (0.1725)	-0.4949** (0.1793)	-0.2404* (0.1369)	-0.2790** (0.1303)	-0.0631 (0.1759)
post	-0.2011** (0.0985)	-0.1471 (0.1405)	0.0653 (0.1176)	-0.2808** (0.1254)	-0.2139 (0.2072)	-0.0667 (0.1375)
Asset	0.8807*** (0.2541)	0.7635** (0.3207)	1.0017*** (0.2960)	0.7180*** (0.2327)	0.5718* (0.2986)	0.7796** (0.2920)
Car	0.0277 (0.0229)	0.0397 (0.0253)	0.0295 (0.0225)	0.0153 (0.0232)	0.0391 (0.0267)	0.0284 (0.0244)
ROA	-1.0748*** (0.2407)	-1.1771*** (0.2954)	-0.6418 (0.3915)	-1.0562*** (0.2199)	-1.2640*** (0.2868)	-0.7485** (0.2910)
Nirr	0.0145** (0.0067)	0.0126 (0.0077)	0.0119 (0.0075)	0.0154* (0.0080)	0.0140 (0.0090)	0.0157* (0.0087)
Goi	-0.0002 (0.0047)	0.0005 (0.0054)	0.0133*** (0.0047)	0.0011 (0.0050)	0.0020 (0.0054)	0.0144** (0.0064)
M <sub>2</sub>	0.0171 (0.0108)	0.0155 (0.0143)	0.0493*** (0.0152)	0.0166* (0.0096)	0.0116 (0.0127)	0.0425*** (0.0118)
GDP	0.0231 (0.0586)	-0.0320 (0.0869)	-0.0806 (0.0579)	-0.0007 (0.0635)	-0.0731 (0.0893)	-0.1198 (0.0756)
_cons	-7.5376** (3.1376)	-5.4727 (3.8554)	-9.4408** (3.8732)	-5.7106* (2.8822)	-3.3158 (3.6247)	-6.7584* (3.8814)
N	232	182	190	232	182	190
adj. R <sup>2</sup>	0.6335	0.6454	0.6787	0.6060	0.6307	0.6509

#### 四、稳健性检验

为确保回归分析结果的稳健性，本文进行以下四种稳健性检验，具体结果如表 9 所示。对于每个被解释变量，左右两列分别给出了基于广义信贷增速考核指标分组和基于资本充足率考核指标分组的检验结果。

##### （一）PSM 检验

PSM 模型能在很大程度上缓解样本自我选择问题导致的偏差。在本文的研究中，对银行样本进行分组的依据是广义信贷增长率和资本充足率，但银行的自我选择偏差可能导致控制组和实验组银行的分组是非随机的。通过倾向匹配得分方法进行样本配对，可以在很大程度上减少实验组与控制组个体存在的系统性差异，减少估计偏差。

##### （二）测算误差的影响

银行广义信贷指标是根据商业银行资产负债表数据测算得出，误差较小。然而即使存在较小的测算误差，也会影响银行的分组结果。本文通过对 MPA 考核指标的微调，间接分析测算误差的影响。具体来说，

本文改变银行广义信贷增速考核要求（分别考虑把广义信贷增速考核要求降低为 29%和提高至 35%）和宏观审慎资本充足率的参数 $\beta_i$ 取值（分别假设 $\beta_i$ 提高至 0.6 和 0.8），在新的分组依据下，检验政策效果。具体参数取值为，广义信贷增速上限取 29%， $\beta_i=0.6$ 。

### （三）反事实检验

在样本研究期内，银行广义信贷增速的高低还可能受到其他经济政策因素的影响，为排除其他政策的干扰，本文进行反事实检验。本文分别假设政策实施时间提前一年和两年，双重差分变量的回归系数均不显著，这说明在虚拟时间点，不存在其他政策影响商业银行的广义信贷增速。由于新口径广义信贷增速的样本始于 2014 年，回归时间区间过短，不考虑该结果。表 9 中为提前一年的情况。

### （四）渐进的 DID 检验

前文标准的 DID 模型假设银行接受政策干预的时间点相同，且接受干预的状态也一直持续。而 MPA 在 2016 年实施，2017 年升级，银行个体是否达标的状态会发生改变，所在处理期也不完全一致。为保证政策效果评价的有效性，本文采用渐进 DID 模型。结果表明，在考虑处理组动态调整因素后，本文的实证结果依然稳健。

表 9 稳健性检验

Panel A: PSM 检验						
	被解释变量: gbc_ov		被解释变量: gbc_nv		被解释变量: llr	
did	-6.3315*	-7.1296***	-26.1136***	-16.3078***	-0.5286*	-0.3166*
	(3.2297)	(2.3339)	(6.7581)	(5.2243)	(0.2762)	(0.1693)
N	180	184	78	82	90	114
adj. R <sup>2</sup>	0.2883	0.3448	0.7087	0.7404	0.5648	0.6494
Panel B: 测算误差的稳健性检验						
	被解释变量: gbc_ov		被解释变量: gbc_nv		被解释变量: llr	
did	-7.3186***	-9.7002***	-18.8571***	-16.8263***	-0.2684*	-0.2404*
	(2.7107)	(2.1487)	(4.7608)	(3.6463)	(0.1472)	(0.1369)
N	366	366	158	158	232	232
adj. R <sup>2</sup>	0.3121	0.3246	0.6530	0.6498	0.6307	0.6060
Panel C: 反事实检验						
	被解释变量: gbc_ov		被解释变量: llr			
did	2.6964	-2.7565			-0.2113	0.1136
	(3.1375)	(2.0238)			(0.2012)	(0.1976)
N	366	366			232	232
adj. R <sup>2</sup>	0.2992	0.2996			0.5965	0.5937
Panel D: 渐进的 DID 检验						
	被解释变量: gbc_ov		被解释变量: gbc_nv		被解释变量: llr	
did	-10.2152***	-10.1620***	-21.8756***	-11.8072***	-0.3944**	-0.3329**
	(3.2972)	(2.1697)	(4.9082)	(3.4715)	(0.1466)	(0.1282)
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	366	366	158	158	232	232
adj. R <sup>2</sup>	0.3333	0.3356	0.6683	0.6284	0.6669	0.6553

## 五、结论及建议

MPA 作为“双支柱”调控框架下的核心组成部分,能有效地约束金融机构的信贷扩张,发挥逆周期调节作用。本文运用双重差分模型,检验 MPA 实施对银行广义信贷以及信用风险的影响,得到如下结论。

第一,MPA 的实施显著抑制银行旧口径下和新口径下的广义信贷增速,约束了金融机构信贷的顺周期过快扩张。这表明,MPA 可以引导金融机构减少过度加杠杆等行为,引导广义信贷稳健增长。

第二,基于结构的分析表明,MPA 对银行广义信贷的影响存在结构差异。具体表现在显著抑制非狭义类型信贷增速,但对狭义信贷增速和表外理财增速的影响在实验组和控制组不存在显著差异。由于 MPA 没有针对广义信贷结构层面的考核指标,因此对总量的约束会间接推动商业银行资产配置结构的转变。

第三,基于银行风险的分析表明,MPA 的实施会降低银行信用风险。一方面,MPA 限制银行资产的粗放式扩张;另一方面,对银行资本充足率的要求使得银行更加注重资产本身的风险和收益,对待风险的态度更加谨慎。但这同时也是对银行资产管理水平和经营能力的考验。

第四,基于资本充足率考核指标的分组结果与基于广义信贷增速考核指标的分组结果基本一致。这表明,MPA 对于广义信贷增速以及资本充足率的考核,最终效果都体现在抑制银行广义信贷增速上。从这个意义上来说,MPA 对银行广义信贷的约束压力增倍。

基于以上研究结论,本文提出以下几点政策建议。第一,不断完善广义信贷指标,及时纳入金融机构的创新业务,使广义信贷指标能够真实反映银行体系的信用创造,更好地规范金融机构的经营行为。第二,MPA 的监管指标,不仅要考虑总量层面,还应兼顾结构层面。宏观审慎资本充足率要求和广义信贷增速限制是 MPA 考察的核心指标,以上两种监管指标侧重于总量层面的监管,对结构层面的关注度不够。结合本文结论,若要有针对性地调节广义信贷中的特定信贷投放类型,就要进一步规范银行不同类型资产的考核指标,在考虑总量层面的宏观审慎监管时,兼顾结构层面的宏观审慎监管。第三,在严监管的同时,出台配套措施帮助商业银行顺利转型。MPA 的实施使银行通过资产扩张带动发展的模式难以为继,银行的收入和利润也将会受其影响。因此,监管部门应稳健把控政策实施力度,注重政策的叠加效应,平衡金融机构的风险和收益。

## 【参考文献】

- [1] 方意. 宏观审慎政策有效性研究[J]. 世界经济, 2016 (8): 25-49
- [2] 郭品, 沈悦. 互联网金融、存款竞争与银行风险承担[J]. 金融研究, 2019 (8): 58-76
- [3] 兰晓梅, 杨胜刚, 杨申燕. 货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行的影响[J]. 国际金融研究, 2020 (9): 23-33
- [4] 李文泓, 林凯旋. 关于用广义信贷/GDP 分析我国银行业系统性风险的研究[J]. 金融监管研究, 2013 (6): 13-30
- [5] 马勇. “双支柱”调控框架的理论与经验基础[J]. 金融研究, 2019 (12): 18-37
- [6] 彭俞超, 何山. 资管新规、影子银行与经济高质量发展[J]. 世界经济, 2020, 43 (1): 47-69
- [7] 宋科, 李振, 赵宣凯. 宏观审慎政策、经济周期与银行风险承担[J]. 经济理论与经济管理, 2019 (1): 43-58
- [8] 苏帆, 于寄语, 熊劼. 更高资本充足率要求能够有效防范金融风险吗? ——基于双重差分法的再检验[J]. 国际金融研究, 2019 (9): 76-86
- [9] 许坤, 苏扬. 逆周期资本监管、监管压力与银行信贷研究[J]. 统计研究, 2016, 33 (3): 97-105
- [10] 于博, 吴菡虹. 银行业竞争、同业杠杆率攀升与商业银行信用风险[J]. 财经研究, 2020, 46 (2): 36-51
- [11] 中国人民银行总行调查统计司课题组. 广义信贷研究[J]. 上海金融, 2019 (4): 1-16
- [12] 朱太辉, 黄海晶. 中国金融周期: 指标、方法和实证[J]. 金融研究, 2018 (12): 55-71
- [13] Bruno V, Shim I, Shin H S. Comparative Assessment of Macroprudential Policies[J]. Journal of Financial Stability, 2017, 28: 183-202
- [14] Cerutti E, Claessens S, Laeven L. The Use and Effectiveness of Macroprudential Policies: New Evidence[J]. Journal of Financial Stability, 2017, 28, 203-224
- [15] Cerutti E, Dagher J, Dell’Ariccia G. Housing Finance and Real-Estate Booms: A Cross-Country Perspective[J]. Journal of Housing Economics, 2017, 38: 1-13
- [16] Cizel J, Frost J, Houben A, Wierst P. Effective Macroprudential Policy: Cross-Sector Substitution from Price and Quantity Measures[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2019, 51 (5): 1209-1235
- [17] Claessens S, Ghosh S R, Mihet R. Macro-Prudential Policies to Mitigate Financial System Vulnerabilities[J]. Journal of International Money and Finance, 2013, 39: 153-185
- [18] Cozzi G, Darracq Paries M, Karadi P, Körner J, Kok C, Mazelis F, Nikolov K, Rancoita E, Van Der Ghote A, Weber J. Macroprudential Policy Measures: Macroeconomic Impact and Interaction With Monetary Policy[R]. ECB Working Paper, 2020
- [19] De Nicolò G, Dell’Ariccia G, Laeven L, Valencia F. Monetary Policy and Bank Risk Taking[R]. IMF Working Paper, 2010
- [20] Dell’Ariccia G, Igan D, Laeven L, Tong H, Bakker B, Vandenbussche J. Policies for Macrofinancial Stability: How to Deal with Credit Booms[R]. IMF Staff Discussion Note, 2012
- [21] Dinger V, Von Hagen J. Does Interbank Borrowing Reduce Bank Risk? [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2009, 41 (2-3): 491-506
- [22] Liao S, Sojli E, Tham W. Managing Systemic Risk in the Netherlands[J]. International Review of Economics and Finance, 2015, 40, 231-245
- [23] Lim C H, Costa A, Columba F, Kongsamut P, Otani A, Saiyid M, Wezel T, Wu X. Macroprudential Policy: What Instruments and How to Use Them? Lessons from Country Experiences[R]. IMF Working Paper, 2011
- [24] Meuleman E, Vander Vennet R. Macroprudential Policy and Bank Systemic Risk[J]. Journal of Financial Stability, 2020, 47: 100724
- [25] Vandenbussche J, Vogel U, Detragiache E. Macroprudential Policies and Housing Prices: A New Database and Empirical Evidence for Central, Eastern and Southeastern Europe[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2015, 47 (S1): 343-377

## Macro-Prudential Assessment and Bank Broad Credit

Tu Kuntai<sup>1</sup>, Zhao Shengmin<sup>1</sup>, Jiang shuangtian<sup>1</sup> and Zhang Hanwen<sup>2</sup>

(1.School of Finance, NanKai University; 2.School of Finance, Guangdong University of Foreign Studies)

**Summary:** As an important exploration and innovation under the two pillar framework, the macro Prudential assessment system (MPA) aims to supervise the business behavior of commercial banks and reduce their risk-taking. MPA was first proposed in 2016 and further upgraded in 2017. However, its policy effect evaluation has not been involved in the current research.

This paper focuses on two profound changes in MPA, using the balance sheet data of 47 Commercial Banks in China from 2009 to 2018. Firstly, this paper calculates the broad credit scale of banks. Secondly, this paper groups banks according to the regulatory pressure faced by banks, and empirically explores the impact of MPA on banks' broad credit and credit risk by designing a difference in difference (DID) model.

The results show that: firstly, the implementation of MPA significantly inhibits the bank's broad credit expansion and significantly reduces the bank's credit risk taking. Secondly, there are structural differences in the impact of MPA on bank broad credit. Banks tend to reduce the scale of non-narrow credit first, but the inhibitory effect on the growth of narrow loans and off-balance sheet financing is not significant, which will promote the transformation of bank asset allocation structure. Thirdly, the grouping results based on capital adequacy ratio are basically consistent with those based on broad credit growth, and the policy effect is stable.

**Keywords:** MPA; DID model; Bank Broad Credit; Credit Risk

## 经济制裁对目标国汇率变动的影响 ——基于 30 个经济体的实证研究

高源<sup>1</sup> 陶士贵<sup>2</sup>

**【摘要】**俄乌冲突以来，美欧对俄罗斯采取了一系列经济制裁，卢布汇率波幅巨大。本文创新性地在国内首次将经济制裁纳入影响汇率变动的因素中，通过构建泰勒规则汇率模型，采用 2000-2018 年国际经济制裁和 30 个国家汇率变动匹配面板数据进行实证检验。研究结果显示，经济制裁显著加剧了目标国汇率波动，但对汇率水平变动影响并不显著。进一步研究发现，多边制裁、贸易制裁、联合国和欧盟发起的经济制裁会给目标国汇率波动带来更大的负面影响。经济制裁对发展中国家与新兴市场国家、人均收入水平较低、经济全球化程度较低国家的汇率波动产生更大的不利冲击。

**【关键词】**经济制裁；目标国；汇率变动；泰勒规则

### 一、引言

随着全球经济联系不断加强，全球化程度不断加深，国家间的经济金融往来达到了前所未有的高度。冷战结束后，国际政治和经济形势已发生了根本性变化，经济制裁以其具有的低成本、高效用等特点，正取代军事制裁成为美欧等国优先使用的对外施压手段。自俄乌冲突爆发以来，以美国为首的西方国家对俄罗斯发起了史无前例的全方位经济制裁。俄罗斯超 1.5 万亿美元的海外资产被冻结，大批西方企业中止或撤出在俄业务和投资，部分俄罗斯银行被踢出环球银行间金融通讯（Society for Worldwide Interbank Financial Telecommunication，以下简称 SWIFT）系统，卢布呈现断崖式下跌，汇率波动显著加剧。汇率是连接国内经济与世界其他国家经济的关键金融变量。汇率稳定是对外贸易顺畅运转的重要条件，并为经济发展提供良好的外部环境。随着国家间货币合作日趋紧密，汇率变动问题越来越受到世界各国的重视。如果经济制裁能够有效减少目标国双边贸易、外国投资等，那么势必会对目标国汇率稳定造成负面影响，使目标国本已困难的经济形势变得更加复杂。

然而目前大多数研究从制裁发起国视角，以是否实现其既定的政策目标来判断经济制裁的效果，而没有考虑到经济制裁即使没有达成其预定的目标，亦可能造成目标国其它相关利益受损。因此，为探究经济制裁与汇率变动的关系，本文在梳理相关文献的基础上，创新性地在国内首次将经济制裁纳入影响汇率变动的因素中，通过构建 2000-2018 年国际经济制裁和 30 个国家汇率变动匹配面板数据，利用双向固定效应模型和动态面板纠偏虚拟变量最小二乘法（LSDVC），实证检验经济制裁对目标国汇率变动的影响程度和范围，进一步拓宽国际经济制裁的研究视域。

### 二、文献综述

国内外学者主要从以下几个方面展开相关研究：

#### 1、经济制裁的有效性研究

经济学家和政治学家对于经济制裁“有效性”的定义和标准有着不同的观点。政治学家从政治影响的角度去衡量制裁的有效性，他们认为如果制裁发起方实现了其政策目标才可以认为制裁是有效的。实际上

<sup>1</sup> 高源，南京师范大学商学院博士研究生。

<sup>2</sup> 京师范大学商学院教授、博士生导师。

大多数经济制裁都未能实现其宣布的政策目标,因此大多数的政治学家认为经济制裁是无效的(Felbermayr et al., 2021)。而经济学家则更多根据经济制裁所造成的经济损失来考察经济制裁的有效性和影响。大多数经济制裁的相关经济研究提供了充足的证据证明,经济制裁会造成目标国在各个经济维度如 GDP(陶士贵和高源, 2020)、贸易(Yang et al., 2009)、收入不平等(Afesorgbor and Mahadevan, 2016)等方面的重大经济损失。而当经济制裁对目标国造成重大经济损害时,可能引发人道主义危机(Allen and Lektzian, 2013),破坏目标国民主自由和人权(Peksen and Drury, 2010),甚至是动摇目标国政权(Abel and Wright, 2010)。

因此,除了定性地从能否实现制裁发起国的政策目标来判定以外,更有必要从定量地验证经济制裁是否会造成目标国的相关经济损失,是否干扰了目标国经济活动的正常运转,从而判断和评估经济制裁的有效性。

## 2、汇率变动的影响因素研究

对于汇率变动的驱动因素,传统的汇率决定理论已较为成熟,有国际收支理论、购买力平价理论、利率平价理论和资产市场理论等。这些理论普遍认为国际收支、通货膨胀、利率变化和本国宏观经济发展等是汇率变动的主要驱动因素。但这些因素对汇率变动的并不稳定,特别是布雷顿森林体系的解体后,主要经济体大多采用浮动汇率制,在国际金融市场一体化迅速发展的背景下,汇率出现了频繁且剧烈的波动,这种波动难以简单根据实体经济的变化做出解释,成为传统汇率决定理论无法解释之谜团。

Meese and Rogoff (1983)的研究表明,经济模型并不能很好地解释汇率变动,事实上随机游走模型在短期内对汇率变动的预测效果更好。Cheung and Chinn (2001)在增加样本长度的基础上进一步验证了在对汇率变动的预测方面,基于宏观经济基本面的结构汇率模型甚至比不上随机游走模型。但 Rossi (2006)在使用动态经济参数设定更完善的模型解释汇率变动时发现,当动态经济参数不稳定时,其他预测模型能比随机游走模型更好预测汇率变动。在理性预期下,大多数研究基于能观测的宏观变量角度解释汇率变动,却忽略了无法观测因素的影响(Pozzi and Sadaba, 2018)。汇率的决定因素仍在探索之中,故本文将经济制裁纳入汇率决定的宏观变量模型,或许有助于更好地解释汇率变动。

## 3、经济制裁对汇率的影响研究

经济制裁与汇率之间的关系研究极少,且国内在该研究上还尚无探索。Smith (2014)利用 1976 年至 2000 年期间美国制裁的 40 个国家的数据分析制裁对外汇汇率的影响,发现全面制裁和金融制裁对名义汇率变动有负面影响。Dreger et al. (2015)使用俄罗斯 2014 年 1 月至 2015 年 3 月期间的每日频率数据探究美欧制裁对卢布的影响,结果表明经济制裁对卢布贬值的影响较小,但在边际上是显著的。欧盟和美国实施的全面贸易禁运和金融限制从根本上切断了伊朗与国际社会之间的金融和贸易渠道,石油收入急剧下降,里亚尔急剧贬值以及通货膨胀和失业率上升,从而导致汇率急剧波动(Dudlák, 2018)。

现有文献很少通过大样本实证分析经济制裁对汇率变动的的影响,本文旨在探索经济制裁对目标国外汇市场的影响,通过研究经济制裁和汇率变动之间的关系,在经济制裁相关知识体系中开辟新的领域,更深入分析经济制裁对目标国的影响程度和范围。

## 三、理论基础和研究假设

经济制裁会直接导致目标国进出口贸易的下降、贸易收入降低,供求失衡、国际市场上相关议价能力丧失,最终导致贸易结构改变,造成汇率波动。经济制裁切断了目标国融资渠道,国际资本流动受限,外国直接投资、外国援助等减少,直接造成目标国汇率波动。同时,经济制裁造成的经济损失可能会削弱政府动用经济资源用于货币防御的能力(如提高利率和使用外汇储备)从而加剧汇率波动。经济制裁也可能通过破坏目标国经济和政治稳定,促使国际社会孤立目标国,阻止其他国家或国际组织提供投资和援助,间接影响目标国汇率,加剧汇率波动。具体分析如下:

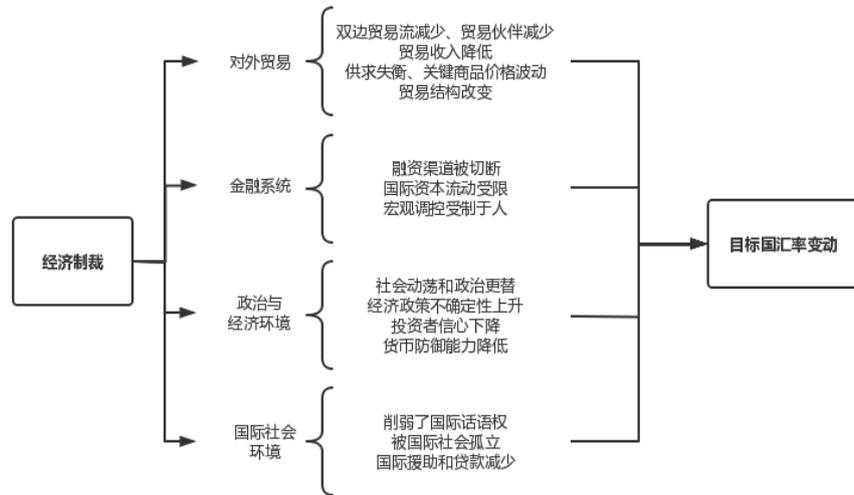


图 1 经济制裁对目标国汇率变动的影响机制

第一，经济制裁切断了目标国正常的对外贸易，直接限制和减少了制裁双方的双边贸易流，从而影响目标国的贸易结构。首先，制裁发起国对目标国实施出口限制会直接导致商品出口困难。若在短期内无法找到销售该商品的替代市场，那么贸易收入将会减少，导致依赖这部分收入的目标国财政困难，其本币迅速贬值，通货膨胀提高，从而导致汇率波动加剧。其次，制裁发起国对目标国进口的限制会直接导致目标国商品供应量减少。目标国必须找到缺失商品的替代品，否则会造成市场供求失衡，引起这类商品价格波动，在需求不变的情况下，目标国本币急剧贬值，从而造成汇率波动加剧。

第二，经济制裁切断了目标国融资渠道，国际资本流动受限，可能会引起目标国债务危机和金融危机。首先，当目标国受到制裁发起国投资禁令、金融交易禁令、资产冻结等制裁时，目标国国内企业融资只能借助其央行进行，目标国为满足融资唯一可行的选择是实行宽松的货币政策，产生大量资金，货币不断贬值，通货膨胀提高，导致汇率波动加剧。制裁发起国还有可能会将目标国踢出 SWIFT 系统，这将会极大削弱该国与外部世界进行基本跨境融资的能力，势必会对相关经济领域造成严重冲击，造成汇率波动。此外，根据“三角悖论”，部分国家为了维持稳定的汇率和资本自由流动，从而丧失了货币政策的独立性，只能被动接受货币霸权国货币政策调整所带来的各种影响（李巍，2012），当目标国受到制裁，触发通货膨胀，宏观经济调控又受制于人，资本大量外逃、中断、撤回等（姜薇，2021），就会造成本币迅速贬值，汇率波动加剧。

第三，经济制裁破坏了目标国政治和社会的稳定，增加了未来经济政策的不确定性，从而加剧汇率波动。经济制裁可能会缩短政治领导人的任期、加剧社会动荡（Allen, 2008），此时投资者信心下降，可能开始质疑政府维持当前汇率的能力（Obstfeld, 1996），认为政府维持金融稳定的能力被削弱，风险厌恶的投资者倾向于将资金撤出目标国，并将其转换为更可靠的外币，造成货币贬值，汇率波动加剧。此外，经济制裁造成的经济损失可能会削弱政府将必要的经济资源用于货币防御的能力，如提高利率和使用外汇储备，从而加剧汇率波动。目标国的政治领导人可能将国内经济状况日益严重的责任归咎于经济制裁，将其描述为国家稳定和社会繁荣的外部威胁（Galtung, 1967），这样会减少普通民众对政府的职责，使其在不承担政治成本的情况下证明货币贬值的合理性，政府保持货币汇率稳定的意愿和能力减弱，汇率波动加剧。

第四，经济制裁恶化了目标国的国际社会环境，削弱了目标国的国际话语权，促使国际社会孤立目标国，间接影响目标国汇率，加剧汇率波动。为了提高经济制裁的成功率，制裁发起国可能利用国际机构组织对目标国实施多边制裁，以降低目标国的国际地位，破坏目标国通过寻求第三方市场进行贸易和发展经济联系的能力，对目标国汇率产生间接影响。同时，制裁发起国还可能干涉世界银行等国际组织向目标国提供援助和贷款，严重影响目标国的经济发展规划和国际信贷关系，从而加剧汇率波动。

基于此，本文提出假设：

$H$ : 经济制裁会显著影响目标国汇率变动。

为了进一步探究经济制裁如何影响汇率变动, 本文继续提出以下假设:

$H_1$ : 经济制裁会加剧目标国汇率波动。

$H_2$ : 经济制裁会导致目标国汇率贬值。

## 四、研究设计

### 1、模型设计

Wang and Wu (2012) 的研究结果表明, 汇率变动与经济基本面有关, 并且泰勒规则汇率模型在解释汇率变动上明显优于随机游走模型和标准的宏观经济汇率模型。故本文参考 Adolfson (2007)、刘强和陶士贵 (2020) 的研究, 建立泰勒规则汇率模型:

$$i_t^* = i_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 (\pi_t - \pi^*) + \alpha_3 e_t + \mu_t \quad (1)$$

其中,  $i_t^*$  和  $i_0$  分别表示为短期目标利率和长期均衡实际利率;  $\pi_t$  和  $\pi^*$  分别表示实际通货膨胀率和目标通货膨胀率;  $y_t$  表示产出,  $e_t$  表示汇率,  $\mu_t$  为扰动项。  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  和  $\alpha_3$  分别表示利率对产出、通货膨胀和汇率的响应参数。

随着经济全球化和金融一体化的发展, 国际收支、总储备、经济制裁等因素对外汇市场产生的冲击和影响愈加明显。为避免遗漏重要变量, 本文将国际收支、总储备和经济制裁引入泰勒规则汇率模型中:

$$i_t^* = i_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 (\pi_t - \pi^*) + \alpha_3 e_t + \alpha_4 f_t + \alpha_5 r_t + \alpha_6 s_t + \mu_t \quad (2)$$

其中,  $f_t$ 、 $r_t$  和  $s_t$  分别表示国际收支、总储备和是否遭受经济制裁,  $\alpha_4$ 、 $\alpha_5$  和  $\alpha_6$  分别为利率对国际收支、总储备和经济制裁的响应参数。

滞后一阶的泰勒规则汇率模型为:

$$i_{t-1}^* = i_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 (\pi_{t-1} - \pi^*) + \alpha_3 e_{t-1} + \alpha_4 f_{t-1} + \alpha_5 r_{t-1} + \alpha_6 s_{t-1} + \mu_{t-1} \quad (3)$$

由于泰勒规则汇率模型下目标通货膨胀率和长期均衡实际利率在短期内保持相对稳定,  $i_0$  和  $\pi^*$  可视为常数, 故有 (2) 式减 (3) 式后得到:

$$i_t^* - i_{t-1}^* = \alpha_1 (y_t - y_{t-1}) + \alpha_2 (\pi_t - \pi_{t-1}) + \alpha_3 (e_t - e_{t-1}) + \alpha_4 (f_t - f_{t-1}) + \alpha_5 (r_t - r_{t-1}) + \alpha_6 (s_t - s_{t-1}) + (\mu_t - \mu_{t-1}) \quad (4)$$

令  $\Delta i_t^* = i_t^* - i_{t-1}^*$ ,  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ,  $\Delta \pi_t = \pi_t - \pi_{t-1}$ ,  $\Delta e_t = e_t - e_{t-1}$ ,  $\Delta f_t = f_t - f_{t-1}$ ,  $\Delta r_t = r_t - r_{t-1}$ ,  $\Delta s_t = s_t - s_{t-1}$ ,  $\Delta \mu_t = \mu_t - \mu_{t-1}$ , 得到 (5) 式:

$$\Delta i_t^* = \alpha_1 \Delta y_t + \alpha_2 \Delta \pi_t + \alpha_3 \Delta e_t + \alpha_4 \Delta f_t + \alpha_5 \Delta r_t + \alpha_6 \Delta s_t + \Delta \mu_t \quad (5)$$

令  $\beta = \frac{1}{\alpha_3}$ , 得到 (6) 式:

$$\Delta e_t = -\beta \Delta i_t^* + \alpha_1 \beta \Delta y_t + \alpha_2 \beta \Delta \pi_t + \alpha_4 \beta \Delta f_t + \alpha_5 \beta \Delta r_t + \alpha_6 \beta \Delta s_t + \beta \Delta \mu_t \quad (6)$$

由 (6) 式可知, 在包含经济制裁因素的泰勒规则汇率模型中, 解释汇率变动主要的因素为利率变动、经济增长变动、通货膨胀变动、国际收支变动、总储备变动和是否遭受经济制裁。

与简单的截面数据模型和时间序列模型相比, 面板数据模型包含时间和截面信息, 能降低变量间共线性概率并有效控制和处理不可观测的个体效应和时间效应, 增加了自由度和估计的可信度。基于以上分析, 本文综合考虑国家固定效应和时间固定效应, 采用双向固定效应模型 (Two way fixed Effects Model) 结合异方差和自相关一致的标准误 (Newey-West heteroskedasticity and autocorrelation consistent standard errors) 来估计, 设定基准面板回归模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \sum_{j=1}^n \delta_j Z_{it=1}^j + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, 因变量  $Y_{it}$  表示汇率的变动, 在本文中用汇率波动指数来衡量; 核心自变量  $X_{it}$  表示国家 (地区) 是否受到经济制裁;  $Z_{it}$  表示控制变量;  $\mu_i$  表示国家固定效应, 反映了国家 (地区) 中未观察到的不变异质

性变量，如文化差异等； $\lambda_t$ 表示时间固定效应，反映未观察到的全球趋势； $\varepsilon_{it}$ 为误差项。

## 2、变量选取与数据来源

### (1) 因变量

为全面刻画汇率变动情况，本文因变量选取汇率波动和汇率水平，分别用于衡量汇率的短期震荡和趋势性升值或贬值。具体如下：

汇率波动指数 (*Volatility<sub>it</sub>*)。学术界已经提供了很多关于测量汇率波动的方法，如汇率值的标准差 (Klein, 1990)、ARIMA 过程的残差平方和 (Asseery and Peel, 1991)、ARCH 和 GARCH 模型 (Caporale et al., 1994; 张荔和张庆君, 2010) 等。不同的测量方法更多取决于研究者的偏好和习惯，很难说孰优孰劣 (戴翔和张二震, 2011)。为了便于各个国家(地区)的汇率波动之间进行比较，本文参考 Esquivel and Larrain (2002) 测度波动性的方法，即不使用方差，而是使用 12 个月的名义有效汇率指数的变异系数来测度汇率的波动性，名义有效汇率指数 (*NEER*) 月度数据来源于国际货币基金组织、中国国家统计局，由 EPS DATA 整理，具体计算公式如下：

$$Volatility_{it} = \frac{\left[ \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} (NEER_{itj} - \overline{NEER}_{it})^2 \right]^{1/2}}{\overline{NEER}_{it}} \times 100\% \quad (8)$$

其中，*Volatility* 为汇率波动指数，*NEER* 为月度名义有效汇率指数。

汇率水平 (*Exchange<sub>it</sub>*)。本文选取名义有效汇率指数 (*NEER*) 月度数据的年度平均值衡量汇率水平。具体计算公式如下：

$$Exchange_{it} = \overline{NEER}_{it} = \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} NEER_{itj} \quad (9)$$

其中，*Exchange* 为汇率水平，*NEER* 为月度名义有效汇率指数。

### (2) 自变量

国家(地区)是否受到经济制裁 (*Sanction<sub>it</sub>*)。即在 *t* 年国家(地区) *i* 受到经济制裁为 *Sanction<sub>it</sub> = 1*，否则 *Sanction<sub>it</sub> = 0*。

考虑到数据的可得性和连贯性，本文选取的样本国家(地区)共有 30 个<sup>1</sup>，样本区间设定为 2000 年至 2018 年。有关国际制裁的数据主要来源于 EUSANCT 数据库 (Weber and Schneider, 2020)、GSDB 数据库 (Felbermayr et al., 2021)。

### (3) 控制变量

根据前文对汇率变动影响因素的分析，本文选取以下控制变量：汇率制度 (*RR*) 分类来源于 Ilzetki et al. (2017)、刘强和陶士贵 (2020)。贷款利率 (%，*Interest*)、人均 GDP 的自然对数 (2010 年不变价美元，*GDP*)、经常账户余额 (Bop 现价百亿美元，*Balance*)、总储备的自然对数 (按现值美元计，*Reserve*)、按消费者价格指数衡量的通货膨胀 (%，*Inflation*)，均来源于世界银行-世界经济发展数据库，由 EPS DATA 整理。

变量的描述性统计如表 1 所示：

<sup>1</sup> 本文选取的 30 个国家(地区)分别为：阿尔及利亚、亚美尼亚、巴西、保加利亚、布隆迪、加拿大、中国、哥伦比亚、哥斯达黎加、克罗地亚、塞浦路斯、多米尼克、埃及、斐济、法国、冈比亚、格鲁吉亚、印度、印度尼西亚、以色列、莱索托、马拉维、摩尔多瓦、尼日利亚、挪威、巴拉圭、菲律宾、俄罗斯、塞拉利昂、乌克兰。

表 1 主要变量描述性统计（保留四位有效小数）

变量类型	变量名称	缩写	变量数	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	汇率波动	<i>Volatility</i>	570	3.0766	2.9503	0.1836	26.4246
	汇率水平变动	<i>Exchange</i>	570	101.9786	28.8595	26.2750	286.5550
自变量	经济制裁	<i>Sanction</i>	570	0.6053	0.4892	0	1
控制变量	汇率制度	<i>RR</i>	570	2.3544	0.9015	1	5
	贷款利率	<i>Interest</i>	570	15.1171	10.7201	2.4000	67.0800
	人均 GDP	<i>GDP</i>	570	8.3634	1.4161	5.3509	11.4292
	经常项目余额	<i>Balance</i>	570	0.6097	4.2651	-10.1679	42.0569
	总储备	<i>Reserve</i>	570	22.7948	2.6702	16.7045	28.9920
	通货膨胀	<i>Inflation</i>	570	5.9358	5.6813	-9.6200	48.7000

## 五、实证结果分析

### 1、假设检验

#### （1）经济制裁对汇率波动的影响

表 2 报告了经济制裁对目标国汇率波动影响的估计结果。本文通过逐一加入控制变量的方式，解决了控制变量的选取对模型估计稳定的影响，又降低了可能的遗漏变量产生的估计误差。模型（1）-（7）的估计结果显示，在 1% 的显著性水平下，*Sanction* 的系数始终为正，说明控制变量的增减不会剧烈影响到经济制裁会加剧汇率波动这一结果。此外，随着控制变量的加入， $R^2$  和修正的  $R^2$  越来越高，说明模型（2）-（7）相比于基准回归模型（1）能更好地拟合经济制裁对目标国汇率波动的影响。

模型（7）的结果显示 *Sanction* 的系数估计值为 0.7987，且通过了 1% 的显著性水平检验。说明在控制其他因素的情况下，经济制裁会显著加剧目标国汇率波动，H1 得到证实。

表 2 经济制裁对汇率波动的回归结果

变量名称	Volatility						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Sanction</i>	0.9216*** (0.3326)	0.7849*** (0.2735)	0.7796*** (0.2541)	0.7818*** (0.2498)	0.7901*** (0.2460)	0.7875*** (0.2420)	0.7987*** (0.2409)
<i>RR</i>		1.0264** (0.4563)	0.9350* (0.5134)	0.9662* (0.5027)	0.9957* (0.5050)	0.9887* (0.5163)	0.9161* (0.5070)
<i>Interest</i>			0.0699* (0.0389)	0.0797** (0.0372)	0.0845** (0.0371)	0.0840** (0.0363)	0.0533 (0.0339)
<i>GDP</i>				1.8817* (1.0609)	2.1512** (1.0138)	2.2175* (1.2580)	2.1964* (1.2095)
<i>Balance</i>					-0.0618* (0.0288)	-0.0612** (0.0293)	-0.0514* (0.0270)
<i>Reserve</i>						-0.0402 (0.3790)	-0.1004 (0.3862)
<i>Inflation</i>							0.0692 (0.0430)
<i>Constant</i>	3.1175*** (0.4486)	0.8457 (1.2440)	-0.3504 (1.0141)	-15.8372* (8.8503)	-18.1613** (8.4786)	-17.7980* (8.7826)	-16.0821* (8.4469)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Country</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	570	570	570	570	570	570	570
<i>R-Square</i>	0.1397	0.1816	0.1912	0.1984	0.2017	0.2018	0.2126
<i>Adjusted R-Square</i>	0.1099	0.1517	0.1602	0.1662	0.1681	0.1666	0.1764
<i>F</i>	11.6498	13.7560	25.7114	41.2750	30.4483	28.7790	247.5733

注：括号内为异方差和自相关一致性稳健标准误，\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ ，分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

## (2) 经济制裁对汇率水平变动的影响

表 3 报告了经济制裁对汇率水平变动影响的估计结果。模型 (1) - (7) 的结果显示，*Sanction* 系数估计值均不显著，即经济制裁对目标国汇率水平变动无显著影响，H2 并未得到证实。

表 3 经济制裁对汇率水平的回归结果

变量名称	Exchange						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Sanction</i>	5.4791 (6.2796)	6.2650 (5.7474)	6.3289 (5.6503)	6.3796 (5.8794)	6.3891 (5.9029)	6.2287 (5.8408)	6.0389 (5.6640)
<i>RR</i>		-5.9019 (5.5142)	-4.8104 (5.8426)	-4.0783 (6.2039)	-4.0445 (6.1896)	-4.4741 (5.2537)	-3.2439 (4.7465)
<i>Interest</i>			-0.8353 (0.8999)	-0.6064 (0.8584)	-0.6008 (0.8681)	-0.6316 (0.9354)	-0.1118 (0.9700)
<i>GDP</i>				44.2335* (22.3552)	44.5421* (22.6449)	48.6218** (21.3901)	48.9787** (22.1764)
<i>Balance</i>					-0.0707 (0.4942)	-0.0388 (0.5162)	-0.2058 (0.5629)
<i>Reserve</i>						-2.4757 (8.0134)	-1.4566 (7.5307)
<i>Inflation</i>							-1.1714** (0.4286)
<i>Constant</i>	128.3516*** (9.0926)	141.4149*** (16.6925)	155.7030*** (19.6724)	-208.3448 (176.7826)	-211.0061 (179.5862)	-188.6496 (216.5637)	-217.7015 (214.0934)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Country</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	570	570	570	570	570	570	570
<i>R-Square</i>	0.2157	0.2278	0.2397	0.2747	0.2747	0.2756	0.3027
<i>Adjusted R-Square</i>	0.1886	0.1997	0.2106	0.2455	0.2441	0.2437	0.2706
<i>F</i>	1.7397	3.0273	2.4746	3.1672	3.1894	2.8807	19.7362

注：括号内为异方差和自相关一致性稳健标准误，\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ ，分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

根据结果推断，本文认为经济制裁显著加剧目标国汇率波动，但对目标国汇率水平变动无显著影响的原因在于：当目标国遭受经济制裁时，投资者会基于历史上发生经济制裁或其它国家的经济制裁案例的认知，产生发生重大风险的预期和担忧。投资者短期内倾向于大量抛售目标国货币，转而追逐其它相对安全的避险货币，造成目标国货币贬值，汇率急剧波动。但很快目标国政府为稳定币值会采取一系列货币政策、管制政策和反制裁措施，这会坚定部分投资者（尤其是投机者）对目标国货币的信心。在看多、看空两股市场力量的“拉扯”中，目标国货币在贬值和升值中反复。结合表 2 的分析，可知经济制裁造成了目标国外汇市场震荡，加剧了汇率波动，但从平均汇率水平上看对币值的长期影响并不显著。

例如俄乌冲突爆发以来，俄罗斯遭受西方国家多轮经济制裁。2022 年 3 月 7 日，卢布币值相比冲突前暴跌 50%。随后，俄罗斯采取一系列措施抵消卢布短期贬值压力：对“不友好”国家和地区进行天然气贸

易实施卢布结算、允许企业和个人以卢布偿还“不友好”国家和地区的债务、限制卖空、资本管制、建立完全自有可控的支付体系等。5月24日，卢布较此前最低点涨幅近200%，俄罗斯在短期内成功稳定了汇率。因此，经济制裁造成了卢布大幅度震荡、汇率剧烈波动，但由于俄罗斯政府实施反制裁等措施稳定汇率，从年度平均汇率水平上看卢布币值变化并不明显。

## 2、稳健性检验

### (1) 动态面板模型

考虑到经济变量惯性的影响，本文在稳健性检验部分中引入因变量的滞后项，进一步构建动态面板模型。Kiviet (1995, 2012) 通过蒙特卡洛 (Monte Carlo) 模拟分析证实，在个体  $N$  较小的情况下，采用动态面板纠偏虚拟变量最小二乘法 (bias-corrected Least Square Dummy Variable, LSDVC) 会有较好的表现。故本文使用 LSDVC 估计模型，采用 40 次 Bootstrap 抽样法估计方差—协方差矩阵，分别采用差分 GMM Arellano-Bond 估计量和系统 GMM Blundell-Bond 估计量作为初始值，精度采用  $O(1/N \times 1/T)$ ，由于 LSDVC 回归无法控制个体固定效应，故而模型仅包含时间固定效应，具体设定如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 X_{it} + \sum_{j=1}^n \delta_j Z_{it=1}^j + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

本文在 LSDVC 估计的同时也进行 Pooled OLS 和 FEM 估计，估计结果如表 4 所示，LSDVC 估计出的因变量滞后期的系数值均大于 FEM 估计值而小于 Pooled OLS 估计值，说明 LSDVC 估计结果可信<sup>1</sup>。表 4 模型 (1) - (2) 的结果均显示 *Sanction* 系数显著为正，说明经济制裁加剧目标国汇率波动这一结果稳健有效。此外，LSDVC 估计中汇率波动的一期滞后项系数并不显著，说明上一期的汇率波动对当期的汇率波动并不会产生太大影响，即本文所选双向固定效应模型更优。可见，在重新构建动态面板模型后经济制裁显著加剧目标国汇率波动这一结果是稳健的，研究结论可信。

表 4 稳健性检验：LSDVC 回归结果

变量名称	Volatility			
	LSDVC_AB (1)	LSDVC_BB (2)	Pooled OLS (3)	FEM (4)
<i>L.Volatility</i>	0.0662 (0.0504)	0.0737 (0.0495)	0.1105** (0.0439)	0.0067 (0.0456)
<i>Sanction</i>	0.6634** (0.3088)	0.6652** (0.3115)	0.2572 (0.2387)	0.6883** (0.2913)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Country</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	540	540	540	540
<i>R-Square</i>	-	-	0.2667	0.1087
<i>Adjusted R-Square</i>	-	-	0.2556	0.0425
<i>F</i>	-	-	23.9626	7.5943

注：括号内为稳健标准误，\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ ，分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

<sup>1</sup> Bruno (2005) 的研究表明，传统 Sargan 检验无法检验 LSDVC 估计结果的有效性，但是混合最小二乘法 (Pooled OLS) 和面板固定效应模型 (FEM) 可以确定因变量滞后项真实估计值的上限和下限，即若 LSDVC 估计出的因变量滞后项的系数值介于二者之间，则该模型是可靠和有效的。

## (2) 替换因变量和改变样本期

本文用名义有效汇率指数的标准差替换原模型中以名义有效汇率指数变异系数衡量的汇率波动, 具体计算公式如下:

$$Volatility_{it}' = \left[ \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} (NEER_{tj} - \overline{NEER}_t)^2 \right]^{1/2} \quad (11)$$

其中,  $Volatility'$  即为用标准差衡量的汇率波动指数,  $NEER$  为名义有效汇率指数。

2008 年金融危机爆发, 全球金融市场都受到了严重打击, 经济持续低迷, 为了避免这一全球性事件对结果可能造成的影响, 本文将样本期缩短至 2008 年金融危机爆发前再进行重新回归。

表 5 模型 (1) - (2) 结果显示, 在替换因变量和改变样本期长度后,  $Sanction$  系数依然显著为正, 表明经济制裁显著加剧了目标国汇率波动这一结果是十分稳健的。

表 5 稳健性检验: 替换因变量和改变样本期

变量名称	$Volatility'$	$Volatility$
	替换因变量	改变样本期
	(1)	(2)
$Sanction$	1.2321** (0.4902)	0.7350* (0.4101)
$Controls$	控制	控制
$Year$	控制	控制
$Country$	控制	控制
$N$	570	240
$R-Square$	0.2238	0.3162
$Adjusted R-Square$	0.1881	0.2737
$F$	58.3573	7.2211

注: 括号内为异方差和自相关一致性稳健标准误, \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ , 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著

## 3、进一步研究: 经济制裁对目标国汇率波动的异质性影响

### (1) 单边制裁与多边制裁

多边制裁是否更有效一直是学术界争论的焦点。一些学者认为多个制裁发起主体可以产生更高的制裁成本, 且多边制裁能够对目标国形成更多经济、外交与国际舆论上的压力、削弱目标国的实力与信心、遏制目标国向其他国家寻求资源从而获得帮助的可能性 (周方舟, 2020), 因而更有效。然而, 另一些学者则认为由于制裁发起方内部往往因为成本负担不同和利益分配不均等问题产生分歧, 所以多边制裁未必比单边制裁更有效。当与目标国贸易的潜在收益足够大时, 这些制裁参与国可能会出于维护自身国家利益的目的, 违反贸易禁运的约定, 与目标国进行贸易, 从而导致经济制裁失败 (Kaempfer and Lowenberg, 1999)。

为了探究多边制裁是否会加剧被制裁国汇率的波动性, 本文根据参与经济制裁主体的数量划分了两种不同类型的经济制裁: 单边制裁 (制裁仅由一个国家实施)、多边制裁 (制裁由一组国家实施)。估计结果如表 6 所示。

表 6 异质性检验：单边制裁与多边制裁对汇率波动的回归结果

变量名称	Volatility	
	(1)	(2)
<i>Unilateral</i>	0.5191* (0.2987)	
<i>Multilateral</i>		0.8542** (0.4141)
<i>Controls</i>	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制
<i>Country</i>	控制	控制
<i>N</i>	570	570
<i>R-Square</i>	0.2031	0.2100
<i>Adjusted R-Square</i>	0.1665	0.1737
<i>F</i>	84.0616	58.6964

注：括号内为异方差和自相关一致性稳健标准误，\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ ，分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

表 6 模型(1)-(2)结果显示，*Multilateral* 的系数估计值为 0.8542，高于 *Unilateral* 的系数估计值 0.5191，且均通过 10%的显著性检验。这说明相比于单边制裁，多边制裁会给目标国汇率波动带来更大的负面影响。根据结果推断，多边制裁的实施会严重限制目标国与外界的经济联系，可以更有效地破坏目标国通过寻求第三方市场进行贸易和发展经济联系的能力。所以多边制裁往往更成功且会给目标国带来更大的负面影响。

## (2) 不同类型的制裁手段

经济制裁的效果取决于具体制裁手段，制裁发起方选择不同的经济制裁手段会通过不同的渠道对目标国汇率波动产生不同效果的影响。下面本文进一步从贸易制裁、金融制裁、旅游签证禁令、武器禁运制裁、中断军事援助制裁、其他类型制裁（多为外交制裁等）六个不同制裁手段探究不同制裁类型对汇率波动的影响程度，重新对模型进行估计。估计结果如表 7 所示。

表 7 模型（1）-（6）结果显示，*Sanction-trade* 的系数估计值最大为 0.9858，且通过 1%水平的显著性检验，说明贸易制裁对目标国汇率波动的影响最为剧烈，其次为武器禁运制裁、金融制裁、旅游签证禁令和中断军事援助制裁，其他类型制裁没有显著影响。

根据结果推断，贸易制裁直接影响了目标国正常的对外贸易活动，限制了进出口的流向和流量，严重影响了目标国贸易结构，会迅速且直接地造成目标国汇率波动；同时，21 世纪以来，经济制裁的使用日趋频繁和成熟，特别是包括武器禁运、金融制裁和旅游签证禁令在内的聪明制裁（smart sanctions）数量逐年递增（Felbermayr et al., 2020），这类制裁最大的特点是“针对性”，聪明制裁可以针对目标国内的特定个人、机构和公司，在不对目标国普通民众造成伤害（或伤害较轻）的基础上与广泛制裁一样有效；其他类型制裁（多为外交制裁等）对目标国汇率波动没有显著的影响，可能是外交制裁等其他类型制裁主要针对外交政治等领域，对目标国没有直接的经济影响。

表 7 异质性检验：不同制裁手段对汇率波动的回归结果

变量名称	Volatility					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Sanction-trade</i>	0.9858*** (0.3120)					
<i>Sanction-financial</i>		0.8280* (0.4454)				
<i>Sanction-travel</i>			0.8187** (0.3840)			
<i>Sanction-arms</i>				0.9305** (0.3854)		
<i>Sanction-military</i>					0.7394** (0.3148)	
<i>Sanction-other</i>						0.6438 (0.4034)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Country</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	570	570	570	570	570	570
<i>R-Square</i>	0.2134	0.2073	0.2046	0.2074	0.2043	0.2004
<i>Adjusted R-Square</i>	0.1769	0.1706	0.1677	0.1706	0.1674	0.1633
<i>F</i>	222.4094	135.1596	146.9744	64.9759	47.3444	142.7411

注：括号内为异方差和自相关一致性稳健标准误，\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ ，分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

### (3) 不同类型目标国

为了比较经济制裁对不同目标国之间汇率波动影响的差异，本文参考三种不同的分类标准对样本进行了划分：发达程度（发达国家和发展中国家）、人均收入水平（高收入国家和低收入国家）、经济全球化程度（经济全球化较高国和经济全球化较低国）<sup>1</sup>。再对这六种不同类型的子样本进行重新回归，估计结果如表 8 所示。

<sup>1</sup> 具体国家样本及分类标准：根据国际货币基金组织的分类，将样本国家分为发达国家、发展中国家与新兴市场国家。根据世界银行的分类，将人均收入低于 3896 美元的低收入和和中低收入国家分为人均收入水平较低国、人均收入高于 3896 美元的中高收入国家和高收入国家分为人均收入水平较高国。根据 Gygli et al (2019) 的数据，2018 年世界平均经济全球化指数为 58.8334，将高于该值的国家分为经济全球化程度较高国，低于该值的国家为全球化程度较低国。

表 8 异质性检验：经济制裁对不同类型国家的回归结果

变量名称	Volatility					
	(1) 发达国家	(2) 发展中国家 与新兴国家	(3) 收入较高	(4) 收入较低	(5) 经济全球化 程度较高	(6) 经济全球化 程度较低
<i>Sanction</i>	0.7549 (0.9889)	0.6732** (0.2856)	0.5639* (0.3451)	1.4022*** (0.3900)	0.0237 (0.3088)	0.9307** (0.3570)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Country</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	95	475	342	228	228	342
<i>R-Square</i>	0.4964	0.2241	0.2627	0.2899	0.4097	0.2291
<i>Adjusted R-Square</i>	0.3086	0.1806	0.2040	0.2007	0.3359	0.1676

注：括号内为异方差和自相关一致性稳健标准误，\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ，分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

表 8 模型 (1) - (2) 结果显示，*Sanction* 在发展中国家与新兴市场国家组的系数显著为正，而在发达国家组的系数不显著。这意味着经济制裁会对发展中国家与新兴国家汇率波动造成更深影响，可能是由于相比于发达国家，发展中国家与新兴国家经济实力较弱，出口结构较为单一，抵御外部冲击的能力较弱，因此汇率波动受到的影响更大。而发达国家凭借在经济、科技水平、社会发展等方面的优势，不仅能消化或转移经济制裁造成的负面影响，还具备反制发起国经济制裁的实力，发起反制裁，抵御负面冲击。

模型 (3) - (4) 结果显示 *Sanction* 的系数均显著为正，并且人均收入水平较低的国家系数明显高于人均收入水平较高的国家。这说明经济制裁同样会加剧人均收入水平较高的国家和人均收入水平较低的国家汇率波动，且对人均收入水平较低的国家影响更深。可能的原因是人均收入水平较高的国家能够很好地抵御和缓解经济制裁带来的负面冲击，而人均收入水平较低的国家对外依赖程度较大，经济实力较弱，发展模式较为粗放，对经济制裁的敏感度更高，受到的影响更深。

模型 (5) - (6) 结果显示 *Sanction* 在经济全球化程度较低组的系数显著为正，而在经济全球化较高组的系数不显著。从回归结果上看，对于经济全球化程度较高的国家来说，经济制裁对汇率波动的影响似乎没有那么严重，可能是因为这些国家更好地融入了世界贸易体系中，可以通过从其他非制裁国家获得资源填补贸易敞口，从而规避掉经济制裁带来的部分不利影响。

#### (4) 不同制裁发起方

本文还进一步比较不同制裁发起方实施的经济制裁对目标国汇率波动影响的差异。根据实施经济制裁的发起方划分了四种不同的制裁发起方：联合国、美国、欧盟、其他国家实施的制裁，重新对模型进行估计。估计结果如表 9 所示。

表 9 异质性检验：不同制裁发起方实施的经济制裁对汇率波动的回归结果

变量名称	Volatility			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>UN</i>	3.0170*** (0.2573)			
<i>US</i>		0.2590 (0.4032)		
<i>EU</i>			1.2277** (0.4639)	
<i>Other</i>				1.0951*** (0.2468)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Country</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	570	570	570	570
<i>R-Square</i>	0.2098	0.1998	0.2164	0.2155
<i>Adjusted R-Square</i>	0.1735	0.1630	0.1804	0.1794
<i>F</i>	-	55.2418	49.7247	238.8717

注：括号内为异方差和自相关一致性稳健标准误，\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ ，分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

表 9 模型 (1) - (4) 结果显示，*UN* 的系数估计值最大为 3.0076，且通过 1% 的显著性检验，联合国制裁对目标国汇率波动的影响最为剧烈，其次为欧盟制裁，而美国制裁没有显著影响。根据结果推断，这可能由于美元的全球影响力和在国际货币体系中的核心地位，目标国大多实行盯住美元的汇率制度。有数据显示，在汇率安排中以美元为锚的国家份额占 62%，以美元为外汇储备的国家份额占 65%，而欧元仅分别占 28% 和 20% (Ilzetzki et al., 2017)。因此，美国实施的经济制裁可能并不会显著造成目标国汇率波动，而联合国和欧盟实施的经济制裁就会显著造成目标国汇率波动。美国对经济制裁的滥用也可能是其制裁效果不佳的原因之一，过于频繁的制裁不仅会拉低其制裁成功率，也会引起世界其他各国的警惕。相比于美国而言，联合国和欧盟尽管实施经济制裁的频次较少，但参与制裁发起的国家较多，制裁持续时间长，付出的制裁成本更大，所以导致联合国和欧盟发起的制裁对目标国汇率波动的负面影响更深。

## 六、结论与启示

本文在梳理经济制裁文献的基础上，构建泰勒规则汇率模型，使用 2000-2018 年国际经济制裁和 30 个国家汇率变动匹配面板数据，利用双向固定效应模型和动态面板纠偏虚拟变量最小二乘法 (LSDVC) 进行实证检验，分析经济制裁对目标国汇率变动的影响。得到的结论如下：(1) 经济制裁显著加剧了目标国汇率波动，但对目标国汇率水平变动并无显著影响。(2) 不同情况下，经济制裁对目标国汇率波动有异质性影响。与单边制裁相比，多边制裁会给目标国汇率波动带来更大的负面影响。相比于其他制裁手段，贸易制裁对目标国汇率波动的影响最大，其次为武器禁运制裁、金融制裁、旅游签证禁令和中断军事援助制裁，且这些制裁手段均显著加剧了目标国汇率波动。经济制裁对发展中国家与新兴市场国家、人均收入水平较低、经济全球化程度较低的国家汇率波动的负面影响更大。比较不同的制裁发起方，联合国和欧盟发起的经济制裁会给目标国汇率波动产生更大的不利冲击。

其启示是：

第一，警惕和重视经济制裁对外汇市场产生的冲击，积极应对外来经济制裁。本文的研究结果发现，不论经济制裁的目标和实施方式如何，经济制裁都显著加剧了目标国汇率波动。因此，经济制裁不仅仅是国家之间的政治外交博弈，更关系到微观层面的企业和个人。无论是政府、企业、个人都应加强对经济制裁的认知，警惕和防范他国发起的经济制裁，重视其可能对外汇市场、汇率稳定造成的严重冲击。中国作为世界最大的发展中国家和新兴国家，在瞬息万变的国际形势、中美关系的不稳定的背景下，应参考欧盟的阻断法模式和俄罗斯反制裁法模式，并借鉴美国实施制裁的经验做法，健全中国对外经济制裁体系并研判反制裁措施，争取更多的主动权，更好地维护我国的正当利益。

第二，加强多边合作，规避多边制裁造成的负面影响，减少汇率波动。目标国应积极、充分利用制裁发起方各国之间的利益分歧和自身市场的规模、产业优势，与周边国家和地区形成良好的双边或多边合作关系，建立新的贸易模式，推进本币贸易，与主要贸易伙伴签署货币互换协议，降低对美元的依赖。主动参与全球治理和区域经济发展，分化外来制裁的企图，力求降低遭受多边制裁的可能性，尽量减少经济制裁对目标国外汇市场可能造成的不利影响。

第三，增强国家综合实力，提高本国货币实力，增强外汇市场抵御经济制裁的能力。首先，完善本国贸易结构，充分发挥经济的比较优势和后发优势，积极参加国际经济合作与竞争。既开放国内市场，允许外商走进来；又开拓国际市场，发展开放型经济，推动本土企业走出去，增强国际竞争力，提高抵御贸易制裁的能力。其次，积极开拓国际市场的同时建立国内应急供应链，以确保在经济制裁切断贸易渠道时能迅速发掘替代市场。并且，挖掘民众的消费需求和潜力，拉动内需，使国内市场做到基本的“自给自足”，降低对国际贸易关系的依赖。最后，完善外汇储备管理体系，提高本国货币在国际计价结算、投资交易、国际储备中的接受度和认可度，注重培养本国货币在境外的真实需求。完善国内经济金融体系，提高本国金融机构的水平和质量，提升应对外来风险和冲击的能力。

第四，推动国际组织改革，倡导建立国际政治经济新秩序。随着国际格局发生巨大变化，作为联合国安理会常任理事国的中国必须高举多边主义，捍卫公平正义，坚定维护以联合国为核心、以国际法为基础的国际体系。积极推动构建“人类命运共同体”、“一带一路”倡议和建立“以合作共赢为核心的新型国际关系”，体现中国以合作共赢为核心的全球治理观、国际权利观和发展观，为建立国际政治经济新秩序提供中国智慧，为全球治理提供新评估标尺。

## 【参考文献】

- [1] Abel Escriba<sup>1</sup>-Folch , and Wright J. Dealing with tyranny: International sanctions and the survival of authoritarian rulers[J]. *International Studies Quarterly*,2010,54(2):335-359.
- [2] Adolfson M. Incomplete exchange rate pass-through and simple monetary policy rules[J]. *Journal of International Money and Finance*,2007,26(3):468-494.
- [3] Afesorbor S K, and Mahadevan R. The Impact of Economic Sanctions on Income Inequality of Target States[J]. *World Development*,2016,83:1-11.
- [4] Allen S H, and Lektzian D J. Economic sanctions:A blunt instrument?[J].*Journal of Peace Research*,2013,50(1): 121-135.
- [5] Allen S H. The domestic political costs of economic sanctions[J]. *Journal of Conflict Resolution*,2008,52(6): 916 - 944.
- [6] Asseery A, and Peel D A .The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports[J]. *Economics Letters*,1991,37:173-177.
- [7] Bruno G S F. Approximating the Bias of the LSDV Estimator for Dynamic Unbalanced Panel Data Models[J]. *Economics Letters*,2005,87(3):361-366.
- [8] Caporate T, and Khosrow D. Exchange Rate Variability and the Flow of International Trade[J]. *Economic Letters*,1994,44:49-54.
- [9] Cheung Y W, and Chinn M D. Currency Traders and Exchange Rate Dynamics: A Survey of The US Market[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2001,20(4): 439-471.
- [10] Dreger C, Fidrmuc J, Kholodilin K A, and Ulbricht D. The Ruble between the hammer and the anvil: Oil prices and economic sanctions[J]. *BOFIT Discussion Paper*,2015,5(44):587-591.
- [11] Dudl á k T. After the sanctions: policy challenges in transition to a new political economy of the Iranian oil and gas sectors[J]. *Energy Policy*,2018,121:464-475.
- [12] Esquivel G, and Felipe L B. The Impact of G-3 Exchange-Rate Volatility on Developing countries[R]. G-24 Discussion Paper Series,UN,No.16,2002.
- [13] Felbermayr G, Kirilakha A, Syropoulos C, Yalcin E, and Yoto V. The global sanctions data base[J]. *European Economic Review*,2020,129:1-23.
- [14] Felbermayr G, Morgan T C, Syropoulos C, and Yoto V. Understanding economic sanctions: Interdisciplinary perspectives on theory and evidence[J]. *European Economic Review*, 2021,135.
- [15] Galtung J. On the effects of international economic sanctions: With examples from the case of Rhodesia[J]. *World Politics*,1967,19(3): 378-416.
- [16] Gygli S, Florian H, Niklas P, and Jan-Egbert S. The KOF Globalisation Index – Revisited, *Review of International Organizations*, 2019, 14(3), 543-574.
- [17] Ilzetzi E, Reinhart C M, and Rogoff K S. Exchange arrangements entering the 21st century: which anchor will hold?[Z]. *National Bureau of Economic Research*, 2017.
- [18] Kaempfer W H, and Lowenberg A D. Unilateral versus multilateral international sanctions: a public choice perspective[J].*International Studies Quarterly*,1999,43(1):37-58.
- [19] Kiviet F. Monte Carlo Simulation for Econometricians[M]. Boston:Now Publishers,2012.
- [20] Kiviet F. On Bias,Inconsistency and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models[J]. *Journal of Econometrics*,1995, 68(1):53-78.
- [21] Klein M. Sectoral Effects of Exchange Rate Volatility on Unite States Exports[J]. *Journal of International Money and Finance*,1990,9(3):299-308.
- [22] Meese R A, and Rogoff K. Empirical Exchange Rate Models of The Seventies: Do They Fit Out of Sample?[J]. *Journal of International Economics*,1983,14(2): 3-24.
- [23] Obstfeld M. Models of currency crises with self-fulfilling features[J]. *European Economic Review*,1996,40(3-5): 1037-1047.
- [24] Peksen D, and Drury A C. Coercive or corrosive: The negative impact of economic sanctions on democracy[J]. *International Interactions*,2010,36(3):240-264.
- [25] Pozzi L, and Sadaba B. Detecting Scapegoat Effects in the Relationship between Exchange Rates and Macroeconomic

Fundamentals: A News Approach[J]. *Macroeconomic Dynamics*,2018:1-44.

[26] Rossi B. Are exchange rates really random walks?: Some evidence robust to parameter instability[J]. *Macroeconomic Dynamics*,2006, 10(1):20.

[27] Smith M U. What is the effect of US-led sanctions on a target nation's foreign currency exchange rate?[D]. Georgetown University, 2014.

[28] Wang J, and Wu J. The Taylor rule and forecast intervals for exchange rates[J]. *Journal of Money Credit and Banking*,2012(44):103-144.

[29] Weber P M, and Schneider G. Post-Cold War Sanctioning by the EU, the US, and the UN: Introducing the EUSANCT Dataset[J]. *Conflict Management and Peace Science*,2020,8:1-18.

[30] Yang J, Askari H, Forrer J, and Zhu L. How do US economic sanctions affect EU's trade with target countries?[J]. *The World Economy*,2009,32(8):1223-1244.

[31] 戴翔,张二震.危机冲击、汇率波动与出口绩效——基于跨国面板数据的实证分析[J].*金融研究*,2011(08):47-56.

[32] 姜薇. 经济制裁对目标国经济增长的影响研究[D].南京师范大学,2021.

[33] 李巍.制衡美元的政治基础——经济崛起国应对美国货币霸权[J].*世界经济与政治*,2012(05):97-119+159.

[34] 刘强,陶士贵.经济政策不确定性对实际有效汇率的影响——基于 21 个经济体的实证研究[J].*经济问题探索*,2021(03):1-13.

[35] 陶士贵,高源.西方经济金融制裁对俄罗斯经济的影响:基于合成控制法的研究[J].*世界经济研究*,2020(11):113-126+137.

[36] 周方舟. 经济制裁威慑功能有效性研究[D].外交学院, 2020.

[37] 张荔,张庆君.人民币实际汇率波动与货币替代的实证研究[J].*金融研究*,2010(02):68-75.

# Impact of economic sanctions on exchange rate fluctuations of target countries

## ——Empirical research based on 30 economies

Gao Yuan and Tao Shigui

(School of Business, Nanjing Normal University)

**Abstract:** Since the conflict between Russia and Ukraine, the United States and Europe have imposed a series of economic sanctions against Russia, which cause extreme fluctuations in the ruble exchange rate. This paper creatively includes economic sanctions into the factors affecting exchange rate changes for the first time in China. By constructing the Taylor rule exchange rate model, the empirical test is carried out by using the panel data of international economic sanctions and exchange rate fluctuations of 30 countries from 2000 to 2018. and conducts empirical tests by constructing the Taylor Rule exchange rate model. The results show that economic sanctions significantly exacerbate the exchange rate fluctuations of the target countries, but the impact on the exchange rate level is not significant. Further studies have found that multilateral sanctions, trade sanctions and economic sanctions initiated by the United Nations and the European Union will have a greater negative impact on the exchange rate fluctuations of the target countries. Economic sanctions have a greater adverse impact on the exchange rate fluctuations of developing countries and emerging market countries, countries with low per capita income and low degree of economic globalization.

**Key words:** economic sanctions; Target countries; Exchange rate fluctuations; Taylor rule

# 国际资本流动、国内信贷与房地产价格——基于中国宏微观层面的实证分析

杨雨晴<sup>1</sup> 施建淮<sup>2</sup>

**【摘要】** 本文将国际资本流动引入国内的信贷和房地产价格周期的分析框架，对国际资本流动、房地产价格与信贷投放三者间的作用路径进行了机制分析和宏观及微观两个层面的实证检验。在宏观层面，基于 TVP-VAR 模型的研究发现：房地产价格与银行信贷之间具有自我强化周期，国际资本流动会放大和强化信贷投放与房地产价格的相互影响，国际资本流动与国内的信贷和房地产价格周期存在正反馈效应。在微观层面，使用我国上市公司面板数据基于固定效应模型的实证分析表明：国际资本流入会对我国上市公司信贷融资产生显著的正向影响，房地产价格在其中起重要作用，公司是否持有投资性房地产会显著影响国际资本流动与银行向公司的信贷投放之间的作用关系，有投资性房地产的企业所获信贷对资本流动变化反应更大。

**【关键词】** 国际资本流动；银行信贷；房地产价格；金融开放

## 一、引言

本世纪以来，随着我国经济的高速发展，房地产价格呈现出明显的上升趋势。房地产价格上涨使房地产成为社会财富中极为重要的组成部分，同时伴随着信贷规模和信贷结构的深刻变化，金融机构的信贷投放规模显著扩张，而与房地产相关的信贷业务占比也逐渐上升，房地产价格与银行信贷之间存在着相互促进的周期关系。近年来我国金融开放程度逐渐加深，资本项目开放和金融市场双向开放有序推进，利率市场化和汇率市场化改革取得了重要进展，国际资本流动对国内经济运行的影响更加深刻，有必要将国际资本流动引入对国内的信贷供需与房地产价格之间的自我强化关系的分析之中。

在开放经济条件下，国际资本流动、房地产价格和银行信贷三者存在紧密联系。国际资本流动会影响银行信贷投放并作用于房地产价格，而国内经济形势也会影响国际资本流动的规模和方向，国际资本流入往往伴随着房地产价格的上涨和银行信贷的扩张，而繁荣的国内市场会吸引更多资本流入。国际资本流动会放大和加速国内银行信贷投放与房地产价格之间的相互影响，国际资本流动与国内的信贷和房地产价格之间存在正反馈效应。本文从宏观和微观两个层面，对国际资本流动、房地产价格与信贷投放三者间的作用路径进行了深入探讨。本文基于 TVP-VAR 模型探讨了国内的银行信贷与房地产价格之间的互动关系、国际资本流动对国内信贷和房地产价格周期的影响以及三者间作用路径的时变特征。在宏观层面研究的基础上，本文从金融支持实体经济的角度出发，对国际资本流动如何影响我国上市公司从金融机构获得的信贷支持这一问题展开了微观层面的实证研究，并重点关注了房地产价格在其中所发挥的作用，为国际资本流动、房地产价格与信贷投放之间的影响关系提供了微观证据。

## 二、文献综述

世界上工业国家的实际房产价值在 19 世纪到 20 世纪中期基本保持稳定，而二战后房价几乎翻了三倍 (Knoll et al., 2017)，自 20 世纪起发达经济体的银行资产负债表中的住房抵押贷款显著增加 (Jordà et al., 2015a)。适度的信贷增长有利于促进经济发展，但杠杆过度往往引起资产价格泡沫。伴随着信贷扩张的资产

<sup>1</sup> 杨雨晴，北京大学经济学院博士研究生

<sup>2</sup> 施建淮，北京大学经济学院教授。

价格上涨会显著增加金融风险, 并且资产价格泡沫破裂会使经济陷入更深的衰退, 经济复苏也更加缓慢, 相比于股票市场, 房地产市场的变动对实体经济的影响更大 (Jordà et al., 2015b)。银行信贷规模扩张是房价上涨最主要的推动力 (谭政勋和陈铭, 2012; Favara & Imbs, 2015; 孟庆斌等, 2021), 而对未来房价上涨的预期会推动房价进一步走高 (Kaplan et al. 2020; 王频和侯成琪, 2017)。

宽松的货币环境下信贷扩张会推升房地产价格, 而房地产价格也会对银行的信贷规模和信贷结构造成影响, 并进一步作用于实体经济。罗知和张川川 (2015) 研究发现国有企业以较低成本获取信贷资金, 并大量用于房地产投资, 房地产投资对制造业投资的挤出会影响制造业资源配置效率。Chakraborty et al. (2018) 发现房地产市场繁荣使银行增加了住房抵押贷款, 减少了商业贷款, 挤出效应是由于住房抵押贷款对于银行更加有利可图。Martín et al. (2021) 发现挤出效应会随着房价上涨逐渐消失, 房价走高会使银行净值增加, 信贷供给能力提升。Bednarek et al. (2021) 研究表明银行信贷对实体经济的影响取决于当地房地产市场的状况, 拥有更优质抵押品的企业会获得更多的银行信贷。房地产市场低迷时银行会减少房贷以及中小企业贷款, 房价走低引起的信贷收缩会对实体经济产生不利冲击 (Glancy, 2021)。房地产价格变动具有金融加速器作用, 在信贷抵押约束机制下, 房地产市场存在价格自我加速机制会引发房地产市场的非理性繁荣 (刘一楠, 2017)。

国际资本流动具有顺周期的特征, 国内经济运行与国际资本流动紧密相连 (Broner et al. 2013; Contessi et al. 2013; Avdjiev et al. 2020; 严宝玉, 2018; 孙天琦等, 2020; 顾海峰和卞雨晨, 2021 等)。国际资本流动的变化会对国内金融市场造成显著冲击, 大规模的资本流入往往伴随着信贷急剧扩张和经济繁荣 (Benigno et al., 2015; Cova & Natoli, 2020)。国际资本流入会使银行信贷供给增加 (Baskaya et al., 2017), 同时, 国际资本流入会显著提高银行的风险承担水平 (Samarina & Bezemer, 2016; 何国华和李洁, 2018; 张碧琼和吴美萱, 2019 等)。国际资本流动会对国内资产价格形成冲击, 而资产价格也会影响资本流动的规模和方向。张明和谭小芬 (2013) 研究发现资产价格是短期资本流动的重要驱动因素。国际资本流入与国内房价上涨之间存在正向关系 (Tillmann, 2013; 朱孟楠等, 2017; 王博和王开元, 2018; Roy & Kemme, 2019)。吴立元等 (2021) 基于小国开放动态随机一般均衡模型发现, 国外利率升高引起的资本流动会通过金融加速器使国内资产价格下跌, 而资产预期回报的下滑会进一步加剧资本外流。

基于已有文献可以看出, 银行信贷整体规模的扩张以及向房地产市场的倾斜会显著推升房地产价格, 而房价的上涨及对未来房价的乐观预期会引发进一步的信贷扩张。国际资本的流入将带来银行信贷规模的扩张和风险的积累, 同时也会对资产价格产生正向作用。在此基础上, 本文试图对国际资本流动、房地产价格与银行信贷这三者之间的影响关系展开分析, 从宏观层面讨论开放经济条件下房地产价格与银行信贷正反馈关系, 重点关注国际资本流动对国内信贷和房地产价格的动态影响, 并在微观层面从企业角度进一步研究国际资本流动对银行向企业的信贷投放的影响机制, 并对房地产价格在其中的作用进行分析。

本文的边际贡献包括: 第一, 本研究创新性地将国际资本流动、银行信贷和房地产价格纳入同一个分析框架, 基于 TVP-VAR 模型讨论了开放经济条件下三者间的作用机制和时变特征, 对国际资本流动与国内信贷与资产价格周期的动态关系进行了分析; 第二, 本文从微观层面进一步研究了国际资本流动对公司信贷融资的影响, 从公司个体角度出发, 通过引入投资性房地产这一指标, 对国际资本流动、房地产价格与向企业的信贷投放之间的作用关系展开深入分析, 探讨了现实中非房地产企业持有投资性房地产的可能原因和潜在影响。

### 三、国际资本流动与国内信贷和房地产价格周期: 机制分析

全球金融危机的爆发引发了学术界对于金融危机爆发的原因和应对政策的探讨。Turner (2015) 从资产价格与银行信贷相互作用的视角分析了导致金融危机爆发的过度债务积累的原因, 提出了信贷和资产价格周期关系的分析框架。商业银行为投资活动发放贷款面临着信息不对称问题, 银行的信贷行为需要考虑收集贷款人准确的投资和收益情况所产生的审查成本。与其他抵押品相比, 房地产价值更加稳定, 且能够以较低成本在短时间内出售以弥补银行的损失, 以房地产作为抵押能够有效降低商业银行承受的违约风险

和贷款损失。随着房地产价格的上升，信贷投放将逐渐向房地产市场集中，银行不良资产率降低，利润增加，资产负债情况和资本充足率改善，信贷供给能力提升。对信贷的需求方而言，借款人以房地产作为抵押能够有效地降低外部融资的风险溢价，获取更大规模和更低成本的信贷融资。房地产价格上升还可以为借款人带来资产升值和收益增加，资产负债状况得到改善，催生更多的信贷需求。信贷供需同时扩张下银行向私人部门的信贷投放增加，房地产需求扩张和供给刚性会推高房价，进一步引起信贷扩张，使经济体进入信贷和房地产价格相互强化的扩张阶段。

房地产价格的上升和银行信贷的扩张相互作用，致使经济体的债务负担不断积累，此时负面冲击（例如紧缩性货币和财政政策、经济增速下滑、投资者信心下降等）可能会造成经济体陷入资产价格下跌和系统性债务违约。当房地产价格下跌时，债务人的资产负债状况恶化，为降低存量债务以及保持清偿能力，投资和消费意愿下降，从宏观上将会抑制总需求和经济增长，使资产价格和市场信心进一步承压，同时，债务人为了清偿负债将对资产进行抛售，从而引发资产价格的进一步下跌。当部分债务人的资产无法弥补其负债，银行不良贷款率上升，资产质量下滑，信贷风险加剧，信贷供给收缩，经济体很有可能会陷入通货紧缩和经济衰退。

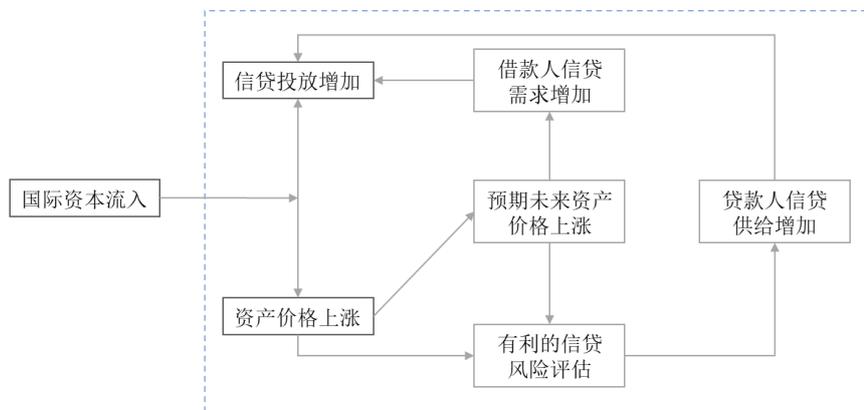


图 1 国际资本流动、国内信贷与房地产价格（扩张阶段）

图 1 展示了国际资本流动、国内信贷和房地产价格之间的作用路径。虚线框内刻画了国内信贷和房地产价格周期的扩张阶段。在封闭经济条件下，信贷投放的增加会推升房地产价格，借贷双方的资产负债状况均会得到强化，从而引发信贷进一步扩张的正反馈循环。在信贷供给端，房价上涨可以通过影响借款人的抵押品价值和偿债能力使银行的信贷损失维持在较低水平，银行信贷供给能力进一步增强；同时，良好的贷款表现也会使银行倾向于低估信贷风险，顺周期的放贷意愿增强。在信贷需求端，抵押比给定的情况下，资产净值的增加可以提升借款人的借款额度，房价上涨还会使借款人产生积极预期，扩大投融资需求。在信贷供需的共同作用下，银行向私人部门的信贷投放规模扩张。收缩阶段则与之相反，房地产价格下跌将引起借贷双方资产负债状况的恶化，信贷供需同时收缩，缺乏支撑的房价将持续走低，引发银行信贷进一步收紧。

国际资本流动受到推动（Push）和拉动（Pull）两种力量的作用，已有研究表明国际资本流动具有顺周期特征。在开放经济条件下，国际资本流动与国内的信贷和房地产价格周期存在紧密联系。国际资本流入往往伴随着房地产价格的上涨和银行信贷的扩张，同时，繁荣的国内市场也会吸引更多资本流入。而当国内经济下行时，资本急停和资本流出将对国内的房价和信贷产生负向冲击。基于对国际资本流动、国内信贷和房地产价格三者间作用路径的分析，在宏观层面，本文提出以下研究假设：

假设 1：房地产价格和银行信贷之间存在相互促进的正反馈关系。

假设 2：国际资本流动会进一步强化和放大国内银行信贷投放与房地产价格之间的相互影响，国际资本流入会带来房价上涨和信贷扩张。

国际资本流动引起的房价及信贷变化与我国企业信贷融资密切相关。国际资本流入带来的信贷扩张会对非房地产企业产生溢出效应，伴随着房价上涨，企业的资产负债状况得到改善，银行向企业的信贷投放增加。投资性房地产主要是指企业为赚取租金或资本增值而持有的房地产，近年来有投资性房地产的企业

明显增多。当资本流入推升房价时, 有投资性房地产的企业将获得更多收益, 资产实际价值显著增加, 从而获得更多的银行信贷支持。基于企业个体角度, 本文提出以下研究假设:

假设 3: 国际资本流入会对企业信贷融资产生有利影响。

假设 4: 由于资本流入会带来房价上涨和信贷扩张, 有投资性房地产的企业的信贷融资受资本流动变化的影响更大。

## 四、实证检验

### (一) 基于 TVP-VAR 模型的实证检验

考虑到国际资本流动、房地产价格与银行信贷三者之间的作用路径会受到经济发展阶段和宏观经济调控等方面的影响, 其结构关系中的影响系数应具有时变特征, 本文采用 Primiceri (2005) 提出的具有随机波动率的时变参数向量自回归 (TVP-VAR) 模型对三者间的影响关系展开宏观层面的实证研究。TVP-VAR 模型是具有时变系数和时变方差协方差矩阵的多变量时间序列模型, 能够更好地刻画经济变量间随时间变化的结构关系。

#### 1. TVP-VAR 模型

为引入 TVP-VAR 模型, 首先考虑基础的 SVAR 模型:

$$Ay_t = F_1 y_{t-1} + \dots + F_s y_{t-s} + \mu_t, \quad t = s + 1, \dots, n \quad (1)$$

$y_t$  是观测到的变量构成的  $k \times 1$  维向量,  $A$  为刻画内生变量当期关系的  $k \times k$  维下三角阵,  $F_i$  为滞后项系数构成的  $k \times k$  维系数矩阵,  $\mu_t$  是  $k$  维随机扰动项, 假定  $\mu_t \sim N(0, \Sigma^2)$ , 其中

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_k \end{pmatrix}, \quad A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1} & \dots & a_{k,k-1} & 1 \end{pmatrix}$$

可以将模型 (1) 改写为:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_s y_{t-s} + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, I_k)$$

其中  $B_i = A^{-1} F_i$ ,  $i = 1, \dots, s$ , 将  $B_i$  的行元素组合构成  $k^2 s \times 1$  维向量  $b$ , 定义  $X_t = I_s \otimes (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-s})$ , 将模型 (1) 简化为:

$$y_t = X_t b + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t \quad (2)$$

模型 (2) 中的参数均不随时间变化, 通过引入时变参数可以将其扩展为 TVP-VAR 模型:

$$y_t = X_t b_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, \quad t = s + 1, \dots, n \quad (3)$$

此时模型 (3) 中的  $b_t$ 、 $A_t^{-1}$ 、 $\Sigma_t$  均随时间变化, 该模型即为具有随机波动率的时变结构向量自回归模型。参考 Primiceri (2005), 下三角阵  $A_t$  中的堆积向量定义为  $a_t = (a_{21}, a_{31}, a_{32}, a_{41}, \dots, a_{k,k-1})'$ , 对数随机波动率矩阵  $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})'$ ,  $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2$ ,  $j = 1, \dots, k$  以及  $t = s + 1, \dots, n$ 。假设模型 (3) 中的参数均服从随机游走过程:

$$\begin{aligned} b_{t+1} &= b_t + \mu_{bt}, \\ a_{t+1} &= a_t + \mu_{at}, \\ h_{t+1} &= h_t + \mu_{ht}, \end{aligned} \quad \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{bt} \\ \mu_{at} \\ \mu_{ht} \end{pmatrix} \sim N \left( 0, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_b & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right)$$

其中,  $b_{s+1} \sim N(\mu_{b_0}, \Sigma_{b_0})$ ,  $a_{s+1} \sim N(\mu_{a_0}, \Sigma_{a_0})$ ,  $h_{s+1} \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0})$ 。  $\Sigma_b$ 、 $\Sigma_a$ 、 $\Sigma_h$  为时变参数的方差协方差矩阵, 均设为对角阵。TVP-VAR 模型可以更好地捕捉经济结构的渐变和突变特征。参考 Nakajima (2011), 本文使用基于贝叶斯推断的 MCMC 方法进行模型估计。

## 2. 数据选取与参数检验

基于 TVP-VAR 模型的实证检验使用宏观层面的时间序列数据，时间跨度为 2006 年 1 月至 2021 年 12 月。国际资本流动的代理变量为银行代客结售汇顺差，数据来源为外汇管理局的统计数据。国际收支 (BOP) 中的其他资本项 (包括公司海外借债、银行的海外存款头寸等) 对我国国际资本流动起主导作用，结售汇顺差能较好地反映出这些“热钱”的变动 (缪延亮等, 2021)。房地产价格的代理变量为 70 个大中城市住宅价格指数月度的环比变动，数据来源为国家统计局，银行信贷的代理变量为金融机构贷款余额，数据来源为中国人民银行。

在基于 TVP-VAR 模型进行实证检验之前，首先对模型使用的数据进行平稳性检验和协整检验。本文对国际资本流动、房地产价格以及银行信贷三个序列进行了单位根检验<sup>1</sup>，模型中的内生变量序列均在 1% 的显著性水平下平稳。VAR 模型的变量排序会对实证结果产生影响，考虑到信贷扩张对房价影响具有时滞性，金融变量对经济金融冲击的反应相比房价而言更加迅速 (钱宗鑫等, 2021)，基于国际资本流动与国内信贷和房价之间的理论传导关系，本文以国际资本流动、房地产价格和银行信贷变量顺序构建 TVP-VAR 模型。TVP-VAR 模型采用马尔科夫蒙特卡洛模拟法 (MCMC) 进行参数估计，抽样次数为 10000 次，前 1000 次抽样为预烧期 (Burn-in Period)，后 9000 次的抽样对参数的后验分布进行估计。

表 1 TVP-VAR 的参数估计和检验结果

参数	均值	标准差	95%置信区间	Geweke 检验	无效影响因子
$s_{b1}$	0.0231	0.0028	[0.0184, 0.0294]	0.809	8.95
$s_{b2}$	0.0230	0.0027	[0.0185, 0.0287]	0.644	14.50
$s_{a1}$	0.0493	0.0111	[0.0329, 0.0753]	0.212	29.06
$s_{a2}$	0.0601	0.0162	[0.0374, 0.1013]	0.018	46.41
$s_{h1}$	0.5665	0.1316	[0.3334, 0.8480]	0.297	43.95
$s_{h2}$	0.6725	0.1408	[0.4231, 0.9804]	0.146	57.86

注： $s_{bi}$ 、 $s_{aj}$ 、 $s_{hk}$  分别表示  $\Sigma_b$ 、 $\Sigma_a$ 、 $\Sigma_h$  的第  $i$ 、 $j$ 、 $k$  个对角线元素。设定模型的滞后期为 4。

表 1 报告了 TVP-VAR 模型的参数估计和检验结果。如表 1 所示，在 5% 显著性水平下，Geweke 检验结果均无法拒绝趋于后验分布的原假设，说明预烧期足以使马尔科夫链趋于集中，无效影响因子普遍很低，表明模型参数模拟结果有效，可以得到足够的无关样本进行后验推断，后验估计均值与参数的真实值接近，包含在 95% 置信区间中。图 2 展示了样本自相关函数、样本取值路径和后验分布的密度函数，可以看到，在剔除预烧期样本后，样本自相关性平稳下降，样本取值路径平稳，表明抽样方法可以有效产生低自相关性的样本。

<sup>1</sup> 为保证数据的平稳性，本文参考文献常见做法对国际资本流动变量与银行信贷变量数据进行了差分处理，房价变量为 70 个大中城市住宅价格指数的环比变化率，无需进行差分。参考缪延亮等 (2021) 等文献做法，本文对变量进行了去均值并除以标准差的量纲化处理。

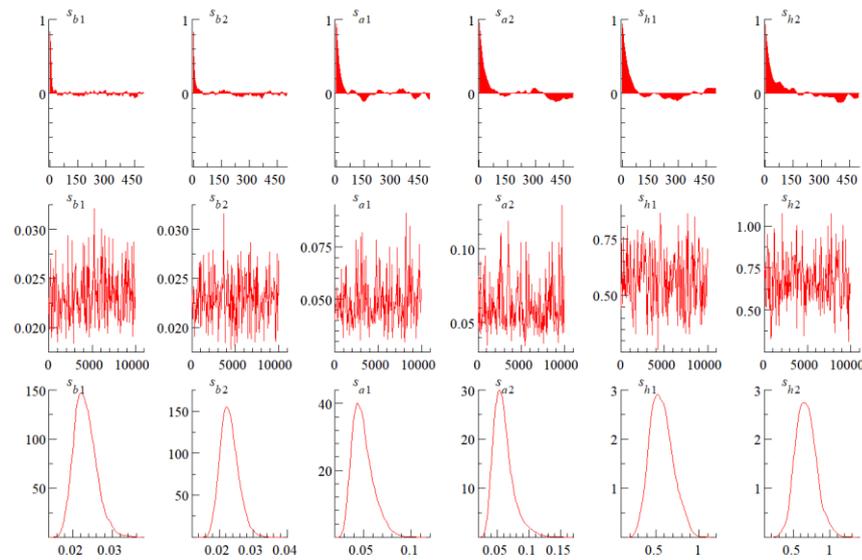


图 2 TVP-VAR 模型参数的估计结果

注：图中为 $s_{bi}$ 、 $s_{aj}$ 、 $s_{hk}$ 的样本自相关函数、样本取值路径及后验密度。

### 3. 时变参数特征分析

内生变量间的同期关系随时间变化是 TVP-VAR 模型的一个显著特征。图 3 展示了国际资本流动(cf)、房地产价格(p)与银行信贷(l)构建的 TVP-VAR 模型的同期关系时变估计结果。资本流动冲击与房地产价格之间的同期关系( $cf \rightarrow p$ )大部分时段为正值, 在全球金融危机之前, 资本流动对房地产价格的影响较大, 在后危机时代则出现下降, 全球疫情冲击下整体流动性宽松, 资本流动对我国房地产价格的影响再次呈现出上升趋势。同时, 在样本期间资本流动对银行信贷的影响系数 $\bar{\alpha}$ ( $cf \rightarrow l$ )基本为正值, 2008 年之前持续上行, 并在全球金融危机后走低, 近年来随着金融开放的推进, 资本流动对银行信贷的正向影响进一步扩大。房地产价格对银行信贷的影响( $p \rightarrow l$ )整体呈现上升趋势, 房价上涨将推动信贷扩张, 在金融危机前后有明显波动, 随后房地产价格对银行信贷的同期影响表现为平稳增加。

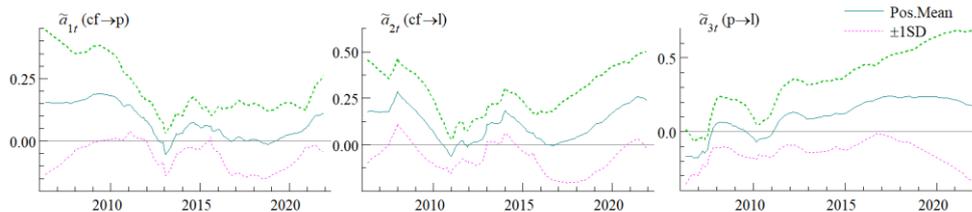


图 3 变量间同期影响关系的时变特征

### 4. 时变脉冲响应分析

图 4 为 TVP-VAR 模型提前期分别为 1 期、6 期、12 期一单位标准正向冲击形成的脉冲响应函数。提前期为 6 个月和一年的冲击形成的脉冲响应变化整体走势具有相似性。国际资本流动冲击对房地产价格有显著的正向影响, 提前期为 1 期时房地产价格对资本流入冲击的反应更大, 表明国际资本流入在短期内对房价增速有推升作用, 更长提前期的冲击的影响则相对较弱且更加稳定。国际资本流动冲击对信贷的影响大部分时段为正值, 2015 年以来国际资本流动冲击对银行信贷的正向影响不断加大。国际资本流动呈现出顺周期特征, 房地产价格上升会引起国际资本流入的增加, 提前 1 期的房地产价格冲击对资本流动影响逐渐减小, 而提前期为 6 期的冲击造成的影响自 2010 年后逐渐加强。信贷冲击对资本流动的影响在短期内波动性较大且为负值, 在中长期银行信贷扩张会带来国际资本的流入。

国内银行信贷与房地产价格之间存在正反馈机制。银行信贷扩张对房地产价格的上涨有推动作用，提前期为 6 个月和一年条件下银行信贷一单位正向冲击对房地产价格有显著的正向影响，自 2011 年起影响逐渐减弱。房地产价格冲击也会引起银行信贷规模的变化，但影响方向和大小在不同时段有所区别，提前期为 6 个月的冲击产生的影响波动更大。近年来，我国中央和地方陆续出台了多重房地产调控政策，坚持“房住不炒”的定位，从图 4 可以看出，随着房地产长效机制的逐步落实和完善，房价变动与银行信贷之间的正反馈关系有所减弱，国际资本流动冲击对房地产价格的影响显著下降。

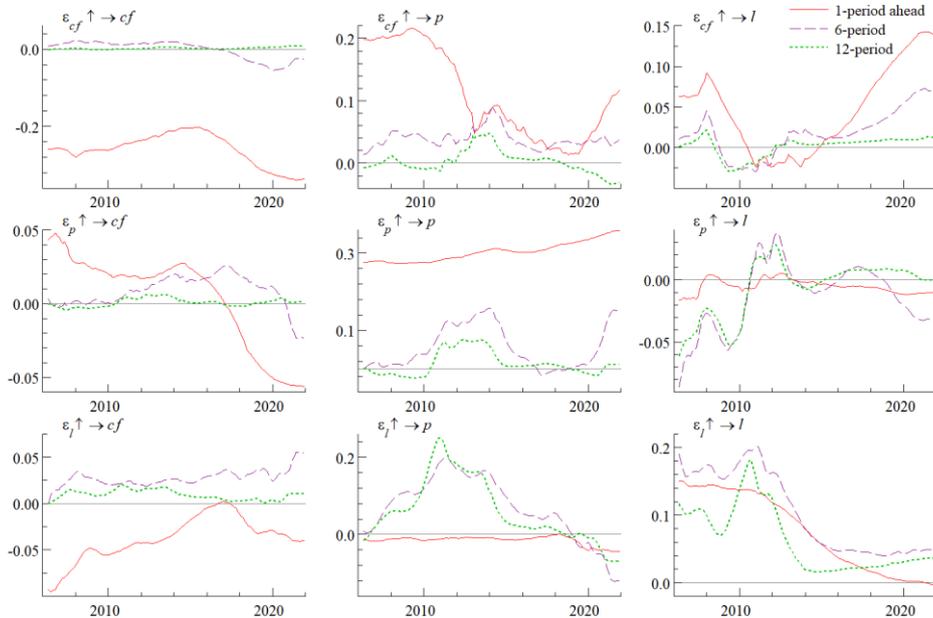


图 4 不同提前期冲击的脉冲响应函数

图 5 展示了为 TVP-VAR 模型中不同时点冲击的脉冲响应函数，比较的时点分别为 2007 年 1 月，2015 年 1 月以及 2019 年 1 月<sup>1</sup>。虽然施加冲击的时点不同，但脉冲响应的变化趋势具有相似性。房地产价格和银行信贷对跨境资本流动在三个不同时点的冲击的脉冲响应基本为正值，资本流动冲击对房地产价格的影响在全球金融危机之前相对更大，资本流动冲击对银行信贷的影响持续性较强并呈现出波荡式缩小。与 2007 年 1 月相比，2015 年 1 月和 2019 年 1 月这两个时点的房地产价格冲击对国际资本流动的影响更大，随着我国金融开放的推进，国际资本流动的脉冲响应的变化幅度更大，在第 6 期后趋于零。国际资本流动对信贷冲击的脉冲响应在第 2 期后基本为正值，并在第 4 期后达到峰值。在银行信贷与房地产价格的相互关系中，银行信贷对房地产价格冲击的反应迅速，对于 2015 年 1 月和 2019 年 1 月这两个时点的房地产价格冲击，银行信贷的脉冲响应在当期就达到了峰值。银行信贷冲击对房地产价格也有显著的正向影响，但房价对银行信贷的反应存在时滞并且持续性更强。

<sup>1</sup> 参考缪延亮等（2021）等研究，本文选取了三个有代表性的时点，其中 2007 年 1 月处于金融危机以前，2015 年 1 月处于金融危机后但在“8·11”汇改以前，2019 年 1 月处于“8·11”汇改以后。

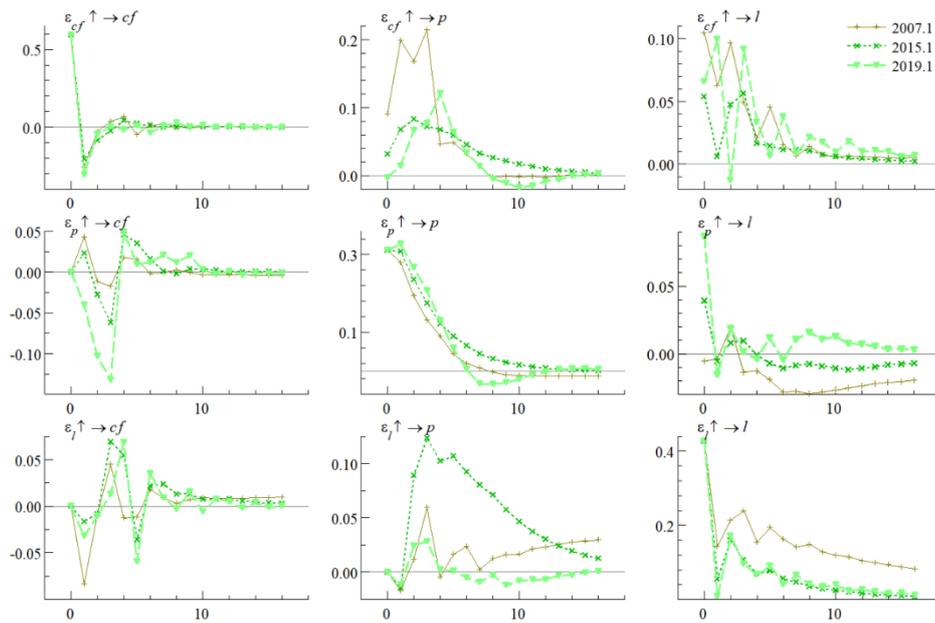


图 5 不同时点冲击的脉冲响应函数

基于 TVP-VAR 模型的实证分析验证了假设 1 和假设 2。房地产价格与银行信贷之间具有自我强化的周期关系，房价加速上升会引起信贷扩张，而信贷投放的增加也会推动房价进一步上涨，随着我国房地产调控机制的不断完善，房价与银行信贷相互促进的关系有所减弱。国际资本流动与国内的信贷和房价周期之间存在正反馈关系，这一关系随着我国金融开放程度的加深而有所加强。国际资本流入会对房价和信贷规模产生正向冲击，而房价上涨和信贷扩张会吸引更多的国际资本流入国内市场，并使经济更加趋热。

## (二) 来自中国上市公司的微观证据

宏观层面基于 TVP-VAR 模型的分析构建了国际资本流动、国内信贷和房地产价格三者间内生的作用关系，研究表明国内信贷和房价存在相互强化的正反馈关系，国际资本流入会推升房价并引起信贷扩张。对企业部门的信贷投放构成了国内信贷的主要部分，国际资本流入带来的信贷扩张与我国企业信贷融资密切相关。为深入探讨资本流动对我国实体经济的影响，在宏观分析的基础上，本文将研究视角转向我国上市公司，基于我国上市公司微观数据对国际资本流动对公司信贷融资的影响及房地产价格在其中的作用进行因果识别，为国际资本流动、国内信贷和房地产价格之间的传导机制提供来自企业层面的微观证据。

### 1. 模型设定

$$Loan_{i,t} = \alpha + \beta CapitalFlow_{t-1} + \gamma Firm_{i,t-1} + \delta Macro_{t-1} + \mu_i + QRT_t + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Loan_{i,t} = \alpha + \beta_1 CapitalFlow_{t-1} * InvProperty_{i,t-1} + \beta_2 CapitalFlow_{t-1} + \beta_3 InvProperty_{i,t-1} + \gamma Firm_{i,t-1} + \delta Macro_{t-1} + \mu_i + QRT_t + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

在微观层面的实证研究中，本文首先关注了国际资本流动对公司信贷融资的直接影响。理论分析和宏观实证表明，国际资本流入会带来国内信贷规模扩张，使公司获得更低成本或更大规模的信贷支持，本文将从微观层面验证国际资本流动的变化会使公司的信贷规模出现同方向变动，若假设 3 成立，模型 (4) 中核心解释变量国际资本流动  $CapitalFlow$  前的系数应显著且为正值。在建立了国际资本流动与公司所获信贷两者之间的关系的基础上，本文将进一步探讨具体的作用路径。随着国际资本流入，房价上涨，银行信贷供给增加，公司的信贷需求也更易被满足。为检验房地产价格在资本流动对信贷投放的影响机制中的重要作用，本文创新性地引入投资性房地产<sup>1</sup>这一指标，当资本流入推升房价时，有投资性房地产的公司将获

<sup>1</sup> 投资性房地产是指为赚取租金或资本增值而持有的房地产，能够单独计量和出售。

得更多收益，资产实际价值显著增加，从而得到更多信贷支持。若假设 4 成立，模型（5）中交互项前的系数显著且为正值。在稳健性检验中，本文以在样本期内是否有过投资性房地产为标准将样本进行了分组，并分别对模型（4）进行回归分析，分组回归结果可以进一步验证房地产价格在资本流动与公司获得的银行信贷支持的影响关系中的作用。

## 2. 数据与指标选取

考虑到数据的可得性和实证结果的稳健性，本文使用中国上市公司 2006-2021 年的季度数据，样本中剔除金融业公司以及被标记为 ST 或 \*ST 的公司。公司财务数据来源于 Wind 数据库，中国宏观数据主要来源于国家统计局、中国人民银行、外汇管理局等，VIX 数据来源为 CBOE (Chicago Board Options Exchange)。

指标选取方面，模型（4）和模型（5）的被解释变量包括公司长期借款与总资产的比值以及长期借款变化率，公司长期借款是项目投资中的主要资金来源，我国上市公司的长期借款主要为从银行获得的贷款，将长期借款的相关指标作为被解释变量可以较好地反映银行对公司的信贷投放情况。模型（4）的核心解释变量为国际资本流动  $CapitalFlow$ ，国际资本流动的代理变量  $CapitalFlow$  为银行代客结售汇与同年 GDP 的比值。在模型（4）的基础上，模型（5）进一步引入了国际资本流动与公司投资性房地产的交互项  $CapitalFlow * InvProperty$  以及公司投资性房地产  $InvProperty$ 。企业对投资性房地产的计量可以采取两种方式，即成本模式和公允价值模式，为了避免上市公司选择不同计量模式所带来的数据准确性和可比性等问题，在实证分析中将投资性房地产  $InvProperty$  设定为虚拟变量，如果公司  $i$  在  $t$  期有投资性房地产（投资性房地产为正值）， $InvProperty_{i,t}$  取值为 1，否则取 0。

公司层面的控制变量包括了公司规模  $Size$ 、托宾 Q  $Tobin's Q$ 、营业收入增速  $Sales$  以及盈利状况  $Profitability$ <sup>1</sup>。Dinlersoz et al. (2018) 认为公司的总资产在公司并未扩张或收缩时也会出现波动，而雇员数量相比于总资产额能够更好地衡量公司的规模，因此本文对于公司规模的衡量使用了公司员工数量的自然对数<sup>2</sup>。托宾 Q 值常被用来作为衡量公司业绩表现或公司成长性的重要指标，营业收入增速即公司的销售增长率，盈利能力的代理变量为净资产收益率 ROE。为控制随时间变化的国内外宏观经济环境因素对上市公司信贷融资的影响，模型中加入一组宏观层面的控制变量  $MACRO$ ，其中实际 GDP 变化率、CPI 指数变化率、中长期贷款利率、M2 增速可以反映国内经济运行情况和金融市场流动性状况，VIX 恐慌指数则体现了全球金融市场不确定性和风险偏好<sup>3</sup>。此外，模型中添加了季节固定效应  $QRT_t$  以控制信贷投放的季节性特征，并添加了个体固定效应  $\mu_i$  以控制企业个体特征的影响。考虑到内生性问题，控制变量均滞后一期进入模型。在估计时使用聚类在企业个体层面的稳健标准误。表 2 为实证研究中涉及到的变量的描述性统计，公司层面的主要变量均进行了对数处理。

<sup>1</sup> 参考 Kalemli-Ozcan et al. (2021) 等研究

<sup>2</sup> 在稳健性检验中，本文将衡量公司规模代理变量替换为公司总资产的自然对数，并未对实证结论产生影响，核心解释变量前系数的符号和显著性未发生变化。

<sup>3</sup> VIX 指数常用于刻画全球金融市场不确定性和风险厌恶水平，见 Rey (2015)、Di Giovanni et al. (2022) 等研究

表 2 主要变量描述性统计

变量名称	观测数	均值	标准差	变量描述
<i>Loan/Asset</i>	86618	-3.241	1.600	长期借款与总资产的比值
<i>LoanGrowth</i>	80504	0.022	0.566	长期借款变化率 <sup>1</sup>
<i>InvProperty</i>	71250	0.243	0.429	投资性房地产虚拟变量
<i>Size</i>	200372	7.305	1.370	员工数 <sup>2</sup>
<i>Tobin's Q</i>	143983	0.465	0.913	托宾 Q
<i>Sales</i>	161176	-0.633	0.723	营业收入变化率
<i>Profitability</i>	152733	1.309	1.123	净资产收益率
<i>CapitalFlow</i>	286464	0.005	0.008	银行代客结售汇与 GDP 的比值
<i>GDP</i>	286464	8.344	3.450	实际 GDP 变化率
<i>CPI</i>	286464	2.556	1.889	CPI 变化率
<i>RER</i>	286464	4.709	0.131	人民币实际有效汇率
<i>MLRATE</i>	286464	5.620	0.858	中长期贷款利率
<i>M2</i>	286464	14.068	4.983	M2 变化率
<i>VIX</i>	286464	19.505	8.233	恐慌指数

### 3. 实证结果分析

表 3 报告了模型 (4) 的实证结果, 其中前四列为使用全样本数据的实证结果, (1) (2) 两列对应的被解释变量为长期借款与总资产之比, (3) (4) 两列的被解释变量为长期借款变化率, 国际资本流动的代理变量 *CapitalFlow* 前的系数在 1% 的水平下显著且为正值, 说明国际资本流动对公司从金融机构获得的信贷支持有显著的同方向影响, 国际资本流入会带来公司长期借款与总资产比值的上升, 长期借款增长速度也明显提升, 假设 3 成立。在宏观层面的分析中, 资本流动与房价之间存在正相关关系, 考虑到房价变动对房地产企业与其他行业的公司的影响及作用机制存在差异, 之后的实证检验从样本中剔除了属于房地产业<sup>3</sup>的上市公司。表 3 的后四列报告了基于非房地产业的上市公司数据对模型 (4) 进行回归分析的实证结果, *CapitalFlow* 前的系数仍然在 1% 的水平下显著且为正值, 说明跨境资本流入会引起非房地产行业上市公司信贷融资规模和增速的显著上升。

<sup>1</sup> 长期借款取对数后差分

<sup>2</sup> 除了将员工数作为公司规模的代理变量以外, 本文还将衡量公司规模的代理变量替换为公司总资产的自然对数进行了稳健性检验, 得到了一致的实证结论。

<sup>3</sup> 上市公司所属行业以证监会上市公司行业分类为依据

表 3 基准模型实证检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Loan/Asset		Δ Loan		Loan/Asset		Δ Loan	
	全样本				非房地产行业			
<i>CapitalFlow</i>	8.030*** (1.630)	7.543*** (1.759)	2.596*** (0.639)	2.518*** (0.638)	8.703*** (1.736)	8.406*** (1.871)	2.288*** (0.676)	2.219*** (0.675)
<i>Size</i>	0.0621** (0.0281)	0.0618** (0.0282)	-0.0129*** (0.00455)	-0.0175*** (0.00455)	0.0775** (0.0312)	0.0776** (0.0313)	-0.0124** (0.00497)	-0.0166*** (0.00496)
<i>Tobin's Q</i>	-0.203*** (0.0233)	-0.204*** (0.0232)	0.0506*** (0.00553)	0.0563*** (0.00555)	-0.192*** (0.0246)	-0.193*** (0.0245)	0.0498*** (0.00584)	0.0559*** (0.00586)
<i>Sales</i>	-0.322*** (0.0413)	-0.323*** (0.0425)	0.0137 (0.00845)	0.0279*** (0.00856)	-0.351*** (0.0470)	-0.351*** (0.0482)	0.00790 (0.00903)	0.0212** (0.00910)
<i>Profitability</i>	-0.0168** (0.00772)	-0.0158 (0.0136)	-0.00709 (0.0272)	-0.0269*** (0.00314)	-0.0182** (0.00831)	-0.0178 (0.0147)	-0.00278 (0.00290)	-0.0278*** (0.00335)
<i>_cons</i>	-2.242* (1.147)	-2.129* (1.212)	-0.256 (0.359)	0.0484 (0.359)	-1.685 (1.228)	-1.702 (1.298)	-0.258 (0.381)	0.0189 (0.380)
<i>Macro Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Firm FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Season FE</i>	NO	YES	NO	YES	NO	YES	NO	YES
<i>N</i>	67142	67142	64455	64455	62673	62673	60017	60017
<i>R<sup>2</sup></i>	0.629	0.629	0.143	0.150	0.618	0.618	0.143	0.149

注：括号内为标准误；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。下同。

#### 4. 稳健性检验

为检验公司的投资性房地产对资本流动与企业所获信贷之间的作用机制的影响，本文以公司在样本期内是否有投资性房地产为标准对非房地产业的上市公司进行了分组，表 5 报告了基于模型（4）的分组回归结果。分别比较（1）（3）两列和（2）（4）两列可见，*CapitalFlow* 前的系数显著性有明显差异<sup>1</sup>，对于在样本期内有投资性房地产的上市公司而言，*CapitalFlow* 前的系数在 1%的水平上显著且为正值，说明国际资本流入使有投资性房地产的公司的长期借款与总资产的比值及长期借款增速显著增加，而国际资本流动的变化对样本期内从未有过投资性房地产的公司的信贷融资并无显著影响。

<sup>1</sup> 组间系数差异检验 结果表明，核心解释变量前的系数在两组之间存在显著差异。

表 5 分组回归实证检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Loan/Asset	$\Delta$ Loan	Loan/Asset	$\Delta$ Loan
	有投资性房地产		无投资性房地产	
CapitalFlow	10.40*** (2.208)	2.216*** (0.774)	2.263 (3.527)	0.611 (1.390)
_cons	-2.666* (1.524)	0.0946 (0.436)	0.909 (2.449)	0.701 (0.797)
Firm Controls	YES	YES	YES	YES
Macro Controls	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES
Season FE	YES	YES	YES	YES
N	45336	43526	17337	16491
R2	0.613	0.142	0.634	0.172

分组回归实证结果表明，在国际资本流动的冲击下，有投资性房地产的公司的信贷融资会出现显著变动，这与无投资性房地产的公司呈现出明显区别。分组回归结果进一步支持了模型（5）关于投资性房地产调节效应的实证结论。

## 五、结论与政策含义

在经济全球化的背景下，国际资本流动对我国经济运行的影响愈发深刻，本文将国际资本流动引入对国内信贷和房地产价格之间的互动关系的分析之中，对国际资本流动、房地产价格与信贷投放三者间的作用路径进行了深入探讨。在宏观层面，本文基于 TVP-VAR 模型的研究表明：（1）房地产价格与银行信贷之间具有自我强化的互动关系，随着我国房地产调控机制的不断完善，两者间相互促进的关系有所减弱。

（2）国际资本流动对国内信贷投放与房地产价格之间的相互影响有放大作用，国际资本流动与国内信贷和房地产价格存在正反馈关系，国际资本的流入将会对国内的房地产价格和信贷规模产生正向冲击，而房价上涨和信贷扩张也会吸引更多国际资本流入。在微观层面，本文进一步探讨了国际资本流动对我国上市公司信贷融资的影响，实证结果表明：国际资本流动变化会对公司获得的信贷支持产生显著的同方向作用，而房地产价格在传导过程中起重要作用，国际资本流动冲击对有投资性房地产的公司的信贷融资影响更大。

基于理论分析和实证结果，本文提出以下政策建议：第一，加强对国际资本流动的审慎管理。国际资本流动会对国内的信贷投放以及房地产价格造成明显冲击，随着金融开放的深化，国际资本流动对国内经济运行的影响进一步加强，房价上涨和信贷扩张对国际资本流入的引力也更大，监管部门应密切关注短期资本流动的方向和规模，防止国际资本流动大幅变化对国内经济运行造成负面冲击。第二，坚持“房住不炒”，强化房地产价格的逆周期调控，关注企业的投资性房地产变化情况。本文研究发现，近年来国际资本流动冲击对房价的影响以及房价与银行信贷之间的周期关系有所减弱，这反映出我国房价调控已取得一定成效。逆周期调控不仅要抑制房价周期性的上涨，也要预防房价的非理性下跌。有投资性房地产的企业的外部融资受国际资本流动的影响更大，应重视对企业拥有的投资性房地产的管理和风险评估。第三，通过制定时间一致性的监管政策管理和稳定房地产市场预期。基于国内信贷和房地产价格互动关系的分析，对房价存在一致性的上涨预期会导致投机性需求上升和信贷扩张，催生预期的自我实现。在预期稳定时，公司的投融资需求更加理性，金融机构的信贷管理更加审慎，管理和稳定预期可以防止资产泡沫的形成以及金融风险的积累。

## 【参考文献】

- [1] 顾海峰,卞雨晨.跨境资本流动、贷款集中与银行系统性风险:如何理解宏观审慎政策和国际金融环境的作用?[J].世界经济研究,2021(10):39-54+86+135.
- [2] 何国华,李洁.跨境资本流动的国际风险承担渠道效应[J].经济研究,2018,53(05):146-160.
- [3] 刘一楠.信贷约束、房地产抵押与金融加速器——一个 DSGE 分析框架[J].财经科学,2017(02):12-24.
- [4] 罗知,张川川.信贷扩张、房地产投资与制造业部门的资源配置效率[J].金融研究,2015(07):60-75.
- [5] 孟庆斌,宋焯,李昕宇.银行业竞争对房地产价格的影响与作用机制研究[J].财贸经济,2021,42(12):101-117.
- [6] 缪延亮,郝阳,费璇.利差、美元指数与跨境资本流动[J].金融研究,2021(08):1-21.
- [7] 钱宗鑫,王芳,孙挺.金融周期对房地产价格的影响——基于 SV-TVP-VAR 模型的实证研究[J].金融研究,2021(03):58-76.
- [8] 孙天琦,王笑笑,尚昕昕.结构视角下的跨境资本流动顺周期性研究[J].财贸经济,2020,41(09):70-85.
- [9] 谭政勋,陈铭.房价波动与金融危机的国际经验证据:抵押效应还是偏离效应[J].世界经济,2012,35(03):146-159.
- [10] 王博,王开元.汇率改革、短期国际资本流动与资产价格[J].金融论坛,2018,23(04):56-68.
- [11] 王频,侯成琪.预期冲击、房价波动与经济波动[J].经济研究,2017,52(04):48-63.
- [12] 吴立元,赵扶扬,王忞,龚六堂.美国货币政策溢出效应、中国资产价格波动与资本账户管理[J].金融研究,2021(07):77-94.
- [13] 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(06):22-39.
- [14] 张碧琼,吴美莹.国际资本流入对银行风险承担的结构性影响——基于银行复合异质性视角[J].中央财经大学学报,2019(12):118-133.
- [15] 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,2013,36(11):93-116.
- [16] 朱孟楠,丁冰茜,闫帅.人民币汇率预期、短期国际资本流动与房价[J].世界经济研究,2017(07):17-29+53+135.
- [17] Avdjiev, S., Gambacorta, L., Goldberg, L.S., Schiaffi, S.. The Shifting Drivers of Global Liquidity[J]. Journal of International Economics, 2020,125(7): 103324.
- [18] Baskaya, Y.S., di Giovanni, J., Kalemli-Ozcan, S., Peydro, J., Ulu, M.F.. Capital Flows and the International Credit Channel[J]. Journal of International Economics, 2017,108(5):15-22.
- [19] Bednarek, P., Kaat, D., Ma, C., Rebucci, A.. Capital Flows, Real Estate and Local Cycles: Evidence from German Cities, Banks and Firms[J]. The Review of Financial Studies, 2021, 34(10): 5077-5134.
- [20] Benigno, G., Converse, N., Fornaro, L.. Large Capital Inflows, Sectoral Allocation and Economic Performance[J]. Journal of International Money and Finance, 2015, 55(7): 60-87.
- [21] Broner, F., Didier, T., Erce, A., Schmukler, S.L.. Gross capital flows: Dynamics and crises[J]. Journal of Monetary Economics, 2013, 60(1):113-133.
- [22] Chakraborty, I., Goldstein, I., MacKinlay, A.. Housing Price Booms and Crowding-Out Effects in Bank Lending[J]. The Review of Financial Studies, 2018, 31(7): 2806-2853.
- [23] Contessi, S., De Pace, P., Francis, J.L.. The Cyclical Properties of Disaggregated Capital Flows[J]. Journal of International Money and Finance, 2013,32(2):528-555.
- [24] Cova, P., Natoli, F.. The Risk-Taking Channel of International Financial Flows[J]. Journal of International Money and Finance, 2020,102(4):102096.
- [25] Di Giovanni, J., Kalemli-Ozcan, S., Ulu, M. F., & Baskaya, Y. S. International Spillovers and Local Credit Cycles[J]. The Review of Economic Studies, 2022,89(2):733-773.
- [26] Dinlersoz, E., Kalemli-Ozcan, S., Hyatt, H., Penciakova, V.. Leverage over the Life Cycle and Implications for Firm Growth and Shock Responsiveness[R]. CEPR Discussion Paper No. 13337, 2018.
- [27] Favara, G., Imbs, J.. Credit Supply and the Price of Housing[J]. The American Economic Review, 2015,105(3): 958-992.
- [28] Glancy, D.. Housing Bust, Bank Lending & Employment: Evidence from Multimarket Banks[J]. Journal of Banking & Finance, 2021,127(6):106111.

- [29] Jorda, Ò., Schularick, M., Taylor, A.M.. Betting the House[J]. *Journal of International Economics*, 2015a, 96(7):2-18.
- [30] Jorda, Ò., Schularick, M., Taylor, A.M.. Leveraged Bubbles[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2015b, 76(12):1-20.
- [31] Kalemli-Ozcan, S., Shim, I., Liu, X.. Exchange Rate Fluctuations and Firm Leverage[R]. CEPR Discussion Papers, No.15948, 2021.
- [32] Kaplan, G., Mitman, K., Violante, G.L.. The Housing Boom and Bust: Model Meets Evidence[J]. *The Journal of Political Economy*, 2020, 128(9): 3285-3345.
- [33] Knoll, K., Schularick, M., Steger, T.. No Price Like Home: Global House Prices, 1870-2012[J]. *The American Economic Review*, 2017, 107(2):331-353.
- [34] Martín, A., Moral-Benito, E., Schmitz, T.. The Financial Transmission of Housing Booms: Evidence from Spain[J]. *The American Economic Review*, 2021, 111(3):1013-1053.
- [35] Nakajima, J.. Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications[J]. *Monetary and Economic Studies*, 2011, 29(11):107-142.
- [36] Primiceri, G.E.. Time-varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy[J]. *The Review of Economic Studies*, 2005, 72(3):821-852.
- [37] Rey, H.. Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence[R]. CEPR Discussion Paper, No.10591, 2015.
- [38] Roy, S., Kemme, D.M.. The Run-up to the Global Financial crisis: A Longer Historical View of Financial Liberalization, Capital Inflows, and Asset Bubbles[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2019, 69(8):101377.
- [39] Samarina, A., Bezemer, D.. Do Capital Flows Change Domestic Credit Allocation? [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2016, 62(4):98-121.
- [40] Tillmann, P.. Capital Inflows and Asset Prices: Evidence from Emerging Asia[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(3):717-729.
- [41] Turner, A.. *Between Debt and the Devil: Money, Credit, and Fixing Global Finance*[M]. 2015, Princeton University Press.

## International Capital Flows, Domestic Credit and Real Estate Prices

**Abstract:** The relationship of international capital flows and domestic financial market is of great significance in the development process of China's financial opening up. We analyze the interactions of international capital flows, bank credit and real estate prices both theoretically and empirically. At the macro level, based on the TVP-VAR model, we find that international capital flows will amplify and strengthen the self-reinforcing interaction between domestic credit and real estate prices. Also, there is a positive feedback relationship of international capital flows and China's credit and real estate prices with time-varying characteristics. At the micro level, empirical tests based on the fixed effects model show that international capital inflows have a significant positive impact on the quantity and growth of the credit obtained by listed companies in China, in which real estate prices play an important role. Firms' investment property will significantly affect the relationship between international capital flows and the long-term borrowing of firms.

**Key words:** International capital flows, Bank credit, Real estate prices, Financial opening

# 央行数字货币对国家金融安全的影响及其应对<sup>1</sup>

钟红<sup>2</sup> 郝毅<sup>3</sup>

**【摘要】**在百年变局背景下的数字化时代，央行数字货币成为世界各国关注的焦点，更是维护国家金融安全的重要抓手。本文将国家金融安全的内涵扩展为金融体系安全、金融主权安全和金融技术安全三个维度，探讨央行数字货币对国家金融安全的影响。研究发现，一方面，央行数字货币可以加强金融信息安全、减少洗钱及恐怖主义融资等金融犯罪风险、降低私人数字货币对金融主权安全的威胁，有助于维护国家金融安全；另一方面，央行数字货币在发展初期可能面临监管框架不成熟、技术风险冲击、货币主权易受威胁等挑战。数字人民币在各国央行数字货币研发中处于领先的地位。我国应用好先发优势，探索数字人民币监管框架，推进各国跨境领域的国际合作，积极参与国际标准制定，在数字货币国际竞争中取得优势，维护我国金融体系、主权和技术安全。

**【关键词】**央行数字货币；金融基础设施；国家金融安全

早在 2014 年 4 月 15 日召开的中央国家安全委员会第一次会议上，习近平总书记首次提出了坚持“总体国家安全观”，其中就包含着“以经济安全为基础”的理论创新。2015 年制定实施的《中华人民共和国国家安全法》将经济安全定位为国家安全工作的重要组成部分，经济安全已成为维护国家安全、构建国家安全体系、走中国特色国家安全道路的重要基础。党的二十大报告中再次强调经济安全在国家安全中的基础性作用，并提出“建设更高水平的平安中国，以新安全格局保障新发展格局”，将国家安全与经济安全之间的关系上升到新的理论高度。经济与金融相互融合、互相作用。习近平总书记指出，经济是肌体，金融是血脉，两者共生共荣。金融安全对保障经济安全进而保障国家安全发挥着重要的作用。

随着科技发展突飞猛进，以互联网、智能技术为代表的新一轮科技革命正在席卷全球，数字时代悄然而至，世界各国纷纷布局数字经济试图抢占先机。央行数字货币（Central Bank Digital Currency）是数字时代重要的金融基础设施，将在保障国家金融安全中发挥着基础性作用，是维护国家金融安全的重要抓手。一方面，央行数字货币可以改进以现金、电子支付为代表的传统支付方式在安全性、公平性、主权性、稳定性方面的不足，提升数字时代金融基础设施对国家金融安全的保障作用。另一方面，私人部门数字货币、其他国家和地区央行数字货币发展产生的溢出效应，将通过削弱我国金融主权等方式威胁国家金融安全。党的二十大报告提出，要“加快发展数字经济，促进数字经济和实体经济深度融合，打造具有国际竞争力的数字产业集群”。因此，厘清数字经济中，传统金融基础设施在维护国家金融安全方面存在的不足，探讨构建央行数字货币维护国家金融安全的机制，判断央行数字货币对国家金融安全的影响并寻求应对之策，将对落实好总体国家安全观，走好中国特色国家安全道路，推动形成与新发展格局相适应的新安全格局，以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴，具有重要的理论价值和现实意义。

## 一、数字时代国家金融安全面临新形势

金融基础设施在国家金融安全中发挥着基础性作用。随着智能化、互联网为代表的工业 4.0 日益兴起，数字化通过作用于金融基础设施渗透金融领域。传统金融基础设施在数字时代陡增安全隐患，私人部门数字货币发展则对一国金融主权产生威胁，国家金融安全面临新的形势，亟需推出新型金融基础设施维护国家金融安全。

<sup>1</sup> 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Papers NO 2301。

<sup>2</sup> 钟红，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中国银行研究院副院长、研究员。

<sup>3</sup> 郝毅，中国银行研究院研究员。

## （一）数字时代国家金融安全呈现新内涵

国家金融安全指的是一国维护金融主权不受侵犯、维持金融体系正常运转、保持金融制度连续可靠和抵御化解内外部冲击的能力。<sup>1</sup>当今世界正处于百年未有之大变局，国家金融安全的内涵随之发展演变，国家金融安全的重要性不断提升。

国际上，界定国家金融安全一般使用金融稳定（Financial Stability）、金融韧性（Financial Resilience）等相关概念。<sup>2</sup>而国内研究大多从三个角度对金融安全的概念进行界定。一是从金融体系稳定或防御金融危机的角度，认为金融安全是指将金融风险控制在可能引致危机的临界点以下，在不致触发金融危机的条件下尽可能地降低金融风险、提高金融效率。<sup>3</sup>二是从金融业务的角度，认为金融安全是指货币资金金融通的安全，凡是与货币流通以及信用直接相关的经济活动都属于金融安全的范畴。<sup>4</sup>三是从国家或金融主权的角度，认为国家金融安全是应对全球化负面影响的产物，以经济主权独立为基础，是在外部冲击下也能保证本国经济金融不受重大损害的能力，是一种动态发展的安全状态。<sup>5</sup>

在数字经济快速发展的今天，金融科技（FinTech）推动了金融产品和模式的变革，促进了金融服务方式的优化和改进，对金融业产生重大影响，国家金融安全的内涵随之发生变化。本文在现有研究的基础上，结合金融科技快速发展的时代背景，将国家金融安全扩展为三个维度的内容：一是金融体系安全维度，包括金融市场稳定、金融基础设施平稳运行，以及通过金融体系损害国家利益造成的安全风险（如洗钱和恐怖主义融资）等；二是金融主权安全维度，涵盖货币主权、金融数据主权、支付主权等；三是金融技术安全维度，主要探讨网络安全、金融基础设施技术标准等对国家金融安全的影响。

## （二）传统金融基础设施在维护国家金融安全方面存在不足

金融基础设施在国家金融安全中发挥着基础性作用。以现金、电子支付为代表的传统金融基础设施存在假币、交易信息不可追溯、监管执行力度不高等问题，从金融体系安全维度和金融主权安全维度上难以适应数字化时代国家金融安全的新要求。

第一，实物现金高度匿名性和假币的缺点不利于维护国家金融安全。方便快捷、即时结算是实物现金的优点，但其存在天然的安全不足。现金的高度匿名性使其成为洗钱、恐怖主义融资等金融犯罪的重要媒介，威胁金融安全、损害国家利益；同时，现金防伪是各国各时期均需关注解决的重大问题，假币的非法流通干扰货币流通的正常秩序、降低了金融系统的稳定性，不利于经济增长。实物现金在金融体系安全维度对国家金融安全造成负面影响。

第二，拒收现金导致商业银行电子支付对国家金融安全造成负面影响。商业银行支付借助电子化设备和电子数据交换系统实现资金的远程支付，并凭借交易便利性被消费者广泛接受。近年来，商业银行电子支付“去现金化”导致世界各国都出现了实物现金使用率持续下降的现象，切断了现金和非现金之间的联系。随着电子支付规模扩大，拒收现金问题也随之产生。例如，瑞典许多零售商店不接受现金，一些瑞典银行的分支结构也不提供存取现金业务。近年，我国也针对拒收现金现象进行过多次整治。拒收现金现象剥夺了消费者使用法定货币进行交易的权力，降低了公众对货币体系的信心。在金融主权安全维度下，商业银行电子支付“去现金化”弱化了一国货币主权，不利于维护国家金融安全。

第三，第三方支付在监管相对滞后背景下给国家金融安全带来隐患。因为法定货币支付功能不足、银行部门电子支付繁琐不便，中央银行“不得不”允许更多第三方支付机构进入支付市场，创建覆盖面广泛、支付方式多样的社会支付体系。第三方支付提供的个性化、场景化服务很好地补充了传统支付方式，但也给国家金融安全带来了一定隐患。

具体而言，一是对第三方支付的监管和法律滞后导致金融风险快速累积。第三方支付是近年兴起并

<sup>1</sup> 廖峥嵘：“总体国家安全观视野下的中国金融安全：挑战与思考”，《国家安全研究》，2022年第2期，第20~37页。

<sup>2</sup> 刘东民等：《人民币国际化与中国金融安全》，社会科学文献出版社，2018年，第1页。

<sup>3</sup> 刘煜辉等：“中国金融安全问题分析及对策思考”，《金融与经济》，1999年第10期，第14~16页。

<sup>4</sup> 王元龙：“我国对外开放中的金融安全问题研究”，《国际金融研究》，1998年第5期，第33~39页。

<sup>5</sup> 王元龙：“关于金融安全的若干理论问题”，《国际金融研究》，2004年第5期，第11~18页。

逐步发展起来的, 在提供便捷的同时, 也给监管和法律带来挑战, 造成了新的风险: 第三方支付数字化业务推高金融业务的复杂性和不透明度, 增加了监管难度, 导致金融风险快速累积; 第三方支付机构执行了解客户原则 (Know Your Customer, KYC) 和反洗钱工作尚在初期阶段, 缺乏线下物理网点的支持及处理相关业务的经验, 容易导致诈骗、洗钱等违法行为, 给金融系统稳定带来风险。

二是第三方支付机构无法保障金融信息安全。第三方支付机构保护海量金融信息安全的能力不足。首先, 以第三方支付机构为代表的大型科技公司进入金融领域时间相对较短, 各国立法周期较长, 立法相对滞后, 缺乏成熟的法律法规体系约束其行为。其次, 第三方支付机构将向商家提供基于支付数据的增值服务当作主要盈利模式之一, 个人的消费行为、消费倾向、消费模式等隐私信息都可作为基础数据售卖。再次, 第三方支付服务以开放的互联网为基础, 中小第三方支付机构的网络防御能力较弱, 易被攻击。一旦系统出现问题, 实名注册信息中包含的用户真实姓名、联系方式、住址、银行账号、身份证号等关键信息会被不法分子窃取, 造成不可挽回的损失。最后, 缺乏个人信息数据的治理标准和监管手段, 导致金融信息在流动过程中难以得到有效监管。

三是加重了国家对于第三方支付机构的隐性担保, 易引发道德风险。第三方支付机构利用现代信息技术, 改善了商业银行电子支付流程繁琐、固化等弊端, 为市场交易者提供前台支持或后台操作服务, 并通过以“二维码”为代表的移动支付技术切入线下零售业务, 在提高支付效率的同时, 占据了大量零售支付市场份额。本质上, 第三方支付机构创造的电子货币属于私人部门创造的金融资产, 以法币计价、以法币偿还, 却不是法币本身, 属于代用货币。电子货币的可兑换性并非与生俱来, 而是源于国家的价值担保。存款准备金、存款保险、央行最后贷款人等保障是国家隐性担保的具体表现, 保障了第三方支付机构电子支付的价值清偿。但由于监管相对滞后, 第三方支付机构更容易成为风险偏好的金融市场参与者。经济繁荣时, 第三方支付机构通过扩张业务催生泡沫; 而一旦发生危机, 国家需要为保证货币信用而为第三方支付机构进行隐性担保, 可能引发“大而不倒”的道德风险, 对金融稳定造成负面影响, 损害国家金融安全。

### (三) 私人部门数字货币给国家金融安全带来新挑战

数字时代商品、服务和信息的交换正以前所未有的速度超越物理空间的限制, 现有的电子货币形态和全球支付清算体系很难满足商品流通对效率的需求。与现金、电子支付不同, 数字货币将信息流和资金流统一起来, 可以不依赖银行账户实现“点对点”交易, 降低交易成本, 提升交易效率。根据发行主体的不同, 数字货币分为央行数字货币和私人部门数字货币。其中, 私人部门数字货币包括加密货币 (如比特币、以太币、瑞波币等) 和稳定币 (如泰达币、天秤币等)。近年来, 私人部门数字货币发展迅速。一方面, 加密货币种类持续增加, 交易规模不断扩大。截至 2021 年 12 月 31 日, 全球加密货币种类为 16223 个, 同比增长 98.98%,<sup>1</sup> 总市值约为 2.16 万亿美元, 同比增长 186%。<sup>2</sup> 另一方面, 以天秤币为代表的稳定币试图通过向监管妥协加速落地。私人数字货币的快速发展在金融体系安全维度、金融主权安全维度对国家金融安全形成挑战。

第一, 无信用基础的加密货币易引发系统性风险, 影响国家金融安全。近年来, 加密数字货币迅速发展, 其高度匿名性、“去中心化”的特点使其成为洗钱、恐怖主义融资和其他非法金融活动的主要媒介。<sup>3</sup> 而私人数字货币缺乏信用价值基础易导致币值大幅波动, 不利于金融市场稳定, 更无法行使货币价值尺度的职能。因此, 私人数字货币的推广使用在监管、市场秩序、投资者保护、反洗钱等领域给全球央行和监管机构带来巨大挑战。随着比特币等加密货币价格出现结构性上升, 越来越多的投资者考虑将加密货币纳入资产组合。美国富达投资集团 (Fidelity Investment Group) 调研数据显示, 美国有 22% 的机构投

<sup>1</sup> Findbold, "Number of Cryptocurrencies Surpasses 16,000 This Year, Adding over 8,000 in 2021," <https://finbold.com/number-of-cryptocurrencies-surpasses-16000-this-year-adding-over-8000-in-2021/>. (上网时间: 2022 年 10 月 19 日)

<sup>2</sup> "Cryptocurrency Market Cap Charts," <https://coin360.com/charts/>. (上网时间: 2022 年 10 月 19 日)

<sup>3</sup> 龙白滔: “全球货币竞争的政治经济学分析——公共数字人民币 DC/EP 与私人数字美元 Libra”, 《东北财经大学学报》, 2020 年第 4 期, 第 66~78 页。

投资者开始配置比特币，有 50% 的投资者考虑在组合中增加数字加密资产。当加密货币越来越受到国际投资者青睐时，其纯投资品属性会积累大量金融风险。一旦加密货币市场剧烈动荡，金融风险将通过国际投资者共同风险敞口演变为影响全球的系统性风险，在金融体系安全维度危害国家金融安全。

第二，稳定币构建封闭“社区”弱化主权信用，影响金融主权安全。为充分利用数字货币的技术优势，克服其价值波动剧烈等问题，部分大型科技公司开始发行稳定币。相对于加密货币，稳定币具备价值稳定机制，通过锚定特定货币或其他资产价格建立货币储备金，或者通过算法规避加密货币价值波动剧烈的风险，充分发挥数字货币的技术优势。稳定币有可能会通过金融体系安全维度和金融主权安全维度威胁国家金融安全。

首先，构建覆盖全球的封闭“社区”，弱化主权信用货币的支付职能。以天秤币为例，提出“天秤币计划”的 Facebook 在全球拥有超过 20 亿的活跃用户，一旦天秤币推广使用，数量巨大的用户和商家将紧密地结合在一起，创造属于 Facebook 的“社区”。在“社区”内，天秤币作为流通货币可以满足居民的日常需求，人们不再需要其他货币在“社区”内进行消费。“社区”将对现有支付场景产生巨大冲击，“挤出”主权货币的支付职能。货币是一国央行实施货币政策调控经济的基础，一旦稳定币被社会广泛认可使用，货币政策调控经济的效果将明显下降，无法熨平经济波动，更会动摇以国家信用为基础的货币体系，在金融主权安全维度下损害国家金融安全。

其次，稳定币可能改变现有跨境支付格局，削弱主权信用货币的支付主权。稳定币在跨境支付场景中表现出高效率 and 低成本特征，不通过环球银行金融电信协会（SWIFT）系统进行清算，避免了接入该体系门槛高、前期投入大、效率低等问题。<sup>1</sup>面对更便宜、更快捷且相对稳定的支付方式，企业和居民可能“用脚投票”，转而使用稳定币进行国际贸易或跨境汇款。随着贸易和金融计价、结算规模越来越大，正反馈作用会促使更多企业和居民使用稳定币、减少主权货币的使用和持有。由此，主权货币在跨境场景中的支付主权和储备地位会受到削弱，将通过金融主权安全维度损害国家金融安全。

最后，稳定币易导致金融风险快速累积，在金融体系安全维度影响国家金融安全。稳定币的发行方为非官方机构且不受国界限制，“去中心化”的货币发行特点及国家信用的缺失容易滋生金融犯罪，破坏金融体系的稳定性，影响国家金融安全。一方面，“去中心化”的货币发行模式和技术特点可能成为洗钱等金融犯罪的便利条件。稳定币基于“去中心化”的思想设计，“交易即结算”的支付模式提高支付结算效率、降低交易成本，但同时将 KYC、反洗钱等功能从具有经验的金融中介机构转移到交易双方。稳定币账户更多地通过线上开立，依赖于手机号、邮箱等“噪声”较大的信息，不法分子申请稳定币账户更容易，可以将大额的非法交易拆分成诸多小额交易，很难触发反洗钱警戒线。稳定币匿名性较高、开户方便等特点容易被用于金融犯罪，隐含巨大的金融风险。另一方面，稳定币信用基础不牢，电子化发行模式放大挤兑风险。尽管稳定币有准备金支撑，但缺乏国家信用背书，面临挤兑风险。与此同时，稳定币脱离实体网点通过电子发行，导致挤兑风险难以控制。而一旦发生挤兑风险，会很快放大并传导至整个金融系统，形成系统性金融风险。

## 二、央行数字货币有助于维护国家金融安全

在数字时代维护国家金融安全，面对传统金融基础设施存在不足、私人部门数字货币存在不利的客观现实，各国央行意识到，发行央行数字货币对于从根本上保障法定货币的市场地位、维护国家金融安全具有重要意义——央行数字货币可以丰富央行向社会公众提供的现金形态，既能满足公众对数字形态现金的需求，又能维护零售支付领域的公平、效率和安全，将对国家金融安全产生积极影响。

### （一）央行数字货币有助于维护金融信息安全

信息作为一种资源，其普遍性、共享性、增值性、可处理性和多效用性成为国家安全不容忽视的重要内容。信息安全的实质是要保护信息系统或信息网络中的信息资源免受各种类型的威胁、干扰和破坏。

<sup>1</sup> 张蓓、张晓艳、张文婷：“稳定币发展现状与潜在宏观政策挑战”，《国际经济评论》，2022 年第 5 期，第 9~27 页。

金融基础设施产生、收集、处理着包括个人数据、企业数据在内的信息资源，涵盖金融数据、个人信息等诸多方面，是一国金融主权的重要组成部分。传统金融基础设施在金融数据安全方面存在较多漏洞，威胁一国金融主权安全。央行数字货币的发行和运营将能更好地维护信息安全。根据国际清算银行（BIS）的调查，大部分央行倾向于采用现有商业银行体系进行央行数字货币流通和运营。<sup>1</sup>数字人民币也采用了双层运营模式，即中国人民银行在数字人民币体系中居于中心地位，负责向指定商业银行批发数字人民币并进行全生命周期管理；商业银行等机构负责面向社会公众提供数字人民币兑换流通服务。中国人民银行拥有数字人民币产生的所有交易数据，没有使用数据盈利的动机；各商业银行作为运营机构拥有部分数据使用权利，且受到《中华人民共和国商业银行法》等法律法规及监管部门的多重约束。由此，中国金融信息安全将得到较大改善，在金融主权安全维度提升国家金融安全。

### （二）央行数字货币有助于减少洗钱、恐怖主义融资等金融犯罪风险

央行数字货币交易数据可追溯性使监管部门拥有更多的监管工具应对洗钱、恐怖主义融资等金融犯罪，提升对金融犯罪事前监控防范、事后调查与案件查处的工作效率和监管力度。相较于实物现金，央行数字货币的出现将减少现金的流通，促进现金数字化的进程，加大货币可控的范围。相较于银行、第三方支付机构提供的电子货币及电子账户体系，央行数字货币能弥补过去发行方无法监测到银行体系之外货币流通情况的缺陷。在央行数字货币模式下，发行方可通过提高技术手段、优化流通模式覆盖货币流出银行体系之外的场景，加大监管覆盖范围，实现货币生命周期全程可控。

为了兼顾隐私和安全，央行数字货币采取可控匿名的形式发行和运营，根据实名程度的高低给予不同类型钱包相应的交易额度，通过分级管理实现一定程度的匿名性，既可满足消费者合理的匿名交易和个人信息保护的需求，又可实现防控和打击金融犯罪，从维护金融体系安全维度提升国家金融安全。

### （三）央行数字货币有助于降低私人部门数字货币对国家金融安全的威胁

2017年9月，中国人民银行、中央网信办等七部门联合发布《关于防范代币发行融资风险的公告》，全面禁止比特币等私人部门数字货币的交易。但私人部门数字货币依然影响着我国金融安全。一方面，与私人部门数字货币相关的骗局不断出现。近年随着曝光度增加，以比特币为代表的私人部门数字货币引起了社会各界的关注。犯罪分子利用数字货币概念，通过创建“虚假私人部门数字货币”“虚假交易所”等手段，诱骗民众投资，实施诈骗行动。不断出现的私人部门数字货币诈骗行为危害人民群众财产安全，威胁我国金融安全。另一方面，随着私人部门数字货币种类和规模不断扩大，其对经济活动的影响力不断提升。一旦私人部门数字货币广泛应用于国际贸易、跨境结算等领域，与此同时，如果我国依旧沿用现有基于报文的结算方式而未使用基于相同技术基础的央行数字货币，在跨境场景中可能会形成较大的交易摩擦，不仅会推升我国企业和个人跨境交易的成本，同时也会在交易过程中增加因交易系统不匹配而造成的金融风险。因此，数字人民币的运营及推广，将利于消费者更好地了解数字货币相关内容，不给犯罪分子利用数字货币进行诈骗留有可乘之机，同时也将在跨境交易中发挥积极作用——减少跨境交易摩擦，维护我国法定货币在跨境场景中的安全性、可靠性。

## 三、央行数字货币维护国家金融安全面临的挑战

如上所述，进入数字时代，央行数字货币将对维护国家金融安全产生积极作用。但在相关研发尚处于起步阶段，不仅监管框架有待完善<sup>2</sup>，还需面对技术风险的影响和全球货币竞争的冲击。央行数字货币给维护国家金融安全带来挑战。

### （一）央行数字货币监管框架尚未完善

<sup>1</sup>BIS, *Gaining Momentum-Results of the 2021 BIS Survey on Central Bank Digital Currencies*, No.125, 2022.

<sup>2</sup>目前，大多数主要经济体仍处于研发或试点的早期阶段。因此，国际社会关于法定数字货币监管的讨论较少，且主要集中在避免法定数字货币带来特定负面影响应采取的措施。

首先，现有监管框架无法覆盖央行数字货币的新特征。根据国际清算银行发布的针对全球 81 家央行数字货币的调查报告显示，截至 2021 年末，约 90% 的受访央行已开始研究数字货币的相关内容，26% 的受访央行正在开发或试点央行数字货币，较 2020 年同期增加 85%。其中，仅有三个小型发展中经济体正式发行央行数字货币，大多数主要经济体仍处于研发或试点的早期阶段。<sup>1</sup>因此，国际社会关于央行数字货币监管的讨论较少。央行数字货币表现出既具有“数字化”特征，并不完全适用实物现金流通的监管规则；又具有作为法定货币的“法偿性”，无法套用现有关于电子支付的监管方式；还具有“可控匿名性”“支付即结算”等新的特征。随着央行数字货币的普及，围绕央行数字货币的金融创新不断涌现。一旦金融监管未能实现对央行数字货币及其创新业务的全覆盖，基于数字货币的相关金融创新将难以被有效监管。监管漏洞将可能在数字化技术下被快速放大，在金融体系安全维度下威胁国家金融安全。

其次，“监管—创新”互动关系将影响央行数字货币发展路径。监管与创新的互动关系值得关注。监管一方面会限制创新，另一方面也会提升数字货币相关产业的规范水平。在全球央行数字货币、私人数字货币快速发展的今天，监管部门更应谨慎处理监管与创新之间的关系。过于超前、严格的监管会限制创新，有可能使本国央行数字货币发展受到阻碍，落后于其他国家央行数字货币，在国际竞争中丧失主动权，从而损害国家货币主权。若监管落后于创新，则将会造成金融风险的快速累积，危害金融安全。同时，金融监管实践表明，当监管跟不上创新的步伐时，弱势群体往往会遭受更大的伤害，<sup>2</sup>不利于社会稳定和人民福利提升。

## （二）央行数字货币技术风险将直接影响国家金融安全

一是央行数字货币作为国家金融基础设施容易受到网络攻击。在电子支付体系下，各运营机构只掌握自己运营的交易数据，数据是相对分散的。在央行数字货币体系下，零售场景和批发场景中央行数字货币都将面临一定程度的安全威胁。在零售场景中，中央银行拥有央行数字货币流通的全账簿数据，中心化的账本将是国家基础设施的关键部分，会成为敌对国家发起攻击的重点目标。央行数字货币系统一旦出现技术故障或遭到网络攻击，将面临支付数据暴露风险和国民财富损失风险。而在批发场景中，央行数字货币也存在被攻击的可能。现行的 SWIFT 系统一直饱受网络攻击的困扰。2016 年 2 月，孟加拉国央行的 SWIFT 系统遭到攻击，损失了 8100 万美元。<sup>3</sup>在批发型央行数字货币系统中，“去中心化”的分布式账簿技术降低了因为某个节点受损导致全系统瘫痪的概率，但用户端的安全性难以保障。在跨境场景中，各节点分布在不同的国家和地区，面对的外部网络环境各不相同。一旦某个安全性相对薄弱的节点被攻破，区块链账本共享的特点将使整个交易网络的信息数据面临泄露风险，会给整个批发型央行数字货币交易系统带来巨大的安全隐患。

二是技术标准制定易受制于其他国家，金融技术安全风险较高。与传统货币通过政治、军事等手段“由上而下”推广使用的路径不同，央行数字货币因对现有支付系统巨大的改进，其推广使用将更多依靠市场的力量，是一种“自下而上”使用的路径。因此，掌握技术标准制定权，将使本国央行数字货币在国际竞争中处于优势，这对维护本国央行数字货币底层技术安全，从而保障国家金融安全至关重要。美国著名智库大西洋理事会的研究表明，一国“在国际标准制定方面发挥主导作用，对于确保其对全球金融基础设施的优势地位、保持其在交易结算和清算方面的主导作用至关重要”。<sup>4</sup>而一旦在央行数字货币技术标准制定中处于落后地位，本国央行数字货币不得不使用其他国家技术标准，将不利于金融基础设施的独立性和安全性，从金融技术安全维度对国家金融安全造成负面影响。因此，抢占数字货币技术高地、拥有技术话语权是各国央行纷纷加快央行数字货币研发试点的重要原因。

三是央行数字货币可能面临高并发等支付安全风险。支付安全关乎一国支付主权，是国家金融安全

<sup>1</sup> BIS, Gaining Momentum—Results of the 2021 BIS Survey on Central Bank Digital Currencies, No.125, 2022.

<sup>2</sup> “Remarks from Secretary of the Treasury Janet L. Yellen on Digital Assets,” <https://home.treasury.gov/news/press-releases/jy0706>. (上网时间：2022 年 10 月 19 日)

<sup>3</sup> 王玮：“从 SWIFT 因素，思考立体化的金融安全体系”，《财富时代》，2022 年第 3 期，第 3~5 页。

<sup>4</sup> “Central Bank Digital Currency Inquiry,” <https://committees.parliament.uk/writtenevidence/40045/html>. (上网时间：2022 年 10 月 19 日)

的重要内容。央行数字货币作为金融基础设施, 稳定运营既是基本要求, 也是维护支付安全的基础。在万物互联时代, 央行数字货币网络比传统支付服务拥有更多的入口点, 面临的支付安全性挑战更大。在如“双十一”“黑色星期五”等特定交易高峰时点, 面对上万笔或数万笔“高并发”交易, 央行数字货币系统能否平稳应对, 不出现服务器故障、重复交易等问题, 将对维护一国金融基础设施公信力和支付安全至关重要。

### (三) 全球货币竞争加剧可能冲击货币主权和数据主权

首先, 一国货币主权可能受到其他央行数字货币的冲击。在打造更多元化、更开放的国际支付环境过程中, 为争夺数字货币发展规则制定权, 各国对研发央行数字货币的热情持续高涨。各国央行纷纷通过公私合作、跨国合作等方式参与竞争。<sup>1</sup>虽然各国仍未就央行数字货币制度建设和发展规则达成共识, 但可以确定的是, 数字经济时代的货币竞争仍将以主权货币为主。率先成功推出央行数字货币的国家, 不仅能在央行数字货币国际标准制定领域掌握先机和话语权, 更能提升货币国际地位、维护本国货币主权。国际货币基金组织(IMF)指出, 货币使用惯性和金融关联性是影响国际储备货币份额的重要因素, 且其重要性在全球金融危机爆发以来有所上升。<sup>2</sup>传统储备货币发行国希望借助数字化手段巩固其货币主导地位, 而新兴货币发行国希望通过央行数字货币打破金融交易对传统支付方式的依赖, 让本国货币在国际竞争中抢占先机。<sup>3</sup>因此, 央行数字货币如果在未来跨境交易中被广泛使用, 将对其他国家的货币主权产生冲击。

其次, 数据主权将对国家金融安全产生重要影响。跨境支付是央行数字货币发展的重要驱动因素, 越来越多的央行开始探讨央行数字货币在改善跨境支付场景中的潜力。众所周知, 跨境场景涉及大量双边协议, 需要就反洗钱、反恐怖主义融资等问题在监管层达成一致, 其中数据主权是核心要素。对于打击洗钱、恐怖主义融资等金融犯罪, 可追溯性的全账簿交易数据发挥着重要作用。一国或地区应该在多大程度上共享交易数据, 既可以打击跨境金融犯罪, 又能维护数据主权尚无定论。通过央行数字货币产生的交易数据包含一国经济运行、消费者隐私及行为偏好等重要信息, 一旦数据主权遭到侵犯, 将“赋予敌对国家监视交易的权力”<sup>4</sup>, 对国家金融安全构成巨大威胁。

利用央行数字货币侵犯一国数据主权主要有两个途径。一是某些经济体利用构建跨境央行数字货币交易系统之名, 从自身利益出发制定新规则, 以打击犯罪的借口迫使其他经济体开放更多数据权限, 侵犯他国数据主权。<sup>5</sup>二是某些经济体以自身法律体系和文化传统中关注隐私保护为由, 不平等公开数据权限, 造成跨境交易双方数据可追溯性的不平等, 损害他国数据主权。<sup>6</sup>因此, 央行数字货币应用于跨境场景的基础是建立公认的、标准一致的监管准则, 防范他方通过侵犯数据主权渠道危害国家金融安全。

## 四、发展央行数字货币维护国家金融安全的几点思考

随着科技进步和数字经济的不断发展, 以现金、电子支付为代表的传统金融基础设施存在假币、交

<sup>1</sup> 钟红、李艳蓉、郝毅:“央行数字货币:全球竞争与合作新态势”,《银行家》,2022年第5期,第50~54页。

<sup>2</sup> “Reserve Currencies in an Evolving International Monetary System,” <https://www.imf.org/en/Publications/Departmental-Papers-Policy-Papers/Issues/2020/11/17/Reserve-Currencies-in-an-Evolving-International-Monetary-System-49864>. (上网时间:2022年10月19日)

<sup>3</sup> 朱隽:“关于推动人民币国际化的思考”,《清华金融评论》,2021年第4期,第27~29页。

<sup>4</sup> “Central Bank Digital Currencies: A Solution in Search of a Problem?” <https://www.parliament.uk/business/lords/media-centre/house-of-lords-media-notice/2022/january-2022/central-bank-digital-currencies-a-solution-in-search-of-a-problem/>, (上网时间:2022年10月19日)

<sup>5</sup> 在规则层面,美欧双方通过影响数据跨境规则的构建贯彻各自的理念。参见沈伟、冯硕:“全球主义抑或本地主义:全球数据治理规则的分歧、博弈与协调”,《苏州大学学报(法学版)》,2022年第4期,第34~47页。

<sup>6</sup> 美国一方面接受滴滴提供的中国乘客数据,同时,拜登政府仍进一步强调对国外软件潜在风险的调查和防范,尤其防止相关软件访问甚至“窃取”美国人的敏感数据。参见“Executive Order on Protecting Americans’ Sensitive Data from Foreign Adversaries,” <https://www.whitehouse.gov/briefing-room/presidential-actions/2021/06/09/executive-order-on-protecting-americans-sensitive-data-from-foreign-adversaries/>. (上网时间:2022年10月19日)

易信息不可追溯、监管执行力度不高等威胁国家金融安全的隐患，同时，快速发展的私人部门数字货币冲击一国货币主权，威胁货币政策独立性和有效性。因此，作为数字时代的金融基础设施，央行数字货币的发展对维护国家金融安全至关重要。迄今，我国数字人民币已经开始逐步试点，在各国央行数字货币研发中处于领先地位。在此基础上，我国应保障数字人民币稳定运营，发挥其在保护金融信息安全、减少金融犯罪等方面的优势，维护金融体系安全；同时，用好数字人民币先发优势，在数字货币国际竞争中占据主动，多方维护金融主权安全和金融技术安全。

## （一）探索数字人民币监管框架，维护金融体系安全

作为零售场景金融基础设施，数字人民币涉及金融系统的方方面面。对数字人民币的监管事关金融体系安全，尤显重要。首先，加快探索数字人民币的监管实践，构建数字人民币监管框架，营造数字人民币安全、便利、规范的使用环境。数字人民币既具备实物人民币的“法偿性”，又带有明显电子支付工具的“数字化”特征。因此，对数字人民币的监管应确保其法定货币属性，充分借鉴现金和电子支付体系监管经验，做好数字人民币个人信息保护与金融体系安全之间的平衡，打造支付体验更好、更加安全的金融基础设施。其次，加强科技监管能力建设，提升数字人民币监管效率。探索监管科技在数字人民币流通过程中的应用，实现数字人民币全生命周期的动态监管。再次，在数字人民币监管框架设计中，加强数字人民币与现有反洗钱、反恐怖主义融资、反诈体系的有机融合，在监管实践中采取“人工+智能”相结合的监管措施，统筹实施反洗钱、反恐怖主义融资、反诈监督管理，提升监管效率和准确度，遏制金融犯罪活动，维护金融体系安全。

## （二）推进各国在跨境领域的国际合作，维护金融主权安全

国际合作是塑造央行数字货币生态系统的关键，央行数字货币的可兑换性、平台的互操作性是其融入国际金融体系的重要因素。<sup>1</sup>一方面，我国应积极参与各国在央行数字货币跨境场景中的合作。各国法律体系、监管制度、地域文化不尽相同，导致跨境支付中将出现大量、复杂的双边协议。一旦各国央行数字货币无法在跨境支付中达成合作，私人部门数字货币将可能在跨境支付中成为更优选择，威胁主权国家的金融主权安全。鉴于此，我国应持续参与并加速推进多边央行数字货币桥（m-CBDC Bridge）项目<sup>2</sup>，与项目国家和地区就改进跨境支付效率等方面开展合作，加速人民币跨境支付结算项目的试点测试工作，助力人民币海外使用，稳慎推进人民币国际化，维护我国货币主权安全。另一方面，在国际监管协调中，应全力维护我国数据主权不受侵犯。在国际监管标准制定过程中，谨慎应对主张数据跨境流动、反对数据本地化的美欧等发达经济体利用自身国际地位制定符合其国家安全的条款，积极主张自身权利，维护我国数据主权安全，保障数字人民币交易数据流动过程的“安全、稳定、有序”。

## （三）积极参与国际标准制定，维护金融技术安全

央行数字货币是金融领域技术发展的产物。金融技术安全对于保障数字人民币平稳运营、维护国家金融安全发挥着基础性作用。其中，掌握央行数字货币底层技术标准的制定权尤为重要。首先，我国应持续做好境内零售场景的建设，搭建丰富的数字生态系统，积累技术基础。同时，确立零售型央行数字货币技术标准，形成完善的零售型央行数字货币技术解决方案，并在世界范围内进行推广，争取零售型央行数字货币技术标准制定权。以零售支付为基础，在跨境支付技术标准的制定中争取更多话语权。其次，为了维护数字人民币系统的安全，中国人民银行需要立于技术潮头，持续关注云计算、人工智能、区块链等前沿技术的发展方向。同时，做好网络安全建设，谨防境外组织通过网络攻击获取数字人民币交易数据。再次，在试点过程中通过压力测试模拟“高并发”交易，根据数字人民币使用规模及时提高交易系统信息处理能力，保障数字人民币支付安全，维护我国金融基础设施的公信力。

<sup>1</sup> “Central Bank Digital Currencies - The Future of Money?” <https://www.bis.org/review/r210211e.htm>. (上网时间：2022年10月19日)

<sup>2</sup> 多边央行数字货币桥（m-CBDC Bridge）项目于2021年2月由香港金管局、泰国中央银行、阿联酋中央银行及中国人民银行数字货币研究所联合发起，旨在探索央行数字货币在跨境支付中的应用。

## Central Bank Digital Currencies: Implications for National Financial Security and Response

Zhong Hong and Hao Yi

**Abstract:** In the digital era when the world is undergoing profound changes unseen in a century, central bank digital currencies (CBDCs) have become the focus of attention of the international community and an important means of maintaining national financial security. This paper intends to discuss the impacts of CBDCs on national financial security by expanding the connotations of national financial security into three dimensions: security of the financial system, security of national financial sovereignty, and financial technology-related security. On the one hand, it finds that CBDCs can help maintain national financial security through strengthened financial information security, reduced risks of financial crimes (e.g. money laundering and terrorist financing), and diminished threats of private digital currencies to the security of national financial sovereignty. On the other hand, CBDCs may face challenges in their early stages of development spanning immature regulatory frameworks, technology-related risks and shocks, and vulnerable monetary sovereignty. E-CNY has led the way in research and development of CBDCs. China should make good use of this first-mover advantage to explore the regulatory framework for e-CNY and promote international cooperation in cross-border areas. Importantly, China should actively participate in international standards setting to gain advantages in the global digital currencies competition, as part of efforts to safeguard the security of its financial system, sovereignty, and technology.

**Keywords:** central bank digital currency; financial infrastructure; national financial security

## 征稿启事



《国际货币评论》系中国人民大学国际货币研究所主办的学术交流内刊。以兼容中西的战略思维与严谨求实的学术精神为指导,《评论》重点研究人民币国际化、国际货币体系改革以及中国国际金融战略等宏观金融领域的前沿问题。

自2010年度创刊以来,得到了社会各界人士的广泛认同和大力支持。刊热诚欢迎专家、学者以及广大金融从业人员踊跃投稿。投稿文章应紧密围绕宏观金融领域的重点、难点问题,论证严密,方法科学,并符合相关要求和学术规范。刊欢迎基于扎实数据分析与理论模型的高质量稿件,也欢迎有较强思想性同时行文规范的高质量稿件。

### 作品要求:

- 1、稿件要求选题新颖、积极健康、表述鲜明、具有一定的学术交流价值。
- 2、作者确保稿件不涉及保密、署名无争议,文责自负。刊有权对来稿进行必要的删改,如不同意删改者,请在投稿时说明。因编辑部工作量较大,请作者自留底稿,恕不退稿。
- 3、题名(文章标题)应简明、确切、概括文章要旨,一般不超过20字,必要时可加副标题名。文标明作者单位及联系地址、邮编、电话、传真、电子邮箱。如为基金资助项目应加以注明,并提供项目编号。
- 4、来稿最低不少于6000字以上。文内计量单位、数字和年代表示等请采用国际标准或按国家规定书写,如有引文请注明出处。文章内容摘要、注释与参考文献等要求请参见“《经济理论与经济管理》投稿格式要求”。

### 投稿方式:

来稿请首选E-mail,请通过电子邮箱将论文电子版(word格式)发送至 [imi@ruc.edu.cn](mailto:imi@ruc.edu.cn),并在邮件标题上注明“投稿”字样和作者姓名及文章标题。如条件受限,可邮寄。投稿请使用A4纸打印注明“《国际货币评论》投稿”,并注明作者姓名、联系地址、邮编、电话。

### 邮寄地址:

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

《国际货币评论》编辑部

1937

**HDFH**  
瀚信网



Global FinTech Lab  
全球金融科技实验室

**HDFH**  
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN  
金融联盟链



扫码关注