

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张 杰



要研究建立中国式现代化金融体制

戴相龙

全球金融周期对国际资本异常流动的影响

占韦威、裴平

金融活动界定与我国监管治理改进：功能监管视角分析

王志刚、陈昕

法定数字货币与货币政策效应

花秋玲、史永东、邹新琦等

“一带一路”倡议的进口价格效应

李宁静、闫强明、刘冲

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery

李 扬

Yaseen Anwar

李若谷

陈雨露

任志刚

Steve H. Hanke

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贡圣林

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

张之骥

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：吴晓桐

栏目编辑：张思瑾

美术编辑：陈一欣

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：www.imi.ruc.edu.cn

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

邮 箱：imi@ruc.edu.cn



IMI

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

目 录

【卷 首】

要研究建立中国式现代化金融体制	戴相龙	01
全球金融周期对国际资本异常流动的影响	占韦威、裴平	05
金融活动界定与我国监管治理改进：功能监管视角分析	王志刚、陈昕	16
法定数字货币与货币政策效应		
——基于开放经济体的 DSGE 模型	花秋玲、史永东、邹新琦、邱泽鹏	27
“一带一路”倡议的进口价格效应	李宁静、闫强明、刘冲	41
北京市“专精特新”企业支持政策现状、问题及建议	谢菁、关伟	58
美联储政策对全球经济的溢出效应与国际货币政策协调机制研究	陈创练、王浩楠、单敬群	73

要研究建立中国式现代化金融体制¹

戴相龙²

【摘要】建设中国式现代化金融体制，需要争取在 2035 年前实现多项目标。其中，人民币国际化是中国式现代化金融的一项核心内容。首先要正确认识人民币国际化的目的。人民币国际化是我国改革开放的需要，也是完善国际货币体系的需要。人民币国际化不是主动挑战美元，更不是要替代美元。其次是要正确评估当前人民币国际化的国际影响力。综合评估，人民币国际化地位不低于日元和英镑，但国际化程度还比较低，有关制度还不完善并受到各种挑战。要有序推进人民币国际化，一是完善人民币国际化的制度安排，二是要把握时机、择机突破。

研究建立中国式现代化金融体制

1993 年，国务院颁布《关于金融体制改革的决定》，该决定提出了中国金融体制改革的目标：建立在国务院领导下，独立执行货币政策的中央银行宏观调控体系；建立政策性金融与商业性金融相分离，以国有商业银行为主体，多种金融机构并存的金融体系；建立统一开放、有序竞争、严格管理的金融市场体系。后来的历届全国金融工作会议对金融改革的方向目标也有很多补充，特别是补充了建立现代金融监管体制。我认为，经过 30 年的努力，金融体制改革的目标总体上来说已经实现。

十九大报告提出，2020 年到 21 世纪中叶，中国发展分为两个阶段：到 2035 年基本实现社会主义现代化，到本世纪中叶要全面建成社会主义现代化强国。到了二十大时，习近平同志对全面建设社会主义现代化做了全面的部署。“十四五”发展规划也提出了我国 2035 年发展远景目标。根据这个部署，我们现在要注重研究当前金融与改革发展的突出问题。我们现在对这个问题很重视，今后十年或更长时间也决不能削弱，中国金融体制改革的方向问题，如果没有中长期研究，对短期的政策选择就可能是缺乏远见的。

习近平总书记在十九大报告、二十大报告、中央政治局集体学习会、国际论坛上提出了中国式现代化金融体制的核心内容，比如要建立现代化中央银行制度、要健全现代金融企业的制度、要加快资本市场发展、加快建设现代金融、有序推进人民币国际化等等。

中国式现代化金融体制，是过去我国金融体制改革和发展的深入和延伸，是主要为 2035 年基本建成社会主义现代化服务，而且到本世纪末把中国建设成为社会主义现代化强国服务打基础的各项金融制度的总称，是中国式现代化货币、金融企业、金融市场、金融调控、金融监管等重要环节的组成体系。建立中国式现代化金融体制，争取到 2035 年或者更长一点时间，要实现下面八个目标：

一是建立现代中央银行制度。把人民币管理成为货币供应量最大，币值最稳定的大国货币、国际化货币，数字货币运用要走在世界前列。我觉得过去中央银行改革有三个问题是值得我们困惑的。中央银行货币政策和金融监管是什么关系？过去说是同时具备，后来说不管了；再后来说我们系统管理薄弱了，也还要管。这次提出了“建立货币政策和宏观审慎双支柱框架”，这个结论是十多年经过争论形成的，十分来之不易。我们中间目标是什么？过去我们讲通过货币政策工具调节货币供应量。我们政府工作报告提出，保持广义货币供应量和社会融资规模增速同名义经济增速基本匹配。所以，不要把我们目标仅仅看作货币供应量增加，比经济增长大百分之五点多也对，大百分之二点多也对，应该有个数量的界限，如果数量超过了应该有个程序。我们对美国联邦基金利率了解得很清楚，一次调整 0.25%。我们要用利率调整我们的宏观经济，利率通过什么名目？现在有上海银行间同业拆放利率、贷款市场报价利率等利率。现在我们货币提高或降低，我不清楚人民银行在里面的主导作用是什么。通过中央银行的利率调整商业银行利率，商

¹本文根据作者在“2023 国际货币论坛”上的主旨演讲整理完成

²戴相龙，中国人民银行原行长

业银行再调整市场，形成全国市场利率的预期，现在没有这个东西。我认为今后要在这几个问题要深入地研究。

二是要建立现代金融企业服务体系。要把金融对过去不同产业的支持变成对社会主义现代化的支持，在注重商业银行业务的同时要特别注重证券业、保险业的发展，要提升证券业、保险业在金融发展中的地位，促进国有大银行战略转轨。我们要对 17 年来大银行综合经营试点进行总结，因为“十一五”“十二五”“十三五”综合检验试点，请问试点了 17 年现在是什么情况？我们应该取消还是应该坚持综合经营。因为大银行在中国银行业的贷款规模过去占了 80%以上，现在只有 35%。你就应该为实体经济把你的服务对象转到大型企业和跨国公司当中去。要从银行贷款逐步提高证券金融业和保险服务业。这是重大的问题，而且要使我们国家的保险密度和深度大大超过世界平均水平。中国保险的深度、密度低于世界平均水平，这是我根本没想到的。保险有投资保障功能，可以用 30%投资股票、债券市场，保险业上不去，投资也上不去。

三是积极发展现代资本市场。我们现在社会资金很多，但变成资本金很少，不利于大中型企业兼并，也不利于大中型企业技术创新，而且倒逼我们中央银行宏观调控。我自己经历过，一旦放松他很高兴，还要你更放松；我一旦收紧，他立马抵制我，不能收紧。中央银行的货币政策就比大型企业资产负债表过高，我们国家资本市场不发达而制约。长期风险会越来越大。现在是小痛，有一天它爆发起来是很难制约住的问题。我认为，13 年或更长的时间，要把国有企业的资产负债表从 65%降到 60%以下，要从非金融企业股本融资规模占社会融资规模产量 3%左右要达到 10%。

四是有序推进人民币国际化。到 2035 年使人民币成为第三货币。

五是把上海建成在全球具有重要影响力的国际中心。要把中国的金融资源集中用于上海国际金融中心建设。上海金融中心建设不仅是上海的根本利益，而是我们国家的根本利益。要在上海组建几家大型金融企业集团，把上海总部真正提高他的国内实体比例，新建的金融机构原则上是在上海。要促进人民币资产品种的设计、上市、交易、结算等等，制度要国际化，要不然人民币产品占比很大，但国际上的产品涌入（音同）不了。现在是外资投资中国的股票市场和债券市场，占 2%-3%，很低。这怎么国际化呢？你是本币金融产品的市场化，金融中心，是你们自己国家的金融化。所以，要变成国际金融中心必须让外资在中国股票债券资产占 10%以上。

六是建立现代金融监管体系。建立中央金融委员会领导下的中央银行、各金融监管部门、国家外汇局分工协作的金融监管体系。提高应对国际金融危机和国际金融市场重大波动对我国的冲击，防范和化解系统性金融风险，完善中小金融企业债务违约处理市场化，法制化。

七是提高金融数字化、智能化管理水平。工商银行科学技术人员的比例是 8%，是最高的。预测到 2035 年，这个比例要达到 15%左右。

八是提高我国在国际金融治理中的地位和作用。促进国际货币多元化、合理化。通过 G20 平台，督促主要国际货币发行国降低国家负债，减弱货币政策对新兴经济体和发展中国家的冲击。力争按有关国际规则提高我国在国际金融机构的份额，发挥我国在国际金融机构的影响力，维护国际金融稳定。

这 8 个目标都是很重要的，并且任务很重。我们国家历来有国民经济专业部门中长期发展计划，这是我们国家具体的重要的成功经验，所以我也建议我们经济社会发展既然有 2035 年远景目标，我们要不要也制定金融体制改革和设立长远目标。不能有问题再解决问题，要有主动性。所以，我建议制定中国中长期金融改革发展规划，每个时期有个重要任务，统一思想，奔着一个目标前进。

人民币国际化是中国式现代化金融体制一项核心的内容

人民币国际化有的是指人民币真正成为具有国际功能的，即结算、投资、储备功能的货币，就是已经达到国际化目标了；另一种是指我们现在向那个目标发展，是个过程。现在中国讲的人民币国际化就是个过程。刚才中国人民大学发布了国际货币化指数报告，我已经在会前看到了，陈校长专门寄给我看了，我看了很高兴。我认为，中国人民大学研究人民币国际化指数报告是最早的，2012 年开始至今十余年了，你们在促进人民币国际化研究方面是有贡献的。这期《人民币国际化报告 2023》特别注重了国际投资贸易的

发展、国际贸易投资区域经济的发展和人民币国际化的路径和政策。这个选得非常好, 我认为这是很有价值, 具有很高研究水准的一份研究报告。

党的二十大报告提出, 有序推进人民币国际化。我有以下几方面的理解:

第一, 要正确认识人民币国际化的目的。为什么要推进人民币国际化? 我们是为了推进国家经济金融的改革开放, 是为了更好地完善国际货币体系。不是主动地挑战美元, 更不是代替美元。现在有一些非官方的媒体, 往往把人民币国际化看成政治问题, 我们就要挑战美元, 就要代替它, 把一些国家不用或者少用美元看成全世界都去美元化了。这个说法是不全面的。我们国家对人民币国际化一直保持低调和审慎的态度。

1994 年就提出来, 将来的目标是人民币可兑换; 1996 年经常项目可兑换, 但都没讲人民币国际化; 一直到 2015 年全国金融工作会议上, 习近平总书记在说人民币国际化要循序渐进, 要分两步走, 都是很低调的。为什么要人民币国际化? 我国连续五年保持全球第一大货物贸易国地位, 对外直接投资位居世界第二、三位, 如果这些巨额收支主要用美元来结算, 必将增加货币兑换的成本和汇率风险, 也会受到主要国际货币发行国的制约。所以我们人民币国际化可以避免这个问题, 是从中国改革开放利益出发的。

从世界来说, 1997 年亚洲金融危机以后, 全世界为了抵御美元冲击加大了美元货币储备。主要是中国、印度这些发展中国家、新兴经济体, 他们储备了 11 万亿外汇储备, 当然也要经营, 有 2%-3% 的很低的收入, 花了很多本币来购买外汇放在那儿低利率运营, 还会受到汇率的冲击, 还要看国际货币发行国的脸色。所以, 如果我们增加了一个人民币作为国际货币, 他就有了选择, 所以有利于完善国际货币体系。

欧元在 1999 年 1 月份成立, 有六七个欧洲国家的首相、央行行长到我们国家来, 我也接待过了, 问我们对欧元的态度, 我说对欧元是支持的, 中国是最早宣布的。请问美国的战略伙伴德国、法国等都搞了欧元来对立美元, 我们中国怎么不能搞人民币国际化呢? 这是理所当然, 无可非议的, 谈不上我们搞对你就是挑战, 我们自己也不要说是挑战。

第二, 怎么评估人民币国际化的地位。我们不要过于吹牛也不要过于谦虚, 要客观地表达。我想说三种表达: 一是我们的实际影响力不低于日元和英镑; 二是我们已经超过了; 三是我们是第三大国际货币了。我的看法是不要用第三种说法, 甚至也不用第二种说法, 我们低调一点, 也就是不低于日元、英镑。我有三条理由说明我的观点, 从结算货币比例看, 到 2023 年 3 月, 我们跨境贸易人民币交易比例达到 18%, 这是跨境贸易, 如果是跨境交易那比这个更多。关键是我们国家的跨境贸易人民币结算有三种方式。第一种是清算银行制度, 第二种是代理银行制度, 第三种是特别账户。只有代理银行是通过 SWIFT 报单, 清算银行制度, 都是在商业银行和我们国家之间的交流, 它的贸易量不反映在国际清算银行之列, 但它有多少, 我查不出来, 最办法是要把数量说出来。但你也可以说, 我们跨境贸易、经常项目有 10 多万亿, 但我看到一个材料, 人民币结算达到 20% 以上, 如果再加上国际上的收入, 我们也不说就超过了, 我不知道, 我就说, 如果加上这个, 我们人民币在国际贸易的增幅比例和速度会大幅上升。从储备货币来看, 国际货币基金组织(IMF)公布过, 去年第四季度全球外汇储备日元占 5.5%, 英镑占 4.9% 以及人民币占 2.69%。但在 IMF 设立的特别提款权(SDR)货币篮子里人民币占 12.28%, 远远高于日元的 7.59% 和英镑的 7.40%, 这就是国际组织对我们人民币国际化地位的认可。我们是 40 个国家中央银行货币管理有将近 40 万亿人民币货币互换, 就是对外国提供人民币流动性, 这也是很影响的。从发展趋势来看, 我们人民币国际化指数增长很快, 甚至于年均增长 20%-30%, 加上俄乌冲突以后, 人民币国际化势头非常好, 国家外汇储备、地位、影响力, 发展趋势, 人民币国际化实际影响力不低于日元和美元。

有序推进人民币国际化, 我们要坚持改革开放, 完善人民币国际化的制度建设。

一是要不断地增强国力, 保持人民币币值和汇率的稳定, 扩大对外经贸合作。今年上半年我们经济增长达到 5.5%, 全年可能达到 6%。现在我看了一下, 上半年贸易也下降, 消费增长也不多, 特别投资只增长 3%, 房地产还下降 7%, 确实面临着很大挑战, 和美国贸易也有大幅度减少。所以, 我们也面临着严重的挑战。现在出了很多主意, 包括日本的资产负债修理, 我们国家这几年贷款的增长率都在 12% 左右, 货币供应量的增长被经济增长+物价增长, 也增加 5%-7%, 还增加那么多的贷款。货币政策是不是就是万能的? 这个问题确实值得思考。我调查过, 我们现在大量的贷款有很多变成了企业的“惰性存款”。什么叫“惰

性存款”？天津一家房产公司贷款 50 亿，我说你缺钱怎么账上还有 50 多亿。他说你现在给我贷款容易，以后贷款难。我先贷了，有点存款，吃点亏，比我没有贷款好。我们很多企业是这样贷款的，并不是真需要。所以银行存款一部分是惰性存款，不参加生产流通和建设流通。甚至有一些贷款变成存款，因为对农民来说，贷款给他 150，他反正转到个人账户，叫居民存款，增加了不多，就贷款增加的多。所以，我还是赞成财政部原来部长楼继伟的观点，今后两年要增加财政赤字，他说了一年增加 1 万亿，两年增加 2 万亿，现在要更好发挥财政政策，所以发行一部分财政债券，拿这个资金用于引导社会上效益比较好的社会固定资产投资，这样把金融贷款的资金也用起来，这是一个很大的政策问题。我相信，未来十多年，中国经济增长要达到美国水平，那么我们人民币国际化将飞跃地发展。

二是要坚持货物贸易和国际收支基本平衡。过去党政干部说为了国家我们要创汇了，都认为创造外汇，给大家贡献。我经常强调一定要顺差，2011-2019 年顺差 3.45%，最高的年份 2015 年是 5.7%，我们强调本国循环和国际国内两个循环，是不是出口资源多的就好呢？我的看法，可以从 3.4% 减到 3% 以下甚至达到平衡，到一定时候有逆差也是需要的。因为美国和欧盟、日本、英国都是贸易逆差，他们都是主要的国际储备货币。如果没有贸易逆差，人民币国际化，人民币怎么出去？人民币国际化就是靠贸易逆差，靠贷款和其他，如果这个不做光谈国际化怎么行呢？投资也是，我们过去投资是以超国民待遇来获得直接投资。我们现在主张国民待遇一样，按国际规定，投资不要阻拦，现在管理还是不管怎么说，认为宽进严出，这个思想还是长期存在的，欢迎国际资本进来，国际资本出去了还是欢迎他出去。如果我们贸易是基本平衡了，国际收支平衡了，人民币就出去了。

三是要加强上海国际金融中心建设。为持有人民币的国家到中国投资股票、债券、基金等要提供方便、提供安全、提供信心。我们进口能源大概要花到 4000-5000 亿美元，如果一部分变成人民币结算，人家不买你的东西，过去是到美国投资，现在他拿着人民币不能到美国投资，得到中国投资，到中国投资什么？这就是问题了。所以应该敞开，扩大投资者来中国的投资。中央银行是国务院的组成单位，这是在国际上不同的，二十个国家除了中国，其他国家都是在国务院以外的，这是中国国情决定的，也是有效的，因为他调控要多部门结合，所以有这个制度的好处。但应该增加人民银行货币操作的透明度，正确人们对人民币的信心，这点很重要。本来因为政治观念不同，他歧视你，你再跟他说你不独立，更有问题了。

四是要把握时机，择机突破。俄乌冲突对我们来说是很好的机会，要扩大人民币在亚洲，特别是东南亚的国际化。亚洲是人民币国际化的基地，1997 年之前就有人提出来建立亚元，那时候中国和日本、韩国比较好，亚洲危机以后，我们提出建立 2000 多亿亚洲货币基金，到现在搁在那儿没搞清楚。中日韩国际贸易谈判也搁置。但我认为，中国、日本和韩国的贸易是相互靠近，天然的一种关系，党派观点也会有变化，执政人员也会有调整。所以，我始终认为中国和日本应该加强合作，为人民币、日元和韩元在地区的应用打开局面。东盟和欧盟进出口 6 万多亿，占我国进口的 15.5%，顺差也很大。所以，我认为深化对东盟国家的合作，可以扩大对东盟的采购，扩大对东盟的人民币投资，为扩大人民币在东盟更早的推进国际化创造条件。美国、欧洲也占有很大的比例，中国在 2022 年我国贸易总额中的比例，欧盟是 13.4%，美国是 12%，现在的问题是，去年中欧贸易增长 20%，中美贸易不但没减，还增加了一些。问题是今年上半年，中美贸易双方减了很多。美国和欧盟领导人都表示和中国的经贸关系不搞脱钩断链，不管他嘴上怎么讲、心里怎么想，中国和欧美的经贸难以脱钩。所以，我认为应该扩大贸易投资，扩大人民币和欧元的相互合作。

五是要加强上海合作组织和金砖国家的内部使用。在上海合作组织和金砖国家内部搞一个统一的货币是比较难的，但要加大人民币和其他货币的互换应用是大方向，我们应该扩大这个方向。和石油输出国的应用，2022 年进口原油 5.8 亿吨，原油、成品油、天然气进口 3.3 万亿人民币，比上年增长 42%。只要把中东生产国结算货币增加一些人民币，这个人民币的国际化步伐将会大幅地上升。

总而言之，我的观点是人民币国际化是我们国家经济金融开放的需要，也是全世界国际货币体系的需要。人民币国际化，中国评价不低于日元、欧元，我们要抓住人民币国际化的制度安排，也要抓住当前有利时机积极突破。

全球金融周期对国际资本异常流动的影响

占韦威¹ 裴平²

【摘要】本文选取1990—2019年58个经济体的季度面板数据，采用Probit模型实证检验全球金融周期对国际资本异常流动的影响及其异质性。研究发现，全球金融周期对激增、中断、外逃和撤回四类国际资本异常流动均能产生显著影响。异质性分析还表明，全球金融周期对新兴经济体资本激增和中断的影响要大于发达经济体，而对发达经济体资本外逃和撤回的影响要大于新兴经济体；较高的经济增速可以弱化全球金融周期对国际资本流动激增和中断的影响；富有弹性的汇率制度可以弱化全球金融周期对国际资本异常流动的影响；较高的资本账户开放程度强化了全球金融周期对国际资本异常流动的影响。本文所做研究可为加强国际资本流动管理和防范外部金融风险冲击提供经验证据与决策参考。

【关键词】全球金融周期 国际资本异常流动 VIX指数 异质性

引言

随着全球经济一体化步伐加快，世界金融市场逐渐成为一个不可分割的整体，为资本在世界范围内大规模频繁流动提供了便利。国际资本大规模频繁流动，尤其是国际资本异常流动会产生严重后果，如加剧全球金融脆弱性和风险传染，引发系统性金融风险，这给国际资本流动管理和宏观经济政策制定带来严峻挑战。国际资本异常流动主要是指国际资本流入（或流出）突然增加或急剧减少。在金融危机爆发前后，一般都伴随着国际资本的“大进大出”，如危机前国际资本大量涌入，危机后国际资本流入在短时间内出乎意料地急剧减少，甚至还会出现资本大量外逃。20世纪90年代后，全球金融状况的联动性加强，造成各国金融周期存在协同变动的现象，即存在一个全球金融周期（Rey，2015）。如果一国国际资本流动受全球金融周期的影响较大，那么该国将频繁经历脱离经济基本面的资本流入激增和中断，以及资本外逃和撤回等国际资本异常流动。因此，深入研究全球金融周期对国际资本异常流动的影响，不仅具有重要的理论价值，而且能够为加强国际资本流动管理和防范外部金融风险冲击提供现实指引。

本文利用1990—2019年58个经济体的季度面板数据，采用Probit模型和带有交互项的Probit模型，实证检验全球金融周期对国际资本异常流动的影响及其异质性。本文的边际贡献主要体现为：一是本文拓展了全球金融周期影响国际资本异常流动的研究视角。已有相关文献主要研究全球金融周期对国际资本异常流动的直接影响，或是探讨全球金融周期在国内因素影响国际资本异常流动过程中发挥的调节作用。而本文则是从国内因素发挥调节作用的角度出发，实证检验国内因素是否会强化或者削弱全球金融周期对国际资本异常流动的影响，这可为现有相关研究提供有益补充。二是本文所做研究可为防范国际资本异常流动提供新思路。全球金融周期对于任何一个国家来说都是一种不可控的外生冲击，传统观点认为，全球金融周期作为外部因素对国际资本异常流动的冲击较难控制。但是国内因素可以通过政策进行调整和干预，本文发现通过调整国内因素可以有效缓解全球金融周期对国际资本异常流动的冲击，这可为防范国际资本异常流动提供新思路。

一、文献综述

2008年国际金融危机爆发后，国际资本异常流动的驱动因素受到了学界的广泛关注。Rothenberg & Warnock（2011）发现，国外投资者对国内外市场负面信息的过度反应是导致资本流入型中断的主要原因，

¹ 占韦威，南京大学商学院博士研究生

² 裴平，南京大学商学院教授，博士生导师

而国内投资者对本国经济负面信息做出的投资决策是资本外逃型中断的主要诱因。Forbes & Warnock (2012) 认为, 全球因素, 特别是全球风险是影响国际资本异常流动最重要的因素, 传染因素只对中断和撤回产生影响, 而国内因素则显得不那么重要。刘莉亚等 (2013) 以不同类型资本异常流动为研究对象进行实证检验发现, 资本管制对国际资本异常流动的抑制作用非常有限。Calderón & Kubota (2013) 研究指出, 金融开放程度的提高能够促进资本流出型和资本流入型两类中断的发生, 严重通胀、经常账户顺差和金融系统脆弱性提高了资本流出型中断发生的概率, 较高的经济增速和较低的利率可以降低资本流入型中断发生的概率。Ghosh et al. (2014) 考察了新兴经济体国际资本流动激增和流动规模的影响因素发现, 资本流动规模主要由国内因素决定, 全球因素是触发资本流动激增的重要原因。阙澄宇和程立燕 (2020) 指出, 新兴经济体资本异常流动主要受全球因素影响, 传染因素次之, 国内因素的作用最小, 而发达经济体资本异常流动受三方面因素的影响比较均衡。陈中飞等 (2021) 采用 Logit 模型进行实证检验发现, 杠杆率对资本流入中断的影响呈倒 U 型特征, 并且对欠发达经济体的影响要大于发达经济体。陈中飞等 (2022) 认为, 宏观审慎政策的实施能够有效降低资本异常流动发生的概率, 并且发达经济体宏观审慎政策的实施效果要比新兴经济体更好。

随着全球金融周期的变化日益加剧, 学者们开始关注全球金融周期对国际资本异常流动的影响, 但研究结论并不一致。Scheubel et al. (2019) 发现, 全球金融周期是驱动国际资本异常流动的重要因素, 全球金融周期显著提高了某一国家或地区发生国际资本异常流动的概率。梁锶和杜思雨 (2020) 对全球金融周期与资本流入中断之间的关系进行实证检验发现, 全球金融周期是影响资本流入中断发生的重要因素, 并且其对不同经济体、不同类别资本流入中断的影响存在显著差异。然而, Forbes & Warnock (2021) 认为, 自 2008 年国际金融危机爆发后, 极端的资本流动与全球金融周期变化的相关性较小, 而与油价变化的相关性较大。另外, 程立燕和李金凯 (2021) 研究指出, 随着代表全球金融周期的 VIX 指数上升, 全球金融周期对国际资本异常流动的影响力逐渐增强, 经济体内部因素对国际资本异常流动的影响力逐渐下降。

上述文献主要从全球因素、传染因素和国内因素三方面对国际资本异常流动的驱动因素进行分析, 且大部分文献都强调全球金融周期对国际资本异常流动产生的影响, 同时发现一些国内因素也会对国际资本异常流动产生一定程度的影响。这些文献可为本文所做研究提供有益的借鉴与参考, 但仍存在有待进一步研究的空間: 第一, 专门研究全球金融周期对国际资本异常流动的影响及其异质性的文献较少, 且研究结论不一致。因此, 有必要从理论和实证上进一步厘清全球金融周期与国际资本异常流动之间的关系。第二, 关于对国际资本异常流动的非线性影响方面, 已有研究主要探讨了全球金融周期对国内因素影响国际资本异常流动的调节作用 (程立燕和李金凯, 2021), 而鲜有文献从理论和实证两个层面深入分析国内因素对全球金融周期影响国际资本异常流动的调节作用。

二、理论分析

(一) 全球金融周期影响国际资本异常流动的渠道

国际资本流动受多种内外部因素的共同驱动, 其中全球金融周期是影响国际资本流动的重要外部因素之一。从根本上说, 全球金融周期是指金融状况从中心国向世界其它国家或地区不断扩散的过程, 在此过程中全球金融周期通过多种渠道进行跨境传导, 并引起国际资本异常流动, 其主要影响渠道包括: 第一, 风险承担渠道。全球金融周期会影响全球金融中介的融资成本, 其风险承担意愿和杠杆决策也因此而会发生改变, 并且还会影响本国金融机构从全球金融机构融入资金 (Miranda-Agrippino & Rey, 2015), 进而影响国际资本异常流动。第二, 汇率渠道。全球金融周期变化往往会伴随着美元的升值或贬值, 这势必会通过汇率渠道影响国际信贷的供求关系 (Bruno & Shin, 2015), 并引起国际资本异常流动。第三, 风险溢出渠道。风险溢出理论认为, 即使在没有直接经济和金融联系的国家之间, 金融风险也会通过市场上的各种信息 (包括投资者情绪) 相互溢出, 亦称为“金融风险传染”现象 (Dornbusch et al, 2000; Jordà et al, 2019)。同时, 受投资者“羊群效应”影响, 全球金融周期会使金融风险迅速传染, 并产生集聚效应。因此, 全球金融周期会通过国际投资者风险情绪相互传导而影响国际资本异常流动。

（二）全球金融周期对国际资本异常流动方向的影响

关于全球金融周期对国际资本异常流动方向的影响, 根据“资本本土化”理论, 全球金融周期会导致国际资本异常流入和异常流出同时收缩。当全球金融周期发生变化时, 无论是境内投资还是境外投资都会受到影响, 但由于国界限制, 投资者担心在进行境外投资时无法充分得到东道国的法律或政治保护, 投资风险较大。即境外投资者对东道国投资环境的变化更加敏感, 全球金融周期对本国投资造成的负面效应要小于对境外投资造成的负面效应 (Dixit, 2011; 刘场等, 2020)。因此, 当全球金融市场动荡程度和避险情绪上升时, 投资者为规避风险而对国际投资多持观望态度, 这就会导致外部投资者减少资本流入和内部投资者减少资本流出, 最终表现为“资本本土化”倾向。

（三）国内因素对全球金融周期影响国际资本异常流动的调节作用

面对全球金融周期的冲击, 不同国家国际资本异常流动所受到的影响存在明显差异。全球金融周期对国际资本异常流动的影响可能会因经济发展水平、经济增速、汇率制度和资本账户开放程度等国内因素的不同而产生差异。一是经济发展水平较高的发达经济体往往拥有成熟的金融市场和完善的机制, 能够为投资者提供丰富的金融产品和投资策略, 投资者的逆向选择和道德风险也比较低。因此, 相对于新兴经济体, 发达经济体能够较好地发挥“避风港”作用, 可以有效缓解全球金融周期对国际资本异常流动的影响。二是经济增速较高意味着该国经济运行状况好、增长潜力大, 以及资本预期回报率高, 这将有利于吸引国际资本流入 (Malmendier et al., 2020)。因此, 较高的经济增速可以弱化全球金融周期对国际资本异常流动的影响。三是根据克鲁格曼的“三元悖论”, 在资本自由流动的情况下, 中心国家金融状况或者货币政策的冲击会导致采用固定汇率制度的国家被动跟随, 而采取浮动汇率制度国家的汇率会自动调整以吸收利差和风险溢价的变化, 这将会帮助该国隔绝外部冲击。因此, 富有弹性的汇率制度可以弱化全球金融周期对国际资本异常流动的影响。四是一国资本账户开放程度较高意味着该国国际资本流动无论是规模还是结构所受到的管制都较少, 这使得国际资本流动的速度加快和交易成本降低, 这将为国际资本, 特别是“游资”大规模且频繁跨境流动提供便利。因此, 较高的资本账户开放程度会强化全球金融周期对国际资本异常流动的影响。

三、研究设计

（一）模型构建

为检验全球金融周期对国际资本异常流动的影响, 本文借鉴 Forbes & Warnock (2012) 的研究, 采用 Probit 模型进行回归分析, 其模型设定如下:

$$P(ACF_{i,t}^j = 1) = F(\alpha_1 GFC_{t-1} + \alpha_2 Controls_{i,t-1} + v_i) + \delta_{i,t} \quad (j = 1, 2, 3, 4) \quad (1)$$

式 (1) 中, 被解释变量 $ACF_{i,t}^j$ 表示国际资本异常流动, 为 0-1 虚拟变量, 若国家 (地区) i 在 t 时期发生了国际资本异常流动记为 1, 否则记为 0; $P(ACF_{i,t}^j = 1)$ 表示发生国际资本异常流动的概率, 其中 $j = 1, 2, 3, 4$ 分别表示国际资本流动激增、中断、外逃和撤回; $F(\cdot)$ 为标准正态分布的累积分布函数; 解释变量 GFC_{t-1} 表示全球金融周期; α_1 表示全球金融周期对国际资本异常流动的影响系数; $Controls_{i,t-1}$ 表示控制变量; v_i 表示国家固定效应; $\delta_{i,t}$ 表示随机误差项。为缓解反向因果关系导致的内生性问题, 本文对解释变量和控制变量均做滞后一期处理。

为进一步检验全球金融周期对国际资本异常流动的影响是否会因各国内部因素不同而产生差异, 本文

借鉴 Ghosh et al. (2014) 的研究，引入带有交互项的 Probit 模型进行回归分析，其模型设定如下：

$$P(ACF_{i,t}^j = 1) = F(\alpha_1 GFC_{t-1} + \beta GFC_{t-1} \times DOM_{i,t-1} + \alpha_2 Controls_{i,t-1} + v_i) + \delta_{i,t} \\ (j = 1, 2, 3, 4) \quad (2)$$

式 (2) 中， $DOM_{i,t-1}$ 表示各国内部因素，包括经济发展水平 (EDL)³、经济增速 (GROW)、汇率制度 (EXR) 和资本账户开放程度 (OPEN)； β 表示交互项 $GFC_{t-1} \times DOM_{i,t-1}$ 对国际资本异常流动的影响系数。式 (2) 中的其它变量和系数的含义与式 (1) 中的相同，在此不再赘述。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量为国际资本异常流动 (ACF)。本文对国际资本异常流动的分类和测算均借鉴 Forbes & Warnock (2021) 的研究，该研究将国际资本异常流动分为激增 (SURGE)、中断 (STOP)、外逃 (FLIGHT) 和撤回 (RETRE) 四类，具体计算思路为：利用国际收支平衡表中金融项下的子项目计算总资本流入和总资本流出，再利用总资本流入数据测算激增和中断，利用总资本流出数据测算外逃和撤回。同时，该研究还提供了 1990-2019 年 58 个经济体四类国际资本异常流动的季度数据。

2. 解释变量

本文的解释变量为全球金融周期 (GFC)。借鉴已有相关研究，本文选取 VIX 指数作为全球金融周期的代理变量。VIX 指数是美国标准普尔 500 指数期权的隐含波动率指数，可用于衡量全球金融市场动荡程度和投资者避险情绪。VIX 指数的值越大，表明全球金融市场越动荡和投资者避险情绪越高。以往研究通常以 VIX 指数，或者从全球各金融变量中提取共同因子作为全球金融周期的代理变量 (Bonciani & Ricci, 2018; Cerutti et al., 2019; Habib & Venditti, 2019)。特别是很多学者认为，VIX 指数能够在很大程度上反映国际金融的周期性波动特征 (Rey, 2015; Avdjiev et al., 2017; 魏英辉等, 2018; 梁锴和杜思雨, 2020)。因此，本文也选取 VIX 指数作为全球金融周期的代理变量，但考虑到量纲统一的要求，本文对 VIX 指数做自然对数处理。

3. 控制变量

借鉴 Forbes & Warnock (2012)、阙澄宇和程立燕 (2020) 等对国际资本异常流动的研究，本文选取的控制变量是：全球利率 (GINT)，采用美国联邦基金利率来衡量；全球流动性 (GLIQ)，采用“G4”经济体 (美国、日本、英国和欧盟) M2 的季度同比增长率来衡量；全球经济增速 (GGR)，采用全球实际 GDP 的增长率来衡量；国际油价 (OILP)，采用美国 WTI 原油现货离岸价格来衡量；区域传染因素 (RC)，采用 0-1 虚拟变量来衡量，如果前一期区域内样本发生过国际资本异常流动取值为 1，否则取值为 0；经济增速 (GROW)，采用各国实际 GDP 增长率来衡量；主权风险 (DEBT)，借鉴 Abbas et al. (2010) 的研究，采用各国政府债务占 GDP 的比重来衡量；金融发展水平 (FD)，采用 Svirydenka (2016) 构建的金融发展指数来衡量；汇率制度 (EXR)，采用 Ilzetzki et al. (2019) 的衡量方法，将汇率制度细分为 15 类，取值 1-15；资本账户开放程度 (OPEN)，采用 Chinn & Ito (2006) 构建的 KAOPEN 指数来衡量。

³ EDL 为表示经济发展水平的 0-1 虚拟变量，即当样本为发达经济体时，EDL 取值为 1；当样本为新兴经济体时，EDL 取值为 0。根据 IMF 的分类方法，按经济发展水平把总样本中 58 个经济体分为 27 个发达经济体和 31 个新兴经济体。27 个发达经济体包括：澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、中国香港、冰岛、爱尔兰、以色列、意大利、日本、荷兰、新西兰、挪威、巴拿马、葡萄牙、新加坡、斯洛文尼亚、西班牙、瑞典、瑞士、英国和美国。31 个新兴经济体包括：阿根廷、孟加拉国、玻利维亚、巴西、智利、哥伦比亚、哥斯达黎加、克罗地亚、捷克、爱沙尼亚、危地马拉、匈牙利、印度、印度尼西亚、韩国、拉脱维亚、立陶宛、马来西亚、墨西哥、秘鲁、菲律宾、波兰、罗马尼亚、俄罗斯、斯洛伐克、南非、斯里兰卡、中国、泰国、土耳其和委内瑞拉。

（三）样本选择与数据来源

20 世纪 90 年代以来，随着全球经济一体化步伐加快，国际资本流动规模明显扩大，同时考虑到样本数据的可得性和权威性，本文选取 1990—2019 年 58 个经济体的季度数据作为研究样本。四类国际资本异常流动的数据来源于 Forbes & Warnock（2021）的研究；全球金融周期（GFC）的代理变量 VIX 指数的数据来源于芝加哥期权交易所网站；全球利率（GINT）、全球流动性（GLIQ）、全球经济增速（GGR）和经济增速（GROW）的数据来源于国际货币基金组织（IMF）的国际金融统计数据库（IFS）；国际油价（OILP）的数据来源于美国能源署网站；主权风险（DEBT）和金融发展水平（FD）的数据来源于 IMF 网站；汇率制度（EXR）的数据来源于 Ilzetzi et al.（2019）的研究⁴；资本账户开放程度（OPEN）的数据来源于 Chinn & Ito（2006）的研究⁵。

（四）变量的描述性统计

为掌握变量数据的基本特征，本文运用 STATA.15 对所有变量的平均值、标准差、中位数、最小值和最大值进行描述性统计，其结果如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计结果

变量名称	变量符号	平均值	标准差	中位数	最小值	最大值	观测值
激增	SURGE	0.117	0.321	0.000	0.000	1.000	6960
中断	STOP	0.122	0.327	0.000	0.000	1.000	6960
外逃	FLIGHT	0.124	0.329	0.000	0.000	1.000	6960
撤回	RETRE	0.112	0.315	0.000	0.000	1.000	6960
全球金融周期	GFC	2.898	0.313	2.841	2.400	3.814	6960
全球利率	GINT	2.904	2.361	2.435	0.070	8.240	6960
全球流动性	GLIQ	3.578	4.243	3.764	-8.367	13.427	6902
全球经济增速	GGR	3.008	1.158	3.085	-1.330	4.530	6960
国际油价	OILP	3.670	0.630	3.677	2.619	4.666	6960
区域传染因素	RC	0.738	0.336	1.000	0.000	1.000	6960
经济增速	GROW	2.521	3.465	4.236	-9.234	14.247	4470
主权风险	DEBT	0.554	0.341	0.493	0.056	1.899	4948
金融发展水平	FD	0.484	0.224	0.460	0.100	0.950	6720
汇率制度	EXR	7.669	4.550	8.000	1.000	14.000	6717
资本账户开放程度	OPEN	1.106	1.410	1.810	-1.920	2.320	6504

表 1 显示，样本期内国际资本激增（SURGE）、中断（STOP）、外逃（FLIGHT）和撤回（RETRE）的均值分别为 0.117、0.122、0.124 和 0.112，说明样本期内国际资本异常流动较为频繁。全球金融周期（GFC）的平均值为 2.898，标准差为 0.313，最小值和最大值分别为 2.400 和 3.814，说明全球金融周期在样本期内变化较大。从经济增速（GROW）、金融发展水平（FD）、汇率制度（EXR）和资本账户开放程度（OPEN）的平均值、标准差、最小值和最大值看，其在不同国家之间存在较大差异，说明研究全球金融周期对国际资本异常流动的异质性影响具有重要意义。

四、实证结果及其分析

（一）基准回归

⁴ 数据下载网址为：<https://www.ilzetzi.com/irr-data>。

⁵ 数据下载网址为：web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm。

为检验全球金融周期对国际资本异常流动的影响，本文分别以激增（SURGE）、中断（STOP）、外逃（FLIGHT）和撤回（RETRE）为被解释变量对式（1）进行回归，其结果如表 2 所示⁶。

表 2 基准回归结果

变量	(1) 激增（SURGE）	(2) 中断（STOP）	(3) 外逃（FLIGHT）	(4) 撤回（RETRE）
GFC	-0.531*** (0.170)	0.725*** (0.135)	-0.508*** (0.201)	0.619*** (0.148)
边际效应	-0.099*** (0.031)	0.130*** (0.024)	-0.098*** (0.037)	0.109*** (0.025)
控制变量	YES	YES	YES	YES
国家固定效应	YES	YES	YES	YES
对数似然值	-1263.477	-1223.332	-1298.796	-1209.100
N	3738	3738	3738	3738

注：（）内为国家层面的聚类稳健标准误；***、**和*分别表示回归系数在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。下同。

表 2 列（1）和列（3）显示，全球金融周期（GFC）对激增（SURGE）和外逃（FLIGHT）的影响系数在 1%的统计水平上显著为负，表明 VIX 指数上升（全球金融市场动荡程度和投资者避险情绪上升）降低了国际资本流动激增和外逃发生的概率；列（2）和列（4）显示，全球金融周期（GFC）对中断（STOP）和撤回（RETRE）的影响系数在 1%的统计水平上显著为正，表明 VIX 指数上升（全球金融市场动荡程度和投资者避险情绪上升）增加了国际资本流动中断和撤回发生的概率。边际效应估计结果进一步说明，VIX 指数上升 1%可以使国际资本流动激增和外逃发生的概率分别降低 9.9%和 9.8%，同时使国际资本流动中断和撤回发生的概率分别提高 13.0%和 10.9%。可以认为，VIX 指数上升会导致国际资本异常流入和异常流出同时减少。这主要是因为，国际投资者对境内外投资环境的敏感性存在差异，导致全球金融周期对本国投资造成的负面效应要小于对境外投资造成的负面效应。因此，当全球金融市场动荡程度和避险情绪上升，投资者为规避风险，对国际投资多持观望态度，会弱化对外投资倾向或推迟对外投资决策，最终表现为“资本本土化”倾向，即外部投资者减少资本流入和内部投资者减少资本流出同时出现。

（二）稳健性检验

为保证上述实证结果的可靠性，本文采用三种方法进行稳健性检验⁷。一是变换模型进行估计。由于 Logit 模型可以在一定程度上缓解线性概率模型估计导致的偏差，因此，本文利用 Logit 模型代替 Probit 的模型重新进行回归。二是更换全球金融周期衡量指标。除 VIX 指数外，美元名义有效汇率与全球因子具有高度的相关性（谭小芬和虞梦微，2021）。因此，为排除解释变量指标选取偏误对回归结果的影响，本文以美元名义有效汇率代替 VIX 指数衡量全球金融周期，对式（1）重新进行回归。三是剔除 2008 年国际金融危机期间样本。国际金融危机期间往往伴随着国际资本流动规模的大幅变动，全球因素主导作用更加明显。为消除特殊时期样本对回归结果的影响，本文剔除 2008 年国际金融危机期间的样本对式（1）重新回归。所有回归结果均表明，本文的结论是稳健的。

（三）异质性分析

1. 基于经济发展水平的异质性分析

为检验全球金融周期对国际资本异常流动的影响在不同经济发展水平经济体之间是否存在差异，本文采用带交互项（GFC×EDL）的 Probit 模型对式（2）进行回归，其结果如表 3 所示⁸。

⁶ 文章篇幅有限，表 2 中控制变量的回归结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。下同。

⁷ 文章篇幅有限，稳健性检验的结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

⁸ 文章篇幅有限，表 3 中边际效应的回归结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。下同。

表 3 不同经济发展水平的差异

变量	(1) 激增 (SURGE)	(2) 中断 (STOP)	(3) 外逃 (FLIGHT)	(4) 撤回 (RETRE)
GFC	-0.577*** (0.178)	0.767*** (0.201)	-0.417** (0.201)	0.553*** (0.169)
GFC×EDL	0.120*** (0.040)	-0.037** (0.018)	-0.172*** (0.061)	0.132** (0.056)
控制变量	YES	YES	YES	YES
国家固定效应	YES	YES	YES	YES
对数似然值	-1263.476	-1222.599	-1298.404	-1207.229
N	3738	3738	3738	3738

表 3 列 (1) 和列 (2) 显示, 全球金融周期与经济发展水平的交互项 (GFC×EDL) 对激增 (SURGE) 的影响系数在 1% 的统计水平上显著为正, 对中断 (STOP) 的影响系数在 5% 的统计水平上显著为负, 表明全球金融周期 (GFC) 对新兴经济体资本流入方面的激增 (SURGE) 和中断 (STOP) 的影响要大于发达经济体; 列 (3) 和列 (4) 显示, 全球金融周期与经济发展水平的交互项 (GFC×EDL) 对外逃 (FLIGHT) 的影响系数在 1% 的统计水平上显著为负, 对撤回 (RETRE) 的影响系数在 5% 的统计水平上显著为正, 表明全球金融周期 (GFC) 对发达经济体资本流出方面的外逃 (FLIGHT) 和撤回 (RETRE) 的影响要大于新兴经济体。这主要是因为, 发达经济体凭借自身雄厚的经济实力和比较完善的金融市场, 能够为投资者提供丰富的金融产品和投资策略, 并且发达经济体交易成本较小, 逆向选择和道德风险较低。因此, 相对于新兴经济体, 发达经济体能够较好地发挥“避风港”作用, 进而可以缓解全球金融周期对国际资本异常流动的影响, 即全球金融周期使发达经济体资本流入减少较小, 资本流出减少较多。

2. 基于经济增速的异质性分析

为检验全球金融周期对国际资本异常流动的影响是否会因各国经济增速不同而存在差异, 本文采用带交互项 (GFC×GROW) 的 Probit 模型对式 (2) 进行回归, 其结果如表 4 所示。

表 4 不同经济增速的差异

变量	(1) 激增 (SURGE)	(2) 中断 (STOP)	(3) 外逃 (FLIGHT)	(4) 撤回 (RETRE)
GFC	-0.628*** (0.214)	0.843*** (0.134)	-0.511** (0.227)	0.767*** (0.147)
GFC×GROW	0.105*** (0.023)	-0.236*** (0.078)	0.003 (0.092)	-0.255 (0.854)
控制变量	YES	YES	YES	YES
国家固定效应	YES	YES	YES	YES
对数似然值	-1262.834	-1217.078	-1298.796	-1201.692
N	3738	3738	3738	3738

表 4 列 (1) 和列 (2) 显示, 全球金融周期与经济增速的交互项 (GFC×GROW) 对激增 (SURGE) 和中断 (STOP) 的影响系数分别 0.105 和 -0.236, 均在 1% 的统计水平上显著; 列 (3) 和列 (4) 显示, 交互项 (GFC×GROW) 对外逃 (FLIGHT) 和撤回 (RETRE) 的影响系数分别为 0.003 和 -0.255, 均不显著。这表明较高的经济增速可以弱化全球金融周期对国际资本流动激增和中断的影响, 即一国较高的经济增速可以缓解全球金融风险上升导致的国际资本流入急剧下降。其主要原因是, 较高的经济增速意味着一国经济运行效率较高、增长潜力较大, 以及资本预期回报率较高, 这有利于提高对国际资本的吸引力。因此, 当全球金融市场动荡程度和投资者避险情绪上升时, 较高的经济增速可以在一定程度上稳住国际投资者的

信心，可以缓解全球金融周期对国际资本异常流入的影响。

3. 基于汇率制度的异质性分析

为检验全球金融周期对国际资本异常流动的影响是否会因各国汇率制度不同而存在差异，本文采用带交互项（ $GFC \times EXR$ ）的 Probit 模型对式（2）进行回归，其结果如表 5 所示。

表 5 不同汇率制度的差异

变量	(1) 激增 (SURGE)	(2) 中断 (STOP)	(3) 外逃 (FLIGHT)	(4) 撤回 (RETRE)
GFC	-0.811** (0.333)	0.510** (0.245)	-0.194*** (0.052)	0.604** (0.275)
$GFC \times EXR$	0.037*** (0.008)	-0.029*** (0.007)	0.044*** (0.015)	-0.020*** (0.005)
控制变量	YES	YES	YES	YES
国家固定效应	YES	YES	YES	YES
对数似然值	-1261.942	-1222.058	-1296.496	-1209.993
N	3738	3738	3738	3738

表 5 列（1）至列（4）显示，全球金融周期与汇率制度的交互项（ $GFC \times EXR$ ）对激增（SURGE）和外逃（FLIGHT）的影响系数在 1% 的统计水平上显著为正，对中断（STOP）和撤回（RETRE）的影响系数在 1% 的统计水平上显著为负。这表明富有弹性的汇率制度可以弱化全球金融周期对国际资本异常流动的影响，即一国汇率制度的弹性越高，全球金融周期对国际资本异常流动造成的影响越小。其主要原因是，采取富有弹性的浮动汇率制度国家的汇率能够自动调整并吸收利差和风险溢价的变化，能够在很大程度上隔绝外部冲击。因此，当全球金融周期对国际资本异常流动造成较大影响时，较高的汇率弹性可以弱化全球金融周期对国际资本异常流动的影响。

4. 基于资本账户开放程度的异质性分析

为检验全球金融周期对国际资本异常流动的影响是否会因各国资本账户开放程度不同而存在差异，本文采用带交互项（ $GFC \times OPEN$ ）的 Probit 模型对式（2）进行回归，其结果如表 6 所示。

表 6 不同资本账户开放程度的差异

变量	(1) 激增 (SURGE)	(2) 中断 (STOP)	(3) 外逃 (FLIGHT)	(4) 撤回 (RETRE)
GFC	-0.442* (0.258)	0.677*** (0.217)	-0.176*** (0.047)	0.324*** (0.084)
$GFC \times OPEN$	-0.057*** (0.014)	0.031*** (0.011)	-0.220*** (0.053)	0.188*** (0.047)
控制变量	YES	YES	YES	YES
国家固定效应	YES	YES	YES	YES
对数似然值	-1263.257	-1223.250	-1295.075	-1207.109
N	3738	3738	3738	3738

表 6 列（1）至列（4）显示，全球金融周期与资本账户开放程度的交互项（ $GFC \times OPEN$ ）对激增（SURGE）和外逃（FLIGHT）的影响系数在 1% 的统计水平上显著为负，对中断（STOP）和撤回（RETRE）的影响系数在 1% 的统计水平上显著为正。这表明较高的资本账户开放程度强化了全球金融周期对国际资本异常流动的影响，即一国资本账户开放程度越高，全球金融周期对国际资本异常流动的影响越大。其主要原因是，资本账户开放程度越高意味着国际资本流动无论是规模和结构受到的管制都比较少，同时涉及的交易成本也比较低，这可为具有投机性质的短期国际资本频繁进出提供有利条件。因此，较高的资本账户开放

程度会强化全球金融周期对国际资本异常流动的影响。

五、结论与建议

（一）研究结论

本文基于1990—2019年58个经济体的季度面板数据,采用Probit模型实证检验全球金融周期对国际资本异常流动的影响,并进一步从经济发展水平、经济增速、汇率制度和资本账户开放程度等方面考察了全球金融周期对国际资本异常流动的异质性影响。其主要结论是:第一,全球金融周期对国际资本异常流动能够产生显著影响,即VIX指数上升(全球金融市场动荡程度和投资者避险情绪上升)降低了激增和外逃发生的概率,增加了中断和撤回发生的概率。第二,全球金融周期对发达经济体和新兴经济体的国际资本异常流动均产生显著的影响。但从影响程度看,全球金融周期对新兴经济体资本流入方面的激增和中断的影响要大于发达经济体;而全球金融周期对发达经济体资本流出方面的外逃和撤回的影响要大于新兴经济体。第三,较高的经济增速可以弱化全球金融周期对国际资本流动激增和中断的影响,即一国的经济增速较高可以缓解全球金融周期导致的国际资本流入急剧下降。第四,富有弹性的汇率制度可以弱化全球金融周期对国际资本异常流动的影响,即一国汇率制度的弹性越高,全球金融周期对国际资本异常流动造成的影响越小。第五,较高的资本账户开放程度强化了全球金融周期对国际资本异常流动的影响,即一国资本账户开放程度越高,全球金融周期对国际资本异常流动的影响越大。

（二）政策建议

为更好地应对全球金融周期对国际资本异常流动的影响,有效防范外部金融风险的冲击,本文提出的政策建议主要是:第一,要加强对国际资本异常流动的监测和预警,做好应急响应预案,丰富应急工具箱,有效防范全球金融周期对国际资本异常流动的冲击,维护国内金融安全与稳定。第二,要重视本国经济发展,保持较高的经济增速,特别是新兴经济体要促进经济转型升级,增强经济发展韧性,提高对国外资本的吸引力,并有效阻止资本大规模外逃。第三,要保持汇率制度适度弹性,充分发挥其缓冲外部冲击和宏观经济自动稳定器的作用。尽管完全浮动汇率制度可以在一定程度上隔离外部冲击,但中间汇率制度能够使政策制定者具有更大的政策操作空间,且有助于实现多重目标,因此,采用具有较大弹性的中间汇率制度也不失为较好的政策选择。第四,要推进资本账户开放,必要时采取适度的资本管制。资本账户开放应该把握好时机和节奏,当全球金融周期平稳时,推进资本账户开放所面临的风险会比较低。同时,资本账户开放程度还要与国内经济韧性和政府监管能力相匹配。第五,要加强国际间政策沟通和监管协作,有效降低货币政策负外部效应。全球金融周期对于任何一个国家来说都是一种不可控的外生冲击,要从根本上抑制这种外生冲击的影响,就必须推动国际货币体系和全球金融治理改革,完善国际间经济政策沟通与协调机制,特别是要增加新兴经济体的国际金融话语权,减少具有系统重要性国家货币政策的负外部效应。

【参考文献】

- [1] 陈中飞, 李珂欣, 王曦. 资本流入突然中断: 杠杆率重要吗? [J]. 国际金融研究, 2021 (1): 16-25
- [2] 陈中飞, 刘思琦, 李珂欣. 宏观审慎政策减少了资本异常流动吗? ——基于跨国经验分析[J]. 国际金融研究, 2022 (1): 39-49
- [3] 程立燕, 李金凯. 全球金融周期视角下国际资本异常流动的驱动因素[J]. 国际金融研究, 2021 (6): 45-55
- [4] 梁锴, 杜思雨. 国际金融周期、资本急停与政策效果[J]. 国际金融研究, 2020 (8): 56-65
- [5] 刘莉亚, 程天笑, 关益众, 杨金强. 资本管制能够影响国际资本流动吗? [J]. 经济研究, 2013, 48 (5): 33-46
- [6] 刘场, 徐晓萌, 王学龙. 政策不确定性、隐性市场干预与资本异常流动: 基于 15 个新兴经济体面板数据的研究[J]. 世界经济研究, 2020 (5): 123-134+137
- [7] 阙澄宇, 程立燕. 国际资本异常流动驱动因素的异质性研究[J]. 世界经济研究, 2020 (10): 105-120+137
- [8] 谭小芬, 虞梦微. 全球金融周期: 驱动因素、传导机制与政策应对[J]. 国际经济评论, 2021 (6): 94-116+6-7
- [9] 魏英辉, 陈欣, 江日初. 全球金融周期变化对新兴经济体货币政策独立性的影响研究[J]. 世界经济研究, 2018 (2): 52-62+135
- [10] Abbas S A, Belhocine N, Elganainy A, Horton M. A Historical Public Debt Database[R]. IMF Working Paper, NO.245, 2010
- [11] Avdjiev S, Hardy B, Kalemli-Ozcan S, Servn L. Gross Capital Inflows to Banks, Corporates and Sovereigns[R]. NBER Working Paper, No.23116, 2017
- [12] Bonciani D, Ricci M. The Global Effects of Global Risk and Uncertainty[R]. ECB Working Paper, No.2179, 2018
- [13] Bruno V, Shin H S. Cross-Border Banking and Global Liquidity[J]. The Review of Economic Studies, 2015, 82 (3): 535-564
- [14] Calderón C, Kubota M. Sudden Stops: Are Global and Local Investors Alike? [J]. Journal of International Economics, 2013, 89 (1): 122-142
- [15] Cerutti E, Claessens S, Rose A K. Push Factors and Capital Flows to Emerging Markets: Why Knowing Your Lender Matters More than Variables[J]. Journal of International Economics, 2019, 119: 133-149
- [16] Chinn M D, Ito H. What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions[J]. Journal of Development Economics, 2006, 81 (1): 163-192
- [17] Dixit A. International Trade, Foreign Direct Investment, and Security[J]. Annual Reviews of Economics, 2011, 3: 191-213
- [18] Dornbusch R, Park Y C, Claessens S. Contagion: How It Spreads and How It Can Be Stopped[J]. World Bank Research Observer, 2000, 15 (2): 177-197
- [19] Forbes K J, Warnock F E. Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight, and Retrenchment [J]. Journal of International Economics, 2012, 88 (2): 235-251
- [20] Forbes K J, Warnock F E. Capital Flow Waves or Ripples? Extreme Capital Flow Movements Since the Crisis[J]. Journal of International Money and Finance, 2021, 116: 102394
- [21] Ghosh A R, Qureshi M S, Kim J I, Zalduendo J. Surges[J]. Journal of International Economics, 2014, 92 (2): 266-285
- [22] Habib M M, Venditti F. The Global Capital Flows Cycle: Structural Drivers and Transmission Channels[R]. ECB Working Paper, No.2280, 2019
- [23] Ilzetzki E, Reinhart C M, Rogoff K S. Exchange Arrangements Entering the Twenty-First Century: Which Anchor Will Hold? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2019, 134 (2): 599-646
- [24] Jordà O, Schularick M, Taylor A M, Ward F. Global Financial Cycles and Risk Premiums[J]. IMF Economic Review, 2019, 67 (1): 109-150
- [25] Malmendier U, Pouzo D, Vanasco V. Investor Experiences and International Capital Flows[J]. Journal of International Economics, 2020, 124: 103302

- [26] Miranda-Agrippino S, Rey H. US Monetary Policy and the Global Financial Cycle[R]. NBER Working Paper, No. 21722, 2015
- [27] Rey H. Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence[R]. NBER Working Paper, No.21162, 2015
- [28] Rothenberg A D, Warnock F E. Sudden Flight and True Sudden Stop[J]. Review of International Economics, 2011, 19 (3): 509-524
- [29] Scheubel B, Stracca L, Tille C. Taming the Global Financial Cycle: What Role for the Global Financial SafetyNet? [J]. Journal of International Money and Finance, 2019, 94: 160-182
- [30] Svirydzienka K. Introducing a New Broad-Based Index of Financial Development[R]. IMF Working Paper, NO.5, 2016

The Impact of Global Financial Cycle on Abnormal International Capital Flows

Zhan Weiwei and Pei Ping

Summary: With the increasing change of global financial cycle, abnormal international capital flows occur frequently. In this context, it is of great theoretical and practical significance to study the influence of global financial cycle on abnormal international capital flows. Selecting quarterly panel data of 58 economies from 1990-2019, this paper uses the Probit model to empirically test the impact and heterogeneity of global financial cycle on abnormal international capital flows.

The results show that the global financial cycle has a significant impact on the surge, stop, flight and retrenchment of international capital flows. Heterogeneity analysis also shows that the impact of global financial cycle on capital surge and stop in emerging economies is greater than that in developed economies, and the impact of global financial cycle on capital flight and retrenchment in developed economies is greater than that in emerging economies; Higher economic growth can mitigate the impact of global financial cycle on surge and stop in international capital flows; Flexible exchange rate regime can reduce the impact of global financial cycle on abnormal international capital flows; A higher degree of capital account opening reinforces the impact of the global financial cycle on abnormal international capital flows.

This paper expands the research perspective of the influence of global financial cycle on abnormal international capital flows and provides a useful supplement to the existing research. At the same time, this study can provide empirical evidence and decision-making reference to strengthen the management of international capital flows and guard against the impact of external financial risks.

Key words: Global Financial Cycle; Abnormal International Capital Flows; The VIX Index; Heterogeneity

金融活动界定与我国监管治理改进：功能监管视角分析¹

王志刚² 陈昕³

【摘要】近年来，我国金融领域的新业态以金融科技的发展、金融工具的创新以及各类金融中介机构跨传统经营范围的展业为主要特征，相关风险日益显现，这对金融监管当局“依法将各类金融活动全部纳入监管”带来挑战。一方面，金融活动的概念在金融立法中长期未到明确，直接影响了金融监管范围的界定。另一方面，当前我国金融监管模式存在不足，主要体现为监管缺位和监管错位并存。功能金融理论在很大程度上能对上述问题提供有益帮助，它既能为金融活动的定义提供更为全面的思路，又能有效修正现有监管模式中监管规则设计滞后的问题，有助于实现市场公平、防止监管套利。本文提出通过强化功能监管，进而完善我国现行金融监管模式的路径，主要包括三点：明确界定受监管的金融活动；按照功能和风险水平对金融活动进行分类管理；对同一类型的金融活动设定和执行统一的监管规则。

【关键词】金融监管 功能监管 金融内涵

一、引言

近年来，金融监管当局反复强调“金融是特许行业，必须持牌经营”，党的二十大报告更是明确指出，要“加强和完善现代金融监管，强化金融稳定保障体系，依法将各类金融活动全部纳入监管，守住不发生系统性风险底线”。在当前和今后的一段时期内，如何将各类金融活动纳入有效监管是金融监管当局必须研究解决的问题。现有的文献在讨论金融概念和金融监管架构时，往往将其视为分立的两个议题，但二者不论在理论还是实践中都存在高度关联，事实上对金融的认知在界定金融监管边界以及构建监管模式方面起到关键性作用。将二者间的联系作为研究起点有助于从源头上分析解构“将各类金融活动全部纳入监管”这一议题。另一方面，现有关于功能监管的研究文献颇多，但功能监管在我国的应用实践上仍处于起步阶段，对于功能监管在何种程度上、能以什么方式优化我国金融监管这一议题上，仍有较大的讨论空间。

本文后续内容安排如下：第二部分探讨金融的内涵在理论上对金融监管范围界定和监管模式构建的影响，形成改进金融监管的理论依据。第三部分对我国金融监管现状和改革动因进行分析。第四部分在前文的理论基础上、以功能监管为分析框架，在“将各类金融活动全部纳入监管”的工作思路指导下，形成我国金融监管基于功能监管理论的改进路径。第五部分为结论。

二、金融的内涵与金融监管

金融的内涵是对金融体系运作规律、属性的描述总结，这些结论对于金融监管的构建和发展也起着关键作用。总体来说，金融的内涵至少对金融监管范围的界定以及监管模式的构建至关重要。

¹ 仅代表个人观点，与供职单位无关

² 王志刚，中国银行保险监督管理委员会厦门监管局

³ 陈昕，中国银行保险监督管理委员会厦门监管局

（一）金融的定义与金融监管范围

“金融”一词在中西方的使用语境不尽相同,为增强中外学者对金融定义的可比性,本文参考联合国统计署关于 financial and related service 的统计口径⁴,将金融的外延设定在货币流通、信用管理、投资运作相关的活动之内。

该口径下,西方主流经济学理论认为金融是在不确定性的条件下,以资金为媒介来实现经济资源在不同主体间实现跨期或跨区域的优化配置,进而实现“储蓄-投资”的高效率转化。如, Gurley and Shaw (1960)指出金融是在资金盈余部门和赤字部门之间进行的资金融通; Drake and Fabozzi (2009)强调金融是在不确定的条件下分配资金的各项决策活动; Fama and Miller (1972)认为金融是一种跨期分配资源的活动,特别是通过资本市场,将投资者当前拥有的财富转化为在未来可得的财富。在法金融学视角下, Pistor (2013)则将金融看作是一系列相互依存的契约、私人规则和公法在市场参与者之间、市场参与者与国家之间以及国家之间创建的复杂的权利义务体系。

在中国,对金融定义的通说是“资金融通论”,如黄达(2012)认为金融是“凡是既涉及货币,又涉及信用,以及以货币与信用结合为一体的形式生成、运作的交易行为的集合”⁵,马广奇(2021)提出“以货币为媒介、以信用为基础形成的社会资金融通”⁶即金融。

通过比较可知,西方学者将定义的重点放在金融活动的目的,而中国学者倾向从金融活动的属性、特征进行描述。其中,中国学者强调的“信用”,其汉语释义为“以偿还为条件的价值运动”,本身也包含了资金在不同主体间跨期流通的意思,与西方学者描述的资金流通在语义上基本一致。因此在可比较口径下,金融活动的内涵在学理上没有实质的区别。

此外,借鉴“行为五要素”⁷理论框架,还可以将金融活动解构为各项行为要素,从五个维度构建“金融”的定义。具体来说,金融活动的行为主体是金融活动的参与方,既可以是以提供金融服务和产品为主营业务的金融机构,也可以是其他机构和个人。金融活动的客体是各类金融工具,是股票、债券和其他金融工具的集合。金融活动的行为环境是各类金融基础设施,如境内外金融市场、支付结算系统等。⁸金融活动的行为手段,是指各参与方在风险和不确定性的环境中、以及在法律体系之上形成的各项合同契约,这也是金融活动的载体。最后,金融活动的行为后果是各方对活动事前预期的实现情况,也是合同的履约情况。⁹在这一理论框架下,金融活动的各要素如主体、客体、环境等具有多元的特性,但其功能共性则并没有得到削弱。资金融通、跨期跨区分配资源,仍然是金融的本质特征。

作为受监管对象,金融活动的概念对金融监管范围的影响不言自明。通过比较研究可以发现,无论金融监管采用哪一种金融的定义来帮助确认其监管范围,影响不甚显著。通过对金融的概念形成更具象化的总结,则有助于金融活动的界定和判断。

（二）金融的内涵与金融监管模式变迁

理论是实践的先导。随着对金融发展规律和属性特征研究的不断深入,由此推演出适配的监管模式也不断变化。

⁴联合国统计署关于 financial and related service 的统计口径包括中央银行服务和商业银行存贷业务与中间业务的服务;投资银行服务;非强制性的保险和养老基金服务及再保险服务;房地产融资、租借、租赁服务,以及对从事以上各项服务的金融机构的服务。转引自黄达《金融学(第三版)》,中国人民大学出版社2012年版,第112页。

⁵Id., 116.

⁶马广奇《金融理论与政策》,复旦大学出版社2021年版,前言第1页。

⁷“行为五要素”理论由美国心理学家 Woodworth 提出,行为的五个基本要素分别为行为主体、行为客体、行为环境、行为手段和行为结果。该理论框架在医学领域得到广泛应用。

⁸有关行为主体、客体和环境的定义参考 Bodie et al. (2009)对金融系统的描述。其中,金融市场包括“股票市场、债券市场、其他金融工具市场”,金融机构即金融中介机构被定义为“主要业务是提供金融服务和金融产品的企业,包括银行、投资公司和保险公司”。

⁹有关行为手段和行为结果的定义参考了 Pistor (2013)对金融的定义。即金融是由一系列相互依存的契约、私人规则和公法在市场参与者之间、市场参与者与国家之间以及国家之间创建的复杂的权利义务体系。法律对解释和预测金融市场参与者的行为和市场运行结果,具有第一位的重要性。

20 世纪 50、60 年代，以 Goldsmith 为代表的学者提出金融结构理论，将一国的金融体系归纳为金融工具、金融机构和金融结构。他们认为，各个国家的金融发展路径大体一致，金融相关比率的变化呈现一定的规律性，发展中国家早晚要走上发达国家已走过的道路，因而不同经济体的金融市场主体及金融组织机构存在相对确定的模式。金融结构的相对确定性是金融监管维持金融市场和金融组织稳定性的理论基础，据此构建起分别针对间接融资和直接融资的传统金融二元监管结构，即针对金融中介机构形成以机构为监管主体的微观审慎监管，以及针对金融市场形成以信息披露、禁止虚假陈述和操纵市场、禁止内幕交易为核心的三项证券监管核心制度¹⁰。

随着 20 世纪 80、90 年代以来 Diamond and Dybvig (1983) 等对金融内生增长理论的研究，传统金融结构理论关于金融结构存在相对确定模式的结论也受到了挑战，金融中介机构和金融市场的内生性成为了金融发展模型所考虑的重要因素，原有的二元监管结构也被证实存在不足。一方面，金融结构不再是相对确定，因而建立在此基础上的金融监管模式在理论上也很难有统一的最优模式，而是取决于各国的实际情形；另一方面，理论的发展论证了金融机构与金融市场的内生性，二者之间的界限也并非清晰不变的，二元监管结构并不能对机构类型、业务活动、组织架构处于不断变化的金融体系及时作出应答。

Merton (1995) 提出功能金融理论，认为金融功能优于金融结构，应该在确定金融体系具备哪些经济功能的基础上来设置或建立可以行使这些功能的机构、市场和金融结构。金融体系按其功能分为清算和支付结算、聚集和分配资源、在不同时空转移资源、管理风险、提供信息、解决激励问题六大功能。功能金融理论催生功能监管模式，通过识别金融业务的功能属性而开展分类监管，其核心是立足于金融业务和活动的性质，而不考虑其活动的行为主体属于哪一类金融机构。他们认为，金融功能可以预测机构组织结构的必然变化、减少监管改革的必要，因而以功能构建的监管体制更为稳定、一致。这在一定程度上也是对金融内生增长理论研究的应答。

以上理论的发展论证了金融内涵对监管模式的影响，可以得出如下结论：第一，从理论上讲，金融监管并不存在相对确定的模式，但以机构、市场为主体的二元金融监管模式已被证实存在不足。第二，功能监管理论在一定程度上是对金融内生增长理论研究的应答，也是对传统金融监管模式的改进。当然，功能监管只是一个理论框架，如何应用于对金融监管体系的改进乃至重构，仍需要结合一国金融监管的实际状况综合研判。

三、我国金融监管模式及其改革动因

当前我国实行分业分级监管体制，中央、地方两级金融监管机构各有分工，呈现多级监管、多个监管机构并存的监管架构。2023 年 3 月，十四届全国人大一次会议举行第二次全体会议，审议通过了《国家机构改革方案》，其中对金融监管机构作出重大调整，形成“两委一行一局一会”新格局。新的金融监管组织架构尚在建设中，其运行效果尚待观测，但我国多级监管、多监管机构并存的组织架构并没有发生根本性变化，与此前运行多年的“一委一行两会”组织架构相比，中央金融委员会和中央金融工作委员会接替国务院金稳委，发挥统筹协调金融稳定和改革发展重大问题的作用；央行主要职能不变，主要负责宏观审慎监管、货币政策以及维护金融稳定等宏观调控职能；国家金融监督管理总局接替原银保监会，与证监会分别对银行业和保险业、证券业进行分业监管。地方层面也将建立以中央金融管理部门地方派出机构为主的地方金融监管体制，主要负责对包括六类地方金融机构和地方金融交易市场在内的地方金融组织进行监督管理和风险处置，维护地方金融稳定。

在立法层面尚未确立，现行法律仍以此前运行多年的“一委一行两会”组织架构为基础，但由于改制前后我国分业分级的监管模式并未发生本质性变革，现行法律所确立的金融监管制度对新的金融监管架构仍具参考意义、具有一定的延续性。在现有法律制度下，针对银行业和保险业，《银行业监督管理法》将机构作为监管对象的界定标准¹¹，《商业银行法》、《保险法》在“分业经营、分业管理”的原则背景下，

¹⁰ See Zohar Goshen & Gideon Parchomovsky, The Essential Roles of Securities Regulation, 55 Duke Law Journal 711 (2006)

¹¹ 参见《银行业监督管理法》第 2 条。

均以金融机构主体为规制对象,从组织架构、行为活动对机构主体进行规范¹²,同时赋予银保监会对该类金融机构的监管权力。针对证券业,《证券法》、《证券投资基金法》主要以金融市场中的某些行为活动为规制对象¹³,并赋予证监会对各类市场行为以及从事该行为主体的监管权力。地方层面上,省级人民政府陆续出台地方金融管理条例等地方性法规,在监管模式上与中央基本一致,即对六类地方金融机构以机构主体为规制对象,对区域性股权市场、从事权益类和大宗商品类交易的地方交易场所市场行为为规制对象。此外,我国央行于2010年宣布开展宏观审慎监管,先后建立差别准备金动态调整和合意贷款管理机制、宏观审慎评估体系(MPA)等,并于2022年发布《宏观审慎政策指引》,进一步建立健全我国宏观审慎政策框架。综上,当前我国金融监管整体呈现出以分业为基础的传统金融二元监管结构融合宏观审慎监管的模式,各监管部门以分业经营的金融中介机构为监管主体、并主要由证监会¹⁴对金融市场行为进行监管。

如前文所述,理想的金融监管应确立与学理上金融概念相适配的监管范围,并构建出与本国金融发展状况相适配的监管模式,这也是实现“依法将各类金融活动全部纳入监管”的基本路径。实践中,一方面我国并未通过立法等手段明确界定金融活动的概念,应纳入监管而未受监管的金融活动时时有发生。另一方面当前我国以分业为基础的传统金融二元监管结构已被理论证实存在不足,这些不足在监管实践中也多有体现(郭雳,2018;黄辉,2019)。总体来说,我国金融监管存在问题可以归纳为监管范围覆盖不足和监管模式滞后于金融发展,从表象上体现为监管缺位和监管错位两类情形。

第一,监管缺位也称监管空白,是指应监管的金融活动未被纳入到金融监管范围内。由于缺乏对金融活动的清晰界定,加之我国长期以来以分业经营的金融中介机构和金融市场为监管主体,导致一些未持牌主体在“场外”开展的金融活动游离于监管体系之外。如,网络借贷中介机构批量经营民间借贷的行为是典型的金融活动,但因其行为主体不属于金融机构、经营行为也不在金融市场上,这些金融活动长期没有纳入我国金融监管体系范围之内,最终引发E租宝等重大风险事件。与之类似的还有一些从事提供预付款、分期付款的非持牌平台公司,其面向不特定公众开办的大量民间借贷活动同样未纳入金融监管范围。境内房地产企业的境外融资则是监管缺位的另一例证。房地产企业的境外融资行为是典型的金融活动,但在“三道红线”监管政策出台以前,受限于既定的监管模式,这些境外融资并不在我国金融监管范围之内,一些境内房地产企业发行大量境外美元债务用于项目资本金和缴交地价款以实现监管套利,大大推高了杠杆率和行业风险。

此外,当前对金融控股公司的监管也存在阶段性的监管空白。尽管2020年央行发布了《金融控股公司监督管理试行办法》,但金融控股公司牌照审批管理的进度较慢,大量符合金融控股公司定义的金融集团当前处于既未持牌、也未被清退的状态,这些金融集团当前的经营行为也未得到相应的限制和管理,实际上仍未被纳入有效监管的范围之内。

第二,监管错位是指监管模式与金融活动之间存在错误匹配,可以分为监管规则与监管对象匹配不当、监管规则与监管部门分配不当两种情形。首先,监管规则在监管对象间匹配不当,体现为对同质的监管对象没有使用统一的监管规则,或是对同质监管对象在监管规则的设计和执行程度上不相当,影响市场公平。如资管新规出台前很长一段时期内,资管行业中各类跨机构、跨市场、跨产品的金融活动就缺乏统一的监管标准。类似的情况也仍然存在于其他金融活动中,以融资租赁业务为例,融资租赁公司和金融租赁公司均从事融资租赁业务,但分属于地方政府和银保监会监管,二者在业务监管规则的强度上明显不同,如对金融租赁公司的租赁物适格性规定和业务压降要求并不对融资租赁公司产生约束。在地方政府集地方金融机构监管和地方经济发展的职责于一身的现状下,融资租赁公司更容易成为地方隐性债务的融资渠道。此外,商业银行贷款、小额贷款公司贷款、保险贷款等各类发放主体不同但业务功能相近、同属于以借贷方式分配资金的金融活动,当前也尚未制定统一的监管规则予以规范。其次,监管对象基于某些规避监管的目的而偏离其原有的功能性,也会导致监管规则与监管对象匹配不当。比如,

¹² 参见《商业银行法》第1条,《商业保险法》第6条。

¹³ 参见《证券法》第1条、第2条、第7条;《证券投资基金法》第1条、第2条。

¹⁴ 参见《证券法》第7条,《期货和衍生品法》第8条。

许多场内发行的标准化产品在上市前，发行人或承销人就融资核心要素已与认购方事先商定，其实质是金融中介机构的间接融资披上了“市场化发行”的外壳，这类异化的直接融资产品的内核还是间接融资，适用授信调查、审批、用信的风控机制和监管规则，而以信息披露为核心的直接融资监管规则与其并不匹配。这类现象在过去几年城投债和地产债的市场表现中尤为突出。

监管规则与监管部门分配不当，是指将某项监管职能不合理地分配给某个监管部门，即使已建立统一的监管标准，不同监管部门的执法标准仍然难以统一，难以防止监管套利。如商业银行理财产品作为一种具有“受益凭证”证券属性的产品¹⁵、本应遵从金融市场的监管逻辑，适用证券监管部门以信息披露为核心的监管制度，但在以机构为主体的分业监管模式下其监管由银保监会负责，尽管银行理财产品作为资管产品受到资管新规的共同约束，但监管重点仍然不同，现有模式下更多地是将此类产品视为商业银行传统信贷业务的延伸、侧重于资金运用的合规管理和风险管控，理财产品在净值化管理等信息披露方面的完备程度仍显著落后于公募基金等其他资管产品。

四、强化功能监管框架下我国金融监管的改进路径

（一）功能监管理论对改进我国金融监管的意义

功能监管理论在监管实践中的运用由来已久。1999年美国国会通过了金融服务现代化法案，该法案在一定程度上实现了对金融控股公司的功能监管；巴塞尔委员会1995年在设置证券资产组合资本标准时，允许对内部风险管理模式不同的银行采用不同的资本比率要求，这也是基于功能监管观承认银行业务功能差异化的体现。在我国，2018年出台的资管新规也是对跨机构、跨市场的资管行业实施功能监管的有益实践。当前，面对我国金融监管存在的监管缺位、监管错位两大突出问题，强化功能监管的应用有助于从界定受监管的金融活动范围、完善监管模式两个视角出发，对问题背后金融监管范围边界不清晰、监管模式适用性不足的两大源头进行治理。

第一，功能监管利于优化金融监管范围的界定。尽管金融的概念在学理上没有显著差异，但金融监管范围的确定在功能监管和传统监管的组织思路则有所区别。传统模式下，金融机构和金融产品采用形式定义，当金融机构“持牌”后正式纳入监管范围，金融产品也需符合各项形式要件方纳入监管范围。前者的问题在于将未持牌机构经营的金融活动排除在监管范围之外，如前文提到的网络借贷中介；后者的问题则在于新创设的金融产品可以通过修改细微交易要件、但保留交易实质的方式排除在监管范围之外，这也是《证券法》屡次修订“证券”的定义，但仍无法覆盖对新设金融产品的监管的原因之一¹⁶。因此，在传统监管理念的指导下，即使通过立法的形式对金融活动进行定义，法律规制的滞后性和局限性也仍然不可避免。而功能监管则对金融活动的定义提供更全面的思路。功能金融对金融活动的认识是建立在对金融系统经济功能认识的基础之上，因而具备对各类金融活动核心属性的“穿透”性定位。无论是什么机构、什么产品，只要符合金融的功能特征和定义，就应该被界定为金融活动，这就克服了传统监管模式下非持牌机构和新创设产品的监管缺位问题。同时，由于金融功能比金融组织更为稳固，以金融功能为基础对各类金融活动进行定义更具前瞻性，有助于克服立法滞后的问题。

第二，功能监管利于进一步修正传统二元监管模式。首先，与传统二元监管将金融机构分行业监管的思路不同，功能监管是按照金融业务的功能属性进行分类，一些跨传统行业领域经营的金融机构和金融产品得以回归其应有的功能定位。而功能监管模式下的业务分类，其根本目的也在于对不同类别的金融业务进行不同的监管安排。刘子平（2016）指出，功能监管模式下决定金融监管内部界限的仍是金融活动不同的风险水平，监管安排须与金融活动的风险水平相适应。因此，在功能监管对金融业务分类的实践中，既要基于金融业务的功能属性，还应该考虑其风险水平。其次，功能监管还要求对同类同质产

¹⁵ 有关商业银行理财产品是具有“受益凭证”属性的产品的分析，参见郑或《论金融法下功能监管的分业基础》，载《清华法学》2020年第2期，第113-128页。

¹⁶ 参见李有星、杨俊《论我国证券法定范围引发的问题及其解决方案》，载《时代法学》2012年第4期，第75—76页。

品业务设定统一的监管原则, 并最好由同一监管部门设计和执行, 以期实现市场公平、防止监管套利。对同类业务设定统一的监管规则, 是指对同一类别的业务应当基于其共性特征, 设置与业务核心功能逻辑相统一的监管规则。但同一大类项下不同子类的业务, 其监管规则并不需要完全一致, 这是因为同类业务即使风险水平相当, 其结构的复杂程度也是不同的, 业务的风险水平和复杂度越高, 监管规制的设置应越严厉。此外, 产品发行机构或业务开展主体不同, 行为主体所受到微观审慎监管规则也不尽不同, 这些区别都影响着某一子类业务监管规则的最终制定。最后, 功能监管与传统二元监管模式并非互斥关系。以美国金融监管实践为例, 1999 年金融服务现代化法案在对金融控股公司试行功能监管的同时, 保留了所有现存的联邦和州属监管机构, 也几乎保留了其原有的各项监管职责设置, 这就意味着此前以机构为主体的分业监管格局仍然维持¹⁷。当前, 我国金融发展也仍受分业经营的限制, 突破分机构监管格局的金融活动主要集中于金融控股公司经营、跨机构跨市场资管业务、类金融准金融活动、金融科技发展产生的其他金融创新活动。因此, 考虑到跨传统行业领域经营的金融活动规模有限, 与其对我国现有金融监管模式进行重构, 以传统二元模式为基础, 融合前述功能监管的理念进行修正和改进, 是更为经济有效的做法¹⁸。

(二) 改进我国金融监管的路径探析

在强化功能监管的理论的指导下, 对现有的二元金融监管模式进行修正, 按照先后顺序主要有以下三项工作, 第一, 明确界定受监管的金融活动; 第二, 按照功能和风险水平对金融活动进行分类管理; 第三, 对同一类型的金融活动设定和执行统一的监管规则。

1. 明确界定受监管金融活动的范围

首先是从定义上深化对金融活动的认识。以信用为基础, 以货币为媒介, 以契约为载体的资金融通, 是金融活动的基本内涵。实践中, 金融活动大致分为支付中介、信用中介、信用转换、风险转移四大基础类型¹⁹, 这些基础形态的活动在发展过程中又进行嵌套和演化, 并因其风险承担形式不同而形成了直接融资和间接融资两大资金融通体系²⁰。在功能金融观下, 这些不同类型的金融活动还可以通过不同的功能属性予以描述。相较于行为主体、行为客体和行为环境等要素的高度差异化, 金融活动的功能属性更具稳固性和普适性, 因此, 通过识别金融活动的功能特征是判断一项活动是否属于金融活动是实践中的可行之策, 也是判断其是否纳入金融监管的依据。

其次是逐步将符合定义的金融活动全部纳入监管。个体或市场因风险承担而承受失败所产生的外溢效应, 即金融活动负外部性, 是影响金融稳定的根源, 也是金融监管的逻辑起点。理论上, 并没有哪一种金融活动完全不具有负外部性, 因为风险和不确定性就是金融活动面临的基本环境, 因此所有金融活动在理论上均应接受监管。但金融监管始终也面临着现实的制约, 法律的完备性、监管资源的有限性、执法的成本收益考量均构成对金融监管覆盖范围的现实掣肘。此时, 合理设置监管豁免就成了折中于现实的有效办法。这一做法也广泛存在于国外的监管实践中, 如英国 2000 年金融服务与市场法关于“受监管活动”的条款²¹, 美国金融监管中也有关于合格投资者豁免的条款²²。我国金融监管豁免的设置也必须充分考虑金融活动的风险水平以及风险外溢的规模和程度。一般来说, 金融活动频次、涉众数量、交易结构复杂性、交易方杠杆率水平(即资产负债表的脆弱性)与风险外溢程度高度相关(Jackson, 1999; 甘培忠和吴韬, 2016)。长期以来, 我国金融监管以守住不发生系统性、区域性金融风险为底线, 因此只有负外部性极低的金融活动能够获得监管豁免, 具体来说, 现阶段可将监管豁免的范围设定在原生的、

¹⁷ 参见张承惠、陈道富等《我国金融监管架构重构研究》, 中国发展出版社 2016 年版, 第 157 页。

¹⁸ 相关论述参见前引⑫, 郑彧; 参见廖凡《竞争、冲突与协调——金融混业监管模式的选择》, 载北京大学学报(哲学社会科学版), 2008 年第三期, 第 109-115 页。

¹⁹ See John Kay, *Other Peoples' Money: The Real Business of Finance*, Public Affair New York, 2015, p6.

²⁰ 参见前引 17, 张承惠、陈道富等, 第 30-31 页。

²¹ 根据英国 2000 年金融服务与市场法第 22 条, 只有以经营方式开展一系列属于附录 2 列举的活动时, 才是该法案所定义的受监管的活动。

²² 如美国的证券法、规则 D 和规则 144A 下的私人配售豁免。

非经营性质的金融活动，和“一对一”不具公共属性且交易结构简单的金融活动。在此基础上应努力以金融活动全部纳入监管为长期目标，持续加强监管能力建设。

当然，金融监管的范围还应该大于金融活动的外延，这主要是出于宏观和微观审慎监管的需要，其目的在于维持金融系统整体风险的可控以及个体金融机构经营风险的可控。对非金融活动的金融监管在国内外实践中也多有体现，如英国 2000 年金融服务与市场法第 21 条提出对金融推介行为的限制和监管；我国金融监管部门对商业银行代销行为、助贷机构的助贷行为以及证券发行中会计师事务所和律师事务所向公众提供服务的行为等各类不满足金融活动定义的行为也进行了监管。

最后，必须通过立法的手段对受监管金融活动做出明确界定。以立法形式确立受监管的金融活动，既是对监管部门的授权，也能从根本上对金融活动进行规范和约束。在立法导向上，最关键的是要跳出当前我国金融立法基于机构主体的窠臼，将功能属性运用到构建受监管金融活动法律概念的实践中。在立法思路，应设立一部分原则导向型的条款，以加强金融立法的前瞻性和普适性，同时有助于引导约束金融创新。在立法实践中，最重要的是要做好现行法律与受监管金融活动概念之间的衔接和协调，当前我国金融法律主要以机构主体为规制对象，而界定受监管的金融活动则需以金融行为为规制对象，这种规制对象的类别转换对于新旧法律的衔接存在较大挑战。可行的做法是考虑参照国外实践，出台一部既能明确金融定义、又能协调现行各部金融法律、同时还能对各类金融活动提供行为规范准则的纲领性法律、即“金融法总则”，从根本上统一立法逻辑，加强金融法律体系的整体性和一致性。从立法效果上，应达到清晰界定受监管金融活动概念的目的，对实践中已经存在或未来可能出现的金融活动的识别、归类具有指导作用。为应对特殊情况，也可考虑设置临时性的监管授权，通过授权指定某监管部门对属性尚不明确、但已形成一定规模的新型业务²³进行跟踪研判，对新型业务是否属于金融活动、是否纳入监管以及由哪个部门监管作出过渡性安排，防止暂时性的监管空白发生。总之，立法中应当将“凡从事受监管金融活动必须获得许可或豁免”的监管思路贯穿始终，同时明确各类未经许可或豁免从事受监管金融活动的行为性质和违法后果。时点上的监管豁免范围应当是明确具体的，但在一个时期内，随着我国金融监管水平的发展也可以进行动态调整，已获得监管豁免的金融活动仍受民商法的规范和调节。

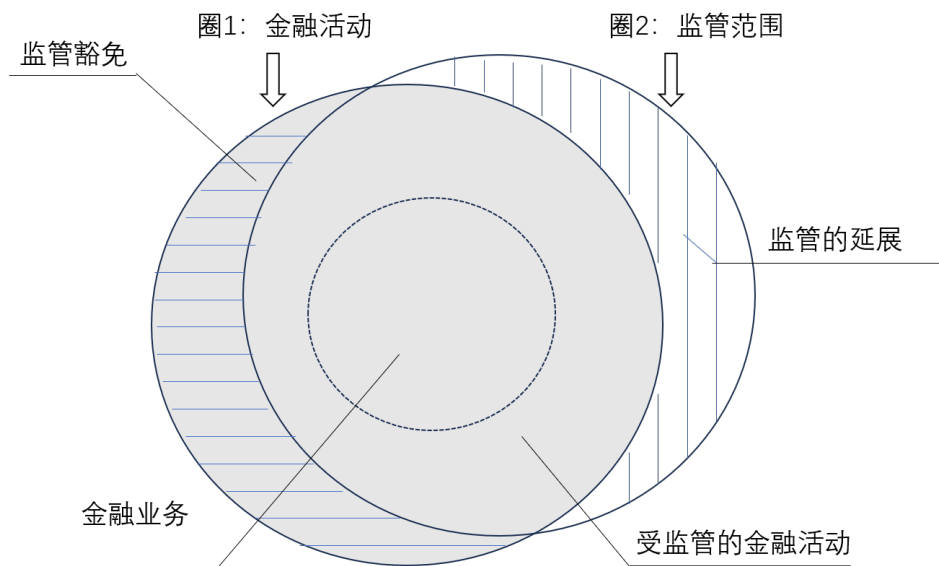


图 1 金融活动与监管范围示意图²⁴

²³ 此处指的是尚不明确其是否属于金融活动的新型业务，因而需要暂时监测和作出过渡性安排。如果确定属于金融活动，可采用下文提到的“监管沙盒”监管措施。

²⁴ 本图旨在说明金融活动与监管范围之间的关系。其中，圈 1（灰色）代表金融活动的集合，圈 2 代表监管范围，双方的交集代表受到监管的金融活动，这些金融活动中有一部分是以金融为经营业务的活动（虚线圆圈内），还有一部分是从事金融活动的其他情形。圈 1 和圈 2 不相交的部分有两个区域，其中横线阴影区域属于金融活动但未受监管，即上文提到的监管豁免情形；竖线阴影区域在监管范围之内但不属于金融活动，是监管当局基于其他监管目标的考虑，对监管范围的延伸。

2. 对金融活动进行分类监管

首先是在功能金融理论框架下对我国金融活动作出分类。如前文所述，实践中的金融活动大致分为支付中介、信用中介、信用转换、风险转移四大基础类型，其中，支付中介活动承担资金清算与支付结算功能，信用中介和信用转换活动承担资金聚集、资金分配、资源配置的功能，而风险转移主要是保险与再保险活动。

但是出于监管目的的活动分类不仅要基于金融活动的功能，还要基于风险防范的有效性。在金融监管的视角下，同一功能分类中的金融活动因其交易结构复杂性、涉众性等要素的不同，所综合反映出的风险水平可能大有不同。因此，还应该对不同风险水平的金融活动采取不同的监管框架，将风险控制到适当的程度。综上，以金融活动的功能和金融活动的风险水平两个维度对我国金融活动进行分类和监管是更为合理的做法。

表 1 我国金融活动的分类简表

按金融功能的分类	按风险水平细分	基本定义	本类别内金融活动例证
资金聚集	存款机构为中介（保证本金）形成的资金聚集	向社会不特定公众吸收资金、承担向对方交付资金的合同义务，且在特定日期的合同义务所对应的现金流量仅为对本金和以未偿付本金金额为基础的利息。	吸收存款
	集合投资工具为中介（不保证本金）形成的资金聚集	向符合一定条件的社会不特定公众（合格投资者）吸收资金、以委托代理关系或信托关系为基础对资金进行管理、运作，到期按合同约定义务向对方交付资金	信托计划、证券投资基金、商业银行理财产品、券商资管计划的募集等活动
	有价证券的创设和发行	以公开或非公开方式发行有价证券募集资金并获得证券流通资格	股票、股权、公司债券、存托凭证、资产支持证券、证券投资基金份额、各类债券融资工具等产品的发行
	风险分类待明确的其他的新型业态	以前面列举的形式以外的其他形式向非特定公众吸收募集资金的新型业态	
资金分配	以分配资金收取固定收益为经营业务的机构为中介而获得的资金分配	从以分配资金收取固定收益为经营业务的中介机构获得资金、承担向对方交付资金的合同义务，且在特定日期的合同义务所对应的现金流量，仅为对本金和以未偿付本金金额为基础的利息的支付	银行贷款和其他授信业务、小额贷款（互联网小贷）、商业保理、典当、融资租赁、融资担保等
	私人借贷或从其他非以分配资金收取固定收益的中介机构获得的资金分配	从不以分配资金获得收益为经营业务的机构和个人处获得资金、承担向对方交付资金的合同义务，且在特定日期的合同义务所对应的现金流量，仅为对本金和以未偿付本金金额为基础的利息的支付	企业间偶发性拆借、个人间原生性借贷、或其他新型金融借贷业务
资源配置和转移	各类金融产品的交易	证券、期货、各类衍生品以及除上述产品以外的其他各类非标准化金融资产的交易	股票、股权、公司债券、存托凭证、资产支持证券、证券投资基金份额等产品的交易；期货交易；互换合约、远期合约、非标准化期权合约及其组合为交易标的的交易活动；金融债权转让等。
清算与支付结算	清算、支付结算、证券托管与账户管理	依托各类金融基础设施系统为商品、服务和资产交易提供清算和各类支付结算工具、账户管理服务和证券托管服务	以票据、信用卡、汇兑等依托金融机构开展的，以及以网络支付、预付卡等依托于非金融机构开展的支付结算活动，以及为金融市场内交易提供的清算、结算、证券托管等服务。
保险与再保险	保险与再保险（含具有相机参与分红特征的投资事项的保险合同 ²⁵ ）	与保单持有人约定在特定保险事项对保单持有人产生不利影响时给予其赔偿，并因此承担源于保单持有人重大保险风险的合同	各类人身险、财产险等

²⁵ 参见《企业会计准则第 25 号——保险合同》第二条：“具有相机参与分红特征的投资合同，是指赋予特定投资者合同权利以收取保证金额和附加金额的金融工具”。

其次是在金融活动分类的基础上，按照有利于金融功能实现和有利于监管控制风险的双重目标，形成多个并列的监管规制框架对各类金融活动进行管理。比如，在资金聚集类的金融活动中，其金融功能实现的基础来自于集资的合法性，这就需要在机构准入上实施严格的牌照管理。而集资活动最核心的风险产生自其涉众性，因此这类活动首先应按照与涉众程度正相关的风险水平进行分类监管。其中，对于涉众最广泛、同时对资金安全性要求最高的存款活动应采取最严格的监管措施，加强对吸收存款机构经营风险的监管和流动性管理，同时设置存款保险机制；其次是对于面向不特定社会公众的集合投资活动和证券公开发行活动，其涉众也相对广泛，但资金安全性要求有所下降，投资人具备一定风险承受能力，因而应采取相对严格的监管措施，在加强合格投资者管理的同时做好投资者保护；而对于非公开的资金聚集行为，监管标准则可进一步降低。又如在资金分配的活动中，其融资功能既可以通过各类持牌机构实现，还有一部分通过私人借贷实现，前者因其批量经营借贷业务，需要严格的牌照管理、杠杆率限制，后者则由于其偶发性和原生性，在交易结构简单的前提下可获得监管豁免，主要通过民商法保障合同实施。在风险控制方面，监管的核心着力点是信用风险管理，在监管措施上体现为督促各类金融中介机构加强信用风险管理体系机制建设以及持续性的资产质量管理。

此外，基于功能监管形成的各个监管规制框架还应该与原有的二元监管模式相协同，共同对金融体系形成约束。正如前文所述，功能监管与传统二元监管模式并非互斥关系，我国金融发展现状也决定了功能监管应当在现有监管模式的基础上起强化作用，而非替代作用。因此，如果金融中介机构开展的某项金融活动按其功能和风险分类而受到某一类功能监管规制框架的约束，该机构同时也接受以机构为监管主体的微观审慎监管，此时这两类监管规制应当相互叠加、形成对金融活动的交叉监管。

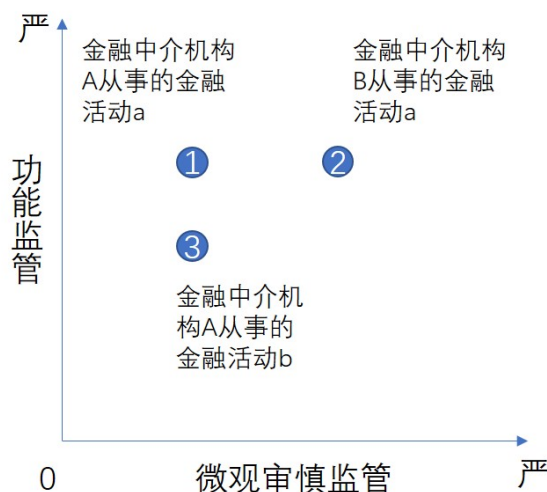


图2 功能监管与微观审慎监管交叉作用于某一金融活动示意图²⁶

3. 对同一类型的金融活动设定和执行统一的监管规则

“相同业务、相同标准”是功能监管的核心理念。这就意味着功能监管必须打破分业界限和牌照限制，以行为活动为监管对象，对同质同类业务实行统一的监管规制。

要避免同质同类活动出现“管”与“不管”并存而影响市场公平，就要突破固有监管边界，关注非持牌机构批量经营的金融活动，特别是金融创新活动，近两年来金融监管部门联合对14家平台企业开展的金融业务专项整改就是对非持牌机构监管的有益实践；要打破对持牌机构传统经营范围的僵化认知，

²⁶ 图2将功能监管与微观审慎监管具象化为两个矢量轴，从原点出发、两个矢量轴的正向分别代表两种监管模式下的监管规则强度，某一金融活动的坐标位置则代表该活动所接受的监管规则强度。以坐标点1，即金融中介机构A从事的金融活动a为参照，当同一类型的金融活动a由中介机构B开办，此时该金融活动接受的监管规则强度为坐标点2，二者之间的区别取决于金融中介机构A和金融中介机构B受到的微观审慎监管强度的不同。反之亦然，当同一金融中介机构A从事金融活动b时，此时该金融活动接受的监管规则强度为坐标点3，二者之间的区别取决于金融活动a和金融活动b受到的功能监管强度的不同。

关注持牌机构新业务、新产品的业务实质,如此前引起社会广泛关注的“原油宝”业务就不在商业银行传统的经营范围之内。还有一些业务通过复杂的交易结构设计或合约安排,掩盖业务实质,规避其应受到的监管,如资管市场上层出不穷的各类用以规避债权融资监管要求的“明股实债”产品,这就要求监管部门溯本清源、加强复杂业务辨识和归类。通过及时发现与识别此类活动,确认其功能属性和对金融系统的影响,必要时还应联合司法机关对活动的合法性进行甄别,及时取缔非法金融活动。在合法前提下,当新发现的金融活动与当前已存在的某类金融活动在功能属性上高度重合,则在完善监管规制的前提下,应以统一的原则和标准对这些活动开展持续监管。若某些金融创新活动的功能属性尚不明确,无法在现存的金融活动中找到对照,且业务规模不大、影响可控,则可考虑借鉴“监管沙盒”机制,支持在安全空间内对创新的金融产品、服务、商业模式等进行测试,同时设定一定的容忍度,沙盒内相关活动碰到问题时不需立即受到监管规则的约束。这种放宽监管规定、减少创新障碍的做法是统一监管规则的例外,但适时地运用更有利于实现金融科技创新与有效管控风险的双赢。

要避免同质同类业务受到不同监管机构或不同监管规制显著的“区别对待”,还应理顺监管机制,加强部门间沟通协作。在地域空间维度上,应考虑加强各地区地方金融监管部门监管力度及地方金融监管规制的协调统一,加强地方金融监管的一致性、协同性。可以考虑加强新设机构国家金融监督管理总局对各地区地方金融的统筹协调,消除不同地区在立法建制上长期各自为政、导致同质业务监管标准不统一,避免出现“监管洼地”²⁷。在业务维度上,应进一步厘清不同监管部门之间、中央与地方金融监管部门之间的权责边界,通过立法授权的方式,尽可能将同质同类业务的监管规制制定和执行职权划分到同一监管部门。因历史沿革等原因短期内无法实现变更的,应该及时加强跨部门协调机制建设,通过统一立法、联合交叉执法等形式深化监管交流,促进监管标准的统一,遏制跨行业跨区域监管套利。

五、结论

2023年3月,中共中央、国务院印发了《党和国家机构改革方案》,金融监管部门在机构和职能设置上发生了重大变革,同时,“强化功能监管”的工作思路也得到了进一步的明确。本文从金融监管理论和我国金融监管现状入手,从明确金融监管范围、优化传统二元监管结构两个目标出发,提出改进我国金融监管的路径,一是明确界定金融活动的定义,二是通过精准分类建立行之有效的监管框架,三是通过对同类同质业务设计和执行相同监管标准保证市场公平。

本文的贡献在于:一是将传统上分立讨论的金融概念和金融监管模式构建两个议题有机统一,将金融的概念作为界定金融监管边界以及构建监管模式的重要前提。二是基于我国金融发展现状,以功能监管与现行监管模式的有机结合作为改进路径,具体分析了改进过程中监管规制框架设计思路和效果。三是简要探讨了金融监管的范围、受监管金融活动的范围以及监管豁免三者之间的关系,后续研究还可以围绕这一议题进一步展开,特别是从理论和实践的角度对金融监管的范围进行明确有效的界定。通过分析,在当前金融监管模式的基础上强化功能监管机制建设,是实现“依法将各类金融活动全部纳入监管”的有益探索,也是当前和今后一段时间处理好金融发展、金融稳定和金融安全的关系,建立健全现代化金融体系的可行之路。

²⁷ 监管洼地典型的例子是重庆地方金融监管下的网络小额贷款业务,与大多数省份不同、重庆市地方政府并未明确禁止小额贷款公司跨区域经营。近年来大批互联网巨头在重庆设立网络小额贷款公司、面向全国客户发放贷款。2022年6月末,重庆市小额贷款公司贷款余额占全国比重超过25%,是第二名的3倍。

【参考文献】

- [1] 甘培忠,吴韬.民间融资法律规制问题研究[M].北京大学出版社,2016.
- [2] 郭雳.中国式影子银行的风险溯源与监管创新[J].中国法学,2018,3:206-227.
- [3] 郭树清.加强和完善现代金融监管[J].中国农村金融,2022,22:8-11.
- [4] 黄达.金融学[M].中国人民大学出版社,2012.
- [5] 黄辉.中国金融监管体制改革的逻辑与路径:国际经验与本土选择[J].法学家,2019,3:124-195.
- [6] 雷蒙德·W.戈德史密斯.金融结构与金融发展[M].周朔,等译.上海三联书店,1994.
- [7] 李有星,杨俊.论我国证券法定范围引发的问题及其解决方案[J].时代法学,2012,4:74-81.
- [8] 廖凡.竞争、冲突与协调——金融混业监管模式的选择[J].北京大学学报(哲学社会科学版),2008,3:109-115.
- [9] 刘子平.功能监管强化视角下的民间金融法律治理研究[J].金融监管研究,2016,8:75-95.
- [10] 马广奇.金融理论与政策[M].复旦大学出版社,2021.
- [11] 邢会强.市场型金融创新法律监管路径的反思与超越[J].现代法学,2022,44(2):98-114.
- [12] 约翰·G.格里,爱德华·S.肖.金融理论中的货币[M].贝多广,译.上海人民出版社,1994.
- [13] 易纲.再论中国金融资产结构及政策含义[J].经济研究,2020,3:4-17.
- [14] 张承惠,陈道富.我国金融监管架构重构研究[M].中国发展出版社,2016.
- [15] 郑彧.论金融法下功能监管的分业基础[J].清华法学,2020,2:113-128.
- [16] 中国证券监督管理委员会.英国2000年金融服务与市场法[M].法律出版社,2014.
- [17] Bodie Z, Merton R, Cleeton D. Financial Economics[M]. Pearson Press, 2006.
- [18] Crane D B, Merton R C, Froot K A, Bodie Z. The Global Financial System: A Functional Perspective. Harvard Business Press, 1995.
- [19] Merton R C. A Functional Perspective of Financial Intermediation[J]. Financial Management, 1995,24(2):23-41.
- [20] Diamond D W, Dybvig P H. Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity[J]. Journal of Political Economy, 1983,9(13):401-419.
- [21] Fabozzi F J, Drake P P. Finance: Capital Markets, Financial Management, and Investment Management[M]. Wiley, 2009.
- [22] Fama E F, Miller M H. The Theory of Finance[M]. Holt Rinehart & Winston, 1972.
- [23] Goshen Z, Parchomovsky G. The Essential Role of Securities Regulation[J]. Duke Law Journal, 2006,55:711-782.
- [24] Jackson H. Regulation in A Multi-Sector Financial Services Industry: An Exploratory Essay, Ssrn Electronic Journal, 1999,77(2), 319-397.
- [25] Pistor K. A Legal Theory of Finance[J]. Journal of Comparative Economics, 2013,41:2-54.

法定数字货币与货币政策效应 ——基于开放经济体的 DSGE 模型

花秋玲¹ 史永东² 邹新琦³ 邱泽鹏⁴

【摘要】基于金融加速器机制,本文构建了一个小型开放经济体的 DSGE 模型,尝试分析当数字人民币的发行比例逐渐增大时,对货币政策效应的动态影响。实证结果表明:(1)数字人民币在短期内可以放大产出、消费以及通货膨胀对技术、利率和汇率冲击的反应,长期影响较小;(2)数字人民币发行比例的增加提升了央行的宏观调控力度和监管效率。在技术冲击下,短期内可以降低央行对商业银行的存款准备金需求,商业银行存款准备金成本下降,经营绩效提升,企业投融资环境得到改善,投资和企业净值增加;(3)数字人民币可以加强货币政策工具之间的联动机制。随着数字人民币发行比例的增加,在法定存款准备金率冲击下,短期内汇率和常备借贷便利反应幅度加大;在汇率冲击下,贷款利率和法定存款准备金率波动显著,短期联动效应较强。从长期来看,数字人民币的引入较为中性。本文的研究内容不仅证实了我国央行在数字人民币渐进式推进过程中,采用“试点城市”模式的科学性,还为在开放经济体下深入研究数字人民币的推广应用提供了前瞻性的政策建议。

【关键词】数字人民币 货币政策 金融加速器 DSGE 模型

引言

党的二十大报告强调,要加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济的深度融合。数字货币是新一轮数字经济国际竞争的重点领域,自 2019 年 Facebook 发布 Libra 白皮书以来,各国都加快了对数字货币的研究进程。在我国,数字货币研发的进展速度相对较快,截至 2022 年,数字货币的试点城市已经达到二十多个。中国人民银行发布的《中国数字人民币的研发进展白皮书》中指出,我国的数字人民币以国家信用为保证,采用“中央银行—商业银行”双层运营体系,这种设计可以保障货币体系的稳定性(Broadbent, 2016)。事实上,央行数字货币竞争的本质是国际货币主权之间的博弈,把握央行数字货币的发展先机,对增强国际话语权以及抢占数字经济的国际竞争优势具有非常重要的战略意义。

在开放条件下,随着金融开放进程的加速,数字人民币将会在普惠金融、支付以及国内和国际结算体系等领域对宏观经济产生更加深入的影响(Broadbent, 2016; 姚前, 2019)。因此,应该对数字人民币进入货币流通领域后,宏观经济各部门所面临的各种冲击和风险进行预判,提前做好各类防范工作。数字人民币作为央行的负债,可以加强央行对宏观经济的调控力度。当数字人民币进入宏观经济各部门后,多种货币政策工具之间的联动性也会产生一定程度的不确定性。随着数字人民币跨境应用场景的不断拓展,数字人民币的跨境流通以及汇率对宏观经济的冲击也具有较大的未知性。基于此,本文尝试构建一个小型开放经济体下的 DSGE 模型,研究数字人民币发行比例变化前后,模拟产出、消费、通货膨胀、投资等宏观经济变量对技术、存款准备金率以及汇率冲击的动态反应,分析数字人民币对各类常用货币政策工具之间传导机制的影响。这些研究内容为推广数字货币以及挖掘以数字人民币为核心的货币政策工具提供了重要的理论参考。

¹ 花秋玲, 吉林大学经济学院金融系教授、博士生导师

² 史永东, 东北财经大学金融科技学院教授、博士生导师

³ 邹新琦, 吉林大学经济学院硕士研究生

⁴ 邱泽鹏, 吉林大学经济学院博士研究生

一、文献综述

在数字货币与传统货币政策方面，国内外学者的研究成果已较为丰富。谢星和封思贤（2019）发现法定数字货币的发行和流通会对货币政策目标产生重要影响，加入数字人民币后，货币政策传导效率会得到明显改善。具有电子化特征的数字货币不仅可以改善传统货币政策对宏观经济调控的滞后性（印文和裴平，2015），还可以通过分布式记账技术简化当前结算系统的流程，提高支付结算效率，从而使中央银行更好的发挥“银行的银行”的作用，促进以存款准备金为工具的货币政策调节效果（Broadbent，2016）。但是也有研究发现电子化的支付方式对不同渠道货币政策的影响具有差异性。一方面，第三方支付可以增强产出渠道的货币政策有效性，而在价格渠道方面则会导致政策效果产生较大的不确定性（方兴和郭子睿，2017）。另一方面，数字货币的流通和应用会提高价格型货币政策的实施效果，但是数量型货币政策的有效性将会下降（方显仓和黄思宇，2020）。

还有部分学者分析了法定数字货币对支付结算系统、金融机构、金融市场监管、货币政策传导等领域的影响，对法定数字货币之上的新型货币政策进行了前瞻性思考。央行可以通过调整数字货币的利息和发行数量进行政策调控，这会在一定程度上缓解经济的顺周期性（Barrdear & Kumhof，2016），并且央行还可以依据法定数字货币设定负利率货币政策调控工具（Prasad，2018）。数字人民币可以提升传统货币的支付功能，降低政府的监管成本，实现逆周期调节，对货币政策和宏观经济的影响较为“中性”，货币当局可以通过数字货币的发行量甚至实施负利率进行宏观调控，这不但能够丰富我国传统的货币政策调节工具，还有助于提升我国金融体系宏观审慎监管的效率（姚前，2018）。

此外，数字货币作为一种新的货币形态，不仅在一定程度上会改变当前的货币结构，在实际经济运行中必然也会通过信贷和汇率等多种渠道对宏观经济产生影响（连飞，2022）。央行发行的数字货币可以减少税收扭曲和货币交易成本（Barrdear & Kumhof，2016），提高经济产出。当产生正向技术冲击后，数字货币流通会在一定程度上导致银行存款的减少，但这一变动较为温和，不会引起经济的大幅波动，反而还会提高经济增速，具有正向的经济效应（姚前，2019）。吕江林等（2020）同样得出了数字人民币的发行不会对宏观经济造成较大的波动，但会使货币乘数的不确定性增加，而央行数字货币的利率可作为调节经济的一种新型货币政策工具。还有一些学者从货币流通速度以及货币结构角度研究了数字货币对宏观经济运行的影响。例如，数字人民币的广泛应用会对货币结构产生冲击，可能导致 M0、M1、M2 之间的差异变小，而货币流通速度则呈现出先减少后上升的趋势（姜婷凤等，2020）。

以上文献为数字人民币的长期演进和动态升级提供了理论参考。基于已有研究，本文的边际贡献主要体现在三个方面：第一，通过构造一个小型开放经济体的 DSGE 模型，研究了数字人民币发行比例扩大后，技术、存款准备金率以及汇率对宏观经济各个部门的动态冲击，更加全面地刻画了数字人民币在开放经济体下的货币政策效应。第二，本文在模型中引入了存款准备金惩罚函数和金融加速器机制，弥补了现有研究在此方面的不足。第三，现有文献多集中于研究数字人民币作为新型货币政策工具的调节效应（Prasad，2018；姚前，2018；姚前，2019；赵恒和周延，2022），本文研究了数字人民币对货币政策工具之间联动机制的影响，丰富了数字人民币货币政策效应的理论机制。

二、模型构建

基于开放经济体，本文通过引入存款准备金惩罚函数和金融加速器机制，构建了一个含有家庭、银行、资本品生产商、最终品生产厂商、中间品生产商、企业和中央银行部门的 DSGE 模型（见图 1）。

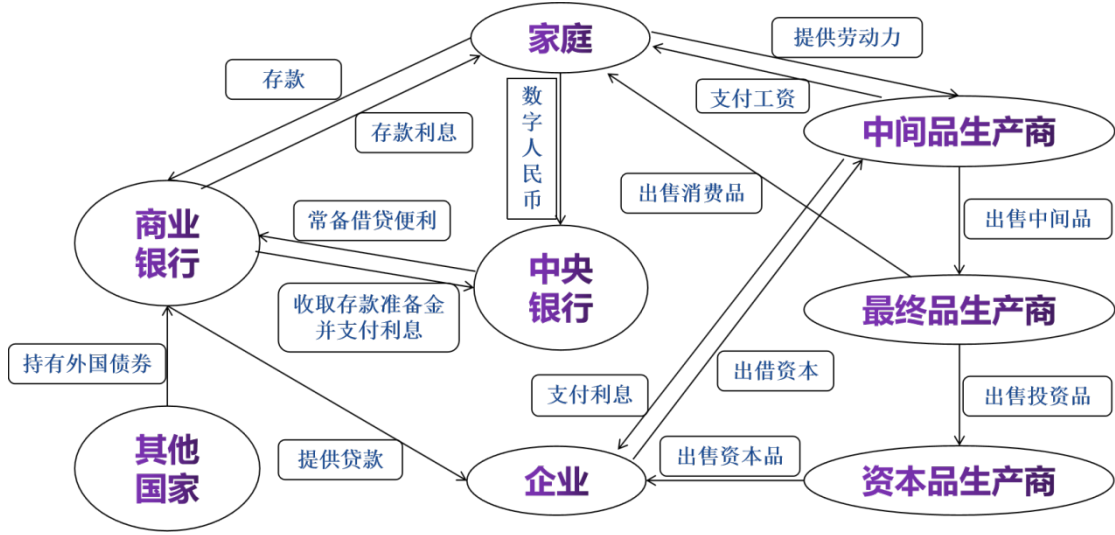


图 1 研究框架图

(一) 代表性家庭

假设代表性家庭的效应函数为：

$$U_{C_t, L_t, d_t} = \max\{E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u_t(C_t, L_t)\} \quad (1)$$

其中， β^t 代表第 t 期的贴现因子，

$$u_t(C_t, L_t) = \ln C_t - \alpha_L \frac{L^{1+\eta_L}}{1+\eta_L} \quad (2)$$

其中， C_t, L_t, d_t 分别代表第 t 期的实际消费、劳动和数字人民币， α_L 代表休闲系数， $\frac{1}{\eta_L}$ 表示劳动供给对真实工资的弹性。

在开放经济体的设计中，商品的价格和家庭的实际消费不仅仅受到国内的影响，还和国外的商品价格以及消费有关。因此，假设：

$$C_t = C_{Ht}^\gamma C_{Ft}^{1-\gamma} \quad (3)$$

$$P_t = P_{Ht}^\gamma P_{Ft}^{1-\gamma} \quad (4)$$

进一步，依据家庭的收入和支出，约束条件如下：

$$P_t C_t + D_t + D_{et} = r_{Dt-1} D_{t-1} + r_{Det-1} D_{et-1} + W_t L_t + Div_t + Tax_t \quad (5)$$

其中， C_{Ht}, C_{Ft} 分别表示家庭的国内消费和国外消费； P_{Ht}, P_{Ft} 分别表示商品的国内和国外价格水平； γ 是家庭的国内消费偏好，也是商品的价格指数 P_t 受国内商品价格影响的参数； D_{et} 代表家庭在银行的名义存款规模， r_{Det} 是家庭的存款利率； D_t 是名义数字人民币，可假设数字人民币的发行规模与存款的比例为 γ_D ，也可称为数字人民币的提现率（姜婷凤等，2020）； r_{Dt} 为数字人民币的利率； W_t 为劳动的名义工资率； Div_t 为中间品生产厂商的名义分红； Tax_t 为税收。公式（5）的两边同除以价格指数 P_t ，可以得到实际预算约束：

$$C_t + d_t + d_{et} = r_{Dt-1} d_{t-1} + r_{Det-1} d_{et-1} + w_t L_t + div_t + tax_t \quad (6)$$

(二) 银行部门

银行部门一方面从家庭吸收存款，向央行上缴存款准备金；另一方面可以通过常备借贷便利向央行进行融资。为了体现向央行提交存款准备金产生的成本（戴金平等，2008），可假设如下准备金综合成本函数：

$$f_t^\theta = \xi_1 (\theta_{Det} - \theta_t^*) + \xi_2 / 2 (\theta_{Det} - \theta_t^*)^2 \quad (7)$$

其中, ξ_1, ξ_2 为系数, θ_{Det} 为存款准备金率, θ_t^* 为法定存款准备金率。

数字人民币的发行可能会给商业银行带来两种传导效应。一是自央行向商业银行的传导。数字人民币的发行增加了央行对货币流通的调控能力(陈华和巩孝康, 2021)。数字人民币高效的智能化数据处理技术可以提高央行对市场的监管效率, 有助于央行识别和调控商业银行的流动性, 降低市场风险水平, 从而导致央行对存款准备金的需求减少, 法定存款准备金率下降(谢星等, 2020)。二是从商业银行向央行的传导。数字人民币发行后, 如果支付利息, 在一定程度上会导致存款搬家, 商业银行信用创造能力下降, 这种情况会迫使商业银行对准备金率的敏感度上升, 商业银行为了防止存款减少, 保持利润, 会变相增加存款利率(吕江林等, 2020), 可能会倒逼央行降低法定存款准备金(马克和张泽栋, 2022)。但是, 蓝天等(2021)研究发现法定数字货币对商业银行存款的替代作用主要体现为短期冲击, 中长期不会造成银行大规模“存款搬家”。依据当前央行的设定, 数字人民币不支付利息, 结合人民币存款余额的实际数据来看, 试点城市中数字人民币带来的“存款搬家”现象也不明显。因此, 本文主要考虑第一种传导机制。

进一步, 本文假设银行可以发行国外债券 B_t 。商业银行将家庭、央行、以及债券三种渠道筹集的资金贷款给企业 Lo_t , 且

$$Lo_t = (1 - \theta_{Det})d_{et} + \tilde{L}_t + S_t B_t \quad (8)$$

其中, $\tilde{L}_t$ 为常备借贷便利, S_t 为汇率。假设央行支付给商业银行的存款准备金利率为 i_t^{cb} , 常备借贷便利的利率为 i_t^{slf} , 国外债券的利率为 i_{Bt} 。常备借贷便利以及持有国外债券所产生的额外融资成本为 C_L 和 F_{Bt} ,

$$F_{Bt} = \frac{\eta_B}{2} P_t \left(\frac{S_t B_t}{P_t} - \frac{SB}{P} \right)^2 \quad (9)$$

其中, η_B 为国外债券相对于价格变动的敏感度, S, B, P 分别表示汇率、国外债券以及价格的稳态。

基于以上分析, 参考 Glocker & Towbin (2012), 可得银行部门 j 利润最大化的效用函数如下,

$$\max_{\theta_{Detj}, d_{etj}, B_{tj}, \tilde{L}_{tj}} \{i_t^{Lo} Lo_{tj} + \theta_{Detj} i_t^{cb} d_{etj} - r_{Det} d_{etj} - i_t^{slf} \tilde{L}_{tj} - i_{Bt} S_t B_{tj} - f_{tj}^\theta d_{etj} - C_{Lj} \tilde{L}_{tj} - F_{Btj}\} \quad (10)$$

(三) 资本品生产商

资本品生产商从最终品生产厂商那里以 1 的价格购买投资品 I_t , 然后以 Q 的价格卖给企业。假设由于资本贬值而产生的成本为:

$$\frac{\eta_K}{2} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right)^2 K_{t-1} \quad (11)$$

其中, η_K 为资本价格相对于投资变化的敏感度, δ 为资本的折旧率。由于当期资本取决于上一期的投资和资本存量, 可假设:

$$K_{t+1} = I_t + (1 - \delta)K_t \quad (12)$$

所以, 资本品生产商可以通过选择最优的投资 I_t 追求自身的利润最大化, 即:

$$\max_{I_t} \left\{ (Q_t - 1)I_t - \frac{\eta_K}{2} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right)^2 K_{t-1} \right\} \quad (13)$$

(四) 最终品生产厂商

最终品生产厂商通过购买中间品生产商的中间产品, 然后向资本品生产商出售投资品 I_t 。在完全竞争市场下, 假设最终品厂商的生产函数为:

$$Y_t = \left(\int_0^1 y_{it}^{\frac{\tau-1}{\tau}} di \right)^{\frac{\tau}{\tau-1}} \quad (14)$$

其中, τ 为不同中间品的替代弹性, y_{it} 表示第 t 期生产最终品时对第 i 类中间产品的需求量, $i \in (0, 1)$ 。最终品生产厂商最大化利润函数为:

$$\max_{y_{it}} P_t Y_t - \int_0^1 p_{it} y_{it} di \quad (15)$$

其中, Y_t 满足 (14) 式, p_{it} 是中间品的价格, P_t 为总价格水平。假设最终品生产厂商处于完全竞争市场, 通过求解最优化问题, 可以得到中间品生产商的需求函数 $y_{it} = (p_{it}/P_t)^{-\tau} Y_t$ 和最终品的总价格水平 $P_t = \left(\int_0^1 p_{it}^{1-\tau} di \right)^{1/(1-\tau)}$ 。

(五) 中间品生产商

参考 Bernanke et al. (1999) 的假设, 对中间品生产商而言, 家庭为其提供劳动力 L_t , 企业提供资本 K_t , 其自身生产出的中间品卖给最终品生产商。所以中间品生产商的支出成本包括家庭工资以及企业的利息, 即 $L_t W_t + i_t^K K_t$ 。其生产函数为:

$$y_{it} = A_{it} K_{it-1}^\alpha L_{it}^{1-\alpha} \quad (16)$$

其中, $y_{it}, A_{it}, K_{it-1}, L_{it}$ 分别代表中间品 i 的产量、生产技术以及资本和家庭劳动。假设生产技术服从一阶自回归过程:

$$A_{it} = \rho_{iA} A_{it-1} + \varepsilon_{At} \quad (17)$$

其中, ρ_{iA} 为一阶自回归系数, $\varepsilon_{At} \sim N(0, \sigma_A^2)$ 。

进一步, 本文引入粘性价格机制。假设中间品市场是垄断竞争市场, 中间产品的价格在 k 期调整价格的概率为 $(1-\mu)^k$, 则中间品生产厂商的利润可以表示为:

$$\max_{P_{it}^*} E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} \mu^k \Lambda_{t,k} R_{t,k} / P_{t+k} \right] \quad (18)$$

其中, μ^k 表示价格不变的概率, $\Lambda_{t,k} = \beta^k \lambda_{t+k} / \lambda_t$ 为随机贴现因子; 假设 $R_{t,k}$ 表示第 t 期价格改变, 而 $t+1$ 期到 $t+k$ 期价格不变条件下, 第 $t+k$ 期扣除边际成本后的收益。通过求解上述最优化问题, 可得如下菲利普斯曲线:

$$\beta E_t \hat{\pi}_{t+1} = \hat{\pi}_t - \frac{(1-\beta\mu)(1-\mu)}{\mu} \widehat{mc}_t \quad (19)$$

其中, $\hat{\pi}_t = \log\left(\frac{\pi_t}{\pi}\right)$, $\widehat{mc}_t = \log\left(\frac{mc_t}{mc}\right)$ 为通货膨胀和边际成本相对稳态的对数偏离。

(六) 企业部门

企业从银行得到贷款, 然后从资本品生产厂商手中以 Q_t 的价格购买资本 K_t , 并将其租借给中间品生产厂商, 利息为 i_t^K 。则企业的总资本收益 r_t^K 由资本租借和资本的价格变动产生的两部分收益组成, 即

$$r_t^K = \frac{i_t^K + (1-\delta)Q_t}{Q_{t-1}} \quad (20)$$

另外, 假设企业的生存概率为 p , 生存净值为 V_t , ψ 代表企业破产时的审计成本, 则生存净值需从资本收益中扣除贷款成本, 即:

$$V_t = (1-\psi)r_t^K Q_{t-1} K_{t-1} - \frac{P_{t-1}}{P_t} i_{t-1}^{Lo} L_{t-1} \quad (21)$$

如果企业破产, 则剩余净值假设为 V_{rt} , 所以,

$$N_t = pV_t + (1-p)V_{rt} \quad (22)$$

其中, N_t 表示企业净值。

由于企业融资过程中存在的杠杆效应, 特别是在不完全信息下导致借贷市场资金分配的低效性, 因此, 本文引入金融加速器机制。对企业而言, 除了自身的 N_t , 还需要从贷款银行进行贷款 Lo_t , 有下式成立:

$$Q_t K_t = N_t + Lo_t \quad (23)$$

但是, 信贷市场是有摩擦的, 显然企业的外部融资成本要高于内部的融资成本 (Bernanke et al., 1999), 并且外部融资成本溢价取决于企业的经营状况, 那么企业外部融资成本溢价可以表示为 $\frac{N_t}{Q_t K_t}$ 的函数 $f\left(\frac{N_t}{Q_t K_t}\right)$, 且 $f'(\cdot) < 0$ 。因此, 对企业而言, 预期边际收益等于预期边际成本, 即

$$E_t(r_{t+1}^K) = f\left(\frac{N_t}{Q_t K_t}\right) \frac{i_t^{Lo}}{E_t(\pi_{t+1})} \quad (24)$$

其中, $\pi_{t+1} = P_{t+1}/P_t$, 表示通货膨胀率。

另一方面, 基于企业部门的假设, 对银行而言, 依据贷款总收入等于贷款总成本, 有下列等式成立,

$$(1 - F(\omega^*)) i_t^{Lo} \frac{P_t}{P_{t+1}} L o_t + (1 - \psi) \int_0^{\omega^*} \omega E_t r_{t+1}^K K_t Q_t f(\omega) d\omega = \frac{i_t^{Lo}}{E_t \pi_{t+1}} L o_t \quad (25)$$

其中, ω^* 为企业破产的临界值; ψ 为银行审计成本; $F(\cdot)$ 和 $f(\cdot)$ 分别表示企业破产的累积分布函数和概率密度函数。

(七) 中央银行

央行的负债包括存款准备金 $\theta_{Det} d_{et}$ 以及家庭部门所拥有的数字货币 d_t 。常备借贷便利 $\tilde{L}_t$ 为央行的资产。依据央行的资产负债表, 存在以下等式:

$$d_t + \theta_{Det} d_{et} = \tilde{L}_t \quad (26)$$

事实上, 在发行数字人民币后, 基础货币中的数字人民币相较于现金更易于央行管理、调控与监督, 这将进一步加强央行对基础货币的控制能力。

本文依据传统的泰勒规则, 将短期利率设定为产出缺口和通货膨胀的函数。结合我国国情, 参照潘敏和刘姗 (2018)、Glocker & Towbin (2012) 的研究, 本文假设常备借贷便利与通货膨胀和产出相关, 并且令法定存款准备金率盯住企业贷款。此外, 由于货币当局制定货币政策时还需要考虑汇率因素的影响, 所以, 依据利率平价理论, 本文建立了汇率与国内外利差以及进出口之间的关系, 并加入汇率冲击。即有下列约束:

$$i_t^{slf} = \rho_\pi \pi_t + \rho_y \hat{y} \quad (27)$$

$$\hat{\theta}_t^* = \rho_L \hat{L} o_t + \varepsilon_{\theta^*} \quad (28)$$

$$\hat{S}_t = (i_t^{slf} - i_{Bt})^{-\rho_i} X_t^{\rho_x} e^{\varepsilon_s} \quad (29)$$

其中, $\hat{y}$ 为产出 Y 对稳态的偏离; $\hat{\theta}_t^*$ 、 $\hat{L} o_t$ 和 $\hat{S}_t$ 分别为法定存款准备金率、企业贷款和汇率对稳态的偏离; X_t 表示进出口净额, ρ_π , ρ_y , ρ_L , ρ_i , ρ_x 表示系数, ε_{θ^*} , ε_s 是法定存款准备金率和汇率的冲击项, 分别表示均值为 0, 方差为 $\sigma_{\theta^*}^2$ 和 σ_s^2 的正态分布。

(八) 市场出清条件及其他约束

在市场出清时, 产出、消费、投资和进出口之间的关系如下:

$$Y_t = \frac{P_t}{P_{Ht}} [C_t + I_t] + \frac{S_t}{P_{Ht}} X_t + \frac{P_t}{P_{Ht}} \Pi_t \quad (30)$$

其中, C_t , I_t , X_t 分别表示消费、投资和进出口净额, Π_t 表示各个部门在运行过程中的损耗成本, 即:

$$\Pi_t = K_{t-1} \left(\frac{x}{2} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right)^2 + \psi \omega r_t^K Q_{t-1} \right) + f_t^\theta + \frac{\eta_B}{2} \left(\frac{S_t B_t}{P_t} \right)^2 \quad (31)$$

综合以上理论模型, 本文将数字人民币对宏观经济的影响机制进行归纳 (见图 2)。首先, 中央银行发行数字人民币可以增强自身的宏观调控力度和监管效率, 降低对商业存款准备金的需求; 其次, 从商业银行来看, 存款准备金成本下降, 经营利润上升会促使银行让利于企业; 最后, 从企业来看, 企业的投融资环境得到改善, 进而促使企业增加投资, 出口竞争力加强, 企业净值提升, 最终可以增加家庭的分红和

工资。

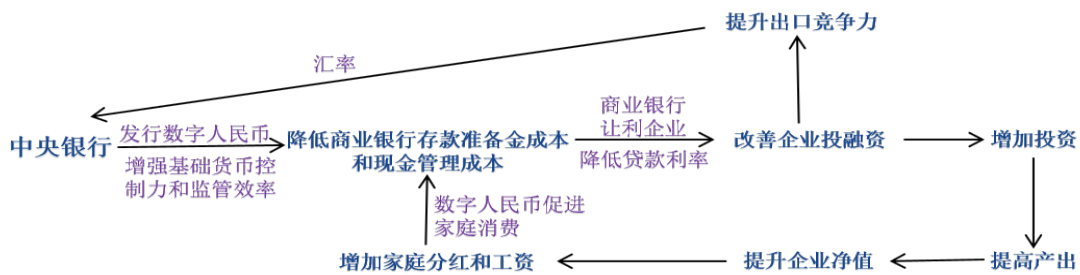


图 2 数字人民币的传导机制

三、参数估计与数值模拟

（一）参数校准及其估计

结合我国实际的宏观经济数据以及相关的国内外文献，各参数校准值、参数说明以及参考来源如表 1 所示。进一步，本文通过贝叶斯方法对剩余的参数进行了估计（见表 2）。

表 1 参数校准及其说明

参数	校准值	参数说明	参考来源
β	0.99	跨期贴现因子	Gertler et al.（2007）
δ	0.02	资本折旧率	马勇和陈雨露（2013）
η_L	1.00	Frisch 劳动供给弹性倒数	石峰等（2022）
μ	0.74	价格粘性程度	Glocker & Towbin（2012）
p	0.97	企业存活概率	Christensen & Dib（2008）
η_K	0.25	资本调整成本	Bernanke et al.（1999）
η_f	0.05	金融加速器参数	Christensen & Dib（2008）
τ	6.5	中间品的替代弹性	马勇和陈雨露（2013）
ψ	0.12	银行审计成本	Bernanke et al.（1999）
$C_{\bar{L}}$	0.01	贷款利率与常备借贷便利利率的差	商业银行贷款利率与央行常备借贷便利的实际数据所得
ξ_1	-0.01	存款准备金综合成本函数的系数	Glocker & Towbin（2012）
r_{Dt}	1	数字人民币的利率	央行限定数字人民币只替代 M0

表 2 参数的先验分布与贝叶斯估计

参数	先验分布	均值	标准差	后验均值	置信区间（90%）
α	BETA	0.33	0.05	0.3239	[0.2419 0.3987]
γ	BETA	0.75	0.01	0.7501	[0.7341 0.7661]
ρ_A	BETA	0.98	0.01	0.9805	[0.9664 0.9948]
ρ_π	GAMMA	2.50	0.01	2.5004	[2.4834 2.5168]
ρ_y	GAMMA	0.20	0.01	0.1997	[0.1831 0.2161]
ρ_L	GAMMA	19.70	0.01	19.6998	[19.684 19.716]
ρ_i	GAMMA	4.00	0.01	3.9985	[3.9829 4.0152]
ρ_x	GAMMA	3.00	0.01	3.0000	[2.9836 3.0165]
ξ_2	GAMMA	0.20	0.01	0.1997	[0.1840 0.2148]

（二）数据处理及数值模拟

表 3 给出了私人消费占产出比重以及法定存款准备金率的数值模拟结果。本部分所用的数据来源于 Wind 数据库，具体包括 2013—2022 年的最终消费支出占 GDP 的比例和大型存款类金融机构人民币存款准备金率。结果显示，数值模拟与实际值较为接近。

表 3 数值模拟结果对比

变量	含义	模型求解	实际值
C/Y	私人消费占产出的比重	0.59	0.598
θ_t^*	法定存款准备金率	0.01	0.016

四、模型冲击的脉冲分析

在脉冲分析之前，本文需要做如下参数设定。第一，数字人民币发行比例的设定。根据《中国数字人民币的研发进展白皮书》以及中国人民银行发布的数据，截至 2021 年 12 月末我国数字人民币交易规模高达 875.7 亿元，数字人民币的交易规模占 M1 和 M2 的比例分别为 0.0014 和 0.0004。本文按照数字人民币实际交易规模及其增速对相应参数进行校准，假设当 $\gamma_D = 0$ 时，货币流通领域没有数字人民币，当 $\gamma_D = 0.001$ 和 $\gamma_D = 0.002$ 时，数字人民币发行比例上升。第二，计算存款准备金成本函数和货币流通速度。一是将存款准备金和法定存款准备金代入理论的存款准备金成本函数中，得到存款准备金的成本变化。二是利用费雪方程式，通过产出、价格以及货币总量，计算得到对应的货币流通速度。基于以上结果，本文进一步分析了在不同的冲击效应下，数字人民币对存款准备金成本以及货币流通速度的动态影响。

（一）技术冲击的经济效应

图 3 显示了一个单位标准差的正向技术冲击对各类宏观经济变量的脉冲响应结果。

第一，从产出、消费和通货膨胀来看，在前 8 期内三个宏观经济变量的曲线变化幅度较大，随后逐步趋于稳态。这说明数字人民币在短期内可以放大产出、消费和通货膨胀对技术冲击的反应，长期逐渐趋于平稳，影响较小。

第二，从投资和企业净值来看，短期内数字人民币对投资和企业净值的技术冲击有正向放大作用，企业净值对技术冲击的反应较为显著，长期逐步趋于稳态。这说明在技术冲击下，数字人民币能够在优化投资和提升企业净值方面具有较强的正向促进效用。

第三，从法定存款准备金率、存款准备金成本和货币流通速度来看，数字人民币可以在短期内加大法定存款准备金率和存款准备金成本的下降幅度，加快货币流通速度的上升趋势。这可能是因为随着数字人

民币发行比例的增加, 央行的宏观经济调控力度加强, 央行会减少对商业银行存款准备金的需求(谢星等, 2020), 法定存款准备金率以及由此产生的存款准备金成本也会下降。法定存款准备金成本的下降提高了商业银行的经营效率, 也有助于加快宏观经济部门之间的资产转化, 提升货币流通速度。

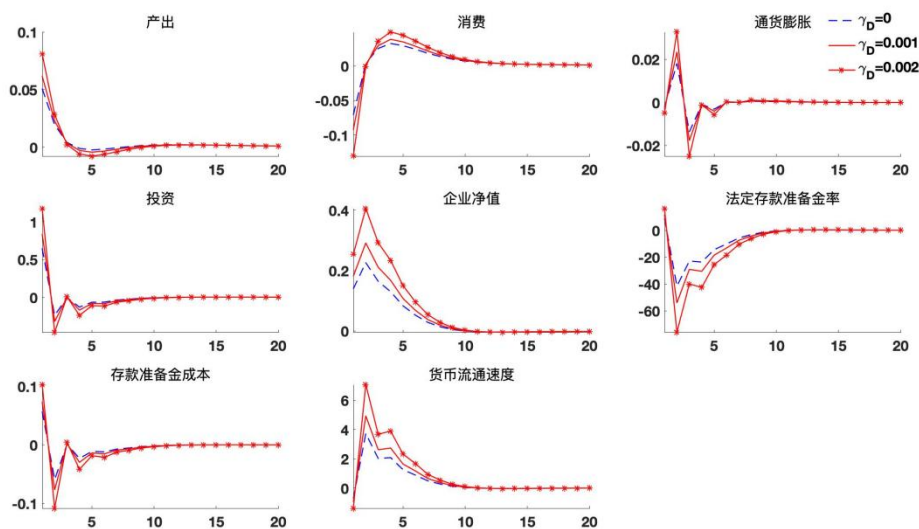


图3 技术冲击下的脉冲响应

(二) 法定存款准备金率冲击的经济效应

图4展示了一个单位标准差的正向法定存款准备金率冲击对各类宏观经济变量的脉冲响应结果。

第一, 从产出、消费和通货膨胀来看, 随着数字人民币发行比例的增加, 三个宏观经济变量前7期变化幅度相对明显, 随后趋于稳态。这说明数字人民币在短期内对产出、消费和通货膨胀具有微调效应, 长期逐渐趋于平稳, 影响较小。数字人民币比例的增加可以加强央行对基础货币的调控效应, 增加央行货币政策工具的传导效率。因此, 在法定存款准备金的一单位正向冲击下, 产出、消费以及通货膨胀对冲击的反应灵敏度更高。

第二, 从投资和企业净值来看, 短期内数字人民币对投资和企业净值的法定存款准备金率冲击有负向放大作用。在冲击效应下, 投资当期下降, 之后迅速上升逐渐趋于平稳; 相较而言, 企业净值对法定存款准备金率冲击的反应更为显著, 短期内企业净值下降明显, 长期逐步趋于稳态。这说明数字人民币可以有效提升法定存款准备金率的传导机制, 对企业的投资扩张和净值提升有显著的抑制作用。

第三, 从汇率和常备借贷便利来看, 在正向的法定存款准备金率冲击下, 汇率在前5期先下降后上升, 之后逐渐趋于稳态; 常备借贷便利在第1期出现时滞性下降, 随后快速上升, 第7期之后逐渐趋于稳态。从图4可以看出, 法定存款准备金率增加, 常备借贷便利短期同向反应, 本币汇率下降。这说明数字人民币对汇率和常备借贷便利的法定存款准备金率冲击有显著的放大作用, 加强了法定存款准备金率与汇率和常备借贷便利之间的联动效应。

第四, 从存款准备金成本和货币流通速度来看, 短期内存款准备金成本快速上升, 之后趋于稳态; 货币流通速度在第1期和第2期内快速下降, 最后逐步趋于平稳。在正向的存款准备金率冲击下, 以存款准备金率为基础构建的综合成本函数在短期内也会快速增加, 由于数字人民币发行比例的上升会进一步放大商业银行的流动性约束, 提高了存款准备金成本。从货币政策的传导效率来看, 数字货币可以提升法定存款准备金率调节的精准度, 有效控制宏观经济的流动性, 短期内货币流通速度也会快速下降。

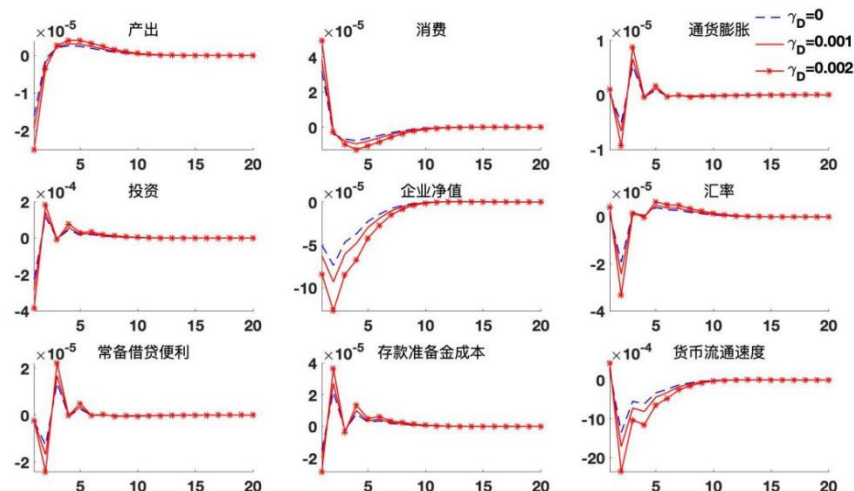


图4 法定存款准备金率冲击下的脉冲响应

(三) 汇率冲击的经济效应

图5展示了一个单位标准差的正向汇率冲击对各类宏观经济变量的脉冲响应结果。

第一，从产出、消费和通货膨胀来看，随着数字人民币发行比例的增加，短期内三个宏观经济变量具有微调效应，长期趋于稳态。在正向汇率的冲击下，产出和通货膨胀当期为正逐渐下降后趋于平稳，消费当期负逐渐上升，然后趋于平稳。这可能是因为汇率上升后，外国商品价格上升，从而影响本国的价格总水平，最终导致居民的购买力下降。短期内总消费水平降低，长期趋于平稳。数字人民币比例的提升有利于央行强化汇率的定价机制，疏通汇率对各个宏观经济变量的传导途径，因此，在短期内对宏观经济变量波动具有一定的放大效应。

第二，从投资、企业净值与贷款利率来看，短期内数字人民币对汇率冲击具有正向的放大作用。汇率增加有利于增强出口企业的国际市场竞争力，提升出口企业利润。在正向的汇率冲击下，贷款利率短期内下降，随后趋于稳态。商业银行可以通过降低贷款利率让利于企业，从而增加企业的投资和净值。

第三，从法定存款准备金率、常备借贷便利、存款准备金成本和货币流通速度来看，短期内四个宏观经济变量波动显著，在第7期之后逐步趋于平稳。当产生正向汇率冲击时，随着数字人民币发行比例的增加，常备借贷便利波动较小，法定存款准备金率及其成本以及货币流通速度在短期内波动明显。这说明数字人民币可以畅通货币政策传导机制，在一定程度上扩大了不同货币政策工具对汇率冲击的反应，有利于汇率形成机制的完善和优化，为提升利率与汇率的联动效应提供了有利条件。

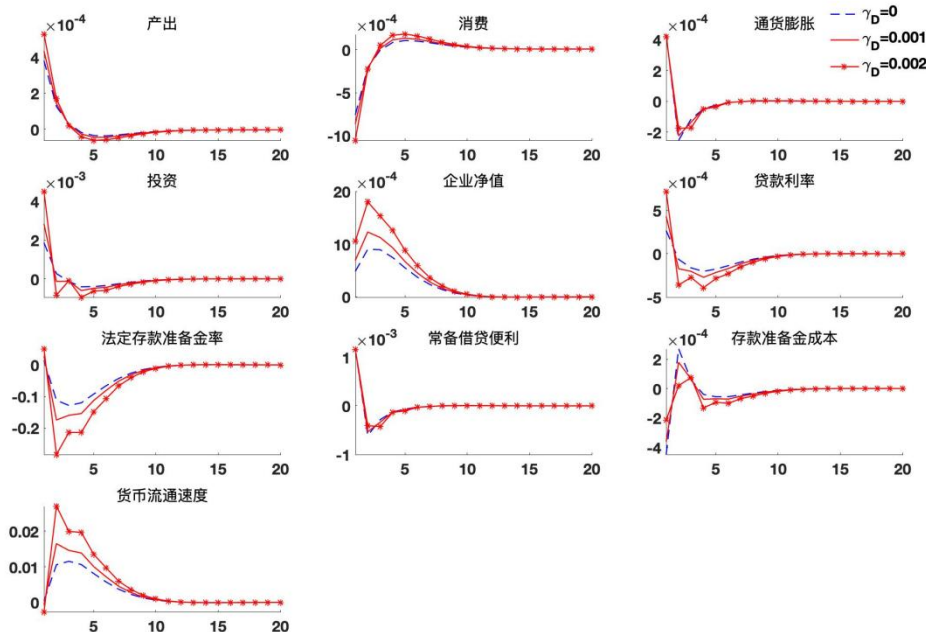


图5 汇率冲击下的脉冲响应

五、结论与建议

本文通过构建一个小型的开放经济体,考察数字人民币发行比例变化时,技术、法定存款准备金率以及汇率对各个宏观经济变量的冲击以及各个货币政策工具之间的联动效应。研究发现:第一,数字人民币在短期内可以放大产出、消费以及通货膨胀对技术、利率以及汇率冲击的反应,长期影响较为中性。第二,数字人民币发行比例的增加提升了央行的宏观调控力度和监管效率。在技术冲击下,短期内可以降低央行对商业银行的存款准备金需求,商业银行存款准备金成本下降,经营绩效提升,企业投融资环境得到改善,投资和企业净值增加。第三,数字人民币可以加强各种货币政策工具之间的联动机制。随着数字人民币发行比例的增加,在法定存款准备金率冲击下,短期内汇率和常备借贷便利波动明显,各类货币政策工具联动效应增强;在汇率冲击下,贷款利率和法定存款准备金率短期内波动较大,利率与汇率联动机制显著。

基于以上研究内容,本文提出以下政策建议。第一,逐步研发以数字货币为基础的新型货币政策调节工具,考虑将数字货币作为政府宏观审慎监管的新渠道。央行应加强数字人民币在监测货币乘数、货币流通速度等方面的应用,更加精准、科学和有效的调整货币总量以及结构,为货币政策工具的创新提供更多条件。数字人民币引入后可以加大利率和汇率对市场反应的灵敏度,促进各类货币政策工具之间的联动机制,这不仅可以有效缩短货币政策调节周期,提高央行稳定金融运行的能力,监控金融系统中的累积风险,抑制金融体系内的顺周期风险积聚,还可以进一步健全“双支柱”调控框架,保障货币政策和宏观审慎政策的有效配合。

第二,加快数字人民币的基础设施建设,赋能数字经济高质量发展。央行可以充分利用数字人民币的电子化特征和数据价值,深化数字人民币的前瞻性探索。一方面,通过推进数字人民币基础设施建设,助力数字人民币应用场景和试点范围加速扩容。建议商业银行加快数字人民币的应用系统建设和终端配套替换,重点提升数字人民币的安全保障技术,构建多层次联防联控安全运营体系。另一方面,数字人民币有利于降低银行与企业之间的信息不对称程度。建议商业银行积极探索“数字人民币+供应链金融”“数字人民币+数字融资租赁”等新模式,帮助中小企业纾解融资的堵点和难点。特别是加大对经济不发达地区的试

点覆盖范围，提升数字人民币的金融服务普惠性和可得性，为数字经济高质量发展提供要素保障。

第三，积极探索数字人民币的跨境支付试点，进一步提升人民币的国际影响力。数字人民币在跨境金融服务方面具有较大的提升空间。一方面，可以加快建设数字人民币的跨境试点。中国人民银行可以通过提升数字人民币的跨境应用测试，完善数字人民币跨境使用的技术条件。继续加强数字人民币与跨境电子商务的平台结合，助力数字人民币在跨境贸易、离岸金融服务、人民币结算等方面的应用。另一方面，可以探索以数字人民币为核心的国际结算体系，积极推进数字人民币的国际化进程。进一步，建议央行完善与数字人民币发展适应的汇率定价机制，推动数字人民币与“一带一路”沿线国家的区域合作，加大数字人民币的国际战略影响力，提升我国在国际支付结算体系中的话语权。

【参考文献】

- [1] 陈华, 巩孝康. 我国央行数字货币问题研究[J]. 学术交流, 2021 (2) : 118-131
- [2] 戴金平, 金永军, 刘斌. 资本监管、银行信贷与货币政策非对称效应[J]. 经济学 (季刊), 2008 (2) : 481-508
- [3] 方显仓, 黄思宇. 数字货币与中国货币政策转型[J]. 学术论坛, 2020 (2) : 91-101
- [4] 方兴, 郭子睿. 第三方互联网支付、货币流通速度与货币政策有效性——基于 TVP-VAR 模型的研究[J]. 经济问题探索, 2017 (3) : 183-190
- [5] 姜婷凤, 陈昕蕊, 李秀坤. 法定数字货币对货币政策的潜在影响研究——理论与实证[J]. 金融论坛, 2020 (12) : 15-26
- [6] 蓝天, 庞春阳, 肖晶, 张星星. 法定数字货币、前瞻条件触发与货币政策传导[J]. 南方金融, 2021 (2) : 38-52
- [7] 连飞. 开放经济条件下法定数字货币的宏观影响: 基于不计息和计息两种设计特征[J]. 国际经贸探索, 2022 (10) : 84-98
- [8] 吕江林, 郭珺莹, 张瀚弘. 央行数字货币的宏观经济与金融效应研究[J]. 金融经济研究, 2020 (1) : 3-19
- [9] 马克, 张泽栋. 法定数字货币对货币创造体系的影响研究[J]. 经济纵横, 2022 (1) : 110-119
- [10] 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 (3) : 57-69
- [11] 潘敏, 刘嫻. 中央银行借贷便利货币政策工具操作与货币市场利率[J]. 经济学动态, 2018 (3) : 48-62
- [12] 石峰, 宋晓玲, 荀雨菲. 大宗商品不确定性冲击与货币政策选择: 基于美元本位 DSGE 模型的分析[J]. 世界经济研究, 2022 (08) : 43-55+136
- [13] 谢星, 封思贤. 法定数字货币对我国货币政策影响的理论研究[J]. 经济学家, 2019 (9) : 54-63
- [14] 谢星, 张勇, 封思贤. 法定数字货币的宏观经济效应研究[J]. 财贸经济, 2020 (10) : 147-161
- [15] 姚前. 法定数字货币对现行货币体制的优化及其发行设计[J]. 国际金融研究, 2018 (4) : 3-11
- [16] 姚前. 法定数字货币的经济效应分析: 理论与实证[J]. 国际金融研究, 2019 (1) : 16-27
- [17] 印文, 裴平. 中国的货币电子化与货币政策有效性[J]. 经济学家, 2015 (3) : 39-46
- [18] 赵恒, 周延. 央行数字货币对货币结构与经济增长的影响效应研究[J]. 国际金融研究, 2022 (6) : 32-43
- [19] Barrdear J, Kumhof M. The Macroeconomics of Central Bank Issued Digital Currencies [R]. Bank of England Staff Working Paper, 2016, No.605
- [20] Bernanke B S, Gertler M, Gilchrist S. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework[J]. Handbook of macroeconomics, 1999 (1) : 1341-1393
- [21] Broadbent B. Central Banks and Digital Currencies[R]. speech at the London School of Economics, 2016 (2)
- [22] Christensen I, Dib A. The Financial Accelerator in An Estimated New Keynesian Model[J]. Review of Economic Dynamics, 2008, 11 (1) : 155-178
- [23] Gertler M, Gilchrist S, Natalucci F M. External Constraints on Monetary Policy and The Financial Accelerator[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2007, 39 (2) : 295-330
- [24] Glocker C, Towbin P. Reserve Requirements for Price and Financial Stability: When are they effective? [J]. International Journal of Central Banking, 2012, 8 (1) : 65-114
- [25] Prasad E. Central Banking in A Digital Age: Stock-taking and Preliminary Thoughts[R]. Brookings Institution Working Paper, 2018

Central Bank Digital Currency and Monetary Policy Effect -- DSGE Model Based on Open Economy

Hua Qiuling, Shi Yongdong, Zou Xinqi and Qiu Zepeng

Summary: Digital currency is a key field in the new round of international competition in digital economy. It is of great significance to grasp the development opportunities of central bank's digital currency for enhancing the power of international discourse and international competitive advantage. The purpose of this study is to analyze the dynamic impact of e-CNY on various macroeconomic sectors and monetary policy effects in the context of an open economy.

This paper constructs a DSGE model of small open economy, introduces deposit reserve penalty function and financial accelerator mechanism in the model, studies the dynamic impact of technology, deposit reserve ratio and exchange rate on various sectors of macro economy after the expansion of e-CNY issuance ratio, and analyzes the influence of e-CNY on the linkage mechanism of monetary policy instruments.

The findings are as follows: (1) In the short term, e-CNY can amplify the response of output, consumption and inflation to technology, interest rate and exchange rate shocks, and the long-term impact is small; (2) The increase in the proportion of e-CNY issuance has enhanced the central bank's macro-control efforts and regulatory efficiency. Under the impact of technology, the central bank's demand for commercial banks' deposit reserves can be reduced in the short term, the cost of commercial banks' deposit reserves will decrease, business performance will be improved, the investment and financing environment of enterprises will be optimized, and investment and corporate net worth will increase; (3) e-CNY can strengthen the linkage mechanism between monetary policy instruments. With the increase of the proportion of e-CNY issuance, the exchange rate and standing lending facility fluctuate significantly in the short term under the impact of the statutory deposit reserve ratio, and the linkage effect of various monetary policy tools is enhanced. Under the impact of exchange rate, loan interest rate and legal deposit reserve ratio fluctuate greatly in the short term, and the linkage mechanism between interest rate and exchange rate is significant.

This paper puts forward the following policy suggestions: First, gradually develop new monetary policy adjustment tools based on e-CNY, and consider using e-CNY as a new channel for the government's macro-prudential supervision. Second, accelerate the construction of e-CNY infrastructure to enable high-quality development of digital economy. Third, we should actively explore pilot projects for cross-border payment of e-CNY to further enhance the international influence of RMB.

Keywords: e-CNY; Monetary policy; Financial accelerator; Dynamic Stochastic General Equilibrium

“一带一路”倡议的进口价格效应

李宁静¹ 闫强明² 刘冲³

【摘要】进口贸易是一国引进技术与资本、繁荣活跃国内市场的关键环节,考察“一带一路”倡议是否有助于降低沿线国家进口价格具有重要意义。文章通过拓展 Antras 等(2017)的进口贸易模型,并利用双重差分方法,结合 2009-2018 年国家产品层面贸易数据,考察了“一带一路”倡议降低沿线国家进口价格的因果效应和作用机制。研究结果表明:(1)通过加入“一带一路”倡议,沿线国家的进口价格得到了显著的下降,这一结论在经过一系列稳健性检验后保持不变。(2)通过扩展进口来源国的竞争效应和提高进口方采购量的需求效应,“一带一路”倡议对降低沿线国家进口价格产生了积极作用。(3)“一带一路”倡议推动进口价格下降的主要动力来自于集约边际,价格降幅在资本技术密集型和垄断程度较强的行业更为明显,且对发展中国家影响也更为显著。文章研究充分表明“一带一路”倡议对于完善全球经济治理体系具有重要政策含义。

【关键词】“一带一路”倡议;进口价格;议价能力

一、引言

20 世纪 80 年代末以来,经济全球化的繁荣加深了世界各国的经贸联系,与之相伴随的是国家间发展不平衡等问题日益凸显。从全球分工的角度来看,发达国家在全球价值链中分布于“微笑曲线”两端,而发展中国家大多从事低附加值、高能耗的加工组装环节,中间投入则高度依赖进口(Liu 和 Qiu, 2016),由于资金匮乏、技术落后、工业化进程缓慢,难以自主生产资本、技术密集型产品,只能以较高的垄断价格进行进口采购(王元璋和阮红新, 1999, 2000; 马艳等, 2020),这将直接推高国内生产成本,加剧其面临“低端锁定”的风险(Humphrey 和 Schmitz, 2002; 张辉, 2005; 巫强和刘志彪, 2012)。同时,进口价格高企也会间接导致国内消费价格提升,加剧贫困、社会不稳定和通货膨胀等问题(Ivanic 和 Martin, 2008; Mundlak 和 Larson, 1992; Adam, 2011)。因此,在国际贸易中提高议价能力,维持进口价格的合理与稳定对于一国工业化发展、保障社会福利等问题均具有重要意义。

相较而言,大部分发展中国家进口价格体现了两个特征:一方面,其进口投入大多以资本、技术密集型产品为主,由于劳动强度、生产技术、管理水平等生产条件存在差异,这些产品本身就具有较高的国际价值;另一方面,发展中国家自身经济实力及竞争优势较弱,在产品流通领域处于相对劣势的贸易地位,在国际市场(特别是技术、资本密集型产品)中缺乏议价权(张少军和刘志彪, 2013; 吕越等, 2017),而拥有高议价能力的一方通常能够以更为有利的价格出售或购买产品(Inderst 和 Montez, 2019),高昂的进口价格降低了发展中国家接触高新技术与机器设备的机会,使其在全球利益分配中被边缘化,并最终影响一国的经济增速。针对这一问题,党的十九届五中全会明确提出要推动共建“一带一路”高质量发展,积极参与全球经济治理体系改革。实践人类命运共同体理念是“一带一路”倡议的初衷,也是希望通过该倡议实现的最高目

¹李宁静,北京大学经济学院博士生

²闫强明,北京大学经济学院博士后

³刘冲,北京大学经济学院特聘副教授

标。这为沿线各国更好更公平地参与国际贸易循环以及经济全球化健康可持续发展提供了新的契机。在此背景下，本文试图厘清“一带一路”倡议是否有利于降低沿线各国进口价格，从而帮助打破发展初期的国际价格垄断，以及其内在机制如何、是否存在异质性的价格效应。对上述问题的回答有助于为“一带一路”倡议推动共建公平合理的经贸环境提供更多理论和实证依据，同时对于如何进一步依托“一带一路”倡议完善全球经济治理体系，也具有重要的政策含义。

本文的研究主要基于以下两支文献：其一是围绕“一带一路”倡议的政策效应展开的研究，其二关于进口价格变动成因的讨论。就第一支文献而言，相关研究主要集中于讨论“一带一路”倡议对沿线国家的经济促进效应。具体而言，较多学者从产业链、价值链的角度切入，发现“一带一路”倡议对于沿线国家存在价值链优化的作用（戴翔和宋婕，2021），可以通过与中国产业融合程度的加深（姚星等，2019），提升沿线各国的分工地位（王恕立和吴楚豪，2018），而对外直接投资、基础设施建设等合作方式则是“一带一路”倡议对沿线国家发挥效应的主要抓手（金刚和沈坤荣，2019；吕越等，2019；张辉等，2021）。总结来看，目前鲜有文献就“一带一路”倡议如何影响进口价格展开系统性分析，较为接近的是探究“一带一路”倡议背景下汇率变动对中国进口价格的影响（曹伟等，2019），但相较而言，本文的研究侧重于“一带一路”倡议各政策优先领域如何通过竞争和需求效应对沿线各国进口价格发挥作用，是对已有文献的进一步拓展和补充。第二支文献是进口价格变动成因的相关研究。根据一价定律（The Law of One Price），同一产品在不同地区的销售价格应是一致的，但在现实中产品在不同进口国价格存在巨大差异（De Loecker 和 Warzynski，2012；Fontaine 等，2020），学者对进口价格变动的成因展开了一系列分析。具体而言，现有文献主要从三个方面讨论了进口价格的变动成因。其一是汇率对价格的传递效应，由于价格粘性、通货膨胀环境及对外开放程度等因素，汇率对价格的影响效应大小存在差异（Gopinath 和 Itskhoki，2010；Drozd 和 Nosal，2012；Fitzgerald 和 Haller，2014）。其二是关税对进口价格的影响效应，有关研究认为进口关税与进口价格存在显著的正相关性，但进口关税的变化仅能部分传递至价格（Amiti 等，2019，2020；魏浩和张文倩，2022）。其三是信息成本的作用，现有文献认为大部分无法被观测到的信息成本能够对进口价格造成显著正向影响（Head 和 Mayer，2013；Steinwender，2018）。总结来看，已有文献对进口价格的研究主要有以下两个特点：第一，关于国际贸易协定如何影响参与国价格的研究相对较少，这方面的文献集中于从进口关税的角度讨论 WTO/GATT 对相关国家进出口价格的影响，本文以“一带一路”倡议为研究对象，其内涵不止于贸易协定，参与国间通过多种方式（基础设施建设、对外投资、关税变化等）展开合作，具有丰富的实践特性，本文正是基于此开展研究。第二，从影响机制来看，已有文献主要从企业生产率、产品质量及价格粘性等维度进行考察，忽略了买卖双方外部选择价值及交易规模对价格的影响，这为本文的研究提供了可能的突破空间。

本文的创新之处主要体现在以下几个方面：第一，就研究议题而言，一方面，本文是现有文献中较早研究“一带一路”倡议价格效应的文章，本文首次将议价能力和交易强度等作用机制纳入统一框架分析“一带一路”倡议对进口价格的影响效应，为深刻认识“一带一路”倡议内涵以及如何推动沿线各国更好更公平地参与国际贸易循环提供了理论依据。另一方面，不同于已有文献侧重于研究关税或汇率等因素的进口价格传递效应，本文立足于“一带一路”倡议的丰富实践特性，对其价格效应进行了针对性的政策效力分析，是对进口价格变动成因在研究视角和内容上的拓展。第二，研究方法上，本文拓展了 Antras 等（2017）进口贸易模型，通过加入不完全契约的设定，将国际交换中可能存在的垄断特征引入分析框架，探讨了国际贸易网络的外源性价值和交易深度，从机制上区分和度量了“一带一路”倡议推动沿线各国进口价格下降的内在机理。另外，利用多期双重差分方法并通过对各国产品层面进口商品价格指数集约和广约维度精细化测算，较为严谨地识别了“一带一路”倡议推动参与国进口价格下降的因果效应。第三，从研究意义上，进口贸易

对于一国引进技术与资本、繁荣活跃国内市场具有重要意义, 考察“一带一路”倡议是否有助于降低沿线国家进口价格尤为必要。通过分析丰富的国家-产品层面贸易数据, 本文的研究结果有助于客观评估“一带一路”倡议对于推动和促进全球经济治理体系朝着更为合理、均衡方向发展的现实政策效应, 同时也为后续的相关研究提供了理论和实证的支持。

本文余下结构安排如下: 第二部分是理论模型, 第三部分介绍本文实证研究的变量、数据和模型设定; 第四部分汇报本文的基本回归结果, 并进行稳健性检验; 第五部分是机制及异质性分析; 第六部分是结论。

二、理论模型

本节将介绍一个加入不完全契约的中间品进口贸易模型, 以考察“一带一路”倡议如何对参与国进口价格产生影响。假设存在 N 个国家, 国家 i 的消费者效用函数如公式 (1) 所示:

$$U_i = (\int_{\omega \in \Omega_i} q_i(\omega)^{\frac{(\sigma-1)}{\sigma}} d\omega)^{\frac{\sigma}{(\sigma-1)}} \quad (1)$$

其中, Ω_i 表示国家 i 的消费者可选商品种类 ω 的集合, $q_i(\omega)$ 表示消费者对商品 ω 的消费量, σ 为消费者替代弹性。求解消费者效用最大化问题可得需求函数如公式 (2) 所示。

$$q_i(\omega) = E_i P_i^{\sigma-1} p_i(\omega)^{-\sigma} \quad (2)$$

其中, $p_i(\omega)$ 即商品 ω 的价格, P_i 、 E_i 分别表示国家 i 的综合价格指数及总支出, $P_i = \int_{\omega \in \Omega_i} p_i(\omega)^{1-\sigma} d\omega)^{\frac{1}{(1-\sigma)}}$ 。

国家 i 的最终品生产企业支付固定成本 f_{ei} 进入市场并获取随机的生产率 φ 生产同一种产品, 企业投入连续的中间品 $v \in [0, 1]$ 生产最终产品 $q_i(\varphi)$, 生产函数如公式 (3) 所示。

$$q_i(\varphi) = \int_0^1 I_i(v)^{\frac{(\rho-1)}{\rho}} dv^{\frac{\rho}{(\rho-1)}} \quad (3)$$

求解企业成本最小化问题可得最终产品的单位成本 $c_i(\varphi)$ 如公式 (4) 所示, 中间品的条件要素需求函数 $I_i(v)$ 如公式 (5) 所示。

$$c_i(\varphi) = \frac{1}{\varphi} \int_0^1 z_i(v)^{1-\rho} dv^{\frac{1}{(1-\rho)}} = \frac{1}{\varphi} Z_i \quad (4)$$

$$I_i(v) = z_i(v)^{-\rho} Z_i q_i \quad (5)$$

其中, $z_i(v)$ 为国家 i 对中间品 v 的采购价格, Z_i 即中间品综合价格指数。中间品生产是全球化的, 企业可从全球进口中间品, 国家 i 选择从国家 j 进口中间品需要支付固定成本 f_{ij} 。企业可选择从多个国家进口不同中间品, $J_i(\varphi)$ 表示企业选择进口的国家集合, 刻画了企业的进口策略。Antras 等 (2017) 假设国家 j 供应商按照其边际成本设定中间品价格 $z_{ij}(v)$, 与之不同的是, 本文在其框架基础上, 参考 Heise (2016) 的设定假设中间品市场买卖双方按照自我实现的不完全契约 (Self-Enforcing Contract) 确定中间品价格。现实中几乎所有国际贸易都无法事前预知所有外部环境不确定性, 受制于不同国家法律制度的差异, 在跨境货物交换中交易双方很可能因为诸多原因背离契约。不完全契约对于贸易中各方利润分配、价格设定等均能产生重要影响 (Castellares 和 Salas, 2019)。在此背景下, 本文通过引入不完全契约, 允许交易双方能够背离契约, 并将中间品贸易中买卖双方外部选择权及交易深度纳入分析框架, 从而为“一带一路”倡议对进口价格的影响机制提供贴合现实的理论基础。

若国家 i 向国家 j 的供应商采购中间品 v , 则需基于当期 t 的状态 h_t 设定合约 δ , 合约 δ 规定了函数序列 $(I_{ij}(v, h_t), T_{ij}(v, h_t))_t^\infty$, 其中 $I_{ij}(v, h_t)$ 表示中间品 v 的采购数量, $T_{ij}(v, h_t)$ 表示向供应商支付的金额, 则采购

价格为 $z_{ij}(v) = \frac{T_{ij}(v, h_t)}{I_{ij}(v, h_t)}$ 。那么，合约对于国家 i 企业 φ 的价值如公式（6）所示，其中， $R_i(I_{ij}; \varphi)$ 即企业 φ 根据需求函数（2）及生产函数（3）生产获得的收入。

$$V_i(\delta; \varphi, h_t) = R_i(I_{ij}; \varphi) - T_{ij}(v, h_t) + E \sum_{o=0}^{\infty} \beta^{o+1} \{R_i(I_{ij}; \varphi) - T_{ij}(v, h_o)\} \quad (6)$$

国家 j 的供应商效用函数 u 满足 $u' > 0$, $u'' < 0$, 令 $a_j(v)$ 表示供应商生产中间品 v 的生产率水平，假设其服从 Frechet 分布：

$$\Pr(a_j(v) \leq a) = e^{-T_j a^{-\theta}} \quad T_j > 0, \theta > 1 \quad (7)$$

供应商向国家 i 供应中间品 v 的单位成本为 $w_j \tau_{ij}$ ，其中， w_j 表示国家 j 的劳动工资， τ_{ij} 表示 i 、 j 两地贸易成本。公式（8）描述了合约对于供应商的价值，由（8）式可知在给定状态为 h_t 的情况下，供应商生产率越高越能通过供应中间品 v 获得更大效用。

$$W_j(\delta; h_t) = u(a_j(v) T_{ij}(v, h_t) - w_j \tau_{ij} I_{ij}) + E \sum_{o=0}^{\infty} \beta^{o+1} \{u(a_j(v) T_{ij}(v, h_t) - w_j \tau_{ij} I_{ij})\} \quad (8)$$

与 Thomas 和 Worrall（1988）及 Heise（2016）对合约问题的求解方法一致，引入状态变量 W 用以描述供应商期望的合约总价值，令 W_{ij} 表示国家 i 的企业 φ 向国家 j 的供应商承诺的未来合约价值，那么在 t 期状态 h_t 被揭晓之前，国家 i 的企业 φ 面临的合约问题如下所示：

$$\max_{\{I_{ij}, T_{ij}, W_{ij}\}} V_i(h_{t-1}, W) = E[R_i(I_{ij}; \varphi) - T_{ij} + \beta V_i(h_t, W_{ij})] \quad (9)$$

约束条件为：

$$W = E[u(a_j(v) T_{ij}(v, h_t) - w_j \tau_{ij} I_{ij}) + \beta W_{ij}] \quad (10)$$

$$R_i(I_{ij}; \varphi) - T_{ij} + \beta V_i(h_t, W_{ij}) \geq O_i \quad (11)$$

$$u(a_j(v) T_{ij}(v, h_t) - w_j \tau_{ij} I_{ij}) + \beta W_{ij} \geq O_j \quad (12)$$

其中，公式（10）即守约约束（promise-keeping constraint），公式（11）、（12）即参与约束， O_i 、 O_j 刻画了各自外部选择的价值，若合约参与方合约价值小于其外部选择价值，那么参与方将背离合约。由于进口策略 $J_i(\varphi)$ 集合越大意味着企业 φ 越有可能寻找到能够提供更低采购价格的供应商，外部选择的收益越大。因此，本文假设对于 $J_i \subseteq J_{i'}$ ，有 $O_i \leq O_{i'}$ ⁴。求解以上合约问题可得一阶条件：

$$\frac{1+o_i}{\lambda+o_j} = u'(a_j(v) T_{ij}(v, h_t) - w_j \tau_{ij} I_{ij}) \quad (13)$$

其中， λ 、 o_i 、 o_j 是约束条件（公式（10）-（12））的拉格朗日乘子，进一步将采购价格 $z_{ij}(v)$ 表示为：

$$z_{ij}(v) = \frac{1}{a_j(v)} \left[w_j \tau_{ij} + u'^{-1} \left(\frac{1+o_i}{\lambda+o_j} \right) \frac{1}{I_{ij}(v)} \right] = \frac{1}{a_j(v)} \mu_{ij} \quad (14)$$

其中， o_i 、 o_j 反映了买卖双方不同的议价能力， $I_{ij}(v)$ 体现了双方交易强度。由于企业可向全球进口中间品，国家 i 企业最终确定以 $z_{ij}(v)$ 的采购价格向国家 j 供应商采购中间品还需满足的条件是 $z_{ij}(v)$ 为其采购策略所属国家中的最低价：

$$z_i(v, \varphi; J_i(\varphi)) = \min_{j \in J_i(\varphi)} \left\{ \frac{1}{a_j(v)} \mu_{ij} \right\} \quad (15)$$

企业的优化问题分为两步：一方面，企业选择最优的进口策略 $J_i(\varphi)$ 以实现利润最大化。另一方面，在给定进口策略 $J_i(\varphi)$ 下，企业根据公式（15）选择进口策略中最低价进口中间品进行生产。由于 $a_j(v)$ 服从 Frechet 分布，进一步可得⁵

⁴ 令 i' 表示对于国家 i 而言，给定其他条件不变，仅进口策略集合更大的反事实状态。

⁵ 推导详见本文的工作论文附录 A

$$c_i(\varphi) = \frac{1}{\varphi} Z_i = \frac{1}{\varphi} (\gamma \Theta_i(\varphi))^{-\frac{1}{\theta}} \quad (16)$$

$$\Theta_i(\varphi) \equiv \sum_{j \in J_i(\varphi)} T_j(\mu_{ij})^{-\theta} \quad (17)$$

其中, $\gamma = [\Gamma(\frac{\theta+1-\rho}{\theta})]^{\frac{1}{(1-\rho)}}$ 。那么, 在给定进口策略 $J_i(\varphi)$ 情况下, 企业最优问题可写为:

$$\max_{p_i(\varphi)} (p_i(\varphi) - c_i(\varphi)) q_i(\varphi) - w_i \sum_{j \in J_i(\varphi)} f_{ij} \quad (18)$$

结合需求函数 (公式 (2)) 求解企业优化问题, 可得企业利润:

$$\pi_i = B_i \varphi^{\sigma-1} (\gamma \Theta_i(\varphi))^{\frac{\sigma-1}{\theta}} - w_i \sum_{j \in J_i(\varphi)} f_{ij} = B_i \varphi^{\sigma-1} (\gamma \sum_{j \in J_i(\varphi)} T_j(\mu_{ij})^{-\theta})^{\frac{\sigma-1}{\theta}} - w_i \sum_{j \in J_i(\varphi)} f_{ij} \quad (19)$$

其中, $B_i \equiv \frac{1}{\sigma} (\frac{\sigma}{\sigma-1})^{1-\sigma} E_i P_i^{\sigma-1}$ 。根据公式 (19), 企业将选择一个策略确定进口国家范围, 使得利润水平最高, 即

$$\max_{D_{ij} \in \{0,1\}_{j=0}^N} B_i \varphi^{\sigma-1} (\gamma \sum_{j \in J_i(\varphi)} D_{ij} T_j(\mu_{ij})^{-\theta})^{\frac{\sigma-1}{\theta}} - w_i \sum_{j \in J_i(\varphi)} D_{ij} f_{ij} \quad (20)$$

其中, D_{ij} 为选择函数, 若国家 i 企业选择将国家 j 纳入进口国集合 $J_i(\varphi)$, 则 $D_{ij} = 1$, 否则 $D_{ij} = 0$ 。

大量研究已经证明 “一带一路” 倡议对于沿线国家生产和运输成本 (de Soyres 等, 2019; Baniya 等, 2020) 的降低发挥了显著的作用, 并通过降低贸易成本, 促进沿线各国的贸易合作 (张会清, 2017)。借鉴前人研究, 本文将 “一带一路” 倡议类似定义为一次外生的贸易成本冲击, 考虑可变贸易成本 τ_{ij} 降低如何影响一国进口价格。由前文可知国家 i 综合采购价格如公式 (21) 所示, 接下来讨论可变贸易成本 τ_{ij} 降低采购价格的渠道。

$$Z_i = (\gamma \Theta_i(\varphi))^{-\frac{1}{\theta}} = (\gamma \sum_{j \in J_i(\varphi)} T_j(\mu_{ij})^{-\theta})^{-\frac{1}{\theta}} \quad (21)$$

贸易成本 τ_{ij} 能够通过进口采购策略影响采购价格。令 N_i 表示国家 i 进口策略中的国家数量 ($N_i = \sum_{j=1}^N D_{ij}$), 贸易成本 τ_{ij} 的下降将导致国家 i 进口策略集合扩大或不变 (即对于 $\tau_{i'j} < \tau_{ij}$, 有 $N_{i'} \geq N_i$, $J_i \subseteq J_{i'}$)⁶, 这将使得国家 i 企业外部选择价值提高 ($O_i \leq O_{i'}$), 若 $O_{i'}$ 足够大时, 为使国家 i 企业不违背合约, 根据公式 (14), 国家 j 供应商有激励降低其中间品销售价格 (μ_{ij} 下降)⁷, 从而导致国家 i 的中间品采购价格 Z_i 下降, 本文则将其定义为进口国数量提高的竞争效应。综上本文提出以下命题:

命题 1: “一带一路” 倡议能够通过扩展进口合作伙伴的渠道产生竞争效应, 降低成员国进口采购价格。

贸易成本 τ_{ij} 通过中间品需求影响采购价格。由于贸易成本 τ_{ij} 下降能够提高企业利润, 优化决策下, 企业将选择生产更多最终品, 这意味着对中间品投入 $I_i(v)$ 的需求提高⁸, 给定其他条件不变的情况下, $I_{ij}(v)$ 至少不会降低。结合合约的一阶条件 (公式 (13)) 可知国家 i 企业向 j 地供应商支付的总金额为 $T_{ij} = \frac{w_j \tau_{ij}}{a_j(v)} I_{ij} +$

$\frac{1}{a_j(v)} u^{1-\lambda} \left(\frac{1+o_i}{\lambda+o_i} \right)$, 其中第一项 ($\frac{w_j \tau_{ij}}{a_j(v)} I_{ij}$) 即生产中间品 v 所必须支付的总生产成本部分, 产品购买量 I_{ij} 越大,

⁶ 推导详见本文的工作论文附录 B

⁷ 推导详见本文的工作论文附录 C

⁸ 推导详见本文的工作论文附录 D

则所需支付的总生产成本越高。第二项 $(\frac{1}{a_j(v)} u'^{-1} (\frac{1+o_i}{\lambda+o_j}))$ 即由买卖双方外部选择价值不同而产生的溢价部分，这部分产品溢价不受产品购买量 I_{ij} 的影响，仅与买卖双方议价能力有关。其他条件不变的情况下， j 地供应商议价能力越强，则其获得的总支付 T_{ij} 越多。进一步地，由于采购价格 $z_{ij}(v) = \frac{T_{ij}(v, h_t)}{I_{ij}(v, h_t)} = \frac{w_j \tau_{ij}}{a_j(v)} + \frac{1}{a_j(v) I_{ij}} u'^{-1} (\frac{1+o_i}{\lambda+o_j})$ ，可知买方产品购买量 I_{ij} 的提高能够稀释产品溢价部分，从而降低采购价格，即随着采购量的提高供应商会提供一定程度的价格折扣。本文将此定义为中间品采购数量提高的需求效应，据此本文提出第二个命题：

命题 2：“一带一路”倡议能够通过促进采购数量的渠道产生需求效应，降低成员国进口采购价格。

三、实证策略与数据说明

（一）计量模型设定

为分析一国参与“一带一路”倡议是否有助于降低其进口价格，本文以“一带一路”倡议的提出作为准自然实验，考察其对进口价格的影响机制。具体地，本文的模型构建如下：

$$P_{sjt} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{jt} + \alpha_2 X_{j,t} + \alpha_3 X_{s,j,t} + \gamma_{st} + \mu_{sj} + \theta_t + \varepsilon_{sjt} \quad (22)$$

其中，下标 s 、 j 和 t 分别表示行业、国家和年份， P_{sjt} 即国家 j 行业 s 在 t 年的进口价格指数，是本文关注的核心被解释变量。倍差项 DID_{jt} 为本文关注的核心自变量，衡量了一国是否在当年加入“一带一路”倡议，若在样本当年加入则为 1，否则为 0。本文选取正式与中国签署“一带一路”合作文件作为界定一国参与“一带一路”倡议的标准⁹。本文样本期为 2010-2018 年，考虑到“一带一路”倡议对参与国的影响具有时滞性，剔除了 2018 年参与“一带一路”倡议的国家样本。此外，本文在模型中加入了国家-时间层面、国家-行业-时间层面的控制变量以控制随时间变化的国家和行业特征影响，最后本文控制了行业-年份固定效应 γ_{st} 、个体固定效应 μ_{sj} 及时间固定效应 θ_t ， $\varepsilon_{fcs,t}$ 表示残差项。

（二）变量与数据说明

1. 被解释变量

国家 j 行业 s 在 t 年的进口价格指数 P_{sjt} 是本文关注的核心被解释变量。本文借鉴 Amiti 等（2020）对价格指数的计算方法，构建进口价格指数 P_{sjt} 。具体地，被解释变量 P_{sjt} 的数据处理过程为：首先通过 CEPII 数据库得到 2009-2018 年国家或地区的 hs6 位码产品层面的双边贸易单位价值及数量，将 HS 产品编码转换为 BEC(Broad Economic Categories)产品编码，根据 BEC 产品分类剔除消费品和资本品，保留中间产品信息，并以 2009 年作为基期确定每期共同产品集合、共同进口国集合，其次，借鉴 Broda 等（2017）及李保霞等（2020）的测算方法得到各国商品替代弹性，最后，根据 Amiti 等（2020）的计算方法在 hs4 位码层面汇总得到国家 j 行业 s 在 t 年的进口价格指数 P_{sjt} 。

2. 其他解释变量

本文选取对进口价格指数可能产生影响的国家-年份层面变量以控制随时间变化的国家因素影响，包括生产效率对数值 ($\ln TFP$)、汇率水平对数值 ($\ln EX$)、国内价格指数 (HP)，法制水平对数值 ($\ln ROL$)。另

⁹参与国、参与时间来源于 <https://www.yidaiyilu.gov.cn/>

外,使用价格差异对数值($\ln CV^{10}$)作为国家-行业-年份层面的控制变量。本文回归所用数据集样本时间维度设定为2010-2018年,样本观测值531,947个,包含146个国家和地区的相关信息¹¹。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

本部分将根据方程(22)考察“一带一路”倡议对参与国进口价格的影响效应,结果如表1所示。第(1)列控制了个体及时间固定效应,第(2)列加入国家-年份层面控制变量,第(3)列进一步加入价格差异对数值 $\ln CV$,第(4)列控制了行业-年份固定效应,第(5)列进一步在hs4位码层面聚类。结果显示差分项系数均在1%水平显著为负,这说明“一带一路”倡议能够显著降低参与国进口价格。

表1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	进口价格指数	进口价格指数	进口价格指数	进口价格指数	进口价格指数
倍差项	-0.028*** (0.002)	-0.019*** (0.002)	-0.018*** (0.002)	-0.018*** (0.002)	-0.018*** (0.003)
生产率对数值		-0.163*** (0.015)	-0.162*** (0.015)	-0.155*** (0.015)	-0.155*** (0.022)
汇率对数值		-0.013*** (0.002)	-0.013*** (0.002)	-0.012*** (0.002)	-0.012*** (0.003)
国内价格指数		0.201*** (0.008)	0.200*** (0.008)	0.198*** (0.007)	0.198*** (0.010)
法制水平对数值		-0.037*** (0.011)	-0.037*** (0.011)	-0.042*** (0.010)	-0.042** (0.018)
价格差异对数值			-0.009** (0.004)	-0.008* (0.004)	-0.008 (0.005)
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	否	否	否	是	是
行业 Cluster	否	否	否	否	是
Observations	531 947	531 947	531 947	531 892	531 892
R-squared	0.544	0.545	0.545	0.573	0.573

注:小括号内为系数标准差;*、**、***分别表示在10%、5%和1%的意义上显著。行业为HS4位码层面,以下各表均在HS4位码层面聚类。

(二) 识别策略检验

1. 平行趋势检验

多期双重差分识别策略的核心前提假设是政策事件发生前,处理组和对对照组的变化趋势一致。因此,本文在基准回归中加入倡议前后年份的虚拟变量进行平行趋势检验,如公式(23)所示,其中, $DID_{n_{jt}}$ 表示政策实施前n年的年份虚拟变量和处理变量交互项, $DID_{0_{jt}}$ 表示政策实施当年的年份虚拟变量与处理变量交互项, $DID_{m_{jt}}$ 表示政策实施后m年的年份虚拟变量与处理变量交互项。图1汇报了政策实施当年及前后3年的趋势变化,可以发现处理组在参与“一带一路”倡议之前和对照组的变化趋势是一致的,不存在显著差异,而政策实施之后处理组国家的进口价格显著下降。

¹⁰计算方式如公式22所示

¹¹相关变量统计描述及数据来源详见本文的工作论文附录表F.2

$$P_{sjt} = \alpha_0 + \sum_n \alpha_{1n} DID_n_{jt} + \alpha_2 DID0_{jt} + \sum_m \alpha_{3m} DIDm_{jt} + \alpha_4 X_{j,t} + \gamma_{st} + \mu_{sj} + \theta_t + \varepsilon_{sjt} \quad (23)$$

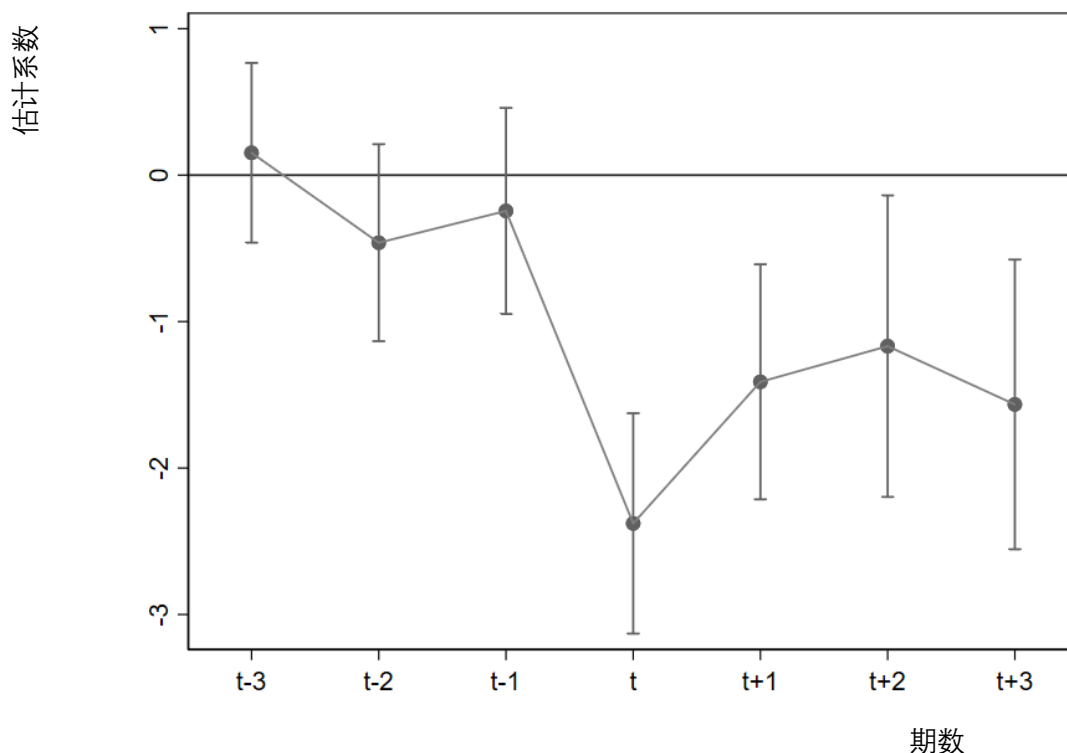


图 1 平行趋势检验结果

2. 处理效应异质性检验

使用双向固定效应模型评估处理效应时，若同一组的处理效应随时间变化或者不同组的处理效应不同，则估计量很可能受到处理效应异质性的干扰（Godman-Bacon，2021）。鉴于此本文使用 Goodman-Bacon 分解法¹²对处理效应异质性进行检验，结果显示本文不存在明显的处理效应异质性问题，另外，本文使用 De Chaisemartin 和 d'Haultfoeuille（2020）提供的检验系数对异质性处理效应进行评估，结果亦说明本文倍差项估计系数较为稳健¹³。

（三）内生性讨论

本文的内生性问题主要可能来自两点：其一是可能存在其他遗漏变量导致估计偏误，例如存在某些同期政策对进口价格产生影响，其二是“一带一路”加入国家的非随机性，也即“一带一路”外生冲击的非随机性，本文采用多种方法针对这两个可能存在的问题进行检验。借鉴 Bastos（2020）的做法，本文构建法制水平暴露程度 RQ_{jt} 来刻画国家 j 受中国法规质量的暴露程度，如公式（24）所示。其中， $lnRLC_t$ 是 t 年中国的法制指数¹⁴，该指数反映了合同执行人对社会规则的信心和遵守程度， $lnRLC_t$ 越高说明在中国的法制环境下合同执行效力越强，违约风险相对更低。 SM_j 表示国家 j 与中国的进出口相似度指数，使用基期（2009 年）贸易数据计算得到，计算方法为 $SM_j = \sum_s \min \{exp_{js}, impC_s\}$ ， exp_{js} 、 $impC_s$ 分别表示国家 j 行业 s 的出口份额及中国行业 s 的进口份额，国家 j 与中国的进出口相似度指数 SM_j 越高说明国家 j 的出口结构与中国的进口结构相似程度越大，与中国的贸易互补性更强，更倾向于作为供应商向中国出口产品。为使结果更为

12 Goodman-Bacon（2021）将双向固定效应倍差法估计量拆分为若干个两时期两组别估计量（2×2-DID）的组合，并画出其对应的处理效应和权重，基于此对处理效应异质性问题进行检验

13 详见本文的工作论文附录表 F.3 及图 F.1

14 数据来源 <http://info.worldbank.org/governance/wgi/Home/Documents>

稳健, 本文还使用 t 年中国对外总进口对数值 (且剔除了中国向国家 j 进口的部分) $\ln Chi_{jt}$ 替换公式 (24) 中的 $\ln RLC_t$, 来构建需求冲击指标 $demand_{jt}$, 以此刻画国家 j 受中国对外需求的暴露程度。

$$RQ_{jt} = \ln RLC_t \times SM_j \quad (24)$$

使用 RQ_{jt} 及 $demand_{jt}$ 作为工具变量的回归结果均较为稳健, 且通过了 Kleibergen-Paap rk LM 的工具变量识别不足检验及 Stock-Yogo 弱识别检验。为保证研究结论的严谨性, 本文还从多个视角进行了稳健性检验: ①政策唯一性检验。本文将属于“东欧 16+1”及 2010 年以后加入 WTO 的国家剔除, 并重新进行回归分析。②时间随机性检验。本文将实验组受到政策冲击的时间节点设定为样本期内某一随机年份, 并进行回归估计。③实验组和时间随机性检验。借鉴 Topalova (2010) 的思路, 本文随机抽取国家作为实验组并随机确定政策试点, 对回归过程随机进行 500 次, 得到伪倍差系数的核密度估计值并绘制成图。上述稳健性检验结果¹⁵均表明: 在缓解了可能的内生性问题后, 本文的核心结论依然成立。

五、进一步讨论

(一) 机制分析

本部分实证检验命题 1、命题 2 所提出的两个作用机制渠道。为探究“一带一路”倡议是否能够通过竞争效应和需求效应降低参与国进口价格, 借鉴温忠麟等 (2004)、张国建等 (2019) 关于中介效应的检验方法, 在政策效果识别的基础上构建如下检验方程:

$$P_{sjt} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{jt} + \alpha_3 X_{j,t} + \gamma_{st} + \mu_{sj} + \theta_t + \varepsilon_{sjt} \quad (25)$$

$$M_{sjt} = b_0 + b_1 DID_{jt} + b_2 X_{j,t} + \gamma_{st} + \mu_{sj} + \theta_t + \varepsilon_{sjt} \quad (26)$$

$$P_{sjt} = c_0 + c_1 DID_{jt} + c_2 M_{sjt} + c_3 X_{j,t} + \gamma_{st} + \mu_{sj} + \theta_t + \varepsilon_{sjt} \quad (27)$$

其中, M_{sjt} 为中介变量, “一带一路”倡议的政策总效应为 α_1 , 由前文可知 α_1 显著为负, 根据中介效应的检验步骤, 若回归中 b_1 、 c_2 显著, 则中介效应成立, 当 c_1 显著且绝对值小于 $|\alpha_1|$ 时, M_{sjt} 为部分中介变量, 当 c_1 不显著时, M_{sjt} 为完全中介变量。

1. 理论假设检验

在机制检验之前我们首先检验“一带一路”倡议对贸易成本¹⁶的影响, 使用贸易成本对数值 $\ln cost$ 作为中介变量按照模型 (25) - (27) 进行回归, 结果如表 2 所示, 第 (2) 列以贸易成本对数 $\ln cost$ 作为被解释变量, 倍差项系数在 1% 的水平上显著为负, 与理论一致, “一带一路”倡议能够显著降低参与国贸易成本, 第 (3) 列基于公式 (27) 估计, 贸易成本系数显著在 1% 的水平上显著为正, 且倍差项系数相较于第 (1) 列而言其绝对值有所降低, 这说明“一带一路”倡议确实能够通过降低贸易成本来对进口价格产生影响, 与本文理论假设相符。

¹⁵限于篇幅, 稳健性检验的结果不再展示, 详见本文的工作论文版本。

¹⁶贸易成本数据源自 <https://databank.shihang.org/databases/page/4>

表 2 假设前提检验

变量	(1)	(2)	(3)
	进口价格指数	贸易成本对数值	进口价格指数
倍差项	-0.018*** (0.003)	-0.124*** (0.001)	-0.016*** (0.003)
贸易成本对数值			0.017*** (0.002)
其他控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是
Observations	531 892	531 892	531 892
R-squared	0.573	0.721	0.573

2. 作用渠道检验

本文选取国家-行业层面的进口国数量对数值 $lnnum_{sjt}$ 作为中介变量进行中介效应检验，估计结果如表 3 第（1）-（3）所示，第（2）列以进口国数量对数值 $lnnum_{sjt}$ 作为被解释变量，倍差项系数在 1%的水平上显著为正，第（3）列基于公式（27）估计，中介变量系数显著在 1%的水平上显著为负，且倍差项系数相较于第（1）列而言其绝对值有所降低，控制住进口来源国数量后，“一带一路”倡议对进口价格的影响程度减弱，符合理论预期，即进口来源国范围提高带来的竞争效应是“一带一路”降低进口价格的一个重要渠道。类似地，本文选取国家-行业层面的进口商品数量对数值 lnq_{sjt} 作为中介变量，结果如表 3 第（4）、（5）所示，第（4）列报告了以进口商品数量对数值作为被解释变量的估计结果，第（5）列中进口商品数量系数在 1%的水平上显著为负，可见提高参与国进口需求是“一带一路”倡议降低进口价格的另一重要渠道。

表 3 “一带一路”倡议影响进口价格的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	进口价格指数	进口国数量对数	进口价格指数	进口商品数量对数	进口价格指数
倍差项	-0.018*** (0.003)	0.014*** (0.002)	- 0.017*** (0.003)	0.025*** (0.006)	- 0.016*** (0.003)
进口国数量对数			- 0.068*** (0.006)		
进口商品数量对数					- 0.087*** (0.003)
其他控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是
Observations	531 892	531 892	531 892	531 795	531 795
R-squared	0.573	0.943	0.574	0.960	0.584

（二）异质性分析

1. 贸易深度还是参与国广度

“一带一路”倡议一方面降低了沿线国家对初始供应商的采购价格，另一方面也提高了沿线国家新增进口国及产品种类。前者又可以称之为进口价格的集约边际部分（ P_{int} ），后者即进口价格的广约边际部分（ P_{ext} ）。表 4（1）、（2）列分别汇报了以进口价格的集约边际 P_{int} 和广约边际 P_{ext} 作为被解释变量的估计结果，结果显示“一带一路”倡议对集约边际 P_{int} 的影响效应更强。这意味着，就贸易公平性目标而言，“一带一路”倡议对于优化参与国集约边际的进口贸易取得了显著效果。

表 4 “一带一路”倡议对进口价格二元边际的影响

变量	(1)	(2)
	进口价格指数 (集约边际)	进口价格指数 (广约边际)
倍差项	-0.015*** (0.003)	-0.003*** (0.001)
其他控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
行业-年份固定效应	是	是
Observations	531 892	531 892
R-squared	0.578	0.447

2. “一带一路”倡议的优先领域

降低贸易成本是“一带一路”倡议对进口价格产生影响的前提条件，本部分核心关注“一带一路”倡议是否通过当前三大重点领域“信息沟通、贸易畅通及设施联通”推动了沿线国家进口价格的下降，考察不同领域为缓解发展中国家国际交换不等价问题的具体政策效果。就信息沟通来看，本节按照产品名称描述，将与租赁等商业活动有关的产品及含“组件、零件、芯片”等字眼的产品划分为信息敏感型产品，其余产品划分为非信息敏感型产品，回归结果如表 5（1）-（2）列所示，可知“一带一路”倡议对信息敏感型产品的价格效应更为明显。贸易畅通方面，本节按照 2010-2018 年各国关税变化程度对样本进行分类回归¹⁷，表 5（3）-（4）列显示对于关税降幅较大的国家而言，“一带一路”倡议带来的价格效应更加显著。设施联通方面，本节将产品名称中含“鲜、活、冷、冻”等字眼的产品及对运输安全性要求较高的易燃易爆产品划分为时间敏感型产品，其余产品为非时间敏感型产品，回归结果如表 5（5）-（6）所示，可见“一带一路”倡议更为显著地降低了时间敏感型产品的进口价格。综上可知，“一带一路”倡议通过当前三大重点领域“信息沟通、贸易畅通及设施联通”对参与国进口价格降低发挥了重要作用，其中降低贸易壁垒是其最重要渠道，通过数字丝路建设及交通基建发展对于缓解国际不等价交换问题仍具备较大潜力。

¹⁷将 2010-2018 年关税降幅超过四分位数的国家划分为关税降幅较大的国家

表 5 “一带一路”倡议的政策优先领域

变量	信息沟通		贸易畅通		设施联通	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	进口价格指数 (信息敏感型)	进口价格指数 (非信息敏感型)	进口价格指数 (关税降幅大)	进口价格指数 (关税降幅小)	进口价格指数 (时间敏感型)	进口价格指数 (非时间敏感型)
倍差项	-0.021**(0.009)	-0.018*** (0.003)	-0.060*** (0.009)	-0.014*** (0.003)	-0.020*** (0.005)	-0.017*** (0.003)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Observations	66 535	465 357	93 824	437 941	133 209	398 683
R-squared	0.530	0.582	0.594	0.583	0.596	0.566

3. “一带一路”倡议的行业/国家异质性

资本、技术密集型行业卖方垄断性更强，因此本文猜测“一带一路”倡议更能降低参与国在资本、技术密集型行业的进口价格。本文将行业分为“资本或技术密集型”和“劳动密集型”进行考察，按照 OECD 中对高技术产品的分类进行样本划分，表 6 汇报了两类行业分样本实证结果，结果显示“一带一路”倡议对“资本或技术密集型”行业的影响效应更大。

表 6 “一带一路”倡议对技术资本密集度行业不同的影响

变量	资本或技术密集型行业			劳动密集型行业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	进口价格指数	进口价格指数 (集约边际)	进口价格指数 (广约边际)	进口价格指数	进口价格指数 (集约边际)	进口价格指数 (广约边际)
倍差项	-0.021*** (0.006)	-0.018*** (0.006)	-0.003*** (0.001)	-0.017*** (0.003)	-0.014*** (0.003)	-0.003*** (0.001)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Observations	126 991	126 991	126 991	404 901	404 901	404 901
R-squared	0.528	0.531	0.452	0.593	0.599	0.446

此外，根据前文的分析，价格由成本及加成率组成，而竞争效应和需求效应刻画的是通过提高议价能力、扩大产品需求来降低采购价格加成率，“一带一路”倡议会对垄断型行业产生更强的价格效应。本文将行业划分为竞争型行业和垄断型行业，使用期初样本（2010 年样本）在 HS4 位码层面计算国家 j 行业 s 的赫芬达尔指数 HHI，以 HHI 中位数作为分界点，将大于 HHI 中位数的行业看作垄断型行业，其余行业看作竞争型行业。表 7 汇报了相关回归结果。结果显示“一带一路”倡议更能降低垄断型行业的进口价格。

表 7 “一带一路”倡议对垄断程度不同的行业影响

变量	竞争型行业			垄断型行业		
	(1) 进口价格指数	(2) 进口价格指数 (集约边际)	(3) 进口价格指数 (广约边际)	(4) 进口价格指数	(5) 进口价格指数 (集约边际)	(6) 进口价格指数 (广约边际)
倍差项	-0.010*** (0.003)	-0.007** (0.003)	-0.003*** (0.001)	-0.035*** (0.006)	-0.032*** (0.006)	-0.004*** (0.001)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Observations	332 681	332 681	332 681	199 037	199 037	199 037
R-squared	0.593	0.599	0.446	0.580	0.584	0.472

从国家异质性来看,许多发展中国家存在地缘劣势、技术落后等各种有形和无形的壁垒,在全球分工及国际交换中处于弱势地位,这种“不等价性”的背后一方面反映了发达国家与发展中国家不同竞争优势下形成的垄断因素,另一方面也是发展中国家在发达国家主导的国际经贸规则中话语权缺失的反映。为此本文根据世界银行关于国家类别的分类,将高收入国家视为发达国家样本,其余国家视为发展中国家,探究“一带一路”倡议是否为发展中国家提供了一个公平合理的经贸合作平台。分样本回归的结果如表 8 所示,结果显示“一带一路”倡议显著降低了发展中国家进口价格,但对发达国家无显著影响,综上可知,“一带一路”倡议优化参与国贸易地位的发力点集中在资本、技术密集型垄断行业,对于推动发展中国家加快工业化进程、缩短技术差距具有重要意义。这为“一带一路”倡议缓解国际交换的“不等价性”提供了实证的经验依据。

表 8 “一带一路”倡议对经济发展水平不同的国家影响

变量	发展中国家			发达国家		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	进口价格指数	进口价格指数 (集约边际)	进口价格指数 (广约边际)	进口价格指数	进口价格指数 (集约边际)	进口价格指数 (广约边际)
倍差项	-0.027*** (0.004)	-0.023*** (0.004)	-0.004*** (0.001)	-0.014*** (0.004)	-0.015*** (0.004)	0.001 (0.001)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Observations	243 641	243 641	243 641	287 825	287 825	287 825
R-squared	0.593	0.597	0.477	0.584	0.589	0.446

六、结论和政策启示

维持进口价格的合理与稳定对于一国工业化发展、保障社会福利等问题具有重要意义，这也是推动经济全球化健康可持续发展的应有之义。在此背景下，本文以沿线各国进口价格为切入口，从理论和实证层面探讨了“一带一路”倡议对于打破国际价格垄断、完善全球经济治理体系的实际政策效果。在理论层面，本文分析认为，“一带一路”倡议以互联互通为着力点，有助于扩大贸易网络并加强交易深度，为沿线各国提供交易外部价值，从而有助于降低其进口采购价格，推动沿线国家实现公平性贸易利得。在实证层面，本文基于 2009-2018 年 146 个国家和地区产品层面贸易数据，通过多期双重差分模型的计量检验结果表明：（1）通过加入“一带一路”倡议，沿线国家的进口价格得到了显著的下降，同时，在考虑了遗漏变量和政策非随机的影响下，本文的结论依然成立。（2）“一带一路”倡议通过扩展进口来源国引发的竞争效应和提高进口方采购量带来的需求效应，对降低沿线国家的进口价格产生积极作用。（3）进一步分析表明，“一带一路”倡议推动沿线各国价格下降的主要动力来自于集约边际，且价格降幅在资本技术密集型和垄断程度较强的行业更为明显，同时对发展中国家影响也更为显著。

本文的研究结果对于如何依托“一带一路”建设进一步完善全球经济治理体系，具有重要政策含义：（1）研究表明“一带一路”倡议对于发展中国家的价格效应较为显著，这部分国家经济增长普遍面临工业化成本居高不下的制约，仅仅依靠内生力量无法突破经济发展瓶颈。因此，应坚持推动和深化“一带一路”倡议的合作，这对于助推发展中国家打破经济落后恶性循环具有重要意义。（2）机制分析认为扩大贸易合作对象、强化贸易合作深度对于降低进口价格具有显著作用，这体现了沿线国家之间的多方合作及构建贸易网络的重要性，应积极推动共建“一带一路”合作平台，探索“一带一路”合作方式的多元化和合作对象的开放性，实现联动式共同发展。（3）异质性分析部分发现通过数字丝路建设对于价格效应的发挥仍具备较大潜力，因此应在“一带一路”倡议持续推进的过程中进一步发展数字化技术，合作拓展数字经济发展新空间。

【参考文献】

- [1] 曹伟,万谋,钱水土,等.“一带一路”背景下人民币汇率变动的进口价格传递效应研究[J].经济研究,2019,(06):136-150.
- [2] 戴翔,宋婕.“一带一路”倡议的全球价值链优化效应——基于沿线参与国全球价值链分工地位提升的视角[J].中国工业经济,2021,(06):99-117.
- [3] 金刚,沈坤荣.中国企业对“一带一路”沿线国家的交通投资效应:发展效应还是债务陷阱[J].中国工业经济,2019,(09):79-97.
- [4] 李保霞,王胜,伯雯.竞争国视角下的汇率传递:事实和机制分析[J].世界经济,2020,(08):3-25.
- [5] 吕越,李小萌,吕云龙.全球价值链中的制造业服务化与企业全要素生产率[J].南开经济研究,2017,(03):88-110.
- [6] 吕越,陆毅,吴嵩博,等.“一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验[J].经济研究,2019,(09):187-202.
- [7] 马艳,李俊,王琳.论“一带一路”的逆不等价性:驳中国“新殖民主义”质疑[J].世界经济,2020,(1):3-22.
- [8] 王恕立,吴楚豪.“一带一路”倡议下中国的国际分工地位——基于价值链视角的投入产出分析[J].财经研究,2018,(08):18-30.
- [9] 王元璋,阮红新.论国际市场的不等价交换——谈对陈同仇、薛荣久两先生“国际不等价交换观”的一点看法[J].理论月刊,2000,(03):31-32.
- [10] 王元璋,阮红新.简论国际市场的不等价交换[J].湖北财经高等专科学校学报,1999,(03):4-6.
- [11] 魏浩,张文倩.进口关税调整、传递效应与中国企业进口价格[J].经济学(季刊),2022,(03):933-954.
- [12] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004,(05):614-620.
- [13] 巫强,刘志彪.本土装备制造业市场空间障碍分析——基于下游行业全球价值链的视角[J].中国工业经济,2012,(03):43-55.
- [14] 姚星,蒲岳,吴钢,等.中国在“一带一路”沿线的产业融合程度及地位:行业比较、地区差异及关联因素[J].经济研究,2019,(09):172-186.
- [15] 张国建,佟孟华,李慧,等.扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估[J].中国工业经济,2019,(08):136-154.
- [16] 张辉,闫强明,李宁静.“一带一路”基础设施建设与经济增长[J].中国经济学人,2021,(03):26-61.
- [17] 张辉.全球价值链下地方产业集群升级模式研究[J].中国工业经济,2005,(09):11-18.
- [18] 张会清.中国与“一带一路”沿线地区的贸易潜力研究[J].国际贸易问题,2017,(07):85-95.
- [19] 张少军,刘志彪.国内价值链是否对接了全球价值链——基于联立方程模型的经验分析[J].国际贸易问题,2013,(02):14-27.
- [20] Adam C. On the macroeconomic management of food price shocks in low-income countries[J]. Journal of African Economies, 2011, 20(1): 63-99.
- [21] Amiti M, Dai M, Feenstra R C, et al. How did China's WTO entry affect US prices?[J]. Journal of International Economics, 2020, 126(9): 1-24.
- [22] Amiti M, Itskhoki O, Konings J. International shocks, variable markups, and domestic prices[J]. The Review of Economic Studies, 2019, 86(6): 2356-2402.
- [23] Antras P, Fort T C, Tintelnot F. The margins of global sourcing: Theory and evidence from us firms[J]. American Economic Review, 2017, 107(9): 2514-64.
- [24] Baniya S, Rocha N, Ruta M. Trade effects of the New Silk Road: A gravity analysis[J]. Journal of Development Economics, 2020, 146(9):1-18.
- [25] Bastos P. Exposure of belt and road economies to China trade shocks[J]. Journal of Development Economics, 2020, 145(6): 1-14.
- [26] Broda C, Greenfield J, et al. From Groundnuts to Globalization: A Structural Estimate of Trade and Growth[J]. Research in

Economics, 2017,71(4): 759-783.

[27] Castellares R, Salas J. Contractual imperfections and the impact of crises on trade: Evidence from industry-level data[J]. Journal of International Economics, 2019, 116(1): 33-49.

[28] De Chaisemartin C, d'Haultfoeuille X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American Economic Review, 2020, 110(9): 2964-2996.

[29] De Loecker J, Warzynski F. Markups and firm-level export status[J]. American economic review, 2012, 102(6): 2437-2471.

[30] De Soyres F, Mulabdic A, Murray S et al. How much will the Belt and Road Initiative reduce trade costs?[J]. International Economics, 2019, 159: 151-164.

[31] Drozd L A, Nosal J B. Understanding international prices: Customers as capital[J]. American Economic Review, 2012, 102(1): 364-395.

[32] Fitzgerald D, Haller S. Pricing-to-market: evidence from plant-level prices[J]. Review of Economic Studies, 2014, 81(2): 761-786.

[33] Fontaine F, Martin J, Mejean I. Price discrimination within and across EMU markets: Evidence from French exporters[J]. Journal of International Economics, 2020, 124(5): 1-19.

[34] Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.

[35] Gopinath G, Itskhoki O. Frequency of price adjustment and pass-through[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2010, 125(2): 675-727.

[36] Head K, Mayer T. What separates us? Sources of resistance to globalization[J]. Canadian Journal of Economics, 2013, 46(4): 1196-1231.

[37] Heise Sebastian. Firm-to-Firm Relationships and Price Rigidity Theory and Evidence[R]. CESifo Working Paper Series No. 6226, 2016.

[38] Humphrey J, Schmitz H. How does Insertion in Global Value Chains Affect Upgrading in Industrial Clusters[J]. Regional Studies, 2002, 36(9): 1017—1027.

[39] Inderst R, Montez J. Buyer power and mutual dependency in a model of negotiations[J]. The Rand Journal of Economics, 2019, 50(1): 29-56.

[40] Ivanic M, Martin W. Implications of higher global food prices for poverty in low-income countries [J]. Agricultural economics, 2008,39(10): 405-416.

[41] Liu Q, Qiu L D. Intermediate input imports and innovations: Evidence from Chinese firms' patent filings[J]. Journal of International Economics, 2016, 103(11): 166-183.

[42] Mundlak Y, Larson D F. On the transmission of world agricultural prices[J]. The World bank economic review, 1992, 6(3): 399-422.

[43] Steinwender C. Real effects of information frictions: When the states and the kingdom became united[J]. American Economic Review, 2018, 108(3): 657-696.

[44] Thomas J, Worrall T. Self-enforcing wage contracts[J]. The Review of Economic Studies, 1988, 55(4): 541-554.

[45] Topalova P. Factor immobility and regional impacts of trade liberalization: Evidence on poverty from India[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2010, 2(4): 1-41.

Import price effect of the Belt and Road initiative

Li Ningjing Yan Qiangming Liu Chong

Summary: Import trade is the key for a country to introduce technology and prosper its domestic market. It is of great significance to investigate whether the Belt and Road Initiative can help reduce the import prices of countries. By expanding the import trade model of Antras et al.(2017), and using the difference-in-difference method, combined with the product level trade data from 2009 to 2018, this paper examines the causal effect and mechanism of the Belt and Road Initiative to reduce the import prices of countries. The research results show that: (1) By joining the Belt and Road Initiative, the import prices of countries along the Belt and Road have decreased significantly, and this conclusion remains unchanged after a series of robustness tests. (2) By expanding the competitive effect of import source countries and increasing the demand effect of import procurement, the Belt and Road Initiative has played a positive role in import prices. (3) The main driving force comes from the intensive margin. The price decline is more obvious in capital technology intensive and monopoly intensive industries, and the impact on developing countries is more significant. The study fully shows that the Belt and Road Initiative has important policy implications for improving the global economic governance system.

Keywords: The Belt and Road initiative; import price; bargaining power

北京市“专精特新”企业支持政策现状、问题及建议¹谢 菁² 关 伟³

【摘要】财税金融是推动“专精特新”企业高质量发展的重要工具，具有不可替代的独特作用。基于政策工具-创新过程的二维分析框架，采用文本分析法，对北京市“专精特新”企业财税金融支持政策的现状与问题进行剖析。研究发现：第一，北京市“专精特新”企业财税金融支持政策兼顾三类政策工具和三大创新环节，但侧重于使用环境侧政策工具，且集中于创新过程的前端与中端；第二，北京市“专精特新”企业财税金融支持政策存在针对性不强、支撑力不足、保障度不高等问题。结合发达国家财税金融支持中小企业发展的经验，提出了相应的政策建议，即完善财政制度，强化资金引导作用；推动金融创新，提升金融服务质量；优化税收政策，加强税收优惠力度。

【关键词】北京 专精特新 中小企业 财税金融政策 文本分析

一、引言

我国对“专精特新”企业的培育和支持力度，在过去十余年里不断加大，2021年更是重磅政策频出。推动“专精特新”企业发展先后出现在“十四五”规划、中央政治局会议等高层文件和会议中，且与“补链强链、解决‘卡脖子’问题”等制造强国、科技强国的国家战略紧密结合在一起。随着我国进入新发展阶段，培育更多在细分领域具有相对发展优势的“专精特新”企业已成为战略任务，对于我国构建新发展格局具有不可或缺的作用。

“专精特新”企业高质量发展是实现北京科技创新中心功能的重要抓手，也是北京“十四五”时期的重要战略任务。2021年12月，北京市委、市政府明确提出“进一步激发中小企业创新创造活力，加快推动‘专精特新’企业梯队培育和高质量发展”的重要指示，要求到“十四五”末，国家级专精特新“小巨人”企业达到500家，市级专精特新“小巨人”企业达到1000家，市级“专精特新”中小企业达到5000家。目前，北京市在扶持和培育“专精特新”企业方面持续发力，取得了阶段性成果。但“专精特新”企业仍面临着较为严重的融资难题。尤其是新冠疫情负面影响下，如何加快破解“专精特新”企业生产成本低、融资渠道有限等问题，成为了现阶段推进“专精特新”企业高质量发展的痛点与难点。

基于上述背景，本文系统梳理了北京市近年来支持“专精特新”企业发展的财税金融政策，利用文本分析法探讨了财税金融政策工具运用的现状及存在的问题，同时结合发达国家支持和培育中小企业的经验和做法，尤其是为应对新冠疫情负面影响采取的政策措施，提出有助于北京市“专精特新”企业建设的建议，从而达到缓解“专精特新”企业资金困境，助推“专精特新”企业高质量发展的目的。本文的贡献包括以下两点：一是在研究视角上，首次根据政策工具-创新过程二维分析框架，从政策工具的供给侧、环境侧、需求侧和创新过程的研究开发环节、中试生产环节、产业化和商业化环节，对北京市“专精特新”企业财税金融支持政策的相关问题进行研究，具有一定的理论价值和现实意义。二是在研究内容上，不仅采用文本分析法对北京市“专精特新”企业财税金融支持政策的现状和问题进行剖析，而且考察了发达国家财税金融支持中小企业发展的有益经验，并由此提出了相应的政策优化建议，有助于更为深入细致地理解和把握北京市“专精特新”企业发展问题。

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI WorkingPapers NO.2311

² 谢菁，中国人民大学财政金融学院博士研究生

³ 关伟，中国人民大学国际货币研究所学术委员，中国人民大学财政金融学院教授，博士研究生导师

二、文献综述

“专精特新”是指中小企业具备专业化、精细化、特色化、新颖化的特征,是我国针对特定细分市场的企业或产品的特有称谓^①。其他国家和地区针对这种经营差异化、市场专注型的企业有着不同的表述,如德国的隐形冠军、日本和美国的利基企业等都是“专精特新”企业的代名词。

从国外相关研究看,学术界和实务界主要关注以下三方面:一是对典型案例进行分析,挖掘“专精特新”中小企业成功的关键因素。希拉诺(Hirano)、托比诺(Tobino)通过介绍日本全球性利基企业的典型案例,总结了日本利基企业取得成功的两个关键因素,即技术创新与服务创新相结合、本土业务与全球业务相结合[1]。同时,也有大量研究分析了德国培育和支持隐形冠军的成功经验,具体包括重视技术创新和人才培养、产学研高度互联互通、科技服务体系完善等[2-4]。二是不同国家之间“专精特新”中小企业培育机制的比较分析。例如,针对德国隐形冠军和日本利基企业的成长机制差异进行比较[5]。三是对政府补助的政策效应进行研究。哈辛格(Hussinger)、胡德(Hud)以及阿里斯蒂(Aristei)等的研究均表明,政府研发补贴对中小科技型企业的研发投入水平具有一定的正向影响[6-7]。纵观既有文献,可以发现国外学者较多地从服务体系、配套措施、人才培养等方面综合分析中小企业高质量发展的路径,专门针对财税金融支持政策的讨论较为少见。其原因可能在于美国、德国、日本等国家具有较为发达的市场经济和成熟完备的金融体系,能够较好地解决中小企业融资难题。

由于市场经济起步晚、金融体系建设尚不健全,我国中小企业长期以来面临着融资难、融资贵问题,对于“专精特新”企业而言也不例外[8]。目前,部分国内学者从重要性、产生原因以及应对措施等方面对“专精特新”企业的融资困境和资金不足问题进行研究。从重要性看,董志勇、李成明指出,我国“专精特新”中小企业面临资金和人才的双重困境,融资约束是限制“专精特新”企业高质量发展的主要障碍[9]。从产生原因看,黄楷钦、李士华强调,融资渠道受限、抵押物价值不足、过度依赖银行贷款是导致我国“专精特新”企业融资路径受限的主要因素[10]。孔繁祺和张国良、张琼认为,资金需求额大、贷款时效性强、抵押担保不足以及规模小和资信低是“专精特新”企业融资难、融资贵的原因[11-12]。江胜名等表示,“专精特新”企业缺乏完善的股权融资机制和较高质量的财务信息披露,无法适应资本市场的高要求,因此融资不畅[13]。从应对措施看,徐蕾、翟丽芳提出金融科技赋能是解决企业融资问题的关键[14]。李琼、汪德华认为应进一步细化财政补贴和政府采购政策,适当前移税收优惠政策[15]。胡建美指出,要以财税政策激励“专精特新”企业产业集群产学研融合创新、培育各类人才、保障数字化发展[16]。此外,也有部分学者实证研究了政府资金支持对中小企业创新产出的影响。胡吉亚的研究表明,现阶段我国政府资金大多投向国有大中型企业和上市公司,对于中小企业的支持力度相对较小,这种“领域惯性”导致政府支持资金的使用效率较低[17]。高蒙蒙、汪冲实证分析了经济不确定性下财政补助与企业实质性创新之间的联系。结果显示,随着经济不确定性的增加,研发补助对企业实质性创新的激励效应下降[18]。

综上所述,当前学术界已对“专精特新”企业发展问题进行了研究,并取得了一定成果,但仍存在不足之处。一是研究视角较为单一。具体表现为多理论研究和规范分析,少统计分析和实证探索。二是研究内容不够系统与全面。现有文献较多地从企业层面分析融资难、融资贵的原因,忽视了政策支持在推动“专精特新”企业高质量发展过程中的作用。为数不多的政策研究主要关注财税政策对中小企业创新的影响,而基于财税金融整体视角以及针对创新全过程的考察较为缺乏。三是研究对象缺乏针对性。既有研究偏向于对我国“专精特新”企业的整体分析,在我国各省市“专精特新”企业发展水平不一的背景下^②,缺乏针对某一特定省份的研究。有鉴于此,本文基于首都国际科技创新中心建设的实践,并结合“专精特新”企业资金不足的现状,以财税金融视角为切入点,通过广泛收集整理资料和数据,较为全面地揭示北京市“专精特新”企业财税金融支持政策的现状与存在的问题,并通过考察美国、德国、日本等发达国家现行的扶持科技型中小企业,培育细分领域隐形冠军的经验做法,从中总结出各国在财税金融政策方面的有益经验,从而提出北京市“专精特新”企业财税金融支持政策的优化建议。

三、北京市“专精特新”企业财税金融支持政策现状

(一) 政策分析框架

1. 政策工具视角

推动“专精特新”企业高质量发展是一项具有正外部性的事业，因此政府的政策支持十分重要。政策工具作为政策制定者实现既定政策目标和解决特定政策问题的干预手段，有助于政策制定者认识和把握政策实施的现状与不足。目前理论界和实务界对政策工具的划分类别较为多样。其中，罗斯韦尔（Rothwell）、泽格费尔德（Zegveld）从政府的干预程度以及政府所运用的干预手段出发，将政策工具划分为供给侧、环境侧和需求侧三大维度，是现阶段政策分析研究中应用较多且普遍认可的分类框架[19-22]。因此，本文基于罗斯韦尔（Rothwell）和泽格费尔德（Zegveld）的政策工具理论，并结合北京市“专精特新”企业高质量发展的总体规划，从供给侧、环境侧和需求侧三个层面剖析北京市支持“专精特新”企业的财税金融政策现状及存在的问题（表 1）。其中，供给侧政策工具是指能够直接推动“专精特新”企业发展的措施，如财政补贴等；环境侧政策工具强调对“专精特新”企业的间接影响，如税收优惠等；需求侧政策工具主要从市场需求层面拉动“专精特新”企业发展，如政府采购、消费补贴等。

表 1 财税金融政策工具分类及含义

工具类型	工具名称	工具含义
供给侧	财政支持	政府直接给予企业的财政补贴、奖励、计划专项资金、重大项目资金投入等
环境侧	税收优惠	政府对企业实施的各项税收优惠措施，如税额减免、项目扣除等
	金融支持	政府为企业提供的各种直接或间接金融支持，如贷款、股权融资、债权融资等
需求侧	政府采购	政府对企业产品和服务的采购活动，如政府采购、公营事业采购等
	消费补贴	政府提供的推广与消费端补贴，如发放消费券等

2. 创新过程视角

根据 2019 年《关于推进北京市中小企业“专精特新”发展的指导意见》，北京市“专精特新”企业高质量发展的核心在于提升企业创新能力，加快完善产业链。从企业创新过程来看，一项成熟的科研成果应用于生产一般要经过研究开发、中试生产、产业化和商业化 3 个关键环节[23]。“专精特新”企业的创新过程也必须经历这 3 个步骤。这 3 个环节从互动、系统和连续的角度看待创新过程，反映了从产品创新到商业化推广的价值链增值全过程[24]。因此，本文在政策工具视角上，结合企业创新过程，采用政策工具与创新过程相结合的二维分析框架对财税金融政策进行分析。具体而言，在以工具化视角展现政府对“专精特新”企业发展促进手段的同时，以过程视角探讨财税金融政策所着眼的创新发展阶段，从而对北京市支持“专精特新”企业发展的财税金融政策进行分析（图 1）。

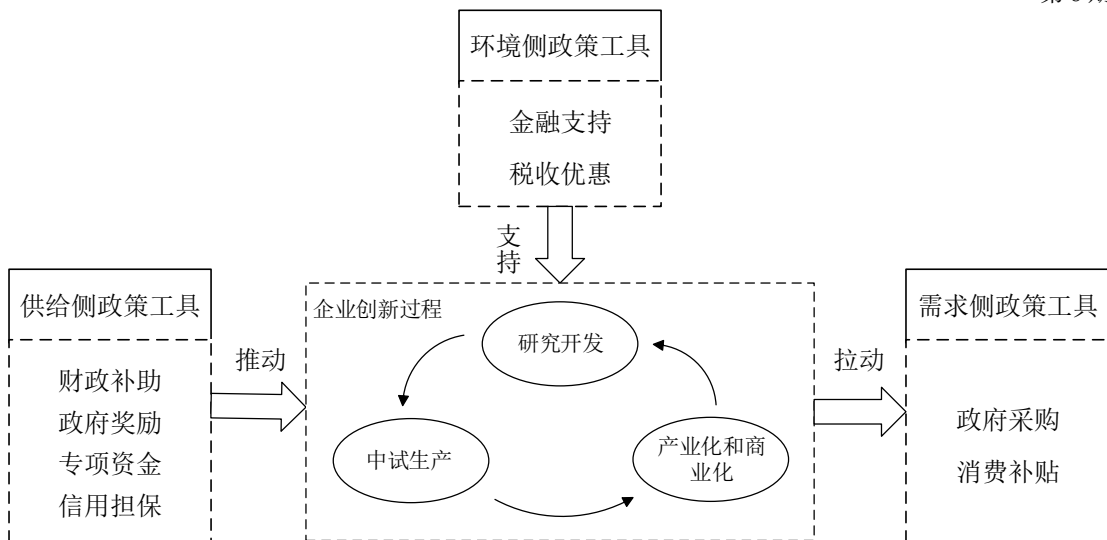


图 1 财税金融政策分析框架

（二）基于政策工具-创新过程的政策文本内容分析

1. 样本选取与来源说明

政策文本具有条款众多、字数繁多、内容丰富等特点，单纯依靠人为分析任务量巨大且存在一定主观性。文本分析法能够较好地克服上述问题，且更为客观公正，目前已广泛应用于政策分析研究中[25-27]。因此，本文将文本分析法应用于北京市“专精特新”企业财税金融支持政策的文本内容分析，并由此形成对政策现状及其存在问题的认识与把握。

为确保“专精特新”企业财税金融支持政策的可靠性与代表性，本文基于以下原则对政策文本进行筛选：在政策范围方面，由于市辖区政策通常是在北京市政策指导下的细化或延续，所以只挑选由北京市政府部门及其相关机构发布的“专精特新”支持政策；在政策来源方面，通过在北京市政府部门及其相关机构官方网站、“北大法宝”法律法规数据库等渠道，以“专精特新”、“小巨人”、“中小企业”等为关键词，检索正式发布的地方性法规、地方规范性文件、地方司法文件、地方工作文件等，作为与“专精特新”直接或密切相关的政策文本。经过以上筛选，最终获得政策文本 18 份（表 2）。其中，第 1-15 及第 18 个政策文件来源于北京市人民政府网站，第 16 个政策文件来源于北京金融资产交易所网站，第 17 个政策文件来源于国家外汇管理局网站。

表 2 北京市“专精特新”企业财税金融支持政策概览

编号	时间	颁布部门	政策名称
1	2015.03	北京市人民政府	《关于进一步优化企业兼并重组市场环境的实施意见》
2	2017.12	北京市委、北京市人民政府	《关于印发加快科技创新构建高精尖经济结构系列文件的通知》
3	2019.12	北京市经信局	《关于推进北京市中小企业“专精特新”发展的指导意见》
4	2019.12	北京市经信局	《关于印发北京市促进大中小企业融通发展 2019-2021 年行动计划的通知》
5	2020.02	北京市经信局	《关于贯彻落实北京市人民政府办公厅关于应对新型冠状病毒感染的肺炎疫情影响促进中小微企业持续健康发展的若干措施

			的具体措施》
6	2020.03	北京市科委、北京市经信局等	《关于印发北京市高精尖产业技能提升培训补贴实施办法的通知》
7	2020.04	北京市委、北京市人民政府	《关于进一步提升民营经济活力促进民营经济高质量发展的实施意见》
8	2020.09	北京市人大常委会	《北京市促进中小企业发展条例（2020年修订）》
9	2021.01	中关村科技园区管委会	《关于印发中关村国家自主创新示范区国际化发展指导意见的通知》
10	2021.06	北京市经信局	《关于开展 2021 年度北京市中小企业服务券工作的通知》
11	2021.07	人行营管部等	《关于印发进一步完善北京民营和小微企业金融服务体制机制行动方案（2021—2023 年）的通知》
12	2021.08	北京市人民政府	《关于印发北京市“十四五”时期高精尖产业规划的通知》
13	2021.12	人行营管部、北京市经信局	《关于开展 2021 年创新型小微企业贷款支持及贴息项目申报工作的通知》
14	2022.01	北京市人民政府	《关于印发 2022 年市政府工作报告重点任务清单的通知》
15	2022.04	北京市人民政府办公厅	《关于继续加大中小微企业帮扶力度加快困难企业恢复发展的若干措施的通知》
16	2022.04	北京金融资产交易所有限公司	《关于北金所进一步强化落实落细银行间债券市场服务支持疫情防控和经济社会发展工作举措的通知》
17	2022.05	人行营管部、北京外汇管理部	《关于印发金融支持抗疫纾困和经济社会发展专项行动方案的通知》
18	2022.06	北京市人民政府	《关于印发北京市统筹疫情防控和稳定经济增长的实施方案的通知》

资料来源：作者据北京市人民政府网站、北京金融资产交易所网站、国家外汇管理局网站相关资料整理。

2. 政策文本内容单元编码

为进一步剖析“专精特新”企业财税金融支持政策现状，本文以政策条款作为政策文本的基本分析单元，将筛选出的 18 份政策文本按照“政策编号-具体章节-具体条款”进行编码，由此得到北京市“专精特新”企业财税金融政策工具分配比例（表 3）。其中，2-3-5 表示编号为 2 的政策文本的第 3 章的第 5 个条款；5-4 表示编号为 5 的政策文本的第 4 个条款；以此类推。

表 3 财税金融政策工具分配比例

工具类型	工具名称	政策编码	小计	合计
供给侧	财政支持	2-3-5、3-3-6、4-3-3、5-4、6-6-1、7-3-8、8-2-16、10-4、9-3-3、12-8-4	10	10（20%）
环境侧	金融支持	1-3-1、2-3-5、3-3-3、4-2-4、5-2、5-8、7-3-8、8-3-15、8-3-17、8-3-19、8-3-20、8-3-21、8-3-22、8-3-23、11-2-3、	25	31（62%）

		11-3-25、12-8-4、13-3-2、14-4-83、15-2-12、16-2-9、17-3、17-9、18-2-11、18-3-26		
	税收优惠	1-4-1、8-5-34、8-5-36、8-5-47、16-1-2、18-3-26	6	
需求侧	政府采购	2-4-3、3-3-6、4-2-4、4-3-2、4-3-3、5-10、8-4-28、12-5-3、14-3-131	9	9（18%）
	消费补贴	—	—	—
合计	—	—	50	50（100%）

3. 政策工具维度分析

由表3可知，北京市“专精特新”企业的50项财税金融支持政策兼顾了三类政策工具。其中，占比最大的为环境侧政策工具（62%），其次是供给侧政策工具（20%），占比最少的为需求侧政策工具（18%）。进一步分析发现，环境侧政策工具中最为常用的是金融支持，其次为税收优惠；需求侧政策工具中政府采购占绝大多数，而消费补贴尚未涉及。

在具体的政策条款中，供给侧政策工具强调对“专精特新”企业的直接资金支持，即通常一次性给予数额不等的资金奖补。在中央财政资金支持的基础上，北京市也注重利用本市现有资金基金政策，通过北京市中小企业发展基金、新兴产业创业投资引导基金等，为中小企业创新过程提供资金保障。在环境侧政策工具中，金融支持类政策工具以贷款支持为主，不仅鼓励本地商业银行为“专精特新”企业提供信用贷款或开展无形资产抵押贷款业务，而且鼓励“专精特新”企业借助第三方担保或房地产等可接受的抵押方式获取金融机构贷款。此外，贷款支持还涉及为受新冠疫情影响的“专精特新”企业开辟信贷绿色通道。除贷款支持外，金融支持类政策还加大了对“专精特新”企业的直接融资力度。例如，在保险市场上，支持保险机构开发适应“专精特新”企业需求的保险产品、开展中小企业贷款保证保险和信用保证保险；在资本市场上，支持符合条件的“专精特新”企业进行股权融资和债权融资。税收优惠类政策工具主要表现为支持“专精特新”企业享受高新技术企业所得税减免；对于“专精特新”企业符合国家有关规定的研发费用，可以享受税前加计扣除。在需求侧政策工具中，北京市鼓励通过政府采购拉动“专精特新”企业发展。

4. 政策工具-创新过程二维分析

在政策工具维度分析的基础上，根据政策工具-创新过程二维分析框架，对不同政策条款按照供给侧、环境侧、需求侧政策工具维度和研究开发、中试生产、产业化和商业化创新过程维度进行归类，最终得到北京市“专精特新”企业财税金融支持政策的二维分布表（表4）。由表4可知，50项财税金融政策条款既涵盖了三类政策工具，也兼顾了三大创新环节。但进一步分析发现，相关政策条款主要集中在创新过程的前端与中端，即面向研究开发和中试生产的政策工具分别占46%和30%，而面向产业化和商业化的政策工具较少（24%），反映出当前“专精特新”企业创新发展有待提升，亟需在关键基础技术和前沿技术方面实现突破，开发更多面向场景的应用与产品。从各环节政策工具的运用看，面向研究开发环节和中试生产环节的政策均以环境侧和供给侧政策工具为主，分别占研究开发环节和中试生产环节所有政策工具的91.3%和86.7%，而面向产业化和商业化环节的政策数量较少。

表4 财税金融支持政策二维分布表

工具类型	供给侧（次）	环境侧（次）		需求侧（次）		占比（%）
工具名称	财政支持	金融支持	税收优惠	政府采购和购买服务	消费补贴	
研究开发	5	15	1	2	—	46
中试生产	4	8	1	2	—	30
产业化和商业化	1	2	4	5	—	24

四、北京市“专精特新”企业财税金融支持政策存在的问题

（一）供给侧

第一，财政支持政策有待细化。自 2015 年北京市提出中小企业要走“专精特新”之路开始，各类财政补贴措施持续出台。然而，这些政策大都是指导性的，需要进一步明确细化。例如，2019 年出台的《关于推进北京市中小企业“专精特新”发展的指导意见》，仅强调要“通过购买服务、奖励、补助等形式，加大财政资金支持力度，支持北京市‘专精特新’中小企业发展”，未能对资金的具体形式、具体数额、实施周期以及具体投向等内容进行规范和指导，这可能在一定程度上降低资金使用效率，甚至引发道德风险。类似的，2021 年《关于印发北京市“十四五”时期高精尖产业发展规划的通知》中的保障措施也仅提及“要持续加大财政资金对高精尖产业的支持力度，提高产业资金政策的普惠性、易得性”，缺乏关于财政资金使用的明确规定和监督管理，同时也未能因地制宜、有的放矢、精准施策，这可能影响财政补贴的使用效果，对“专精特新”企业造成负面激励。

第二，财政支持政策存在失衡。从企业创新过程看，北京市支持“专精特新”企业发展的财政补贴政策主要针对研究开发和中试生产环节，缺乏对于产业化和商业化环节的支持。仅 2020 年出台的《北京市促进中小企业发展条例（2020 年修订）》提及，要支持中小企业独立或者联合大企业承担高新技术产业化项目，市、区科学技术部门应当对符合条件的企业给予政策和资金支持。这种忽视“卡脖子”技术攻关或重大关键核心技术产业化项目的奖励补贴，将不利于“专精特新”企业技术创新的长期发展。此外，上述实施办法并未对资金支持的认定条件、补助比例、补助金额等内容进行统一规定，使得各区在制定和实施中小企业自主创新支持政策方面存在分歧，在一定程度上导致了北京市“专精特新”企业的非均衡发展。

（二）环境侧

1. 金融支持有待提升

第一, 间接融资力度不足。尽管北京市针对“专精特新”中小企业群体的特点, 出台了诸多文件鼓励本地商业银行推出具有针对性的新兴信贷产品。但这些产品要么门槛较高, 要么与规模较小, 对缓解“专精特新”企业融资难、融资贵的作用有限。例如, 2021年出台的《关于开展2021年创新型小微企业贷款支持及贴息项目申报工作的通知》, 对创新贷、成长贷等产品的申报方式、支持标准、贷款条件和贷款额度提出了明确的要求。“专精特新”企业不仅需要满足一定的成立年限, 而且需要达到相应的营业收入且拥有规定数量的发明专利或软件著作权, 才能够获得贷款支持。同时, 2022年《关于继续加大中小微企业帮扶力度加快困难企业恢复发展的若干措施的通知》强调, 要鼓励本市商业银行为“专精特新”企业开辟信贷绿色通道, 推出专属信贷产品。这在一定程度上推动了北京银行等区域性商业银行对于“专精特新”企业的资金支持力度, 但未能充分发挥大型国有银行、股份制银行等具有成熟条件的金融机构的作用和功能, “专精特新”企业的信贷供给规模以及融资便利程度有待进一步提升。

第二, 直接融资作用发挥有限。一方面, 我国资本市场发展不平衡, 无法满足大量“专精特新”中小企业的融资需求。长期以来, 我国股票市场存在“重大轻小”的规模歧视以及多层次股票市场功能定位大同小异的问题, 不论是主板, 还是创业板或是新三板, 对企业上市融资均提出许多硬性要求, 科创板则强化了退市机制和信息披露, 对公司业绩要求较高。由此形成了大型企业上市融资较为简单, 中小企业上市融资难度较大的局面。截至2022年6月30日, 北京市5264家“专精特新”企业中仅有31家在A股上市, 占比仅为0.59%^③。另一方面, 适合“专精特新”产业特点的证券类金融技术和产品较为缺乏。尽管《关于进一步提升民营经济活力促进民营经济高质量发展的实施意见》中提到, 要支持符合条件的民营企业发行企业债、公司债、中小企业私募债、可转换为股票的公司债券。但目前专门针对“专精特新”企业的债券产品依旧较为缺乏, 这与“专精特新”技术产业发展的需求不匹配。

第三, 部门职责和分工尚不明晰。北京市颁布的《关于进一步优化企业兼并重组市场环境的实施意见》、《进一步完善北京民营和小微企业金融服务体制机制行动方案(2021—2023年)》、《2022年市政府工作报告重点任务清单》等文件指出, 市金融监管局、市发改委、中关村管委会等部门均要在优化“专精特新”企业金融服务方面发挥作用。然而, 上述文件并未对各部门的职责与分工加以规定, 易导致部门分工不明确、责任不清晰、衔接不紧密, 并诱发推诿扯皮等现象, 降低工作效率。

2. 税收优惠作用有限

第一, 现行税收优惠方式缺乏多样性。目前, 北京市针对“专精特新”企业实施的税收优惠大多以税费减免等直接优惠为主, 间接优惠较为缺乏。尤其是特别准备金、税收还贷和延期纳税等在国际上通用的优惠方式运用较少。《北京市促进中小企业发展条例(2020年修订)》第四十七条指出, 当发生自然灾害、公共卫生等突发事件或其他重大事件时, 市、区人民政府及其有关部门应当及时对受损中小企业采取税费减免。第三十四条提到, 中小企业开发新技术、新产品、新工艺发生的研发费用, 符合国家有关规定的, 可以享受税前加计扣除政策。中小企业的固定资产由于技术进步等原因, 确需加速折旧的, 可以按照国家有关规定缩短折旧年限或者采取加速折旧方法。这也是目前北京市仅有的涉及税收间接优惠的相关规定。

第二, 税收优惠政策系统性和针对性不强。从企业创新过程看, 北京市现行的“专精特新”企业税收优惠政策大多数停留于创新过程的成果转化阶段, 较少渗透于研发和生产阶段。突出表现为税收优惠政策并未对企业规模加以区分, 不论是加计扣除政策, 还是技术转让政策, 所有大中小型高技术企业均享受相同比例的税收待遇。这种未对企业规模加以区分的优惠政策可能导致规模越大的企业, 产品或工艺创新实现率越高, 技术转让可能更多, 也更容易从政策中获益。由此可见, 尽管上述税收优惠政策能够在一定程度上降低“专精特新”企业税收负担, 但并非是对“专精特新”企业创新的直接激励。同时, 这种忽视事前扶持而注重事后激励的行为, 也导致税收优惠的政策效应大打折扣。

（三）需求侧

第一，政府采购活动缺乏切实可行的保障机制。一方面，部分政策仅从定性角度鼓励政府加大对“专精特新”企业创新成果的采购力度，却未对采购比例等具体内容做出定量的规定和引导，政策可行性较差。2020年出台的《北京市促进中小企业发展条例（2020年修订）》规定，要加大政府采购力度，在市经信局2020年预算中进一步提高对中小微企业产品采购比例。但文件中对“进一步提高”这一说法界定模糊。类似的，《2022年市政府工作报告重点任务清单》中提出，要发挥政府采购政策功能，通过为中小企业预留采购份额等方式，支持中小企业发展。然而，该项文件并未对具体的采购份额和使用条件加以说明。另一方面，相关政策条例对于采购条件、评价方法等具体规定的说明较为模糊，政策落实存在灰色地带。比如，《北京市促进中小企业发展条例（2020年修订）》提出，要按照有关规定，对小型微型企业产品根据不同行业情况给予一定比例的价格扣除。其中，“按照有关规定”、“根据不同行业情况”等表述为政策的落实制造了灰色地带。

第二，消费补贴政策工具利用不足。已有研究表明，消费补贴对于新兴科技产业的发展具有显著影响。消费补贴不仅能够促进新兴产业中的企业研发投入，而且与生产补贴相比，更有利于快速启动国内需求市场，激发中上游供应端的积极性[28-29]。然而，目前北京市支持“专精特新”发展的财税金融政策未能充分利用消费补贴政策工具。消费补贴政策的缺失，在一定程度上限制了“专精特新”企业市场需求的拓展，难以形成竞争优势。

五、国外财税金融政策支持中小企业发展经验

西方发达国家的市场经济经历了长期发展，积累了大量支持中小企业，尤其是科技型中小企业发展的运作经验。各国政府依据国情，依托自身优势，建立了各具特色、层次分明、行之有效的财税金融支持体系，对北京市推进“专精特新”企业发展具有一定借鉴意义。

（一）美国

1. 供给侧

在供给侧政策工具的选择与运用上，美国较少提供直接的财政补贴，更多是以间接资金支持的方式为中小企业提供担保或设立专项资金，覆盖了包括初创、研发、成果转化在内的企业创新全过程（表5）。

表 5 美国中小企业财政支持政策

环节	政策名称	主要内容
初创	7（a）贷款计划	面向无法取得信用贷款的小企业，SBA 担保贷款金额的 50%-90%；最高贷款额度可以达到 500 万美元
	504 贷款计划	为企业固定资产投资提供服务，最高贷款金额可达 550 万美元；贷款时长可选 10 年、20 年或 25 年
	小额贷款计划	面向为小企业提供资金、经营培训、技术支持的第三方非营利机构提供贷款
	薪酬保障计划贷款（PPP）	由 SBA 授权符合资格的机构来发放贷款；可申请的贷款数额为企业月平均支付薪酬的 2.5 倍，最高贷款额为 1000 万美元；申请人无需信用评分、个人担保和抵押担保
	紧急经济伤害灾难贷款（EIDL）	由 SBA 根据申请人的信用评分或其他可评估申请人还款能力的方法来决定是否发放贷款；适用主体广泛；最高贷款额为 200 万美元。符合条件的申请人可在提交贷款申请的同时请求 SBA 预先发放高达 1 万美元的预贷款
研发	小企业创新研究（SBIR）	面向难以有效获得研发资金，但具有商业化潜质的小企业；

		根据前一阶段的资助效果决定下一阶段的资助对象, 而非一揽子资助
	小企业技术转移 (STTR)	要求拥有超过 10 亿美元非本单位使用的研发预算资金的联邦部门, 为小企业和非营利机构保留一定比例的研发资金
成果转化	联邦政府与州政府科技合作计划 (FAST)	帮助小企业拓展服务、提供资金融通及技术支持
	国家贸易扩张计划 (STEP)	帮助小企业出口

在初创环节, 美国小企业管理局 (SBA) 通过一系列贷款项目充当担保的角色, 如 7 (a) 贷款计划、504 贷款计划、小额贷款计划等, 以此鼓励第三方贷款机构与小企业合作, 为具有不同需求的企业提供贷款服务。据 SBA 统计, 2020 年 7 (a) 贷款计划财政支出共计 9587.1 万美元, 惠及 6250 万家小企业; 504 贷款计划和小额贷款计划的财政支出也分别达到 4011.7 万美元和 4183.5 万美元, 共惠及超万家企业。2021 年, 为应对新冠疫情对经济的负面冲击, SBA 还提出了薪酬保障计划贷款 (PPP) 与紧急经济伤害灾难贷款 (EIDL) 这两项特别援助贷款计划。在研发环节, 美国针对小企业的财政扶持政策有小企业创新研究 (SBIR) 计划和小企业技术转移 (STTR) 计划。根据 SBA 公布的数据, 2022 年 SBIR 和 STTR 计划的预算金额高达 30 亿美元, 联邦政府对其投资的比例也逐年增加, 2022 年计划比例分别为 3.5% 和 0.48%。在成果转化环节, 美国出台了联邦政府与州政府科技合作计划 (FAST) 和国家贸易扩张计划 (STEP), 共同致力于实现小企业研发成果的商业化。此外, 为帮助小企业对接资源, 美国还建立了小企业导师项目 (ASMPP)、小企业发展中心 (SBDC) 项目、区域创新集群项目 (RIC), 以促进小企业发展。据 SBA 统计, 2020 年小企业导师项目财政支出 209.1 万美元, 通过协议合作 345 个, 小企业发展中心财政支出 14572.2 万美元, 区域创新集群项目财政支出 446.6 万美元。

2. 环境侧

在环境侧政策工具的选择上, 美国充分发挥其多层次资本市场的优势, 为中小企业提供了强大的金融支持。美国拥有纽约证券交易所 (NYSE)、全美证券交易所 (AMEX)、纳斯达克市场 (NASDAQ) 等全国性证券市场以及多个区域性证券市场。不同层次的股票市场具有不同的上市标准, 用于满足不同企业的融资需求, 充分调动了中小企业进行科技创新的热情。同时, 美国债券市场的发行机制较为完善、发行环境较为宽松、债券融资工具丰富, 能够满足企业合理的债券融资需求。此外, 美国还拥有成熟的风险投资市场, 政府、企业、投资银行、养老保险基金、天使投资者等主体共同对企业的科技创新给予风险投资, 促使技术、资金在企业与金融机构之间充分流动。

除金融支持外, 美国还为中小企业提供了多样化的税收优惠政策。在扶持中小企业方面, 美国允许小企业根据自身实际情况选择纳税方式, 并对小企业所得税征收低税率。同时, 美国政府为投资于小企业的投资者实施资本所得税优惠, 以引导私人资本向小企业流动, 实现私人资本与小企业的“双赢”。在激励企业研发方面, 美国税法规定, 65% 的研发费用免税, 当期研发费用高于过去三年均值的部分可享受 25% 的减免; 研发费用扣除时间可向前追溯 3 年或向后结转 15 年。同时, 根据美国的固定资产折旧政策, 中小企业可以自行对新购买的固定资产提高折旧比例, 且当购买科研设备时, 其折旧年限可以缩短至 3 年, 从而极大地推动了设备的更新换代和技术的持续创新。在激励产学研合作方面, 企业与大学、科研院所等研究机构合作时, 其研发费用的 65% 可以从应纳税所得额中直接抵扣, 且企业对科研机构的捐款免税。

3. 需求侧

政府采购是国外常用的需求侧政策工具。美国较早地建立了政府与私人投资进行联合采购的合作制度, 并以完备的法律体系、完善的监管制度、全面的市场机制以及先进的软硬件设施予以保障。《联邦采购法》作为美国政府采购的基本大法, 对中小企业融入政府采购的流程、要求、监管等内容做出了明确规定。《小企业法》也规定, 政府应在各种采购中给予小企业的份额不得少于 23%, 大企业中标后需将一定的份额分包给小企业。

（二）德国

1. 供给侧

德国政府为缓解中小企业资金负担的供给侧政策工具主要包括三类：一是财政补贴，即为中小企业发展提供支持的资金通常将会被列入财政预算中，从而加大对中小企业的资金支持力度。二是政府奖励。由财政部设立相应开发促进奖金为高风险高科技企业提供资金保障。三是加强配套服务建设。德国政府运用财政资金建立了许多中小企业服务部门，如提供信息咨询和法律保障的部门，提供技术服务的部门，促进产学研合作的部门。此外，德国政府还运用财政资金逐步建立了中小企业工会，这些工会既为中小企业之间的信息交流、业务交流和经验交流提供了桥梁，也为企业与政府部门和社会组织之间深度合作提供了便利，有利于企业准确及时地获取国家最新经济政策。

2. 环境侧

在环境侧政策工具的使用上，德国主要依托于强大的银行体系，为中小企业提供金融支持。首先是多元化银行机构。德国的银行金融体系大体上可划分为民营银行（private banks）、公共储蓄银行（public saving banks）和合作银行（cooperative banks）三类。其中，公共储蓄银行和合作银行都不以利润为导向，主要是向当地企业和家庭提供贷款，并负有支持当地经济的职责。

其次是政策性银行。德国复兴信贷银行（KfW）推出的 ERP 项目专门为初创企业提供长期低息贷款。为缓解新冠疫情负面影响，KfW 还于 2020 年出台德国复兴信贷银行特殊项目。该项目具有以下特点：一是贷款申请对象范围广，包括中小型企业、大型企业、自由职业者和个体经营者；二是贷款申请条件降低，例如放松信贷条件、降低信誉度要求。三是贷款审批手续简化，对 300 万欧元以上的贷款进行简单审核，对 300 万欧元以下的贷款委托当地银行审核；四是贷款额度和期限放宽，贷款额度最高可达 10 亿欧元，贷款期限最高可达 5 年；五是贷款利率优惠，大型企业利率在 2%-2.12% 之间，中小企业利率在 1%-1.46% 之间。

最后是担保银行。不同于其他国家担保形式，德国的担保银行主要通过市场化运作，以自身信用做抵押物为科技中小企业提供担保服务。担保银行虽然以市场化方式运作，但其背后也有政府的支持。德国政府规定，若担保银行的新增利润仍用于担保业务则可享受税收优惠，从而确保了担保银行的持续健康发展。

3. 需求侧

政府采购是德国扶持中小企业发展的一项重要措施。德国《反限制竞争法》规定，中小企业利益应优先通过专业分工或分批方式招标而得到保障。此外，德国还构建了完善的电子化政府采购平台。其规范的业务流程、完备的风险管理体系极大地提高了中小企业参与政府采购的效率，降低了企业成本，促进了市场公平竞争。

（三）日本

1. 供给侧

中小企业信贷担保计划是日本政府中小企业支持框架的关键支柱之一。该计划规定，政府为初创企业和微型企业提供 100% 的担保，并针对可能出现的道德风险问题采取应对措施。同时，日本政府还实施交付补助金措施，即为奖励和促进民营企业、大学及研究所等进行研究而交付补助金和资助金。为应对疫情冲击，日本还于 2020 年实行了以防范破产为重点的综合援助制度，其中最具代表性的是“中小企业生产性革命推进事业扩充”补助。

2. 环境侧

针对中小企业融资问题，日本政府较早地成立了日本政策金融公库（JFC）这一政策性金融机构。作为日本政府独资的金融股份有限公司，JFC 旨在为科技型中小企业提供低利率、长期限且无须担保的政策性贷款。同时，JFC 还建立了技术开发支持贷款及经营革新支持贷款，以激励企业技术创新。此外，日本的地方银行、资产融资银行等地域性金融机构在解决中小企业融资问题上也起到了关键作用。这些银行立足熟悉的经营环境和频繁的业务往来，为不同企业提供多样化、针对性的金融产品。除间接融资外，日本还拥有成熟的多层次资本市场体系，以满足不同企业的融资需求。其中，日本东京证券交易所的二级市场作

为科技型中小企业上市融资的主要场所,极大地推动了新材料、人工智能、物联网等高科技领域中小企业的发展。

在税收优惠方面,日本为激励企业研发投入,先后制定了研究开发试验用机械特别折旧制度、科学技术振兴折旧制度以及开发本国资源和有效利用能源战略任务,规定科技型中小企业在购置设备的第一年可以按照投资额的50%计提特别折旧。为激励产学研合作,日本政府规定,私营企业与科研机构研发合作产生的研发费用的6%可以直接抵免公司税。此外,根据《日本税制改革大纲》,中小企业和大企业享受不同程度的税后应纳税款抵免激励以及研发费用税收优惠。

3. 需求侧

不同于美国由联邦政府统一制定各种采购制度,日本的政府采购并未设置统一的主管机构,而是由各地方参照自身的需要自行制定采购计划,相关规定散见于地方自治法和会计法中。这些规定不仅保障了中小企业参与政府采购的权益,而且明确了中小企业政府采购合同的最低比例。此外,日本还建立了完善的信息公开机制,如指定媒体公布采购信息、建立政府采购审查部门,以加强监督和管理。

六、北京市“专精特新”企业财税金融支持政策优化建议

(一) 完善财政制度, 强化资金引导作用

第一,全面细化财政供给侧制度。首先,完善财政支持方式。北京市相关部门在对“专精特新”企业实行财政激励时,要进一步明确资金支持的具体形式、具体数额、实施周期和投向范围等内容,使“专精特新”企业发展有章可循。例如,对于部分掌握关键技术的高风险高科技企业,可以适当增加财政补贴或是通过延长财政补贴的时间予以支持;对于部分获得国家或省部级奖项的企业,可以适当给予奖励。其次,扩大财政奖补覆盖面。可以借鉴美国的经验,根据企业创新过程,从研究开发、中试生产、产业化和商业化三个环节对“专精特新”企业进行研发补贴、生产补贴和产业化补贴。尤其要重视对于“卡脖子”技术攻关或重大关键核心技术产业化项目的奖励补贴,加快自主创新的科技成果转化、实现商品化。再次,加强基础设施和社会服务建设。积极引导财政资金投向检验检测、权益保障、市场开拓、品牌提升等领域,为“专精特新”企业高质量发展提供保障。最后,监管部门要强化监督审查,对财政政策实施过程中的风险进行全面细化控制,确保政策的有效性和透明性。

第二,积极完善财政需求侧政策。一方面,要继续加大政府采购力度,并在现有政策的基础上对“专精特新”企业的采购流程、方式、比例、份额等内容进行规范和管理。同时,也要完善政府部门的内部监督机制,积极营造公开、公平、公正的市场环境,为符合资格的“专精特新”企业提供更加有利的采购机会,提高“专精特新”企业获得政府订单的可能性。另一方面,要适当利用消费补贴手段,促进消费扩容。政府从消费端进行持续补贴对于“专精特新”企业发展至关重要,不仅能够培育早期消费市场,而且能够为产业供应链提供资金,传递市场预期的积极信号,起到真正拉动企业创新发展、推动经济增长的实质性作用。

(二) 推动金融创新, 提升金融服务质量

第一,发挥政策性金融作用。日德等国的政策性贷款在推动科技型中小企业高质量发展过程中起到了至关重要的作用。北京市乃至我国政策性金融机构在服务“专精特新”中小企业方面还存在较大的提升空间。因此,可以设立专门的银行及非银行金融机构或成立单独的管理部门负责关于“专精特新”企业的融资业务。这样既有利于提升对“专精特新”企业的服务质量和服务水平,又有利于明确和规范金融机构间的业务范围,提升融资效率。

第二,扩大信贷供给规模。一方面,积极发挥大型商业银行的“头雁”作用,鼓励其开发具有针对性的新兴金融产品,满足“专精特新”企业大规模、多样化的融资需求。另一方面,中小型商业银行应明确自身定位,针对“专精特新”企业灵活开展业务。例如,对“专精特新”企业增加首贷、提供长期低息贷款、推行便利续贷等,在提升对“专精特新”企业服务水平的同时推动自身良好发展。

第三，奔赴资本市场融资。一方面，可以借助北京证券交易所设立这一契机，稳步推进多层次资本市场建设，积极建立“专精特新”企业上市培育机制，为业绩良好、主业突出、运作规范但营业收入或盈利规模还未达到沪深交易所上市标准的优质中小企业提供上市便利；另一方面，全力支持“专精特新”企业利用债券市场融资，开发更加符合“专精特新”技术产业发展需求的债券产品，扩大企业债券融资规模，发挥债券市场对“专精特新”企业发展的积极作用。此外，也要推出专门面向“专精特新”企业的天使投资风险补偿资金，增加风险补偿比例，更多地吸引天使投资、风险投资投向“专精特新”领域。

第四，优化部门协作关系。为了更好地推动“专精特新”企业发展，可以设立专门的管理机构作为牵头部门，同时加强不同部门间的合作、明确各自的职责分工，形成系统化发展格局。针对不同领域的政策内容，“专精特新”企业管理机构可以联合其它部门参与，逐渐简化并固定合作关系。例如，财税政策可由“专精特新”企业管理机构与财政局、税务局等共同出台；金融政策可由“专精特新”企业管理机构与金融监管局等部门合作制定。

（三）优化税收政策，加强税收优惠力度

第一，提升税收优惠多样性和针对性。一方面，在税费减免等直接优惠方式的基础上，积极引入更多的间接优惠方式，利用中间产品免税、加速折旧制、部分符合条件企业延迟纳税等多样化的优惠方式。另一方面，可以结合发达国家的有益经验，在法律框架下探索对“专精特新”企业的特别税收优惠。例如，在研发环节和成果转化环节，将大企业与“专精特新”中小企业进行区分，给予“专精特新”更多的优惠政策；对于“专精特新”企业研发失败的科研项目，相关部门应该制定一定的税收优惠政策；对企业超出上年标准的研发经费投入也应施行更高比例的扣除优惠，当年不足抵扣的，还可以向前追溯扣除或者向后结转扣除，延长持续期限。

第二，重视税收优惠系统性。首先，税收优惠政策应覆盖“专精特新”企业创新过程的各个环节，并统筹考量研究开发、中试生产、产业化和商业化等不同环节的机制特性，制定不同的税收优惠政策。其次，适当前移税收优惠政策。可以在研发环节和生产环节增加专门针对“专精特新”企业的税收优惠政策，如产学研合作的研发费用抵扣等，为“专精特新”企业创新发展提供更有力的支持和保障。最后，健全税收优惠法律制度。相关立法部门要进一步完善现有的税收优惠体系，以法律法规等形式制定更加详细、规范且具有统一化的税收优惠政策，确保政策激励落到实处。同时，也要对相关执法部门加强监督并提高其政策执行力。只有这样，才能为“专精特新”企业高质量发展提供坚实的法律支撑，进而提高税收优惠政策对企业创新的激励作用。

注释：

- ① “专精特新”定义来源于工业和信息化部印发的《促进中小企业发展规划（2016-2020年）》。
- ② 不同省市对“专精特新”中小企业的认定标准存在一定差异，但差异较小。
- ③ 有关“专精特新”企业的统计数据来源于 Wind 数据库。

【参考文献】

- [1] Hirano M, Tobino D. Successive Innovations in Global and Local Markets: Strategies of Global Niche Top Enterprises in Japan [M]. New Jersey: IEEE, 2018: 1-7.
- [2] Schleppehorst S. Determinants of Hidden Champions: Evidence from Germany [J]. IfM Working Papers, 2016(3/16): 1-20.
- [3] Mear F, Werner R A. Subsidiarity as Secret of Success: "Hidden Champion" SMEs and Subsidiarity as Winning HRM Configuration in Interdisciplinary Case Studies [J]. Employee Relations, 2020(2): 524-554.
- [4] Audretsch D, Lehmann E, Schenkenhofer J. Internationalization Strategies of Hidden Champions: Lessons from Germany [J]. Multinational Business Review, 2018(1): 2-24.
- [5] Namba M. Growth Mechanism to the 'Global Niche Leader': Comparison Study of Japanese and German Companies [M]. New Jersey: IEEE, 2014: 1017-1023.
- [6] Hussinger K, Hud M. The Impact of R&D Subsidies during the Crisis [J]. Research Policy, 2015(10): 1844-1855.
- [7] Aristei D, Sterlacchini A, Venturini F. Effectiveness of R&D Subsidies during the Crisis: Firm-level Evidence across EU Countries [J]. Economics of Innovation and New Technology, 2017(6): 554-573.
- [8] 李金华. 我国“小巨人”企业发展的境况与出路 [J]. 改革, 2021(10): 101-113.
- [9] 董志勇, 李成明. “专精特新”中小企业高质量发展态势与路径选择 [J]. 改革, 2021(10): 1-11.
- [10] 黄楷钦, 李士华. 专精特新企业融资路径的研究 [J]. 现代商贸工业, 2020(27): 131-132.
- [11] 孔繁祺. 解决专精特新中小企业融资难题探究 [J]. 中国中小企业, 2021(10): 182-183.
- [12] 张国良, 张琼. 新时代中小微企业科技创新理念与发展对策研究 [J]. 科学管理研究, 2018(3): 72-74.
- [13] 江胜名, 张本秀, 江三良. “专精特新”中小企业发展的态势与路径选择 [J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2022(8): 78-91.
- [14] 徐蕾, 翟丽芳. 金融支持小微企业发展路径的研究综述及展望 [J]. 经济社会体制比较, 2021(5): 64-73.
- [15] 李琼, 汪德华. 支持中小微企业创新的财政税收政策梳理与借鉴 [J]. 财经问题研究, 2022(3): 72-82.
- [16] 胡建美. 支持“专精特新”中小企业集群创新发展的财税政策研究 [J]. 财政科学, 2022(12): 55-65.
- [17] 胡吉亚. 科技金融助力战略性新兴产业高端化的逻辑、绩效与着力点 [J]. 北京社会科学, 2021(7): 84-97.
- [18] 高蒙蒙, 汪冲. 经济不确定性下研发补助与企业实质性创新 [J]. 北京社会科学, 2021(7): 98-108.
- [19] Rothwell R, Zegveld W. Reindustrialization and Technology [M]. London: Longman, 1985: 98-122.
- [20] 范梓腾, 谭海波. 地方政府大数据发展政策的文献量化研究——基于政策“目标-工具”匹配的视角 [J]. 中国行政管理, 2017(12): 46-53.
- [21] 汤志伟, 龚泽鹏, 郭雨晖. 基于二维分析框架的中美开放政府数据政策比较研究 [J]. 中国行政管理, 2017(7): 41-48.
- [22] 林敏. 中小企业技术创新的国际镜鉴 [J]. 改革, 2017(5): 114-123.
- [23] 刘家树, 管利荣. 知识来源、知识产出与科技成果转化绩效——基于创新价值链的视角 [J]. 科学学与科学技术管理, 2011(6): 33-40.
- [24] Dosi G. Technological Paradigms and Technological Trajectories [J]. Research Policy, 1982(3): 147-162.
- [25] 黄海刚, 付月. “十四五”时期北京科技人才政策的战略转型 [J]. 北京社会科学, 2022(1): 43-55.
- [26] 张永安, 耿喆, 王燕妮. 区域科技创新政策分类与政策工具挖掘——基于中关村数据的研究 [J]. 科技进步与对策, 2015(17): 116-122.
- [27] 付琳, 张东雨, 闫昊本, 等. 基于政策文本分析的中国碳减排政策工具研究 [J]. 科学学研究, 2022(6): 1-19.
- [28] 汪秋明, 韩庆藩, 杨晨. 战略性新兴产业中的政府补贴与企业行为——基于政府规制下的动态博弈分析视角 [J]. 财经研究, 2014(7): 43-53.
- [29] 熊勇清, 李晓云, 黄健柏. 战略性新兴产业财政补贴方向: 供给端抑或需求端——以光伏产业为例 [J]. 审计与经济研究, 2015(5): 95-102.

The Current Situation, Problems and Suggestions of Supporting Policies for “Special, Fined, Peculiar and Innovative” SMEs in Beijing: An Analysis from the Perspective of Fiscal, Taxation and Finance

XIE Jing GUAN Wei

Abstract: Finance, taxation and finance are the important tools to promote the high quality development of "special, fined, peculiar and innovative" enterprises, and play an irreplaceable role in high quality development process. Based on the two-dimensional analysis framework of policy tools and innovation process, this paper uses content analysis to analyze the current situation and problems of fiscal, taxation and finance policies for "special, fined, peculiar and innovative" enterprises in Beijing. The results are as follows: firstly, the fiscal, tax and financial supporting policies for "special, fined, peculiar and innovative" enterprises in Beijing take into account three types of policy tools and three innovation stages, but focus on the use of environmental policy tools, and the front and middle periods of the innovation process. Secondly, the fiscal, tax and financial supporting policies for "special, fined, peculiar and innovative" enterprises in Beijing have poor target, insufficient supporting force and low guarantee degree. Based on the experience of the developed countries in supporting the development of small and medium-sized enterprises, this paper puts forward the corresponding policy suggestions. That is, to perfect the fiscal system and strengthen the guiding role of funds, promote financial innovation and improve the quality of financial services and as well as optimize tax policies and strengthen the degree of tax incentives.

Keywords: Beijing; special, fined, peculiar and innovative; small and medium-sized enterprises (SMEs); fiscal, taxation and financial policies; content analysis

美联储政策对全球经济的溢出效应 与国际货币政策协调机制研究

陈创练¹ 王浩楠² 单敬群³

【摘要】美国货币政策是全球宏观经济波动的重要扰动因素之一,这种扰动同时具有隐蔽性和异质性特征,由此使得各经济体货币政策制定面临复杂的协调难题。鉴于此,本文在测算美国货币政策对全球29个经济体溢出效应基础上,构建了国际政策协调或非协调模型,同时通过逆推的方式识别在协调或非协调情形下的各经济体货币政策规则,并以此为基础测算各经济体货币政策规则协调与否的福利损失。研究表明:第一,美国紧缩货币政策并不能有效降低全球通货膨胀(以下简称通胀),但却导致部分经济体产出缺口下降和宏观杠杆周期上升;第二,美国货币政策向受其货币政策牵引更大的经济体输出金融风险;第三,当受美国货币政策牵引更大的经济体采取国际货币政策协调时,美国货币政策对该经济体经济周期的负面影响以及货币政策福利损失都得到较大改善。结合各经济体特征可以发现,加强政府对经济体内部的干预能力,增强货币政策独立性可以降低美国货币政策对各经济体的负面效应,并以较低政策成本维护内部宏观经济和金融稳定,这也为各经济体应对外部货币政策冲击的政策制定提供有益的决策参考。

【关键词】货币政策溢出效应;货币政策规则时变系数;国际货币政策协调

一、前言

美元作为全球最主要的储备货币,可以在全球范围内流通,使得美国货币政策对其他经济体的政策制定和经济运行均存在显著影响。特别是,美国还通过对外转移货币政策成本来实现国内经济稳定目标,由此对全球宏观经济造成较强的外部溢出。理论上,美国实施稳定国内经济目标的货币政策,如果这一系列的政策有助于其他经济体的宏观经济稳定运行,并改善其他经济体经济状况,则将这一影响称为正面效应;如果一个经济体实施的货币政策降低了国外总需求或者恶化了其他经济体宏观经济指标,如美国紧缩货币政策导致其他经济体通胀、产出下降甚至提高金融风险,则将其视为负面效应。从实践看,美国货币政策对其他经济体的经济运行影响效果并不一致。那么,在此过程中,其他经济体应该采取怎样的政策措施予以应对?在国际开放经济学中,将其他经济体考虑美国溢出影响而实施的政策主张称为协调性货币政策规则;如果一经济体考虑的政策规则专注于维护经济体内部宏观经济目标的稳定性,而忽略考虑美国货币政策的溢出影响,则将其称为非协调的货币政策规则。事实上,如果一经济体的货币政策一味追求与美国货币政策进行有效协调,则有可能加剧经济体内部的宏观经济波动,但同时,也可能在某种程度上对冲掉美国货币政策的负面效应。因此,到底是实施协调货币政策规则还是非协调货币政策规则更有助于降低经济体内部的福利损失,在理论上并没有定论。

有关美国货币政策规则溢出及其影响效应的研究由来已久,代表性研究如 Buiter 和 Marston (1985) 认为一国的货币政策具有外部性,但是由于每个经济体的宏观经济条件存在差异,货币政策外溢效应的方向和程度具有不确定性 (Carmen, 2004)。早期研究表明,货币政策具有正面的外溢效应,但预期外的货币扩张对国外的影响由于相互抵消而相对较小 (Smets 和 Wouters, 2007; Taylor 和 Wieland, 2012)。近年来,随着全球宏观经济体的一体化程度和相互依赖程度加深,由于美国在世界经济中具有重要地位,是

¹ 陈创练, 暨南大学金融研究所和经济学院、暨南大学南方高等金融研究院教授、博士生导师

² 王浩楠, 广东金融学院金融与投资学院讲师, 暨南大学经济学博士

³ 单敬群, 浙江财经大学金融学院讲师, 暨南大学经济学博士

国际货币政策外溢的主要中心国，对外围国货币政策的独立性造成严重挑战（Nsafafo 和 Serletis，2018）。但纵观现有文献，美国货币政策对其他经济体经济和金融变量的溢出影响方向和程度并无统一论。Crespo-Cuaresma 等（2016）认为美国的紧缩货币政策溢出导致国际产出持续萎缩，全球通胀率下降，同时导致发达经济体利率上升，货币相对于美元出现贬值。此外，有研究发现，美国货币政策溢出效应存在异质性，货币政策溢出效应会随着时间的推移发生变化（Anaya 等，2017），而且影响效应与经济体内部的贸易和金融一体化、金融开放水平、金融发展水平、劳动力市场、产业结构和全球价值链地位等有关（Georgiadis，2016）。

在对美国货币政策溢出效应的测算方法上，一部分学者采用主成分分析法、GARCH 族模型等传统方法识别货币政策溢出效应（Cekin 等，2019；Azad 和 Serletis，2020）。另一部分研究则基于 VAR 模型展开，VAR 模型可以有效地消除内生性问题，同时可以扩展为时变模型，发现宏观经济变量之间相互影响关系的动态演变规律（Primiceri，2005），因此 VAR 及其扩展模型逐渐成为识别货币政策与经济、金融变量之间时变关系的主要建模工具（Koop 和 Korobilis，2013）。代表性研究如 Tillmann（2016）、Ho 等（2018）运用 FAVAR 模型估计美国货币政策的溢出效应。但是外部货币政策溢出是严格外生的，而上述传统 VAR 方程需要假设所有变量均为内生，故无法单独识别美国货币政策的外生溢出效应。Uribe 和 Yue（2006）采用将外生变量纳入到 VAR 方程中的 VARX 模型，有针对性地分离外生溢出的时变系数。Belomestny 等（2021）采用时变参数带外生变量的向量自回归模型研究了挪威和俄罗斯的实际 GDP、汇率和实际油价的相互影响关系。

国外学术界和政策当局还进一步探讨如何通过国际货币政策协调机制应对美国货币政策溢出。代表性研究认为，外部性和政策外溢的存在凸显出国际货币政策协调的重要性，这也促使大量研究致力于寻找考虑外生货币政策溢出时的最优货币政策规则。起初研究的分歧在于货币政策协调能否带来更高的福利，Mckibbin（1997）基于 M-F-D 模型总结得出国际货币政策协调反而是低效甚至逆效的观点。随后有学者引入新开放宏观经济学模型分析国际货币政策协调，研究表明，由于浮动汇率阻隔外部政策溢出对国内就业和产出的影响，国际货币政策协调的收益是不存在的或者是可以忽略的，因此寻找最优货币政策规则意义不大（Corsetti 和 Pesenti，2005）。但是 Canzoneri（2007）认为在特定假设条件下，货币政策的国际协调可以产生福利收益。因此，后续学者进一步探讨国际货币政策协调中的最优货币政策规则，如 Adjemian 等（2008）基于开放经济体的两国 DSGE 模型，分析美国和欧元区之间最优货币合作设计，发现最优政策显著降低了国际经济活动中溢出效应的规模。Clarida（2019）在标准两国 DSGE 模型中引入中性实际政策利率，得到锚定实际利率的最优货币政策规则。结果表明，在一个正式政策合作机制下，虽然央行沟通和信誉需要付出较高的成本，但政策协调的收益也较大。

国内学者对于相关问题的研究中，更多关注美国货币政策溢出对中国的影响效应。其中部分研究美国货币政策溢出对中国宏观经济变量的影响效应，邓创和席旭文（2013）的研究发现，美国货币政策溢出对中国产生显著的负面效应，即导致通胀上升和产出下降。马理和文程浩（2021）研究认为美国加息会对中国的产出、资本投入、净出口与就业率产生显著的负向影响，而对通胀的影响较微弱。但是刘少云（2016）认为美国货币政策转向对中国的溢出效应体现出非线性特征。美国货币政策同样影响到中国的金融市场（谭小芬等，2019）。姜富伟等（2019）采用事件研究法测算美国货币政策对中国资产价格的影响效应，发现美联储货币政策对中国资产价格产生显著的负向溢出效应。此外，还有部分学者关注到国际货币政策协调的效果，如有学者认为国际货币政策协调可能是无效或逆效的（何国华和谭炯，2014），但也有学者认为国际货币政策协调能够取得福利收益（王胜和周上尧，2018）。

已有文献虽然探讨了国际货币政策协调的福利损失，但多数关注的政策目标是稳增长和控通胀，较少涉及防范金融风险。特别是，由于方法论上的不足，尚未见到有关对多国数据实证检验协调与非协调情形下的货币政策取向共同规律以及政策效果差异的文献。为此，本文分别构建了时变参数向量结构式自回归（TVP-SVAR）和时变参数带外生变量的向量自回归（TVP-VARX）模型，这两个方法能够有效考究全球范围内货币政策协调与否在应对金融风险上的政策取向和政策效果。本文贡献有如下三点，第一，基于

TVP-SVAR 和 TVP-VARX 方法, 分别构建了协调或不协调下的货币政策模型, 这为后续研究阐述全球其他经济体如何应对美国货币政策冲击以及在此期间货币政策如何有所作为提供了一个理论框架。第二, 当前尚未有文献基于货币政策协调和非协调视角下, 估计出纳入金融风险的时变参数货币政策规则。本文基于结构式向量自回归 (包括 TVP-SVAR 和 TVP-VARX) 模型估计结果, 首次采用逆推的方法估计出有协调和非协调情况下全球货币政策锚定通胀、产出缺口、宏观杠杆周期的时变参数, 以此刻画不同协调情形下的全球货币政策抉择动态演变规律, 是对现有文献的有益补充。第三, 构建并模拟福利损失函数, 比较货币政策协调与非协调情况下治理宏观经济目标和维护金融稳定的福利损失, 全球 29 个经济体货币政策规则如何应对美国政策溢出的历史经验, 为我国在当前经济金融全球化背景下, 如何有效制定货币政策规则防范美国货币政策溢出影响, 维护国内宏观经济平稳运行提供重要的理论基础和决策依据。

二、嵌入美国货币政策的一般均衡模型构建

(一) 嵌入美国货币政策的一般均衡模型构建

本文构建一个包括商品市场、金融市场风险和货币政策规则的结构式一般均衡模型, 通过参数估计识别国际货币政策协调与非协调情形下美国货币政策溢出效应的异质性, 同时, 也为后文识别各经济体货币政策规则和测算国际货币政策协调福利损失提供理论支持。模型的核心设定是, 借鉴 Kim (2001) 的研究思路, 用美国名义利率 (以下简称美国利率) 变动作为货币政策溢出的代理变量, 将其引入到商品市场、金融市场和经济体货币政策规则函数中。模型构建过程如下所示:

1. 商品市场

考虑到美国货币政策溢出主要影响到其他经济体的产出缺口和通胀, 本文假设经济体商品市场的产出缺口与前期产出缺口、经济体内部和地区实际利率和美国利率有关:

$$y_t = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}y_{t-1} - \alpha_{2,t}(i_t - \pi_t) + \alpha_{3,t}i_t^{US} + u_t^s, \quad \alpha_{2,t}, \alpha_{3,t} > 0 \quad (1)$$

其中, y_t 、 i_t 、 π_t 、 i_t^{US} 分别表示经济体的产出缺口、名义利率、通胀率和美国利率; 为了简化分析, 令 $i_t - \pi_t$ 为实际利率。在理论上, 实际利率与产出缺口呈负相关关系, 因此, $\alpha_{2,t} > 0$ 。 $\alpha_{3,t} > 0$ 说明美国利率提高, 即紧缩货币政策溢出使得经济体内部或地区的产出缺口下降。 u_t^s 表示来自经济体商品市场的供给溢出。

基于交错价格调整的线性菲利普斯曲线, 构建纳入美国货币政策的新凯恩斯菲利普斯曲线:

$$\pi_t = \beta_{0,t} + \beta_{1,t}\pi_{t-1} + \beta_{2,t}y_t + \beta_{3,t}i_t^{US} + u_t^d, \quad \beta_{2,t}, \beta_{3,t} > 0 \quad (2)$$

其中, $\beta_{1,t}$ 为通胀惯性。当产出缺口大于零时通胀上升; 反之, 当产出缺口小于零时通胀下降, 即 $\beta_{2,t} > 0$ 。根据非抛补利率平价 (UIP) 理论, 经济体利率不变的情况下, 美国紧缩货币政策导致经济体间利差扩大, 改变经济体内商品和服务的相对价格, 最终使得经济体通胀水平上升, 因此, $\beta_{3,t} > 0$ 。此外, u_t^d 表示来自商品市场的需求溢出因素。

2. 金融市场风险

美国货币政策溢出会影响到经济体的金融稳定，因此经济体内部和地区货币政策规则制定及其国际协调均需要考虑金融市场风险调控目标。对金融风险衡量上，本文选取宏观杠杆周期来反映各经济体宏观金融风险水平，设定经济体宏观杠杆周期取决于宏观经济基本面、货币政策、经济体内部和地区利率水平以及美国的货币政策溢出，即：

$$Lev_t = \theta_{0,t} + \theta_{1,t} Lev_{t-1} - \theta_{2,t} i_t + \theta_{3,t} i_t^{US} + u_t^{risk}, \quad \theta_{2,t}, \theta_{3,t} > 0 \quad (3)$$

其中， Lev_t 表示宏观杠杆周期。 $\theta_{2,t}$ 表示宏观杠杆周期与经济体利率的时变相关系数， $\theta_{2,t} > 0$ 表示经济体利率增加导致信贷成本上升，抑制投资，进而抑制宏观杠杆周期。 $\theta_{3,t}$ 表示宏观杠杆周期与美国利率的时变相关系数， $\theta_{3,t} > 0$ 表明美国利率提高，则经济体与美国之间的利差扩大，由此导致风险溢价上升，跨境资本流出，进而使得经济体信贷规模收缩，宏观杠杆周期收缩。 u_t^{risk} 表示来自金融市场的信贷溢出。

3. 非货币政策协调下纳入宏观金融风险的货币政策规则

本文在传统泰勒规则的基础上构建嵌入宏观杠杆周期的货币政策规则，设定目标利率 (i_t^*)：

$$i_t^* = \bar{i}_0 + \lambda_1 y_t + \lambda_2 (\pi_t - \pi_t^*) + \lambda_3 Lev_t \quad (4)$$

其中， $\bar{i}_0$ 表示均衡利率， π_t^* 为通胀目标。同时，考虑利率调整的平滑性特征，设定利率的动态调整过程如下：

$$i_t = (1 - \rho) i_t^* + \rho i_{t-1} + v_t \quad (5)$$

将式 (4) 代入式 (5) 可得考虑名义利率调整平滑特征和宏观金融风险的货币政策反应函数：

$$i_t = (1 - \rho) [\bar{i}_0 + \lambda_1 y_t + \lambda_2 (\pi_t - \pi_t^*) + \lambda_3 Lev_t] + \rho i_{t-1} + v_t \quad (6)$$

其中， $\rho \in [0, 1]$ 为货币政策规则的利率调整惯性， ρ 越大，表明央行越努力保持利率调整的平稳性，

避免对市场造成超预期溢出。 λ_1 、 λ_2 、 λ_3 分别表示货币政策锚定产出缺口、通胀和宏观杠杆周期系数。

随机扰动项 v_t 包括了外部货币政策溢出。

4. 存在国际货币政策协调时纳入宏观金融风险的货币政策规则

理论上，按协调中的主导力量强弱划分，国际货币政策协调可以有相互依存和强势经济体主导两种模式。现实中，美国依托世界经济头号大国的地位，在国际货币协调中扮演主导角色，其货币政策的制定通常只出于自身利益的需要，并强势主导国际货币协调，其他经济体往往只能被动应对美国货币政策的溢出影响。基于上述经典事实，本文假设存在国际货币协调时，一国和地区货币政策规则的制定和调整需要兼顾产出目标、通胀目标、宏观杠杆周期稳定和主要溢出国货币政策溢出。因此，本文在式 (6) 的基础上扩展得到存在国际货币政策协调时纳入宏观金融风险的货币政策规则，如下所示：

$$i_t = (1 - \rho) [\bar{i}_0 + \lambda_1 y_t + \lambda_2 (\pi_t - \pi_t^*) + \lambda_3 Lev_t + \lambda_4 i_t^{US}] + \rho i_{t-1} + v_t^{Co} \quad (7)$$

其中, λ_4 表示货币政策锚定美国利率的系数。式 (7) 可以有效刻画在协调情形下, 嵌入美国货币政策溢出的其他经济体的货币政策制定规则。其中, 由式 (1)、式 (2)、式 (3) 和式 (6) 构成一个不协调情形下嵌入美国货币政策规则的一般均衡模型; 而由式 (1)、式 (2)、式 (3) 和式 (7) 构成一个协调情形下嵌入美国货币政策规则的一般均衡模型。

(二) 美国货币政策的溢出效应识别

在上述结构式模型系统下, 将参数放宽至时变, 则可构建一个时变参数结构式向量自回归模型 (TVP-SVAR) 系统, 通过对系统进行转换可以得到时变参数约简式向量自回归模型 (TVP-VAR) 系统, 结合脉冲响应函数识别国际货币政策协调情形下, 各经济体通胀、产出缺口、宏观杠杆周期对美国货币政策溢出的广义脉冲响应值, 以此为基础考究美国货币政策溢出效应。而非协调情形下, 由于外部货币政策溢出是严格外生的, 因此 TVP-VAR 模型不再适用。鉴于此, 本文借鉴 Belomestny 等 (2021) 研究思路, 构建包含主要溢出经济体的货币政策外生变量的时变参数外生变量向量自回归模型 (TVP-VARX)。该方法在 TVP-VAR 模型上扩展引入了外生变量, 因此可以用于估计非协调情形下嵌入美国货币政策规则的一般均衡模型。由于 TVP-VARX 模型是以 TVP-VAR 模型为基础扩展得到的, 此处重点介绍 TVP-VARX 模

型的构建过程。首先, 定义经济体内生向量 $X_t = (i_t, y_t, \pi_t, Lev_t)'$, 则 TVP-VARX 模型一般形式:

$$\Gamma_{0,t} X_t = c_t + \Gamma_{1,t}(L) X_{t-1} + Z_t(L) i_t^{US} + e_t \quad (8)$$

其中, i_t^{US} 表示以美国利率为代表的货币政策, $t = (1, \dots, T)$ 是时间, L 为滞后算子; X_t 是每个经济体的 $G \times 1$ 维向量; $\Gamma_{0,t}$ 和 $\Gamma_{1,t}$ 是 $G \times G$ 待估参数矩阵, c_t 是 $G \times 1$ 维时变截距项; Z_t 是 $G \times 1$ 待估参数矩阵; e_t 是 $G \times 1$ 维的随机误差项。式 (8) 具有如下三方面特点: 第一, 模型允许特定系数是时变, 这更加符合事实 (Ciccarelli, 2016); 第二, 将外生变量纳入到等式中, 可以有针对性地分离外生溢出的时变系数, 能够捕捉不协调时美国货币政策对其他经济体内生变量的影响效应。第三, 扩展矩阵 $D_t(L) = [D_{1,t}(L), \dots, D_{N,t}(L)]'$ 使之可以反映各经济体之间的动态反馈, 这极大地扩展了该模型可以解释相互作用的类型。

其次, 为了估计 $\Gamma_{0,t}$ 和 $\Gamma_{1,t}$, 对式 (8) 施加约束, 即可转换为不包括美国外生变量的 TVP-SVAR 模型。具体来说, 由式 (1)、(2)、(3) 和 (7) 构建 TVP-SVAR 模型:

$$\varphi_{0,t} X_t^* = J_t + \varphi_{1,t} X_{t-1}^* + \sigma_t, \quad \varphi_{0,t} = \begin{bmatrix} 1 & -(1-\rho_t)\lambda_{1,t} & -(1-\rho_t)\lambda_{2,t} & -(1-\rho_t)\lambda_{3,t} & 0 \\ -\alpha_{2,t} & 1 & -\alpha_{2,t} & 0 & -\alpha_{4,t} \\ -\beta_{3,t} & -\beta_{2,t} & 1 & 0 & -\beta_{4,t} \\ \theta_{3,t} & -\theta_{2,t} & 0 & 1 & -\theta_{4,t} \\ f_{1,t} & f_{2,t} & f_{3,t} & f_{4,t} & 1 \end{bmatrix} \quad (9)$$

其中, $\varphi_{1,t}$ 是对角线矩阵, 对角线上元素对应为 $(\rho_t, \alpha_{1,t}, \beta_{1,t}, \theta_{1,t}, \psi_t)$, $J_t = ((1-\rho_t)(\bar{i}_{0,t} - \pi_t^*)\alpha_{0,t}, \beta_{0,t} - \beta_{3,t}\bar{r}, \theta_{0,t}, f_{0,t})'$, $\sigma_t = Z_t(L)i_t^{US} + e_t$, 且 $X_t^* = (i_t, y_t, \pi_t, Lev_t, i_t^{US})'$ 。通过施加约束条件使得 $\varphi_{0,t}$ 和 $\varphi_{1,t}$ 矩阵中第五行系数均为零, 此时式 (8) 不协调情形下的 TVP-VARX 模型变型为式 (10) 有约束的 TVP-SVAR 模型:

$$\begin{bmatrix} 1 & -(1-\rho_t)\lambda_{1,t} & -(1-\rho_t)\lambda_{2,t} & -(1-\rho_t)\lambda_{3,t} & 0 \\ -\alpha_{2,t} & 1 & -\alpha_{2,t} & 0 & -\alpha_{4,t} \\ -\beta_{3,t} & -\beta_{2,t} & 1 & 0 & -\beta_{4,t} \\ \theta_{3,t} & -\theta_{2,t} & 0 & 1 & -\theta_{4,t} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} X_t^* = \begin{bmatrix} (1-\rho_t)(\bar{i}_{0,t} - \pi_t^*) \\ \alpha_{0,t} \\ \beta_{0,t} - \beta_{3,t}\bar{r}_t \\ \theta_{0,t} \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \rho_t & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \alpha_{1,t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{1,t} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \theta_{1,t} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} X_{t-1}^* + \sigma_t \quad (10)$$

结构方程中美国货币溢出方程系数均为零，表明美国货币政策溢出是外生的，同时又可以通过对残差项施加美国货币溢出的外生溢出，识别出美国货币外生溢出对其他宏观变量的影响效果。因此，式（10）

有约束的 TVP-SVAR 模型是式（8）TVP-VARX 模型的变型。同时，由于 Γ_t 的行列式非零，故此可将 TVP-SVAR 转换为简约式模型系统 TVP-VAR：

$$X_t^* = Z_t X_{t-1}^* + H_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中， $Z_t = \Phi_{0,t}^{-1} \Phi_{1,t}$ ， $H_t = \Phi_{0,t}^{-1} J_t$ ， $\varepsilon_t = \Phi_{0,t}^{-1} \sigma_t$ 。最后，采用马尔可夫链蒙特卡洛（MCMC）方法对时变参数简约式向量自回归模型式（11）展开估计得到脉冲效应函数，由此可进一步刻画出协调和非协调情形下，美国货币政策对其他经济体宏观经济变量影响的溢出效应。

三、美国货币政策对宏观经济的溢出效应测算结果及分析

（一）数据来源及说明

本文选取的数据包括 1996 年 1 季度至 2021 年 4 季度的美国利率和 29 个经济体的利率、通胀率、产出缺口和宏观杠杆周期。其中，选取同业拆借利率季度数据作为利率（ i ）指代指标，由各经济体本币银行间同业拆借七天利率月度数据经移动平均换算得到；各经济体消费者价格指数季度同比数据代表通胀率（ π ）；产出缺口（ y ）采用季节调整后的实际季度 GDP 值（1996=100）和单侧 HP 滤波法估计；一经济体的金融稳定状态采用国际清算银行（BIS）统计发布的信贷/GDP 指标（ lev ，下称宏观杠杆周期）衡量。以上数据均来源于各经济体中央银行统计报告、国际货币基金组织（IMF）和 BIS 报告。

（二）美国货币政策溢出矩阵

在识别美国货币政策溢出效应之前，需要实证检验美国在全球货币政策溢出中占据的中心国地位这一经典事实。鉴于此，本文借鉴 Diebold 和 Yilmaz（2009，2014）的思路，基于广义脉冲响应函数构建货币

政策溢出的时变网状溢出指数。令时变广义脉冲响应函数为： $Imp_{f,t}(n) = \sigma_{ff,t}^{-1/2} A_{n,t} e_{f,t}$ ，其中， $A_{n,t}$ 表示无

限移动平均展开后的时变残差系数， $e_{f,t}$ 是只有 j 行元素等于 1，其他行为 0 的 $n \times 1$ 维选择向量。因为

$\Sigma_t e_{f,t} e_{f,t}' / \sigma_{ff,t} = 1$ ，经济体 $f=1, 2, \dots, n$ ，基于广义方差分解的时变脉冲响应函数的时变参数溢出指数为：

$$\theta_{d \leftarrow f,t}(n) = \frac{\sum_{i=0}^n (e_{d,t}' \sigma_{ff,t}^{-0.5} A_{i,t} \Sigma_t e_{f,t})^2}{\sum_{j=0}^K \sum_{l=0}^n (e_{d,t}' \sigma_{ff,t}^{-0.5} A_{l,t} \Sigma_t e_{f,t})^2} = \frac{\sigma_{ff,t}^{-1} \sum_{i=0}^n (e_{d,t}' A_{i,t} \Sigma_t e_{f,t})^2}{\sum_{l=0}^n (e_{d,t}' A_{l,t} \Sigma_t A_{l,t}' e_{d,t})} \quad (12)$$

其中， K 为变量 $e_{d,t}$ 的数据， $\Sigma_t = \{\sigma_{df,t}, d, f\}$ ， d 表示本经济体。由此可以定义时变参数吸收效应、时变参数溢出效应和时变净溢出效应来衡量经济体之间货币政策的相互溢出效应。第一，时变参数吸收效

应 $MSIF_{d,t} = \sum_{f=1, d \neq f}^N \theta_{d \leftarrow f, t}$ 表示其他经济体 (f) 的货币政策外生溢出对本经济体 (d) 接受到的 (除自身之外) 溢出的解释比重, 如果把所有来自其他经济体的时变参数吸收指数加总即可得到本经济体 (d)

货币政策吸收的溢出总强度。第二, 时变参数溢出效应 $MSIT_{d,t} = \sum_{f=1, d \neq f}^N \theta_{f \leftarrow d, t}$ 表示本经济体 (d) 货币政策对其他经济体 (f) 货币政策的溢出占本经济体 (d) 对所有 (除自身之外) 经济体的溢出的解释比重, 该指数的汇总结果可以表示本经济体货币政策对外溢出的总强度。第三, 时变净溢出效应

$MNSI_{d,t} = \sum_{f=1, d \neq f}^N \theta_{f \leftarrow d, t} - \sum_{f=1, d \neq f}^N \theta_{d \leftarrow f, t}$ 表示总溢出效应与总吸收效应之差, 当 $MNSI_{d,t}$ 大于零时称 d 在 t 期为货币政策净溢出经济体, 反之为货币政策净吸收经济体。

采用 30 个经济体的利率数据以及 TVP-SVAR 模型估计得到各经济体货币政策两两之间的广义脉冲响应值, 并基于式 (12) 计算得到时变参数溢出指数。同时对时变参数溢出指数求算术平均值后即可构建得到国际货币政策溢出网状矩阵⁴。从时变净溢出效应结果看, 美国的货币政策溢出指数远大于其他经济体, 且大部分经济体的时变净溢出效应为负, 这一方面说明美国是国际货币政策溢出的最大来源经济体, 另一方面也验证了国际货币政策溢出中存在以美国为主的强势货币政策净溢出经济体, 其他大部分经济体作为净吸收经济体的典型事实。

(三) 国际货币政策不协调情形下美国货币政策的溢出效应

1. 不同类别经济体的宏观经济变量对美国货币政策冲击的脉冲响应均值分析

按美国货币政策对其他经济体的溢出指数从高到低, 将 29 个经济体划分为被牵引程度 1~4 四种强度, 基于 TVP-VARX 模型测算的 29 个经济体宏观变量对美国利率一单位正溢出的短期和长期脉冲响应值取算术平均值⁵, 得到分类别测算的宏观经济变量对美国货币政策溢出的长短期脉冲响应值均值 (见表 1)。

表 1 不同类别经济体的宏观经济变量对美国货币政策溢出的长短期脉冲响应值均值: 非协调情形

脉冲响应值均值	$i^{US} \uparrow -\pi$	$i^{US} \uparrow -y$	$i^{US} \uparrow -lev$
全球	0.0576 [0.0339]	0.0101 [-0.0265]	-0.0165 [0.0195]
被牵引程度 1	-0.0023 [0.0172]	0.0001 [-0.0203]	0.1395 [0.1534]
被牵引程度 2	0.0547 [0.0127]	0.0491 [-0.0132]	0.1657 [0.1867]
被牵引程度 3	0.0413 [0.0233]	-0.0007 [-0.0275]	-0.2320 [-0.0970]
被牵引程度 4	0.0801 [0.1453]	-0.0065 [-0.0391]	-0.1507 [-0.1614]

注: $i^{US} \uparrow -\pi$ 、 $i^{US} \uparrow -y$ 、 $i^{US} \uparrow -lev$ 分别表示通胀、产出缺口、宏观杠杆周期对美国利率一单位正溢出 (紧缩货币

⁴ 国际货币政策溢出网状矩阵可以简洁直观地识别一经济体货币政策对其他经济体的溢出强度以及一国吸收来自其他经济体货币政策溢出的强度, 并进一步地识别出主要溢出经济体和主要吸收经济体, 从而刻画出整个国际货币政策溢出的网络关系及其动态演变规律。因篇幅所限, 国际货币政策溢出网状矩阵以附表 3 展示。

⁵ “被牵引程度 1” 经济体包括加拿大、澳大利亚、中国香港、新西兰、意大利、阿根廷、新加坡、巴西; “被牵引程度 2” 经济体包括希腊、印度、智利、韩国、西班牙、德国、法国; “被牵引程度 3” 经济体包括芬兰、英国、荷兰、丹麦、挪威、日本、泰国; “被牵引程度 4” 经济体包括墨西哥、印度尼西亚、马来西亚、中国、土耳其、俄罗斯、南非。

政策)的脉冲响应值均值;括号外的数值表示短期(2期)的脉冲响应均值,括号内的数值表示长期(4期)的脉冲响应均值;下同。

结果显示,第一,从全球脉冲响应均值看,美国紧缩货币政策在长期上导致全球通胀和宏观杠杆周期上升,并导致长期产出水平下降,体现为负面溢出效应。第二,不同被牵引程度经济体通胀率的脉冲响应均值基本均为正,究其原因,美国紧缩货币政策导致其他经济体汇率下降,进口成本上升,加剧其他经济体的输入型通胀。第三,被牵引程度1~2经济体产出缺口的脉冲响应均值短期为正,但长期为负,同时,被牵引程度3~4经济体产出缺口的脉冲响应均值在长短期上均为负。第四,宏观杠杆周期脉冲响应均值结果显示,美国提高一单位利率将导致被牵引程度1~2经济体宏观杠杆周期上升,体现为负面溢出效应,而且长期负面溢出效应比短期更大;对被牵引程度3~4经济体则出现正面溢出效应,可能原因在于被牵引程度较高经济体对美国货币政策溢出的反应更加敏感,当美国利率上升时,该类经济体更倾向于放松金融条件、刺激通胀来维持产出水平增长,同时还要承受宏观杠杆周期上升的压力。

2. 不同时段经济体的宏观经济变量对美国货币政策冲击的脉冲响应均值分析

进一步地,根据美国基准利率连续上升或下降的走势,将样本区间划分为六个时期,包括三个加息区间:1996—2000年、2004—2006年和2015—2018年,以及三个降息区间:2001—2003年、2007—2014年和2019—2021年,上述划分有助于分析不同宏观经济环境和美国货币政策环境下美国货币政策对宏观经济溢出效应的异质性⁶(见表2)。首先,大部分时段通胀水平对美国货币政策溢出的脉冲响应均值为正,且短期效应大于长期效应,说明非协调情形下美国紧缩货币政策对其他经济体通胀的正面溢出效应并不显著。但从趋势看,负面溢出效应在2007—2014年后呈下降趋势,特别是2019—2021年全球新冠疫情期间迅速下降。其中,对被牵引程度1经济体的短期溢出效果在2007—2014年后从负向溢出转化为正向溢出,这种转变也出现在2015—2018年后对被牵引程度2经济体的长期溢出效果上,相对来说,美国提高基准利率更有助于降低被牵引程度较高经济体的通胀水平。其次,不同时段美国紧缩货币政策对产出水平的长期溢出效果均体现为负面溢出效应,即美国提高利率会导致其他经济体的产出水平下降。值得注意的是,美国紧缩货币政策对被牵引程度1经济体产出水平的短期溢出效果在三个降息时期上均为正面溢出效应,而在三个加息时期上均为负面溢出效应,说明在国际流动性宽松阶段美国提高利率,被牵引程度1经济体更可能快速的同步提高经济体内部利率,导致国际资本流入增加,最终提高产出水平;同时,对被牵引程度较低(3~4)经济体的短期溢出效果在2007—2014年后从负面溢出效应转变为正面溢出效应,原因可能在于2008年国际金融危机后美国长期处于低利率水平,弱化了美国货币政策效果,同时,紧缩货币政策短期内提高了美国国内购买力和进口需求,有利于提高被牵引程度较低经济体(新兴发展经济体)的产出水平。最后,美国紧缩货币政策对被牵引程度较高(1~2)经济体宏观杠杆周期的溢出效果为正,而对被牵引程度3~4经济体的溢出效果为负。2008年国际金融危机后,美国紧缩货币政策溢出对被牵引程度1~2经济体宏观杠杆周期的正面溢出效应更高,同时,对被牵引程度3~4经济体宏观杠杆周期的负面溢出效应也呈增强趋势,可见2008年国际金融危机后,美国货币政策对国际资本流动的影响更加明显,如果美国提高利率,将导致被牵引程度较高经济体的资本流入和被牵引程度较低经济体的资本流出增加,从而使得被牵引程度较高经济体宏观杠杆周期上升而被牵引程度较低经济体宏观杠杆周期下降。

⁶ 1996—2000年为第一个加息阶段,基准利率从4.75%上调至6.50%;2001—2003年为第一个降息阶段,基准利率从6.50%下调至1.00%;2004—2006年为第二个加息阶段,基准利率从1.00%上调至5.25%;2007—2014年为第二个降息阶段,基准利率从5.25%下调至0.00%;2015—2018年为第三个加息阶段,基准利率从0.00%上调至2.25%;2019—2021年为第三个降息阶段,基准利率从2.25%下调至0.00%。

表 2 不同时段其他经济体宏观经济变量对美国货币政策溢出的长短期脉冲响应值均值: 非协调情形

不同类别经济体分时段脉冲响应值均值		1996—2000	2001—2003	2004—2006	2007—2014	2015—2018	2019—2021
$i^{US} \uparrow -\pi$	被牵引程度 1	0.0055 [0.0027]	0.0300 [-0.0049]	0.0535 [-0.0010]	0.0010 [0.0254]	-0.0381 [0.0582]	-0.0639 [0.0038]
	被牵引程度 2	0.0384 [0.0063]	0.0781 [0.0169]	0.0867 [0.0236]	0.0648 [0.0251]	0.0304 [-0.0019]	0.0304 [-0.0059]
	被牵引程度 3	0.0328 [0.0064]	0.0339 [0.0075]	0.0379 [0.0172]	0.0548 [0.0400]	0.0485 [0.0299]	0.0201 [0.0181]
	被牵引程度 4	0.1219 [0.1308]	0.1380 [0.0840]	0.1609 [0.0550]	0.1925 [0.0640]	0.1273 [0.0476]	0.0717 [0.1071]
	被牵引程度 1	0.0316 [-0.0114]	-0.0027 [-0.0360]	0.0042 [-0.0192]	-0.0117 [-0.0213]	0.0015 [-0.0130]	-0.0220 [-0.0267]
	被牵引程度 2	0.0377 [-0.0124]	0.0448 [-0.0193]	0.0492 [-0.0155]	0.0655 [0.0004]	0.0338 [-0.0205]	0.0481 [-0.0328]
	被牵引程度 3	-0.0919 [-0.0588]	-0.0666 [-0.0449]	-0.0198 [-0.0207]	0.0421 [-0.0229]	0.0611 [-0.0025]	0.0323 [-0.0131]
	被牵引程度 4	-0.0605 [-0.0404]	-0.0584 [-0.0445]	-0.0294 [-0.0311]	0.0202 [-0.0416]	0.0375 [-0.0341]	0.0237 [-0.0393]
$i^{US} \uparrow -y$	被牵引程度 1	0.1361 [0.1133]	0.1040 [0.0907]	0.0831 [0.1083]	0.1707 [0.2069]	0.1578 [0.1747]	0.1294 [0.1538]
	被牵引程度 2	0.1048 [0.1501]	0.1357 [0.1451]	0.1402 [0.1685]	0.1584 [0.1882]	0.2147 [0.2102]	0.2717 [0.2692]
	被牵引程度 3	-0.3482 [-0.1856]	-0.3154 [-0.1723]	-0.1922 [-0.0949]	-0.1473 [-0.0428]	-0.1473 [-0.0447]	-0.1667 [-0.0976]
	被牵引程度 4	-0.1346 [-0.155]	-0.1867 [-0.2082]	-0.1586 [-0.143]	-0.1259 [-0.0904]	-0.1865 [-0.1488]	-0.2423 [-0.2578]

(四) 国际货币政策协调情形下美国货币政策的溢出效应

1. 不同类别的经济体宏观经济变量对美国货币政策冲击的脉冲响应均值分析

表 3 展示了存在国际货币政策协调时分类别的经济体宏观经济变量对美国货币政策溢出的脉冲响应值均值。美国利率溢出对各类别经济体的利率产生正向冲击 ($i^{US} \uparrow -i$ 均为正), 这与理论和经典事实相符;

同时, $i^{US} \uparrow -\pi$ 明显减小, 特别是被牵引程度 2~3 经济体的通胀脉冲响应值在短期上为负值, 说明存在货币政策协调时, 美国紧缩货币政策在短期上能有效降低其他经济体的通胀; 存在货币政策协调时, 产出缺口对美国货币政策溢出的脉冲响应值全部为正, 负面溢出效应得到明显改善, 其中, 被牵引程度 3~4 经济体的溢出效应改善最为明显 (在非协调时是负向溢出, 协调时为正向溢出)。此外, 美国加息对宏观杠杆周期的溢出效应明显减小, 可见总体上国际货币政策有协调时能够减少外部货币政策溢出对经济体内部金融稳定的扰动。

表 3 不同类别经济体的宏观经济变量对美国货币政策溢出脉冲响应值均值：协调情形

脉冲响应值均值	$i^{US} \uparrow - \pi$	$i^{US} \uparrow - y$	$i^{US} \uparrow - lev$	$i^{US} \uparrow - i$
全球	0.0036 [0.0078]	0.0266 [0.0217]	0.0140 [0.0010]	0.0241 [0.0306]
被牵引程度 1	0.0004 [0.0012]	0.0268 [0.0240]	0.0199 [0.0288]	0.0308 [0.0393]
被牵引程度 2	-0.0027 [0.0005]	0.0193 [0.0146]	0.0143 [0.0273]	0.0166 [0.0173]
被牵引程度 3	-0.0012 [0.0016]	0.0165 [0.0143]	-0.0279 [0.0023]	0.0095 [0.0131]
被牵引程度 4	0.0184 [0.0296]	0.0438 [0.0326]	-0.0048 [0.0005]	0.0384 [0.0498]

2. 不同时段经济体宏观经济变量对美国货币政策冲击的脉冲响应均值分析

表 4 展示了分时段宏观经济变量对美国货币政策溢出的长短期脉冲响应值均值结果。首先，协调情形下，2007—2014 年后美国货币政策对通胀的短期正面溢出效应总体呈增强趋势，2019—2021 年美国货币政策对被牵引程度 2~3 经济体的短期正面溢出效应达到最大，较 2007—2014 年分别增强了 295.3949%、88.7416%，由此可见，2008 年国际金融危机以后，货币政策协调改善了美国紧缩货币政策对其他经济体通胀的溢出效应。其次，存在货币政策协调时，美国紧缩货币政策对产出水平的从非协调情形时的负向溢出效应为主转变为协调情形时的正向溢出效应为主。从长期溢出效应的趋势上看，1996—2018 年美国紧缩货币政策对产出水平的正面溢出效应整体呈上升趋势，虽然在 2019—2021 年有所下降，但仍然显著强于非协调情形时，由此可见，长期以来，货币政策协调愈加有助于改善美国紧缩货币政策对其他经济体产出水平的溢出效应。此外，协调情形下美国紧缩货币政策对被牵引程度较高（1~2）经济体宏观杠杆周期的负面溢出效应明显降低，同时，对被牵引程度 3~4 经济体的长期溢出效应从 2004—2006 年开始转为正向，表明货币政策协调缓解了对被牵引程度较高经济体宏观杠杆周期的负面溢出效应，同时也使被牵引程度较低经济体付出宏观杠杆周期上升的代价。利率对美国紧缩货币政策的长短期脉冲响应值均值的结果显示，美国紧缩货币政策对被牵引程度 2~3 经济体利率的正向冲击整体呈下降趋势，同时对被牵引程度 1 经济体利率的正向冲击在 2019—2021 年也有所减弱；不同的是，对被牵引程度 4 经济体利率的正向冲击在 2007—2014 年后有所增强，可见，货币政策协调能够有效对冲美国货币政策对被牵引程度较高经济体利率的正向冲击，同时也加强了被牵引程度较低经济体利率与美国利率的同步性。

表 4 不同时段其他经济体宏观经济变量对美国货币政策溢出的长短期脉冲响应值均值: 协调情形

不同类别经济体分时段脉冲响应值均值		1996—2000	2001—2003	2004—2006	2007—2014	2015—2018	2019—2021
$i^{US} \uparrow -\pi$	被牵引程度 1	0.0011 [-0.0034]	-0.0008 [-0.0012]	0.0020 [-0.0003]	0.0009 [0.0012]	-0.0012 [0.0066]	-0.0006 [0.0053]
	被牵引程度 2	-0.0025 [-0.0011]	-0.0021 [0.0007]	-0.0020 [0.0014]	-0.0014 [0.0013]	-0.0042 [-0.0033]	-0.0054 [-0.0037]
	被牵引程度 3	0.0004 [0.0020]	0.0005 [0.0019]	-0.0001 [0.0022]	-0.0018 [0.0018]	-0.0025 [0.0013]	-0.0034 [-0.0005]
	被牵引程度 4	0.0174 [0.0365]	0.0204 [0.0335]	0.0202 [0.0297]	0.0207 [0.0280]	0.0162 [0.0241]	0.0129 [0.0265]
	被牵引程度~1	0.0276 [0.0307]	0.0249 [0.0197]	0.0272 [0.0276]	0.0267 [0.0224]	0.0276 [0.0234]	0.0253 [0.0191]
	被牵引程度 2	0.0140 [0.0126]	0.0149 [0.0109]	0.0179 [0.0151]	0.0218 [0.0165]	0.0226 [0.0162]	0.0222 [0.0134]
$i^{US} \uparrow -y$	被牵引程度 3	0.0097 [0.0062]	0.0116 [0.0092]	0.0149 [0.0154]	0.0191 [0.0159]	0.0216 [0.0209]	0.0199 [0.0176]
	被牵引程度 4	0.0382 [0.0301]	0.0360 [0.0279]	0.0407 [0.0367]	0.0475 [0.0307]	0.0492 [0.0380]	0.0466 [0.0344]
	被牵引程度 1	0.0221 [0.0346]	0.0197 [0.0288]	0.0186 [0.0252]	0.0203 [0.0296]	0.0190 [0.027]	0.0182 [0.0234]
	被牵引程度 2	0.0215 [0.0347]	0.0189 [0.0336]	0.0142 [0.0274]	0.0129 [0.0252]	0.0116 [0.0227]	0.0086 [0.0211]
$i^{US} \uparrow -lev$	被牵引程度 3	-0.0346 [-0.0149]	-0.0322 [-0.0069]	-0.0283 [0.0013]	-0.0254 [0.0100]	-0.0244 [0.0105]	-0.0239 [0.0086]
	被牵引程度 4	-0.0031 [-0.0070]	-0.0055 [-0.0042]	-0.0040 [0.0015]	-0.0017 [0.0034]	-0.0084 [0.0026]	-0.0112 [0.0155]
	被牵引程度 1	0.0297 [0.0389]	0.0318 [0.0377]	0.0262 [0.0283]	0.0323 [0.0421]	0.0334 [0.0468]	0.0292 [0.0349]
	被牵引程度 2	0.0244 [0.0300]	0.0190 [0.0207]	0.0186 [0.0209]	0.0162 [0.0162]	0.0109 [0.0086]	0.0087 [0.0051]
$i^{US} \uparrow -i$	被牵引程度 3	0.0120 [0.0163]	0.0099 [0.0140]	0.0096 [0.0147]	0.0098 [0.0128]	0.0074 [0.0102]	0.0072 [0.0100]
	被牵引程度 4	0.0442 [0.0637]	0.0408 [0.0606]	0.0356 [0.0477]	0.0353 [0.0399]	0.0379 [0.0468]	0.0382 [0.0490]

四、协调与不协调情形下的各经济体货币政策取向及福利损失分析

本文进一步识别国际货币政策协调与非协调情形下各经济体的货币政策取向,在此基础上测算国际货币政策协调与非协调情形下各经济体货币政策规则的福利损失。

(一) 时变货币政策规则识别

考虑不协调情形下的货币政策规则,本文首次采用逆推的方法将 TVP-VAR 式(11)转换为 TVP-SVAR,

由此可以识别出式（6）不存在国际货币政策协调时纳入宏观金融风险的货币政策规则中的时变参数。具体思路为首先，基于式（11）得到联立方程组各参数估计值，并通过对联立方程求解得到基于 TVP-VARX 模型的第 n 经济体货币政策取向：

$$i_{n,t} = (1 - \hat{\rho}_{n,t}) \left(\frac{\sum_{j=2}^4 \mathbf{Z}_{n1j,t} \hat{\boldsymbol{\phi}}_{n1j-1,t}}{|\hat{\boldsymbol{\phi}}_{n,t}|(1 - \hat{\rho}_{n,t})} y_{i,t} + \frac{\sum_{j=2}^4 \mathbf{Z}_{n1j,t} \hat{\boldsymbol{\phi}}_{n2j-1,t}}{|\hat{\boldsymbol{\phi}}_{n,t}|(1 - \hat{\rho}_{n,t})} \pi_{i,t} + \frac{\sum_{j=2}^4 \mathbf{Z}_{n1j,t} \hat{\boldsymbol{\phi}}_{n3j-1,t}}{|\hat{\boldsymbol{\phi}}_{n,t}|(1 - \hat{\rho}_{n,t})} Lev_{n,t} \right) + \hat{\rho}_{n,t} i_{n,t-1} + \hat{v}_{n,t} \quad (13)$$

$$+ \frac{H_{n1,t} - \sum_{j=2}^4 (\mathbf{Z}_{n1j,t} \sum_{l=2}^4 H_{nl,t} \hat{\boldsymbol{\phi}}_{nl-1j-1,t}) / |\hat{\boldsymbol{\phi}}_{n,t}|}{1 - \hat{\rho}_{n,t}}$$

其中， $\hat{\rho}_{n,t} = \mathbf{Z}_{n1,t} - \sum_{j=2}^4 (\mathbf{Z}_{n1j,t} \sum_{l=2}^4 \mathbf{Z}_{nl,t} \hat{\boldsymbol{\phi}}_{nl-1j-1,t}) / |\hat{\boldsymbol{\phi}}_{n,t}|$ ， $\hat{\boldsymbol{\phi}}_{nlj,t}$ 为式（11）中矩阵 $\mathbf{Z}_{n,t}$ 第 l 行 j 列的代

数余子式， $\hat{v}_{n,t}$ 为残差。对于第二部分施加约束模型式（10）进行逆推可得到不协调情形下全球时变货币政策规则：

$$i_t = (1 - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \hat{\rho}_{n,t}) \left(\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{H_{n1,t} - \sum_{j=2}^4 (\mathbf{Z}_{n1j,t} \sum_{l=2}^4 H_{nl,t} \hat{\boldsymbol{\phi}}_{nl-1j-1,t}) / |\hat{\boldsymbol{\phi}}_{n,t}|}{1 - \hat{\rho}_{n,t}} + \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{\sum_{j=2}^4 \mathbf{Z}_{n1j,t} \hat{\boldsymbol{\phi}}_{n1j-1,t}}{|\hat{\boldsymbol{\phi}}_{n,t}|(1 - \hat{\rho}_{n,t})} y_t + \right. \quad (14)$$

$$\left. \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{\sum_{j=2}^4 \mathbf{Z}_{n1j,t} \hat{\boldsymbol{\phi}}_{n2j-1,t}}{|\hat{\boldsymbol{\phi}}_{n,t}|(1 - \hat{\rho}_{n,t})} \pi_t + \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{\sum_{j=2}^4 \mathbf{Z}_{n1j,t} \hat{\boldsymbol{\phi}}_{n3j-1,t}}{|\hat{\boldsymbol{\phi}}_{n,t}|(1 - \hat{\rho}_{n,t})} Lev_t \right) + \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \hat{\rho}_{n,t} i_{t-1} + \Sigma_{it}$$

由（14）式可知，时变系数 $\sum_{n=1}^N \hat{\rho}_{n,t} / N$ 可用于刻画各经济体的平均利率平滑系数。时变系数

$\sum_{n=1}^N (\sum_{j=2}^4 \mathbf{Z}_{n1j,t} \hat{\boldsymbol{\phi}}_{n1j-1,t} / |\hat{\boldsymbol{\phi}}_{n,t}|(1 - \hat{\rho}_{n,t})) / N$ 测度了货币政策锚定经济增长目标的平均政策取向；时变系数

$\sum_{n=1}^N (\sum_{j=2}^4 \mathbf{Z}_{n1j,t} \hat{\boldsymbol{\phi}}_{n2j-1,t} / |\hat{\boldsymbol{\phi}}_{n,t}|(1 - \hat{\rho}_{n,t})) / N$ 测度了各经济体货币政策治理通胀的平均政策取向；时变系数

$\sum_{n=1}^N (\sum_{j=2}^4 \mathbf{Z}_{n1j,t} \hat{\boldsymbol{\phi}}_{n3j-1,t} / |\hat{\boldsymbol{\phi}}_{n,t}|(1 - \hat{\rho}_{n,t})) / N$ 刻画了各经济体货币政策锚定杠杆周期的政策取向。上述系数的绝对

值越大则表示各经济体越倾向于调控相应的政策目标。

同理，基于式（1）、式（2）、式（3）和式（7）构成的嵌入美国货币政策规则的一般均衡模型框架，采用 TVP-VAR 进行识别，并基于上述的逆推思路可以求得在协调情形下经济体的货币政策取向，通过对比也可以考察各经济体货币政策规则取向的异质性。

（二）非协调情形下不同被牵引程度经济体货币政策规则识别

图 1 展示了基于 TVP-VARX 模型和逆推方法估计得到的，国际货币政策不协调情形下不同被牵引强度经济体货币政策的时变参数。结果显示，各经济体锚定通胀、产出缺口和宏观杠杆周期的时变系数均为正，说明各经济体货币政策对上述政策目标均具有逆周期调控偏好，即通过利率的反向操作抑制（或促进）通胀、产出缺口和宏观杠杆周期上升。从不同阶段的表现看，一是 1996 年至 1999 年间，被牵引程度 1~2 经济体锚定通胀、产出缺口和宏观杠杆周期的时变系数呈上升趋势，在 1999 年达到阶段高点。同时，被牵引程度 3 经济体的三大时变系数在 1997 年亚洲金融危机爆发时迅速上升，此后又快速下降，在此期间

被牵引程度4经济体时变系数的走势较为平滑, 没有出现显著波动; 二是2000年至2018年间, 被牵引程度1~2经济体的三大时变系数整体呈下滑趋势, 并在2002年美国互联网泡沫破灭和2008年次贷危机爆发时有短暂的快速上升趋势, 可见, 在危机导致通胀率、产出水平和宏观杠杆周期下降时, 被牵引程度较高经济体会显著提高货币政策的逆周期调控强度; 同时, 被牵引程度3~4的经济体的时变系数趋势整体呈缓慢下降趋势, 说明该类受美国货币政策溢出影响较小的经济体, 其货币政策对美国货币政策波动的敏感度也较小; 三是2019年至2021年间, 由于新冠疫情冲击导致全球范围经济下行压力加大, 各类经济体货币政策均加强对通胀、产出缺口和宏观杠杆周期的逆周期调控强度。此外, 平滑利率的系数在样本区间内均为正, 说明各经济体货币政策的调整具有一定的持续性。同时, 受美国货币政策牵引程度较高的经济体政策平滑性也较强。在2007年至2009年间, 平滑利率系数快速下降, 尤其是被牵引程度2~3的经济体下降更为明显, 说明次贷危机发生后, 各经济体明显加强的政策干预, 通过非常规的政策遏止经济下滑和风险蔓延。次贷危机后, 被牵引程度较高经济体的平滑利率系数继续下行, 而被牵引程度4的经济体平滑利率出现上升并向其他三类经济体逐渐收敛, 可见次贷危机后各经济体均在调整政策干预与市场经济的关系, 最终趋向于全球平均水平。

综上所述, 各经济体具有锚定产出缺口、通胀和宏观杠杆周期的泰勒规则, 且整体上为逆周期调控偏好。被牵引程度较大的经济体, 其锚定宏观经济目标的偏好也更强, 同时也能发现, 虽然大部分时间货币政策盯住政策目标较为稳定, 但是, 在危机期间, 如1999年亚洲金融危机后期、2002年互联网泡沫破灭和2008年次贷危机期间, 经济体货币政策调控目标的政策取向出现较大幅度变化, 由此说明政策当局在危机期间适时调整政策规则, 以期熨平经济运行和维护金融稳定。

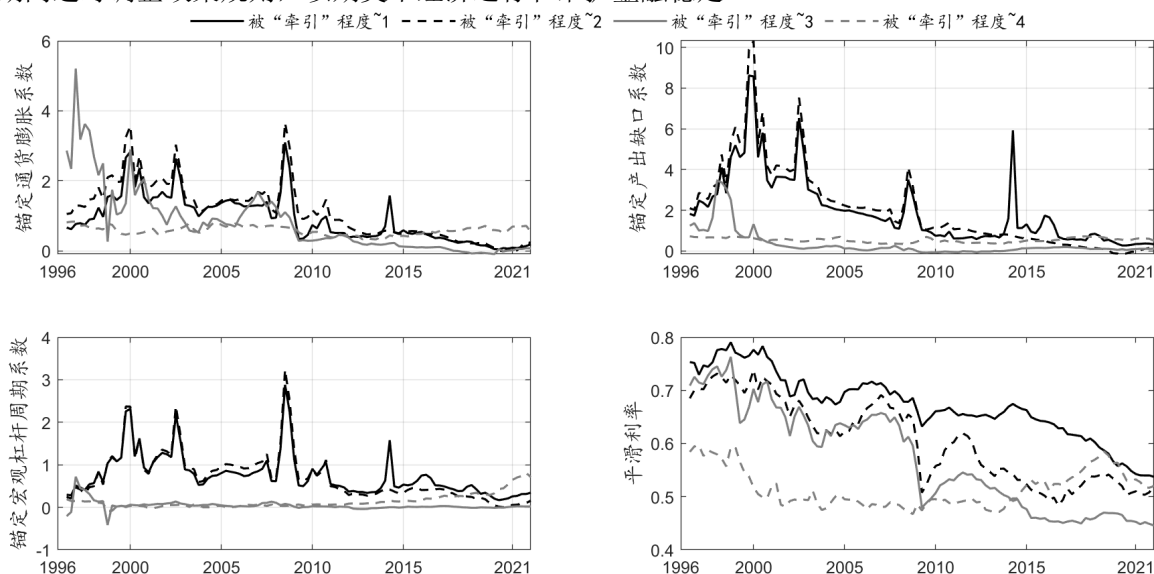


图1 不同被牵引程度经济体时变货币政策参数的异质性: 非协调

(三) 协调情形下不同被牵引程度经济体货币政策规则识别

基于前文构建的 TVP-SVAR 模型和逆推方法, 本文进一步估计得到存在国际货币政策协调时纳入宏观金融风险的货币政策规则式(7)的时变参数, 以此刻画存在国际货币政策协调时, 全球和各类型经济体货币政策规则的动态演变规律。

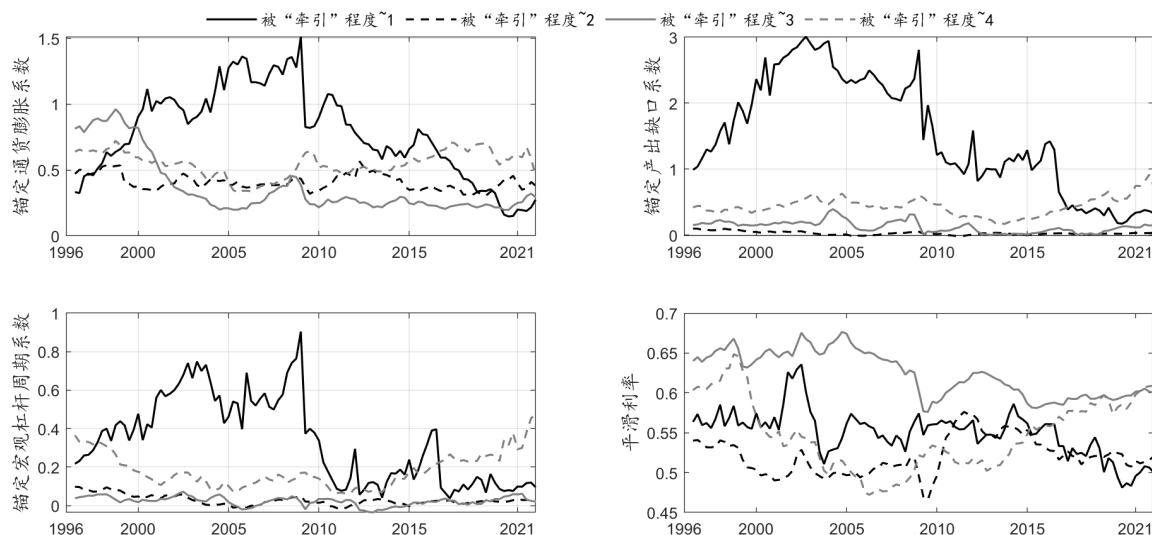


图2 不同被牵引程度经济体时变货币政策参数的异质性：协调

如图2所示，相较于不存在国际货币政策协调时（图1），各类型经济体在国际货币政策协调下对通胀、产出缺口和宏观杠杆周期三大政策目标的逆周期调控强度整体下降了，而且各经济体逆周期调控走势更为一致，说明当存在国际货币协调时可以减少政策的过度反应。从时变角度分析，在2007年至2009年次贷危机期间，不同被牵引程度经济体的三大货币政策时变系数均快速上升，说明在货币协调下，各经济体均强化了对通胀、产出缺口和宏观杠杆周期的调控力度，而且这种共同反应的时间也更为一致；次贷危机以后，被牵引程度1~3经济体的时变系数呈下滑趋势，说明低利率政策压缩了该类经济体逆周期调控的空间。值得注意的是，逆周期调控可能进一步加剧国际金融危机的破坏程度，2009年底至2010年底锚定宏观杠杆周期系数快速下降，被牵引程度2的经济体甚至进入顺周期调控偏好。近年来随着风险不断积累，各经济体对宏观杠杆周期的逆周期调控强度逐渐增强，被牵引程度2的经济体也在2015年后重新对宏观杠杆周期进行逆周期调控；2019年至2021年全球新冠疫情期间，各经济体货币政策的逆周期调控偏好同样有所增强。对于平滑利率，整体上各类型经济体的平滑利率在有协调时比不存在协调时低，说明国际货币政策协调下各经济体加大了政策干预力度，特别是被牵引程度更高的经济体平滑利率下降尤甚。在次贷危机期间，被牵引程度1~3的经济体出现短暂的下降，同样表明各经济体加强了政策干预力度来应对经济危机。可见，货币政策协调能够提高各经济体货币政策的平稳性和同步性，进而改善货币政策效果。

（四）国际协调与否的货币政策福利损失

本文进一步构建国际货币政策协模型系统：假设在非协调条件下，经济体货币政策的最优福利损失为产出、通胀和宏观杠杆周期分别偏离各自目标值幅度的最小化；在合作博弈条件下，设定经济体货币政策的最优福利损失还需要进一步考虑经济体内利率与美国利率的偏离程度。在此基础上，分别测算出国际协调与不协调情况下货币政策福利损失，有助于从福利损失的角度考察国际货币政策协调的有效性。

国际货币政策协调与不协调情形下经济体内货币政策福利损失函数设定。

基于协调情形下的货币政策规则，设定经济体货币政策目标损失函数为
$$\text{Min } E_t \sum_{i=0}^{\infty} \kappa^i L_{t+i}$$
，其中 κ 是

折现因子，存在国际货币政策协调下 t 期的福利损失函数 L_t^{co} 为：

$$L_t^{co} = \text{Min}_{i_t} \left\{ \frac{1}{2} E_{t-1} \left[(y_t)^2 + k_{1,t} (\pi_t - \pi_t^*)^2 + k_{2,t} (Lev_t)^2 + \varpi_{1,t} (i_t - i_t^{US})^2 + \varpi_{2,t} (i_t - i_{t-1})^2 \right] \right\} \quad (15)$$

其中， π_t^* 是通胀目标，设定 $\pi_t^* = 2\%$ ； y_t 、 Lev_t 代表的是产出缺口和宏观杠杆周期； $k_{1,t}$ 、 $k_{2,t}$ 分

别表示通胀、宏观杠杆周期偏离目标值的权重； $\varpi_{1,t}$ 、 $\varpi_{2,t}$ 表示利率偏离美国利率和前期利率的权重。对式（15）一阶求导可得：

$$-\alpha_{2,t}y_t - \alpha_{2,t}\beta_{2,t}\kappa_{1,t}(\pi_t - \pi^*) - \theta_{2,t}\kappa_{2,t}lev_t + \varpi_{1,t}(i_t - i^{US}) + \varpi_{2,t}(i_t - i_{t-1}) = 0 \quad (16)$$

其中 $\alpha_{2,t}$ 、 $\beta_{2,t}$ 、 $\theta_{2,t}$ 是式（1）、（2）、（3）中的系数，对上式转换可得：

$$i_t = \left(1 - \frac{\varpi_{2,t}}{\varpi_{1,t} + \varpi_{2,t}}\right) \left(i^{US} - \frac{\alpha_{2,t}\beta_{2,t}\kappa_{1,t}}{\varpi_{1,t}}\pi^* + \frac{\alpha_{2,t}\beta_{2,t}\kappa_{1,t}}{\varpi_{1,t}}\pi_t + \frac{\alpha_{2,t}}{\varpi_{1,t}}y_t + \frac{\theta_{2,t}\kappa_{2,t}}{\varpi_{1,t}}lev_t \right) + \frac{\varpi_{2,t}}{\varpi_{1,t} + \varpi_{2,t}}i_{t-1} + e_t \quad (17)$$

可见式（17）与国际协调框架下的货币政策规则式（13）具有相同的形式，且在前文中已经测算时变参数，因此在给定 $\alpha_{2,t}$ 、 $\beta_{2,t}$ 、 $\theta_{2,t}$ 的情况下，可以测算出存在国际货币政策协调下 t 期的福利损失函数 L_t^{co} 。

同理，还能同时测算出不存在国际货币政策协调下 t 期的福利损失函数 $L_t^{none-co}$ 。

1. 协调与非协调的福利损失函数模拟测算。

为了保持研究的可靠性和稳健性，以及使模拟的结果具有现实参考价值，在 TVP-SVAR 和 TVP-VARX 模型结构式测算结果的基础上，采用逆推方式求解式（1）~（3）产出缺口函数、新凯恩斯菲利普斯函数和宏观杠杆周期函数⁷中的时变参数 $\alpha_{2,t}$ 、 $\beta_{2,t}$ 、 $\theta_{2,t}$ ，求算术平均值，分别以 $\bar{\alpha}_{2,t}$ 、 $\bar{\beta}_{2,t}$ 、 $\bar{\theta}_{2,t}$ 表示。由此，进一步计算得到福利损失函数中的权重 $k_{1,t}$ 、 $k_{2,t}$ 和 $\varpi_{1,t}$ 、 $\varpi_{2,t}$ ，最终可以测算出存在国际货币政策协调下 t 期的福利损失函数 $L-Co$ 。同理，测算出不存在国际货币政策协调下 t 期的福利损失函数 $L-No-Co$ ，结果见表 5。

⁷ 因篇幅所限，各经济体产出缺口函数、新凯恩斯菲利普斯函数和宏观杠杆周期函数中时变参数 $\alpha_{2,t}$ 、 $\beta_{2,t}$ 、 $\theta_{2,t}$ 的结果以附图 2 展示。

表 5 国际货币政策协调与否的各经济体货币政策福利损失

经济体	L_{Co}	L_{No-Co}	福利损失 改善程度 (%)	经济体	L_{Co}	L_{No-Co}	福利损失 改善程度 (%)
	(1)	(2)	(3)		(1)	(2)	(3)
加拿大	4.48516	5.7317	-21.7485	芬兰	5.7046	7.0156	-18.6879
中国香港	1.1387	3.0383	-62.5231	英国	9.6808	18.9895	-49.0206
澳大利亚	12.2194	22.2206	-45.0085	荷兰	13.3928	37.2617	-64.0575
新西兰	1.5255	4.5698	-66.6172	丹麦	25.5382	61.2088	-58.2769
新加坡	7.9319	8.0176	-1.0694	挪威	12.1144	6.6275	82.7904
意大利	24.0420	12.1262	98.2646	日本	55.4831	148.7211	-62.6932
巴西	27.6728	20.3276	36.1338	泰国	108.3972	168.9085	-35.8249
阿根廷	236.1065	936.3901	-74.7855	墨西哥	270.1611	220.2115	22.6826
希腊	17.4869	36.2478	-51.7575	印度尼西亚	532.0722	373.6035	42.4163
韩国	6.2037	13.2526	-53.1888	马来西亚	43.2278	86.2798	-49.8981
印度	299.6600	314.8535	-4.8256	中国	18.2897	36.5281	-49.9299
西班牙	2.2399	80.1085	-97.2039	土耳其	2528.4929	2984.3170	-15.2740
智利	9.2585	12.1660	-23.8989	俄罗斯	580.6272	610.8743	-4.9515
德国	6.9250	20.3522	-65.9743	南非	132.7837	140.6925	-5.6213
法国	9.8999	11.2842	-12.2677				

注：列（3）表示相对不存在国际货币政策协调时，存在国际货币政策协调时各经济体货币政策的福利损失改善，当福利损失改善程度小于零时，说明国际货币政策协调能有效降低福利损失，此时该经济体应该加强国际货币政策协调；福利损失改善程度由（列（1）—列（2））/列（2）×100%计算得到。

首先，从表 5 列（1）~（2）结果看，被牵引程度较高的经济体货币政策福利损失普遍较低，特别是经济较发达的经济体，如加拿大、新西兰、中国香港、新加坡等经济体的福利损失均小于 10，远低于阿根廷、巴西等发展中经济体，原因可能在于经济发达的地区金融市场发展水平较高，政策传导渠道较完善，因此货币政策有效性更强。其次，从列（3）结果看，除了意大利、巴西、挪威、墨西哥、印度尼西亚之外，大部分经济体货币政策福利损失在有国际货币政策协调时比没有国际货币政策协调时低，说明经济体货币政策在采取国际协调时能够更有效减低社会福利损失。此外，在货币政策协调时，被牵引程度较高（1~2）经济体货币政策的福利损失改善程度均值为-29.7627%，高于被牵引程度较低（3~4）经济体的-19.0247%。最后，对于中国，得益于中国政府较强调控能力，且其资本管制政策起到了屏障国外风险的作用，中国货币政策可以更好专注于国内宏观经济目标，因此货币政策福利损失的数值较小。同时，中美两国经济金融高度相关，采取国际协调时能够有效降低货币政策社会福利损失。总的来说，货币政策受美国货币政策的溢出影响更大，即美国货币政策对本经济体货币政策的牵引作用越大的经济体更加需要通过国际货币政策协调来优化货币政策的福利损失，这一结论也与第三部分的时变脉冲响应值分析结果基本一致。

五、结论与政策启示

美国货币政策对全球宏观经济变量的影响效应存在异质性，准确判断这种异质性各国制定货币政策的关键，因此，构建包含两类开放经济体和三部门的货币政策溢出理论模型，并围绕该理论模型，构建了 TVP-VARX 和 TVP-SVAR 模型，测算国际货币政策协调与否情形下美国货币政策对其他经济体宏观经济的影响效果以及福利损失。研究结果表明，一是，美国是国际货币政策溢出的中心国，其中，对美国经济的

依存度较高、经济开放程度较高的经济体利率受美国利率波动影响相对较大。得益于对资本项目的有效管制、庞大的内需市场和经济规模，中国的货币政策具有极强的独立性，因此中国货币政策受美国货币政策的影响相对较小。二是，国际货币政策非协调情形下，美国紧缩货币政策对被牵引程度较强经济体通胀和宏观杠杆周期的溢出效应体现为负面效应，而对产出缺口体现为正面效应。相较之下，美国紧缩货币政策对被牵引程度较弱经济体的通胀、产出缺口体现为负面效应，但对宏观杠杆周期是正面效应，即有助于该类经济体对金融风险的逆周期调控。三是，从福利损失结果看，大部分经济体货币政策在采取国际协调时能够更有效地降低社会福利损失。特别是，由于货币政策受美国货币政策的溢出影响更大，被牵引程度较高的经济体普遍在有国际货币政策协调时的福利损失改善幅度比被牵引程度较低的经济体高。此外，中国作为世界第二大经济体，其货币政策独立性较高，因此货币政策福利损失相对较低，但是由于中国与美国的经济金融相关性很高，加强与美国货币政策的协调能够有效降低社会福利损失。

基于上述研究结果，提出如下两点政策建议，第一，采取针对性的措施，积极应对美国货币政策的负面溢出影响。在全球新冠疫情和通胀压力持续高企的影响下，美国货币政策趋紧，鉴于中国属于受美国货币政策牵引较弱的经济体，因此，后续针对美国货币政策走向的主要着眼点在于防范美国货币政策对中国通胀和产出缺口产生的负面冲击，而非关注美国货币政策对中国宏观杠杆的冲击影响。第二，加强国际货币政策协调，提高货币政策有效性和社会福利。当前中国一方面应该维护货币政策独立性，货币政策制定应更加专注于维护国内宏观经济稳定和防范金融风险，另一方面，需要加强与主要经济体（特别是美国）货币政策的国际协调，通过合作对冲国际金融风险的溢出影响，减少超预期的宏观经济波动，同时，也能够降低国内经济体的福利损失。

【参考文献】

- [1] 邓创, 席旭文. 中美货币政策外溢效应的时变特征研究[J]. 国际金融研究, 2013, 317(9): 10-20.
- [2] 何国华, 谭炯. 国际货币政策协调理论研究的新进展[J]. 国际金融研究, 2014, 331(11): 36-45.
- [3] 姜富伟, 郭鹏, 郭豫媚. 美联储货币政策对我国资产价格的影响[J]. 金融研究, 2019, 467(5): 37-55.
- [4] 刘少云. 美联储货币政策对中国通货膨胀溢出效应的再审视[J]. 财贸经济, 2016, 416(7): 94-106.
- [5] 马理, 文程浩. 美国利率调整和税率调整的影响与我国应对措施研究[J]. 经济研究, 2021, 56(1): 172-190.
- [6] 谭小芬, 李源, 苟琴. 美国货币政策推升了新兴市场国家非金融企业杠杆率吗?[J]. 金融研究, 2019, 470(8): 38-57.
- [7] 王胜, 周上尧. 零利率下限、汇率传递与货币政策[J]. 统计研究, 2018, 35(12): 26-44.
- [8] Adjemian S, Darracq Pariès M, Smets F. A Quantitative Perspective on Optimal Monetary Policy Cooperation between the US and the Euro Area[J]. Social Science Electronic Publishing, 2008(3): 256-258.
- [9] Anaya P, Hachula M, Offermanns C J. Spillovers of U.S. Unconventional Monetary Policy to Emerging Markets: The Role of Capital Flows[J]. Journal of International Money and Finance, 2017(73): 275-295.
- [10] Azad N F, Serletis A. Monetary Policy Spillovers in Emerging Economies[J]. International Journal of Finance & Economics, 2020(25): 664-683.
- [11] Buiter W H, Marston R C. International Economic Policy Coordination[J]. Willem Buiter, 1985(1): 93-100.
- [12] Belomestny D, Krymova E, Polbin A. Bayesian TVP-VARX Models with Time Invariant Long-run Multipliers[J]. Economic Modelling, 2021(101): 105531.
- [13] Canzoneri M B. Coordination of Monetary and Fiscal Policy in a Monetary Union: Policy Issues Analytical Models[J]. Manchester School, 2007, 75(s1): 21-43.
- [14] Carmen D R. International Monetary Policy Coordination under Asymmetric Shocks[J]. International Advances in Economic Research, 2004, 10(1): 72-82.
- [15] Cekin S E, Geremew M S, Marfatia H. Monetary Policy Co-movement and Spillover of Shocks among BRICS Economies[J]. Applied Economics Letters, 2019(26): 1253-1263.
- [16] Clarida R. The Global Factor in Neutral Policy Rates: Some Implications for Exchange Rates, Monetary Policy, and Policy Coordination[J]. International Finance, 2019(1): 2-19.
- [17] Corsetti G, Pesenti P. International Dimensions of Optimal Monetary Policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2005(2): 281-305.
- [18] Crespo-Cuaresma J, Doppelhofer G, Feldkircher M, et al. US Monetary Policy in a Globalized World[J]. CESifo Working Paper Series, 2016, No. 5826.
- [19] Diebold F X, Yilmaz K. On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms[J]. Journal of Econometrics, 2014, 182(1): 119-134.
- [20] Diebold F X, Yilmaz K. Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets[J]. The Economic Journal, 2009, 119(534): 158-171.
- [21] Georgiadis G. Determinants of Global Spillovers from US Monetary Policy[J]. Journal of International Money and Finance, 2016(67): 41-61.
- [22] Ho S W, Zhang J, Zhou H. Hot Money and Quantitative Easing: The Spillover Effects of U.S. Monetary Policy on the Chinese Economy[J]. Journal of Money Credit and Banking, 2018(7): 1543-156.
- [23] Kim S. International Transmission of U.S. Monetary Policy Shocks: Evidence from VAR's[J]. Journal of Monetary Economics, 2001(2): 339-372.
- [24] Koop G, Korobilis D. Large time-varying Parameter VARs [J]. Journal of Econometrics, 2013, 177(2): 185-198.
- [25] McKibbin W J. Empirical Evidence on International Economic Policy Coordination[M]. Chapter 6 of Handbook of Macroeconomic Policy in Open Economies, 1997: 7.
- [26] Nsafoa D, Serletis A. International Monetary Policy Spillovers[J]. Open Economies Review, 2018(1): 87-104.

- [27] Primiceri G E. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy[J]. The Review of Economic Studies, 2005, 72(3): 821-852.
- [28] Smets F, Wouters R. Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach.[J]. American Economic Review, 2007(3): 586-606.
- [29] Taylor J B, Wieland V. Surprising Comparative Properties of Monetary Models: Results from a New Model Database[J]. Review of Economics & Statistics, 2012(3): 800-816.
- [30] Tillmann P. Unconventional Monetary Policy and The Spillovers to Emerging Markets[J]. Journal of International Money and Finance, 2016(66): 136-156.
- [31] Uribe M, Yue V Z. Country Spreads and Emerging Countries: Who Drives Whom?[J]. Journal of International Economics, 2006, 69(1): 6-36.

Identification the Spillover Effect of US Monetary Policy on Global Macro

Economy and the Coordination Effect of International Monetary Policy

Chen Chuanglian Wang Haonan Shan Jingqun

Abstract: The spillover of US monetary policy is one of the important factors of global macroeconomic fluctuations, which have both hidden and heterogeneous characteristics, making monetary policy formulation in various countries face complex coordination challenges. Therefore, this paper constructs an international policy coordinated or uncoordinated model based on measuring the spillover effects of US monetary policy on 29 global economies. At the same time, it identifies the monetary policy rules of each economies in coordinated or uncoordinated situations through reverse inference, and calculates the welfare losses of whether the monetary policy rules of each economies are coordinated or not based on this. The estimated results show that, firstly, tightening monetary policy in the United States cannot effectively reduce global inflation, but it has led to a decrease in output gaps and an increase in macroeconomic leverage in some economies. Secondly, the US monetary policy exports financial risks to economies that are more driven by its monetary policy. Thirdly, when economies with greater traction from US monetary policy adopt international monetary policy coordination, the negative impact of US monetary policy on the economies' macro economy and the loss of monetary policy welfare are significantly improved. Based on the characteristics of various economies, it can be found that strengthening the government's intervention ability in the domestic economy and enhancing the independence of monetary policy can reduce the negative effects of US monetary policy on the domestic economy, and maintain domestic macroeconomic and financial stability at lower policy costs. This also provides some useful decision-making implications for economies to respond to external monetary policy spillover shocks.

Keywords: Monetary Policy Spillover Effect; Time-varying Coefficient of Monetary Policy Rules; International Monetary Policy Coordination

征稿启事



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

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

作品要求:

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

投稿方式:

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

邮寄地址:

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

《国际货币评论》编辑部

HDFH
瀚信网



Global FinTech Lab
全球金融科技实验室

HDFH
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN
金融联盟链



扫码关注