

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰



科技金融驱动的数字资产入表

王忠民

金融科技应用与银行主动风险承担行为

郭娜、张骏

央行数字货币还是现金

贾鹏飞

数字金融、双环节协调与货币政策利率渠道的传导

卢荪、李帅、战明华

信息网络嵌入式海外扩张

宋易珈、陈星达、蒋为

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery

李 扬

Yaseen Anwar

李若谷

陈雨露

任志刚

Steve H. Hanke

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贡圣林

焦瑾璞

瞿 强

王 芳

赵锡军

曹 彤

Rainer Klump

Alfred Schipke

肖 耿

周道许

陈卫东

IL Houng Lee

谭松涛

杨 涛

庄毓敏

丁剑平

David Marsh

涂永红

曾颂华

鄂志寰

庞 红

汪昌云

张成思

郭庆旺

Herbert Poenisch

王国刚

张之骧

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：吴晓桐

栏目编辑：张思瑾

美术编辑：陈一欣

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：www.imi.ruc.edu.cn

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

邮 箱：imi@ruc.edu.cn



IMI

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

目 录

【卷 首】

科技金融驱动的数字资产入表 ————— 王忠民 01

金融科技应用与银行主动风险承担行为

——基于银行信贷供给的理论和实证研究 ————— 郭娜、张骏 05

央行数字货币还是现金

——基于隐私需求视角的分析 ————— 贾鹏飞 16

数字金融、双环节协调与货币政策利率渠道的传导 ————— 卢焱、李帅、战明华 31

信息网络嵌入式海外扩张：中资银行全球经营网络形成机制的理论与实证分析 —宋易珈、陈星达、蒋为 43

中国通货膨胀尾部风险的识别、驱动因素与时变特征 ————— 王欣康、谭小芬 56

中国区域“国内国际双循环”：路径、特征与联动分析 ————— 葛阳琴、何晓风、谢建国 72

科技金融驱动的数字资产入表¹

王忠民²

【摘要】在当前新质生产力和高质量发展的背景下，金融逻辑正发生深刻变革。数字金融和金融科技通过开源和免费托管方式，为金融系统注入了新的动力，推动了数字资产的迅速渗透。数字资产作为新产业和财富的焦点，不仅具备估值和确权的潜力，还能实现交易和延展，带来巨大的社会效益。

一、数字金融和金融科技通过开源和免费托管方式，为金融系统注入了新的动力，推动了数字资产的迅速渗透

在大的逻辑场景当中，现在新质生产力、高质量发展成为我们最主要的逻辑点，我们发现新质生产力一定是能够带来现金流，一定在损益表当中带来利润，一定在资产负债表当中是良性互动的。如果把这金融三表跟新质生产力，跟高质量发展有机结合起来，才是我们今天从金融视角、从财务角度、从良性资产的社会运行角度践行新质生产力和高质量发展的主体逻辑。在这个逻辑当中会找到五大金融的任务，金融科技、数字金融等等，我们发现这当中有几种关系，一种关系是对金融底层逻辑的改变和影响，如果说科技一定会改变我们金融自身的运行逻辑，数字金融一定是用数字化来改变我们运行逻辑；又有一种关系是我们金融的钱从哪来，为谁服务的场景。落实在今天的根本上，数字资产是新的产业、新的财富的聚焦点，数字资产在我们北京银行这样的银行业体系当中如何能够不仅估值、不仅确权还可以交易、还可以延展、还可以共享，还可以实现时代的主体财富逻辑。从这个角度当中，数字资产的入表、数字资产的确权、数字资产的出表，最后实现社会财富的渲染式全面影响，才是我们今天聚焦的核心所在。

我想讲的第一点逻辑，是空生妙有。大家一定会记得14日晚上OpenAI的ChatGPT4o新品发布，你会发现它跟ChatGPT3发布的时候有一个根本点的不同，开源，一开源就是谁都可以自由访问、自由连接、自由下载、自由运用，一开源就是免费的，而且这次免费端的开源不是电脑端而是手机端。我们现在可能还存在一点困难，但是这个困难能够轻易克服，就可以在手机端用开源免费的ChatGPT4o逻辑解决你过去用AI不能解决的问题。

这个话题把我们带入到谁是推出这个时代的数字资产的开源第一条源代码，原来你的手机当中用的安卓系统推出的第一个操作系统的时候就采取了开源免费。当然开源免费这种资产的初始时人们没有意识到它，特别是没有意识到它的社会渗透率。免费的而且还是最好的工具大家都去用，市场渗透率就会迅速从零到一百。有一个公司说未来一定是数字资产的宝地，这个公司叫Github，Github说从安卓的第一条开源源代码起就免费托管全球范围内基于开源的一切源代码体系。你会相信这个生态有多大的存储力量和多大的访问力量，API会大到什么程度，背景如果不是用数字金融科技的方法做到托管的存储、访问、连接、拓展、渲染的时候，你就没有办法去做托管。底层用了金融科技的时候你还给这样一个刚刚出来的东西不知为何物、不知有没有用的东西免费托管，这一托管了不得，后续开发者群体、应用者群体全部都会在这当中搜索、连接、拓展、应用。这个时候才发现开发者会把数字资产在开源源代码当中应用的生态体系全部构建起来。

开源代码是免费的，我用免费托管，别人用了它都发展、进步、提高、挣钱，我挣钱怎么办，逻辑产生了，突然之间为一个大厂发现，未来的数据资产如果没有开源的数据，像今天的大模型和应用模型根本就不可能做出最优秀的东西，所以我看上这个资产就把这个公司所有的股权全资高估值收购下来。原来

¹ 本文根据作者在中国人民大学首届深圳金融论坛之“科技金融与新质生产力”平行论坛中的主题发言整理

² 王忠民，全国社会保障基金理事会原副理事长

投资这个公司做免费的金融服务的免费托管，居然是背后自己的数字资产权益，是在自己根本就投入了大量成本的那个股权最后被时代的发现者所发现，它才是最可以给高估值资产时把它高估值收购，这个时候不仅收购还给他发高薪，让这个团队继续维护开源生态体的时代运行。

原本没有数字财富、数字资产，刚创造出来的一个应用不知道会不会成功，成功的速度有多快都不知道，居然我可以用一个新的金融逻辑来解释。新的金融逻辑初期是全成本投入没有任何收益，而且收益未来是渺茫的、不确定性的，却可以抓住今天的数字财富、数字资产当中入到我的表，初期入表是成本表，后来才变成股权被高价收购，也就是收益表之间全链条市场的金融介入、金融构建和金融对数字财富其中的一个空生妙有的闭环。

今天这样的数字资产、数字财富会不会横空出世，我们要问的是如果 OpenAI 的 ChatGPT4o 作为最好用的大模型，当下谁托管他们，谁在未来的生态体系中提供了有效服务。因为大模型是最近几年新出来的东西，是在开源逻辑当中的一片新天地、新彩虹，既然别人在操作系统当中有了，我把操作系统上升到最新的大模型阶段的东西要不要通过我们银行，因为我们原来的托管系统已经建成了，就可以把它托管起来。如果外国托管不到，那么为什么不把中国的大模型、中国的开源逻辑、中国的一切东西在初期成本阶段用我原来已经铺垫好成本的业务模型托管下来，最后使我们这块不仅确立了数字资产的初始权利，而且让我的成本成为未来跟他一块收益成长的一条曲线。

二、金融科技在资产管理中的应用进一步提升了管理效率，通过构建托管系统，金融机构能够有效地管理大规模资产，优化金融系统的运作

现在进入第二部分，说说我在社保基金的一段经历。社保基金今天管理 6 万亿人民币的养老金资产，社保基金的全部投资资金都要纳入托管，这是对资产的责任，有意思的是开始寻找托管业务之初，居然我找了所有银行但没有一家有托管业务，不得不跟他们说你跟我们一起开始这个业务，共成长。这个故事后来就是中国托管业在财富资产管理的托管业风生水起之势。

今天跟北京银行相关联的是社保基金也做私募股权投资。我要不要把这部分在中国根本就没有任何托管概念的逻辑当中找几家银行托管，由于我把标准市场、公开市场的债券和股权都托管给四大银行，我就找小而美的银行，我找了五家，北京银行、招商银行、浦发银行、兴业银行等。当时这五家银行根本没有合伙制私募股权的股权投资管理金融数字化管理平台和服务平台，更没有托管业务体系。我发现这个业务体系今天在北京银行已经成为了新的业务线被全面开展。把当年我在社保的这个故事翻到今天，我们才知道如果今天看全球的商业银行后来翻版进步的迭代逻辑，就是只做新的权益类资产，因为它是新生产力、新质生产力、新效率的来源，它才背后需要金融管理最复杂的综合交易系统、综合管理系统，而它用金融科技的技术逻辑、数字化逻辑才可以完全精细化。今天你都不敢相信大模型当中的变量已经是千亿级的变量，我们把这些都用到管理系统当中会怎么样。

回到今天，我们看一个现实版的故事。微软被打败的时候就是我才说的安卓用的开源的模式体系，硬是把微软在互联网时代的 windows、office 电脑端操作系统彻底按在地上摩擦，因为大家的手机全部都不用他的操作系统。本来比尔盖茨应该是全球首富，因为当时他占微软的股权是 47%，他委托了巴菲特替他管理，巴菲特用资产管理的标准化思维认为一定要用分散度，鸡蛋不能放在一个篮子里，然后就把股权卖了，又买其他分散的股权和债券，但遗憾的是微软公司在后接任者完全用今天股权端的逻辑创造了新的财富神话，有意识的是今天微软是全球数字化公司当中估值最高的公司，3.1 万亿美元。他的接任者做了什么，就做了一个用我们的市值最大化的上市公司的权益资本，投一个早期创新的公司，今天代表性的就是投了 OpenAI，而 OpenAI 是非盈利公司，非盈利公司的逻辑是可以挣钱但是挣了钱不能给投资人分红，一分钱都不分红我为什么要投资，是因为我投资你了以后你用我的云服务的所有数据，我原来积累的那些数据你一用，你的业务就成长了。但是你如果成了 OPENAI 产生出 ChatGPT、产生出 Sora 的一切东西，因为我是投资人我知道你的进步，要么我就高价收购你的资产，赋能我的资产，要么我把你用的数字化这些功能全部搭建在我的搜索，特别是把 Azure2B 做成开源模型，又把所有的 sora 这些东西连接进来，连接进

来以后在自己的业务当中，这些业务不仅变成了开源和云服务平台当中的增值业务线，成了最有竞争的业务线，关键它是一家上市公司，所有这些东西都变成上市公司的估值。数字资产入表可能不在一个企业，可能不在供应链、产业链当中的下一个环节去出表，还是在表内当中的相互产业连接，但是只要找到最终的出表方就会让它高光显现在市值、股价、股东权益回报，高光显现在拿它去改变你一个业务线的时候，这个业务线可以突然之间成为全球业务线当中最有竞争力和最能带来现金流的一个，还可以把这条业务线单独地剥离出来作为 IPO、作为公司去发展。

今天回过头去看我们有限合伙的持股平台，看职工持股会，像社保和深创投这样的大型公司投了无数企业、无数基金，这个时候你要求的是产生新的投资逻辑、股权逻辑、分配逻辑，新的每天都可能变动的股权逻辑。特别是在分红阶段，在股权买卖阶段，在一切估值阶段和背后有没有猫腻的风险阶段，我们今天强烈地高强度依赖的是给谁做资产管理的金融科技下的合伙制股权端资产管理的有效平台。可喜的是今天我在北京银行看见了这样一个业态的兴起。

三、金融科技赋能的全托管模式，通过构建 TB 端的全产业链全金融链的数字化服务

托管系统，实现了成本最低化和收益最大化

最后，我们再看一点今天的金融科技赋能与数字资产行业性的影响，大家这两年都知道有一家中国的电商公司赚的盆满钵满，在全球的电商领域当中竞争极为激烈，特别是中美之间还存在着贸易关税的竞争逻辑之后，它居然可以在美国市场当中打遍天下电商无敌手，这个公司叫拼多多。如果你要电商卖到国外去，谁给你处理跨境电商当中复杂的税务逻辑关系，托管方说美国原来在全球买买买、卖卖卖的时候算了一下）税的征收成本和收益，800 美元下的邮件不征关税，因为要征税的话要信息收集、算、征，征了以后还要纠错、返税等等太费人，费的成本高到了比收益还大，干脆我们就规定 800 美元以下的不征税。今天我们发现你做电商的时候你要不要把你的单件价格都控制在 800 美元以下，如果你 800 美元以上为什么不把单件拆开。你会发现如果美国政府已经发现这个问题，想改变这个 800 美元，亚马逊的云税务管理平台就给你出主意，第一个主意是要到美国的国会外面有院外活动集团，给他们讲今天美国最大的问题是通货膨胀，美联储利息这么高都没有打下去，如果把这个东西改变了我们的物价水平还会上涨，那个时候因此而得到的利益不仅在微观当中对产品、对企业打乱了，关键是把宏观经济当中的通货问题和货币政策、财政政策问题全部打乱了，他们一听这个故事干脆不征收了（800 美元以下）。

我说的这个逻辑是你在全球做电商的时候你怎么知道你的综合税务逻辑、税务管理把它原本的托管给国外的云服务体系当中的最优税务管理，它背后有最好的律师、最好的架构师、最好的运营管理、最好的动态预测，这不重要。重要的是下面，如果你要到国外销售要不要建一个海外仓，建了海外仓要建仓库，要把物流连接在一起，如果物流足够大的话要不要买船，突然之间会发现如果我把这个全部托管给境外的最有效的云，这个云居然说产品的生产后到达客户手里当中从来不经仓库，就像苹果的产品生产完之后终端客户在哪里，直接从厂子发到终端客户，居然可以把物流做到最短、最小，也可以把仓储从巨大的成本降到最低。这个时候会发现原来海外仓这件事情可以用云服务管理把成本降下来。物流占的成本就更大了，如果我把海外仓的东西用物流，你以为物流成本增加，如果我把所有的供应链、所有的产业链当中都做这样的分析我就可以把物流成本降到最低，物流成本降到最低我又可以把产业链当中的一切降到最低。如果我把供应链、产业链特别是强调我们今天的金融链，这个时候金融的现金流管理、金融的供应链管理、金融链的保理管理、金融链当中的支付和清算特别是把应付账款和应收账款之间的高度信息化的信用管理都可以放在里面。

今天市场上出现了一个名词叫全托管模态，全托管模态下的融资成本最低，产业链当中的材料来源是最好的，产业里面需要最好的管理人帮你聘来了，你的物流我帮你解决，你的仓储我帮你解决，这个时候你的单价应该是什么样的，不仅税收最低，而且还可以让你到达用户手里最好，而且你不用设计，我替你设计好去定制就对了。注意，中国制造业的有效全产业链体系，如果用最优的全托管模态去进行管理，就

可以把成本降低到 50%、60%、70%，最高程度可以降低到 90%，而把你的效率可以提高到 50%、70%、80%，翻一番、翻两番。一个结论性的逻辑是，全托管模式供应链当中产业链管理、现金流管理、资本帐户管理、信用帐户管理所有这些东西是全托管模态当中金融托管管理的新模态。只有通过这样的金融科技逻辑，数字化底层运营管理措施才可以达到今天这样的程度。

有意思的是最近几年全球云服务竞赛过程中，中国云在全球当中市场占有率降低，所以估值水平降低，而全球几朵云特别是亚马逊和微软的云，在全球化过程中通过全托管模态当中业务链持续增长，收益、净利、毛利都在持续增长，成为今天金融模态当中新力量、新势力、新工具、新服务。

总结到最后一句话，金融数字化既改变了金融逻辑，更改变了金融服务模式。而服务模式当中既让新资产能够从无到有，更能让里面的商业模式无论是新资产全闭环，还是新资产里面共享分配逻辑和管理成本的最低化，可以让全社会成本最低化和收益最大化在不同分享者之间得到满足，却可以让市场平稳有效地快速成长。

金融科技应用与银行主动风险承担行为

——基于银行信贷供给的理论和实证研究¹

郭娜² 张骏³

【摘要】本文通过构建金融科技约束下的银行存贷款收益模型,创新性地将银行风险承担区分为主动风险承担和被动风险承担,从理论层面剖析了金融科技对银行主动风险承担的影响机理。进一步地,基于2009-2022年114家中国商业银行的面板数据,实证检验了银行金融科技应用对主动风险承担行为的影响以及银行信贷供给在其中的作用机制。研究发现:金融科技应用将刺激银行主动承担更多风险,提高商业银行主动风险承担水平;银行信贷规模扩张、银行信贷结构调整均会强化金融科技与银行主动风险承担之间的正向关系,即加剧银行金融科技的“风险承担效应”,且该影响作用在中小银行中表现得更加明显。研究结论能够拓展目前学术界对于银行金融科技经济后果的新认识,同时也为我国商业银行优化信贷资源配置以及监管部门防范金融风险提供了新的观察视角。

【关键词】金融科技 主动风险承担 银行信贷供给 信贷规模 信贷结构

引言

商业银行作为金融机构的核心组成部分,在国民经济体系运行中发挥着至关重要的作用,金融风险和银行风险一直以来是政府和学术界重点关注的问题^[1-2]。党的二十大报告中指出,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”。2024年政府工作报告中再次强调,我国要“更好统筹发展和安全,有效防范化解重点领域风险”,其中标本兼治化解中小金融机构风险,是维护经济金融大局稳定的关键一环。可见,在当前经济形势下,防范化解金融风险是我国金融业长期执行的一项重要任务,也是对于党中央稳中求进工作总基调的贯彻落实。银行业是我国金融行业的主体,其稳健运行直接关乎国家金融稳定大局乃至整个宏观经济的平稳健康发展。因此,在我国以银行为主导的金融体系下,银行业的风险防范和化解就显得尤为重要^[3]。

近年来,商业银行逐渐转变了传统保守的经营模式,持续加大金融科技投入,积极构建内循环甚至外输出的金融科技生态。2022年银行年报显示,国有六大行金融科技投入金额均超过百亿元,多家股份制银行金融科技投入占比有所提升,部分银行金融科技投入增幅同比增长超过20%。银行金融科技的发展已成为金融科技行业的大势所趋。金融科技在银行内部的广泛应用正深刻改变着整个银行体系,其在赋能商业银行数字化转型的同时也为银行主动风险承担行为带来了新的观察。银行主动风险承担通常发生于银行发放贷款之时,是银行风险承担意愿的即时反映^[4]。从现有文献来看,关于金融科技如何影响银行风险承担,多数学者聚焦于银行被动风险承担视角展开研究,而对商业银行应用金融科技过程中主动风险承担的关注不足。银行主动风险承担行为直接关系到商业银行经营的审慎程度与稳健程度,进而影响到银行的总体经营风险^[5]。从金融科技对银行主动风险承担行为的直接影响来看:金融科技既可显著提高银行信用评级能力,有助于充分挖掘优质客户资源,使银行“敢放贷、愿放贷”,也可打破银企融资所依赖的地域范围约束,减少地理位置造成的障碍,使银行“能放贷、会放贷”。在先进技术支持下,银行放贷能力和放贷意愿都将得到明显增强,这将促使银行在追求经营业绩的动机下主动承担更多风险^[6]。

¹ 原载于《经济学家》2024年第5期

² 郭娜,天津财经大学金融学院,教授,博士生导师

³ 张骏,天津财经大学金融学院博士研究生

此外,金融科技还可能通过改变银行信贷供给对银行主动风险承担产生间接影响。虽然目前已有少数学者关注到金融科技发展对银行信贷供给的影响^[7-8],但金融科技通过影响银行信贷供给会对银行风险承担产生何种影响?这一问题仍有待进一步研究。金融科技赋能下,银行对于“软信息”的处理能力得以提升,其可以通过大数据、区块链等先进技术获得更多有价值的信贷决策信息。这有助于缓解银企之间的信息不对称,不仅可以提升银行信贷发放规模,还可以推动银行贷款模式由“重抵押轻信用”向“重信用轻抵押”转变,提升银行服务实体经济的能力^[9-10]。由于信贷业务是我国商业银行最重要的资产业务,在金融科技推动银行信贷供给变化的过程中,不可避免地会对银行风险承担产生一定影响。在我国当前“防风险”与“促发展”并重的背景下,厘清“金融科技-银行信贷供给-银行风险承担”这一逻辑链条至关重要。有鉴于此,本文从银行主动风险承担行为视角切入,通过构建金融科技约束下的银行存贷款收益模型,从理论层面剖析金融科技对银行主动风险承担的影响机理。在此基础上,基于中国商业银行微观数据,实证检验银行金融科技应用对主动风险承担行为的影响以及银行信贷供给在其中的作用机制。研究结论能够拓展目前学术界对金融科技赋能经济高质量发展的认识,同时也能够为我国商业银行优化信贷资源配置以及监管部门防范金融风险提供新的观察视角。

本文边际贡献主要体现在以下两个方面:其一,现有文献尝试实证探究了金融科技对银行风险承担的影响,但主要用银行不良贷款率等信贷事后风险指标表征银行风险承担水平,无法较好地区分银行风险变化是源于银行自身风险承担行为变化还是借款主体风险变化。本文从银行主动风险承担行为视角切入,重点分析金融科技应用对银行自身风险承担行为的影响,是对现有文献研究结论的有益补充;其二,虽然目前已有部分学者关注到金融科技发展对银行风险承担及信贷供给的影响,但将三者置于统一框架下展开研究的文献十分有限。仅研究金融科技发展对银行信贷供给的影响,容易忽视银行信贷供给变化对银行风险承担带来的潜在冲击,从而不利于为金融监管部门防范金融科技风险提供经验参考;而仅研究金融科技发展对银行风险承担的影响,则难以厘清银行信贷供给变化在其中发挥的关键作用。本文不仅探究金融科技应用对银行主动风险承担行为的影响,还进一步基于银行信贷规模和结构双重视角,深入剖析信贷行为决策变化在其中发挥的关键作用,以期为我国稳步推进商业银行金融科技战略转型及监管部门政策制定提供经验依据。

一、理论分析框架

(一) 金融科技与银行主动风险承担行为

参考前期文献^[11-12],本文构建金融科技约束下的银行存贷款收益模型,并创新性地从银行风险承担区分为主动风险承担和被动风险承担,以期厘清金融科技对银行主动风险承担行为的影响机理。首先,本文对理论框架做出如下基本假设:

假设 1: 商业银行遵循利润最大化的原则。

假设 2: 商业银行的资金来源于存款 (D) 和股本 (E),用于存款准备金 (R) 和发放贷款 (L),故资产、负债与权益之间的关系为 $R+L=D+E$ 。

假设 3: 商业银行的存款准备金率设为 m ,其存款准备金数量为 $R=mD$ 。商业银行实际贷款率为 $1-m$, $0 < m < 1$ 。

假设 4: 利率定价遵循市场化原则,存款利率 (r_D) 和贷款利率 (r_L) 由商业银行根据其对资金市场供需状况的判断进行独立调整。此外,设银行股本回报率为 r_E 。

假设 5: 设 d 表示银行每多承担一单位风险所要求的收益补偿,数值越大代表商业风险容忍度越低(即主动风险承担水平越低)。因此,本文将其相反数视为银行主动风险承担水平 (RT_A)。

假设 6: 设 p 表示贷款违约的概率(即不良贷款率), $0 \leq p \leq 1$ 。该指标反映的是银行被动接受的风

险, 故本文将其视为银行被动风险承担水平 (RT_P)。参照研究惯例^[12-13], 令 $r_L=r(p)$ 在区间 $[0,1)$ 上是一个连续正函数, 且具有如下特征: $r_L=r(p)$ 是 p 的增函数; $r_L=r(p)$ 是 p 的凹函数。

假设 7: 参照研究惯例^[11-12], 令一般存贷款管理成本为 $(c_D D^2 + c_L L^2)/2$, 其中 $c_D > 0$ 、 $c_L > 0$ 。令违约贷款管理成本为 $c_{pL} p L^2/2$, $c_{pL} > 0$ 。因此, 商业银行总成本为 $C = (c_D D^2 + c_L L^2)/2 + c_{pL} p L^2/2$ 。

假设 8: 金融科技应用可以降低银行一般存贷款、违约贷款管理成本系数 (c_D 、 c_L 、 c_{pL})。因此, 令 $c_D = \omega(FT)$ 、 $c_L = v(FT)$ 和 $c_{pL} = \eta(FT)$, 其中 FT 代表银行金融科技发展水平, 且 $\partial c_D / \partial FT < 0$ 、 $\partial c_L / \partial FT < 0$ 、 $\partial c_{pL} / \partial FT < 0$ 。此外, 银行总贷款管理成本 $(c_L L^2 + c_{pL} p L^2)/2$ 的系数 $c_L + c_{pL} p$ 也是 FT 的减函数, 即 $c_L + c_{pL} p = \theta(FT)$, 故 $\partial(c_L + c_{pL} p) / \partial FT < 0$ 。

基于银行金融科技约束下商业银行利润最大化原则, 银行的目标函数为:

$$\text{Max } \pi = r_L \times L - r_D \times D - r_E \times E - C - p \times L \quad (1)$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} R + L = D + E, R = mD, 0 < m < 1 \\ r_L = r(p), \partial r_L / \partial p > 0, \partial^2 r_L / \partial p^2 < 0 \\ C = (c_D D^2 + c_L L^2)/2 + c_{pL} p L^2/2, c_D > 0, c_L > 0, c_{pL} > 0 \end{cases} \quad (2)$$

其中, $c_D = \omega(FT)$ 、 $c_L = v(FT)$ 、 $c_{pL} = \eta(FT)$ 、 $c_L + c_{pL} p = \theta(FT)$, 且 $\partial c_D / \partial FT < 0$ 、 $\partial c_L / \partial FT < 0$ 、 $\partial c_{pL} / \partial FT < 0$ 、 $\partial(c_L + c_{pL} p) / \partial FT < 0$ 。

根据目标函数 (1) 和约束条件 (2), 计算 π 相对于 p 的偏导数:

$$\pi = r(p) \times L - r_D \times D - r_E \times E - (c_D D^2 + c_L L^2)/2 - c_{pL} p L^2/2 - p \times L \quad (3)$$

$$\partial \pi / \partial p = \partial r(p) / \partial p \times L - c_{pL} L^2/2 - L = 0 \quad (4)$$

由于 $c_{pL} > 0$ 、 $L > 0$, 可得 $\partial r(p) / \partial p = c_{pL} L/2 + 1$, 故银行主动风险承担水平 RT_A 的表达式可以表示为:

$$RT_A = -\partial r(p) / \partial p = -(c_{pL} L/2 + 1) \quad (5)$$

金融科技应用对银行主动风险承担行为 RT_A 的影响可通过式 (5) 对 FT 求偏导数得到:

$$\partial RT_A / \partial FT = -\partial(c_{pL} L/2 + 1) / \partial FT = -L/2 \times \partial c_{pL} / \partial FT \quad (6)$$

式 (6) 中, $\partial c_{pL} / \partial FT < 0$, 因此, $\partial RT_A / \partial FT > 0$, 即金融科技应用对银行主动风险承担 RT_A 的影响为正。基于上述分析, 本文提出 H1:

H1: 金融科技应用可以提升银行主动风险承担水平。

(二) 金融科技、银行信贷供给与主动风险承担

参考前期文献^[8], 本文构建借款人违约风险识别精度约束下的银行信贷供给理论分析框架, 从信贷总量和结构双重视角出发, 分析金融科技应用对银行信贷供给的影响机理。首先, 本文对理论分析框架做出如下基本假设:

假设 1: 由于借款人违约概率取值范围在 0-1 之间, 为了使得分布更符合实际情况, 令借款人违约概率 P 服从截尾正态分布⁴ (Truncated Normal Distribution), 且该分布的均值为 $\bar{p}$, 方差为 $1/\omega_p$ 。

⁴ 截尾正态分布是在正态分布的基础上引入归一化系数 K , 使其概率密度函数积分为 1

假设 2：由于银行与借款人之间存在信息不对称，银行无法直接获得借款人的真实违约概率 P ，而只能获得关于借款人违约概率的“信号” $s=p+\varepsilon$ ， p 与 ε 相互独立， ε 服从正态分布 $N(0,1/\omega_\varepsilon)$ 。其中， ω_ε 表示银行对于借款人违约风险的识别精度。

假设 3：银行是同质的，不同银行对同一借款人违约风险的识别精度相同。

假设 4：银行存在不应用金融科技与应用金融科技两种情形，当不应用金融科技时，银行可获得的借款人违约概率信号设为 $s_n=p+\varepsilon_n$ ， $\varepsilon_n \sim N(0,1/\omega_n)$ ；当应用金融科技时，银行可获得的借款人违约概率信号设为 $s_y=p+\varepsilon_y$ ， $\varepsilon_y \sim N(0,1/\omega_y)$ 。其中， $\omega_y > \omega_n$ ，即金融科技的应用可以有效提高银行对于借款人违约风险的识别精度。

假设 5：根据研究惯例^[12]，一般认为贷款利率与违约概率之间存在正向关系。因此，银行希望以 $r(p^*)$ 的贷款利率给违约概率小于或等于 P^* 的借款人发放贷款。此外，假定银行在各种利率下均能提供贷款。

根据假设 2，当银行观测到借款人 i 的违约概率信号为 s_i 时，银行认为借款人 i 的贷款违约概率为 $\hat{p}_i = E(p|s_i) = (\omega_p \bar{p} + \omega s_i) / (\omega_p + \omega)$ 。根据假设 5，银行愿意在 $\hat{p}_i \leq P^*$ 时以 $r(p^*)$ 的利率向借款人发放贷款，当 $\hat{p}_i \leq P^*$ 时，借款人的实际违约概率为 $p_i \leq P^* + (P^* - \bar{p})(\omega_p / \omega) - \varepsilon$ 。然而，从借款人角度考虑，由于贷款利率与违约概率正相关（即违约概率越小，贷款利率越低），当 $p_i < P^* + (P^* - \bar{p})(\omega_p / \omega)$ 时，借款人能以低于 $r(p^*)$ 的利率获得贷款，只有当 $p_i \geq P^* + (P^* - \bar{p})(\omega_p / \omega)$ 时，借款人才愿意以 $r(p^*)$ 的利率进行借款。因此，当贷款利率为 $r(p^*)$ 时，银行将与实际违约概率 $p_i = P^* + (P^* - \bar{p})(\omega_p / \omega)$ 的借款人达成贷款合约。令借款人的概率密度函数为 $f(p) = f(P^* + (P^* - \bar{p})(\omega_p / \omega))$ ，则银行贷款数量 L 可表示为：

$$L = \int_0^1 f(P^* + (P^* - \bar{p})(\omega_p / \omega)) dp^* \quad (7)$$

令式 (7) 中 $P^* + (P^* - \bar{p})(\omega_p / \omega) = p$ ，可得 $p^* = \frac{p + \bar{p}(\omega_p / \omega)}{1 + (\omega_p / \omega)}$ ，进一步可得：

$$dp^* = \frac{1}{1 + (\omega_p / \omega)} dp \quad (8)$$

因此，式 (7) 可以改写为：

$$L = \frac{1}{1 + (\omega_p / \omega)} \times \int_0^1 f(p) dp \quad (9)$$

根据假设 1，式 (9) 中 $\int_0^1 f(p) dp = 1$ ，故可以得到：

$$L = \frac{1}{1 + (\omega_p / \omega)} = \frac{\omega}{\omega + \omega_p} \quad (10)$$

由于式 (10) 中 ω （银行对于借款人违约风险的识别精度）与金融科技的应用直接相关，金融科技应用对银行贷款数量 L 的影响可通过式 (10) 对 ω 求偏导数得到：

$$\partial L / \partial \omega = \frac{\omega_p}{(\omega + \omega_p)^2} > 0 \quad (11)$$

由式(11)可以看出, 银行贷款数量 L 与银行对于借款人违约风险的识别精度 ω 正相关, 即金融科技应用可以在总量上提高银行贷款数量。

$\hat{p}_i = E(p|s_i) = (\omega_p \bar{p} + \omega s_i) / (\omega_p + \omega)$ 可视作由 $\hat{p}_i = (1-\alpha)\bar{p} + \alpha s_i + \mu$ 回归所得的条件期望, 其中, $(1-\alpha)\bar{p}$ 表示借款人群体的群体效应, αs_i 表示借款人个体效应, α 表示信号的可靠程度。在银行信贷结构方面, 由于本文主要关注金融科技应用对以制造业为代表的实体经济信贷占比的影响, 故将借款人群体区分为制造业企业客户 (mfg) 和以房地产业、地方政府融资平台为代表的影子银行客户 (sb)。由于现实中制造业企业特别是高新技术企业抵押物不足及未来现金流存在较大不确定性, 其贷款违约概率 (p_{mfg}) 整体上要高于抵押物充足或具有政府隐性担保的企业 (p_{sb})。

假设借款人群体 i 违约概率 p 服从截尾正态分布 $p_i : TN(\bar{p}_i, 1/\omega_{p_i}, 0, 1)$, 其中, 0、1 表示截断区间, $i=mfg, sb$, 且 $p_{mfg} > p_{sb}$ 。银行可观测到的制造业企业客户与影子银行客户违约概率信号为 $s_i = p_i + \varepsilon_i$, $\varepsilon_i : N(0, 1/\omega_i)$, $i=mfg, sb$ 。

在银行不应用金融科技的情形下, 由于制造业企业客户缺乏充足的抵押物且未来现金流存在较大不确定性, 银行对其违约风险的识别精度较低, 即 $\omega_{mfg,n} < \omega_{sb,n}$; 而在银行应用金融科技的情形下, 银行可以通过大数据、区块链等先进技术获得更多有价值的信贷决策信息, 从而提高对借款人违约风险的识别精度。特别地, 对于此前识别精度较低的制造业企业客户, 金融科技可以发挥更加显著的赋能作用^[14]。换言之, 在银行应用金融科技的情形下, ω_{mfg} 与 ω_{sb} 之间的差异将会缩小。由此可以得到如下关系: $\omega_{mfg,f} > \omega_{mfg,n}$ 、 $\omega_{sb,f} > \omega_{sb,n}$ 、 $\omega_{mfg,f} - \omega_{mfg,n} > \omega_{sb,f} - \omega_{sb,n}$, 进一步可以得到: $\alpha_{mfg,f} > \alpha_{mfg,n}$ 、 $\alpha_{mfg,f} > \alpha_{mfg,n}$ 、 $\alpha_{mfg,f} - \alpha_{mfg,n} > \alpha_{sb,f} - \alpha_{sb,n}$ 。

由于银行识别借款人违约概率时的群体效应为 $(1-\alpha)\bar{p}$ 、个体效应为 αs_i , 当 $\alpha_{i,f} > \alpha_{i,n}$ 时, $(1-\alpha_{i,f})\bar{p}_i < (1-\alpha_{i,n})\bar{p}_i$, 这意味着金融科技的应用可以降低借款人违约概率识别过程中的群体效应占比, 提高个体效应占比, 从而更准确地识别特定借款人的违约概率, 并向其发放贷款。此外, 由于 $\alpha_{mfg,f} - \alpha_{mfg,n} > \alpha_{sb,f} - \alpha_{sb,n}$, 这意味着相较于影子银行客户, 在制造业企业客户违约概率识别过程中, 金融科技的应用可以在更大程度上降低群体效应占比, 提高个体效应占比, 从而促使银行将更多信贷资源向制造业企业客户倾斜。因此, 金融科技应用可以在结构上提高银行制造业贷款占比。

基于上述分析, 金融科技应用不仅可以扩大银行信贷供给规模, 还可以优化银行信贷结构, 促使银行向推动实体经济高质量发展的制造业企业发放更多贷款。然而, 信贷供给规模的扩张和信贷结构的调整可能会对银行主动风险承担产生影响。一方面, 在我国, 信贷业务是商业银行最重要的资产业务。金融科技推动银行主动风险承担水平上升的关键渠道即是银行信贷渠道^[15]。在传统信贷模式下的信息不对称环境中, 商业银行信贷行为决策趋于保守, 往往只能通过减少信贷投放的方式进行风险规避^[16]。而在金融科技赋能下, 银行对于信贷风险的识别和管理能力得以提高, 这将刺激银行提高风险承受能力, 使其依赖金融科技风险管理技术加速信贷扩张, 从而增加了风险承担行为。在这一过程中, 银行信贷规模扩张程度越强, 金融科技带来的“风险承担效应”将会越明显; 另一方面, 制造业企业特别是高新技术企业由于抵押物不足及未来现金流的不确定性, 贷款违约的可能性整体上要高于抵押物充足或具有政府隐性担保的企业^[17]。

在金融科技作用下，更多的信贷资源流向不确定性更强的制造业企业贷款势必会加大金融科技的“风险承担效应”，即强化金融科技对银行主动风险承担的正向影响。综合上述分析，本文提出 H2 和 H3：

H2：信贷供给规模扩张会强化金融科技对银行主动风险承担的正向影响。

H3：制造业贷款占比提高会强化金融科技对银行主动风险承担的正向影响。

二、实证设计

（一）实证模型设定

1. 基准模型

参考前期文献^[18-19]，本文构建如下回归模型来分析金融科技应用对银行主动风险承担行为的影响。基准模型形式如下：

$$RWA_{it} = \alpha_0 + \beta_1 FINTECH_{it} + \gamma CV_{it} + u_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中， RWA_{it} 为被解释变量银行主动风险承担； $FINTECH_{it}$ 为核心解释变量金融科技； CV_{it} 表示控制变量，包括银行微观层面控制变量和宏观经济层面控制变量； u_i 为个体固定效应， δ_t 为时间固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。

2. 调节效应模型

为了分析金融科技、银行信贷供给与主动风险承担行为三者之间的关系，本文参考前期文献^[20-21]，采用如下调节效应模型进行检验与分析，模型设定如下：

$$RWA_{it} = \alpha_0 + \beta_1 FINTECH_{it} + \beta_2 FINTECH_{it} \times CREDIT_{it} + \gamma CV_{it} + u_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

模型（13）用以检验银行信贷供给对金融科技与主动风险承担之间关系的间接影响。其中， $CREDIT_{it}$ 为银行信贷供给变量，本文从总量和结构两个维度度量银行信贷供给，即 $CREDIT = (GLOAN, MLR)$ 。其中， $GLOAN$ 表示银行贷款增速， MLR 表示银行制造业贷款占比。

（二）变量选取与数据说明

1. 数据来源

本文采用面板数据进行分析，样本为 114 家商业银行 2009-2022 年的面板数据。由于金融科技（譬如大数据、人工智能、云计算和区块链等）在银行内部的大规模应用始于 2009 年，因此本文将样本区间起始点设定为 2009 年。样本银行包括 6 家国有银行、12 家全国性股份制商业银行、72 家城市商业银行和 24 家农村商业银行，样本银行的资产总和占中国所有商业银行总资产的 90% 以上。银行层面数据来源于国泰安（CSMAR）数据库和中国研究数据服务平台（CNRDS）；文中的宏观经济数据来源于中经网统计数据库和国家统计局。

2. 变量选取

（1）被解释变量

对于银行主动风险承担行为，前期文献通常采用银行风险加权资产占总资产比重和银行风险加权资产增速两个变量予以度量，二者均能够表征银行主动风险承担或风险承担意愿^{[5][22]}。考虑到银行风险加权资产增速可以有效缓解数据分布的异方差和偏态性，从而尽可能地提高解释变量估计系数的准确性和真实性，本文在基准回归中采用银行风险加权资产增速作为银行主动风险承担的代理变量。同时，本文以银行风险加权资产占总资产比重（ $RWATA$ ）作为银行主动风险承担的代理变量进行稳健性检验。

（2）核心解释变量

本文以文本挖掘法为基础，综合运用 Python 网络爬虫、词频分析等技术手段构建“银行-年度”层面的金融科技指数。首先，参考前期相关研究^[18-19]，从“金融科技直接称呼”“底层技术”“智能营销”“风

险防控”以及“运营管理”五个关键维度选取与银行金融科技直接相关的关键词⁵。然后，基于百度搜索引擎资讯板块的原始信息，借助 Python 网络爬虫技术，爬取含有上述关键词的新闻资讯，本文采用“银行+关键词”依次匹配的方式，最终爬取得到 114 家银行在 2009-2022 年各年度中含有上述关键词的资讯信息。在此基础上，借助词频分析技术将上述结果转化为关键词词频数据。最后，采用熵值法将关键词词频数据合成“银行-年度”层面的金融科技发展指数（FINTECH）。

（3）控制变量

为控制可能会影响银行风险的其他因素，本文参考前期文献^{[16][23]}，选取如下控制变量：在微观银行方面，选取银行规模（SIZE）、总资产收益率（ROA）、存贷比（LDR）、杠杆率（LEV）、负债端结构（DL）和成本收入比（CTI）作为控制变量；在宏观经济方面，选取经济增速（GDP）、通货膨胀水平（CPI）作为控制变量。本文剔除了核心变量存在缺失的样本，为排除异常值影响，对所有连续变量进行上下 1%分位点缩尾处理。变量说明与描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量说明与描述性统计

变量名称	变量含义	观测值	均值	标准差	中位数
RWA	银行主动风险承担	928	16.5880	10.8882	14.7891
FINTECH	银行金融科技	928	5.8057	7.5624	3.0809
FINTECH_MKT	智能营销分指数	928	5.9486	7.7544	3.1896
FINTECH_RISK	风险防控分指数	928	5.8909	6.9856	2.7330
FINTECH_CNMP	运营管理分指数	928	6.3162	8.6468	2.4471
SIZE	银行规模	928	26.6283	1.6841	26.3174
ROA	总资产收益率	928	3.1988	0.6620	3.1300
LDR	存贷比	928	69.4325	13.9419	70.0201
LEV	杠杆率	928	7.0796	1.4818	7.0165
DL	负债端结构	928	66.8925	17.5623	60.2367
CTI	成本收入比	928	32.8960	6.9730	31.9700
GDP	经济增速	928	108.0086	2.7944	107.8600
CPI	通货膨胀水平	928	102.1888	1.2659	102.1188

三、实证结果分析

（一）基准回归结果分析

表 2 汇报了双向固定效应面板模型下银行金融科技对主动风险承担的影响结果，第（1）列汇报了银行金融科技总体发展水平（FINTECH）对银行主动风险承担产生的影响，第（2）-（4）列则分别报告三个细分领域金融科技发展水平对于银行主动风险承担产生的影响。

表 2 银行金融科技对主动风险承担的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	RWA	RWA	RWA	RWA
FINTECH	0.8365*** (3.7117)			
FINTECH_MKT		1.0988*** (2.9955)		
FINTECH_RISK			1.3763*** (3.1919)	

⁵ “金融科技直接称呼”维度的关键词包含金融科技、FinTech；“底层技术”维度的关键词包含人工智能、AI、大数据、云计算、区块链、人脸识别、机器学习、IT、互联网、物联网；“智能营销”维度的关键词包含数据挖掘、客户画像、精准营销、场景金融、直销银行、智慧客服、智能投顾、智慧银行；“风险防控”维度的关键词包含智能风控、大数据风控、智能防控、电子密码、数字签名、预测模型；“运营管理”维度的关键词包含数字化、智能合约、供应链金融、线上运营、智能管理、实时监测。

FINTECH_CNMP				1.2801** (2.1532)
Constant	318.6327 (1.0542)	385.4645 (1.2337)	463.8703 (1.4976)	359.8155 (1.1501)
控制变量	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
观测值	928	928	928	928
Adj. R-squared	0.5202	0.5141	0.5133	0.5173

注：***、**、和*分别表示回归结果在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著，括号内为稳健的 t 值。下同。

根据表 2 的回归结果可以看出，核心解释变量金融科技总指数 FINTECH 的系数为 0.8365，在 1%的显著性水平上显著，表明银行金融科技发展水平上升 1 个单位，将使银行风险加权资产增速提高 0.8365%。该结果验证了本文 H1，即银行金融科技发展水平的提高将刺激银行主动承担更多风险，提高商业银行主动风险承担水平。此外，对比三个分指数的回归系数大小可以发现，风险防控分指数 FINTECH_RISK 对银行主动风险承担的影响程度最大，表明风险防控领域的金融科技应用对银行主动风险承担产生了比较明显的影响作用。究其原因，金融科技的应用之所以提高了银行主动风险承担，主要是在先进技术的应用下，商业银行对于贷款客户的信用评级与反欺诈能力得到显著提升，而风险防控领域的金融科技应用恰好与这方面能力的提升密切相关，因此在提高银行主动风险承担方面发挥着较大作用。

（二）内生性处理与稳健性检验

为解决基准模型中可能存在的内生性问题，本文采用工具变量估计方法进行回归分析，结果如表 3 第（1）、（2）列所示。在工具变量的选取上，借鉴前期文献的做法^{[18][24]}，本文通过构造银行总部所在城市人均工资水平与城市距离杭州球面距离的交乘项（IV）作为银行金融科技发展的工具变量。工具变量的选取通常需满足相关性和外生性假定，从相关性角度来看，金融科技的发展与劳动力转移密切相关，劳动力市场上高质量的金融科技专业人才推动着金融科技的蓬勃发展。因此，如果一个城市对于银行金融科技专业人才更具吸引力，它将获得更多的金融科技人力资本，从而更有利于银行金融科技的发展。城市人均工资水平和金融科技发展环境恰恰是决定一个城市金融科技人才吸引力的重要因素。因此，本文构造的工具变量与银行金融科技发展具有高度的相关性；从外生性角度来看，银行总部所在城市的人均工资水平和与杭州的球面距离分别属于城市层面的经济属性和地理特征，它们与银行层面的信贷行为并没有直接关系。综上，本文选取的工具变量满足相关性和外生性假定。

为了进一步验证回归结果的稳健性，本文通过替换解释变量与被解释变量的方式进行稳健性检验。首先，本文使用北京大学银行数字化转型指数（PKU_DTI）进行稳健性检验^[25]。尽管银行数字化转型与银行金融科技发展在内涵上存在一定差异，但二者在战略意义和应用成效上具有诸多相似之处^[26]。因此，本文采用北京大学商业银行数字化转型指数作为金融科技的替代度量进行稳健性检验，回归结果如表 3 第（3）列所示；其次，本文通过更换被解释变量的度量指标进行稳健性检验。参考前期文献^[4]，选取银行风险加权资产占总资产比重（RWATA）作为银行主动风险承担的替代变量进行实证分析，回归结果如表 3 第（4）列所示。

表 3 内生性处理与稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	工具变量法		替换变量	
	FINTECH	RWA	RWA	RWATA
FINTECH		6.8570*** (2.8318)		0.7749*** (5.7187)
IV	2.2046*** (6.5623)			
PKU_DTI			0.4700** (2.5608)	

Constant	-323.4864*** (-14.9656)	-364.0910* (-1.6996)	118.9064 (0.6456)	-30.9527 (-0.8650)
控制变量	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
观测值	928	928	787	928
Adj. R-squared			0.5102	0.8325

由表3第(1)、(2)列结果可以看出,在纠正了潜在的内生性偏差后,金融科技和银行主动风险承担之间的关系仍保持不变⁶。由第(3)、(4)列结果可以看出,在更换解释变量和被解释变量的衡量指标后,各方程回归系数显著性和方向均与基本回归一致,结论具有稳健性。

(三) 进一步分析

为厘清金融科技、银行信贷供给与主动风险承担三者之间的关系,本文进一步构建调节效应模型进行分析。表4第(1)-(3)列汇报的是总量维度银行信贷供给(即银行信贷规模)对金融科技与主动风险承担之间关系的影响;第(4)-(6)列汇报的是结构维度银行信贷供给(即银行信贷结构)对金融科技与主动风险承担之间关系的影响。

表4 金融科技、银行信贷供给与主动风险承担

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	大型银行	中小银行	全样本	大型银行	中小银行
	RWA	RWA	RWA	RWA	RWA	RWA
FINTECH	1.7385*** (3.7977)	1.4866*** (3.0724)	0.9894* (1.7205)	1.8233*** (3.8545)	1.5525*** (3.2271)	1.0329* (1.7597)
GLOAN×FINTECH	7.2042** (2.4583)	5.3418** (2.2541)	9.3832*** (2.8442)			
MLR×FINTECH				2.5946*** (2.7355)	1.3224* (1.8951)	3.2760*** (3.0625)
Constant	178.0667 (0.9893)	108.2535 (0.0879)	165.2282 (1.0065)	199.8285 (1.1062)	112.9589 (0.9630)	183.6951 (1.1138)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	928	463	465	928	463	465
Adj. R-squared	0.550	0.752	0.553	0.556	0.757	0.520

由表4第(1)列回归结果可以看出,银行信贷规模扩张会强化金融科技与银行主动风险承担之间的正向关系,即放大银行金融科技的“风险承担效应”。这是由于,银行贷款增速的提高意味着银行信贷供给规模的扩张,而金融科技推动银行主动风险承担水平上升的关键渠道即是银行信贷渠道^[15]。金融科技赋能下,银行对于信贷风险的识别和管理能力得以提高,这将刺激银行提高风险承受能力,使其依赖金融科技风险管理技术加速信贷扩张,从而增加了风险承担行为。在此过程中,银行信贷规模扩张程度越强,金融科技带来的“风险承担效应”将越明显。此外,考虑到银行经营活动受其规模的影响显著^[20],本文进一步探究这一结果在大型银行和中小银行之间的异质性⁷,分别对应第(2)、(3)列回归结果。可以看出,中小银行的交乘项系数明显大于大型银行,这说明与大型银行相比,银行信贷规模扩张对金融科技与银行主动风险承担之间正向关系的强化作用在中小银行中表现得更加明显。其原因可能是,一方面,中小银行业务结构相对单一,主要以存贷业务为主,在此情况下,银行信贷扩张是金融科技“风险承担效应”最为主要的实现路径^[27];另一方面,对于资金实力相对薄弱的中小银行而言,高昂的技术研发成本将使其有强烈的动机加速信贷扩张以平衡利润,从而显著增加了它们的风险承担行为。

⁶ 本文对弱工具变量问题进行了一系列检验,检验结果表明,不存在弱工具变量问题

⁷ 本文按照银行资产规模区分大银行和中小银行,首先计算各银行样本期内资产总额的均值并进行排序,然后将高于全部银行资产总额均值中位数的银行归为大银行组,低于中位数的银行归为中小银行组。

由表 4 第（4）列回归结果可以看出，银行信贷结构调整（制造业贷款占比提升）同样会强化金融科技与银行主动风险承担之间的正向关系。这是由于，制造业企业特别是高新技术企业由于抵押物不足及未来现金流的不确定性，贷款违约的可能性整体上要高于抵押物充足或具有政府隐性担保的企业^[17]。金融科技赋能下，银行积极寻求信贷扩张，在此过程中，更多的信贷资源流向不确定性更强的制造业企业贷款势必会加大金融科技的“风险承担效应”。同样地，由第（5）、（6）列结果可以看出，中小银行的交乘项系数明显大于大型银行，这说明与大型银行相比，制造业贷款占比提升对金融科技与银行主动风险承担之间正向关系的强化作用在中小银行中表现得更加明显。其原因可能是，大型银行通常具有更强的市场势力，在金融科技的赋能效应下，这些银行更容易利用其规模优势、技术优势和成本优势吸引制造业企业客户群体中优质的头部客户。相反，中小银行由于市场势力较弱，其在客户争夺中处于劣势，从而更多地只能服务于那些难以在大型银行获取贷款的次优客户，这就导致制造业贷款占比的提升会更加显著地增加它们在金融科技应用过程中的风险承担行为^[20]。

四、研究结论与政策建议

本文通过构建金融科技约束下的银行存贷款收益模型，创新性地将银行风险承担区分为主动风险承担和被动风险承担，从理论层面厘清了金融科技对银行主动风险承担的影响机理。在此基础上，基于 2009-2022 年 114 家中国商业银行的面板数据，实证检验了银行金融科技应用对主动风险承担行为的影响以及银行信贷供给在其中的作用机制。研究结果表明，第一，银行金融科技发展水平的提高将刺激银行主动承担更多风险，提高商业银行主动风险承担水平，该结论经一系列内生性处理和稳健性检验后依然成立；第二，通过分析金融科技、银行信贷供给与主动风险承担三者之间的关系发现，银行信贷规模扩张、银行信贷结构调整（制造业贷款占比提升）均会强化金融科技与银行主动风险承担之间的正向关系，加剧银行金融科技的“风险承担效应”；第三，与大型银行相比，银行信贷规模扩张和信贷结构调整对金融科技与银行主动风险承担之间正向关系的强化作用在中小银行中表现得更加明显。

基于上述研究结论，本文提出以下政策建议：第一，商业银行应该积极借助金融科技的应用推动银行数字化转型，扩大银行信贷规模、优化银行信贷结构，充分发挥银行信用中介和信用创造功能。在发展金融科技的过程中，商业银行要额外重视金融科技的“风险管理效应”，通过对风险管控水平的优化升级来提高银行服务实体经济的能力。由于金融科技应用带来的影响在不同类型银行间存在异质性，银行应根据自身属性对金融科技进行差异化布局。对于中小银行而言，应尤其注重金融科技应用过程中的信贷资产风险管理，避免资产质量恶化；其次，监管部门应该高度重视金融科技应用过程中商业银行风险承担意愿的变化，防范银行过度承担风险。值得注意的是，对于中小银行而言，金融科技带来的信贷行为变化会加剧金融科技的“风险承担效应”。监管部门应高度重视中小银行金融科技转型过程中风险承担行为的变化，积极引导中小银行优化信贷行为决策机制，从而充分发挥金融科技的风险管理赋能和实体经济赋能效应，实现“促发展”与“防风险”的动态平衡；最后，政府和相关监管机构应当加强与科技公司的合作，制定基于人工智能和大数据分析的监管政策，以更加精准地监测和识别潜在风险。监管科技的应用可帮助监管机构更加高效地进行监管工作，政府应鼓励并投资于监管科技的研发和应用，采用人工智能、区块链等技术手段，建立先进的监管系统，提升监管的精准性和实时性。同时，金融科技转型不仅仅涉及到银行业本身，还需要跨部门的协作。监管机构应促进金融、科技、通信等多部门之间的紧密合作，共同应对银行金融科技战略转型过程中可能出现的综合性风险。

【参考文献】

- [1] Altunbas Y, Marques-Ibanez D, van Leuvensteijn M, et al. Market power and bank systemic risk: Role of securitization and bank capital[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2022,138:106451.
- [2] 李双建, 田国强. 地方政府债务扩张与银行风险承担: 理论模拟与经验证据[J]. *经济研究*, 2022,57(05):34-50.
- [3] 马勇, 姚驰. 双支柱下的货币政策与宏观审慎政策效应——基于银行风险承担的视角[J]. *管理世界*, 2021,37(06):51-69.
- [4] 方意. 货币政策与房地产价格冲击下的银行风险承担分析[J]. *世界经济*, 2015,38(07):73-98.
- [5] 张嘉明. 货币政策、银行风险承担异质性与影子银行[J]. *经济研究*, 2022,57(05):51-69.
- [6] 李华民, 吴非. 银行规模、贷款技术与小企业融资[J]. *财贸经济*, 2019,40(09):84-101.
- [7] Sheng T. The effect of fintech on banks' credit provision to SMEs: Evidence from China[J]. *Finance Research Letters*, 2021,39:101558.
- [8] 徐晓萍, 李弘基, 戈盈凡. 金融科技应用能够促进银行信贷结构调整吗? ——基于银行对外合作的准自然实验研究[J]. *财经研究*, 2021,47(06):92-107.
- [9] Kowalewski O, Pisany P. Banks' consumer lending reaction to fintech and bigtech credit emergence in the context of soft versus hard credit information processing[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2022,81:102116.
- [10] 宋科, 李振, 杨家文. 金融科技与银行行为——基于流动性创造视角[J]. *金融研究*, 2023(02):60-77.
- [11] Wu X, Jin T, Yang K, et al. The impact of bank FinTech on commercial banks' risk-taking in China[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2023,90:102944.
- [12] 郭品, 沈悦. 互联网金融、存款竞争与银行风险承担[J]. *金融研究*, 2019(08):58-76.
- [13] 任兆璋, 杨绍基. 商业银行信贷违约风险测度的 SBP 模型研究[J]. *金融研究*, 2006(11):127-134.
- [14] 高昊宇, 方锦程, 李梦. 金融科技的风险管理赋能: 基于中国银行业的经验研究[J]. *系统工程理论与实践*, 2022,42(12):3201-3215.
- [15] Fang Y, Wang Q, Wang F, et al. Bank fintech, liquidity creation, and risk-taking: Evidence from China[J]. *Economic Modelling*, 2023,127:106445.
- [16] 邓伟, 宋清华, 杨名. 经济政策不确定性与商业银行资产避险[J]. *经济学(季刊)*, 2022,22(01):217-236.
- [17] Chen K, Ren J, Zha T. The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China[J]. *American Economic Review*, 2018,108(12):3891-3936.
- [18] Cheng M, Qu Y. Does bank FinTech reduce credit risk? Evidence from China[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2020,63(C):S927538X-S19307607X.
- [19] 张骏, 郭娜, 刘彦迪. 金融科技对银行风险的影响研究——基于流动性创造与经营效率的分析[J]. *南开经济研究*, 2023,(11):90-109.
- [20] Zhao J, Li X, Yu C, et al. Riding the FinTech innovation wave: FinTech, patents and bank performance[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2022,122:102552.
- [21] 王俊豪, 王慧, 龙怀钢. 资本监管、银行规模与小微信贷激励[J]. *经济学家*, 2022,(08):86-96.
- [22] 范小云, 廉永辉. 资本充足率缺口下的银行资本和风险资产调整研究[J]. *世界经济*, 2016,39(04):145-169.
- [23] 梁方, 赵璞, 黄卓. 金融科技、宏观经济不确定性与商业银行主动风险承担[J]. *经济学(季刊)*, 2022,22(06):1869-1890.
- [24] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. *经济研究*, 2019,54(08):71-86.
- [25] 谢绚丽, 王诗丹. 中国商业银行数字化转型: 测度、进程及影响[J]. *经济学(季刊)*, 2022,22(06):1937-1956.
- [26] 余明桂, 马林, 王空. 商业银行数字化转型与劳动力需求: 创造还是破坏? [J]. *管理世界*, 2022,38(10):212-230.
- [27] 项后军, 周雄. 流动性囤积视角下的影子银行及其监管[J]. *经济研究*, 2022,57(03):100-117.

Fintech Adoption and Banks' Active Risk-Taking Behaviour

-- A theoretical and empirical study based on bank credit supply

Abstract: By constructing a bank deposit and loan return model under the constraints of fintech, this paper innovatively distinguishes bank risk-taking into active risk-taking and passive risk-taking, and analyses the mechanism of fintech's impact on banks' active risk-taking at the theoretical level. Further, based on the panel data of 114 Chinese commercial banks from 2009-2022, the impact of banks' fintech applications on active risk-taking behaviours and the role of bank credit supply in it are empirically examined. The study finds that the application of Fintech will stimulate banks to actively take more risks and improve the level of active risk-taking of commercial banks; the expansion of bank credit scale and the adjustment of bank credit structure will strengthen the positive relationship between Fintech and banks' active risk-taking, i.e., aggravate the "risk-taking effect" of banks' Fintech, and this effect is more obvious in small and medium-sized banks. The findings of the study can expand the academic community's new understanding of the economic consequences of bank fintech, and also provide a new perspective for China's commercial banks to optimise the allocation of credit resources and regulators to prevent financial risks.

Key words: Fintech; Active Risk-taking; Bank Credit Supply; Credit Scale; Credit Structure

央行数字货币还是现金

——基于隐私需求视角的分析¹

贾鹏飞²

【摘要】我国数字人民币定位于现金类支付凭证（M0），强调与传统现金之间的替代和互补关系。深入研究央行数字货币与现金的关系具有重要的现实意义。本文通过构建世代交叠模型研究央行数字货币和现金的选择问题。央行数字货币“基于账户”的特点反映了其不具备完全的匿名性，在经济个体需要隐私的环境中，持有央行数字货币将产生隐私成本。然而，央行数字货币“电子货币”的特点使其可以获得大于零的利息。因此，经济个体将在央行数字货币和现金间权衡。基于经济个体的不同选择，本文刻画了央行数字和现金共存的经济环境。本文进一步分析货币政策冲击、偏好冲击以及隐私成本冲击对央行数字货币和现金的动态影响。在模型中，外部冲击将从集约边际和广延边际两个维度来影响央行数字货币和现金的需求。本文发现，央行数字货币利率的增加将导致央行数字货币总需求增加，现金总需求减小。偏好变量的增加将使得央行数字货币总需求增加，但其对现金总需求的影响难以确定。隐私成本的增加将导致央行数字货币总需求减小，现金总需求增加。本文的研究为中央银行有效处理央行数字货币与现金的关系提供了政策建议。

【关键词】央行数字货币 现金 个人隐私 世代交叠模型

引言

近年来，伴随着数字经济和私人加密货币的发展，央行数字货币（Central Bank Digital Currencies, CBDC）备受关注。作为中央银行领域的重大历史创新，央行数字货币的发行与使用将对宏观经济、支付体系以及金融系统产生深远影响。根据国际清算银行的调查报告，全球绝大多数中央银行正在积极研究央行数字货币的运行模式、功能及其可能产生的经济影响。发行央行数字货币的主要动机包括：提升支付效率 and 安全性、增加金融普惠、促进货币政策实施，以及提高金融稳定（Boar 和 Wehrli, 2021）。中国在央行数字货币的研发与应用方面走在国际前列（Auer 等, 2020）。中国人民银行高度关注数字货币发展，并积极开展央行数字货币的研究工作（中国人民银行数字人民币研发工作组, 2021）。2017 年，中国人民银行组织相关商业银行和金融机构开展名为（Digital Currency/Electronic Payment, DC/EP）的数字人民币（e-CNY）研发工作。2020 年以来，数字人民币陆续在深圳、苏州、“雄安新区”、成都以及冬奥会进行试点测试。数字人民币试点场景覆盖生活缴费、餐饮服务、交通出行、购物消费、政务服务等领域。央行数字货币正从理论走向现实。

根据现有文献，本文将央行数字货币定义为“中央银行发行的（central bank issued）、公众普遍持有的（publicly accessible）、基于账户（account based）的电子货币（electronic money）”。换句话说，央行数字货币同时具备四个特性：（1）中央银行发行；（2）公众普遍持有；（3）基于账户；（4）电子货币。同时具备这四大特性使得央行数字货币不同于现有货币，如现金、银行存款、准备金。现有文献较多地讨论和比较了央行数字货币和银行存款。例如，Keister 和 Sanches（2023）发现，央行数字货币的引入可以迫使商业银行增加存款利率，商业银行也因此吸收更多存款。然而，在完全竞争的金融体系下，商业银行也将增加贷款利率，这会减少投资并不利于产出，导致金融脱媒。³相反，贾鹏飞（2024）发现，如果商业银行具有

¹ 原载于《财贸经济》2024 年第 5 期

² 贾鹏飞，南京大学商学院副教授

³ 王鹏等（2022）发现，在央行数字货币替代现金的过程中，银行存款有可能同步被替代并导致金融脱媒。

垄断权力，商业银行可以在增加存款货币的同时减小贷款利率，进而增加贷款规模。此外，Brunnermeier 和 Niepelt（2019）发现，央行数字货币并不一定会影响金融体系，其影响在很大程度上取决于中央银行的货币政策。

值得一提的是，我国的数字人民币“定位于现金类支付凭证（M0）”，强调数字人民币与传统现金的替代与互补关系（范一飞，2016；中国人民银行数字人民币研发工作组，2021）。为降低央行数字货币可能引发的金融脱媒和银行挤兑风险，我国的数字人民币坚持 M0 的定位，以降低与存款货币的竞争（中国人民银行数字人民币研发工作组，2021）。在此设计特征下，央行数字货币对存款货币和金融系统的影响可能较小。深入比较央行数字货币与传统现金则更具有现实意义和政策价值，研究央行数字货币和现金的选择问题是本文最为核心的研究问题。

然而，现有文献却较少对比央行数字货币和现金。即便对此问题有所涉及，其结论也与现实较为不符。例如，Keister 和 Sanches（2023）对比了央行数字货币和现金。他们聚焦于央行数字货币的电子特性，即特性（4）：央行数字货币可获得大于零的利息收益，而现金的名义净收益率为零。这一设置将使得央行数字货币在收益率方面优于现金，经济个体也将选择持有央行数字货币，并不持有现金。也就是说，在 Keister 和 Sanches（2023）的模型中，央行数字货币的引入将使得消费者对现金的需求为零。此外，Williamson（2022）也刻画了央行数字货币的电子特性。在央行数字货币的收益率为正时，央行数字货币相较于现金将处于完全优势的地位，其引入也将完全替代现金。贾鹏飞（2023）研究了计息的央行数字货币，重点分析了央行数字货币替代现金的经济影响。与上述文献类似，本文基于央行数字货币的电子特性，研究计息的央行数字货币。⁴

现实中，央行数字货币和现金预计将在相当长的一段时间内共存（co-exist），现金也将继续发挥其作用。即使央行数字货币的引入会在一定程度上减少消费者对现金的需求，现金的需求也不会为零。对央行数字货币和现金共存现象的刻画更加贴近现实。然而，如何构建严格的宏观经济模型以刻画央行数字货币与现金的共存？这是本文的一个主要研究问题。

特别地，不同于现有文献，我们需要刻画现金相较于央行数字货币可能存在哪些优势。本文以隐私需求为切入点，刻画经济个体在央行数字货币与现金间的取舍（trade-off）。这主要基于两方面的原因。一方面，可以保护用户的个人隐私是现金的重要优势，也是央行数字货币所不具备的特性。因此，这可作为二者对比和选择的重要方面。另一方面，现有研究表明，个人隐私本身可对经济活动产生重要影响（Kahn 等，2005；Choi 等，2019；Garratt 和 van Oordt，2021）。比如，Garratt 和 van Oordt（2021）认为现金的使用过少，由此引发的隐私缺失可减小社会福利和经济产出。近年来，随着电子支付的发展，我国现金使用率呈下降趋势。⁵由现金支付下降所可能引发的个人隐私问题值得关注。在本文模型中，持有央行数字货币可获得大于零的利息，这优于现金；但在保护隐私方面，央行数字货币的使用将产生隐私成本，这劣于现金。在异质性的（heterogenous）经济环境中，部分个体将选择使用央行数字货币，部分个体将选择使用现金。本文因此刻画了央行数字货币和现金共存的经济环境。

本文通过构建世代交叠模型（overlapping generation model）研究央行数字货币与现金的选择问题。为深入理解二者的对比，本文研究货币政策冲击、偏好冲击以及隐私成本冲击对央行数字货币和现金的动态影响，这是本文的另一个主要研究问题。在模型中，经济个体具有异质性的劳动禀赋。基本的经济问题为经济个体在年轻时期的消费和储蓄选择。在本文模型中，他们有两种储蓄方式：央行数字货币和现金。⁶由

⁴ 注意到，现阶段我国数字人民币试点尚未对央行数字货币支付利息。然而，从现实操作层面看，各国中央银行对 CBDC 的试点或发行普遍采取“先支付工具、后政策工具”的渐进路径：第一阶段考虑不计息的 CBDC 并强调 CBDC 的支付功能，第二阶段考虑计息的 CBDC 并强调 CBDC 的政策工具功能（姚前，2018）。因此，研究计息和不计息的央行数字货币均具有一定的现实意义和政策价值。

⁵ 据 2019 年中国人民银行开展的中国支付日记账调查显示，现金交易笔数和金额仅为 23%和 16%（中国人民银行数字人民币研发工作组，2021）。M0（流通中的现金）2010-2013 年年均增长率是 13%，2014-2018 年年均增长率则只有 4.6%（王信，2020）。

⁶ 现实中，经济个体还具有其他的储蓄和支付方式，如银行存款。然而，如前文所述，我国的数字人民币坚持 M0 的定位，以降低与存款货币的竞争。在此设计特征下，央行数字货币对存款货币和金融体系的影响可能较小，本文因此不考虑央行数

于央行数字货币的使用产生隐私成本,但却有较高的金融收益,经济个体在储蓄时将对央行数字货币和现金进行权衡。本文发现,劳动禀赋低的经济个体将选择使用现金,劳动禀赋高的个体将选择使用央行数字货币,这里存在一个劳动禀赋的阈值。

在本文模型中,各类外部冲击将从集约边际(intensive margin)和广延边际(extensive margin)两个维度来影响央行数字货币和现金的需求。在货币政策冲击下,假设中央银行增加央行数字货币的利率,这将增加经济个体对央行数字货币的需求(集约边际)。在模型中,经济个体对央行数字货币需求的增加也将增加央行数字货币的平均收益率,这将使得更多的经济个体需求央行数字货币(广延边际)。因此,在此冲击下,央行数字货币的实际总需求将增加。对于现金,央行数字货币利率的增加将不影响经济个体对现金的需求。然而,由于更少的经济个体选择现金,现金的实际总需求会下降。

在偏好冲击下,假设偏好因子增加,这将使得经济个体选择增加未来的消费并增加储蓄。储蓄的增加将使得经济个体需求更多的央行数字货币以及现金(集约边际)。在广延边际方面,经济个体对央行数字货币需求的增加将提高央行数字货币的平均收益,并使得更多的经济个体选择央行数字货币,更少的经济个体选择现金。因此,偏好因子的增加将增加央行数字货币的总需求。对于现金,偏好冲击的影响在集约边际方面增加了经济个体对现金的需求,但在广延边际方面,更少的经济个体将选择持有现金。因此,该冲击对现金总需求的影响并不确定。在隐私成本冲击下,假设隐私成本增加,这将直接减少央行数字货币的平均收益,并使得更多的经济个体选择持有现金,更少的经济个体选择持有央行数字货币(广延边际)。在集约边际方面,隐私成本的变化并不影响经济个体对央行数字货币和现金的需求。因此,在此冲击下,央行数字货币的实际总需求下降,现金的实际总需求上升。

本文的研究意义与价值可总结于以下几点。第一,本文深入比较央行数字货币与现金,更具有现实价值。对此课题研究的难点在于深入理解和刻画央行数字货币和现金的取舍。特别地,经济学者需要回答现金相较于央行数字货币的优势在哪里。相较于现有文献,本文模型不仅关注央行数字货币的“电子货币”特性,还刻画其“基于账户”的特性。本文以个人隐私和匿名性为切入点,刻画了经济个体在选择央行数字货币和现金时的理性抉择,从而更加现实地刻画了二者共存的经济环境。

第二,本文在研究方法上不同于现有研究。本文构建了包含央行数字货币和现金的世代交叠理论模型,这不同于现有文献中使用的新货币主义模型和DSGE模型。⁷世代交叠模型将更容易刻画央行数字货币相较于现金的优势和劣势,也可以更为清晰地呈现模型的动态机制。此外,世代交叠模型具有异质性,该模型框架有利于分析央行数字货币对各类经济主体产生的异质性影响。为深入理解央行数字货币与现金的对比,本文还研究了货币政策冲击和偏好冲击对央行数字货币和现金的动态影响。对两类外部冲击的研究是宏观经济分析的标准范式。然而,现有文献鲜有研究两类冲击的经济影响。本文模型还从集约边际和广延边际两个维度刻画外部冲击对央行数字货币和现金的影响,这也不同于现有文献的研究。

第三,本文关注了个人隐私的作用并且研究了隐私成本变化对央行数字货币和现金的影响。在央行数字货币的讨论中,用户的隐私是必然涉及的问题。现有相关文献鲜有关注消费者的个人隐私,其中一个例外为Williamson(2022)。Williamson(2022)通过引入隐私冲击的方式刻画个人隐私,他假设部分消费者有隐私需求,他们将选择现金;部分消费者没有隐私需求,他们将选择央行数字货币。不同于Williamson(2022),本文假设所有消费者均需求个人隐私,并假设央行数字货币的使用产生隐私成本,这类似于Davoodalhosseini(2022)。这一设置不仅体现了央行数字货币非完全匿名的特性,也帮助刻画了央行数字货币和现金共存的经济环境。此外,本文研究了隐私成本冲击对央行数字货币与现金的经济影响。

数字货币对存款货币的影响。

⁷ 现有文献中,使用新货币主义模型研究CBDC的文章包括: Davoodalhosseini(2022)、Williamson(2022)、Chiu等(2023)、贾鹏飞(2023)、Keister和Sanches(2023)、贾鹏飞(2024);使用DSGE模型研究CBDC的文章包括:谢星等(2020)、Barrdear和Kumhof(2022)、Ferrari等(2022)。

一、理论模型

本节通过构建世代交叠模型研究央行数字货币与现金的选择问题。如前文所述，央行数字货币同时具有四个特性。现有文献主要聚焦于央行数字货币的电子特性，即特性（4），并假设央行数字货币可以获得大于零的利息收益。⁸在此设定下，央行数字货币的引入将完全替代现金。本文模型的一大贡献在于同时刻画央行数字货币的特性（3）和特性（4）。特别地，由于央行数字货币具有基于账户的特点，即特性（3），央行数字货币不具有完全的匿名性（Williamson, 2022）。本文假设，经济个体需求个人隐私，如果消费者使用现金支付，其隐私可被保护；如果消费者使用央行数字货币支付，这将产生一个隐私成本（Davoodalhosseini, 2022; Williamson, 2022）。从隐私保护的角度讲，现金优于央行数字货币。然而，央行数字货币的电子特性使其可获得大于零的收益，从收益率的角度讲，央行数字货币优于现金。在异质的经济环境中，经济个体将权衡央行数字货币和现金，部分经济个体将选择使用央行数字货币，部分经济个体将选择使用现金。在此，我们刻画了央行数字货币和现金共存的经济环境。此外，为深入对比央行数字货币和现金的动态变化，本文考虑了货币政策冲击、偏好冲击以及隐私成本冲击的影响。

（一）经济模型

1. 经济环境

在此我们考虑世代交叠的经济模型，时间表示为 $t = 0, 1, 2, \dots, \infty$ 。经济环境是由经济个体构成的连续统（continuum）。此外，还存在一个中央银行（或称为政府），中央银行发行现金和央行数字货币（CBDC）。

在 $t \geq 1$ 时，每个经济个体存活两期：第一期（年轻期，the young）和第二期（年老期，the old）。在 $t = 0$ 时，存在最初的年老个体（the initial old），他们仅存活一期。注意到，每一期 t 均存在两类经济个体：处于年轻期的个体以及处于年老期的个体，即该经济环境为世代交叠。此外，假设人口数量恒定不变。

在每一期 t ，经济个体具有相同的效用函数：

$$U(c_{1t}, c_{2t}) = u(c_{1t}) + \beta_t E_t c_{2t}$$

其中， c_{1t} 表示经济个体年轻时的消费， c_{2t} 表示经济个体年老时的消费， E_t 为预期符号。 β_t 为偏好变量，在此假设此变量为独立同分布。假设 $u(\cdot)$ 具有标准的效用函数特征： $u' > 0$ ， $u'' < 0$ ， $u'(0) = \infty$ ， $u'(\infty) = 0$ 。为简化分析，我们采用拟线性的（quasi-linear）偏好设置，即假设经济个体第二期的效用函数为线性。

为更好地刻画央行数字货币和现金共存的状态，本文假设经济个体具有异质性（heterogeneity）：年轻的经济个体 i 具有异质性的劳动禀赋 y_i 。注意到，年老的经济个体并不具有劳动禀赋，也不从事工作。因此，年轻的经济个体将自然地成为经济体中的储蓄者。在本文模型中，经济个体可以通过现金或央行数字货币两种方式进行储蓄。注意到，现实中，经济个体还具有其他的储蓄方式，如银行存款。然而，如前文所述，我国的数字人民币坚持 M0 的定位，以降低与存款货币的竞争（中国人民银行数字人民币研发工作组，2021）。在我国数字人民币的设计特征下，央行数字货币对存款货币的影响可能较小，本文因此不考虑央行数字货币对存款货币的影响，并重点刻画央行数字货币与现金的替代和互补关系。

假设一单位劳动可生产一单位的消费品或产出，不同劳动禀赋的个体则将具有不同数量的消费品。此

⁸ 基于央行数字货币的电子特性，央行数字货币从技术上也可具有负的收益率（Jia, 2020）。本文仅考虑央行数字货币收益率为正的情况。

外, 假设劳动禀赋 y_t 服从均匀分布, 其密度函数方程 $\theta(\cdot)$ 满足:

$$\theta(y_t) = \begin{cases} 1, & 0 \leq y_t \leq \bar{y} \\ 0, & \text{others} \end{cases}$$

其中 $\bar{y}$ 为正数。

2. 中央银行

在本文模型中, 中央银行发行现金 M_t^s 和央行数字货币 D_t^s , 并向经济个体征税 T_t 。注意到, 央行数字货币和现金的本质均为中央银行的负债。然而, 不同于现金, 央行数字货币的电子特性使得其可获得利息收益 $R_t > 1$ 。在此, 我们假设央行数字货币的收益率 R_t 为外生给定的变量, 该变量为独立同分布。我们将在后文分析收益率变化所导致的对央行数字货币和现金持有的变化。参考 Andolfatto (2021), 为简化分析而不失一般性, 我们假设现金和央行数字货币的名义供给量不变, 即 $M_t^s = \bar{M}$, $D_t^s = \bar{D}$ 。在此, 我们重点研究的是央行数字货币和现金的实际持有量, 而非名义持有量。在此设置下, 通货膨胀率为零, 然而物价水平 P_t 为内生决定。中央银行的预算约束可表示为:

$$T_t = (R_t - 1)D_t^s$$

此外, 遵循现有文献, 我们假设税收负担仅作用于年老的经济个体 (Andolfatto, 2021)。

3. 交易媒介

本文模型中存在央行数字货币和现金, 两类货币均可充当交易媒介。该模型的基本问题为年轻的经济个体如何选择消费和储蓄。他们有两类储蓄方式: 现金和央行数字货币。交易发生在年轻的经济个体和年老的经济个体之间。例如, 年轻的经济个体 (出生于 t 期) 将部分消费品出售于年老的消费者 (出生于 $t-1$ 期), 并获得现金, 进行储蓄; 待他们在下一期 (即 $t+1$ 期) 变为年老的消费者, 他们再用手持有的现金向年轻的经济个体 (出生于 $t+1$ 期) 购买消费品。注意到, 现金和央行数字货币在世代间传递。虽然二者的名义数量恒定, 但是由于物价水平内生决定, 现金和央行数字货币的实际数量 (以消费品衡量) 将随着经济环境的变化而改变。

经济个体也可以使用央行数字货币进行储蓄。相较于现金, 央行数字货币存在利息收益 R_t 。然而, 央行数字货币基于账户的特点使得其无法完全保护用户的个人隐私, 即央行数字货币不具有匿名性。参照 Davoodalhosseini (2022)、Williamson (2022), 在消费者需求隐私的经济环境下, 我们假设央行数字货币的使用会产生一个固定的隐私成本, γ_t 。⁹ γ_t 以消费品来衡量, 其可理解为消费者由于个人隐私的缺失所导致的消费品数量的下降 (Williamson, 2022)。比如, 用户信息的泄露可能会被他人利用并针对于该用户, 最终导致该用户消费品数量的减少。此外, 假设 γ_t 为独立同分布。

⁹ 参照 Davoodalhosseini (2022), 为简化分析而不失一般性, 我们假设隐私成本 γ_t 为固定的。

（二）经济问题

年轻的经济个体面临的基本问题为消费和储蓄的选择。他们将选择央行数字货币或现金进行储蓄，并在二者间进行权衡。简单讲，相较于现金，央行数字货币具有较高的收益率，但央行数字货币的使用会产生隐私成本。注意到，由于隐私成本为固定的，持有央行数字货币的平均收益将随着货币持有量的增加而增加，下文将进行详细阐述。换句话说，当央行数字货币的持有量较大时，其平均收益大于现金，经济个体将持有央行数字货币；当央行数字货币的需求较小时，其平均收益小于现金，经济个体则将持有现金。¹⁰在本文模型中，由于经济个体具有异质性的劳动禀赋，其消费、储蓄以及货币需求也将不同。因此，劳动禀赋较高的经济个体的储蓄和货币需求较大，他们可能会内生地选择使用央行数字货币；劳动禀赋较低的经济个体的储蓄和货币需求较小，他们则会选择使用现金。¹¹

具体地，选择使用央行数字货币的经济个体面临以下问题：

$$\max_{d_t} [u(c_{1t}) + \beta_t E_t c_{2t}]$$

s.t.

$$y_t = d_t + c_{1t}$$

$$R_t d_t - \gamma_t - \tau_t = c_{2t}$$

其中， d_t 为实际的央行数字货币， τ_t 为实际的税收水平， $\tau_t = \frac{T_t}{p_t}$ 。当然， $y_t \in [0, \bar{y}]$ 。

求解以上问题可得央行数字货币的需求方程：

$$u'(y_t - d_t) = \beta_t R_t \quad (1)$$

上式的经济学含义为：消费的边际收益等于储蓄的边际收益。此外，注意到， $d_t = d_t(y_t, R_t, \beta_t)$ ，即央行数字货币的实际持有量将受到劳动禀赋、央行数字货币的收益率以及偏好变量的影响。

类似地，选择使用现金的经济个体面临以下问题：

$$\max_{m_t} [u(c_{1t}) + \beta_t E_t c_{2t}]$$

s.t.

$$y_t = m_t + c_{1t}$$

$$m_t - \tau_t = c_{2t}$$

其中， m_t 为实际的现金持有量。此外，现金的净收益率为零，但使用现金不产生隐私成本。

求解以上问题可得现金的需求方程：

$$u'(y_t - m_t) = \beta_t \quad (2)$$

¹⁰ 在模型中，由于通货膨胀率为零，现金的净收益率也为零。

¹¹ 注意到，现实中，不同劳动禀赋的经济个体或面临不同的隐私成本，进而可能选择不同数量的央行数字货币。然而，参照 Davoodalhosseini (2022)，为简化分析，本文考虑固定的隐私成本。此外，本文研究隐私成本冲击并假设隐私成本为外生变量，这使得隐私成本难以内生地取决于经济个体的相关变量（比如劳动禀赋或货币持有量）。

注意到, $m_t = m_t(y_t, \beta_t)$, 即现金的实际需求受到劳动禀赋和偏好变量的影响。

根据 (1) 和 (2), 由于 $u' > 0$, $u'' < 0$, 并且 $R_t > 1$, 我们得到: $d_t > m_t$, 即引理 1。

引理 1: 央行数字货币的实际持有量大于现金的实际持有量。

此外, 注意到, 央行数字货币的平均收益水平为 $(R_t d_t - \gamma_t) / d_t$, 或者表示为 $R_t - (\gamma_t / d_t)$ 。很显然, 央行数字货币的收益水平随着其实际持有量 d_t 的增加而增加, 即引理 2。¹² 这一结论将在下文的分析中多次使用。除此以外, 央行数字货币的利率 R_t 以及持有央行数字货币产生的隐私成本 γ_t 的变化 (比如考虑货币政策冲击或隐私成本冲击) 也将影响央行数字货币的平均收益。

引理 2: 央行数字货币的平均收益率是其实际持有量的增函数。

根据 (1) 和 (2), 我们还可以得到, 央行数字货币或者现金的实际持有量是劳动禀赋的增函数, 即引理 3。

引理 3: 央行数字货币和现金的持有量随着劳动禀赋的增加而增加。

此外, 结合引理 2 和引理 3, 我们容易得出, 在本文模型中, 当经济个体的劳动禀赋大于某个阈值 y_t^* 时, 其持有的央行数字货币的收益率大于现金, 经济个体选择持有央行数字货币; 当经济个体的劳动禀赋小于阈值 y_t^* 时, 其持有的央行数字货币的平均收益低于现金, 经济个体则选择持有现金, 即定理 1。

具体地, 阈值 y_t^* 将满足以下方程:

$$\begin{aligned} & u[y_t^* - d_t(y_t^*, R_t, \beta_t)] + \beta_t E_t[R_t d_t(y_t^*, R_t, \beta_t) - \gamma_t - \tau_t] \\ & = u[y_t^* - m_t(y_t^*, \beta_t)] + \beta_t E_t[m_t(y_t^*, \beta_t) - \tau_t] \end{aligned} \quad (3)$$

定理 1: 在本文模型中存在劳动禀赋的阈值 y_t^* : 当经济个体的劳动禀赋大于阈值 y_t^* 时, 经济个体将选择持有央行数字货币, 当经济个体的劳动禀赋小于阈值 y_t^* 时, 经济个体则选择持有现金。

注意到, 类似于 Andolfatto (2021), 我们刻画了央行数字货币和现金共存的经济环境: 低劳动禀赋的经济个体持有现金, 高劳动禀赋的经济个体持有央行数字货币。在本文模型中, 由于劳动禀赋与消费和收入相对应, 我们也可以将现金使用的情形理解为“小额交易”, 将央行数字货币使用的情形理解为“大额交易” (Davoodalhosseini, 2022)。

接下来, 我们可以定义央行数字货币的总需求 D_t 和现金的总需求 M_t :

$$D_t = \int_{y_t^*}^{\bar{y}} d_t(y_t, R_t, \beta_t) dy \quad (4)$$

¹² 注意到, 在本文模型中, 央行数字货币的收益率 R_t 和隐私成本 γ_t 为外生变量, 央行数字货币的实际需求量 d_t 为内生变量。

$$M_t = \int_0^{y_t^*} m_t(y_t, \beta_t) dy \quad (5)$$

最后，我们用货币市场的均衡条件来决定物价水平 P_t ：

$$(D_t + M_t)p_t = \bar{D} + \bar{M} \quad (6)$$

下面，我们来定义经济的均衡水平。模型的均衡表示为：给定外生变量 (R_t, β_t, γ_t) ， $(d_t, m_t, y_t^*, D_t, M_t, p_t)$ 满足 (1) - (6)。其中，本文重点关注的是经济个体对央行数字货币和现金的实际需求，即 d_t 和 m_t ，以及二者的总需求，即 D_t 和 M_t 。下文将分析货币政策冲击 R_t 、偏好冲击 β_t 以及隐私成本冲击 γ_t 下，央行数字货币和现金的需求将如何变动。为简化分析，我们将各类外部冲击刻画为一次性的、可预期的固定变化，并研究各类冲击对央行数字货币和现金的长期经济影响。

二、央行数字货币与现金的对比分析

基于上节构建的理论模型，本节将深入比较央行数字货币和现金。具体地，我们将考虑三类外部冲击（即货币政策冲击、偏好冲击、隐私成本冲击）对央行数字货币和现金实际持有量的动态影响。

（一）货币政策冲击

首先，我们考虑货币政策冲击对央行数字货币和现金的影响。在此，考虑中央银行增加央行数字货币的利率 R_t 。注意到，央行数字货币的发行使得中央银行具有新的货币政策工具，即央行数字货币的利率。根据方程 (1)，可得：

$$u'(y_t - d_t) = \beta_t R_t$$

我们得出，由于 $u' > 0$ ， $u'' < 0$ ，央行数字货币利率的增加将增加储蓄的收益以及储蓄，并使得经济个体持有更多的央行数字货币， d_t 将增加，即引理 4。我们可以将此类增加理解为来自集约边际（intensive margin）。

引理 4：央行数字货币利率的增加将使得经济个体持有更多的数字货币。

根据引理 2，央行数字货币 d_t 的增加意味着其平均收益的增加。此外，注意到，央行数字货币利率 R_t 的增加也将直接增加央行数字货币的平均收益率。结合方程 (3)，央行数字货币平均收益的增加将减小阈值 y_t^* 。也就是说，相对于现金，此时的央行数字货币更具吸引力，这将使得更多的经济个体去持有央行数字货币。我们将这类增加理解为来自广延边际（extensive margin），即定理 2。

定理 2：央行数字货币利率 R_t 的增加将减小阈值 y_t^* ，并使得更多的经济个体需求央行数字货币。

在本文模型中, 阈值 y_t^* 的变化将直接影响广延边际效用的大小。在此, 我们对以上引理提供证明。为简化分析, 我们省略时间 t 和预期符号 E 。我们考虑央行数字货币利率增加所带来的影响, 即 $R^2 > R^1$ 。我们以

$$W^d(y_1^*, R^1) \equiv u[y_1^* - d(y_1^*, R^1, \beta)] + \beta[R^1 d(y_1^*, R^1, \beta) - \gamma - \tau]$$

表示经济个体持有央行数字货币所获得的效用, 以

$$W^m(y_1^*) \equiv u[y_1^* - m(y_1^*, \beta)] + \beta[m(y_1^*, \beta) - \tau]$$

表示经济个体持有现金所获得的效用。根据方程 (3), 阈值 y_1^* 应满足,

$$W^d(y_1^*, R^1) = W^m(y_1^*)$$

令:

$$F(R) \equiv W^d(y_1^*, R) - W^m(y_1^*)$$

则有 $F(R^1) = 0$ 。

此外, $F(R)$ 对 R 求导可得:

$$\frac{\partial F(R)}{\partial R} = \frac{\partial W^d(y_1^*, R)}{\partial R} = u'(y_1^* - d(R)) \left(-\frac{\partial d(R)}{\partial R} \right) + \beta(d(R) + R \frac{\partial d(R)}{\partial R}) = \beta d(R) > 0$$

因此, 我们可以得出: 如果 $R^2 > R^1$, 则 $F(R^2) > F(R^1) = 0$ 。也就是说,

$$W^d(y_1^*, R^2) - W^m(y_1^*) > 0$$

在此, 我们已知 $R^2 > R^1$, 并比较 y_1^* 和 y_2^* 的大小。注意到, 根据定义, $W^d(y_2^*, R^2) = W^m(y_2^*)$ 。假设 $y_2^* = y_1^*$, 由于 $W^d(y_1^*, R^2) - W^m(y_1^*) > 0$, 这显然不能满足 $W^d(y_2^*, R^2) = W^m(y_2^*)$, 故排除。假设 $y_2^* > y_1^*$, 结合定理 1 的结论, 我们有 $W^d(y_2^*, R^1) > W^m(y_2^*)$, 即当禀赋大于 y_1^* 时, 经济个体将会选择持有央行数字货币。由于 $W^d(y_2^*, R^2) = W^m(y_2^*)$, 我们可以得出 $W^d(y_2^*, R^1) > W^d(y_2^*, R^2)$ 。然而, 根据 $\frac{\partial F(R)}{\partial R} > 0$, 这显然不能成立, 我们应有 $W^d(y_2^*, R^2) > W^d(y_2^*, R^1)$, 而非 $W^d(y_2^*, R^1) > W^d(y_2^*, R^2)$, 故排除 $y_2^* > y_1^*$ 。因此, 阈值需满足 $y_2^* < y_1^*$, 证毕。

此外, 注意到, 根据方程 (4), 央行数字货币的总需求为:

$$D_t = \int_{y_t^*}^{\bar{y}} d_t(y_t, R_t, \beta_t) dy$$

结合引理 4 和定理 2，我们可得，央行数字货币利率的增加将增加央行数字货币的实际总需求，即定理 3。在本文模型中，一方面，央行数字货币利率的增加使得现有经济个体持有更多的数字货币（集约边际）；另一方面，利率的增加以及央行数字货币持有量的增加也提高了数字货币的平均收益，这将导致更多的经济个体选择央行数字货币（广延边际）。

定理 3：央行数字货币利率的增加将从集约边际（intensive margin）和广延边际（extensive margin）两个方面增加央行数字货币的实际需求。

接下来，我们考虑货币政策冲击对现金的影响。根据方程（5），实际现金的总需求为：

$$M_t = \int_0^{y_t^*} m_t(y_t, \beta_t) dy$$

很显然，央行数字货币的利率 R_t 并不影响现金的实际需求 m_t 。现金的实际需求 m_t 只取决于劳动禀赋 y_t 和偏好 β_t ，即引理 5。

引理 5：央行数字货币利率的增加将并不影响经济个体的实际现金持有量。

然而，注意到，根据定理 2，央行数字货币利率的增加将减小阈值 y_t^* ，这意味着更少的经济个体将会持有现金。因此，从广延边际上看，央行数字货币利率的增加将减少现金的总需求，即定理 4。

定理 4：央行数字货币利率的增加从广延边际（extensive margin）方面减少现金的实际需求。

（二）偏好冲击

接下来，我们分析偏好冲击 β_t 对央行数字货币和现金的影响。在此，考虑 β_t 增加的经济影响。在本模型中，偏好 β_t 的增加意味着经济个体将需求更多年老时期的消费品，更少年轻时期的消费品。因此，在劳动禀赋 y_t 外生给定的情况下，经济个体的储蓄将增加。这意味着经济个体将持有更多的央行数字货币和现金。具体地，根据方程（1）和方程（2），可得：

$$u'(y_t - d_t) = \beta_t R_t$$

$$u'(y_t - m_t) = \beta_t$$

偏好 β_t 的增加将增加经济个体的央行数字货币的持有量以及现金的持有量，即引理 6。类似于上文分析，这类实际货币持有量的增加来自于集约边际。

引理 6：偏好变量 β_t 的增加将从集约边际方面增加经济个体对央行数字货币和现金的实际需求。

注意到，不同于货币政策冲击对现金的影响，偏好冲击将从集约边际方面直接影响经济个体对现金的实际需求。此外，类似于定理 2 的结论，由于经济个体对央行数字货币的需求增加，这将增加央行数字货币的收益率并促使更多的经济个体持有央行数字货币。这意味着阈值 y_t^* 的下降。因此，从广延边际角度看，更多的经济个体将持有央行数字货币；更少的经济个体将持有现金，这一结论与货币政策冲击相同，见定

理 5。

定理 5: 偏好变量 β_t 的增加将减小阈值 y_t^* , 使得更多的经济个体选择央行数字货币。

对定理 5 的证明类似于定理 2。在此考虑偏好变量增加所带来的影响, 即有 $\beta^2 > \beta^1$ 。根据方程 (3), 阈值 y_1^* 应满足,

$$W^d(y_1^*, \beta^1) = W^m(y_1^*)$$

类似于上文, 令:

$$F(\beta) \equiv W^d(y_1^*, \beta) - W^m(y_1^*)$$

则有 $F(\beta^1) = 0$ 。

$$\frac{\partial F(\beta)}{\partial \beta}$$

在此, 关键在于求出 $\frac{\partial F(\beta)}{\partial \beta}$, $F(\beta)$ 对 β 求导可得:

$$\begin{aligned} \frac{\partial F(\beta)}{\partial \beta} &= \frac{\partial W^d(y_1^*, \beta)}{\partial \beta} + \frac{\partial W^m(y_1^*, \beta)}{\partial \beta} = u'(y_1^* - d(\beta)) \left(-\frac{\partial d(\beta)}{\partial \beta} \right) + (Rd(\beta) - \gamma - \tau) + \beta R \frac{\partial d(\beta)}{\partial \beta} \\ &\quad - u'(y_1^* - m(\beta)) \left(-\frac{\partial m(R)}{\partial R} \right) - (m(\beta) - \tau) - \beta \frac{\partial m(R)}{\partial R} = Rd(\beta) - \gamma - m(\beta) \end{aligned}$$

由于在阈值时央行数字货币和现金的收益率相等: $R - \frac{\gamma}{d(\beta)} = 1$, 即 $Rd(\beta) - \gamma = d(\beta)$, 并且根据引

理 1 有 $d(\beta) > m(\beta)$, 因此, 我们可以得出 $\frac{\partial F(\beta)}{\partial \beta} > 0$ 。类似于定理 2, 在此我们可以采用排除法得出 $y_2^* < y_1^*$, 证毕。

此外, 结合上述分析, 我们容易得出偏好冲击对央行数字货币总需求的影响, 见定理 6。

定理 6: 偏好变量 β_t 的增加将从集约边际和广延边际两个方面增加经济个体对央行数字货币的总需求。

下面, 考虑偏好 β_t 对现金总需求的影响。偏好变量 β_t 的增加将从集约边际方面增加经济个体对现金的需求。然而, 从广延边际方面看, 偏好变量 β_t 的增加使得更少的经济个体选择现金。换句话说, 偏好 β_t 的增加使得经济个体持有更多的现金, 但减少了持有现金的经济个体的数量。其作用在集约边际和广延边际两个方面正好相反。因此, 我们并不能确定偏好冲击对现金总需求的影响, 见定理 7。

定理 7: 偏好变量 β_t 的增加将从集约边际方面增加经济个体对现金的需求。但从广延边际方面看, 偏好变量 β_t 的增加使得更少的经济个体选择持有现金。总体来讲, 偏好冲击对现金总需求的影响并不确定。

（三）隐私成本冲击

最后，我们分析隐私成本 γ_t 冲击对央行数字货币和现金的影响。在此，我们考虑隐私成本 γ_t 增加的情况。注意到，经济个体的货币需求方程（1）和（2）并不包含隐私成本。因此，在本模型中，隐私成本的变动并不直接影响经济个体对央行数字货币和现金的实际需求，即引理 7。也就是说，隐私成本的变化并不从集约边际方面影响经济个体的货币需求。

引理 7：隐私成本 γ_t 的增加将不影响经济个体对央行数字货币和现金的实际需求。

然而，我们注意到，央行数字货币的平均收益为：

$$R_t - (\gamma_t / d_t)$$

因此，即使在 d_t 不变的情况下， γ_t 的增加也会减小央行数字货币的平均收益。结合方程（3），央行数字货币收益的减少将减少其相对于现金的吸引力。因此，这将导致更多的经济个体选择持有现金，即导致阈值 y_t^* 的上升，见定理 8。

定理 8：隐私成本 γ_t 的增加将增加阈值 y_t^* ，并导致更多的经济个体选择持有现金，更少的经济个体选择持有央行数字货币。

对此引理的证明可参见定理 2。我们考虑隐私成本增加所产生的影响，即有 $\gamma^2 > \gamma^1$ 。根据方程（3），阈值 y_1^* 应满足，

$$W^d(y_1^*, \gamma^1) = W^m(y_1^*)$$

令：

$$F(\gamma) \equiv W^d(y_1^*, \gamma) - W^m(y_1^*)$$

我们有 $F(\gamma^1) = 0$ 。在此， $F(\gamma)$ 对 γ 求导可得： $\frac{\partial F(\gamma)}{\partial \gamma} = -\beta < 0$ 。同样地，采用排除法，我们容易

得出阈值 y_2^* 需满足 $y_2^* > y_1^*$ ，证毕。不同于定理 2 和定理 5 的结论，隐私成本的增加将增加阈值，并使得更多的经济个体选择持有现金。

此外，从广延边际看，阈值 y_t^* 的上升意味着更少的经济个体选择央行数字货币，更多的经济个体选择现金。这将减少央行数字货币的总需求并增加现金的总需求，即定理 9。

定理 9：隐私成本 γ_t 的增加将从广延边际方面减少对央行数字货币的总需求并增加对现金的总需求。

三、延伸讨论

为更好地理解本文主题，本文在此提供可供进一步研究的重要方向，这主要包括隐私成本的估算以及定量分析。如何估算央行数字货币的隐私成本是未来一个重要的研究方向。在本文模型中，隐私成本是经济个体权衡央行数字货币和现金的重要方面。当隐私成本较小时，更多的经济个体将会选择使用央行数字货币。根据本文定理，隐私成本的变化将直接影响阈值，进而从广延边际方面影响央行数字货币和现金的需求。然而，隐私成本如何估算？参考现有文献（Davoodalhosseini, 2022），我们可以将隐私成本与交易金额或消费数量相联系。比如，我们可以将隐私成本设定为固定比例的交易金额，交易金额越大，隐私成本越高。在此，我们需要使用央行数字货币的实际交易数据。未来该数据的可得性将有利于我们估算央行数字货币的隐私成本。

如何在本文的基础上进行定量分析是未来另一个重要的研究方向。本文的研究为定性分析，主要构建了央行数字货币和现金共存的模型并分析了该模型的动态作用机制。然而，在此基础上的定量分析将有利于我们更好地把握模型机制。比如，如定理7所示，偏好变量增加对现金总需求的影响并不确定。在此，需要我们对集约边际和广延边际两个方面的效用进行量化评估，进而得到偏好变量变化对现金总需求的定量影响。世代交叠模型可以清楚地阐释模型机制但不适合于定量分析。未来我们可以考虑使用新货币主义模型对此课题进行定量分析（Chiu 等，2023）。此外，与上文类似，我们的定量分析仍需使用央行数字货币的实际运行数据。

四、研究结论与政策启示

作为中央银行领域的重大创新，央行数字货币的发行与流通将对支付系统和宏观经济产生深远影响。本文通过构建世代交叠模型研究央行数字货币和现金的选择问题。本文模型刻画的基本问题为经济个体对消费和储蓄的选择。在模型中，经济个体具有两种储蓄方式：央行数字货币和现金。央行数字货币“基于账户”的特点反映其不具备完全的匿名性，在经济个体需求隐私的条件下，本文假设持有央行数字货币将产生隐私成本。然而，央行数字货币“电子货币”的特点使其可以获得大于零的利息收益。经济个体因此将在央行数字货币和现金间权衡。在异质性的环境中，部分经济个体将选择央行数字货币，部分将选择现金，本文也刻画了二者共存的经济环境。

本文进而分析货币政策冲击、偏好冲击以及隐私成本冲击对央行数字货币和现金的动态影响。在模型中，外部冲击将从集约边际和广延边际两个维度来影响央行数字货币和现金的需求。本文发现，央行数字货币利率的增加使得央行数字货币更具吸引力，这将增加经济个体对央行数字货币的总需求，减小对现金的总需求。偏好变量的增加使得经济个体增加储蓄，这将增加经济个体对央行数字货币的总需求，但其对现金总需求的影响难以确定。隐私成本的增加将增加现金的吸引力，这将减小央行数字货币的总需求，增加现金的总需求。

根据本文的研究结论，本文提出以下几点政策建议。第一，着力处理好央行数字货币与传统现金的替代与互补关系。第二，在央行数字货币的研发与应用进程中重点关注用户的个人隐私问题。第三，深入研究央行数字货币在货币政策领域的应用。第四，使用央行数字货币时应注意消费者的边际储蓄倾向。第五，关注用户对央行数字货币的需求以及使用央行数字货币的用户总量。

【参考文献】

- [1] 范一飞：《中国法定数字货币的理论依据和架构选择》，《中国金融》2016年第17期。
- [2] 贾鹏飞：《央行数字货币替代现金的经济影响》，《经济学家》2023年第9期。
- [3] 贾鹏飞：《央行数字货币与商业银行——兼论央行数字货币与金融脱媒风险》，《数量经济技术经济研究》2024年第3期。
- [4] 王鹏、边文龙、纪洋：《中国央行数字货币的微观需求与“金融脱媒”风险》，《经济学（季刊）》，2022年第11期。
- [5] 王信：《现金使用率与金融普惠》，《中国金融》，2020年第1期。
- [6] 谢星、张勇、封思贤：《法定数字货币的宏观经济效应研究》，《财贸经济》，2020年第10期。
- [7] 姚前：《共识规则下的货币演化逻辑与法定数字货币的人工智能发行》，《金融研究》2018年第9期。
- [8] 中国人民银行数字人民币研发工作组：《中国数字人民币的研发进展白皮书》2021年。
- [9] Andolfatto, D., Assessing the Impact of Central Bank Digital Currency on Private Banks. *Economic Journal*, vol.131, No.634, 2021, pp.525-540.
- [10] Auer, R., Cornelli, G., & Frost, J., Rise of the Central Bank Digital Currencies: Drivers, Approaches and Technologies. BIS Working Papers, No.880, 2020.
- [11] Barrdear, J., & Kumhof, M., The Macroeconomics of Central Bank Issued Digital Currencies. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol.142, No.104148, 2022.
- [12] Boar, C., & Wehrli, A., Ready, Steady, Go? – Results of the Third BIS Survey on Central Bank Digital Currency. BIS Papers, No.114, 2021.
- [13] Brunnermeier, M., & Niepelt, D., On the Equivalence of Private and Public Money. *Journal of Monetary Economics*, vol.106, 2019, pp.27-41.
- [14] Chiu, J., Davoodalhosseini, M., Jiang, J., & Zhu, Y., Bank Market Power and Central Bank Digital Currency: Theory and Quantitative Assessment. *Journal of Political Economy*, vol.131, No.5, 2023, pp.1213-1248.
- [15] Choi, J., Jeon, D., & Kim, B., Privacy and Personal Data Collection with Information Externalities, *Journal of Public Economics*, vol.173, 2019, pp.113-124.
- [16] Davoodalhosseini, M., Central Bank Digital Currency and Monetary Policy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol.142, No.104150, 2022.
- [17] Ferrari, M., Mehl, A., & Stracca, L., Central Bank Digital Currency in an Open Economy. *Journal of Monetary Economics*, vol.127, 2022, pp.54-68.
- [18] Garratt, R., & van Oordt, M., Privacy as a Public Good: A Case for Electronic Cash. *Journal of Political Economy*, vol.129, No.7, 2021, pp.2157-2180.
- [19] Jia, P., Negative Interest Rates on Central Bank Digital Currency. MPRA Paper No.103828, 2020.
- [20] Kahn, C., McAndrews, J., & Roberds, W., Money is Privacy, *International Economic Review*, vol.46, 2005, pp.377-399.
- [21] Keister, T., & Sanches, D., Should Central Banks Issue Digital Currency? *Review of Economic Studies*, vol.90, No.1, 2023, pp.404-431.
- [22] Williamson, S., Central Bank Digital Currency: Welfare and Policy Implications. *Journal of Political Economy*, vol.130, No.11, 2022, pp.2829-2861.

Central Bank Digital Currency or Cash: An Analysis Based on Privacy Concern

JIA Pengfei

Summary: As a major innovation in the history of central banking, CBDC will have great impact on payment system and the macroeconomy. In China, CBDC is mainly positioned as M0, and it can have significant substitution effects and complementary effects on cash. Comparing CBDC and cash thus has important policy implications. This paper studies CBDC and cash, through the lens of an overlapping generation model. In the model, we assume that agents demand privacy. Agents consume and save, and they have two saving vehicles: CBDC and cash. CBDC is not anonymous, and hence carrying CBDC incurs a privacy cost. However, CBDC has the potential of bearing an interest. Cash is anonymous, and using cash can protect agent's privacy. But the nominal yield for cash is zero. Agents then consider the trade-offs of using CBDC and cash. In the model, agents are heterogenous in terms of their endowment. We show that agents with low endowment choose to use CBDC, whereas agents with high endowment choose to use cash. Thus, in the model, we find that CBDC and cash can co-exist.

We then explore the effects of monetary policy shocks, preference shocks, and privacy cost shocks on the demand for CBDC and cash. In our paper, exogenous shocks affect CBDC and cash through both intensive and extensive margins. Our results show that, the increase in CBDC interest rate makes CBDC more attractive comparing to cash. This in turn leads to an increase in the demand for CBDC and a decrease in the demand for cash. In addition, as the preference shifter goes up, agents increase their savings. We show that in this case, aggregate demand for CBDC increases whereas the demand for cash is unclear. Finally, we study the case in which privacy cost increases. We find that as privacy cost goes up, the average return of CBDC falls. This makes agents demand more cash and less CBDC.

Our paper makes three contributions to the literature. First, this paper studies CBDC and cash. Existing literature often studies CBDC and bank deposits. However, as noted above, comparing CBDC and cash is more relevant in practice. The key is to explore the comparative advantages of using cash. From the perspective of privacy concern, this paper compares CBDC and cash. Second, this paper develops an overlapping generation model (OLG) in studying CBDC. Unlike most studies in the literature, OLG model provides a heterogeneous environment and thus can be used to study the effects of CBDC on different types of agents. In addition, this paper studies the impact of three exogenous shocks on CBDC and cash. Third, this paper provides an analysis on privacy. Existing studies have emphasized the role of privacy on economic activity. This paper studies privacy in a model where agents have privacy concerns and compare CBDC and cash.

Based on our results, this paper provides several policy suggestions. First, central banks should make more efforts to understand the relationship between CBDC and cash. Second, in designing and implementing CBDC, central banks should pay more attention to user's privacy concern. Third, central banks should keep exploring CBDC and monetary policy. Fourth, central banks should pay close attention to the number of users and user's demand for CBDC.

Keywords: Central Bank Digital Currency, Cash, Privacy, Overlapping Generation Model

数字金融、双环节协调与货币政策利率渠道的传导¹

卢 焱² 李 帅³ 战明华⁴

【摘要】 本文通过构建 CGE 模型，提出了数字金融影响货币政策利率渠道的“两大环节、三个机理”的新观点。其中，“两大环节”指的是传导要经历“短期利率-长期利率”和“长期利率-企业投资”两个环节，“三个机理”指的是传导动力源自数字金融改变了利率预期期限结构关系、企业投资对利率的敏感性、企业的信贷配给状况等三个机制。研究发现：一是数字金融通过“两大环节”强化了货币政策利率渠道的效果；二是数字金融显著促进了利率预期期限结构的成立，也显著减小了金融市场摩擦程度。进一步的分析表明，相对于传统金融，数字金融对利率渠道确实具有独立的效应，这意味着数字金融对降低金融市场摩擦具有独特功能，但这一效应对数字金融的不同指标维度显示出明显的异质性。本研究为实现“十四五”规划提出的健全货币政策利率传导机制的目标，为当前货币政策增量创新提供更大空间，提供了金融新技术和市场化制度改革须协调推进等政策建议。

【关键词】 数字金融 利率渠道 金融结构 金融摩擦

引言

当前，随着世界政经形势剧烈变化，经济不确定性冲击显著加剧，如何加快完善现代货币政策调控的利率传导机制，为货币政策增量创新提供更大空间以熨平各类冲击，成为一个紧迫的战略任务，也是实现党的二十大报告提出的“健全宏观经济治理体系”的关键环节。但是，由于存在金融市场分割和融资平台预算软约束等体制性障碍，构建“放的开、形的成、调的动”的货币政策利率调控体制仍面临很多挑战（易纲，2021）。面对这一困境，当前迅猛发展的数字金融或许为这一难题的破解提供了新的思路与机遇。这是因为许多研究认为，不同于传统的新凯恩斯主义理论，对于以快速结构变迁为典型特征的发展中国家，影响货币政策传导最重要的因素不是各种名义粘性，而是金融市场结构及由此引致的金融市场摩擦特征（Mishra et al., 2012; Agénor & Montiel, 2015）。近些年来在中国，数字金融的飞速发展对金融结构产生了颠覆性的冲击，导致了金融结构巨大变迁，全方位地改变了中国金融结构和金融摩擦特征（黄益平和黄卓，2018；谢平等，2015）。所以，能否在数字金融快速发展的背景之下构建畅通的货币政策利率传导机制，成为货币政策增量创新实现熨平冲击效果以及“十四五”规划重大战略目标能否得以有效实现的值得关注的重要问题。

将货币政策传导机制问题置于金融市场特定环境之中，是 2008 年金融危机之后货币政策研究的一个突出特征（Galí, 2015; Walsh, 2017）。大多数观点认为，数字金融是一种比传统金融更具优势的弱化金融摩擦的全新业态形式（黄益平和邱晗，2021；王勋等，2021；王鹏等，2020），但如下问题的存在使这一判断仍具有不确定性：一是数字金融利用大数据和市场关联性交易，似乎更有助于事前的逆向选择问题的解决；但传统金融利用事后专业监督技术，以及信息专有性资产优势，似乎在事后道德风险问题解决方面更具有相对优势；二是与传统金融的个性化服务相比，基于大数据获取潜在客户信息的数字金融，因风险评估误差可能造成的损失，未必能抵消所节约的信息发现成本；三是数字金融依赖市场关联交易发现信息，以解决潜在弱势客户抵押能力不足的信息生产形式，也未必比基于地缘和血缘社会资本的传统金融更具优势。据此，从“金融结构—金融摩擦—货币政策利率传导”的逻辑链条出发，上述矛盾

¹ 原载于《国际金融研究》2024 年第 5 期

² 卢焱，广东金融学院金融与投资学院讲师

³ 李帅，广东外语外贸大学金融学院讲师，华南财富管理中心研究基地研究员

⁴ 战明华，广东外语外贸大学金融学院教授，博士生导师，华南财富管理中心研究基地主任

的存在具有如下重要政策含义: 数字金融如何影响了利率预期期限结构等货币政策利率渠道的传导机制? 相对传统金融, 数字金融发展对于货币政策利率渠道效果的变化是否具有边际的贡献等。以上正是本文尝试解决的具体问题。

作为已有研究的拓展, 我们首先以 Ippolito et al.(2013)模型为基础, 创新性地构建了一个解释数字金融对利率渠道作用的 CGE 模型, 提出了数字金融影响货币政策利率渠道的“两大环节、三个机理”的观点。其中, “两大环节”指的是传导要经历“短期利率-长期利率”和“长期利率-企业投资”两个环节, “三个机理”指的是传导动力源自数字金融改变了利率预期期限结构关系、企业投资对利率的敏感性、企业的信贷配给状况等三个机制。接着, 首先采用条件脉冲响应 IVAR 技术, 利用宏观时序数据从总量上对数字金融影响利率渠道的效果进行了实证判断, 并揭示了数字金融对利率预期期限结构的影响。然后, 为了弥补 VAR 系统对机理识别不足的缺陷, 进一步基于利率期限结构模型和投资-现金流模型模型, 对数字金融影响利率渠道传导的两个环节作用机理进行了实证检验。最后, 我们利用金融发展变量的逻辑嵌套模型, 对数字金融和传统金融的功能差异进行了实证识别。

一、文献评述

(一) 关于货币政策利率渠道传导的相关研究

在一个不存在金融摩擦的经济中, 货币政策利率渠道在宏观经济理论中是核心传导机制, 尤其在凯恩斯主义、新凯恩斯主义和 DSGE 模型中, 利率渠道的传导过程均是通过调节名义利率来影响真实利率, 进而作用于总需求 (Fischer, 1977; Calvo, 1989; Richard et al., 2000; Christiano et al., 2005; Carlstrom et al., 2016)。然而, 2008 年全球金融危机暴露了金融市场的不完美性及其对宏观经济的重要影响, 促使学者探究金融市场摩擦如何影响经济波动。Gertler & Karadi (2011, 2015) 关注金融中介的资本不足问题, Christian et al. (2017) 研究了金融摩擦与借款人资本限制之间的关系, 而 Cúrdia & Woodford (2015) 则从金融中介服务成本出发, 探讨了中介融资边际成本的变化。Kaminska et al. (2021) 进一步分析了利率预期和货币政策不确定性对利率传导的影响。这些研究表明, 货币政策的效果与金融市场的不完备性和金融摩擦紧密相关。

早期研究普遍认为我国货币政策利率传导机制不畅, 以信贷渠道为主, 但随着利率市场化改革的加速, 研究开始关注货币政策利率渠道传导效率。钱雪松等 (2015) 发现货币政策显著影响企业借款利率, 但表现出体制内外的异质性。马骏和管涛 (2018) 通过弹性系数分析, 指出中国货币政策在债券市场的传导效率约为美国的 70%, 而信贷市场上的传导效率则更弱。宏观层面, 对影响因素的分析主要集中在央行监管和货币政策框架上 (杨源源等, 2020), 微观层面则关注企业产权结构和银行融资决策 (冯科和何理, 2011)。对于改善传导效率的相关研究建议主要聚焦在金融市场结构性不完美, 如影子银行、银行产权结构等方面 (许少强和颜永嘉, 2015; 孙国峰和段志明, 2016)。郭豫媚等 (2018) 指出, 尽管货币市场对贷款利率传导效率提升, 贷款基准利率依旧是主导因素, 而银行内部的“双轨制”利率定价是传导不畅的关键。陆军和黄嘉 (2021) 也强调, 完善贷款市场报价利率是提高利率市场化成效的关键。

(二) 关于数字金融与货币政策传导渠道的相关研究

近年来, 数字金融对货币政策传导效果的影响已成为研究焦点。谢平和刘海二 (2013) 指出, 数字金融通过降低交易成本, 改变了公众的货币需求, 并由此对货币政策工具的效果产生影响。尹志超等 (2019) 认为交易成本变化是影响货币需求的关键因素。在价格型货币政策传导方面, 刘澜飏等 (2016) 发现数字金融增强了银行存贷款规模和利率对银行同业市场的敏感度, 提高了价格型货币政策的有效性。纪洋等 (2016), 方兴和郭子睿 (2017) 的研究表明, 数字金融能够加速货币流通速度, 改善价格型货币政策传导效果, 但总体影响不确定。

已有研究也探讨了数字金融对货币政策信贷渠道的影响。张庆君等 (2022) 提出对于数量型货币政

策，银行数字化弱化了货币政策信贷渠道和利率渠道，但对于价格型货币政策，银行数字化则弱化了货币政策信贷渠道的同时强化了利率渠道。战明华等（2018）认为数字金融通过降低金融市场摩擦来弱化货币政策银行信贷渠道。关于对利率渠道影响的文献相对有限，战明华等（2020）以及尹振涛等（2023）的工作是少数几项分析数字金融发展对利率渠道传导效果差异的研究。

与已有研究相比，本文的主要贡献如下：一是构建了一个包括利率期限结构传导和信贷市场双重不完备金融市场环境下，货币政策通过利率渠道影响最终产出的理论逻辑框架，拓展了金融市场不完备的新凯恩斯主义模型在中国的适用性；二是提出了一个同时包含 M2 增长率和同业拆借利率作为中介目标的货币政策规则，并提出和实证识别了利率期限结构传导，投资对利率敏感性和利率影响信贷配给等三个数字金融影响货币政策利率渠道传导的微观机制；三是采用条件 VAR 技术，测算了数字金融对利率渠道效果的总体影响；四是从功能性差异的视角实证考察了相对于传统金融，数字金融对利率渠道具备独立影响，抑或仅替代作用的问题。

二、理论框架与假说

本部分模型构建 Ippolito et al.(2013)的研究，基本思想是：首先，由于货币政策利率渠道传导过程是央行在货币市场上改变短期利率，通过利率期限结构关联机制，改变决定企业投资的长期利率，进而影响企业的投资，最终达到影响产出的最终目标。因此，货币政策利率渠道的传导链条可归结为“短期利率—长期利率—企业投资”。其次，因为“短期利率—长期利率”环节与利率预期期限结构机制是否成立有关，而“长期利率—企业投资”环节与信贷市场摩擦程度有关，因此利率渠道的效率提高需要两个环节的协调。最后，由于数字金融既会通过改变金融市场分割或人们的资产替代偏好而改变长期利率的风险升水，又会通过改变信贷市场摩擦而改变企业外部融资成本的风险溢价，因此数字金融会对货币政策利率渠道传导的两个环节都产生影响，从而影响政策传导效率。

（一）企业投资函数

假定企业预算约束下最优投资决策的跨期利润最大化函数如下：

$$\max_{I_t} \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t (a I_t^b Q_t^c Q_t^e - (d + e I_t^f)) \quad (1)$$

$$D_t + I_t + r_t L_t \leq OF_t + BF_t + \pi(I_t, Q_t) \quad (2)$$

这里 D_t 是更新资本折旧的支出， I_t 为当期新增投资， r_t 为利率， OF_t 是企业自有资金， BF_t 为企业贷款资金， Q_t 是托宾 Q 值。 a 、 b 、 c 决定了收入对投资和 Q 值的依赖关系， d 为固定成本， e 、 f 决定了成本随投资量增加的速率。由于企业利润跨期最大化要求企业在每期须满足边际成本与边际收益相等的条件，那么式（1）、（2）联立由欧拉方程求解最优一阶条件并在均衡投资点 I_0 泰勒展开，可得投资函数决定的近似线性表达式如下：

$$I_t \approx I_0 + \beta_1 (1 - r_t m + \beta_2 I_0^{b-1} Q_t^c - \beta_3 I_0^{f-1}), \beta_2 = ab, \beta_3 = ef, \\ \beta_1 = \frac{1}{ab(b-1)I_0^{b-1} Q_t^c - ef(f-1)I_0^{f-1}} \quad (3)$$

（二）利率期限结构环节的影响

基于 Chen et al.（2018）所提出的货币政策规则，假定央行通过调控 M2 改变货币市场短期利率（ r_t^m ），并通过长短期利率期限结构关系传导至直接影响企业投资的长期利率（ r_t ）。在这一过程中，数字金融的作用是通过减小金融市场的信息不对称和弱化金融市场的分割，而减小长期利率的风险溢价水平（ ε_t ），

即有 $\partial \varepsilon_t / \partial DF < 0$ 。类似 McCallum（2005），考虑两期利率有：

$$r_t = \frac{r_t^m + E_t r_t^m}{2} + \varepsilon_t(DF) \quad (4)$$

将式(4)代入式(3), 有:

$$I_t \approx I_0 + \beta_1(1 - m(r_t^m + E_t r_t^m)/2 + \varepsilon_t(DF)) + \beta_2 I_0^{b-1} Q_t^c - \beta_3 I_0^{f-1} \quad (5)$$

式(5)表明, 由于 $\frac{\partial I_t}{\partial DF} = \frac{\partial I_t}{\partial \varepsilon_t} * \frac{\partial \varepsilon_t}{\partial DF} = -m\beta_1 * \frac{\partial \varepsilon_t}{\partial DF} > 0$, 因而数字金融的发展促进了企业投资的增加。故我们有如下假说1:

假说1: 数字金融可以通过完善利率预期期限结构, 进而提高货币政策利率渠道的传导效率, 从而使得“短期利率—长期利率”这一传导环节更加完善, 最终提高了货币政策利率渠道的传导效果。

(三) 银企信贷市场环节的影响

我们引入如下新的假定: 第一, 企业自有资金不足以满足投资需求, 须向银行贷款; 第二, 银企之间的信贷市场存在摩擦, 银行对企业投资项目的了解与企业之间存在信息不对称问题, 银行向企业贷款存在风险(risk), 因此企业须向银行支付一个风险溢价(v); 第三, 银行向企业贷款需要满足激励相容约束, 即贷款利率(R)应等于无风险利率(r)和风险溢价(v)之和。据此, 考虑数字金融功能的银行激励相容约束条件为:

$$R = r + v(\text{risk}(DF)), v = v(\text{risk}(DF)) \quad (6)$$

其中, risk(DF)是项目风险, 它是数字金融变量 DF 的函数。根据假定并为了线性近似求解, 设定项目风险与 DF 成反比, 即 $\text{risk}(DF) = \theta/DF$, 这里 θ 是正的比例常数。将式(6)代入式(5), 可得信贷配给条件下的企业投资函数线性近似表达式如下:

$$I_t \approx I_0 + \frac{1 - m(\frac{R_t^m + E_t R_{t+1}^m}{2} - \frac{\gamma}{\text{risk}(DF)}) + abQ_t^{c-1} - efI_0^{f-1}}{ab(b-1)Q_t^{c-1} - ef(f-1)I_0^{f-1}} \quad (7)$$

这里 γ 代表风险溢价与 risk(DF)成反比的比例常数。式(6)和式(7)表明, 一方面, 随着 DF 的增大, 项目风险 risk 减小, 因此 $\gamma/\text{risk}(DF)$ 增大, 企业面临的银行信贷配给被弱化, 故投资 I_t 增大; 另一方面, 由于 DF 增加导致 v 减小, 因此企业投资利率对 r 的敏感度提高, 对 v 的敏感度降低, 由于无风险利率 r 可视作为政策利率的代理变量, 因此这意味着货币政策利率渠道的传导效果提高。故我们有如下的假说2:

假说2: 数字金融通过弱化信贷市场摩擦, 降低企业外部融资成本, 不仅提高了企业投资对政策利率的敏感性, 也降低企业面临的信贷配给问题, 从而完善了货币政策利率渠道“长期利率—企业投资”的信贷市场传导环节。

三、经验证据

(一) 实证设计

1. 数字金融对货币政策利率渠道总体影响效应的实证设计

考虑到数字金融发展所带来的是金融经济运行机制的结构突变, 因此我们借鉴 Towbin & Weber(2013)构建条件脉冲响应 IVAR 模型, 将 VAR 模型中的相关系数视作某些制度或结构变量的函数, 并识别当这些制度或结构变量变化时, 外部冲击在 VAR 系统中传播路径和效果的变化, 具体模型设定如下:

$$\text{基准模型: } A_0 Y_t = \gamma + \sum_{k=1}^l A_k Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\text{拓展模型: } A_0 Y_t = \gamma + \sum_{k=1}^l A_k Y_{t-k} + U_t \quad (9)$$

$$Y_t = (\Delta \ln GDP_t, \pi_t, IR_t, LR_t, \Delta \ln CREDIT_t, \Delta \ln INT_t, PIN_t)^T$$

其中, GDP 为产出; π 为通货膨胀率; CREDIT 为企业间接贷款总额, 用非金融机构长期贷款增加值表示; INT 为总投资, 以企业固定资产总投资的对数表示; PIN 为经济景气指数, 用宏观经济景气指数先行指数表示; IR 为短期政策利率, 用 7 天期银行间同业拆借利率表示; LR 为长期贷款利率, 采用 1 至 3 年期中长期贷款利率表示; ε 为具有经济含义的各种结构性随机冲击; DF 为数字金融发展水平, 用第三

方在线支付规模对数值表示。具体识别数字金融的路径是：第一，在没有数字金融的情况下基于基准SVAR模型做出IR和LR对产出的脉冲响应，并作出两者的脉冲响应之差；第二，添加数字金融DF以及相关交叉项再做脉冲响应，然后计算两者脉冲响应差值；最后，比较基准模型和拓展模型下脉冲响应差值的变化，即可大致反映数字金融对利率渠道的影响。

2. 数字金融对货币政策利率渠道“两环节”影响机理的实证设计

(1) 数字金融对利率期限结构环节影响机理的实证设计

考虑到长短期利率之间的无套利条件假定并不适用于中国的金融市场，以及我国货币政策规则函数与美欧等国的差异（王曦等，2017；Chen, et al. 2018），本文所关注的仅是短期利率与长期利率的关系，而忽略政策目标利率变动与短期利率之间的关系。据此，我们通过拓展 McCallum（2005）的研究，将数字金融对利率期限结构影响的检验模型设定如下：

$$(IR_{t+1} - IR_t) = c + \beta_1(LR_t - IR_t) + \beta_2 DF_t * (LR_t - IR_t) + \beta_3 DF_t + \delta^T Z_t^T + u_t \quad (10)$$

其中，LR表示长期政策利率；IR表示短期政策利率；DF表示数字金融； u 表示包含风险溢价冲击的随机扰动项； Z 表示其他需要控制的宏观层面经济变量，包括产出增长率（ y ）、通胀率（ π ）和货币供给量增长率（ gm ）。如果数字金融完善了利率预期期限结构，将有如下预期结果：交互项 $DF_t * (LR_t - IR_t)$ 的系数估计值 $\hat{\beta}_2$ 与 $(LR_t - IR_t)$ 的系数估计值 $\hat{\beta}_1$ 均显著为正，变量DF的系数 $\hat{\beta}_3$ 也显著为正。

(2) 数字金融对信贷市场质量环节影响机理的实证设计

根据理论，货币政策冲击通过利率对企业投资会产生两种效应：一是利率渠道的直接效应。货币政策冲击通过利率期限结构影响长期利率变化，从而通过新古典的利率成本渠道影响企业投资。二是利率渠道的间接效应。货币政策冲击引起的利率变化会改变企业资产价值的贴现值，从而改变企业的抵押能力，进而改变企业的外部资金获取能力与投资水平。据此，我们设定如下的计量模型来检验数字金融对信贷市场质量环节的影响：

$$\frac{I_{ipdt}}{K_{ipdt}} = c + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} \frac{I_{ipdt-j}}{K_{ipdt-j}} + \beta_2 LR_t + \beta_3 cash_{ipdt} + \beta_4 DF_t + \beta_5 DF_t * LR_t + \beta_6 DF_t * cash_{ipdt} + \delta_1 ESI_t + \delta_2 SB_t + \gamma_j Z_{it}^j + \mu_i + \delta_{pt} + \varphi_{dt} + \epsilon_{ipdt} \quad (11)$$

其中，被解释变量 I/K 为企业投资水平，滞后项反映的是企业在存在调整成本的条件下，投资逐步向合意资本存量调整的动态过程。核心关注解释变量为长期贷款利率（LR）、企业现金流（cash）与数字金融（DF）的交叉项，即 $DF*LR$ 和 $DF*cash$ 。ESI为宏观经济状况，用于控制经济周期性因素对企业投资变化所产生的影响；SB为影子银行，用于控制资金的体制外或银行表外循环对企业资金获取能力的影响； Z^j 为企业层次的各种控制变量组成的向量，用于控制企业层次的其他因素对于企业投资情况的影响。 μ_i 为个体固定效应， δ_{pt} 为省份-时间固定效应， φ_{dt} 为行业-时间固定效应，以上固定效应主要控制公司个体，以及所处地区和行业因素对企业投资水平的影响， ϵ_{ipdt} 为扰动项。若数字金融加强了货币政策利率渠道的直接效应，则DF与LR的交叉项符号与原有变量应保持一致，即 $DF*LR$ 的系数估计值为负。为了解决内生性问题，此处采用系统GMM估计方法。

(二) 实证结果

1. 数字金融对货币政策利率渠道的总体影响效应

图1展示了在不考虑数字金融影响下，产出对短期利率的正向冲击响应呈现总体正值，最大响应值为0.046出现在第3期，随后逐渐收敛至第9期冲击效应消失，表明可能存在“产出之谜”。长期利率冲击对产出的影响虽然也呈正响应，但峰值仅为0.031，显示相较于短期利率，长期利率对产出的影响更符合经济理论预期，暗示短期与长期利率之间的传导存在阻碍，货币政策的利率传导渠道不畅通。

图2通过将数字金融作为内生变量引入后，产出对长短期利率的响应变为负值，其中短期利率的响应在第4期达到最大负值-0.025；长期利率对产出的负影响持续至第4期达到最大值-0.036，两者均在第6期趋于0值线。这一结果表明数字金融的引入有效扭转了产出对利率的正响应，有助于消除“产出之谜”，强化了利率渠道的作用效果，并显著提高了长短期利率之间的传导效率，支持假说1的判断。

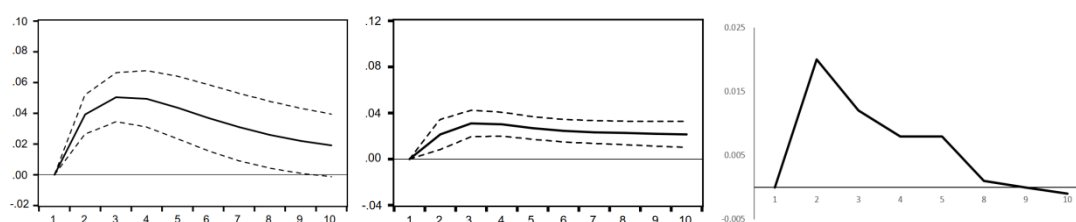


图 1：基于 SVAR 基准模型的产出对短期利率（左）和长期利率的脉冲响应（中）以及两者脉冲响应之差（右）

资料来源：作者整理

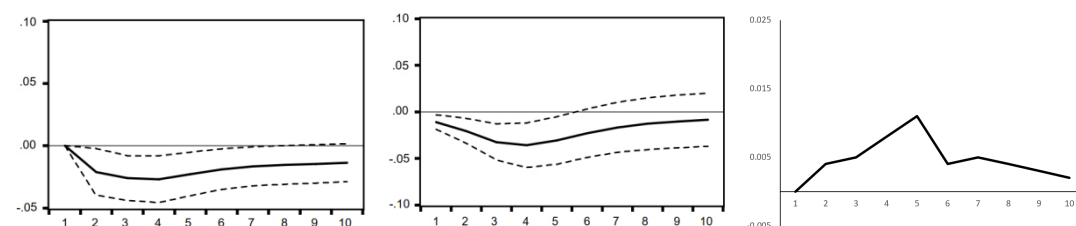


图 2：基于 IVAR 拓展模型的产出对短期利率(左)和长期利率的脉冲响应（中）以及两者脉冲响应之差（右）

资料来源：作者整理

2. 数字金融对货币政策利率渠道“两环节”的影响机理

（1）数字金融对利率期限结构环节的影响机理

表 1 给出了式（10）的实证估计结果，由表中结果可见：第一，当前中国的利率预期期限结构传导链条已初步构建，但仍需进一步完善。表中各列的实证结果显示，无论是否添加相关控制变量，变量 $(LR_t - IR_t)$ 的系数估计值始终在 1% 的水平下显著为正，但绝对值均小于 1。这说明长短期政策利率之差能够显著引起短期政策利率水平的变动，但相对于利率预期期限结构完全成立条件下的理论预期影响而言，这一影响幅度相对较小，仍存在一定程度的差距。第二，数字金融对于中国的利率预期期限结构传导链条具有较为明显的完善作用，这支持了假说 1 中的判断。首先，表中（4）列的结果显示，交互项 $DF_t * (LR_t - IR_t)$ 的系数估计值为 0.072 且在 1% 的水平下显著。这一结果说明在将数字金融引入模型中后，金融市场得到了一定程度的完善，此时长短期政策利率之间的关系更加紧密，从而导致 $(IR_{t+1} - IR_t)$ 关于 $(LR_t - IR_t)$ 的回归系数更加接近于理论预期值。其次，表中（4）列结果还显示，变量 DF 的系数估计值为 0.0075 且在 1% 的水平下显著。这一结果说明数字金融发展除了使得长短期政策利率之间的关系更加紧密之外，还直接降低了风险溢价冲击对于利率预期期限结构的破坏，从而进一步完善了利率预期期限结构，提高了利率渠道中“短期利率—长期利率”这一环节的传导效果。结合数字金融对利率渠道的总体影响效应部分检验结果可知，假说 1 得证。

表 1 数字金融与利率期限结构

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$LR-IR$	0.5201*** (0.0574)	0.5162*** (0.0540)	0.6214*** (0.0570)	0.6131*** (0.0525)
$DF*(LR-IR)$		0.0601*** (0.0186)		0.0720*** (0.0133)
DF		0.0006*** (0.0001)		0.0075*** (0.0002)
Constant	-0.0125*** (0.0014)	-0.0232*** (0.0082)	-0.0317*** (0.0045)	-0.0313*** (0.0044)
控制变量	NO	NO	YES	YES
样本数量	56	56	56	56
Adjust-R ²	0.239	0.262	0.360	0.410

注：括号“（）”内为稳健标准误；***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平上显著。下同。

(2) 数字金融对信贷市场质量环节的影响机理

表 2 为数字金融对信贷市场质量环节影响机理的实证结果，由检验结果可见：第一，数字金融强化了货币政策利率渠道的直接效应，这与假说 2 的判断一致，且这种强化效应显示出对不同规模企业的较强异质性。表中第 (2) 列的实证结果显示，在模型中加入了数字金融相关交叉项后，变量 LR 和交叉项 $DF*LR$ 的系数估计值分别为 -0.0263 和 -0.0821 且均在 5% 的水平下显著。这说明对于全样本企业来说，其投资水平关于长期利率具有较为显著的敏感性，而数字金融发展水平的提高使得长期利率对投资的边际影响显著增大，即企业投资对长期利率的变化更为敏感。结合前述分析中数字金融发展对于利率期限结构传导机制的影响，可以认为数字金融发展水平的提高使得“长期利率—企业投资”这一传导链条更加有效，从而在整体上强化了货币政策利率渠道的作用效果。此结果说明，数字金融提高了金融机构的竞争程度，不仅拓宽了企业的融资渠道也降低了企业的资金成本，从而使得企业投资关于贷款利率的敏感度增加。由此可知，假说 2 得证。

第二，数字金融弱化了货币政策利率渠道的间接效应，再次印证了假说 2 的推断。具体地，由第 (2) 列实证结果可知，在模型中加入了数字金融相关交叉项后，变量 $cash$ 和交叉项 $DF*cash$ 的系数估计值分别为 0.0235 和 -0.4653 且均在 5% 的水平下显著。这说明企业面临明显的信贷配给，而数字金融发展则弱化了企业投资对现金流的敏感度，减弱了信贷配给问题。以上结果也意味着，数字金融发展通过新信息技术提高了金融市场运行效率并减弱了银企信息不对称问题，从而减弱了金融摩擦，缓解了企业面临的信贷配给问题，最终降低了企业投资关于自有现金流的敏感度。

表 2 数字金融与企业投资

变量	全样本		大型企业		小型企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$(I/K)_{-1}$	0.1223** (0.0441)	0.4124*** (0.0403)	0.1413*** (0.0256)	0.1378*** (0.0294)	0.3234*** (0.0429)	0.3187*** (0.0429)
$(I/K)_{-2}$	-0.0812* (0.0433)	-0.0909* (0.0495)	-0.0317** (0.0143)	-0.0345* (0.0183)	-0.0132** (0.0063)	-0.0152 (0.0102)
LR	-0.0312** (0.0133)	-0.0263** (0.0124)	-0.0025* (0.0014)	-0.0041* (0.0027)	-0.0502** (0.0235)	-0.0365*** (0.0079)
$cash$	0.0281** (0.0124)	0.0235** (0.0113)	0.0072* (0.0039)	0.0025** (0.0012)	0.0822*** (0.0204)	0.0701** (0.0352)
DF		0.0132** (0.0067)		0.0035* (0.0018)		0.1382* (0.0741)
$DF*LR$		-0.0821** (0.0406)		-0.1047** (0.0511)		-0.0404* (0.0217)
$DF*cash$		-0.4653** (0.2018)		-0.0372 (0.0383)		-0.6703** (0.2996)
$Constant$	1.0934*** (0.3455)	0.5678** (0.2861)	1.8924*** (0.4726)	0.7309** (0.3482)	1.8409*** (0.3389)	0.8345*** (0.1936)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份-时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业-时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数量	125496	125496	41832	41832	41832	41832
AR(1)	0.044	0.042	0.033	0.038	0.031	0.031
AR(2)	0.588	0.731	0.612	0.585	0.648	0.624
Hansen 检验	0.289	0.387	0.171	0.241	0.144	0.149

注：AR(1)和 AR(2)检验分别给出了模型残差项一阶差分的一阶和二阶自相关检验的 P 值；Hansen 检验列出了工具变量过度识别的 P 值。下同。

四、数字金融独立效应识别

为了增强研究逻辑的严谨性, 还须解决相对传统金融, 数字金融是否具有独立效应问题。这是因为前面的理论逻辑表明, 货币政策利率渠道的传导与效果, 是与金融市场摩擦程度相关的, 而传统金融发展也具有与数字金融类似的降低金融摩擦的功能, 那么, 相对于传统金融, 数字金融对于货币政策利率渠道的作用, 是否具有独立的效应? 还是说数字金融仅是传统金融的简单替代? 直观地看, 数字金融是一种不同于传统金融的全新的金融形式, 它在金融市场的信息生产和使用等方面, 都运用了新的技术, 因此很可能有自己独立的效应。本部分我们通过实证来尝试探讨这一猜想。

1. 研究设计

在假说 1 和 2 的基础上, 我们将用于识别数字金融独立效应的模型设定如下:

$$(IR_{t+1} - IR_t) = c' + \beta_1'(LR_t - IR_t) + \beta_2'DF_t * (LR_t - IR_t) + \beta_3'DF_t + \beta_4'TF_t * (LR_t - IR_t) + \beta_5'TF_t + \gamma_j'Z_t^j + u_t \quad (12)$$

$$\frac{I_{ipdt}}{K_{ipdt}} = c' + \sum_{j=1}^n \beta_{1j}' \frac{I_{ipdt-j}}{K_{ipdt-j}} + \beta_2' LR_t + \beta_3' cash_{ipdt} + \beta_4' DF_t + \beta_5' DF_t * LR_t + \beta_6' DF_t * cash_{ipdt} + \beta_7' TF_t + \beta_8' TF_t * LR_t + \beta_9' TF_t * cash_{ipdt} + \delta_1' ESI_t + \delta_2' SB_t + \gamma_j' Z_{it}^j + \mu_i' + \delta_{pt}' + \varphi_{dt}' + \epsilon_{it} \quad (13)$$

其中, TF 是反映传统金融发展的指标。根据已有研究, 传统金融指标可通过金融深度、金融宽度和金融结构三个子指标予以体现 (陈雨露, 2014; Ma & Lin, 2016)。与这些研究类似, 我们定义这三个指标的测算公式如下: 金融深度 (TFD) = M2/GDP, 金融宽度 (TFW) = 私人部门信贷规模/社会融资总规模, 金融结构 (TFS) = (股票融资+债券融资)/银行贷款。

但在识别数字金融边际效应时会面临如下困难: 三个传统金融发展子指标的变化不仅是传统金融发展的结果, 数字金融的发展也会影响它们的变化 (李建军等, 2020)。为了解决这一问题, 我们设计如下的检验思路: 第一, 我们判断数字金融对三个指标的影响大小排序是: TFD > TFW > TFS。其原因一是在于数字金融对支付和人们的持币偏好影响最大, 而这会改变货币的需求函数, 进而改变经济中货币存量 (许月丽等, 2019); 二是在于数字金融的普惠特征, 已有研究普遍认为数字金融发展对于中小微企业信贷产生了显著的影响 (谢绚丽等, 2018; 黄益平和黄卓, 2018), 但相对而言, 它对证券市场结构影响是最小的 (欧阳日辉等, 2021)。第二, 根据以上第一点的判断, 如果数字金融具有独立的效应, 那么式 (12) 中, 当依次用 TFD、TFW 和 TFS 代替 TF 做回归时, β_5' 的估计系数应当是依次递减的; 而在式 (13) 中, 当依次用 TFD、TFW 和 TFS 代替 TF 做回归时, β_5' 和 β_6' 的估计系数应当是依次递减的。

2. 实证结果

表 3 和表 4 分别给出了在式 (12) 和式 (13) 中使用不同传统金融发展指标的相关实证结果。从结果来看, 虽然关于金融深度 (TFD) 的实证结果似乎说明传统金融发展与数字金融发展在影响货币政策利率渠道方面存在一定程度的替代性, 即数字金融并不具备较为独立的影响, 但由于数字金融对于该指标具有较大程度的影响, 故此结果可能仅是由于指标识别方面的问题所导致的, 因而关于数字金融作用的具体分析仍需结合其他两个传统金融发展子指标的实证结果。对此, 金融宽度 (TFW) 和金融结构 (TFS) 这两个子指标对于数字金融发展与货币政策利率渠道两环节之间的关系没有产生较为显著的影响, 这一结果表明数字金融发展在影响货币政策利率渠道方面存在着较为独立的影响, 其与传统金融之间更多是互补性的作用关系而非替代性的。具体来看, 结合表 3 和表 4 中的实证结果, 在控制了 TFW 和 TFS 的相关交互项后, 交互项 DF*(LR-IR)、DF*LR 和 DF*cash 的系数估计结果仅发生了较小的改变。尤其是在控制 TFS 后, 相关变量系数估计值的大小与显著性水平相较于表 1 和表 2 中的结果均无明显改变。结合这两个指标所受数字金融的影响大小差异性可知, 金融深度之所以对于相关交互项的系数估计结果具有较为明显的影响, 主要是因为该指标受到数字金融较大程度的独立影响, 而非仅是替代传统金融的作用。

表 3 传统金融与数字金融的作用关系（利率期限结构环节）

变量	TFD	TFW	TFS
<i>LR-IR</i>	0.5282*** (0.0692)	0.5536*** (0.0728)	0.5551*** (0.0645)
<i>DF*(LR-IR)</i>	0.0288* (0.0155)	0.0412** (0.0197)	0.0614*** (0.0194)
<i>DF</i>	0.0062** (0.0030)	0.0040*** (0.0006)	0.0057*** (0.0004)
<i>TF*(LR-IR)</i>	0.0883*** (0.0215)	0.0796*** (0.0196)	0.0721*** (0.0158)
<i>TF</i>	0.0106*** (0.0031)	0.0093*** (0.0025)	0.0081*** (0.0022)
<i>Constant</i>	-0.0259*** (0.0039)	-0.0272*** (0.0042)	-0.0238*** (0.0034)
控制变量	YES	YES	YES
样本数量	56	56	56
Adjust-R ²	0.423	0.429	0.431

表 4 传统金融与数字金融的作用关系（信贷市场质量环节）

变量	TFD	TFW	TFS
<i>(I/K)₋₁</i>	0.3105*** (0.0484)	0.2787*** (0.0383)	0.2876*** (0.0425)
<i>(I/K)₋₂</i>	-0.0769* (0.0421)	-0.0408* (0.0213)	-0.0308** (0.0154)
<i>LR</i>	-0.0314** (0.0136)	-0.0262** (0.0128)	-0.0244** (0.0112)
<i>cash</i>	0.0251** (0.0117)	0.0214** (0.0105)	0.0189** (0.0095)
<i>DF</i>	0.0144* (0.0079)	0.0129** (0.0063)	0.0120* (0.0066)
<i>DF*LR</i>	-0.0326 (0.0292)	-0.0641** (0.0324)	-0.0723** (0.0329)
<i>DF*cash</i>	-0.2418* (0.1352)	-0.3612** (0.1703)	-0.4105** (0.1918)
<i>TF</i>	0.1221*** (0.0242)	0.1109*** (0.0108)	0.1058*** (0.0113)
<i>TF*LR</i>	-0.8114*** (0.1234)	-0.9492*** (0.1507)	-0.9524*** (0.1848)
<i>TF*cash</i>	-0.1801*** (0.0401)	-0.1726*** (0.0471)	-0.2026*** (0.0468)
<i>Constant</i>	0.3671*** (0.0123)	0.3571*** (0.0141)	0.3291*** (0.0125)
控制变量	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES
省份-时间固定效应	YES	YES	YES
行业-时间固定效应	YES	YES	YES
样本数量	125496	125496	125496
AR(1)	0.008	0.007	0.003
AR(2)	0.347	0.230	0.570
Hansen 检验	0.569	0.344	0.471

五、结论与政策含义

健全货币政策利率传导渠道是国家“十四五”规划中金融改革的一个重要内容，也是实现二十大报告强调的“健全宏观经济治理体系”的关键环节。数字金融的迅速兴起改变了货币政策利率渠道传导的“中介介质”，从而导致新的传导机理与效果的产生。本文基于利率期限结构与信贷市场质量双环节视角，研究了数字金融发展背景下货币政策利率传导渠道的构建和优化问题，主要得到了如下结论。

第一，数字金融的发展总体上强化了货币政策利率传导渠道。CGE 模型的分析表明，数字金融是通

过显著提高利率预期期限结构理论的适用性, 以及提高企业投资对利率的敏感度两环节实现对利率渠道的影响。

第二, 数字金融对货币政策传导三个机制的影响显著性存在差异。实证结果显示, 数字金融的发展显著提高了利率预期期限结构理论在中国金融市场的适用性。但从企业投资敏感度来看, 数字金融一方面强化了货币政策利率渠道的直接效应, 企业投资对长期利率的变化更为敏感; 另一方面弱化了货币政策利率渠道的间接效应。

第三, 进一步的分析表明, 数字金融相对传统金融对利率渠道的影响具有显著的独立性。这一结论背后的经济学动因, 可能源自数字金融与传统金融变化发展内在推动因素的差异, 以及在解决金融摩擦方面的技术路线不同。

根据研究结论, 本文提出如下政策建议:

第一, 货币政策利率渠道的健全和完善须基于系统观念。坚持系统观念, 是习近平新时代中国特色社会主义思想世界观和方法论的重要内容, 我国货币政策利率渠道的健全和完善, 同样需要贯彻这一思想, 以基于“两大环节”的建设来促进“三大机制”更好的发挥作用, 通过渐近的改革和加强金融市场基础设施建设, 畅通利率渠道传导的“两大环节”。

第二, 从结构视域出发重视货币政策利率渠道的传导“介质”建设。当前我国的金融结构主要由数字金融和传统金融两大部分组成, 基于我国的金融市场特征, 从金融稳定和金融服务经济高质量发展角度出发, 在鼓励金融科技发展的同时, 应特别通过数据的跨部门共享和金融机构数字技术公共基础设施的投入, 促进数字金融更快速赋能传统金融, 提高利率渠道的传导效率。

第三, 通过体制改革和技术创新协同推进金融体系的发展。二十大报告指出, 深化金融体制改革是构建高水平社会主义市场经济体制和推动高质量发展的重要路径。本文研究表明, 对中国这样的转型经济体国家, 金融体系的高质量构建, 需要体制改革和技术创新的协同推进。技术创新对改革体制机制提出了要求, 体制机制则决定了技术功能的发挥空间。

【参考文献】

- [1] 陈雨露.金融发展中的政府与市场关系[J].经济研究,2014,49(01):16-19.
- [2] 冯科,何理.我国银行上市融资、信贷扩张对货币政策传导机制的影响[J].经济研究,2011(S2):51-62.
- [3] 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.
- [4] 郭豫媚,戴贻,彭俞超.中国货币政策利率传导效率研究:2008-2017[J].金融研究,2018(12):37-54.
- [5] 黄益平,黄卓.中国的数字金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊),2018,17(04):1489-1502.
- [6] 黄益平,邱晗.大科技信贷:一个新的信用风险管理框架[J].管理世界,2021,37(02):12-21+50+2+16.
- [7] 李建军,彭俞超,马思超.普惠金融与中国经济发展:多维度内涵与实证分析[J].经济研究,2020,55(04):37~52.
- [8] 刘澜飏,齐炎龙,张靖佳.互联网金融对货币政策有效性的影响——基于微观银行学框架的经济学分析[J].财贸经济,2016,37(01):61-73.
- [9] 陆军,黄嘉.利率市场化改革与货币政策银行利率传导[J].金融研究,2021(04):1-18.
- [10] 纪洋,谭语嫣,黄益平.金融双轨制与利率市场化[J].经济研究,2016,51(06):45-57.
- [11] 马骏,管涛.利率市场化与货币政策框架转型[J].中国金融,2018(12):34-35.
- [12] 欧阳日辉,刘怡,柏亮等.数字金融蓝皮书:中国数字金融创新发展报告(2021)[M].北京:社会科学文献出版社,2021.
- [13] 钱雪松,杜立,马文涛.中国货币政策利率传导有效性研究:中介效应和体制内外差异[J].管理世界,2015,(11):11-28+187.
- [14] 谢平,邹传伟,刘海二.互联网金融的基础理论[J].金融研究,2015,(08):1-12.
- [15] 孙国峰,段志明.中期政策利率传导机制研究——基于商业银行两部门决策模型的分析[J].经济学(季刊),2017,16(01):349-370.
- [16] 尚玉皇,郑挺国,夏凯.宏观因子与利率期限结构:基于混频 Nelson-Siegel 模型[J].金融研究,2015,(06):14-29.
- [17] 王勋,黄益平,苟琴等.数字技术如何改变金融机构:中国经验与国际启示[J].国际经济评论,2022,(01):70-85+6.
- [18] 王鹏,边文龙,纪洋.“央行数字货币”的概念框架与国际进展[J].产业经济评论,2020,(05):63-79.
- [19] 王曦,汪玲,彭玉磊等.中国货币政策规则的比较分析——基于 DSGE 模型的三规则视角[J].经济研究,2017,52(09):24-38.
- [20] 谢绚丽,沈艳,张皓星等.数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018,17(04):1557-1580.
- [21] 许少强,颜永嘉.中国影子银行体系发展、利率传导与货币政策调控[J].国际金融研究,2015,(11):58-68.
- [22] 许月丽,李帅,刘志媛.数字金融影响了货币需求函数的稳定性吗?[J].南开经济研究,2020,05:130~149.
- [23] 易纲.中国的利率体系与利率市场化改革[J].金融研究,2021,(09):1-11.
- [24] 杨源源,于津平,高洁超.零利率下限约束、宏观经济波动与混合型货币政策框架[J].财贸经济,2020,41(01):21-35.
- [25] 尹振涛,罗朝阳,汪勇.数字化背景下中国货币政策利率传导效率研究——来自数字消费信贷市场的微观证据[J].管理世界,2023,39(04):33-46+99+47.
- [26] 尹志超,公雪,潘北啸.移动支付对家庭货币需求的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据[J].金融研究,2019(10):40-58.
- [27] 战明华,张成瑞,沈娟.互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导[J].经济研究,2018,53(04):63-76.
- [28] 战明华,汤颜菲,李帅.数字金融发展、渠道效应差异和货币政策传导效果[J].经济研究,2020,55(06):22-38.
- [29] 张庆君,方文杰,李静.银行数字化强化了货币政策传导效果吗?——基于交易成本的视角[J].金融与经济,2022(09):3-13+29.
- [30] Agénor P, Montiel P J. Development Macroeconomics[M]. Princeton University Press, 2015, No.144.
- [31] Christiano L J, Eichenbaum M, Evans C L. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy[J]. Journal of political Economy, 2005, 113(1): 1-45.
- [32] Carlstrom C T, Fuerst T S, Paustian M. Optimal Contracts, Aggregate Risk, and the Financial Accelerator[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2016, 8(1): 119-147.

- [33] Cúrdia V, Woodford M. Credit Spreads and Monetary Policy[J]. Journal of Money Credit & Banking, 2010,42(s): 3-35.
- [34] Fischer S. Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule. Journal of political economy[J]. 1977, 85(1): 191-205.
- [35] Galí J. Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications Second edition[J]. Economics Books, 2015, 85(4): 493-493.
- [36] Gertler M., Karadi P. A model of unconventional monetary policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2011, 58(1): 17-34.
- [37] Gertler M, Karadi P. Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2015, 7(1): 44-76.
- [38] Ippolito F, Ozdagli A K, Perez-Orive A. The Transmission of Monetary Policy through Bank Lending: The Floating Rate Channel[J]. Journal of Monetary Economics, 2013, 95(5): 49-71.
- [39] Kaminska, I., Mumtaz, H., and Šustek, R., 2021, Monetary policy surprises and their transmission through term premia and expected interest rates[J]. Journal of Monetary Economics, 124, 48-65.
- [40] Ma Y, Lin X. Financial development and the effectiveness of monetary policy[J]. Journal of banking & Finance, 2016, 68: 1-11.
- [41] Mishra P, Montiel P J, Spilimbergo A. Monetary transmission in low-income countries: effectiveness and policy implications[J]. IMF Economic Review, ,2012,60(2): 270-302.
- [42] McCallum B T. “Monetary policy and the term structure of interest rates[J]. Economic Quarterly, 2012, 38(1): 141-162.
- [43] Walsh C E. Goals versus Rules as Central Bank Performance Measures[J]. Central Bank Governance and Oversight Reform, 2016: 109-154.
- [44]

Digital finance, double-link interaction and transmission of monetary policy

interest rate channels

Abstract: This article introduces a new perspective on how digital finance impacts the monetary policy interest rate channel, by constructing a Computable General Equilibrium (CGE) model. It highlights "two major stages and three mechanisms" in this process. The "two major stages" refer to the transmission through "short-term interest rates to long-term interest rates" and from "long-term interest rates to corporate investment," while the "three mechanisms" are the transmission dynamics stemming from digital finance altering the interest rate expectation term structure, the sensitivity of corporate investment to interest rates, and the conditions of credit allocation to corporations. The study finds that first, digital finance strengthens the effect of the monetary policy interest rate channel through these "two major stages." Second, digital finance significantly facilitates the establishment of the interest rate expectation term structure and considerably reduces financial market frictions. Further analysis shows that, compared to traditional finance, digital finance indeed has an independent effect on the interest rate channel, indicating that digital finance has a unique function in reducing financial market frictions. However, this effect displays significant heterogeneity across different dimensions of digital finance indicators. This research provides policy recommendations for achieving the goals set out in the "14th Five-Year Plan" for improving the monetary policy interest rate transmission mechanism, offering greater scope for incremental innovation in current monetary policy through the coordinated advancement of new financial technologies and market-oriented institutional reforms.

Key words: Digital Finance, Interest Rate Channel, Financial Structure, Financial Friction

信息网络嵌入式海外扩张：中资银行全球经营网络形成机制的理论与实证分析¹

宋易珈² 陈星达³ 蒋为⁴

【摘要】 本文通过构建银行的信息基础观理论框架，解析了跨国银行形成全球经营网络的动因、路径与效应，利用 1978—2022 年中资银行海外设立分支机构数据库，检验了中资银行全球经营网络的路径依赖、社群集聚、金融中心集聚以及同伴跟随效应。本文研究发现：首先，中资银行海外扩张的区位选择依赖于自身全球经营网络建立的信息优势，趋向于选取已设立分支机构地区或与已设立分支机构地区地理临近、经济联系紧密的地区扩张；其次，中资银行海外扩张的区位选择呈现显著的社群内集中效应，社群内频繁复杂的信息交流使中资银行依赖于其经营网络的社群分布来进行海外扩张，形成向社群内集中的趋势；再次，金融中心凭借其在全球金融市场中核心性的信息地位和向周边地区的信息溢出作用吸引中资银行向该地区扩张，中资银行海外扩张呈现显著的向金融中心点集聚和圈层集聚效应；最后，同伴银行经营网络的信息溢出效应显著影响银行海外扩张的区位决策，中资银行海外扩张还呈现同伴跟随的特征。本研究为中资银行国际化提供了来自信息流的全新分析视角，有助于理解中资银行全球经营网络的构建动机和扩张路径，能够为中资银行全球化战略的制定和相关部门稳步推进金融开放提供参考。

【关键词】 中资银行 跨国银行 海外扩张 经营网络 信息基础观

引言

伴随二战后信息通讯技术发展与金融自由化趋势，全球银行业迎来新一轮跨国发展的浪潮，在发达国家跨国银行的主导下逐渐形成一个以分支机构作为节点，不同层级相互依赖的全球网络。跨国银行开始成为驱动金融全球化的重要力量，但在 2008 年华尔街金融危机后，对跨国银行全球扩张的全球风险传染展开反思，而中资银行却在后危机时代加快国际化的进程。在短短的十余年时间里，中资银行的海外分支机构遍布全球 60 多个国家和地区，基本形成分支机构众多、覆盖面广泛、参与者多元的全球经营网络体系。这一进程不仅挑战了发达国家独占跨国银行体系的垄断地位，而且涌现出越来越多难以根据现有理论解释的现象，尤其对中资银行为何以及如何实现全球经营网络扩张仍然缺乏全面的解答。

为此，本文基于信息流视角对银行全球扩张的分析建立新的理论体系，为解释中资银行构建全球经营网络的动机与路径提供一种新的解释。从信息流的角度来看，银行作为信息密集型服务行业，主要通过减少市场中的信息不对称以获取信息投入带来的价值增值（Gande & Saunders, 2012; Hauswald & Marquez, 2006），国内外分支机构便成为其信息职能执行与延伸的重要策略与手段（Ergungor, 2010; Goerzen & Makino, 2007）。通过在海外设立分支机构，银行能够对当地信息开展捕获、集聚、加工与传递（Ergungor, 2010; Goerzen & Makino, 2007）。此时，不同国家市场的信息资源在银行组织内部交互与共享，银行利用内部信息资源优势，实现银行经营效率的有效提升（Dell'Ariccia & Marquez, 2004），有助于克服中资银行海外扩张的信息劣势（Qian & Delios, 2008; Gilje et al., 2016）。在信息流的理论框架下，银行全球经营网络的扩张路径将遵循不同于资金流理论分析下的新特征，这也能解释为何缺乏

¹ 原载于《国际金融研究》2024 年第 4 期

² 宋易珈，西南财经大学中国金融研究院，副教授，硕士生导师

³ 陈星达，西南财经大学国际商学院博士研究生

⁴ 蒋为，西南财经大学国际商学院副院长，教授，博士生导师

优势基础的中资银行在海外经营情况并不理想的条件下，仍然选择积极向海外扩张。通过保留分支机构在海外市场的当地存在，中资银行逐渐形成覆盖全球的银行网络体系（Goerzen & Makino, 2007）。

本文的贡献主要体现在三个方面：第一，现有研究对银行海外扩张的理论解释主要建立在资金流的视角上，本文基于信息基础观，从信息流的理论视角出发，将银行全球经营网络中的个体有机结合起来，通过检验信息在银行全球经营网络中的动态流动过程来分析银行扩张的动机以及路径，为银行海外扩张行为提供新解释；第二，现有理论大多将银行的对外投资行为视作独立的决策，对银行海外扩张行为的关联性以及形成的银行网络结构关注不足，割裂银行海外扩张中区位选择的关联性，这就很难诠释银行全球经营网络的形成机制。因此，本文从银行海外扩张行为的关联性出发，基于网络结构的视角探讨中资银行在海外扩张的路径与机制，拓展银行对外投资理论领域的研究，动态地考察前期路径、东道国社群以及同伴银行战略对区位决策的影响，有助于全面理解银行全球经营网络的形成机制。第三，在研究方法上，本文借鉴 Chaney（2014）对贸易网络的模型刻画，将网络结构的测度方法扩展到金融领域，检验银行全球经营网络的扩张路径与机制，极大地拓展网络视角下分析银行地理扩张的可信性和适用性。

一、文献综述

伴随着全球金融自由化和金融开放的不断加深，国内外大量学者对银行海外扩张的内涵、动因和影响等方面进行了探讨，由此发展出一系列的银行国际化理论。早期学者把银行业国际化视为企业海外扩张行为的延伸，并基于传统跨国公司理论讨论生产率、规模经济等因素的影响（Qian & Delios, 2008; Buch et al., 2014）。然而，银行业在业务模式、经营方式等方面区别于传统企业的特性使得跨国公司理论的主张受到质疑和挑战，其所建立起的渐进国际扩张理论也未能解释银行迅速布局全球的成因（Ekman et al., 2014）。

随着银行在国际资本市场与国际资金流动中的核心作用日益凸显，大量研究逐步聚焦到银行作为资金流中介的行业本质，认为银行国际化行为大致可以从“客户追随”、“风险分散”以及“市场寻求”等角度来解释（Buch et al., 2014）。但银行海外扩张并不仅仅是对利润最大化或风险最小化问题的考量，因此也有学者尝试关注政策支持等非市场因素对银行海外扩张的驱动机制（Bräuning & Victoria, 2020），政策驱动、国际战略等也成为研究银行海外扩张的动机与路径的新视角（Marques et al., 2017）。

伴随着信息技术的逐渐成熟，越来越多的学者开始聚焦于银行业务经营的信息流特征。部分学者认为银行作为信息密集型服务行业，主要通过在当地开展业务来获取各种有价值的信息，分支机构便成为银行信息获取、应用与传递的重要支撑（Goerzen & Makino, 2007; Qian & Delios, 2008）。而置身在不断深度融合的全球市场环境中，如何更高效地整合、加工及利用全球市场信息便成为银行跨境经营的重要动机（Dell'Ariccia & Marquez, 2004）。

通过对文献梳理发现，现有研究对发达国家银行国际化和中资银行海外扩张的理论解释主要建立在资金流的视角上，这为理解中资银行国际化提供重要的理论基础。针对中资银行的海外扩张问题，部分学者尝试从资金收益和风险分散角度探讨其驱动机制（蒋为等，2021）。然而，这些研究仍然难以解释为何缺乏国际化经验的中资银行能够实现全球迅速扩张，特别是自金融危机以来，中资银行在海外收益与风险愈加不确定的国际形势下，却实现海外分支机构数量和资产规模逆势增长。这表明传统的理论框架并不足以完全解释中资银行的海外扩张行为。信息职能作为银行经营的本质属性之一，现有研究缺乏一种以“信息流”视角构建的理论框架来解释中资银行海外扩张的动机与路径。本文则是在信息流视角下建立银行国际化的理论框架，解析中资银行逐步形成全球经营网络的动机与路径，为理解中资银行全球经营网络系统性布局提供新的理论解释。

二、理论分析与研究假设

(一) 银行信息基础观的基本概念与理论框架

金融市场不仅是资金市场, 还是信息交互集中的场所, 大量真实活跃的信息是其赖以发展的基石 (Liberti & Petersen, 2019)。银行作为全球最重要的金融中介机构, 专注于收集、处理和传输市场信息来“筛选”和“甄别”客户, 尤其在金融市场信息不完全的情形下, 通过降低借贷双方信息不对称导致的交易成本以此实现价值增值, 这使得信息的获取、应用与传递成为银行核心职能之一 (Hauswald & Marquez, 2006; Gande & Saunders, 2012)。但银行经营所依赖的信息往往以多种形式存在于金融市场中, 需要与市场参与者进行频繁地交互, 依据其个人意见、想法、声誉以及经济预测等“软信息”来决定银行信贷业务决策 (Knyazeva & Knyazeva, 2012; Liberti & Petersen, 2019)。这类信息通常以文本的形式记录, 不仅难以被量化, 并且信息产生、收集、储存与传输方式等外部环境也是信息内容的一部分 (Liberti & Petersen, 2019), 这使得“软信息”不仅难以被捕获、存储和传达, 并且不可避免的信息损失和失真可能导致银行信贷决策上的失误 (Knyazeva & Knyazeva, 2012)。

“软信息”的这种特性对银行的信息获取和处理能力提出更高要求, 银行需要在当地市场建立永久性业务来更接近信息源和信息渠道 (Ergungor, 2010; Poelhekke, 2015); 此外, 作为一种特殊的企业组织, 银行的服务也不像制造业产品和其他一些服务业, 其生产与消费具有很强的时效性和时空上的不可分割性。因此, 银行只有通过设立子公司、代表处等机构作为其当地存在来提供服务, 嵌入当地信息网络以实现“软信息”的收集与加工 (Knyazeva & Knyazeva, 2012)。特别是在银行海外分支机构的收益不及预期的情境下, “信息流”理论也成为解释银行仍选择海外扩张的原因之一。尽管信息通信技术的发展极大冲击了银行经营方式, 但分支机构仍然是银行信息获取和业务开展的最有形和最有力的手段, 系统化的分支网络体系仍然是银行相比其他企业组织的最大特点。

信息流贯穿银行业务开展以及资金流动的始终, 银行在寻求“软信息”驱动下所建立起的全球分支机构网络构成一个全球信息网络, 这一信息网络由银行及其海外分支机构构成, 图1展示了银行信息网络的形成路径。其中, 银行海外分支机构作为银行信息网络的最前端, 承担着对当地市场信息的采集、汇聚、加工、备份、传输和共享等任务, 还为网络内的信息流动与信息协同提供支撑, 成为银行信息网络的重要组成单元——信息节点 (Gilje et al., 2016), 当各类信息在信息节点被不断汇集时, 便实现其“信息集聚”的功能, 如图1左侧所示。在图1中间, 银行组织则为上述机制的运行提供强大的软硬件平台, 促进各类信息以零成本、零摩擦在网络内部自由集聚、共享和创新, 同时协调不同信息节点的信息活动, 形成高效的“信息池”。在图1右侧, 每一家多分支机构的银行都是信息池, 通过多元紧密的市场业务合作, 银行能够对债务人信誉、市场信号等各类信息进行共享、交互与加工 (Delong & DeYoung, 2007; Caballero et al., 2018), 实现信息在不同信息池之间的流动、蓄积、相容与互补, 信息池与信息流又组合成“信息湿地”, 使得银行信息在质和量上均实现提升。

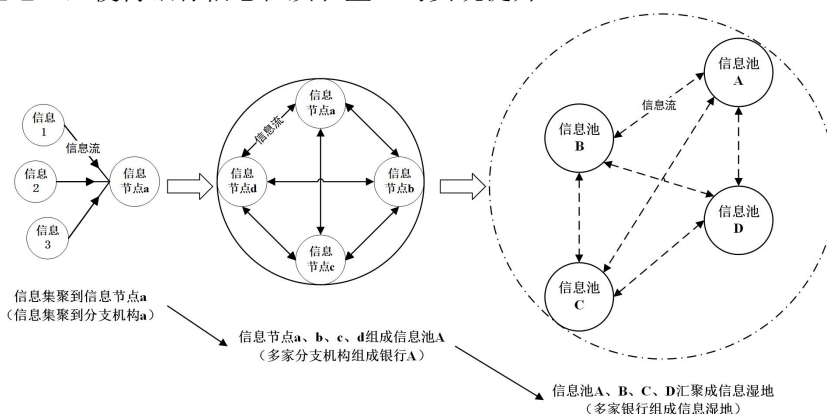


图1 银行信息网络的理论框架：信息集聚、信息池与信息湿地的形成机制

（二）中资银行“走出去”的全球分支机构网络形成机制分析

从信息基础观来看，如何高效地实现外部多样化信息的识别、获取、吸收和传递是银行经营的重要战略。特别是在经济全球化和金融制度开放的冲击下，中资银行业务经营也对建立跨境信息网络提出迫切需求，中资银行必须加速全球信息网络的布局，促进信息的搜集、整合、联动和共享，以应对激烈的市场竞争和信息劣势（Dell'Ariccia & Marquez, 2004）。同时，国内跨境金融服务需求的爆发式增长也刺激海外信息网络扩张，减少国内外信息不对称，实现信息积累与绩效提升的双重目标（Caballero et al., 2018）。然而，全球经营网络的构建是一个长期、高成本的战略决策，各分支机构的区位、路径选择将直接影响到银行信息网络的战略成败，必须持续密切关注其海外扩张的区位决策。从全球经营网络的形成机制来看，中资银行“走出去”的区位选择存在着四个重要的特征。

1. 中资银行建立全球分支机构网络的路径依赖效应

银行海外分支机构能够通过社会互动嵌入到的当地信息网络中，对“软信息”进行捕获、集成与加工，在统一的银行组织内部传递与共享，实现特定东道国的信息资源在信息池内集聚（Poelhekke, 2015; Gilje et al., 2016）。当银行进一步向该东道国扩张时，积蓄的市场信息可以帮助其他分支机构以更低的成本进入和适应市场，准确地评估经营的成本和风险（Qian & Delios, 2008; Gilje et al., 2016）。这种信息优势将推动该银行选择已设立分支机构的国家作为海外扩张的东道国。由于地理临近性和频繁复杂的经济联系，银行海外信息节点也容易收集到其地理距离更加临近和经济联系更为紧密国家市场的“软信息”（Ergungor, 2010），银行也倾向于向地理距离更为临近的国家或经济联系更为紧密地区进行海外扩张，继续实现对其他信息源的信息捕捉与交互。为此，本文提出以下研究假说：

研究假说 1：在信息网络的驱动下，中资银行海外扩张呈现路径依赖特征，即优先选取已设立分支机构地区或与已设立分支机构地区地理临近、经济联系紧密的地区扩张。

2. 中资银行建立全球分支机构网络的社群内集中效应

国家间往往具有以经济或政治联系为特征的社群集聚，形成国家间复杂的社群关系（De Lucio et al., 2016）。大量学者将社会网络理论引入到国家关系的研究中，对国家间的社群关系及其经济效应进行深入探讨（蒋为等, 2019）。从信息的角度出发，社群关系中国家因趋同的经济或文化而存在大规模的市场信息互动现象，政府、企业、资本、文化等多维度的市场信息可以开放、自由地在区域间流动、聚集、对接和整合，这种紧密的信息联系使得整个社群融合成一个更为庞大的信息源（Reyes et al., 2014），而社群内正式或非正式的合作关系还能够使信息流被有效地筛选和优化。因此，银行海外扩张的区位决策更可能被社群所吸引，更倾向于将其信息节点设立在社群内，形成向社群内集中的趋势。本文提出以下研究假说：

研究假说 2：跨国银行的海外扩张呈现社群集中特征，其优先选取与已设立分支机构所属同一社群的国家或地区设立分支机构。

3. 中资银行建立全球分支机构网络的金融中心点集聚与圈层集聚效应。

由于金融市场长期存在的信息不对称问题和非标准化信息传输中的磨损问题，尽可能地接近信息源头成为金融机构的关键决策。金融中心不仅掌握着最为密集的信息流，更拥有最为完善、透明以及便利化的金融制度体系。因此，凭借其在全球金融市场的主导地位，金融中心为全球的金融机构提供高附加值的金融中介服务。金融机构汇集于此形成最广阔的信息湿地，通过各项业务的相互协作与信息共享实现信息池间庞大复杂的信息流动（孙国茂和范跃进, 2013）。其容纳和整合的海量信息资源使得银行向金融中心集结能够在信息流的倍增中获益，产生“信息套利”活动（孙国茂和范跃进, 2013）。因此，金融中心的海量信息资源对银行海外扩张形成强大吸引力，大量金融机构冲破地理约束，大规模集中到金融中心，以获得金融交易、司法支持、信息流通等方面的益处，中资银行“走出去”的区位选择将呈现显著的金融中心点集聚与圈层集聚特征。本文提出以下研究假说：

研究假说 3：跨国银行海外扩张将呈现向金融中心点集聚趋势，围绕金融中心产生圈层集聚特征，优先选取金融中心以及距离金融中心更近的国家或地区设立分支机构。

4. 中资银行建立全球分支机构网络的同伴溢出效应。

根据社会学习理论, 自身积累和利用同伴的信息溢出是个体实现信息积累的重要渠道。而当个体掌握的信息有限或信息获取成本较高时, 通过观察和学习其他个体的行为活动, 可以减少信息搜寻和试错的成本(李佳宁和钟田丽, 2019), 这种效应也被广泛的引入到对金融市场的研究之中。对于银行而言, 中资银行海外扩张需要特定东道国的市场信息, 特别是银行首次向当地市场扩张时, 较高的环境不确定性和信息收集成本使银行更加依赖同伴银行的信息网络溢出。通过对同伴信息网络的地理接近, 信息湿地中的不同银行信息池之间可以实现关于当地市场环境信息的交换与互补, 并且相同的制度归属与文化归属还可以提高信息交换的频率和速度(Delong & Deyoung, 2007)。银行利用同伴银行的信息溢出可以更好地规划和执行海外扩张战略, 降低国际化决策的成本和风险。因此, 银行对外扩张取决于同伴银行的信息网络。本文提出以下研究假说:

研究假说 4: 跨国银行的海外扩张将受到同伴溢出效应并呈现同伴跟随特征, 优先选取同伴银行经营网络联结的国家和地区设立分支机构。

三、研究设计

(一) 数据来源

首先, 为刻画中资银行的海外扩张行为, 本文利用媒体报道、官方网站核实、电子地图确认等多种方法, 手工收集了 1978—2022 年中资银行在中国港澳台地区与海外所设立的所有分支机构数据。其次, 为构建中资银行全球信息网络的地理联系特征与经济联系特征, 本文分别采用双边加权地理距离以及全球双边贸易数据来进行刻画; 此外, 本文还采用来自世界银行报告的各国宏观数据、全球金融发展与金融结构数据库(GFDD)、全球治理指数数据库(WGI)以构造国家层面的控制变量, 采用来自国泰君安数据库构造 2006—2022 年中资银行层面的控制变量。最后, 本文将 18 家中资银行的海外分支机构数据进一步扩充到 189 个潜在海外东道国来构建基准回归面板。

(二) 计量模型的设定

本文借鉴 Chaney (2014)、蒋为等(2019)构建的计量模型并进行改进, 从直接路径效应和间接路径效应出发, 采用 probit 模型检验中资银行全球经营网络的路径依赖特征, 计量模型的设定如下:

$$Pr(Branch_{b,c,t+1} > 0) = F \left(\beta_1 I \left[\sum_{t'=1}^t Branch_{b,c,t'} > 0 \right] + \beta_2 \frac{\sum_{c' \neq c} I \left[\sum_{t'=1}^t Branch_{b,c',t'} > 0 \right] g(d_{c',c})}{\sum_{c' \neq c} I \left[\sum_{t'=1}^t Branch_{b,c',t'} > 0 \right]} + \beta_3 \frac{\sum_{c' \neq c} I \left[\sum_{t'=1}^t Branch_{b,c',t'} > 0 \right] \frac{Export_{c',c,t}}{GDP_{c',t}}}{\sum_{c' \neq c} I \left[\sum_{t'=1}^t Branch_{b,c',t'} > 0 \right]} + \lambda Position_{b,c,t} + \gamma Control_{b,c,t} + \mu_{b,c,t+1} \right) \quad (1)$$

在式(1)中, 被解释变量为中资银行 b 在 $t+1$ 年到潜在投资经济体 c 设立分支机构的概率。 $F(\cdot)$ 为 CDF 的标准正太分布函数, 等式右边主要由三项核心解释变量构成, 分别为直接路径效应项与间接路径

效应项。具体而言, $I[\cdot]$ 为一个示性函数, $\sum_{t'=1}^t Branch_{b,c,t'}$ 为银行 b 在样本初始年份($t'=1$)开始到 t 期在经济体 c 设立海外分支机构的累计数量。第一项反映中资银行构建全球经营网络的直接路径效应, 估计系数为正则表明银行信息池长期积累的关于潜在投资经济体 c 的市场信息将会促进该中资银行在未来继续增设分支机构。第二项和第三项分别从地理联系和经济联系上反映中资银行构建全球经营网络的间接

路径效应, 其中, $d_{c',c}$ 为经济体 c' 到 c 的地理距离, $Export_{c',c,t}$ 为经济体 c' 与 c 的贸易联系, $g(\cdot)$ 为地理

距离的单调递减函数，本文参考 Chaney（2014）设定为 $g(d_{c,c'}) = e^{-d_{c,c'}/3.5}$ 。若这两项估计系数为正，则表明潜在投资经济体 c 在地理和经济上临近其信息池将会促使该中资银行选择向该地区新增分支机构。

此外，本文还在式（1）中加入 **Position** 变量以控制信息网络位置与形态所带来的影响，加入一系列银行与国家层面的控制变量（**Control**）以及银行固定效应、中资银行总行所在城市的固定效应以及年份固定效应以解决重要解释变量遗漏的问题⁵。其中，**Position** 的具体形式如下：

$$Position_{b,c,t} = \sum_{c' \neq c} I \left[\sum_{t'=1}^t Branch_{b,c',t'} > 0 \right] + g(d_{CN,c}) + \frac{\sum_{c' \neq c} g(d_{c',c})}{N_{c' \neq CN}} + \frac{\sum_{c' \neq c} \frac{Export_{c',c,t}}{GDP_{c',t}}}{N_{c' \neq CN}} \quad (2)$$

式（2）右边四项分别为：其一，银行全球经营网络的节点总数，网络节点与规模的增加表明该中资银行可利用信息节点以及差异化海外市场信息更多，因此也具有更强的信息池优势；其二，地理搜索效应，即潜在投资经济体 c 与中国的地理距离，刻画中资银行对潜在投资经济体 c 的搜索成本；其三，地理偏远度效应，即潜在设立分支机构地区 c 在整个银行信息网络中的地理偏远度，其越高则表明该地区位于信息网络地理中心性的位置，能够提升未来向其设立分支机构的倾向；其四，经济偏远度效应，即潜在设立分支机构地区 c 在整个银行信息网络中的经济偏远度，其越高则表明地区经济联系紧密程度越高，该地区成为下一个信息节点的可能性越大，该指标采用贸易偏远度进行刻画。本文通过对网络在以上四个方面的特征进行度量，进一步控制中资银行信息网络在全球的位置与形态方面的特征。

四、实证结果的检验与分析

（一）中资银行全球经营网络扩张路径效应的检验与分析

表 1 展示了对式（1）的逐步回归结果，各回归结果均考虑了银行、城市和年份层面的固定效应。其中，列（1）仅加入直接路径效应、地理与经济联系下的间接路径效应，三者均显著为正，这表明中资银行海外扩张不仅存在对现有信息网络的直接路径依赖，还偏好于向地理和经济上邻近的地区扩张。在列（2）加入银行网络位置与形态的控制变量后，主要解释变量仍显著为正，并且银行经营网络规模、东道国的经济 and 地理中心性会显著影响中资银行设立分支机构的区位选择。此外，本文还在列（3）至列（5）逐步加入国家与银行层面的控制变量作为稳健性检验，核心解释变量的估计系数仍然显著为正。

表 1 中资银行全球经营网络扩张路径的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
直接路径依赖效应	0.115*** (56.44)	0.102*** (53.88)	0.115*** (41.08)	0.115*** (41.51)	0.129*** (35.85)
地理联系间接路径效应	0.034*** (11.37)	0.015*** (7.14)	0.016*** (7.09)	0.016*** (7.06)	0.017*** (6.34)
经济联系间接路径效应	0.007*** (11.37)	0.033*** (7.14)	0.035*** (6.92)	0.039*** (6.95)	0.044*** (6.23)
设立分支机构的地区数		0.024*** (3.75)	0.022*** (3.34)	0.075*** (2.94)	0.084** (2.45)

⁵ 银行层面的其他控制变量包括银行规模、成本收入比、不良贷款率、不良贷款拨备率；国家层面的其他控制变量包括信贷市场发展水平、银行业竞争程度以及制度质量。由于这部分变量的数据时间的限制，因此本文只在模型的估计中加入是否上市、经济发展水平、投资开放度以及贸易开放度作为控制变量，而将其他的银行层面控制变量和国家层面控制变量作为稳健性分析，以避免重要解释变量遗漏的问题。文章篇幅有限，控制变量的数据来源和构建方法未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

地理搜索效应		-0.002**	0.002	0.001	0.001
		(-2.29)	(1.59)	(1.00)	(0.59)
地理偏远度效应		-0.037***	-0.050***	-0.054***	-0.060***
		(-16.81)	(-15.72)	(-15.79)	(-11.67)
贸易偏远度效应		0.039***	0.031***	0.032***	0.026***
		(10.03)	(6.33)	(6.43)	(4.18)
是否上市			-0.005	-0.042***	-0.039**
			(-0.75)	(-3.27)	(-2.37)
经济发展水平			0.015***	0.015***	0.015***
			(21.03)	(20.93)	(7.80)
贸易开放度			-0.002	-0.002	-0.002
			(-1.23)	(-1.13)	(-0.68)
投资开放度			0.006***	0.005***	0.006***
			(7.29)	(7.15)	(5.74)
Other Bank-Controls	NO	NO	NO	YES	YES
Other Country-Controls	NO	NO	NO	NO	YES
Bank FE	YES	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.6392	0.6630	0.6787	0.6807	0.6758
N	62497	62497	34630	34269	26271

注：（）内为 t 值，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著；估计系数均为边际效应；下同。

（二）中资银行全球经营网络扩张社群的检验与分析

本文从贸易联系的角度检验中资银行全球扩张的社群集中效应，采用 De Lucio（2016）的复杂网络方法，基于 1978—2022 年双边贸易数据，对全球出口网络中的经济体社群进行准确界定与有效识别⁶。若中资银行拟设立分支机构的经济体属于其已有分支机构所在社群，则取该社群中已设立分支机构地区的绝对数量，否则取 0。因此该变量体现银行信息池中关于特定社区的市场信息规模，将其加入式（1）以检验和分析社群集中效应，具体结果如表 2 所示。在列（1）中，贸易网络社群变量在 1%显著性水平下显著为正，即中资银行倾向于在已建立贸易联系的社群内设立分支机构，即使在列（2）控制其他因素后该结果仍保持稳健。这表明中资银行海外分支机构的设立存在显著的向社群内集中的特征，信息池内关于该社群的信息优势更会强化这种趋势。列（3）至列（5）进一步分时期进行估计，结果显示在 1978—1991 年间社群变量不显著，而在 1992—2008 年及 2009—2022 年社群变量显著为正，表明随着银行信息网络布局的不断完善以及业务经营中对海外信息需求的增加，中资银行分支机构的设立表现出显著的社群集中特征，贸易网络联结的国家社群关系仍然是中资银行海外扩张的重要决定因素。

⁶ 文章篇幅有限，国家社群的界定和识别策略未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

表 2 中资银行全球经营网络在贸易网络内的社群集聚效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
直接路径依赖效应	0.115*** (41.94)	0.132*** (37.35)	0.038*** (11.17)	0.091*** (32.04)	0.128*** (42.33)
地理联系间接路径效应	0.040*** (11.27)	0.044*** (8.12)	0.008** (2.02)	-0.009 (-1.36)	0.053*** (13.25)
经济联系间接路径效应	0.015*** (6.58)	0.016*** (5.94)	0.006 (1.31)	0.050*** (4.19)	0.014*** (5.74)
社群内经济体数量	0.001** (2.27)	0.002*** (2.99)	-0.001 (-1.06)	0.003*** (3.90)	0.003*** (3.67)
Sample	1978-2022	1978-2022	1978-1991	1992-2008	2009-2022
Basic Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Other Controls	NO	YES	NO	NO	NO
Bank FE	YES	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.683	0.6710	0.7709	0.7128	0.6407
N	62497	26271	6478	22466	33553

(三) 中资银行全球经营网络金融中心点集聚与圈层集聚检验与分析

为对中资银行海外扩张向国际金融中心点集聚与圈层集聚效应进行识别, 本文需要对潜在投资国的全球金融中心潜力进行刻画, 具体而言, 本文将城市层面的全球金融中心指数聚类到国家层面⁷, 对于不存在国际金融中心城市的国家, 本文将该变量赋值为 0; 若一个国家或经济体存在多个金融中心城市, 则取其指数的平均值作为该变量的赋值。基于此, 本文将全球金融中心指数加入式(1)中对国际金融中心点集聚效应进行检验, 估计结果如表 3 所示。可以发现列(1)中, 国际金融中心指数的回归系数在 1% 的显著性水平下显著为正, 并且在列(2)中加入其他国家与银行控制变量后结果仍然保持稳健。进一步, 本文在列(3)至列(5)对三个不同阶段进行回归, 回归结果均表明在不同时间阶段, 全球金融中心的估计系数均在 1% 的显著性水平下显著为正。这一结果表明, 中资银行设立分支机构优先选取的是金融中心的国家和地区, 体现出获取金融中心海量信息资源正成为中资银行布局海外的重要战略目的, 中资银行的海外扩张存在着向金融中心的点集聚特征。

表 3 中资银行海外扩张向金融中心的点集聚效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
直接路径依赖效应	0.106*** (38.01)	0.129*** (35.54)	0.037*** (10.82)	0.085*** (31.45)	0.110*** (36.47)
地理联系间接路径效应	0.037*** (10.66)	0.048*** (8.88)	0.006 (1.31)	-0.011* (-1.66)	0.052*** (13.92)
经济联系间接路径效应	0.014*** (6.59)	0.017*** (6.31)	0.009* (1.90)	0.065*** (4.57)	0.013*** (5.66)
全球金融中心指数	0.002*** (6.89)	0.002*** (3.58)	0.001** (2.34)	0.002*** (7.96)	0.005*** (15.24)
Sample	1978-2022	1978-2022	1978-1991	1992-2008	2009-2022

⁷ 该指数由英国伦敦 Z/Yen 集团发布(2016 年前)及其与中国(深圳)综合开发研究院(CDI)联合发布(2016 年后), 是最具权威的国际金融中心地位指标。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Basic Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Other Controls	NO	YES	NO	NO	NO
Bank FE	YES	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R2	0.6816	0.6712	0.7723	0.7192	0.6560
N	62497	26271	6478	22466	33553

此外, 为识别中资银行海外扩张是否还体现着向国际金融中心圈层聚集的重要动机, 本文首先根据全球金融中心指数定义全球前十名的地区为金融中心, 分别计算中资银行潜在设立分支机构地区距离最近金融中心国家和地区的经济距离, 并将其作为解释变量加入式(1)中, 表4报告了模型的估计结果。列(1)和列(2)的结果表明, 全球金融中心强大的信息辐射作用也会驱使银行向与其经济联系紧密的地区进行扩张, 并且在考虑其他因素影响后这一结论仍然保持稳健。本文进一步分阶段进行回归发现, 除1992—2008年这一时期, 在1978—1991年和2009—2022年潜在投资地区离金融中心最近距离变量的估计系数均显著为正, 结合表3的估计结果可以发现, 全球金融中心与周边地区的信息交互使中资银行可以从该地区中获益, 特别是在金融危机之后大量活跃于金融中心及其周边地区的国际金融机构低价抛售其金融资产, 为中资银行向金融中心及其周边地区扩张提供有利契机。

表4 中资银行海外扩张向金融中心的圈层集聚效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
直接路径依赖效应	0.100*** (33.91)	0.120*** (31.85)	0.032*** (11.25)	0.090*** (32.14)	0.105*** (32.77)
地理联系间接路径效应	0.031*** (9.17)	0.040*** (7.69)	0.004 (1.07)	-0.006 (-0.71)	0.044*** (11.88)
经济联系间接路径效应	0.009*** (3.79)	0.009*** (2.74)	-0.001 (-0.37)	0.063*** (4.59)	0.005** (2.04)
离金融中心最近距离	0.006*** (11.79)	0.009*** (12.21)	0.004*** (4.29)	1.499×10^{-4} (0.22)	0.009*** (15.97)
Sample	1978-2022	1978-2022	1978-1991	1992-2008	2009-2022
Basic Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Other Controls	NO	YES	NO	NO	NO
Bank FE	YES	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.6889	0.6806	0.7820	0.7105	0.6620
N	62497	26271	6478	22466	33553

(四) 中资银行全球经营网络扩张的同伴溢出效应检验与分析

根据本文的理论分析, 每家中资银行作为一个相对独立的信息池, 与其他银行信息池之间也可能存在相互的信息溢出效应。为检验这一效应, 本文将除银行自身以外的其他中资银行定义为同伴银行, 并利用同伴银行海外分支机构信息测算相应的信息网络变量, 进一步对式(1)进行估计, 回归结果如表5所示。其中, 列(1)仅考虑基础控制变量, 结果显示同伴信息网络对中资银行海外扩张存在显著的溢出效应, 并且在考虑其他因素后这一结论仍然保持稳健。列(3)至列(5)则分析不同时期同伴银行信息网络的影响, 在国际化初期, 中资银行之间主要表现为替代效应, 但随着中资银行海外扩张从起步阶段到成长阶段再到成熟阶段, 同伴信息网络对中资银行海外扩张中的信息溢出效应也逐渐凸显。

表 5 中资银行全球扩张的同伴网络溢出效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
同伴直接路径效应	0.100*** (42.78)	0.108*** (38.56)	-0.018*** (-3.10)	0.077*** (21.71)	0.104*** (42.11)
同伴地理联系间接路径效应	0.152*** (3.96)	0.180*** (4.00)	0.045*** (2.93)	0.053** (2.00)	0.258*** (6.47)
同伴经济联系间接路径效应	1.392*** (10.99)	1.450*** (9.55)	-0.100 (-1.49)	0.495*** (4.08)	1.462*** (10.82)
Sample	1978-2022	1978-2022	1978-1991	1992-2008	2009-2022
Basic Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Other Controls	NO	YES	NO	NO	NO
Bank FE	YES	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.5549	0.5478	0.4346	0.5110	0.5333
N	62497	26271	6478	22466	33553

此外，本文分别检验 15 家中资银行信息网络对同伴溢出效应的影响，存在溢出效应则记为“√”，否则为“×”。表 6 结果显示，中资银行间普遍存在典型的同伴网络溢出效应，尤其在直接路径效应、分支机构地区数以及地理联系下的间接路径效应方面普遍存在。并且国有商业银行作为国际化水平最高的中资银行，因其广泛的海外信息网络，在所有中资银行中对同伴溢出效应贡献最大。股份制商业银行也显示出显著的溢出效应，而地方性商业银行的影响相对较小。这表明，同伴溢出效应的强度与银行的国际化程度和信息网络发展密切相关。

表 6 中资银行全球扩张的同伴银行间网络溢出效应

	同伴银行	同伴直接 路径效应	同伴设立分支 机构的地区数	同伴地理联系间 接路径效应	同伴经济联系间 接路径效应
国有商业银行	银行 A	√	√	√	√
	银行 B	√	√	√	×
	银行 C	√	√	×	√
	银行 D	√	√	√	×
	银行 E	√	√	√	×
股份制商业银行	银行 F	√	√	√	×
	银行 G	√	√	√	×
	银行 H	×	√	√	×
	银行 I	√	√	√	×
	银行 J	×	√	√	×
	银行 K	×	√	√	×
	银行 L	√	√	√	×
	银行 M	√	√	√	×
城市商业银行	银行 N	×	√	√	×
	银行 O	×	√	√	×

注：表中各银行名称进行脱敏处理。

五、结论与启示

本文从信息流视角构建起一套银行信息基础观的理论框架，界定了由信息节点、信息流、信息集聚、信息池及信息湿地这些概念所组成信息网络体系，并围绕路径依赖、社群集中、金融中心集聚、同伴跟随四个维度展开对中资银行全球经营网络扩张的理论分析。基于手工收集的1978—2022年中资银行海外设立分支机构数据，本文采用贸易网络模型对中资银行全球经营网络的特征进行刻画，并对中资银行的海外扩张路径进行实证分析。结果显示，中资银行海外扩张的区位选择呈现路径依赖效应，并倾向于选择与已有分支在地理或经济上邻近的地区进行扩张；其次，中资银行海外扩张的区位选择呈现社群集中效应，其海外经营依赖于国家间频繁复杂的经济交互形成的社群内信息优势，驱使中资银行海外分支机构形成向社群内集中的趋势；其次，金融中心凭借其在全球金融市场中核心性的信息地位和信息溢出作用，驱使中资银行向金融中心及其圈层地区进行扩张；最后，同伴网络的信息溢出显著影响银行海外扩张的区位决策，中资银行海外扩张呈现跟随同伴的特征。

本文结论对促进中国银行业全球经营网络布局的协调发展，构建面向全球的中资银行竞争优势和探索金融服务高质量发展具有四方面的启示意义：一是中资银行需要加强海外分支的信息挖掘和整合能力，通过增强本土化经营团队以及加速数字化转型等策略提高对当地“软信息”的搜集、筛选、加工与积累的效率，实现其海外扩张的信息优势；二是中资银行海外经营应充分利用好同一社群国家之间的经济和文化联系，同时还需注意社群内的跨境风险传染可能性，加强跨境监管合作和重点监测，防控系统性风险，通过构建多元化社群网络以对冲风险；三是中资银行要积极利用全球金融中心在信息筛选、集聚和辐射等方面的优势，强化海外分支的信息节点作用，同时还能够依托其完善金融服务体系，探索业务的综合性经营；四是中资银行还可以加强与同伴银行业务合作和交流学习，通过信息交流和共享减少市场进入的不确定性，通过构建信息共享平台以最大化信息溢出效果，并注意信息甄别以避免盲目追随，谨慎展开海外战略布局。

【参考文献】

- [1] 蒋为, 李行云, 宋易珈. 中国企业对外直接投资快速扩张的新解释——基于路径、社群与邻伴的视角[J]. 中国工业经济, 2019, (3): 62-80
- [2] 蒋为, 张明月, 陈星达. 银行国际化、海外监管套利与风险资产持有[J]. 中国工业经济, 2021, (5): 76-94
- [3] 李佳宁, 钟田丽. 企业投资决策同伴效应及其特征的实证检验——基于中国上市公司的面板数据[J]. 中国管理科学, 2019 (12): 22-31
- [4] 孙国茂, 范跃进. 金融中心的本质、功能与路径选择[J]. 管理世界, 2013, (11): 1-13
- [5] Bräuning F, Victoria I. Monetary policy and global banking[J]. The Journal of Finance, 2020, 75(6): 3055-3095
- [6] Buch C M, Koch C T, Koetter M. Should I Stay or Should I Go? Bank Productivity and Internationalization Decisions[J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 42: 266-282
- [7] Caballero J, Candelaria C, Hale G. Bank Linkages and International Trade[J]. Journal of International Economics, 2018, 115: 30-47
- [8] Chaney T. The Network Structure of International Trade[J]. American Economic Review, 2014, 104 (11): 3600-3634
- [9] De Lucio J, Mínguez R, Minondo A, Requena F. Networks and the Dynamics of Firms' Export Portfolio: Evidence for Mexico[J]. The World Economy, 2016, 39 (5): 708-736
- [10] Dell'Ariccia G, Marquez R. Information and Bank Credit Allocation[J]. Journal of Financial Economics, 2004, 72 (1): 185-214
- [11] DeLong G, DeYoung R. Learning by Observing: Information Spillovers in the Execution and Valuation of Commercial Bank M&As[J]. The Journal of Finance, 2007, 62 (1): 181-216
- [12] Ekman P, Hadjikhani A I, Pajuvirta A, Peter T. Tit for Tat and Big Steps: The Case of Swedish Banks' Internationalization 1961—2010[J]. International Business Review, 2014, 23 (6): 1049-1063
- [13] Ergungor O E. Bank Branch Presence and Access to Credit in Low-to Moderate-Income Neighborhoods[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2010, 42 (7): 1321-1349
- [14] Gande A, Saunders A. Are Banks Still Special When There Is A Secondary Market for Loans? [J]. The Journal of Finance, 2012, 67 (5): 1649-1684
- [15] Gilje E P, Loutskina E, Strahan P E. Exporting Liquidity: Branch Banking and Financial Integration[J]. The Journal of Finance, 2016, 71 (3): 1159-1184
- [16] Goerzen A, Makino S. Multinational Corporation Internationalization in the Service Sector: A Study of Japanese Trading Companies[J]. Journal of International Business Studies, 2007, 38 (7): 1149-1169
- [17] Hauswald R, Marquez R. Competition and Strategic Information Acquisition in Credit Markets[J]. The Review of Financial Studies, 2006, 19 (3): 967-1000
- [18] Knyazeva A, Knyazeva D. Does Being Your Bank's Neighbor Matter?[J]. Journal of Banking & Finance, 2012, 36 (4): 1194-1209
- [19] Liberti J M, Petersen M A. Information: Hard and Soft[J]. Review of Corporate Finance Studies, 2019, 8 (1): 1-41
- [20] Marques J C, Lupina-Wegener A, Schneider S. Internationalization Strategies of Emerging Market Banks: Challenges and Opportunities[J]. Business horizons, 2017, 60 (5): 715-723
- [21] Poelhekke S. Do Global Banks Facilitate Foreign Direct Investment? [J]. European Economic Review, 2015, 76: 25-46.
- [22] Qian L, Delios A. Internalization and Experience: Japanese Banks' International Expansion, 1980—1998[J]. Journal of International Business Studies, 2008, 39 (2): 231-248
- [23] Reyes J, Wooster R, Shirrell S. Regional Trade Agreements and the Pattern of Trade: A Networks Approach[J]. The World

Information Network-Embedded Global Expansion: Theory and Empirical Evidence of Chinese Banks' Global Network Formation

Song Yijia, Chen Xingda and Jiang Wei

Summary: Understanding the paths and inherent mechanisms of Chinese banks' overseas expansion is of great significance for the effective development of a global network of Chinese banks. Existing research lacks theoretical analysis of banks' overseas expansion from the perspective of information network embeddedness. Given the nature of banks as information-intensive service industries, the role of information and its driving forces in the global spread of Chinese banks calls for more thorough investigation.

We have developed a comprehensive information network theory that integrates elements like information nodes, information flow, aggregation, pools, and wetlands. Additionally, we offer a theoretical exploration of the overseas expansion of Chinese banks, focusing on four key dimensions: path dependence, community concentration, financial center agglomeration, and peer following. Utilizing data on Chinese banks' overseas branches from 1978 to 2022, we employ Chaney's (2014) trade network model to portray the characteristics of Chinese banks' global networks and examine their modes of expansion.

Our findings indicate that Chinese banks, when expanding overseas, show a preference for regions either geographically or economically proximate to their current branches, illustrating path dependence. Simultaneously, there's a noticeable inclination for these banks to cluster within economically interactive communities, highlighting a community concentration trend. Additionally, the allure of financial centers, with their global market informational advantages, prompts expansion by Chinese banks. In addition, the informational influence of peer networks is significant, leading Chinese banks to exhibit the characteristic of following their peers when expanding.

Our research findings enhance the comprehension of the information-driven mechanisms underpinning the overseas expansion of Chinese banks, elucidate the formation of their global networks, and offer vital insights for advancing the coordinated development of Chinese banks' global network layouts. Moreover, these findings contribute to establishing a new, globally-oriented competitive edge for Chinese banks and to the exploration of high-quality development within financial services.

Keywords: Chinese banks; Multinational banks; Overseas expansion; Global network; Information-based view

中国通货膨胀尾部风险的识别、驱动因素与时变特征¹

王欣康² 谭小芬³

【摘要】通货膨胀水平波动加剧是当前世界经济的重要特征。本文基于开放经济条件下的混合菲利普斯曲线与“在险通货膨胀”的研究范式，识别出中国的通货膨胀尾部风险，在此基础上，探讨其驱动因素与时变特征，并且前瞻性刻画中国的未来通胀路径。结果发现：(1)通胀预期、国内金融状况与国际大宗商品价格是中国通货膨胀尾部风险的主要来源；(2)不同因素对通胀尾部风险的驱动作用存在非对称效应，中国的通货膨胀左尾风险主要受通胀预期下降以及国内金融状况收紧的驱动，而通货膨胀右尾风险则主要受通胀预期上升以及国际大宗商品价格上涨的驱动；(3)事后验证表明，本文构建的中国通胀路径对实际通胀水平具有较好的预测效果。在日趋复杂的国际环境下，本文的研究为中国维护国内物价稳定、推动经济高质量发展提供了一定的借鉴。

【关键词】通货膨胀尾部风险 在险通货膨胀 通胀预期 金融状况 通胀路径

引言

通胀水平波动加剧是当前世界经济的重要特征。2021 年以来，在大规模财政货币刺激引发的需求旺盛，与全球供应链承压引发的供给不足叠加影响下，全球通货膨胀持续上行（Di Giovanni 等，2022；Banerjee 等，2023；Blanchard 和 Bernanke，2023；纪敏，2022；谭小芬等，2023）。图 1(a)显示，全球通胀的整体水平自 2020 年开始呈现出“倒 U”型走势，据统计 2022 年美国的年度通货膨胀率为 8.0%，创下 1981 年以来的新高，欧元区为 8.5%，为欧元区成立以来最高。2023 年以来，主要发达经济体的通胀水平在央行激进加息策略下迅速回落。图 1(b)显示，中国的 CPI 增速在 2021 年至 2022 年较为温和，但是自 2023 年开始持续下行——截至 2023 年 11 月，中国 CPI 同比增速已连续 8 个月低于 0.2%，并且 11 月同比增长-0.5%，通货膨胀的左尾风险加剧。

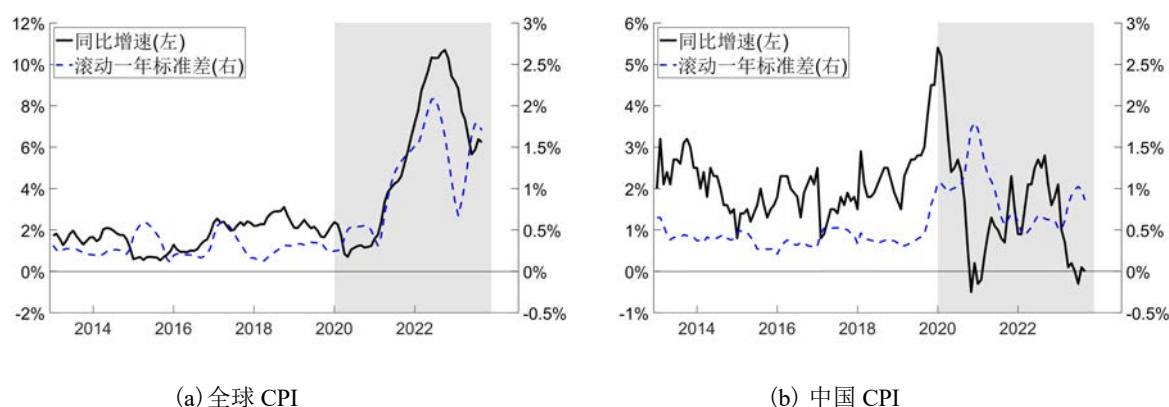


图 1 全球和中国 CPI 通胀走势

注：全球 CPI 数据采用经合组织（OECD）成员国加权平均衡量。

资料来源：OECD 官网、中国国家统计局官网。

对于旨在实现特定通胀目标的中央银行来说，评估当前状况下的通胀尾部风险是其进行宏观调控的

¹ 原载于《数量经济技术经济研究》2024 年第 6 期

² 谭小芬，教授，北京航空航天大学经济管理学院

³ 王欣康，博士研究生，中央财经大学金融学院

必要步骤之一 (Banerjee 等, 2020; Garratt 和 Petrella, 2022)。特别是对于各国的政策制定者而言, 对未来风险的衡量具有相当的重要性, 而旨在稳定物价的货币政策操作本质正是完成在特定风险下对既定通胀目标的回归⁴。对中国而言, 尽管货币政策制定需要同时考虑充分就业、国际收支平衡以及金融稳定等多重目标与多重现实约束, 但是价格稳定始终是中国央行最主要的货币政策目标之一, 而实现物价稳定的既定目标则需要当局准确把握中国所面临的通胀风险, 通过前瞻性与基于规则的政策调控, 避免相机抉择带来的时间不一致问题与事后补救所面临的高昂成本。因此, 在“稳增长”与“防风险”的总体目标以及复杂的国际环境下, 有必要关注中国的通货膨胀尾部风险。基于以上, 本文旨在回答以下三个问题: (1) 如何识别中国的通货膨胀尾部风险; (2) 何为中国通货膨胀尾部风险的驱动因素; (3) 能否对中国的通货膨胀尾部风险进行事前评估。

菲利普斯曲线提供了一个联系通胀与失业——这两大宏观经济学主题的经典框架, 有关通货膨胀问题的这一类研究致力于对经典菲利普斯曲线的理论修正或实证检验。代表性文献包括考虑预期因素 (Friedman, 1968; Phelps, 1968; Galí 和 Gertler, 1999), 引入开放经济变量 (Batini 等, 2005), 以及基于不同经济体现实数据的经验研究 (Rudd 和 Whelan, 2005; Coibion, 2010; Coibion 和 Gorodnichenko, 2015; Galí 和 Gambetti, 2019; Hazell 等, 2022; 卞志村和胡恒强, 2016)。其中, 大部分实证文献是建立在传统线性回归的方法之上, 即探讨国内国外因素对通胀条件均值的影响, 对通货膨胀条件分布以及“尾部风险”的关注不足。Adrian 等 (2019) 提出了在险增长 (Growth-at-Risk) 的研究框架, Lopez-Salido 和 Loria (2024) 在其基础上提出了在险通货膨胀 (Inflation-at-Risk) 的概念, 通过构建通胀预测分布, 识别通胀高于或低于特定阈值的概率, 衡量通胀前景的尾部风险。一方面, 根据风险的定义, 在险通货膨胀属于跨期研究, 衡量了未来通胀“脱锚”的可能性; 另一方面, 区别于点估计的条件预测, 通胀预测分布的构建, 允许特定宏观因素影响通胀水平的非线性与非对称性。该研究框架的优势体现在: 保持物价稳定是各国中央银行的重要职责之一, 传统线性回归模型能够提供针对物价波动的一系列无偏解释与点预测估计。对于当局的政策制定来说, 对期望的了解固然重要, 但是对右尾风险、左尾风险与整体分布的把握也是必要的, 有助于作出更为理性的选择 (张晓晶和刘磊, 2020)。

针对中国的菲利普斯曲线, 学者们展开了广泛而深入的探讨。郑挺国等 (2012) 基于多种退势方法的产出缺口最终估计、准最终估计和实时估计序列, 构建了四类模型对中国通货膨胀进行预测, 发现尽管在最终数据的预测分析中引入产出缺口能够提高预测精度, 但在实时预测中产出缺口没有提供有价值的信息。伍戈和刘琨 (2014) 以传统菲利普斯曲线的估计作为切入, 结合新凯恩斯主义厂商定价的微观理论, 实证考察中国通胀—产出关系的动态变化, 结果表明二者具有非线性特征, 在平均通胀高企时期菲利普斯曲线斜率会更加陡峭, 反之则更为平缓。何启志和姚梦雨 (2017) 基于中国通货膨胀预期问卷调查系统, 提出了测度中国通胀预期的滚动法, 分析表明该方法在测度公众通货膨胀预期时既可以起到预测作用, 又克服了已经实现的预期值随着信息更新而变化的不足, 并基于此估计了中国的时变菲利普斯曲线。针对菲利普斯曲线的扁平化现象, 祝梓翔和邓翔 (2023) 采用时变参数向量自回归模型分析中国的菲利普斯曲线, 发现外国产出冲击对本国通胀有正向影响, 但这种影响在 2010 年后弱化。反事实分析表明, 紧缩性货币政策和输入型通胀不足以解释中国通胀的弱周期性。

纵观已有文献, 对中国通货膨胀预测分布的研究相对较少, 由于中国菲利普斯曲线存在非线性特征, 对于中国通货膨胀尾部风险的刻画可能对已有研究形成一定的补充。特别是近年来, 在一系列负面事件影响下, 全球通胀进入高波动期, 中国的通货膨胀下行压力加剧。对此, 本文基于中国 2003 至 2021 年的季度时间序列数据, 结合开放经济条件下的混合菲利普斯曲线, 构建包含预测分位数回归和稳定分布拟合在内的在险通货膨胀分析框架, 识别中国的通货膨胀尾部风险, 探讨其驱动因素与时变特征, 并前瞻性刻画中国的未来通胀路径。结果发现: 通胀预期、国内金融状况和国际大宗商品价格是中国通货膨胀尾部风险的主要来源。不同因素对通胀尾部风险的驱动作用存在非对称效应, 中国的通胀左尾风险主要生成于通胀预期下降以及国内金融状况收紧, 而右尾风险则主要生成于通胀预期上升以及国际大宗商品

⁴ <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20070710a.htm>.

价格上涨。进一步验证表明，本文构建的中国通胀路径能够为实际通胀提供良好的事前预警。

本文可能的边际贡献在于：第一，研究视角上，基于在险通货膨胀的宏观研究新范式，对中国通货膨胀的分布特征及尾部风险进行识别，以往文献侧重讨论国内外因素对中国通货膨胀条件均值的当期影响，本文则重点关注中国所面临的物价异常波动风险，特别是通货膨胀的尾部风险。第二，研究内容上，结合开放经济条件下的混合菲利普斯曲线，在对通胀分布及尾部风险进行识别的基础上，探讨了中国通胀风险的驱动因素与时变特征，系统梳理了中国通胀左尾风险和右尾风险的生成机理，一定程度上拓展了现有的研究范围。第三，应用前景上，改进了 Adrian 等（2019）、Lopez-Salido 和 Loria（2024）的研究方法，提出了基于全分位点信息的稳定分布拟合策略，能够根据宏观时间序列数据，测度中国通胀的尾部风险，实现对中国通胀路径的定量评估，该方法在其它问题上也具有一定的应用价值。

一、在险通货膨胀与中国通胀尾部风险的识别策略

（一）整体思路

本文的整体建模思路如下：首先，根据开放经济条件下混合菲利普斯曲线的理论基础，选取中国通货膨胀尾部风险的“风险源”变量。其次，构建包含预测分位数回归与稳定分布拟合在内的在险通货膨胀研究框架，基于预测分位数回归结果识别中国通货膨胀尾部风险的驱动因素，并且基于稳定分布拟合对通胀左尾风险与右尾风险进行量化。再次，通过稳定分布拟合结果与通胀尾部风险量化结果，分析中国通胀尾部风险的时变特征。最后，基于 2022 年的中国实际通胀数据，对通胀路径预测进行事后验证。需要说明的是，区别于因果推断的研究范式，在险研究框架侧重于当前视角下对变量未来分布与尾部特征的分析。

（二）预测分位数回归的模型构建

在险通货膨胀的研究框架主要分为预测分位数回归与预测分布拟合两步，首先建立如下的预测分位数回归模型：

$$\hat{\beta}_{\tau} = \arg \min_{\beta_{\tau} \in \mathbb{R}^k} \sum_{t=1}^T (\tau \cdot \mathbf{1}_{(\pi_{t,t+4} \geq x_t \beta_{\tau})} |\pi_{t,t+4} - x_t \beta_{\tau}| + (1-\tau) \cdot \mathbf{1}_{(\pi_{t,t+4} \leq x_t \beta_{\tau})} |\pi_{t,t+4} - x_t \beta_{\tau}|) \quad (1)$$

其中， $\pi_{t,t+4}$ 为未来一年（四个季度）中国的居民消费价格指数（CPI）同比增长率，数据来源为国家统计局。 x_t 为解释变量， $\mathbf{1}_{(\cdot)}$ 为指示函数。针对不同的分位点 τ ，在分位数回归的估计程序中，模型通过最小化分位数加权的绝对残差得到待估参数的估计量 $\hat{\beta}_{\tau}$ ⁵。通过以上的估计策略，可以得到在给定 x_t 条件下的通胀水平的条件分位数预测 $\hat{Q}$ ：

$$\hat{Q}_{\pi_{t,t+4}|x_t}(\tau|x_t) = x_t \hat{\beta}_{\tau} \quad (2)$$

相较于最小二乘估计量，分位数回归基于最小绝对残差和的估计策略，而非最小化残差平方和。通过赋予不同分位点残差不同的权重，分位数回归能够得到对极端值相对敏感的估计量，为分析通胀尾部风险提供便利。接下来，建立以下开放经济条件下的混合菲利普斯曲线：

$$\hat{Q}_{\pi_{t,t+4}|x_t}(\tau|x_t) = (1-\hat{\lambda}_{\tau})\pi_{t-4,t} + \hat{\lambda}_{\tau}\pi_t^{LTE} + \hat{\alpha}_{\tau}y_t^{gap} + \hat{\beta}_{\tau}F_t + \hat{\gamma}_{\tau}HP_t + \hat{\delta}_{\tau}\tilde{y}_t^{gap} + \hat{\theta}_{\tau}\pi_{t-4,t}^R + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中， $\pi_{t-4,t}$ 为过去一年中国的 CPI 同比增长率，即被解释变量的滞后值，数据来源为国家统计局。 π_t^{LTE} 为当前的通胀预期，参考 Forbes（2019），采用 IMF 对中国未来五年的通胀预测作为通胀预期的代理变量，具体来说，将春季发布的数据作为第一季度预期，秋季发布的数据作为第三季度预期，第二和第四季度数据采用插值处理，数据来源为 IMF 世界经济展望数据库⁶。 $\pi_{t-4,t}$ 对于未来通胀的影响在一定程度上反映了价格形成过程中的惯性，或者可以称之为后顾型的定价规则，即企业或个人基于过去的通胀

5 预测期限的选择依据见附录。

6 数据库地址为 <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/faq.htm>。

走势, 通过简单的经验法则完成定价; 而 π_t^{LTE} 对未来通胀的影响则反映了前瞻型的定价规则, 即经济中的个体并不关注通胀的历史数据, 而是基于现有信息, 通过形成通胀预期完成定价。前瞻型的定价规则也暗示了当企业或个人的通胀预期改变时, 会通过调整其行为决策影响未来的实际通胀走势, 而中央银行达到稳定物价目标的重要途径之一便是锚定居民的长期通胀预期。参数 λ_t 反映了后顾型与前瞻型定价规则影响未来通胀分布的相对权重。

y_t^{gap} 为中国的国内产出缺口, 采用中国季度实际 GDP 增长率经过 Hamilton 滤波后得到, 数据来源为 CEIC7。由于中国的登记失业率数据并不能够完全反映劳动力市场状况 (蔡昉, 2010), 而调查失业率数据可得性较差, 因此本文采用产出形式的菲利普斯曲线。基于奥肯定律, 中国的产出缺口应当与真实失业缺口存在负相关关系。需要说明的是, 越来越多的证据表明失业缺口 (产出缺口) 与通胀水平之间的相关关系似乎不再稳健, 即菲利普斯曲线的扁平化 (Kuttner 和 Robinson, 2010; Galí 和 Gambetti, 2019)。

F_t 为中国的国内金融状况, 参考王维国等 (2011)、张晓晶和郑磊 (2020), 选取一组包含货币、利率、资产价格和汇率在内的子指标, 经过提取主成分后作为样本期内中国金融状况的代理变量, 具体细节见附录。根据传统观点, 货币数量与通货膨胀密切相关。根据经典的货币数量论理论框架, 在总产出与货币流通速度不变的前提下, 物价水平将与货币数量成正比。长期以来, 中国货币政策主要以数量调控方式为主——将货币供应量 M2 作为中间目标。但是随着金融创新和金融脱媒迅猛发展, 金融机构资产和负债结构日趋复杂, 不同类型金融产品界线日益模糊, M2 的可测性、可控性及与货币政策最终目标的相关性明显下降, 中国也自 2018 年开始不再公布 M2 的具体目标值。此外, 现阶段中国并未明确市场化条件下新的短期货币政策目标利率。因此, 单独采用 M2 增速或短期利率, 可能很难反映中国的实际金融状况与货币政策立场。随着金融市场的发展以及居民资产配置组合的多样化, 利率、信贷和资产价格等同样会通过流动性渠道以及财富渠道引起物价波动, 相较于单一的货币数量, 基于多指标测算的金融状况指数 (或称金融条件指数) 往往能够更好地反映当期的金融状况与货币政策立场, 并且与通胀水平具有更高的相关性 (Christiano 等, 2014, 2015; Gilchrist 等, 2017; Arrigoni 等, 2020)。

HP_t 为中国的房地产价格, 采用中国房屋价格指数的同比增长率作为代理, 数据来源为 CEIC。房地产市场会对整体宏观经济产生溢出效应, 并且驱动通胀变化 (Iacoviello 和 Neri, 2010; Mian 等, 2013; Kaplan 等, 2020)。特别是对于中国而言, 房价对经济增长与经济波动具有重要影响 (胡颖之和袁宇菲, 2017; 孟宪春和张屹山, 2021)。一方面, 房地产具有一定的生活必需品属性, 房地产价格的变化首先会影响居民生活成本, 当房价过快增长时, 将对投资消费形成挤出。另一方面, 房地产还具有一定的金融资产属性, 当房价上涨时能够通过财富渠道、流动性渠道和抵押品渠道等增加企业和个人的净资产, 对消费、贷款和投资形成促进作用。实证层面, 房地产价格是否会影响通货膨胀存在争议。部分学者认为房价冲击会显著影响中国的未来 CPI 增长率, 因此中央银行应当密切关注房价走势 (黄益平等, 2010)。然而, 也有部分研究表明, 房价对 CPI 通胀的影响在统计上并不显著, 原因是中国个人信贷不发达, 家庭在房价上涨时并没有扩大借贷的渠道, 造成房价的抵押品效应和财富效应不明显 (徐忠等, 2012)。鉴于房地产在中国经济中的重要地位, 以及已有文献中对于房价是否会影响通胀尚未达成共识, 本文在基准模型中加入中国的房地产价格变量, 控制房价对中国通胀分布的影响。

除了国内变量以外, 本文还考虑了全球产出缺口和国际大宗商品价格的影响。经济全球化在一定程度上改变了全球的通胀动态, 随着各国经济开放程度的提高以及在全球价值链中分工的细化, 通货膨胀开始越来越多地受到全球因素的影响, 即“通货膨胀的全球化假说” (Forbes, 2019)。由于全球贸易一体化进程的加快, 各国可以在全球范围内获得相对廉价的劳动力以及原材料, 生产要素的跨境流动产生了直接的通缩效应, 并且改变了国内企业的定价策略 (Melitz 和 Ottaviano, 2008; Guerrieri 等, 2010)。通货膨胀的全球化假说在现实中体现为国际大宗商品价格对各国通胀的驱动作用以及不同国家通胀水平的

7 测算产出缺口的传统方法是 HP 滤波与 Hamilton 滤波。Hamilton (2018) 指出, HP 滤波引入了和底层数据生成过程无关的虚假动态关系, 会造成滤波结果违背实际情况, 其论文题目是“为什么你不应该使用 HP 滤波”。但是部分学者却发现 Hamilton 滤波在实际数据中的预测表现不佳, 认为应该使用 HP 滤波。因此, 本文在基准模型中使用 Hamilton 滤波测算的产出缺口, 在稳健性检验中更换为 HP 滤波。

协同变动（Kamber 和 Wong，2020）。指标方面， $\pi_{t-4,t}^R$ 为过去一年国际大宗商品价格相较于国内物价水平的变动情况（均采用同比增长率形式），采用美国商品研究局的 CRB 现货指数作为大宗商品价格的代理变量。在开放经济体的条件下，已有文献证明了大宗商品价格对各国通胀的驱动作用（Kamber 和 Wong，2020；Garratt 和 Petrella，2022；欧阳志刚和潜力，2015）。 $\hat{y}_t^{gap}$ 为全球产出缺口，本文选取荷兰经济政策分析局构建的进口加权的全球工业生产指数，经过 Hamilton 滤波后得到。Hamilton（2021）表明，相较于航运状况等传统指标，经过滤波后的全球工业生产指数对 GDP 及国际大宗商品价格具有更优的预测效果，能够更好地反映全球实体经济活动的周期性波动。

总体上看，本文通过开放经济条件下的混合菲利普斯曲线，将影响中国通胀分布的因素分为预期因素和非预期因素，非预期因素又进一步划分为国内因素和国际因素。其中，国内因素包含国内产出缺口、国内金融状况以及房地产价格，国际因素包含全球产出缺口及国际大宗商品价格。基于数据可得性，本文将样本时间起点设置为 2003 年第三季度，时间节点为 2021 年第四季度，变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 描述性统计结果

变量名称	变量符号	均值	标准差	偏度	峰度	数据来源
中国通货膨胀率	π_t	2.563	1.867	0.829	4.280	国家统计局
中国通胀预期	π_t^{LTE}	2.729	0.520	0.149	3.185	IMF 世界经济展望数据库
中国产出缺口	y_t^{gap}	-0.126	2.679	-1.793	11.791	CEIC，笔者计算
中国金融状况指数	F_t	0.072	1.489	1.290	5.398	笔者计算
中国房地产价格	HP_t	6.268	6.799	0.216	3.055	CEIC
国际大宗商品价格	π_t^R	3.692	14.015	0.061	2.524	美国商品研究局
全球产出缺口	$\hat{y}_t^{gap}$	-0.314	4.005	-1.653	7.095	荷兰经济政策分析局，笔者计算

（三）稳定分布拟合的模型构建

基于以上，分位数回归提供了对为未来一年的通胀水平 $\pi_{t,t+4}$ 的近似估计，其本质为一个逆累积分布函数，然而由于近似误差和估计噪声的存在，分位数回归的估计值很难完成到概率分布函数的映射。对此，Adrian 等（2019）、Lopez-Salid 和 Loria（2024）基于分位数回归在 $\tau=0.05、0.25、0.75$ 和 0.95 四个分位点的条件预测值，运用最小二乘策略，将其拟合为一个包含四个参数在内的偏态 t 分布，可以表示为：

$$f(y_t|x_t,\mu_t,\sigma_t,\eta_t,\kappa_t)=\frac{2}{\sigma_t}\times(z_t;\kappa_t)\times T\left(\eta_t z_t\sqrt{\frac{\kappa_t+1}{\kappa_t+z_t^2}};\kappa_t+1\right) \tag{4}$$

其中， $z_t=\sigma_t^{-1}[y_t(x_t)-\mu_t]$ ， t 和 T 分别代表 t 分布的概率密度和累积分布函数。而 $\mu_t、\sigma_t、\eta_t、\kappa_t$ 四个参数分别为偏态 t 分布的位置、尺度、偏度和峰度参数。需要说明的是，基于四参数的偏态 t 分布拟合仅包含了 $\tau=0.05、0.25、0.75$ 和 0.95 四个分位点下的有限信息。事实上，分位数回归结果中其它尾部分位点及中值附近的预测值仍然包含着大量有助于更精确刻画预测分布的关键信息。因此，为最大程度减少信息损失，本研究对该方法进行了改进，采用分位点 $\tau=0.1,0.15,\cdots,0.85,0.9$ 下的全部预测值，基于能够良好拟合具有厚尾特征数据的稳定分布进行拟合，并采用极大似然法的参数估计策略。由于稳定分布并不存在统一、封闭的概率密度函数的解析表达式，随机变量服从稳定分布时，当且仅当其特征函数满足：

$$E\left(e^{i\gamma y};\alpha,\beta,\gamma,\delta\right)=\begin{cases}\exp\left(-\gamma^\alpha|t|^\alpha\left[1+i\beta\text{sign}(t)\tan\frac{\pi\alpha}{2}\left((\gamma|t|)^{1-\alpha}-1\right)\right]+i\delta t\right),\alpha\neq 1\\ \exp(-\gamma|t|)\left[1+i\beta\text{sign}(t)\frac{\pi}{2}\ln(\gamma|t|)+i\delta t\right],\alpha=1\end{cases} \tag{5}$$

其中， α 为稳定分布的第一形态参数，它决定了稳定分布的拖尾厚度，通常来说有 $0<\alpha\leq 2$ 。 β 为稳定分布的第二形态参数，它决定了稳定分布的偏斜程度，有 $-1<\beta\leq 1$ 。 γ 为稳定分布的尺度参数，它描述了稳定分布的分散程度，即度量了样本分布偏离其均值的程度，有 $0<\gamma\leq\infty$ 。 δ 为稳定分布的位置参数。给定以上四个参数，稳定分布可以被唯一确定。

(四) 中国通胀风险的识别策略

为进一步量化中国的通胀风险并探讨其时变特征, 本文首先设定通胀上行阈值和下行阈值, 并且根据预测稳定分布的近似条件概率密度 $\hat{f}_{\pi_{t,t+4}}(\pi|x_t)$, 测算预测值 $\hat{Q}_{\pi_{t,t+4}|x_t}(\tau|x_t)$ 大于上行阈值的条件预测概率 $\hat{p}_{upside}$ 以及小于下行阈值的条件预测概率 $\hat{p}_{downside}$:

$$\begin{aligned}\hat{p}_{downside} &= \int_{-\infty}^{Dth} \hat{f}_{\pi_{t,t+4}}(\pi|x_t) d\pi, \\ \hat{p}_{upside} &= \int_{Uth}^{\infty} \hat{f}_{\pi_{t,t+4}}(\pi|x_t) d\pi\end{aligned}\quad (6)$$

根据历史经验, 自 2003 年第三季度至 2021 年第四季度, 中国的平均季度 CPI 同比增长率为 2.57%。基于此, 本文将通胀上行阈值设定为 5%, 并且将下行阈值设定为 0%, 并依此定义为通胀右尾风险和左尾风险⁸。在完成对未来通胀分布的拟合后, 根据对稳定分布近似概率密度函数的积分, 通胀右尾风险量化了中国在未来一年通胀水平大于 5% 的概率, 而左尾风险则量化了中国在未来一年通胀水平小于 0% 的概率, 构建思路如图 2 所示。

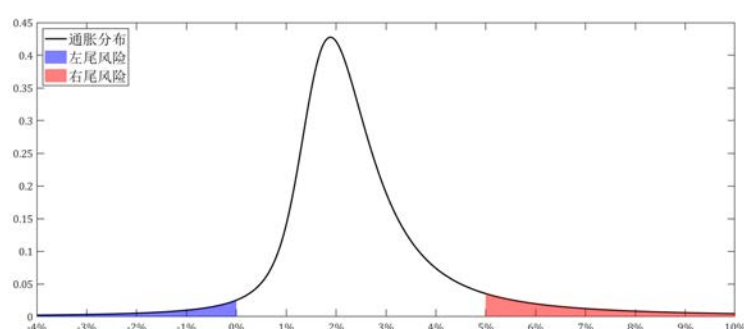
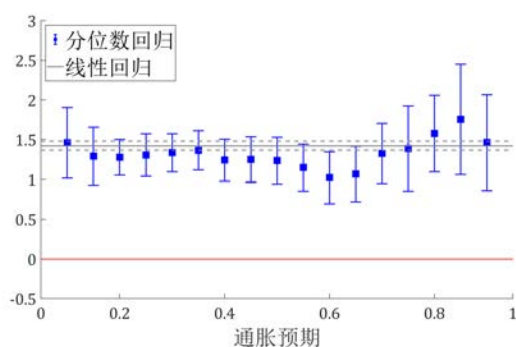


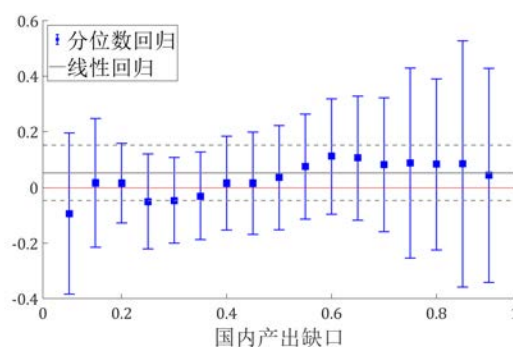
图 2 通货膨胀尾部风险的量化示意图

二、中国通货膨胀尾部风险的驱动因素

基于本文的识别策略, 预测分位数回归的结果如图 3 所示。分位数回归的具体结果见附录。



(a)



(b)

⁸ 后文将进一步展示设置上行阈值为 4% 和下行阈值为 1% 的识别结果。

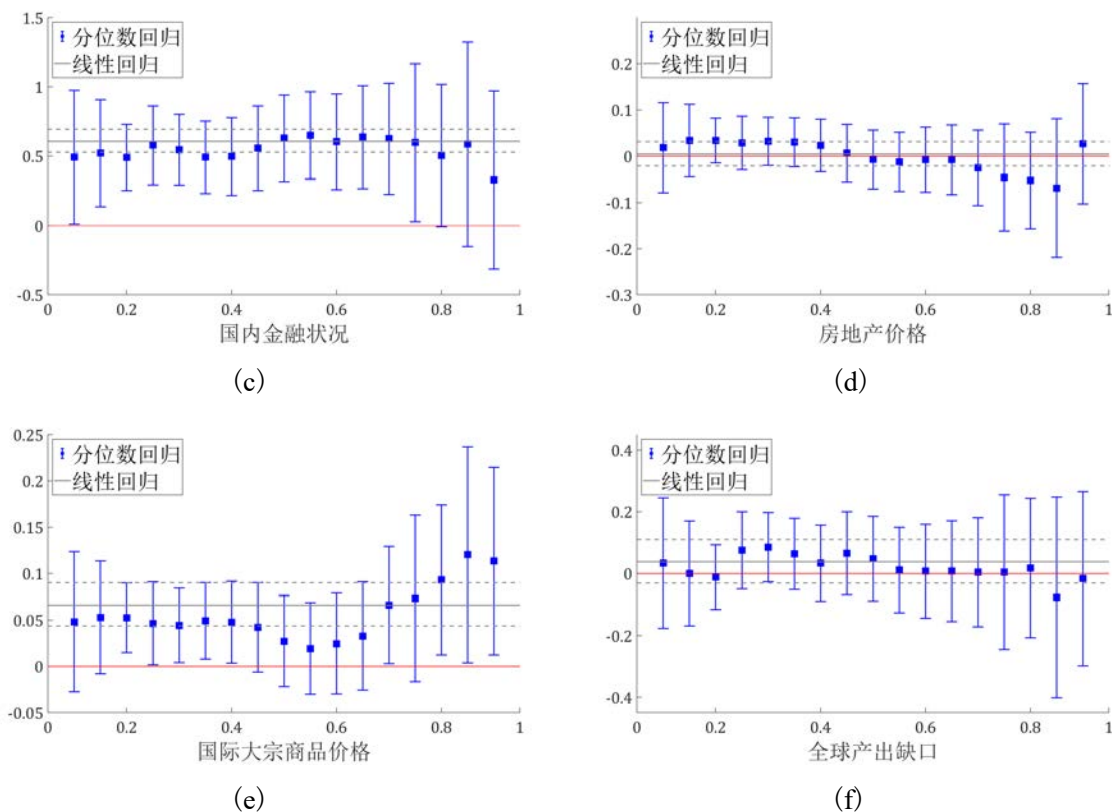


图3 预测分位数回归结果

注：横坐标为不同分位点，误差线为分位数回归结果的90%置信区间。

（一）通胀预期

通胀预期 (π_t^{LTE}) 的 OLS 回归系数为 1.42，并且在 1% 的水平上显著。即平均来看，通胀预期每增加 1%，将造成未来一年的物价涨幅增加 1.423%。以上结果表明，对中国来说，通胀预期会对中国的通胀走势造成显著影响。回归系数大于 1 还表明，中国的长期通胀预期存在“超调”现象，即在控制其它因素不变的情况下，未来一年平均通胀的变化幅度将大于长期通胀预期的变化幅度。其可能的原因在于：居民的长期通胀预期通常较为稳定，只有在经济金融状况剧烈波动时才会发生显著变化。通过对 IMF 世界经济展望历史数据库的观察可以发现，长期通胀预期的小幅修正通常伴随着中短期通胀预期的大幅震荡，而中短期通胀预期与未来真实通胀水平之间的相关系数则往往在 0 至 1 之间，这也就能够解释为何长期通胀预期的回归系数大于 1。就不同分位点的回归结果来看，长期通胀预期的回归系数相对稳定，在极端值附近仍然显著异于零，这表明长期通胀预期是中国通胀尾部风险的重要来源。

（二）国内产出缺口

国内产出缺口 (y_t^{gap}) 的 OLS 回归系数与分位数回归系数在 10% 的统计水平上均不显著。事实上，已有研究表明，21 世纪以来产出缺口或失业缺口与通胀水平之间的统计相关关系正在消失，即菲利普斯曲线的“扁平化” (Kuttner 和 Robinson, 2010)。对于发达经济体来说，历史的经验表明，大衰退引起的低增长、高失业与通货紧缩之间的联系并不稳健，即通胀水平对产出缺口或失业缺口急剧扩大这一尾部事件的负反馈并不显著，这也被称作通胀之谜。对中国来说，张成思 (2012) 基于 1978 年至 2011 年的通胀数据，发现无论在短期还是长期，中国的实际经济增长与通货膨胀之间都不存在显著的相关关系。本文的证据也表明，即便是将数据更新至 2021 年，并引入更多控制变量，以上结论依然成立。

（三）国内金融状况

国内金融状况指数 (F_t) 的线性回归系数为 0.605，在 1% 的统计水平上显著。作为一种本质上的货币

现象, 货币供应量将对通胀水平产生直接影响。此外, 国内金融状况还会通过财富渠道、流动性渠道和托宾 Q 效应影响未来的通胀水平。财富渠道是指股价等资产价格下跌产生的财富效应将减少居民和企业的消费及投资需求, 进而实现金融资产价格下跌向整体物价水平的溢出。流动性渠道是指当金融条件收紧时, 企业资产负债表的流动性状况恶化, 同时获取外部融资的成本升高, 而企业也将倾向于提高产品定价以减少损失。而托宾 Q 效应则反映了股价上升时, 托宾 Q 值上升, 进而造成企业投资扩张的路径。在开放经济条件下的混合菲利普斯研究框架内, 中国金融状况指数与通胀水平的正相关关系也再次印证了金融因素对中国通胀水平的重要驱动作用。

分位数回归的结果显示, 金融状况对中国通胀分布的影响主要集中在左尾及中值附近, 这说明金融状况是中国通货膨胀左尾风险的重要驱动因素。但是当分位数取 0.8 及以上时回归系数不再显著。而在整个分位数区间内, 回归系数的大小则保持相对稳定。如果单独考量金融状况与通胀水平的相关关系, 会发现中国金融状况改善时往往伴随着通胀水平的显著提升 (例如 2008 年全球金融危机以后), 但是当控制通胀预期及国内国外非预期因素后, 这种相关关系在统计上变得不再显著, 说明在控制其它因素以后, 国内金融状况的改善与中国通胀走势中的右尾并不存在严格的因果关系。

(四) 房地产价格

房地产价格 (HP_t) 的 OLS 回归系数与分位数回归系数在 10% 的统计水平上均不显著异于零, 这说明无论是对于中国通胀水平的条件均值还是条件分布而言, 房地产价格的影响都是不显著的。理论上, 房地产价格对投资消费的挤出效应与通过财富渠道、流动性渠道和抵押品渠道的促进效应可能同时存在, 并在一定程度上相互抵消。此外, 虽然目前在中国 CPI 篮子中以居住类科目有所反映, 但是住房权重相对较小, 而随着城镇化发展, 城市可用地变得很稀缺且价格高昂, 使得 CPI 指标可能低估住房因素 (张成思和田涵晖, 2020, 2023)。事实上, 房地产行业在中国的经济增长和经济波动中扮演着重要的角色, 并且受到政策制定者的高度关注。但是就通胀分布的预测而言, 在控制一系列其它宏观变量后, 本文的实证结果显示房价波动对中国未来通胀路径的综合影响并不显著。

(五) 国际大宗商品价格

国际大宗商品价格 (π_t^R) 的 OLS 回归系数为 0.066, 在 1% 的统计水平上显著, 这说明大宗商品的相对价格涨幅每增加 10%, 平均来说, 将造成中国未来一年的居民消费者价格指数上涨 0.66%。作为全球第一大贸易国, 中国对原油和铁矿石等工业原料、大豆和豆油等饲料粮以及铂金等矿物金属具有较高的进口依赖度。因此, 大宗商品价格的上涨将首先通过贸易渠道抬升中国工业企业进口原材料的成本, 进而增加中国的输入性通胀压力。此外, 由于大宗商品的“金融化”, 大宗商品价格中往往还体现了全球流动性、全球风险偏好以及投机需求等非实际因素, 比一般商品价格的反应更为迅速, 同时还会与金融市场产生双向溢出效应。基于此, 大宗商品价格的大幅波动还会通过金融渠道影响中国未来的通胀走势。

分位数回归的结果显示, 国际大宗商品价格的影响存在尾部效应。当分位数取值为区间左右端点附近时, 回归系数具有良好的统计显著性; 而当分位数取值为区间中值附近时, 这种影响的统计显著性消失。此外, 大宗商品价格对中国未来通胀分布左尾与右尾的影响是非对称的。当分位数取 0.2 及以下时, 回归系数平均为 0.051 且均未超过 0.06, 而当分位数取 0.8 及以上时, 回归系数平均达到了 0.108, 且均超过 0.09。这说明大宗商品价格上涨对于中国通胀水平上升的驱动作用远高于大宗商品价格下跌对中国通胀水平下降甚至通缩的驱动作用。综合来看, 大宗商品价格攀升造成的输入性通胀压力是中国通货膨胀右尾风险的重要驱动因素。

(六) 全球产出缺口

全球产出缺口 ($\tilde{y}_t^{gap}$) 的 OLS 回归系数与分位数回归系数在 10% 的统计水平上同样并不显著, 这说明全球因素对中国通胀水平的影响主要是基于国际大宗商品的价格渠道, 而非全球产出缺口的数量渠道。综上, 从风险来源的角度上看, 通胀预期下降以及国内金融状况恶化是中国通货膨胀左尾风险的主要驱动因素, 而通胀预期上升及国际大宗商品价格上涨则是中国通货膨胀右尾风险的主要驱动因素。为检验

以上结果对指标选取与数据处理方式的敏感性，本文通过将解释变量置换为核心 CPI、采用 HP 滤波测算中国的产出缺口、更换国内金融状况指标、更换全球产出缺口代理指标、对国际因素进行实际汇率调整以及合并房地产价格指标，进行稳健性检验，具体结果参见附录。

三、中国通货膨胀尾部风险的时变特征

（一）分布拟合结果

基于式（5），中国通货膨胀的分布拟合结果如图 4 所示⁹。识别结果显示，拟合分布的形态在不同时期存在显著差异。例如，在 2006 年至 2008 年，中国的通胀分布表现为整体右移、左偏与右侧厚尾的特点，这说明在该时期中国面临的通货膨胀左尾风险较低而右尾风险则整体偏高。在 2010 年至 2011 年，拟合的稳定分布呈现出尖峰且截尾的特征，即通胀偏离预测中值的概率较低，表明该时期中国发生通货膨胀的概率较高且不确定性较低。而在 2014 年至 2016 年，拟合的稳定分布则很大程度上表现为平峰且厚尾，说明该时期中国通胀的尾部风险整体偏低，但是通胀走势具有较高的不确定性。

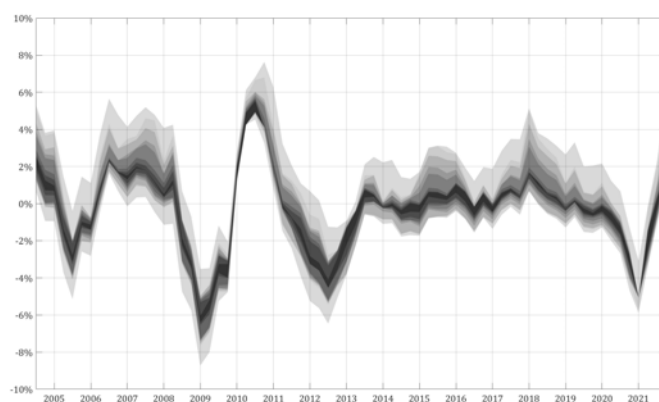


图 4 中国不同时期的通胀分布拟合结果

注：阴影热力值表征概率密度。

（二）中国通货膨胀尾部风险的识别结果

基于式（6），中国的通货膨胀左尾风险和通货膨胀右尾风险量化结果如图 5 所示。在 2004 年至 2021 年的样本期内，中国面临的通胀上行压力整体上高于下行压力，尤其是在 2013 年以前，通货膨胀右尾风险长期维持高位。由于自 21 世纪以来，中国经历了相当长一段时间高经济增长与宽货币供应并存的过程，在总需求的拉动下，中国长期面临较高的通胀右尾风险，尤其是在金融危机以前，控制通货膨胀是中国货币政策的重要目标之一。然而，自 2013 年以来，中国面临的通胀上行压力经历了趋势性下移，一方面，2012 年以前中国的国际收支长期面临经常项目和资本项目的“双顺差”局面，为维持汇率稳定，央行不得不通过被动投放基础货币对冲外汇占款。大量的基础货币投放造成了中国货币供应量的多倍扩张，进而增加了通胀的上行压力（周小川，2012），但是这种情况自 2013 年开始得到缓解。另一方面，国际大宗商品价格的迅速回落也造成通胀右尾风险下降。整体上来看，中国面临的通胀压力由右尾风险为主转变为右尾风险与左尾风险并存。需要说明的是，通货膨胀尾部风险与未来的实际通胀水平并非完全对应，这是由于实际通胀水平除了受到本文选取的“风险源”变量的驱动外，还会受到当期一系列经济金融变量及政策因素的影响。也就是说，通胀风险是否会释放为未来真实通胀水平的波动还取决于未来的经济金融状况及政策反应。接下来，本文将从经济发展的不同时期及典型时点入手，对中国通胀风险的时变特征展开更加细致的分析。

⁹ 稳定分布的参数估计结果见附录。

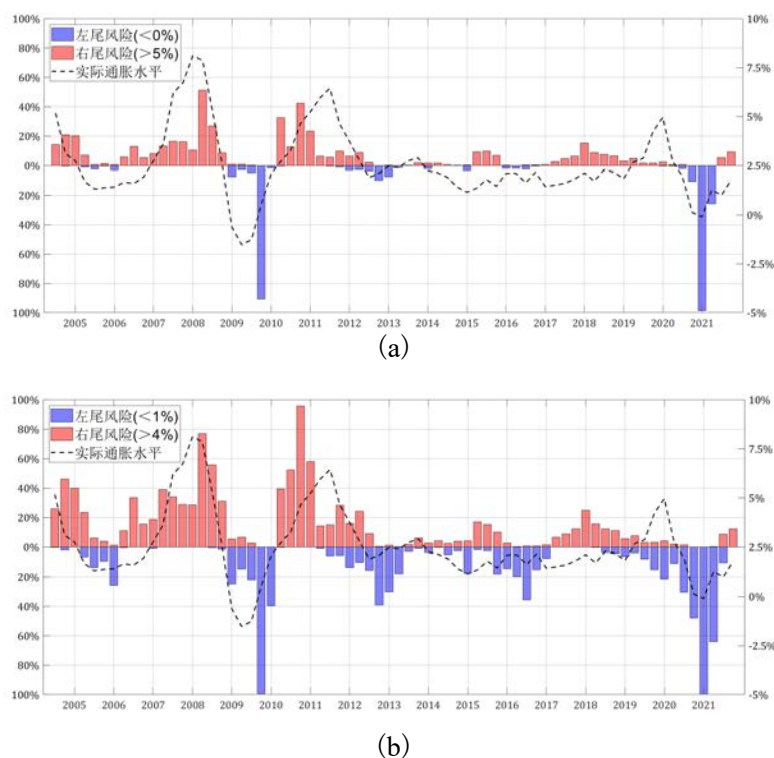


图5 中国的通货膨胀尾部风险

注：对“左尾风险”取相反数。

（三）分时段分析

本文按照全球及中国经济的演进历程，将2020年以前的时期大致划分为三个阶段。首先以2008年全球金融危机为界，第一阶段为样本起点至2007年第四季度，这一时期中国的通货膨胀整体偏高，且波动率较高，全球经济处于“大缓和”阶段。接着是2008年至2013年美联储货币政策转向以前，这一时期全球经济经历了金融危机，以及此后发达经济体的超宽松货币政策，中国受到国际因素的外溢影响，通货膨胀经历了一轮“U型”波动。最后是2013年美联储Taper至2019年，这一阶段全球经济由流动性过剩转向紧缩周期，同时发达经济体步入低利率、低通胀与低增长并存的“新常态”，中国经济则在经历了近二十年的高速增长后，逐步回落。

1. 2008年全球金融危机前：2004年第三季度至2007年第四季度

历史数据显示，中国2004年第三季度至2007年第四季度的平均通货膨胀率为2.94%，季度CPI同比增长率在1.31%至6.72%的范围波动。就典型时点来看，图6展示了2005年第三季度和2007年第三季度的通胀预测分布情况。随着中国在2001年加入世贸组织，经济迎来了一轮高速增长，总需求尤其是投资增速大幅提升，甚至出现了过热的现象，中国的通胀水平也随即显著攀升。为抑制通货膨胀，2004年中国央行采取了包括提高法定存款准备金率以及上调再贷款和再贴现利率等紧缩性货币政策。受此影响，中国的长期通胀预期显著下降，同时国内金融状况指数恶化。在二者的共同驱动下，中国2005年第三季度的通胀预测中值为2.09%，居民消费者价格指数同比小于1%的概率达到13.6%，小于0%的左尾风险达到2.38%。真实数据显示，中国2005年第三季度的CPI同比增长率为1.31%。自2006年开始，受到全球风险偏好程度上升以及金融投机需求增加的驱动，大宗商品的金融属性逐渐增强，其价格也大幅上涨，从2006年第三季度至2007年第三季度，国际大宗商品价格CRB指数的涨幅达到20.8%。同时，中国国内的经济金融状况也显著改善，表现为产出缺口收窄与股市繁荣，2006年第三季度至2007年第三季度，上证综指的涨幅更是超过200%。在以上国内国外因素的共同驱动下，中国2007年第三季度的预测稳定分布呈现出右偏、右侧长尾与左侧截尾的特点，居民消费者价格指数同比大于4%的右尾风险达到33.9%，大于5%的概率为16.4%，而小于1%的概率则不足0.1%。历史数据显示，中国2007年第三季度的真实

CPI 同比增长率达到了 6.19%。

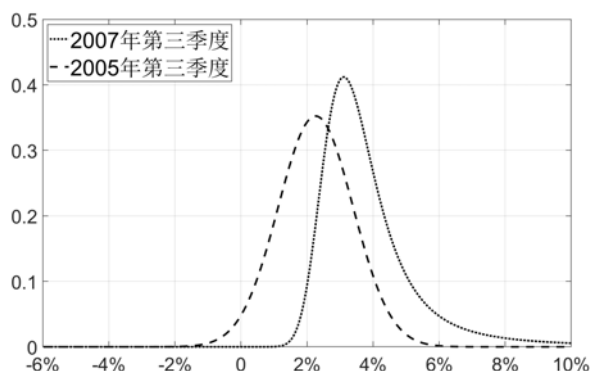


图 6 2005 年第三季度和 2007 年第三季度的通胀预测分布

注：采用稳定分布拟合，下图同。

2. 2008 年金融危机至美联储货币政策转向：2008 年第一季度至 2013 年第二季度

历史数据显示，2008 年第一季度至 2013 年第二季度，中国的平均 CPI 同比增长率为 3.24%，但是受到由美国次贷危机演变成的全球金融危机，以及此后发达经济体超宽松货币政策的影响，中国的季度通货膨胀率在-1.53%至 8.10%的范围内双向大幅波动。就典型时点来看，图 7 展示了 2009 年第四季度和 2011 年第四季度的预测分布情况。受到 2008 年的全球金融危机的影响，中国的真实经济增长率显著下滑，国内产出缺口由 2007 年第四季度的 3.18%骤降至 2008 年第四季度的-3.95%。同时，股价大幅受挫，上证综指在 2008 年第四季度下跌 27.4%，由于全球恐慌情绪的蔓延，中国的金融状况持续恶化。在“金融加速器”机制的驱动下，全球经济陷入衰退，居民的长期通胀预期也因此向下修正，IMF 针对中国的长期通胀预测由 2007 年第四季度的 3.38%下调至 2008 年第四季度的 2.61%。在实际因素、金融因素和预期因素的叠加影响下，中国 2009 年第四季度的预测分布整体左移，通胀下行压力倍增，其中 CPI 同比小于 1%的概率达到 99.4%，小于 0%的概率达到 90.6%。历史数据显示，中国 2009 年第四季度的真实 CPI 同比增长率仅为 0.52%。此后，随着美联储的零利率政策及三轮量化宽松，各国开始相继实施的超宽松货币财政政策为经济纾困，全球流动性水平迅速扩张，大宗商品价格快速上涨，CRB 指数在 2010 年第四季度的同比涨幅达到 24.07%；中国经济也开始步入危机后的复苏阶段，产出缺口收窄，金融状况改善，同时长期通胀预期向上修正。2011 年第四季度，在全球及国内经济金融状况反弹的驱动下，预测稳定分布在位置上显著右移，同时方差膨胀。量化的结果显示，居民消费者价格指数同比大于 4%的概率达到 28.3%，大于 5%的概率达到 9.8%，物价水平面临较高的上行压力。真实数据显示，中国 2011 年第四季度的 CPI 同比增长率为 4.62%。

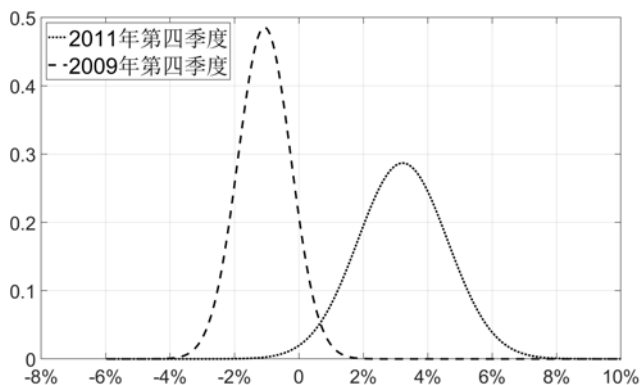


图 7 2009 年第四季度和 2011 年第四季度的通胀预测分布

3. 美联储货币政策转向至“新冠”疫情以前：2013 年第三季度至 2019 年第四季度

历史数据显示，2013 年第三季度至 2019 年第四季度，中国的平均通货膨胀率为 2.05%。在 2013 年以

后的相当长时间里, 受到经济增速放缓以及货币政策调控方式转型的影响, 中国的通胀右尾风险趋于温和, 并且在部分时段面临较高的左尾风险, 除 2019 年第四季度以外, 通胀水平均低于 3%。图 8 为 2015 年第四季度和 2017 年第四季度的稳定分布拟合。2015 年第四季度, 中国的真实 CPI 同比增长率为 1.45%, 显著低于历史均值。从预测分布拟合的角度来看, 拟合结果并未呈现出明显的左侧厚尾特征。这可能是因为 2015 年中国通胀左尾风险的驱动因素主要是美联储货币政策转向造成的国内金融状况恶化, 而 IMF 对中国的长期通胀预测从 2011 年第三季度至 2017 年第一季度维持在 3% 不变, 这说明居民的长期通胀预期保持相对稳定。受到国内金融状况恶化的影响, 中国 2015 年第四季度 CPI 同比增长率小于 1% 的概率为 42.16%, 历史数据显示, 该季度中国 CPI 同比上涨 1.45%, 这说明在其它驱动因素相对稳定的情况下, 由单一金融状况驱动的通胀风险易于化解。整体上看, 在 2013 年第三季度至 2019 年第四季度, 通胀预测分布的整体方差较小, 这一方面是因为居民的长期通胀预期保持相对稳定, 另一方面也是因为主要的驱动因素国际大宗商品价格在该时期的波动程度较为温和, 相对稳定且可预期的原材料成本一定程度上增加了中国工业企业的定价粘性。2016 年至 2017 年, 在房地产价格快速上涨的驱动下, 中国的通胀经历了短暂右尾风险。然而, 房价上涨对中国整体物价水平的溢出效应并不显著, 2017 年第四季度的通胀预测分布虽然在整体上略向右移, 且左侧截尾特征显著, 但是右侧长尾的厚度较小, 居民消费者价格指数同比增长率大于 4% 的上行概率不足 10%。这也从侧面印证了分位数回归中房地产价格并不是中国通胀风险主要驱动因素的研究结论。

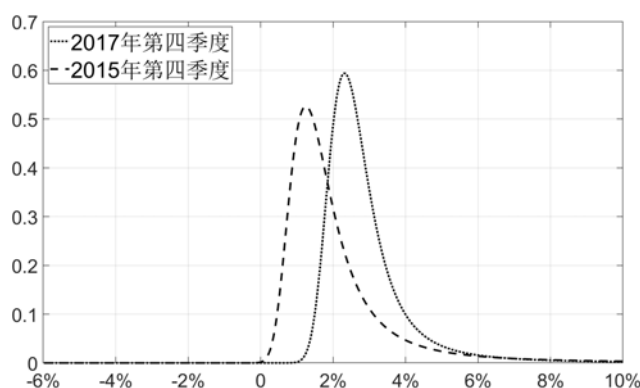


图 8 2015 年第四季度和 2017 年第四季度的通胀预测分布

四、进一步分析：2020 年以来的中国通货膨胀尾部风险

（一）2020 年以来全球与中国通货膨胀动态

2020 年以来, 全球通货膨胀形成的主要原因包括供需结构性失衡、大宗商品价格上涨以及超宽松财政货币政策。受到“供应瓶颈”(Supply Bottleneck)的影响, 全球经济供给端的修复显著滞后于需求端。2021 年以来全球供应紧张的局面, 疫情发展的不确定性、各国经济复苏的异质性、贸易保护主义的持续发酵以及地缘政治风险的加剧在很大程度上延缓了全球供应链的修复速度。迅速修复的总需求与供应瓶颈共同导致的全球经济供需结构性失衡成为“大流行”后全球通货膨胀的重要驱动因素。受到供应链断裂、能源转型以及地缘政治风险上升的影响, 大宗商品价格自 2020 年第二季度以来大幅上涨。大宗商品尤其是作为主要工业原材料的石油价格飙升增加了各国企业的生产成本, 并逐步传导至下游的终端消费品价格。此外, 为应对疫情的负面冲击, 各国相继实施了超宽松的货币财政政策, 各国政府的大规模财政刺激方案造成了全球债务规模的激增与财政赤字率的飙升。在现代货币理论的支撑下, 财政政策与货币政策的边界愈加模糊。以美联储为代表的发达经济体中央银行通过大规模印发货币增持政府债券, 实行“财政赤字货币化”, 货币超发也因此成为引起全球通货膨胀的另一个重要因素。

但是, 观察中国的通胀走势可以看到, 2020 年初受到疫情因素影响, CPI 增长率骤降。此后, 在全球高通胀与国际大宗商品价格攀升的背景下, CPI 有所上升, 但是幅度较为温和。而 2023 年以来, CPI 增速

则开始步入下行周期。基于此，本文将根据构建的在险通货膨胀研究范式，对 2020 年以来中国通货膨胀的尾部风险进行分析与事后验证。

（二）2020 年以来中国的通货膨胀尾部风险

历史数据显示，2021 年第一季度至 2021 年第四季度，中国的通胀波动性较高。基于在险通货膨胀研究框架以及 2020 年的经济金融数据，中国 2021 年第二季度至第四季度的通胀分布拟合结果如图 9 所示。2020 年第二季度，IMF 对中国的长期通胀预测由 3% 下调至 2.8%，受到疫情反复的影响，国内产出缺口扩大至 -3.95%，国内金融状况恶化。此外，“新冠”全球大流行还造成全球工业生产的停滞与国际大宗商品价格的下跌。图 9 的结果显示，在国内国外因素的综合影响下，2021 年第二季度通胀水平的预测分布拟合显著左移，同时方差扩大，通胀演进的不确定性增加，下行压力加剧。历史数据显示，中国 2021 年第二季度的实际 CPI 同比增长率为 1.27%，显著低于历史均值，说明通胀左尾风险在 2021 年第二季度释放为真实的通胀水平下行。而此后，随着国内国外经济的复苏，国际大宗商品价格迅速反弹，第三季度和第四季度，大宗商品价格 CRB 指数分别同比上涨 45.1% 和 34.6%，受到原材料成本增加的影响，2021 年下半年的通胀分布显著右移。以 2021 年第四季度为例，分布表现出左侧截尾与右侧长尾的特点，说明中国面临的通胀左尾风险逐渐转化为右尾风险。实际上，中国的真实 CPI 同比增速也确实从 2021 年第二季度的 1.27% 上升至第四季度的 1.78%。

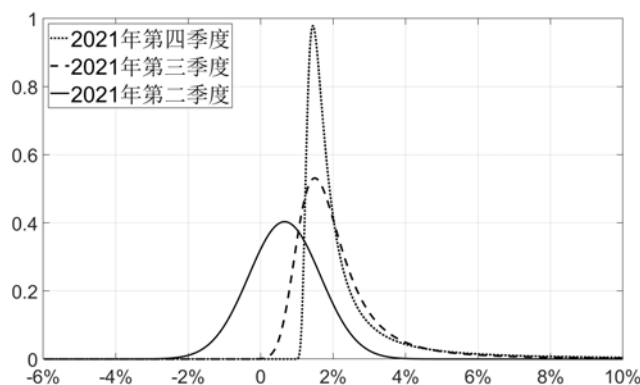


图 9 2021 年第二季度至第四季度的通胀分布

（三）对中国通货膨胀路径的事后验证

本文提供了一个基于当前数据对未来中国通货膨胀分布与尾部风险进行刻画的一般框架。根据本文的分析方法，图 10 为基于历史数据的中国未来通货膨胀路径预测，事后的实际数据显示，除 2022 年第一季度外，第二季度和第三季度的通胀水平均落在预测中值的上下 10% 置信区间内¹⁰。具体来说，2022 年第二季度的通胀预测中值为 2.42%，实际通胀水平为 2.30%，绝对预测误差为 +0.12%，预测误差率为 4.95%；2022 年第三季度的通胀预测中值为 2.74%，实际通胀水平为 2.80%，绝对预测误差为 -0.06%，预测误差率为 2.18%。整体上，本文基于在险通货膨胀方法构建的中国通胀路径，对实际通胀水平具有较好地预测效果。

¹⁰ 2022 年第一季度，受到疫情反复的影响，需求端面临收缩，制造业采购经理人指数（PMI）降至 50 以下，对物价水平施加下行压力，CPI 同比增长率降至 1.5%。

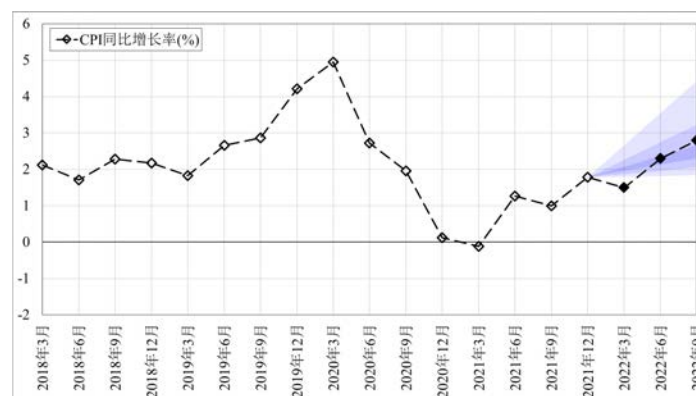


图 10 2022 年中国通胀路径的事后验证

注：预测区域为 70%、50%和 20%置信区间。

需要关注的是，受到国内金融状况恶化的影响，中国目前面临的通货膨胀左尾风险有所上升。本文发现，通胀预期和国内金融状况是中国通货膨胀左尾风险的主要驱动因素。一方面，数据显示，IMF 对中国未来五年通货膨胀的预测维持在 2.2%，说明长期通胀预期基本保持稳定。但是从国内金融状况的分项子指标来看，M2 同比增长率由 2023 年第一季度的 15.32%下降至第二季度的 14.18%，金融机构贷款同比增长率由 11.95%下降至 11.89%，第二季度上证综指下跌 2.34%，实际有效汇率指数下跌 6.26%。另一方面，驱动中国通货膨胀右尾的国际大宗商品价格上涨较为温和。因此，应当及时关注当前面临的物价下行压力，进行必要的政策储备。

五、结论与政策建议

通货膨胀水平波动加剧是当前世界经济的重要特征。中国的 CPI 增速在 2021 年至 2022 年温和上行，2023 年开始持续下行，步入负值区间。对于旨在维护物价稳定的中央银行来说，评估特定环境下的通货膨胀尾部风险是其进行宏观调控的必要步骤。纵观已有文献，大部分建立在传统线性回归的方法之上，探讨国内国外因素对通胀条件均值的当期影响，而本文则着重探讨条件均值无法反映的尾部风险。具体来说，根据中国的宏观经济时间序列数据，基于开放经济条件下的混合菲利普斯曲线理论基础，构建包含预测分位数回归和稳定分布拟合在内的在险通货膨胀分析框架，识别中国的通货膨胀尾部风险，探讨其驱动因素与时变特征，并前瞻性刻画中国的未来通胀路径。结果发现，通胀预期、国内金融状况和国际大宗商品价格是中国通货膨胀尾部风险的主要来源。不同因素对通胀尾部风险的驱动作用存在非对称效应，中国的通货膨胀左尾风险主要生成于通胀预期下降以及国内金融状况收紧，而通货膨胀右尾风险则主要生成于通胀预期上升以及国际大宗商品价格上涨。进一步，本文以 2022 年实际数据进行验证，发现本文构建的中国通胀路径具有良好的事前预测效果。

基于以上，本文提出以下政策建议：

一是在货币政策的跨周期设计中，纳入通胀风险因素。稳定物价是中国央行的职责之一，并且对中国经济发展与民生状况具有重要意义。基于此，当局在货币政策的跨周期设计中，应当增强对通胀未来走势的研判，通过前瞻性的政策工具或预期调控化解物价水平的异常波动风险。由于通胀变化具有一定的粘性与滞后性，因此完全后顾型政策可能会造成福利损失。本文的研究结论显示，中国的通货膨胀左尾风险主要生成于通胀预期下调以及国内金融状况收紧，而通货膨胀右尾风险则主要生成于通胀预期上升以及国际大宗商品价格上涨。因此，当局可以在货币政策的跨周期设计中纳入这些因素，在客观评估中国通胀走势的基础上，通过相应的货币政策工具化解通胀尾部风险，避免因事后补救而陷入被动。

二是关注国内金融状况，妥善应对通胀下行压力。2023 年以来，中国的 CPI 持续走低，在个别月份掉入负值区间，通胀下行压力加剧。通胀低迷一定程度上反映了总需求不足，尤其是居民的消费意愿不足。结合中国地方政府和房地产企业的高金融负担，应当以日本“失去的十年”为教训，需要警惕陷入

类“债务—通缩”螺旋。本文的研究结论显示，国内金融状况收紧是中国通货膨胀左尾风险的重要驱动因素，事实上，2022 年开始，中国的金融压力有所上升，表现在股市低迷、外资流出与人民币汇率贬值。对此，一方面应确保相对宽松的融资环境，特别是对中国经济运行具有重要支撑作用的房地产行业，应提供必要的流动性支持。另一方面，应采取扩张性的财政政策和货币政策，在降低利率的同时，可以适当提高财政赤字率，形成宽松的政策组合。

三是加强公众沟通，稳定通胀预期。本文的研究结论显示，通胀预期同时是中国通胀右尾风险与左尾风险的驱动因素，会显著影响中国的未来通胀路径。基于以上，在稳增长与防风险的总体要求，以及面对国内经济三重压力与复杂外部环境的情况下，应着力稳定公众的通胀预期。一方面，稳定的通胀预期有助于实际通胀水平维持在可控范围，释放财政货币政策空间。另一方面，通胀预期的锚定也有利于企业和居民平滑投资、消费决策，充分释放经济增长潜力。通胀预期生成于个体的历史经验，以及对未来可能政策走向的判断。对此，应当加强公众沟通，在经济面临下行压力时着力提振市场信心，特别是提升宏观经济政策的规则性与透明度，出台取向一致的政策组合，让政策走向更加清晰可预见。

【参考文献】

- [1] 卞志村,胡恒强.粘性价格、粘性信息与中国菲利普斯曲线[J].世界经济,2016,(4):22~43.
- [2] 蔡昉.人口转变、人口红利与刘易斯转折点[J].经济研究,2010,(4):4~13.
- [3] 丁志杰,严灏,丁玥.人民币汇率市场化改革四十年: 进程、经验与展望[J].管理世界,2018,(10):24~32.
- [4] 何启志,姚梦雨.中国通胀预期测度及时变系数的菲利普斯曲线[J].管理世界,2017,(05):66~78.
- [5] 胡颖之,袁宇菲.中国住宅销售价格对居民消费的影响[J].经济学(季刊),2017,16(03):1031~1050.
- [6] 黄益平,王勋,华秀萍.中国通货膨胀的决定因素[J].金融研究,2010,(06):46~59.
- [7] 纪敏.警惕全球通胀和利率中枢上升风险[J].中国金融,2022,(22):50~51.
- [8] 孟宪春;张屹山.家庭债务、房地产价格渠道与中国经济波动[J].经济研究,2021,56(05):75~90.
- [9] 欧阳志刚,潜力.国际因素对中国通货膨胀的非线性传导效应[J].经济研究,2015,(6):89~102.
- [10] 谭小芬,王欣康,杨雅涵.全球化与通货膨胀[J].中国工业经济,2023,(5):24~42.
- [11] 王维国,王霄凌,关大宇.中国金融条件指数的设计与应用研究[J].数量经济技术经济研究,2011,(12):115~131.
- [12] 伍戈,刘琨.中国通胀与产出的动态研究——基于时变性的菲利普斯曲线[J].财贸经济,2014,(10):61~72+104.
- [13] 徐忠,张雪春,邹传伟.房价、通货膨胀与货币政策——基于中国数据的研究[J].金融研究,2012,(06):1~12.
- [14] 张成思,田涵晖.通货膨胀结构性分化与货币政策反应机制[J].世界经济,2020,43(09):3~26.
- [15] 张成思,田涵晖.货币政策重新寻锚: 通货膨胀的概念与度量再研究[J].经济研究,2023,58(01):73~89.
- [16] 张晓晶,刘磊.宏观分析新范式下的金融风险与经济增长——兼论新型冠状病毒肺炎疫情冲击与在险增长[J].经济研究,2020(6):4~21.
- [17] 郑挺国,王霞,苏娜.通货膨胀实时预测及菲利普斯曲线的适用性[J].经济研究,2012,47(03):88~101.
- [18] 周小川.金融危机中关于救助问题的争论[J].金融研究,2012,(9):1~19.
- [19] 祝梓翔,邓翔.外国产出波动、通货膨胀与中国菲利普斯曲线的平坦化[J].世界经济,2023,46(01):63~94.
- [20] Adrian T., Nina B., Domenico G., 2019, Vulnerable Growth [J]. American Economic Review, 109(4), 1263~1289.
- [21] Arrigoni S., Bobasu A., Venditti A F., 2020, The Simpler the Better: Measuring Financial Conditions for Monetary Policy and Financial Stability [R]. ECB Working Papers, No. 2451.
- [22] Banerjee R., Mehrotra A., Zampolli F., 2020, Inflation at Risk from Covid-19 [R], BIS Bulletin, No. 28.
- [23] Banerjee R., Mehrotra A., Zampolli F., 2023, Fiscal Sources of Inflation Risk in EMDEs: the Role of the External Channel [R]. BIS Working Paper, No. 1110.
- [24] Blanchard O J., Bernanke B S., 2023, What Caused the US Pandemic-Era Inflation [R]. NBER Working Paper, No. 31417.
- [25] Christiano L.J., Motto R., Rostagno M., 2014, Risk Shocks [J]. American Economic Review, 104(1), 27~65.
- [26] Christiano L.J., Eichenbaum M.S., Trabandt M., 2015, Understanding the Great Recession [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 7(1): 110~167.
- [27] Di Giovanni J., Kalemli-Özcan Ş., Silva A., Yildirim M A., 2022, Global Supply Chain Pressures, International Trade, and Inflation [R]. NBER Working Paper, No. 30240.
- [28] Forbes K., 2019, Has Globalization Changed the Inflation Process [R]. BIS Working Paper, No. 791.
- [29] Friedman M., 1968, The Role of Monetary Policy [J]. American Economic Review, 58(3), 1~17.
- [30] Galí J., Gertler M., 1999, Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis [J]. Journal of Monetary Economics, 44(2), 195~222.
- [31] Galí J., Gambetti L., 2019, Has the U.S. Wage Phillips Curve Flattened? A Semi-Structural Exploration [R]. NBER Working Paper, No. 25476.
- [32] Garratt A., Petrella I., 2022, Commodity Prices and Inflation Risk [J]. Journal of Applied Econometrics, 37(2), 392~414.
- [33] Gilchrist S., Schoenle R., Sim J., Zakrajšek E., 2017, Inflation Dynamics during the Financial Crisis [J]. American Economic Review, 107(3), 785~823.

- [34] Guerrieri L., Gust C., López-Salido J.D., 2010, International Competition and Inflation: A New Keynesian Perspective [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(4): 247~280.
- [35] Hamilton J.D., 2018, Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter [J]. *Review of Economics and Statistics*, 100(5), 831~843.
- [36] Hamilton J.D., 2021, Measuring Global Economic Activity [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 36(3), 293~303.
- [37] Hazell J., Herreño J., Nakamura E., Steinsson J., 2022, The Slope of the Phillips Curve: Evidence from U.S. States [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 137(3), 1299~1344.
- [38] Iacoviello M., Neri S., 2010, Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2), 125~164.
- [39] Kamber G., Wong B., 2020, Global Factors and Trend Inflation [J/OL]. *Journal of International Economics*, No. 103265, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2019.103265>.
- [40] Kaplan G., Mitman K., Violante G.L., 2020, The Housing Boom and Bust: Model Meets Evidence [J]. *Journal of Political Economy*, 128(9), 3285~3345.
- [41] Kilian L., Zhou X Q., 2018, Modeling Fluctuations in the Global Demand for Commodities [J]. *Journal of International Money and Finance*, 88, 54~78.
- [42] Kuttner T., Robinson T., 2010, Understanding the Flattening Phillips Curve [J]. *The North American Journal of Economics and Finance*, 21(2), 110~125.
- [43] Lopez-Salido D., Loria F., 2024, Inflation at Risk [J/OL]. *Journal of Monetary Economics*, No. 103570, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2024.103570>.
- [44] Melitz M J., Ottaviano G I P., 2008, Market Size, Trade, and Productivity [J]. *Review of Economic Studies*, 75(1): 295~316.
- [45] Mian A., Rao K., Sufi A., 2013, Household Balance Sheets, Consumption, and the Economic Slump [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 128(4), 1687~1726.
- [46] Phelps E S., 1968, Money-wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium [J]. *Journal of Political Economy*, 76(4), 678~711.

Tail risk of Inflation in China: identification, driving factors and time-varying characteristics

WANG Xinkang TAN Xiaofen

Summary: The intensification of fluctuating inflation levels is a prominent feature of the current global economy. Since 2021, driven by robust demand triggered by extensive fiscal and monetary stimuli, coupled with supply shortages caused by global supply chain pressures, global inflation has continued to rise. The overall level of global inflation has exhibited a “reverse U” trend since 2020. According to statistics, the annual inflation rate in the United States reached 8.0% in 2022, marking a new high since 1981, while the Eurozone reached 8.5%, the highest since its establishment. Since 2023, although inflation has been maintained at a certain level, it has rapidly declined under the aggressive interest rate hike strategies of major advanced economies' central banks. China's CPI growth rate was relatively moderate from 2021 to 2022, but it has been consistently decreasing since 2023. As of October 2023, China's CPI year-on-year growth rate has been below 0.2% for seven consecutive months.

For central banks aiming to achieve specific inflation targets, evaluating the tail risks of inflation under the current economic and financial conditions is a necessary step in their macroeconomic management. Particularly for policymakers in various countries, assessing future risks is of considerable importance. The essence of monetary policy operations aimed at price stability is to achieve a return to the established inflation target under specific risks. For China, despite the need for monetary policy formulation to consider multiple goals and constraints such as full employment, international balance of payments, and financial stability, price stability has always been one of the primary monetary policy objectives of the central bank. Achieving the established goal of price stability requires authorities to accurately grasp the inflation risks faced by China. This is done through forward-looking and rule-based policy adjustments, avoiding the time inconsistency problems associated with ad hoc decision-making and the high costs of remedial actions afterward.

Lopez-Salido and Loria (2024) introduced the concept of Inflation-at-Risk (IaR), which involves constructing an inflation forecast distribution to identify the probability of inflation exceeding or falling below specific thresholds, thereby measuring the tail risks associated with inflation outlooks. On one hand, in line with the definition of risk, inflation risk falls under the domain of intertemporal research, assessing the likelihood of future inflation “unanchoring”. On the other hand, distinct from point estimates and conditional forecasts, the construction of the inflation forecast distribution allows for the incorporation of non-linearity and asymmetry in inflation levels influenced by specific macroeconomic factors. The advantages of the Inflation-at-Risk research framework are as follows: (1) Maintaining price stability is a crucial responsibility of central banks worldwide. While traditional linear regression models can offer a range of unbiased explanations for price fluctuations, for policymakers, risk identification and early warning signals are sometimes even more critical than causality inference based on generating unbiased estimates. (2) Compared to conditional means, distribution fitting provides authorities with a more comprehensive policy design timeline and toolset by identifying tail risks associated with future inflation. In summary, the paradigm of Inflation-at-Risk research offers a scenario analysis framework tailored to inflation risk assessment.

This paper, based on quarterly time series data from China spanning from 2003 to 2021, employs an hybrid Phillips curve framework under open-economy conditions. It incorporates quantile regression and stable distribution fitting techniques to construct an Inflation-at-Risk analysis framework. The objective is to identify tail risks in China, investigate their driving factors and time-varying characteristics, and provide a prospective depiction of China's future inflation path. The findings reveal that inflation expectations, domestic financial conditions, and international commodity prices are the primary sources of tail risks in China's inflation. Different factors exhibit asymmetric effects on the tail risks of inflation, where downward inflation risks in China mainly stem from declining inflation expectations and tightening domestic financial conditions. Conversely, upward inflation risks are primarily driven

by rising inflation expectations and increasing international commodity prices. Further validation suggests that the inflation path constructed in this paper serves as an effective early warning system for actual inflation in China.

The marginal contributions of this paper can be summarized as follows: First, from a research perspective, it introduces a novel macroeconomic research paradigm centered on Inflation-at-Risk to identify the distribution characteristics and tail risks of inflation in China. Prior literature primarily discussed the contemporaneous impact of domestic and foreign factors on China's inflation mean. However, this paper places a specific emphasis on the exceptional price volatility risks facing China, especially deflationary risks. Second, in terms of research content, by combining an hybrid Phillips curve framework under open-economy conditions with the identification of inflation distribution and tail risks, it explores the driving factors and time-varying characteristics of inflation risks in China. The paper systematically examines the mechanisms behind the emergence of deflationary and inflationary risks in China, thereby expanding the scope of existing research. Third, in terms of practical application, it enhances the research methods employed by Adrian et al. (2019) and Lopez-Salido and Loria (2024). Leveraging quarterly inflation data from China, it constructs a set of indicators for deflationary and inflationary risks in China and quantitatively evaluates China's inflation path. Compared to traditional inflation forecasting literature, this paper is grounded in a more robust theoretical foundation and holds greater policy reference value.

Keywords: Tail risk of inflation; Inflation-at-Risk; Inflation expectation; Financial condition; Inflation path

中国区域“国内国际双循环”：路径、特征与联动分析¹

葛阳琴² 何晓风³ 谢建国⁴

【摘要】通过构建区域“国内国际双循环”测算模型,利用世界投入产出数据和中国区域间投入产出表构建嵌入式投入产出表,本文研究了2002~2017年中国区域参与双循环的路径和特征,并分析了基于价值链分工视角的中国区域双循环联动。研究发现:(1)中国经济具有典型的“本地偏好”特征,国内循环起主导作用,国内循环中以区域内分工和贸易为主,国际循环中以最终品出口和简单GVC为主,整体上嵌入复杂NVC和复杂GVC的程度不够;(2)各区域参与双循环均以国内循环为主,但具体循环路径差异明显,且呈现出明显的地理分布特征,国内循环份额呈现出从中心向四周散射减弱的特征,国际循环份额呈现出从四周向中心集中减弱的特征;(3)制造业相对更多参与国际循环,以最终品出口和简单GVC为主,各区域部门的国内循环和国际循环存在一定的分离;(4)从NVC和GVC的耦合协调水平来看,除少数省份外,多数省份仍未实现双循环联动发展,但总体呈现出良好的发展态势,向双循环联动不断演进。文章的结果表明,如何进一步形成阶梯式区域分工、加强NVC和GVC的链接、促进内外有效联动仍然是中国政府构建新发展格局亟需解决的问题。

【关键词】双循环 路径 联动 嵌入式投入产出表

引言

改革开放以来,中国抓住新一轮全球化的浪潮,制定了出口导向型的国际大循环战略,凭借自身人口红利和资源优势融入全球价值链分工,取得了举世瞩目的巨大成功,并成为推动中国经济增长的重要动力。然而,以“外循环”为主导的经济发展战略也导致了“内循环”发展相对滞后。经典的国际贸易理论认为,国际贸易一般内生于国内贸易,是在国内贸易的基础上发展起来的(Ohlin, 1933; 杨小凯, 2003),而改革开放以来的中国经济循环的发展逻辑也导致了“外循环”和“内循环”之间无法有机链接。近年来,发达国家经济增长乏力导致的国内保护主义思想回潮,伴随大国博弈、新冠疫情等冲击,全球化进程遭遇了前所未有的挑战,中国经济发展面临的不稳定性和不确定性明显增加。面对国内外环境的巨大变化,党中央提出了“构建国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”的战略部署。中国是典型的大国经济体,由于资源禀赋、产业结构、经济发展水平、对外开放政策等差异,中国各区域参与国内循环和国际循环存在较大差异。因此,构建双循环新发展格局的首要任务是要厘清中国内部各区域在双循环中的角色和定位,明晰各区域参与双循环的具体路径,以及各区域国内循环和国际循环联动的发展模式。这对于准确把握各区域在新发展格局中的角色和使命,探索构建新发展格局的精准路径具有重要的现实价值。

自双循环新发展格局被提出以来,学界对新发展格局的科学内涵、理论逻辑、实施路径、政策体系等问题展开了广泛的研究和探讨(黄群慧, 2021; 江小涓和孟丽君, 2021; 裴长洪和刘洪愧, 2021)。然而,关于国内国际双循环的内涵尚未能达成一致,主要存在两种观点:一种是从国民经济核算的角度,认为国内循环是“内需”,以国内需求为出发点和落脚点,形成的投资、生产、分配、流通、消费的循环系统,而国际循环则是“外需”,以满足国外需求为出发点和落脚点,以外部需求拉动的循环(黄群慧和倪红福, 2021);另一种是从产品市场和资源供给的地域角度,认为国内循环是指整个经济循环系统在主

¹ 原载于《数量经济技术经济研究》2024年第5期

² 葛阳琴, 副教授, 合肥工业大学经济学院

³ 何晓风, 硕士研究生, 合肥工业大学经济学院

⁴ 谢建国, 教授, 南京大学商学院、南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心

权国家内部开展并完成，而国际循环则指整个经济循环系统借助了国外原材料、国外中间品或国外消费市场开展并完成（汤铎铎等，2020；黎峰，2021）。学者们也尝试着对国内国际双循环进行定量分析，主要基于两种方法：一种是基于总值贸易数据构建统计性指标，如中间投入、中间需求和最终需求（黄群慧和倪红福，2021；李敬和刘洋，2022）、最终需求内外依存度（陈全润等，2022）、集中度指数、依存度指数、竞争优势指数和内卷程度指数等（丁晓强和张少军，2022）。另一种是基于世界投入产出表和全球价值链分解方法，分解出国内循环和国际循环产生的增加值，如黄群慧和倪红福（2021）从国内最终品生产和国际最终品生产视角分解出国内循环和国际循环；黎峰（2021）基于出口增加值的分解思路，以国内中间品配套和国内市场需求实现的增加值来核算国内循环，以国外中间品配套和国外市场需求实现的增加值来核算国际循环；侯俊军等（2023）从企业供需循环的视角，通过识别不同类型的企业核算一国的国内循环和国内国际循环。此外，还有部分学者探讨了国内循环和国际循环的联动，如赵文举和张曾莲（2022）考察中国经济双循环的耦合协调度，黎峰（2022）基于跨国面板数据实证检验国内循环和国际循环的联动关系。

经济循环的本质是分工和价值增值（黄群慧，2021），与本文密切相关的另一支文献是全球价值链（Global Value Chain, GVC）和国内价值链（National Value Chain, NVC）。学界对 GVC 上各国的价值创造和利益分配进行了广泛深入的研究（Johnson 和 Noguera, 2012；Koopman 等，2014；Wang 等，2013、2017；Kee 和 Tang, 2016）。随着经济全球化和国内区域经济一体化的发展，一国内部区域在 GVC 中的分工和地位引起了诸多学者的关注，Meng 等（2013）较早将中国区域投入产出表嵌入到世界投入产出表构建嵌入式投入产出表，分析 GVC 在中国内部区域的延伸。李跟强和潘文卿（2016）、倪红福和夏杰长（2016）考察了中国区域在 GVC 中的位置及其变化。随着国内价值链测算方法的不断完善（苏庆义，2016；李跟强和潘文卿，2016；黎峰，2020），学者们开始关注一国或区域嵌入双重价值链的程度和特征。潘文卿和李跟强（2018）从增加值供求视角考察了中国各区域参与 NVC 与 GVC 过程中的增加值收益，研究表明，中国各地区参与价值链分工所带来的增加值收益主要源于本区域价值链，其次是 NVC，最后才是 GVC。马丹和郁霞（2021）、何雅兴等（2021）基于嵌入式投入产出表测算了中国各省参与 GVC 和 NVC 的增加值收益，研究发现，中国多数省份存在显著的“本地偏好”，参与 GVC 和 NVC 的比重都不高，且在部门层面存在异质性。此外，也部分学者探讨了 NVC 和 GVC 的互动融合，如张少军和刘志彪（2013）基于联立方程模型发现 NVC 和 GVC 存在显著的负相关关系，潘文卿和李跟强（2018）、余丽丽和彭水军（2022）基于增加值收益视角考察了中国各地区参与 NVC 和 GVC 的增加值互动关系和区域互动特征。

已有研究从不同的视角对国内国际双循环及其特征进行了探讨，为相关的研究提供了很好的参考，但仍存在进一步拓展的空间：首先，已有的双循环定量研究侧重于国家整体层面的分析，较少从国内区域层面深入考察区域双循环的特征；其次，现有研究方法尽管刻画了中国嵌入双重价值链分工的路径，未能完整刻画国内区域嵌入双循环的路径，尤其是国内循环的具体路径，而这种分析对于厘清当前中国双循环特征、了解中国双循环演进规律无疑是非常重要的；再次，尚未有文献分析区域层面国内循环和国际循环的联动特征以及刻画双循环联动的演化路径。鉴于此，本文构建中国区域“国内国际双循环”测算模型，研究了中国区域参与双循环的路径，并考察了基于价值链分工的中国区域双循环联动的特征和演进路径。

本文可能的贡献与创新之处在于：第一，拓展了已有的区域增加值分解框架，对国内循环的具体路径进行更为细致的刻画，将国内循环分解为区域内最终品贸易、区域间最终品贸易、区域内生产分工、简单 NVC 和复杂 NVC 五个部分，进而从国内循环和国际循环的视角将各区域 GDP 完全分解为区域内最终品贸易、区域间最终品贸易、区域内生产分工、简单 NVC、复杂 NVC、最终品出口贸易、简单 GVC 和复杂 GVC 八个部分，完整地刻画了中国区域经济双循环的链式循环过程和价值分布，为准确理解和分析中国经济双循环提供了理论分析框架；第二，基于编制的嵌入式投入产出表，从国内循环和国际循环的视角，全面分析了 2002~2017 年中国各省级区域的嵌入路径和特征，为准确识别中国经济双循环的基础和可能存在的堵点和风险点提供经验证据。第三，将双循环的特征分析进一步扩展到国内循环和国际循

环联动分析上, 从价值链分工视角, 基于 NVC 和 GVC 的耦合协调度分析了中国区域双循环联动的特征和演进趋势, 拓展了现有的研究。

一、中国区域“国内国际双循环”测算模型

构建“国内国际双循环”测算模型, 需要首先厘清“国内循环”和“国际循环”的内涵。从现代产业经济学视角, “循环”是指从原材料供给、零部件等中间品生产、制成品加工制造到最终品消费的整个流程(黎峰, 2021)。这一内涵, 本质上是和马克思主义政治经济理论中“总循环”的内涵是一致的, 涵盖了生产、分配、流通和消费四个环节⁵。在此基础上, 本文借鉴黎峰(2021)的研究, 从产品市场和资源供给的地域角度, 对国内循环和国际循环进行界定。具体而言, “国内循环”是指从产业链上游原材料供应、中游中间品生产, 到下游制成品生产和最终消费的整个循环流程都在主权国家内部开展并完成; “国际循环”是指从产业链上游原材料供应、中游中间品生产到下游制成品生产和最终消费的整个循环流程借助了国外原材料、国外中间品或是国外消费市场开展并完成。

(一) 嵌入式投入产出表

为了完整刻画中国大陆各区域参与国内国际双循环的增值收益和特征, 本文参考马丹和郁霞(2021)的研究, 将中国区域间投入产出表(China Multi-Regional Input Output Table, CMRIOT)嵌入世界投入产出表(World Input-Output Table, WIOT), 编制中国区域嵌入世界的嵌入式投入产出表(Chinese Embedded International Input Output Table, CEMIOT), 结构如下:

表1 嵌入式投入产出表的结构

			中间使用						最终使用						总 产 出
			国内			国外			国内			国外			
			R1	...	R _n	E2	...	EG	R1	...	R _n	E2	...	EG	
中 间 投 入	国 内	R1	Z_{11}^{RR}	...	Z_{1n}^{RR}	Z_{12}^{RF}	...	Z_{1G}^{RF}	Y_{11}^{RR}	...	Y_{1n}^{RR}	Y_{12}^{RF}	...	Y_{1G}^{RF}	X_1^R
		...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	
		R _n	Z_{n1}^{RR}	...	Z_{nn}^{RR}	Z_{n2}^{RF}	...	Z_{nG}^{RF}	Y_{n1}^{RR}	...	Y_{nn}^{RR}	Y_{n2}^{RF}	...	Y_{nG}^{RF}	X_n^R
	国 外	E2	Z_{21}^{FR}	...	Z_{2n}^{FR}	Z_{22}^{FF}	...	Z_{2G}^{FF}	Y_{21}^{FR}	...	Y_{2n}^{FR}	Y_{22}^{FF}	...	Y_{2G}^{FF}	X_2^F
		...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	
EG		Z_{G1}^{FR}	...	Z_{Gn}^{FR}	Z_{G2}^{FF}	...	Z_{GG}^{FF}	Y_{G1}^{FR}	...	Y_{Gn}^{FR}	Y_{G2}^{FF}	...	Y_{GG}^{FF}	X_G^F	
增加值			Va_1^R	...	Va_n^R	Va_2^F	...	Va_G^F							
总投入			$(X_1^R)'$	...	$(X_n^R)'$	$(X_2^F)'$	...	$(X_G^F)'$							

注: Rn 表示国内区域 n, EG 表示经济体 G。

如表1所示, 假设世界上存在 G 个国家, S 个部门, 将区域异质性的国家称为目标国, 并用 R 表示, 目标国 R 包含 n 个区域。用上标 F 表示除目标国以外的其他经济体。 Z 为中间投入品矩阵, Y 为最终品矩阵, 由上表的数量关系, 可得直接消耗系数矩阵 A , 详见附录 A⁶。 X_i^R 和 X_j^F 分别表示目标国区域 i 和经济体 j 的总产出(总投入), Va_i^R 和 Va_j^F 分别表示目标国区域 i 和经济体 j 的增加值。增加值系数向量是 V_i^R 、 V_j^F , 分别表示目标国区域 i 和经济体 j 的增加值系数。

⁵ 根据马克思主义政治经济学理论, 经济学中的“循环”包含了产业资本的“微循环”、两大部类产业的“中循环”和社会再生产的“总循环”(包括生产、分配、流通、消费四个环节的国民经济循环)(王国刚, 2020)。

⁶ 本文附录详见《数量经济技术经济研究》杂志网站, 下同。

（二）测算模型

与单国或多国的投入产出模型相似，在嵌入式投入产出模型中，世界投入产出关系可表示为：

$$\begin{bmatrix} X^R \\ X^F \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A^{RR} & A^{RF} \\ A^{FR} & A^{FF} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X^R \\ X^F \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Y_d^{RR} + Y_f^{RR} + Y^{RF} \\ Y^{FR} + Y^{FF} \end{bmatrix} \quad (1)$$

即 $X = AX + Y$ ，进而有 $X = (I - A)^{-1}Y = BY$ ，其中 $B = (I - A)^{-1}$ 表示全球里昂惕夫逆矩阵， A^{RR} 、 A^{FF} 为经济体内部直接消耗系数矩阵， A^{RF} 为目标国对其他经济体的直接消耗系数矩阵， A^{FR} 为其他经济体对目标国的直接消耗系数矩阵， Y_d^{RR} 为目标国区域内最终品贸易， Y_f^{RR} 为目标国区域间最终品贸易。

参考 Miller 和 Blair（2009）对 B 分解，得：

$$X = BY = \underbrace{[I - (A^*)^2]^{-1}}_{M_3} \underbrace{(I + A^*)}_{M_2} \underbrace{(I - \hat{A})^{-1}}_{M_1} Y \quad (2)$$

其中， $\hat{A} = \begin{bmatrix} A^{RR} & \\ & A^{FF} \end{bmatrix}$ 为经济体内部直接消耗系数矩阵， $A^* = (I - \hat{A})^{-1}(A - \hat{A})$ 。

分离出 A 中的经济体内部和经济体间的直接消耗系数分块矩阵，得：

$$A = \begin{bmatrix} A^{RR} & \\ & A^{FF} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} & A^{RF} \\ A^{FR} & \end{bmatrix} \quad (3)$$

结合式（2）与式（3）可得 M_1 、 M_2 、 M_3 具体的矩阵表示为：

$$M_1 = \begin{bmatrix} (I - A^{RR})^{-1} & \\ & (I - A^{FF})^{-1} \end{bmatrix} \quad (4)$$

$$M_2 = \begin{bmatrix} I & (I - A^{RR})^{-1} A^{RF} \\ (I - A^{FF})^{-1} A^{FR} & I \end{bmatrix} \quad (5)$$

$$M_3 = \left[\begin{array}{cc} I - (I - A^{RR})^{-1} A^{RF} (I - A^{FF})^{-1} A^{FR} & \\ & I - (I - A^{FF})^{-1} A^{FR} (I - A^{RR})^{-1} A^{RF} \end{array} \right]^{-1} \quad (6)$$

由上式可知， M_1 表示目标国（或其他经济体）内部的产业分工联系，可反映出目标国（或其他经济体）的国内价值链联系； M_2 表示跨越一次目标国（或其他经济体）的国境，可反映出目标国（或其他经济体）的简单跨境交易； M_3 表示多次跨越目标国（或其他经济体）的国境，可反映出目标国（或其他经济体）的复杂跨境交易。

进一步记 $L^{RR} = (I - A^{RR})^{-1}$ 、 $L^{FF} = (I - A^{FF})^{-1}$ 、 $S^{RF} = (I - A^{RR})^{-1} A^{RF}$ 、 $S^{FR} = (I - A^{FF})^{-1} A^{FR}$ 、 $F^{RR} = [I - (I - A^{RR})^{-1} A^{RF} (I - A^{FF})^{-1} A^{FR}]^{-1}$ 、 $F^{FF} = [I - (I - A^{FF})^{-1} A^{FR} (I - A^{RR})^{-1} A^{RF}]^{-1}$ ，可以将式（4）、

(5)、(6) 改写为:

$$\mathbf{M}_1 = \begin{bmatrix} \mathbf{L}^{RR} & \\ & \mathbf{L}^{FF} \end{bmatrix} \mathbf{M}_2 = \begin{bmatrix} \mathbf{I} & \mathbf{S}^{RF} \\ \mathbf{S}^{FR} & \mathbf{I} \end{bmatrix} \mathbf{M}_3 = \begin{bmatrix} \mathbf{F}^{RR} & \\ & \mathbf{F}^{FF} \end{bmatrix} \quad (7)$$

进一步参考 Stone (1985) 对 $\mathbf{B} = \mathbf{M}_3 \mathbf{M}_2 \mathbf{M}_1$ 进行加法分解, 有:

$$\mathbf{B} = \mathbf{I} + (\mathbf{M}_1 - \mathbf{I}) + (\mathbf{M}_2 - \mathbf{I})\mathbf{M}_1 + (\mathbf{M}_3 - \mathbf{I})\mathbf{M}_2\mathbf{M}_1 \quad (8)$$

将式 (7) 和 (8) 代入投入产出关系式 (1) 得到总产出为:

$$\begin{aligned} \mathbf{X}^R = & \mathbf{Y}_d^R + \mathbf{Y}_f^R + \mathbf{Y}^{RF} + (\mathbf{L}^{RR} - \mathbf{I})(\mathbf{Y}_d^R + \mathbf{Y}_f^R + \mathbf{Y}^{RF}) + \mathbf{S}^{RF} \mathbf{L}^{FF} (\mathbf{Y}^{FR} + \mathbf{Y}^F) \\ & + (\mathbf{F}^{RR} - \mathbf{I})\mathbf{L}^{RR} (\mathbf{Y}_d^R + \mathbf{Y}_f^R + \mathbf{Y}^{RF}) + (\mathbf{F}^{RR} - \mathbf{I})\mathbf{S}^{RF} \mathbf{L}^{FF} (\mathbf{Y}^{FR} + \mathbf{Y}^F) \end{aligned} \quad (9)$$

为了研究目标国 i 区域的增加值构成, 对 $\mathbf{L}^{RR} = (\mathbf{I} - \mathbf{A}^{RR})^{-1}$ 进一步分解。遵循上述对 $\mathbf{B}$ 的分解思路对

$\mathbf{L}^{RR}$ 进行分解, 可得:

$$\mathbf{L}^{RR} - \mathbf{I} = (\tilde{\mathbf{M}}_1 - \mathbf{I}) + (\tilde{\mathbf{M}}_2 - \mathbf{I})\tilde{\mathbf{M}}_1 + (\tilde{\mathbf{M}}_3 - \mathbf{I})\tilde{\mathbf{M}}_2\tilde{\mathbf{M}}_1 \quad (10)$$

其中, $\tilde{\mathbf{M}}_1$ 表示区域内部贸易, 反映区域内生产分工联系; $\tilde{\mathbf{M}}_2$ 表示区域间简单调动, 反映跨越一次

目标区域边界的贸易; $\tilde{\mathbf{M}}_3$ 表示区域间复杂调动, 反映跨越多次目标区域边界的贸易⁷。

将式 (10) 代入式 (9) 得:

$$\begin{aligned} \mathbf{X} = & \underbrace{\mathbf{Y}_d^R + \mathbf{Y}_f^R}_{\text{最终品贸易(国内)}} \\ & + (\tilde{\mathbf{M}}_1 - \mathbf{I})(\mathbf{Y}_d^R + \mathbf{Y}_f^R + \mathbf{Y}^{RF}) \\ & + (\tilde{\mathbf{M}}_2 - \mathbf{I})\tilde{\mathbf{M}}_1^{\text{LVC}}(\mathbf{Y}_d^R + \mathbf{Y}_f^R + \mathbf{Y}^{RF}) \\ & + (\tilde{\mathbf{M}}_3 - \mathbf{I})\tilde{\mathbf{M}}_2^{\text{简单NVC}}\tilde{\mathbf{M}}_1^{\text{复杂NVC}}(\mathbf{Y}_d^R + \mathbf{Y}_f^R + \mathbf{Y}^{RF}) \\ & + \underbrace{\mathbf{Y}^{RF}}_{\text{最终品贸易(出口)}} \\ & + \underbrace{\mathbf{S}^{RF} \mathbf{L}^{FF} (\mathbf{Y}^{RF} + \mathbf{Y}^F)}_{\text{简单GVC}} \\ & + \underbrace{(\mathbf{F}^{RR} - \mathbf{I})\mathbf{L}^{RR} (\mathbf{Y}_d^R + \mathbf{Y}_f^R + \mathbf{Y}^{RF}) + (\mathbf{F}^{RR} - \mathbf{I})\mathbf{S}^{RF} \mathbf{L}^{FF} (\mathbf{Y}^{RF} + \mathbf{Y}^F)}_{\text{复杂GVC}} \end{aligned} \quad \left. \begin{array}{l} \text{国内循环} \\ \text{国际循环} \end{array} \right\} \quad (11)$$

为更详细地描述 i 区域的产出构成, 记 $\tilde{\mathbf{L}}^{rr} = (\mathbf{I} - \mathbf{A}_{ii}^{RR})^{-1}$ 、 $\tilde{\mathbf{L}}^{ff} = (\mathbf{I} - \mathbf{A}_{jj}^{RR})^{-1}$ 、 $\tilde{\mathbf{S}}^{rf} = (\mathbf{I} - \mathbf{A}_{ii}^{RR})^{-1} \mathbf{A}_{ij}^{RR}$ 、

$$\tilde{\mathbf{S}}^{fr} = (\mathbf{I} - \mathbf{A}_{jj}^{RR})^{-1} \mathbf{A}_{ji}^{RR}、\tilde{\mathbf{F}}^{rr} = [\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \mathbf{A}_{ii}^{RR})^{-1} \mathbf{A}_{ij}^{RR} (\mathbf{I} - \mathbf{A}_{jj}^{RR})^{-1} \mathbf{A}_{ji}^{RR}]^{-1}、$$

⁷ $\tilde{\mathbf{M}}_1$ 、 $\tilde{\mathbf{M}}_2$ 、 $\tilde{\mathbf{M}}_3$ 的结构与 $\mathbf{M}_1$ 、 $\mathbf{M}_2$ 、 $\mathbf{M}_3$ 类似, 推导及表示详见附录 B。

$$\tilde{\mathbf{F}}^{ff} = \left[\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \mathbf{A}_{jj}^{RR})^{-1} \mathbf{A}_{ji}^{RR} (\mathbf{I} - \mathbf{A}_{ii}^{RR})^{-1} \mathbf{A}_{ij}^{RR} \right]^{-1}.$$

进一步可以将 $\tilde{\mathbf{M}}_1$ 、 $\tilde{\mathbf{M}}_2$ 、 $\tilde{\mathbf{M}}_3$ 表示为:

$$\tilde{\mathbf{M}}_1 = \begin{bmatrix} \tilde{\mathbf{L}}^{rr} & \\ & \tilde{\mathbf{L}}^{ff} \end{bmatrix} \otimes \tilde{\mathbf{M}}_2 = \begin{bmatrix} \mathbf{I} & \tilde{\mathbf{S}}^{rf} \\ \tilde{\mathbf{S}}^{fr} & \mathbf{I} \end{bmatrix} \otimes \tilde{\mathbf{M}}_3 = \begin{bmatrix} \tilde{\mathbf{F}}^{rr} & \\ & \tilde{\mathbf{F}}^{ff} \end{bmatrix} \quad (12)$$

将式 (12) 代入式 (11), 可以将目标国 i 区域的产出表示为:

$$\begin{aligned} \mathbf{X}_i^R = & \underbrace{\mathbf{Y}_{ii}^{RR}}_{\text{①区域内最终品贸易}} + \underbrace{\mathbf{Y}_{ij}^{RR}}_{\text{②区域间最终品贸易}} \\ & + \underbrace{(\tilde{\mathbf{L}}^{rr} - \mathbf{I})(\mathbf{Y}_{ii}^{RR} + \mathbf{Y}_{ij}^{RR} + \mathbf{Y}_{iF}^{RF})}_{\text{③LVC}} \\ & + \underbrace{\tilde{\mathbf{S}}^{rf}(\tilde{\mathbf{L}}^{ff} - \mathbf{I})(\mathbf{Y}_{ji}^{RR} + \mathbf{Y}_{jj}^{RR} + \mathbf{Y}_{jF}^{RF})}_{\text{④简单NVC}} \\ & + \underbrace{\tilde{\mathbf{S}}^{rf}(\tilde{\mathbf{L}}^{ff} - \mathbf{I})(\mathbf{Y}_{ji}^{RR} + \mathbf{Y}_{jj}^{RR} + \mathbf{Y}_{jF}^{RF})}_{\text{④简单NVC}} \\ & + \underbrace{(\tilde{\mathbf{F}}^{rr} - \mathbf{I})\tilde{\mathbf{L}}^{rr}(\mathbf{Y}_{ii}^{RR} + \mathbf{Y}_{ij}^{RR} + \mathbf{Y}_{iF}^{RF}) + (\tilde{\mathbf{F}}^{rr} - \mathbf{I})\tilde{\mathbf{S}}^{rf}\tilde{\mathbf{L}}^{ff}(\mathbf{Y}_{ji}^{RR} + \mathbf{Y}_{jj}^{RR} + \mathbf{Y}_{jF}^{RF})}_{\text{⑤复杂NVC}} \\ & + \underbrace{\mathbf{Y}_{iF}^{RF}}_{\text{⑥最终品贸易(出口)}} \\ & + \underbrace{[\mathbf{S}^{RF}\mathbf{L}^{FF}(\mathbf{Y}^{FR} + \mathbf{Y}^F)]_i}_{\text{⑦简单GVC}} \\ & + \underbrace{[\mathbf{S}^{RF}\mathbf{L}^{FF}(\mathbf{Y}^{FR} + \mathbf{Y}^F)]_i}_{\text{⑦简单GVC}} \\ & + \underbrace{[(\mathbf{F}^{RR} - \mathbf{I})\mathbf{L}^{RR}(\mathbf{Y}_d^R + \mathbf{Y}_f^R + \mathbf{Y}^{RF}) + (\mathbf{F}^{RR} - \mathbf{I})\mathbf{S}^{RF}\mathbf{L}^{FF}(\mathbf{Y}^{FR} + \mathbf{Y}^F)]_i}_{\text{⑧复杂GVC}} \end{aligned} \quad \left. \begin{array}{l} \text{国内循环} \\ \text{国际循环} \end{array} \right\} \quad (13)^8$$

式 (13) 中各部分的经济含义为:

第①部分为区域内最终品贸易, 是 i 区域的最终品直接销售给区域内最终需求者, 其不涉及中间品生产分工, 也不涉及跨区域和跨境传递。

第②部分为区域间最终品贸易, 是 i 区域的最终品直接销售给国内其他区域最终需求者, 其不涉及中间品生产分工, 也不涉及跨境传递。

第③部分为区域内生产分工 (Local Value Chain, LVC), 是 i 区域的中间产出在该区域内被用于生产最终品, 以满足国内 (区域内或其他区域) 最终需求和国外最终需求, 该生产活动涉及中间品生产分工, 但仅在区域内部进行, 不涉及跨区域和跨境传递。

第④部分为简单国内价值链分工 (简单 NVC), 是 i 区域的中间品流出到国内其他区域, 被其他区域用于生产最终品, 以满足国内和国外最终需求, 该生产活动涉及国内生产分工, 且仅涉及一次跨区域 i 的传递, 但不涉及跨境传递。

第⑤部分为复杂国内价值链分工 (复杂 NVC), 其中, $(\tilde{\mathbf{F}}^{rr} - \mathbf{I})\tilde{\mathbf{L}}^{rr}(\mathbf{Y}_{ii}^{RR} + \mathbf{Y}_{ij}^{RR} + \mathbf{Y}_{iF}^{RF})$ 是 i 区域的中间品流出到其他区域, 被其他区域用于生产中间品后又回流到 i 区域, 并被 i 区域用于生产满足国内外需求的

⁸ 式 (13) 中, 第⑦项和第⑧项包含下标 i , 表示仅取该矩阵中 i 区域的矩阵。

最终品, $(\tilde{F}^{rr} - I)\tilde{S}^{rf}\tilde{L}^{ff}(Y_{ji}^{RR} + Y_{jj}^{RR} + Y_{jf}^{RF})$ 是 i 区域的中间品流出到其他区域, 被其他区域用于生产中间品又回流到 i 区域, 被 i 区域用于生产中间品, 然后又流出到其他区域, 并最终被其他区域用于生产满足国内外最终需求的最终品, 该部分生产活动涉及国内生产分工, 且涉及至少两次跨区域 i 的传递, 但不涉及跨境传递。

第⑥项为最终品出口贸易, 是 i 区域生产的最终品直接出口到国外, 用于满足国外最终需求所产生的价值增值, 其不涉及中间品生产分工, 但涉及跨境贸易。

第⑦项为简单全球价值链分工 (简单 GVC), 是 i 区域生产的中间品出口到国外, 被国外经济体用于生产最终品, 满足国内外最终需求, 该生产活动涉及国际生产分工, 且仅涉及一次跨境传递。

第⑧项为复杂全球价值链分工 (复杂 GVC), 其中, $[(F^{RR} - I)L^{RR}(Y_d^R + Y_f^R + Y_f^{RF})]_i$ 是 i 区域生产的中间品出口到国外, 被国外经济体用于生产中间品后又回流到目标国 R , 并被目标国 R 用于生产满足国内外最终需求的最终品, $[(F^{RR} - I)S^{RF}L^{FF}(Y^{FR} + Y^F)]_i$ 是 i 区域生产的中间品出口到国外, 被国外经济体用于生产中间品后又回流到目标国 R , 被目标国 R 用于生产中间品, 然后又流出到国外, 并最终被国外经济体用于生产最终品, 满足国内和国外的最终需求。该生产活动涉及国际生产分工, 且涉及至少有两次跨越国境的传递⁹。

根据本文对国内循环和国际循环的内涵界定, ①~⑤反映的是 i 区域参与的国内循环, ⑥~⑧反映的是 i 区域参与的国际循环。图 1 描绘了区域参与国内循环和国际循环的具体路径。

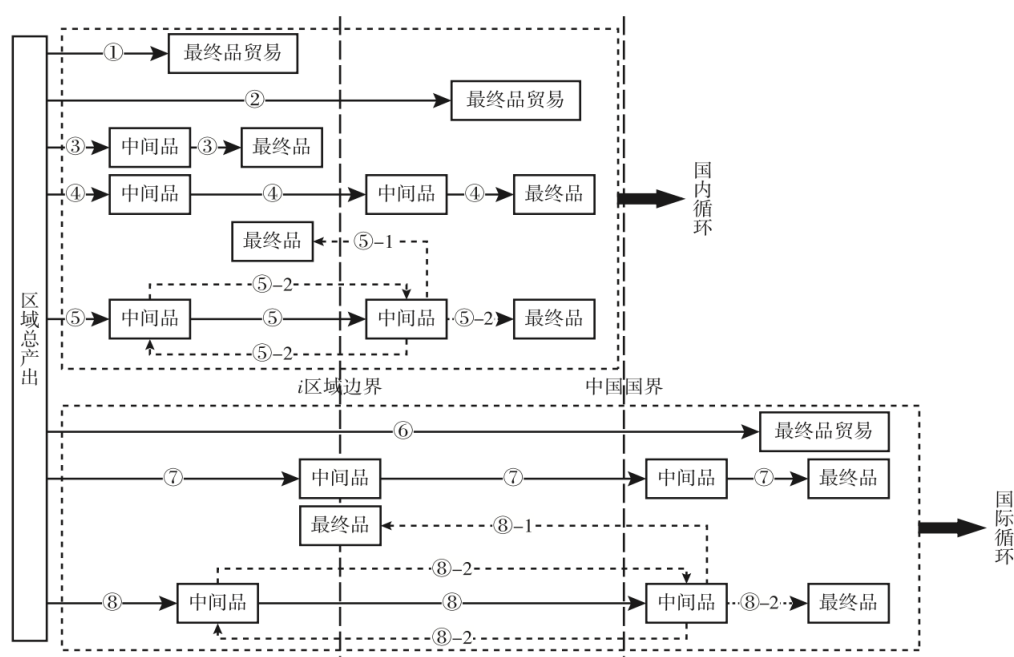


图 1 区域“国内国际双循环”的路径图

注：图中路径⑤-1 和路径⑤-2 分别对应式 (13) 中复杂 NVC 的第一项和第二项, 路径⑧-1 和路径⑧-2 路径对应式 (13) 中复杂 GVC 的第一项和第二项, 图中仅显示了此四条路径最简单的情形。

⁹ 关于 NVC 和 GVC 的内涵, 学术界尚存在分歧。本文借鉴 Wang 等 (2017), 将整个价值链上下游布局在国内, 且至少涉及一次及以上增加值跨区域流动的国内垂直专业化生产界定为 NVC, 其中, 将涉及一次增加值跨区域流动定义为简单 NVC, 将涉及两次及以上增加值跨区域流动定义为复杂 NVC; 将涉及增加值跨境流动的分工界定为全球价值链分工, 且按照增加值跨境流动的次数, 将增加值跨境流动一次定义为简单 GVC, 将增加值跨境流动两次及以上定义为复杂 GVC。

对式（13）两边同时左乘对角化的 i 区域增加值系数矩阵 $\hat{V}_i$ ，可得到 i 区域的增加值 Va_i^R 的完全分解。

通过上述核算框架对 i 区域的产出和增加值进行完全分解，刻画了 i 区域参与国内循环和国际循环的路径¹⁰，进而可以对中国经济循环的链式循环过程和价值分布进行定量分析，从一个全新的视角测算并分析中国区域嵌入双循环的特征。

（三）数据来源与处理

目前构建 CEMIIOT 主要有两种方式：一是采用中国区域间投入产出表、世界投入产出表与中国海关进出口数据（何雅兴等，2021；马丹和郁霞，2021）；二是采用中国区域间投入产出表和世界投入产出表（Meng 等，2013；倪红福和夏杰长，2016）。前者优点是能够相对精确地计算制造业进出口的比例，缺点是不适用于研究制造业之外的其他部门；后者优点则是可以更多地研究制造业之外其他部门，但由于缺少相应的海关数据匹配无法计算相对精确的行业比例。为了便于研究中国区域全行业的双循环，本文采用第二种方法构建 CEMIIOT。

本文使用的基础数据包含两种：（1）中国区域间投入产出表（CMRIOT），采用李善同团队编制的 2002 年、2007 年、2012 年和 2017 年中国区域间投入产出表（李善同等，2023）；（2）世界投入产出表（WIOT），采用世界投入产出数据库（World input-output Database, WIOD）2016 年发布的 2002 年 WIOT 和 ADB-MRIO 的 2007 年、2012 年和 2017 年 WIOT¹¹。本文选择以 WIOT 作为控制数，通过 CMRIOT 计算比例系数（Meng 等，2013），进而拆分 WIOT 来构建嵌入式投入产出表。具体过程如下：

第一，经济体、部门分类匹配。参考黎峰（2020）的部门分类方法，并按照 ISIC_Rev4.0 标准与国标行业分类标准（GB/T 4754）将区域间投入产出表调整为 30 省份 17 部门的区域间投入产出表 CMRIOT_1。第二，处理世界投入产出表。本文将 2002 年、2007 年、2012 年和 2017 年的 WIOT 均按步骤一的分类标准调整为 WIOT_1，并将 WIOT_1 归并为 17 个经济体得到 WIOT_2¹²。具体的部门分类匹配、经济体划分，详见附录 C。第三，拆分 WIOT 中中国的投入产出数据。以 CMRIOT 计算各个组成部分的分解比例，按计算所得比例拆分 WIOT_2 中的中国部分得到 CEMIIOT。第四，误差处理。考虑到中国区域间投入产出表不涉及港、澳等地区，而 WIOT 所测算的投入产出数据包含港、澳等地区，借鉴倪红福和夏杰长（2016）的处理方法，对不予以研究的对象、误差等归入 ROW 账户 CEMIIOT_1。第五，CEMIIOT 的平衡。借鉴 Temurshoev 等（2013）平衡投入产出表的方法，先确保使用 GRAS 法应满足的条件（Junius 和 Oosterhaven，2003），再使用 GRAS 法平衡 CEMIIOT_1 得到 CEMIIOT_2。

二、中国区域“国内国际双循环”的路径和特征

本部分将分别从全国层面（不含西藏和港澳台地区）、省级区域层面、部门层面以及地区部门层面来分析中国区域嵌入双循环的特征。

（一）全国层面

2001 年 12 月中国加入 WTO，正式拉开了中国经济高速增长的帷幕，2002~2017 年全国 GDP 从 12.17

¹⁰ 需要说明的是，本模型虽然通过复杂 NVC 和复杂 GVC 刻画了中间品的多次跨境（区域）流动，但是无法具体刻画中间品在多次跨境（区域）流动过程中每次产生的成本收益和福利损失。感谢审稿专家指出这一问题。

¹¹ 根据亚洲开发银行发布的 ADB-MRIO 的编制规则可知，ADB-MRIO 是建立在 WIOD 的基础上，进一步加入了更多的亚洲经济体（Asian Development Bank，2020）。因此，WIOD 和 ADB-MRIO 两个数据库尽管在部门和经济体个数上存在差异，但总体数据是一致的。鉴于此，本文同时使用了 WIOD（2016 版）的 2002 年 WIOT 和 ADB-MRIO 的 2007 年、2012 年和 2017 年 WIOT。

¹² 为了便于研究，本文对 ADB-MRIO 中的 63 个经济体和 WIOD2016 版本的 2002 年 WIOT 的 44 个经济体进行归并处理。为使二者的经济体相一致本文将仅所有欧盟成员国归为一个欧盟经济体，并保持二者的其他经济体相一致，将二者均合并为 17 个经济体，分别为中国、澳大利亚、欧盟、巴西、加拿大、瑞士、印度尼西亚、印度、日本、韩国、墨西哥、挪威、俄罗斯、土耳其、中国台湾、美国和其他地区。

万亿元上升到 82.71 万亿元, 年均增长率为 9.43%。图 2 显示了 2002~2017 年中国大陆总体层面“国内国际双循环”的增加值分解和构成比例¹³。

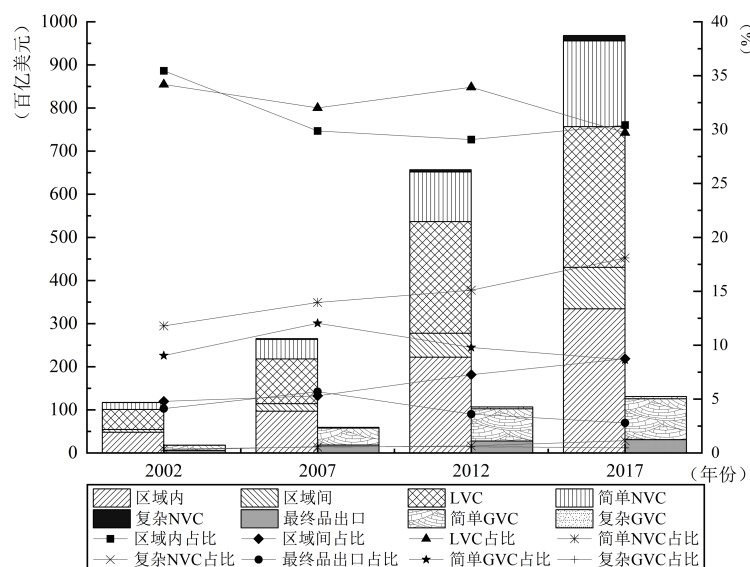


图 2 2002~2017 年全国层面“国内国际双循环”的增加值分解及构成比例

2002~2017 年间, 国内循环和国际循环产生的增加值均呈现快速攀升态势, 相比于 2002 年, 2017 年国内、国际循环产生的增加值分别增加了 8.261 倍和 7.203 倍; 国内循环的增加值份额均在 80% 以上, 国际循环在 10% 以上, 中国经济呈现典型的“本地偏好”特征, 国内循环占据主导地位, 与黄群慧和倪红福(2021)、张帅等(2022)的研究结论一致。这表明自加入 WTO 以来, 中国充分利用“两种资源、两个市场”, 实现了国内循环和国际循环规模的迅速扩大, 中国各区域内部、各区域之间以及区域与其他经济体之间的贸易和生产联系日益密切, 并在规模上形成了以国内循环为主体的经济格局。具体来看, 2002~2017 年间, 国内循环中, 区域内分工和贸易(包括区域内最终品贸易和 LVC)的增加值规模最大, 且增速较快, 2017 年二者占比之和高达 60.130%, 表明区域内分工与贸易在国内循环中起主导作用; 区域间的最终品贸易、简单 NVC 和复杂 NVC 产生的增加值和份额均相对较少, 2017 年二者占比分别为 18.092%、1.134%, 但从增长速度来看, 三者产生的增加值在样本期间均翻了三番以上, 表明省际贸易在国内循环中的作用不断增强, 中国国内循环的畅通程度和各省之间的关联程度不断提高(张少军和丁晓强, 2023)。2002~2007 年间, 国际循环增加值份额迅速扩大, 2007 年占比达 18.286%, 2007 年后规模上仍呈现上升趋势, 但是增速明显有放缓迹象, 可能是受到 2008 年全球金融危机的影响。国际循环中, 最终品出口贸易和简单 GVC 的增加值规模较大, 2002~2017 年间翻了两番以上, 2007 年占比分别为 5.683% 和 12.026%, 二者为国际循环的主要组成部分; 复杂 GVC 的增加值规模相对较小, 2007 年占比为 0.577%, 但样本期间翻了近四番。样本研究期间, 简单 GVC 和复杂 GVC 的增加值快速增加, 这恰是中国加入 WTO 后的六年, 中国快速融入 GVC 分工体系, 中间品出口规模迅速扩大。这一结果表明, 国际循环在中国经济循环中发挥着重要作用, 但易受到外部冲击的影响。

整体来看, 相较于国际循环, 样本期间国内循环总体上更为稳定, 2007 年后呈稳步上升的趋势, 外部冲击对国际循环的影响大于对国内循环的影响。同时, 复杂 NVC 和复杂 GVC 的增加值份额较低, 表明中国整体嵌入复杂 NVC 和复杂 GVC 的程度不够, 主要是基于中间产品的一次跨区域(跨境)流动, 反映出中国国内生产分工体系有待进一步深化, 且在全球生产分工体系中的嵌入深度有待提高。当今世界正经历百年未有之大变局, 世纪疫情、俄乌冲突等黑天鹅事件频发, 为更好地应对外部不确定因素的冲击, 建设以国内大循环为主体的新发展格局是中国应对百年变局的有效解决途径。当前, 新发展格局的构建

¹³ 图 2 中, 各类别增加值规模是由各省级区域该类别增加值规模加总得出, 各类别增加值份额则是各类别增加值规模除以全国层面总增加值规模得出。

应更加重视国内循环的质量，进一步挖掘超大规模市场的潜力，提高国内循环的质量和效率，最终实现中国经济高质量发展。

（二）省级区域层面

表 2 显示了按照东部、西部、中部三大经济地区划分的 2002~2017 年中国省级区域层面“国内国际双循环”的增加值分解结果。结果显示：

（1）从三大经济地区来看，相对而言，东部地区更多地参与国际循环，中部、西部地区更多地参与国内循环，且自东向西呈现出国内循环份额递增，国际循环份额递减的趋势。具体来看，东部地区参与国际循环的平均份额为 18.415%，主要是通过最终品出口和简单 GVC 参与国际循环，中部、西部地区仅分别为 7.306%和 7.239%；中部、西部地区参与国内循环的平均份额高达 92%以上，主要是通过区域内最终品贸易、LVC 以及简单 NVC 参与国内循环。区域间最终品贸易、简单 NVC 和复杂 NVC 反映了区域的省际贸易状况，表中数据显示，三大地区区域间最终品贸易份额大致相同，东部地区复杂 NVC 要明显高于中部和西部地区，但简单 NVC 要明显低于中部和西部地区，这表明中部和西部地区多以一次跨区域生产融入 NVC，东部地区较多从事较为复杂的生产分工流程。价值链的复杂程度和产品的技术水平相关联，这也一定程度上反映了东部地区整体生产链的技术水平要高于中西部地区。因此，省际间分工协作应以东部地区为技术龙头，带动中西部经济发展，促进中西部技术革新和产业链升级转型。此外，东中部地区的 LVC 份额均超过 29%，这表明东中部地区嵌入区域内部生产分工程度较深；中西部的简单 NVC 份额占比较高，这表明中西部地区嵌入 NVC 程度较深。

（2）各省级区域“国内国际双循环”的增加值构成差异较大。各省级区域参与双循环仍以“国内循环”为主，呈现出明显的“本地偏好”特征，但具体的循环细节上差异明显。东部沿海省份的国际循环增加值份额相对较高，特别是北京、天津、上海、浙江和广东的国际循环增加值份额均超过了 20%，且以最终品出口和简单 GVC 为主，这些地区地缘临海且经济发达和开放程度较高，因而更容易也更有能力嵌入全球生产分工与贸易。从侧面来看，这些区域也易受到外部需求冲击的影响，存在一定的供应链风险。相比较而言，一些中西部内陆省份如吉林、湖北、湖南、四川和云南等，参与国际循环程度较低，且主要通过简单 GVC 的形式。从国内循环的细节来看，虽然区域内部分工和贸易是各省嵌入国内循环的主要形式，但在区域间最终品贸易和参与 NVC 上差异明显。其中，北京、上海、海南、吉林、重庆和陕西与其他省份间的最终需求联系更为紧密，其区域间最终品贸易在 12%以上；山西、黑龙江、内蒙古、陕西和新疆参与简单 NVC 程度更深，而北京、河北、上海、广东、安徽和陕西的复杂 NVC 份额相对较高。这表明各省级区域在国内循环中的分工和角色差异明显。另外，从省际贸易来看，经济发达省份 GDP 基数较大，尽管省际贸易份额处于较低水平，其绝对值仍处于高位，经济落后省份则与之相反。部分中西部省份省际贸易较弱，诸如，湖北、湖南、四川、云南和青海各自省际贸易均低于 20%，这表明这些省份应结合自身优势，加强与其他省份之间的关联，充分整合技术、劳动力、原材料等要素，依托比较优势深度参与 NVC，以促进国内循环。

表2 2002~2017年中国省级区域层面“国内国际双循环”的增加值构成比例（单位：%）

地区	省份	国内循环					合计	国际循环			合计
		最终品贸易		LVC	简单 NVC	复杂 NVC		最终品 出口	简单 GVC	复杂 GVC	
		区域内	区域间								
东部	北京	27.273	14.303	19.751	17.465	1.128	79.920	5.455	14.021	0.604	20.080
	天津	20.717	9.798	21.479	25.534	0.785	78.313	6.040	14.942	0.705	21.687
	河北	28.351	8.863	28.156	23.487	1.184	90.040	1.251	8.311	0.398	9.960
	辽宁	28.649	6.448	33.843	16.683	0.875	86.499	2.814	10.231	0.457	13.501
	上海	19.095	13.447	19.334	18.237	1.178	71.291	9.534	18.332	0.844	28.709
	江苏	30.791	5.000	36.979	9.801	0.719	83.291	5.870	10.247	0.592	16.709
	浙江	27.650	7.107	32.944	11.058	0.940	79.698	6.811	12.914	0.577	20.302
	福建	29.783	3.796	40.713	7.002	0.102	81.396	5.919	12.145	0.539	18.604
	山东	30.640	2.592	44.381	8.505	0.223	86.340	3.130	10.079	0.450	13.660
	广东	30.981	2.954	26.821	8.001	1.090	69.848	11.203	18.062	0.887	30.152
	海南	28.386	19.098	19.251	23.900	0.168	90.804	1.415	7.455	0.327	9.196
	平均值	27.483	8.491	29.423	15.425	0.763	81.585	5.404	12.431	0.580	18.415
中部	山西	31.523	1.543	29.737	26.284	0.340	89.427	0.741	9.381	0.450	10.573
	吉林	31.792	15.834	22.727	21.945	0.998	93.295	0.896	5.573	0.235	6.705
	黑龙江	29.337	7.468	24.897	29.556	0.775	92.033	1.051	6.613	0.302	7.967
	安徽	31.918	11.528	24.405	21.985	1.009	90.845	1.593	7.211	0.351	9.155
	江西	35.143	7.527	34.845	14.897	0.368	92.779	1.362	5.579	0.280	7.221
	河南	32.909	4.951	35.713	18.288	0.926	92.786	0.937	5.959	0.318	7.214
	湖北	36.988	3.321	48.232	6.879	0.086	95.506	1.003	3.331	0.160	4.494
	湖南	38.736	7.241	36.540	12.102	0.261	94.880	0.694	4.219	0.207	5.120
	平均值	33.543	7.427	32.137	18.992	0.595	92.694	1.035	5.983	0.288	7.306
西部	内蒙古	30.708	7.414	21.698	31.283	0.814	91.917	0.692	7.042	0.349	8.083
	广西	37.683	10.023	27.826	16.688	0.428	92.649	1.192	5.887	0.272	7.351
	重庆	29.367	18.850	24.289	18.134	0.843	91.483	1.900	6.301	0.315	8.517
	四川	37.480	3.312	47.827	6.690	0.142	95.449	1.014	3.348	0.188	4.551
	贵州	39.537	10.327	22.834	20.860	0.313	93.871	0.495	5.367	0.267	6.129
	云南	45.484	6.332	31.380	11.917	0.202	95.315	0.678	3.821	0.186	4.685
	陕西	26.855	12.009	19.156	31.251	1.184	90.455	1.349	7.793	0.403	9.545
	甘肃	39.822	4.839	28.230	17.720	0.250	90.861	1.411	7.406	0.322	9.139
	青海	41.375	4.232	36.259	12.947	0.064	94.877	0.430	4.487	0.206	5.123
	宁夏	43.867	3.834	24.001	21.018	0.173	92.893	0.916	5.895	0.297	7.107
	新疆	33.905	3.637	24.309	28.434	0.311	90.596	1.219	7.823	0.361	9.404
	平均值	36.917	7.710	27.983	19.722	0.429	92.761	1.027	5.925	0.288	7.239

注：表中数值为2002年、2007年、2012年和2017年数值的均值。

根据以上三大区域的双循环特征不难发现，中国区域“国内国际双循环”具有明显的地理分布特征¹⁴。

从国内、国际循环的地理分布特征来看。（1）相较于沿边和沿海地区，内陆地区嵌入国内循环的程度更高，并且呈现出从中心向四周散射减弱的特征。这一定程度上表明，国内循环的堵点主要在沿海地区，由于长期以来的外向型经济发展战略，这些区域更注重国际循环，从而忽视了国内循环的发展。（2）相较于内陆地区，沿海和沿边省份的国际循环增加值份额更高，并且呈现出从四周向中心集中减弱的特征。其中，东南沿海地区参与国际循环最为频繁。相较于其他沿海地区，海南省的国内循环增加值份额明显较大¹⁵。因此，构建新发展格局，要重点发挥沿海地区在国内循环和国际循环中的桥梁作用，以带动和提高国内大循环的质量和效率，促进国内循环和国际循环有效联动。

从最终品贸易的地理分布特征来看。（1）西南部地区省份生产的最终品更加倾向于满足“本地市场需求”，参与区域内最终品贸易较多，而东北地区省份相对较弱。（2）区域间最终品贸易呈现出集散分布特征，即区域间最终品贸易份额较高的省份零散分布于各个地区，同时当该省份拥有较高的区域间最终

¹⁴ 篇幅所限，未予以展示，详见附录D。

¹⁵ 这可能是海南省多为岛屿、省域面积小、人口较少等诸多因素使其只能更多地依赖于国内循环。

品贸易，其周边省份往往区域间最终品贸易份额较低，如安徽、陕西、重庆等。（3）沿海地区省份生产的最终品则更倾向于对外出口，这与其得天独厚的地理位置密不可分。此外，新疆的最终品出口贸易也较多，其可能的原因在于其与中亚多国接壤，同时也是中国棉花、水果等农产品的重要产地。这一分析结果表明，各省市最终品贸易在国内国际双循环中的畅通程度并不高，因此，各省份要进一步扩大对外开放的程度，提高最终品供给质量，并降低省际贸易成本促进最终品的国内循环。

从生产分工的地理分布特征来看。（1）中部和南方地区省份更多参与 LVC，即参与本区域内部的生产分工，北方地区省份则相对较弱，这表明经济发达地区和中等发展水平地区呈现出“内部集聚”的现象。（2）北方和中部地区省份更多参与简单 NVC，东南沿海地区相对较弱，这主要是由于新疆、内蒙古、山西、陕西等省份自然资源丰富，能够为其他省份的生产提供中间投入品。同时，部分北方和中部地区以及少数沿海省份相对更多参与复杂 NVC，如河北、陕西、河南、安徽和广东等。（3）北方地区和沿海地区省份的简单 GVC 份额较高，中西部地区省份则相对较少，但新疆的简单 GVC 份额较高，可能是由于其位处中亚的特殊地理位置以及为亚欧铁路的途经之处。同时，东部沿海地区的复杂 GVC 份额较高，较多地参与了复杂生产分工链条中。可见，简单 NVC 的分布主要与资源禀赋有关，而复杂 NVC 和 GVC 的分布与资源禀赋、地理位置、技术水平等诸多因素相关。这一分析表明，畅通国内大循环应重点发挥要素禀赋优势，通过政策牵引优化资源配置，促进省际生产分工联系，互通南北经济。

（三）部门层面

为了解部门层面国内国际双循环的细节，本文进一步计算了中国 17 个部门“国内国际双循环”的增加值份额构成，如表 3 所示。总体上，除采选业和其他制造业外，所有其他部门的区域内分工和贸易（区域内最终品贸易和 LVC）所占的份额均为最高，也表现出类似于全国和省级区域层面的“本地偏好”特征，进一步凸显了国内循环的主导地位。从国内循环和国际循环来看，所有部门均更多地参与了国内循环，但各部门参与国内循环和国际循环的份额存在着较大的差异。例如电气及电子设备制造业，其国内循环占比为 52.974%，国际循环占比 47.026%，而建筑业国内循环占比高达 99.137%，国际循环占比仅为 0.863%。同时，各部门参与国内循环和国际循环的具体路径也存在着显著差异。

（1）从初级产品部门来看，农林牧渔业主要参与国内循环，占比高达 94.033%，以区域内最终品贸易和 LVC 为主要路径，而国际循环份额仅占 5.967%，且以简单 GVC 为主，最终品出口份额很少。这表明中国大陆各区域农林渔牧业的生产主要用于满足国内市场需求，与何雅兴等（2021）的研究结论一致。

（2）从制造业部门来看，相比于其他部门，制造业部门更多地参与了国际循环，但制造业内部各行业参与双循环的具体路径大相径庭。相比较于其他 14 个行业而言，电气及电子设备制造业、其他制造业、纺织服装业依赖国际循环程度较高，主要以最终品出口和简单 GVC 为主，但参与简单 GVC 份额远低于最终品出口份额，参与复杂 GVC 份额更是不足 2%。以电气及电子设备制造业为例，其国际循环份额高达 47.026%，其中最终品出口份额为 24.061%。这一方面体现了中国在全球生产网络中的“世界工厂”地位，另一方面也表明这些出口优势行业过度地依赖国外需求和国外中间品，存在一定的供应链风险，甚至面临“脱钩”和“断链”风险。因此，在构建新发展格局的过程中，应加强对出口优势行业的核心技术和核心环节的把控。采选业、石油及核燃料制品业等能源行业参与简单 NVC 的份额较高，均在 20% 以上。这表明中国工业原材料行业的区域间产业链分工联系密切，同时也意味着中国矿产、石油等相关金属、能源资源分布不均衡使得必须频繁跨省域调动资源以满足相关产业链的发展需求。此外，金属制品业、造纸印刷及文体制品业、化学工业等资源加工型行业，在价值链分工中往往处于中间环节，提供资源加工型中间品供下游部门进一步生产（王岚和李宏艳，2015），因而参与简单 NVC 的比重也较高。

（3）从其他工业部门和服务业部门来看，水电热燃业、建筑业和服务业主要依赖国内循环，占比均在 87% 以上，其中，建筑业和服务业服务于本地市场的偏好最为突出。水电热燃业参与简单 NVC 份额较高，仅次于 LVC 份额。此外，所有部门参与复杂 NVC 和复杂 GVC 份额均很少，这表明中国参与 NVC 和 GVC 均属于浅层次，缺乏基于区域比较优势的跨区域深层次分工合作，同时也缺乏与其他经济体的深层次分工合作，国内循环和国际循环有待进一步提升。

表3 2002~2017年全国总体部门层面“国内国际双循环”的增加值构成比例（单位：%）

部门简称	国内循环					合计	国际循环			合计
	最终品贸易		LVC	简单 NVC	复杂 NVC		最终品 出口	简单 GVC	复杂 GVC	
	区域 内	区域间								
农林牧渔业	29.293	6.971	43.540	13.700	0.529	94.033	0.590	5.176	0.201	5.967
采选业	1.592	0.599	25.394	54.616	1.912	84.113	0.254	14.883	0.751	15.887
食品烟草业	31.922	16.496	29.361	12.945	0.458	91.182	3.902	4.723	0.192	8.818
纺织服装业	10.491	7.804	30.756	10.831	0.611	60.492	26.869	12.211	0.429	39.508
木材制品业	2.087	0.863	59.289	20.779	1.236	84.254	1.228	13.995	0.523	15.746
造纸印刷及文体制品业	1.772	0.610	50.400	26.553	1.372	80.707	1.233	17.383	0.677	19.293
石油及核燃料制品业	1.821	1.474	40.766	37.251	1.652	82.963	0.764	15.537	0.736	17.037
化学工业	3.871	1.870	43.529	27.696	1.564	78.531	1.537	18.917	1.015	21.469
非金属制品业	2.179	0.573	59.092	17.657	0.919	80.420	3.055	15.839	0.687	19.580
金属制品业	2.511	0.695	44.897	28.400	1.414	77.917	1.892	19.168	1.022	22.083
通专用设备制造业	19.756	13.514	27.649	15.106	0.856	76.881	10.952	11.649	0.518	23.119
电气及电子设备制造业	7.682	5.575	26.304	12.552	0.862	52.974	24.061	21.332	1.632	47.026
交通运输设备制造业	25.193	18.582	27.202	14.385	0.720	86.081	5.445	8.243	0.231	13.919
其他制造业	9.212	6.245	16.061	12.676	0.825	45.019	41.668	12.801	0.512	54.981
水电热燃业	7.533	1.222	50.248	26.829	1.199	87.030	0.109	12.250	0.611	12.970
建筑业	77.303	16.929	4.177	0.699	0.029	99.137	0.083	0.754	0.025	0.863
服务业	41.577	5.796	30.433	10.100	0.497	88.403	2.178	9.023	0.396	11.597

注：表中数值为2002年、2007年、2012年和2017年的均值。

（四）地区部门层面

为了更充分地分析中国省级区域各部门参与双循环的异质性特征，本文进一步绘制了地区部门层面的双循环增加值份额的热力图（Heatmap），详见附录E。

从双循环构成部分在各部门各省份的发展程度来看。从国际循环来看，最终品出口贸易相对集中于纺织服装业（北京、黑龙江、上海、广东）¹⁶、电气及电子设备制造业（上海、广东）和其他制造业（上海、浙江、福建、广东），除新疆外，多为东南沿海省份；参与简单 GVC 和复杂 GVC 的优势部门和地区相对集中，各制造业部门均有所涉及，各省级区域按照自己的优势部门参与 GVC 分工，如采选业（上海、辽宁、海南）、金属制品业（上海、浙江、广东）、电气及电子设备制造业（上海、江苏、广东），同时，二者具有较明显的正相关关系，即较高的简单 GVC 份额对应着较高的复杂 GVC 份额。这表明，中国参与国际循环的区域和行业相对比较集中，在构建新发展格局中要重点关注这些区域和行业的外部供应链风险，提高这些行业核心技术的自主可控能力。从国内循环来看，区域间最终品贸易主要集中在农林牧渔业（黑龙江、安徽、江西、海南、陕西）¹⁷、食品烟草业（北京、云南、贵州、安徽、吉林）、和交通运输设备制造业（北京、吉林、上海、安徽），多为中东部地区和北方地区，南方地区省份较少；参与 LVC 的优势部门和地区比较分散，除建筑业外的其他部门均有涉及，特别是木材制品业、造纸印刷及文体制品业、石油及核燃料加工业等资源加工型行业，各个省级区域的优势差异不明显；参与简单 NVC 和复杂 NVC 的优势地区和部门主要集中于采选业（天津、内蒙古、黑龙江、陕西、新疆）、石油及核燃料制品业（浙江、广东、山西、陕西、甘肃）等资源密集型地区的能源行业，以及金属制品业（河北、河南、内蒙古）和化学工业（河北、吉林、广东）等资源加工型行业，多为中部和北部地区，南方地区较少。这表明畅通国内大循环应重点加强南北经济互通，积极建立并发挥区域间的比较优势差异，形成分工协作的格局。分析结果可以看出，中国参与 NVC 的优势省份部门和参与 GVC 的优势省份部门存在一定分离，这些优势省份部门未能在国内市场和国际市场之间形成相互促进的格局。因此，形成国内循环和国际循环相互促进的新发展格局，首先要发挥这些优势省份部门在国内市场和国际市场间的联动效应。

¹⁶ 本部分括号内为相应的行业优势省份。

¹⁷ 这些省份恰是中国三大粮仓的分布地区。

从各省份双循环构成部分在不同部门的发展程度来看。2002~2017 年间，中国 30 个省级区域的最终品贸易结构是类似的。区域内最终品贸易以农林渔牧业、食品烟草业、建筑业、服务业等具有最终消费特征的部门为主，尤其是建筑业和服务业服务本地市场需求的特征明显，区域间最终品贸易结构以农林渔牧业、纺织服装业、食品烟草业、专用设备制造业、交通运输设备制造业等部门为主；从最终品出口来看，贸易结构以纺织服装业、电气及电子设备制造业和其他制造业为主。这表明，中国各省级区域的最终品贸易结构具有较大的趋同性，一定程度上不利于最终品贸易的双循环。从参与生产分工来看，30 个省级区域的 LVC 和 NVC 的产业结构类似，而 GVC 的产业结构差异较大，但简单 GVC 和复杂 GVC 的产业结构相似。各省级区域 LVC 的产业结构以造纸印刷及文体制品业、石油及核燃料制品业、化学工业、非金属制品业、水电热燃业为主；NVC 的产业结构以采选业、石油及核燃料制品业、化学工业、金属制品业、水电热燃业为主；GVC 的产业结构则主要表现以天津、上海、浙江、广东、新疆这些出口优势省份为主，如纺织业、化学工业、电气及电子设备制造业。可以看出，各区域参与国内循环的产业结构和参与国际循环的产业结构存在较大差异，这也不利于形成国内循环和国际循环相互促进的格局。

综上所述，中国各省级区域的产业结构和贸易结构趋同现象较为严重，同时，各区域参与国内循环和国际循环存在一定的分离。这表明，各省级区域之间并未形成阶梯式的比较优势分工，不利于国内循环的畅通和循环质量的提升。长期以来，中国各省级区域的产业政策同质化现象极为严重（杨英杰，2021），这一定程度上导致各区域在经济发展过程中忽视自身的要素禀赋结构，未能真正建立基于要素禀赋的动态比较优势。对外贸易中的雁阵理论同样适用于一国国内的产业升级。因此，构建新发展格局，应积极推动各省级区域依托自身要素禀赋结构，建立并充分发挥比较优势，形成省级区域间的阶梯式分工，推动产业结构转型升级，畅通国内大循环。

三、基于价值链分工的中国区域双循环联动分析

（一）理论分析

中国经济双循环中，国内循环和国际循环并不是独立关系，两者相互影响并相互促进，共同为中国经济高质量发展提供动力（钱学锋和裴婷，2021）。作为世界第一大贸易国和第二大经济体，实现国内国际循环有效联动至关重要，直接关系到新发展格局能否顺利形成。正确理解双循环联动问题，需从分工的角度进行分析和探讨。随着经济全球化和产品内分工的深入发展，价值链分工逐渐发展成为全球生产分工的主要形式，在国际层面形成了 GVC，在国家层面则形成了 NVC。那么 GVC 和 NVC 之间是否形成相互促进、协调发展的关系，是检验双循环是否联动的关键标准。

无论是 GVC 还是 NVC，其本质上是以“碎片化生产”为特征的产品内分工在不同地域范围的体现。经典的国际贸易理论认为，国际贸易一般内生于国内贸易，是在国内贸易的基础上发展起来的（Ohlin，1933；杨小凯，2003；Krugman，1980）。NVC 是在充分发挥国内各区域要素禀赋优势的基础上形成的国内分工体系，有利于提高资源配置效应、促进技术进步和生产率的提升（黎峰，2020），并在基础上形成本国的出口比较优势（Krugman，1980；Costinot 等，2019），从而促进 GVC 的发展（张少军和刘志彪，2013）。同时，参与 GVC 也会对参与 NVC 产生影响。亚当·斯密于 1776 年最早提出了分工对于提高劳动生产率和增加国民财富的重要作用。GVC 分工可以通过提高劳动生产率、技术外溢、学习效应、规模效应以及更低成本获取信息、技术、管理等高级生产要素等促进行业生产率和增加值的提高（Baldwin 和 Yan，2014；盛斌等，2020），有利于促进产业发展和产业升级（Humphrey 和 Schmitz，2002；Gereffi，2018），从而促进 NVC 的发展。然而，GVC 的正向效应能否实现还取决于价值链的治理结构、制度环境、发展中国家的吸收能力等因素（Morrison 等，2008）。综上所述，GVC 和 NVC 之间存在相互作用和相互影响的关系。从价值链分工视角来看，双循环联动一方面体现在 GVC 和 NVC 的相互作用和相互影响的关系，另一方面也体现在 GVC 和 NVC 之间协调发展的关系。GVC 和 NVC 的协调发展，有利于企业在国内市场和国际市场之间统筹资源配置，更高效地获取信息、技术、需求等关键性资源，实现企业内外贸一体化，助力中国经济双循环新发展格局。

(二) 研究方法

基于以上理论分析, GVC 和 NVC 之间相互作用和协调发展的关系符合耦合协调原理。鉴于此, 本部分使用耦合协调度模型进行研究。耦合协调度模型常被用于分析两个或两个以上系统之间的协调发展水平。耦合度指两个或两个以上系统之间相互作用影响的动态关联关系, 可以反映系统之间的相互依赖、相互制约程度。协调度指耦合相互作用关系中良性耦合程度的大小, 可体现出协调状况的好坏, 强调系统之间相互促进、和谐发展的过程 (葛鹏飞等, 2020)。借鉴葛鹏飞等 (2020)、赵文举和张曾莲 (2022) 关于耦合协调度的测算, 构建 NVC 和 GVC 的耦合协调度测算公式如下:

$$C_{ijt} = 2 \times \left[\frac{NVC_{ijt} + GVC_{ijt}}{(NVC_{ijt} + GVC_{ijt})^2} \right]^{1/2} \quad (14)$$

其中, NVC_{ijt} 为 t 年 i 省份 j 行业简单 NVC 与复杂 NVC 之和经标准化处理后的 NVC 综合发展水平;

GVC_{ijt} 为 t 年 i 省份 j 行业简单 GVC 与复杂 GVC 之和经标准化处理后的 GVC 综合发展水平; C_{ijt} 为 t 年 i

省份 j 行业 NVC 与 GVC 的耦合度值, 其取值范围为 $(0,1]$ 。

在式 (14) 基础上进一步计算耦合协调度, 如下式所示:

$$T_{ijt} = aNVC_{ijt} + bGVC_{ijt} \quad (15)$$

$$D_{ijt} = (C_{ijt} \times T_{ijt})^{1/2} \quad (16)$$

式 (15) 中, T_{ijt} 为 i 省份 j 行业 t 年的 NVC 与 GVC 的综合协调指数, 其中, a 和 b 为待定权重系数, 衡量二者的重要程度。基于中国国情和国内国际市场规模现状, 本文借鉴赵文举和张曾莲 (2022) 的研究成果, 确定 NVC 的权重为 0.7, GVC 的权重为 0.3, 也即 $a=0.7$ 、 $b=0.3$ 。式 (16) 中, D_{ijt} 为 NVC 和 GVC 之间的耦合协调度, 取值范围为 $(0,1]$ 。

同时, 借鉴赵文举和张曾莲 (2022), 将耦合协调度均匀划分为 10 个区间, 各个等级的耦合协调取值区间、等级标准如表 4 所示, 并将 NVC 和 GVC 耦合协调度大于等于 0.6 的水平界定为双循环联动。

表 4 耦合协调度区间划分

取值区间	(0.0,0.1)	[0.1,0.2)	[0.2,0.3)	[0.3,0.4)	[0.4,0.5)
等级标准	极度失调	严重失调	中度失调	轻度失调	濒临失调
取值区间	[0.5,0.6)	[0.6,0.7)	[0.7,0.8)	[0.8,0.9)	[0.9,1.0]
等级标准	勉强协调	初级协调	中级协调	良好协调	优质协调

(三) 基于价值链分工的中国区域双循环联动的特征和演进趋势

图 3 显示了 2002~2017 年中国 30 个省级区域制造业整体 NVC 和 GVC 的耦合协调度。结果显示: (1) 样本研究期间, 中国制造业 NVC 和 GVC 耦合协调度稳步上升, 但仍处于较低水平, 且呈现出明显的区域异质性。各地区制造业 NVC 和 GVC 耦合协调度得到显著提升, 从 2017 年地区平均水平来看, 东部、中部和西部依次递减, 均仍未达到初级协调, 与赵文举和张曾莲 (2022) 研究结论一致。东部、中部和西部制造业 NVC 和 GVC 耦合协调度, 分别从 2002 年的 0.193、0.155 和 0.094 上升至 2017 年的 0.569、0.483 和 0.372, 耦合协调等级相应地跃迁至勉强协调、濒临失调及轻度失调, 地区间发展不平衡问题较为突出。

(2) 东部地区制造业 NVC 和 GVC 耦合协调发展总体表现良好, 各省份均有明显的提高。2017 年, 广东、江苏、浙江和福建的耦合协调度均高于 0.6, 达到协调发展, 而其他省份仍处于较低的耦合协调水平。其中, 北京和上海分别为轻度失调和勉强协调。海南的耦合协调度最低, 表明海南制造业双循环联动出现明显脱节, 进一步验证了前文的分析结论。(3) 从中部地区省份来看, 2017 年, 河南耦合协调度最高为 0.706, 处于中级协调, 湖北最低为 0.281, 处于轻度失调, 其他 6 个省份相当, 在 0.4~0.6 之间, 处于濒临失调和勉强协调。(4) 从西部地区省份来看, 2017 年, 陕西双循环耦合协调度高达 0.659, 实现初级协调; 内蒙古、重庆、四川和新疆在 0.4~0.5 之间, 处于濒临失调; 甘肃、云南、宁夏和青海为西部地区耦合协调度排名后四位, 与西部其他省份间差距较大, 处于严重失调。同时, 2012~2017 年, 辽宁、黑龙江、云南等少数省份的耦合协调度出现微弱下降。这一分析结果表明, 除少数省份外, 多数省份仍未实现双循环联动发展, 但总体呈现出良好的发展态势, 向双循环联动不断演进。

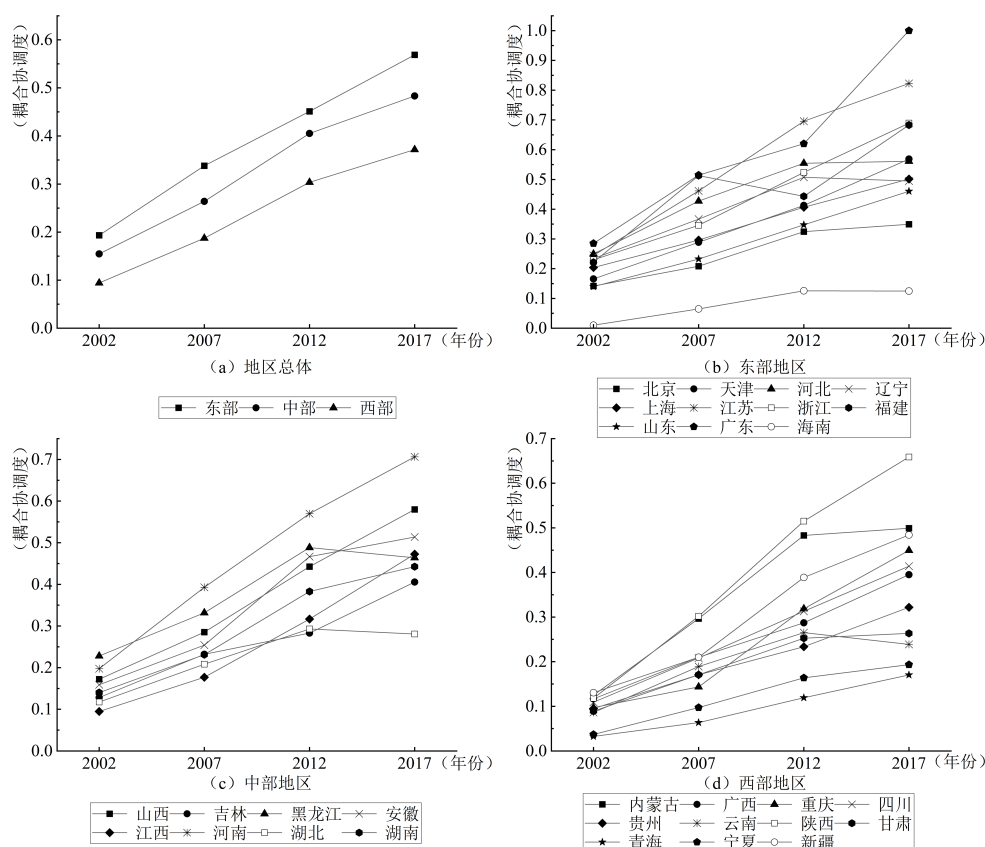


图 3 2002~2017 年中国省级区域制造业整体 NVC 和 GVC 的耦合协调度

注: 地区总体的耦合协调度为各地区相应省份加总平均所得。

鉴于制造业部门参与价值链分工程度较深, 同时, 考虑到中国制造业门类齐全, 不同制造业部门的发展水平和技术水平具有显著异质性。本文进一步选择了低技术行业纺织服装业、中技术行业化学工业和高技术行业电气及电子设备制造业来分析中国区域双循环联动特征及演进趋势, 图详见附录 F。结果表明: 样本研究期间, 中国各区域纺织服装业、化学工业和电子设备制造业的 NVC 和 GVC 耦合协调度均呈上升态势, 发展水平呈现东部、中部和西部地区依次递减, 与制造业整体类似, 但三者的耦合协调水平具有异质性, 电气及电子设备制造业相对较低。总体来看, 纺织服装业中, 除浙江、福建、江苏、山东和广东外, 其他省份均未实现双循环联动发展, 且西部省份和中部省份失调现象较为严重, NVC 和 GVC 耦合协调度低于制造业整体水平; 除少数省份的实现双循环联动外, 大多数省份化学工业 NVC 和 GVC 的耦合协调度呈现出良好的发展态势, 向双循环联动不断演进; 各区域电气及电子设备制造业各省份差异显著, 区域内呈现出分化趋势, 这可能与该行业对技术水平要求密切相关, 而不同省份的技术发展水平差异较大, 应充分发挥这些双循环联动优势省份的带头作用, 促进人才和技术的地区流动, 带动他省

份双循环联动。

综上可知, 总体上, 中国各省级区域制造业 NVC 和 GVC 耦合协调度不断提高, 但仍处于较低发展水平。除少数省份外, 多数省份仍未实现双循环联动发展, 但总体呈现出良好的发展态势, 向双循环联动不断演进。同时, 各部门 NVC 和 GVC 耦合协调度还呈现出显著的省份异质性和行业异质性。这些异质性可能源于技术水平和要素禀赋的差异, 这一定程度上阻碍了双循环联动发展, 同时也加剧了地区发展不平衡。

四、结论与启示

本文构建了一个区域“国内国际双循环”测算模型, 对中国区域参与国内国际双循环的路径与中国省级区域嵌入双循环的特征进行了研究, 并对中国区域双循环联动的特征和演进路径进行了探讨。本文研究发现:

第一, 2002~2017 年间, 中国国内循环和国际循环产生的增加值规模均呈现快速攀升态势, 但中国 GDP 主要依赖于国内循环。国内循环中, 区域内最终品贸易和 LVC 是增加值的主要来源, 其次是简单 NVC; 国际循环中, 最终品贸易和简单 GVC 产生的增加值规模较大。整体来看, 复杂 NVC 和复杂 GVC 占比很少。分析结果表明, 中国经济具有典型的“本地偏好”特征, 国内循环起主导作用。

第二, 各省级区域参与双循环以国内循环为主, 但具体的循环细节差异明显, 且呈现出明显的地理分布特征。东部地区更多地参与国际循环, 中西部地区更多地参与国内循环, 并且国内循环份额呈现出从中心向四周散射减弱的特征, 国际循环份额呈现出从四周向中心集中减弱的特征。

第三, 各部门参与双循环的具体路径存在显著差异。农林牧渔业、水电热燃业、建筑业和服务业主要参与国内循环; 电气及电子设备制造业等出口优势行业, 相对更多地依赖国际循环, 主要以最终品出口和简单 GVC 为主; 能源矿产、金属制造等传统产业相对更多地依赖国内循环, 参与 NVC 份额较高且以简单 NVC 为主。这表明中国主要参与浅层次的价值链分工, 缺乏基于区域比较优势的跨区域和跨境的深层次分工合作。同时, 从地区部门层面来看, 国内循环和国际循环存在一定的分离。

第四, 样本研究期间, 中国制造业 GVC 和 NVC 耦合协调水平稳步上升, 但总体上仍处于较低发展水平, 且呈现出明显的省份异质性和行业异质性。分析结果表明, 除少数省份外, 多数省份仍未实现双循环联动发展, 但总体呈现出良好的发展态势, 向双循环联动不断演进。

本文的研究结论对当前中国构建“以国内大循环为主体, 国内国际双循环相互促进”的新发展格局有重要的启示和政策含义。

第一, 积极构建区域动态比较优势, 形成阶梯式区域分工, 完善国内大循环的产业链供应链体系。各省级区域需重新审视自身的要素禀赋结构, 建立动态比较优势, 明晰自身在双循环中的定位。通过差异化产业政策引导, 优化区域间资源配置, 充分发挥各省比较优势, 形成区域间阶梯式分工。加快推动国内市场一体化, 打通生产、分配、流通和消费各个环节, 降低国内贸易成本, 打破地方贸易壁垒, 促进产品和要素的国内循环。进一步加强物流基础设施, 价值链分工对物流绩效和运输成本更加敏感 (Taglioni 和 Winkle, 2014), 克服地理因素障碍, 贯通沿海与内陆, 互通南北经济, 促进东中西地理区位优势互补。在协调区域专业化分工的基础上, 立足于国内市场, 突破“卡脖子”的关键生产环节和关键技术, 补齐短板, 建立以国内大循环为主的产业链供应链体系。

第二, 推动更高水平对外开放, 加强国际循环的链接。当前中国大部分省级区域嵌入 GVC 分工的程度和深度仍然不足, 因此, 应继续坚定不移地推动高水平对外开放。各省级区域应充分利用自身比较优势, 借助于“一带一路”建设、自由贸易协定、RCEP 等, 提高融入 GVC 的深度和广度。坚持“引进来”和“走出去”并重, 继续利用国内市场规模优势、区位优势和政策优势吸引跨国公司将更多的生产环节转移到中国, 促进全球价值链在国内部分的延伸。加强内外贸规则、标准认证等的对接, 推动企业内外贸一体化。在推进高水平开放的同时, 重点监测出口优势省份部门的供应链风险。

第三, 重点发挥沿海地区、优势省份部门在双循环中的桥梁作用, 制定差异化行业政策, 促进双循

环联动。充分发挥沿海地区和优势省份部门的“先发优势”，建立 GVC 和 NVC 的链接，推动这些地区和部门优先实现双循环联动，同时，通过 GVC 和 NVC 渠道，促进人才、技术等要素的地区流动，带动其他省份和部门逐步实现双循环联动。针对不同部门，采取差异化的产业政策和贸易政策推动其双循环有效联动。对于具有比较优势的高技术制造业，应重点打造其价值链链主地位，提升其在双循环联动中的主动权；对于中技术制造业，应强化其双循环联动中的承上启下角色，促进产业升级优化，提高其国内循环和国际循环的参与度；对于中国具有比较优势的低技术制造业，应重点发展其国内循环和国际循环的链接，促进产业双循环有效联动。

【参考文献】

- [1]陈全润,许健,夏炎,李康先.国内国际双循环的测度方法及我国双循环格局演变趋势分析[J].中国管理科学,2022,(1):12~19.
- [2]丁晓强,张少军.中国经济双循环的测度与分析[J].经济学家,2022,(2):74~85.
- [3]葛鹏飞,韩永楠,武宵旭.中国创新与经济发展的耦合协调性测度与评价[J].数量经济技术经济研究,2020,(10):101~117.
- [4]侯俊军,岳有福,叶家柏.供需双循环测度与中国经济平稳增长[J].统计研究,2023,(3):3~17.
- [5]黄群慧.新发展格局的理论逻辑、战略内涵与政策体系——基于经济现代化的视角[J].经济研究,2021,(4):4~23.
- [6]黄群慧,倪红福.中国经济国内国际双循环的测度分析——兼论新发展格局的本质特征[J].管理世界,2021,(12):40~58.
- [7]何雅兴,罗胜,谢迟.中国区域双重价值链的测算与嵌入特征分析[J].数量经济技术经济研究,2021,(10):85~106.
- [8]江小涓,孟丽君.内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环——国际经验与中国实践[J].管理世界,2021,(1):1~19.
- [9]李跟强,潘文卿.国内价值链如何嵌入全球价值链:增加值的视角[J].管理世界,2016,(7):10~22+187.
- [10]李善同,何建武,祝坤福,张增凯,潘晨等.中国多区域投入产出模型:1987-2017[M].北京:经济科学出版社,2023.
- [11]李敬,刘洋.中国国民经济循环:结构与区域网络关系透视[J].经济研究,2022,(2):27~42.
- [12]黎峰.双重价值链嵌入下的中国省级区域角色——一个综合理论分析框架[J].中国工业经济,2020,(1):136~154.
- [13]黎峰.双循环联动的大国特质与一般规律:贸易视角的考察[J].世界经济研究,2022,(5):102~116+137.
- [14]黎峰.国内国际双循环:理论框架与中国实践[J].财经研究,2021,(4):4~18.
- [15]马丹,郁霞.中国区域贸易增加值的特征与启示[J].数量经济技术经济研究,2021,(12):3~24.
- [16]倪红福,夏杰长.中国区域在全球价值链中的作用及其变化[J].财贸经济,2016,(10):87~101.
- [17]潘文卿,李跟强.中国区域的国家价值链与全球价值链:区域互动与增值收益[J].经济研究,2018,(3):171~186.
- [18]裴长洪,刘洪愧.构建新发展格局科学内涵研究[J].中国工业经济,2021,(6):5~22.
- [19]钱学锋,裴婷.国内国际双循环新发展格局:理论逻辑与内生动力[J].重庆大学学报(社会科学版),2021,(1):14~26.
- [20]盛斌,苏丹妮,邵朝对.全球价值链、国内价值链与经济增长:替代还是互补[J].世界经济,2020,(4):3~27.
- [21]苏庆义.中国省级出口的增加值分解及其应用[J].经济研究,2016,(1):84~98+113.
- [22]汤铎铎,刘学良,倪红福,杨耀武,黄群慧,张晓晶.全球经济大变局、中国潜在增长率与后疫情时期高质量发展[J].经济研究,2020,(8):4~23.
- [23]王国刚.激活商业信用机制,推进国内经济大循环畅通[J].经济研究,2020,(12):9~13.
- [24]王岚,李宏艳.中国制造业融入全球价值链路径研究——嵌入位置和增值能力的视角[J].中国工业经济,2015,(2):76~88.
- [25]余丽丽,彭水军.全面对外开放与区域协调发展:基于价值链互动视角[J].世界经济,2022,(1):3~29.
- [26]杨英杰.“双循环”新发展格局的历史逻辑、理论逻辑和实践逻辑[J].长白学刊,2021,(2):92~100.
- [27]杨小凯.经济学:新兴古典与新古典框架[M].社会科学文献出版社,2003.
- [28]赵文举,张曾莲.中国经济双循环耦合协调度分布动态、空间差异及收敛性研究[J].数量经济技术经济研究,2022,(2):23~42.
- [29]张帅,王志刚,金微辅.双循环的经济增长效应:基于国内贸易的视角[J].数量经济技术经济研究,2022,(11):5~26.
- [30]张少军,丁晓强.中国省际调出与出口增长的边际分解——基于贸易总额和市场份额的双重维度[J].数量经济技术经济研究,2023,(9):5~26.
- [31]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,(2):14~27.
- [32]Asian Development Bank, 2020, *Compilation and Uses of the ADB-Multiregional Input Output Table* [C], Presented during UN ESCAP's capacity building workshop, "Evidence-based Policymaking to Facilitate Deeper Integration of Asia and LAC: Trade-in-Value Added Analysis", 6-7 October 2020.
- [33]Baldwin J.R., Yan B., 2014, *Global Value Chains and the Productivity of Canadian Manufacturing Firms* [R], Economic Analysis (EA) Research Paper Series, 11F0027M No. 090.
- [34]Costinot A., Donaldson D., Kyle M., Williams H., 2019, *The More We Die, The More We Sell? A Simple Test of the Home-Market*

Effect [J], *Quarterly Journal of Economics*, 134 (2), 843~894.

[35] Gereffi G., 2018, *Global Value Chains and Development: Redefining the Contours of 21st Century Capitalism* [M], Cambridge: Cambridge University Press.

[36] Humphrey J., Schmitz H., 2002, *How Does Insertion in Global Value Chains Affect Upgrading Industrial Clusters?* [J], *Regional Studies*, 36 (9), 1017~1027.

[37] Johnson R.C., Noguera G., 2012, *Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added* [J], *Journal of International Economics*, 86 (2), 224~236.

[38] Junius T., Oosterhaven J., 2003, *The Solution of Updating or Regionalizing A Matrix with Both Positive and Negative Entries* [J], *Economic Systems Research*, 15 (1), 87~96.

[39] Kee H.L., Tang H., 2016, *Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China* [J], *American Economic Review*, 106 (6), 1402~1436.

[40] Koopman R., Wang Z., Wei S.J., 2014, *Tracing Value-added and Double Counting in Gross Exports* [J], *American Economic Review*, 104 (2), 459~494.

[41] Krugman P., 1980, *Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade* [J], *American Economic Review*, 70 (5), 950~959.

[42] Meng B., Wang Z., Koopman R., 2013, *How are Global Value Chains Fragmented and Extended in China's Domestic Production Networks?* [R], IDE Discussion Paper No. 424.

[43] Miller R.E., Blair P.D., 2009, *Input-Output Analysis: Foundations and Extensions* [M], Cambridge: Cambridge University Press.

[44] Morrison A., Pietrobelli C., Rabellotti R., 2008, *Global Value Chains and Technological Capabilities: A Framework to Study Industrial Innovation in Developing Countries* [J], *Oxford Development Studies*, 36 (1), 39~58.

[45] Ohlin B., 1933, *Interregional and International Trade* [M], Cambridge: Harvard University Press.

[46] Stone R., 1985, *The Disaggregation of the Household Sector in the National Accounts* [A], In Pyatt G. ed., *Social Accounting Matrices: A Basis for Planning* [C], Washington, D. C.: World Bank.

[47] Temurshoev U., Miller R.E., Bouwmeester M. C., 2013, *A Note on the GRAS Method* [J], *Economic Systems Research*, 25 (3), 361~367.

[48] Taglioni D., Winkle D., 2014, *Making Global Value Chains Work for Development* [M], Washington, D. C.: The World Bank.

[49] Wang Z., Wei S.J., Zhu K., 2013, *Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Levels* [R], NBER Working Paper, No.19677.

[50] Wang Z., Wei S.J., Yu X., Zhu K., 2017, *Characterizing Global Value Chains: Production Length and Upstreamness* [R], NBER Working Paper, No.23261.

China's Regional "Domestic and International Dual Circulation"

: Paths, Characteristics and Comovement Analysis

GE Yangqin HE Xiaofeng XIE Jianguo

Summary: In April 2020, the Central Committee of the CPC put forward the strategic plan of "constructing a new development pattern in which the domestic cycle is the mainstay and the domestic and international circulations are mutually reinforcing". China is a typical large country. Due to the differences in resource endowment, industrial structure, level of economic development, and open-door policy, there are large differences in the regions' participation in the dual circulation. Therefore, the foremost task in building a new development pattern of dual circulation is to clarify the role, positioning and the specific paths of each region, and the comovement mode between the domestic and international circulations. This is of great practical value for accurately grasping the roles and missions of regions in the new development pattern, and exploring the precise paths for constructing the new development pattern.

This paper constructs a regional "dual circulation" measurement model, portraying the chain circulation process and value distribution of the dual circulation in China's regional economy. By using an embedded input-output table by combing the world input-output data and China's inter-regional input-output table, the paper studies on the paths and characteristics of China's regions' participation in the dual circulation from 2002 to 2017, and analyzes China's regional dual circulation comovement based on the value chain specialization. The findings are as followings. Firstly, from 2002 to 2017, the value added generated by China's dual circulation both shows a rapid rise, and China has a typical feature of "local preference", with domestic circulation playing a dominant role. Specifically, in the domestic circulation, intra-regional trade in final goods and LVC are the main sources of value added, followed by simple NVC. In the international circulation, international trade in final goods and simple GVC generate a larger scale of value added. Overall, China is not sufficiently embedded in complex NVC and complex GVC. Secondly, Each region in the dual circulation is dominated by the domestic circulation, but the specific details and paths vary significantly and show a clear geographical distribution. Eastern regions are more involved in the international circulation, while central and western regions are more involved in the domestic circulation. The domestic circulation becomes weakening from the center to the periphery, and the international circulation becomes weakening from the periphery to the center. Thirdly, there are significant differences in the specific paths in the dual circulation by sectors. Export-advantaged industries are relatively more dependent on the international circulation, mainly based on exports of final goods and simple GVC; and traditional industries are relatively more dependent on the domestic cycle, with a high share of participation in the NVC, especially the simple NVC. This suggests China mainly participates in shallow value chain specialization and lacks deeper cross-regional and cross-border cooperation based on regional comparative advantages. Also, there is kind of separation between the domestic circulation and the international circulation of regional sectors. Fourthly, the coupling and coordination degree between GVC and NVC in China's manufacturing industry has steadily increased during the period, but it is still at a relatively low level, and shows obvious provincial heterogeneity and industry heterogeneity. The analysis results show that, except a few provinces, most provinces still have not realized the coupling and coordination of dual circulation, but generally show a good development trend, evolving towards dual circulation comovement.

The possible contributions of this paper are as followings.: First, expanding the existing regional value added decomposition framework, the paper portrays the specific paths of the domestic circulation in more detail, and completely decompose the GDP of each region into eight parts from the perspectives of the domestic circulation and the international circulation, completely decomposes the chain circulation process and value distribution of the dual circulation of China's regional economy, which provides a theoretical and analytical framework for accurately

understanding and analyzing the dual circulation of China's economy. Second, based on the compiled embedded input-output tables, this paper analyze the specific paths and characteristics of China's regions from 2002 to 2017 from the perspectives of domestic and international circulations, providing empirical evidence for accurately identifying the foundation of China's dual circulation as well as the possible blockages and risk points. Third, it analyzes the characteristics and evolutionary trends of China's regional dual circulation comovements from the perspective of the value chain specialization, by using the coupling and coordination degrees of NVC and GVC. The results of this paper provide theoretical basis and policy suggestions for the construction of a new development pattern.

Keywords: Dual Circulation; Path; Comovement; Embedded Input-output Table

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