

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰



高度重视资本市场资产供给端的制度改革

央行数字货币替代现金的经济影响

金融开放与商业信用配置

银行数字化转型驱动下定向降准政策的传导效率

新形势下商业银行消费金融业务发展策略探析

吴晓求

贾鹏飞

张伟俊、陈云贤、黄新飞

曾燕、陈肖雄、金钊等

李胜男、王剑

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：吴晓桐

栏目编辑：张思瑾

美术编辑：陈一欣

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：www.imi.ruc.edu.cn

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】

- 高度重视资本市场资产供给端的制度改革——吴晓求 01
- 央行数字货币替代现金的经济影响——贾鹏飞 04
- 金融开放与商业信用配置——张伟俊、陈云贤、黄新飞 19
- 银行数字化转型驱动下定向降准政策的传导效率
- 基于银行规模异质性的研究——曾燕、陈肖雄、金钊、汪寿阳 36
- 新形势下商业银行消费金融业务发展策略探析——李胜男、王剑 49
- “一带一路”贸易网络演化与贸易门户国家识别——陈伟、赵晞泉、刘卫东、叶尔肯·吾扎提 58
- 基金“抱团”：净值增长与暴跌风险——苏治、贺旭、张永冀 65

高度重视资本市场资产供给端的制度改革¹

吴晓求²

一、财富管理地位日益凸显

随着经济金融化程度的提高、市场化的增速以及资本市场的发展和社会财富管理理念的深化，中国社会的财富结构正在发生巨大的变化，未来财富管理是金融活动中的重要组成部分。

虽然当前中国经济碰到了一些困难和问题，但是，只要认真反思、分析出现当前困难的原因，就一定能找到解决问题的办法。只要我们坚定不移地走有中国特色的社会主义市场经济的道路，坚定不移地推进改革开放，尊重市场规律，尊重企业家和企业家精神，市场就会逐步恢复信心。从这个角度看，未来的中国，在 2035 年一定能够实现二十大报告中所确定的目标。

从现在到未来，除了目标设定外重要的是路径的设计。随着居民收入水平的提高，居民对财富管理的需求日益迫切。目前中国居民部门财富结构有 65% 左右沉淀在不动产或者房地产上，这个比例未来应逐步下降，居民部门财富总量会增加。在财富总量增加的同时，社会财富结构会向金融化和证券化方向演变，这是迈向发达国家的必然趋势，因此，我们要做好财富管理的基础工作。

二、财富管理的组成结构

完整的财富管理链条由多方构成：一是财富管理需求。可以预见，随着居民收入水平的不断增加，未来财富管理需求会越来越多样化、多元化。二是财富管理机构。财富管理机构的类型十分丰富，从券商到商业银行，到信托到基金等等都可以是财富管理机构。与此同时，还有第三方持牌机构的财富管理中介。三是基础资产类型、厚度和结构。基础资产的多样性、成长性以及透明度至关重要的，这些都是影响未来财富管理效率的重要因素。四是基于透明度的监管，这也是财富管理不可或缺的组成部分。

总的来说，财富管理主要是由这四方构成，其中，最重要的是投资需求和资产供给，其他都是为需求和供给的效率提供服务。

三、中国财富管理行业存在的问题

（一）财富管理机构专业能力不足、综合信用能力差

在财富管理机构中，一般来说，券商和私募专业水平相对比较高，其他机构的专业能力则相对较差。公募基金的激励机制设计有问题，亏损很大还能拿到丰厚佣金的制度设计，本质上是漠视投资者利益的。整体而言，私募相对而言更有优势一些。不少人在思考市场不好时会把原因归咎为量化投资，认为量化把原来的逻辑完全打乱了，常人无法超越量化和 AI。但实际上，不应该把主因归咎于量化上。有的财富管理机构居然能把客户资产亏损到 30%—50%，这是非常可怕的，归根结底还是专业能力不够。

无论是第三方的持牌机构还是公募、信托、银行，有的可能对财富管理的基础知识都不清楚。比如有些机构的负责人居然不知道基础资产是什么，基础资产的比例是多少。这样的财富管理机构或许本身就是一种特殊的资金管道，但不是财富管理。投资者需要擦亮眼睛，分辨出资金管道和财富管理，要充分了解

¹ 本文系作者在“中国财富管理数字化转型大会——《中国财富管理评价报告（2023 上）》发布会”暨“大金融思想沙龙（总第 212 期）”中发言整理文章

² 吴晓求，中国人民大学原副校长、国家金融研究院院长

机构的专业能力和信用能力。

事实上，很多财富管理机构的综合信用能力都比较差，合规意识弱，如何提高自身的综合信用能力是财富管理机构面临的重要任务。在大数据技术下，虽然“老鼠仓”等情况有很大收敛，但中国股市投资者仍喜欢亲自“操刀”，这是因为他们不相信财富管理的专业水平，也不相信它们的信用能力。在中国，虽然理论上要大力发展机构投资者，但现实境况却很困难，因为机构投资者的表现没有出让大家觉得可以信赖的程度。提升信用，最核心的是契约精神和合规经营。遵守规则，信用的基础就有了。信用的破坏都来自于不守规则，“老鼠仓”是一个典型的不守规则的例子。

总之，如果我们要发展财富管理，就要正视财富管理机构的建设，督促它们在专业能力和信用基础这两个层面上有本质提高，否则中国财富管理市场会很难发展起来。

(二) 基础资产质量有待提升

目前，机构可供选择的基础资产的厚度、结构化、多样性、透明度还有待于提升。就证券化金融资产而言，最基础的资产是股票和债券，这两项加起来总量应该超过 160 万亿，但这 160 万亿中有一些存在很大的风险、很大的不确定性，一些权益类资产还存在成长性问题。中国资本市场正在进行注册制改革，如何一方面让基础资产有很好的透明度，另一方面又要让这类资产有较好的成长性，是面临的重要任务。

四、深化资本市场改革推动财富管理规范发展

大家都在思考如何让市场恢复信心。事实上，中国资本市场目前遇到的困难可能来自于资产供给端的制度设计出了问题。我们需要认真思考中国资本市场成长起来的节点在哪里。这个节点不应该在交易端，因为交易端成本已经下降到非常小了，最多就剩佣金和印花税的下调³，其他交易方式的改变不会对市场带来多大的作用。无论是之前的“100+1”，还是现在的延长交易时间，或者有人期待的“T+0”，都不会对市场的成长有积极作用。资本市场的活跃不单纯地表现为交易笔数，如果将 100 股拆成 100 次买卖，交易笔数的确会增加，但没有任何实质性意义。

资本市场制度改革的重点在资产供给端，其次在市场需求端，相对不重要的是交易端。目前，资产供给端最重要的问题在于存量资金减持财务或分红约束不够。根据最近三年数据，每年的资金赤字大约在 1.5 万亿，市场存量资金在不断萎缩。这说明供给端流出的资金太多了，对此，有人开始建议暂停 IPO，但这其实也不是最重要的。最重要的是减持制度需要彻底改革。以前的减持制度对大股东、实控人有三年禁售期的约束，但这远远不够。对 IPO 前的其他股东也有一年的禁售期，仅有禁售期的约束是不够的。改革的思路不是要把禁售期拉长，而是要对企业 IPO 前的股东的减持要有财务或分红下线的约束。例如，IPO 融资了 10 亿元，之后增发又融资了 5 个亿，大股东、实控人减持的前提是，对投资者的分红回报要达到一个最低下限。总之，要对存量减持进行科学的制度设计，要把融资规模与对投资者的分红回报有机地结合起来，进一步规范减持条件。

中国资本市场长期以来的功能定位是融资市场，即为融资者、为企业提供融资便利。实际上这种定位值得商榷。资本市场不主要是融资市场，不是为企业融资提供便利，而是一个投资市场，为投资者提供有成长性、透明度好的资产，这才是最核心的功能，所以，我们要把从融资的市场转变成投资的市场、财富管理的市场。投资市场的出发点当然是为投资者服务，而不是为融资者提供便利，这是理念上的根本变化。要实现这种理念和功能的转变，首先要规范存量减持的约束条件，让企业能够慎重思考要不要 IPO。如果想 IPO，就必须为社会提供与 IPO 及增发匹配的分红回报，满足了这个条件且负债合适，才能减持。IPO 排队现象，说明制度设计方面有重大缺陷，有巨大的寻租空间。减持制度的改革，就是要消除其巨大的寻租空间。

至于 IPO，需要保持一个节奏。注册制改革是中国资本市场市场化改革的重要实践，值得支持和肯定的。但是，在 IPO 环节，注册制是有风险边界的，不能过度泛化。在金融活动中，不同性质的投资者承担

³ 在此演讲后的第三天，即 8 月 27 日，有关部门宣布下调印花税和佣金。——作者注

的风险边界是不一样的，比如天使、PE/VC 和 IPO 的公众投资者所承担的风险边界有重大差异，不应该让资本市场前端的各种资本业态承担的风险通过 IPO 转移到公众投资者身上，这会有重大风险隐患。那些财务指标都是负数的企业是不应该 IPO 的，虽然他们打着高科技的旗号，但实际上他们上市可能损害了这个市场。让打着高科技旗号但可持续经营能力不佳的企业上市，本质上还是在为企业融资提供便利。这种观念始终一直没有变。我们要积极调整观念，根本上转变市场功能定位，资本市场本质上是财富管理的市场。只有理念发生了根本转变，市场由融资的市场转变成投资的市场，新增资金才有进入市场投资的动能。所以，资产供给端的制度改革，是当前资本市场面临的最重要任务。

央行数字货币替代现金的经济影响¹

贾鹏飞²

【摘要】 本文通过构建新货币主义理论模型研究央行数字货币对支付系统和宏观经济的影响。本文在经典的新货币主义基准模型上引入类现金的（cash-like）央行数字货币和私人货币，并重点刻画央行数字货币替代现金所产生的经济影响。本文发现，央行数字货币的引入将增加公共货币的收益率，使得消费者持有更多的公共货币。虽然央行数字货币的使用会挤出私人货币，但经济体中的货币总量会增加。流动性资产的增加将放松消费者的流动性约束并提高交易效率。与此同时，流动性约束的放松将促使消费者购买更多的商品，商品的生产也会增加。鉴于本文模型，央行数字货币的使用将对支付系统和宏观经济产生正面影响。因此，本文认为应积极推动央行数字货币的发行和落地进程。

【关键词】 央行数字货币；现金；经济影响；新货币主义模型；类现金

一、引言

近年来，随着数字经济的发展和私人加密货币的兴起，央行数字货币（central bank digital currencies, CBDC）引发了政策界和学术界的广泛关注。2020年，国际清算银行调查了全球65个国家和地区的中央银行有关其央行数字货币的研发进程[1]。调查结果显示，全球主要的中央银行（包括美联储、欧洲央行、英格兰银行、日本银行、中国人民银行）均在积极研发数字货币。具体地，86%的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，60%的中央银行进入到概念验证阶段，14%的中央银行已经进入到央行数字货币的试点阶段，比如中国人民银行的数字人民币（e-CNY）和瑞典中央银行的e-Krona。

中国央行数字货币的研发与应用走在了国际前列[2]。2014年，中国人民银行组建专门的研究团队并对数字货币的发行和运行框架、数字货币的经济金融影响、法定数字货币和私人数字货币的关系等问题进行了深入研究。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。截至目前，数字人民币的支付场景覆盖批发零售、购物消费、餐饮服务、交通出行、生活缴费等多个领域。

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）”。根据央行数字货币的功能，文献主要将其分为“类现金”（cash-like）的CBDC和“类存款”（deposit-like）的CBDC两种。本文主要讨论类现金的（cash-like）央行数字货币，并基于以下几点原因。第一，从现实操作层面看，各国中央银行在央行数字货币探索的初期十分强调数字货币对传统现金的替代作用，并会发行类现金的CBDC[3]³。第二，我国的数字人民币坚持M0（现金类支付凭证）的定位[4]。因此，研究类现金的CBDC对理解我国数字人民币的经济影响具有重要的借鉴作用。第三，现有文献较多地研究类存款（deposit-like）的CBDC，对类现金的CBDC的研究较少。本文的分析也试图填补这一研究缺口。

央行数字货币作为中央银行领域的重要创新，其发行和流通无疑将对支付系统和宏观经济产生深远的影响。央行数字货币的引入也将带来一系列重要的研究问题。比如，央行数字货币的发行是否会替代传统

¹ 原载于《经济学家》2023年第9期

² 贾鹏飞，南京大学商学院副教授

³ 央行数字货币也可具有类存款的性质，这体现了央行数字货币和银行存款的竞争关系。从央行数字货币的发展历程看，各国中央银行很可能先发行类现金的CBDC，待相关技术比较成熟后再考虑发行类存款的CBDC

现金？央行数字货币对现金的替代将如何影响支付体系？央行数字货币替代现金的宏观经济效应如何？由于目前尚未有主要的中央银行发行央行数字货币，对以上问题的回答仍然停留在理论阶段。对相关问题的研究则要求宏观经济学者构建规范的理论模型。

本文采用了新货币主义理论模型[5]。相较于新古典理论模型和新凯恩斯主义理论模型，新货币主义模型具有以下几点优势，因此被广泛使用于对央行数字货币的研究[6-10]。首先，新货币主义理论更加强调货币的微观基础和货币的作用。使用新货币主义模型因此将有利于我们深入理解央行数字货币对支付方式和交易摩擦产生的影响。其次，新货币主义模型把支付系统和宏观经济有机地联系起来，为我们研究央行数字货币的经济影响提供了一个统一的研究框架。

具体地，我们在 Lagos 和 Wright[5]的基础上引入了央行数字货币（公共货币，public money）和私人货币（private money）。其中，公共货币指由公共部门（即中央银行）发行的货币，如现金和央行数字货币；私人货币指由私人部门发行的具有流动性的金融资产，如银行存款。⁴本文发现，类现金的央行数字货币的发行和使用将替代传统现金。央行数字货币的引入将增加公共货币的收益率并使得消费者持有更多数量的公共货币。虽然央行数字货币的使用会挤出私人货币，但经济体中的货币总量会增加。更多的流动性资产将放松消费者的流动性约束并提高交易的效率。这体现为央行数字货币对支付系统的正面作用。与此同时，流动性约束的放松将促使消费者购买并消费更多的商品，商品的生产也会得以增加。这体现为央行数字货币对宏观经济的促进作用。因此，鉴于本文模型，央行数字货币的引入将对支付系统和宏观经济产生正面影响。本文建议应积极推动央行数字货币的发行和落地进程。

现有文献也从不同视角研究了央行数字货币对支付体系和宏观经济的影响。Jia[12]构建了一个 OLG 模型并研究了央行数字货币的负利率政策。同样基于 OLG 模型，Andolfatto[13]认为央行数字货币的引入可以规范商业银行的行为并迫使商业银行增加存款利率和存款规模。然而，央行数字货币的使用并不一定会影响商业银行的贷款规模。Barrdear 和 Kumhof[14]构建了包含商业银行的多部门的 DSGE 模型。在他们的模型中，央行数字货币的发行和使用会降低实际利率，进而增加投资和产出。Ferrari 等[15]构建了两国 DSGE 模型并研究开放经济条件下央行数字货币的宏观经济影响。

此外，基于新货币主义理论，Davoodalhosseini[6]对比了央行数字货币和现金，并研究了最优的货币政策。Williamson[7]在新货币主义模型下研究央行数字货币和金融风险。Chiu 等[8]假设存款市场为寡头市场并研究央行数字货币对金融体系的影响。他们发现，央行数字货币的引入将对银行存款有挤入效应并会增加产出。Keister 和 Sanches[9]假设完全竞争的商业银行体系并发现央行数字货币将会挤出银行存款，进而导致金融脱媒（financial disintermediation）。然而，央行数字货币也可以减少交易摩擦并促进消费。同样基于新货币主义模型，Williamson[10]发现央行数字货币的使用有利于有效地使用稀缺的抵押品并纠正经济环境中资本过度积累的问题，进而增加社会福利。

本文的创新和贡献主要体现在以下几个方面。第一，本文系统地研究了类现金的（cash-like）央行数字货币的经济影响。现有文献较多地研究类存款的（deposit-like）央行数字货币[8][13-14]，对类现金的央行数字货币的研究较少。⁵值得一提的是，Keister 和 Sanches[9]研究了类现金的央行数字货币。在他们的模型中，类现金的央行数字货币的引入将增加消费者的公共货币持有数量，进而减少某类交易场景（使用现金）的交易摩擦且促使经济个体消费更多产品。然而，类现金的央行数字货币并不影响另一类交易场景（使用私人货币）的消费和产出。不同于 Keister 和 Sanches[9]的结果，本文发现，央行数字货币的引入对私人货币持有量具有一定的挤出效应。然而，消费者持有的货币总量（央行数字货币和私人货币）增加，经济体中流动性资产的数量增加。流动性的增加也将放松消费者的流动性约束，进而增加消费和产出。

第二，为更好地刻画类现金的央行数字货币的经济影响，本文相较于现有文献引入第三类交易场景，即现金和私人货币可共同使用的交易场景，如 Chiu 等[8]。Chiu 等[8]指出，第三类交易模式为日常中最为

⁴ 对公共货币和私人货币的讨论，可见 Brunnermeier 和 Niepelt[11]。注意到，我国居民日常支付通常使用的是微信或支付宝中的电子货币。这类电子货币背后对应的是银行存款货币，因此属于私人货币的范畴。

⁵ 对类存款的央行数字货币的研究主要关注央行数字货币和银行存款货币之间的竞争关系，以及央行数字货币的引入将如何影响商业银行。

常见的支付模型，对第三类交易场景的引入将使得模型更加符合现实。此外，引入第三类交易场景将刻画央行数字货币和私人货币的竞争关系，进而使得央行数字货币对三类支付场景均产生影响，这不同于 Keister 和 Sanches[9]的结论。

第三，近年来，国内文献也越来越多地关注和研究央行数字货币。姚前和汤莹玮[16]梳理了央行数字货币的概念、发展理念并总结了央行数字货币应该具备的特性。他们还讨论了我国法定数字货币的具体构建思路。谢星和封思贤[17]研究了央行数字货币对货币政策的影响。他们认为，法定数字货币带来的货币政策创新对我国现有的货币供给机制和货币政策传导机制都会产生很大影响。巴曙松和姚舜达[18]基于货币演化逻辑和公共选择理论的视角，论证了央行数字货币产生的必要性。他们从价值维度、技术维度、运营维度和应用维度进一步说明央行数字货币体系构建的充分性。黄国平等[19]认为央行数字货币可以提升基础支付体系、扩大金融的普惠性，但同时也会对金融体系形成负向冲击。此外，他认为付息的央行数字货币可增强货币政策的有效性并优化货币政策的传导机制。宋敏和徐瑞峰[20]梳理了数字货币领域的技术框架，并总结了央行数字货币与其他支付方式的货币竞争研究。此外，他们归纳了央行数字货币对宏观经济所产生的影响。现有文献较多地讨论央行数字货币的概念、设计理念及其可能产生的经济影响，但基于宏观经济模型的理论分析相对较少。本文的另一贡献在于构建了一个新货币主义的理论模型，并在此基础上分析央行数字货币对支付系统和宏观经济产生的影响。

二、理论模型

本文模型基于新货币主义理论[5]。具体地，我们在 Lagos 和 Wright[5]的基础上引入央行数字货币和私人货币（private money）。其中，私人货币泛指由私人部门发行的具有流动性的金融资产，如银行存款。⁶如前文所述，本文研究类现金的（cash-like）央行数字货币。此外，本文考虑三类交易场景：使用公共货币的交易场景、使用私人货币的交易场景，以及现金和私人货币可共同使用的交易场景。⁷引入第三类交易场景将使得模型更加符合现实。例如，Chiu 等[8]对三类交易场景占比的估算为：11%（第一类）、27%（第二类）、62%（第三类）。第三类场景为现实中最为常见的交易场景，如便利店和餐馆。模型中对第三类交易场景的引入也将直接刻画现金和私人货币之间的竞争关系，这将使得类现金的央行数字货币对三类交易场景均产生影响，下文将对此进行详细阐述。

（一）经济环境和支付系统

1. 经济环境

我们在此考虑无限期的离散时间模型，折现率为 β ，模型存在由经济个体构成的连续统。经济环境由两类经济主体组成：总测度为一单位的买方（buyers）和总测度为一单位的卖方（sellers）。此外，还有一个中央银行（或称之为政府）。每一期分为两个子市场：分散市场（decentralized market, DM）和集中市场（centralized market, CM），如 Lagos 和 Wright[5]。在每一期，假设分散市场之后为集中市场。分散市场存在不完全承诺、货币搜寻等交易摩擦，强调货币或流动性资产的作用。集中市场为瓦尔拉斯的（Walrasian）无交易摩擦市场，在此环境下，具体的交易模式并不重要。

模型中存在两类货币：公共货币（public money）和私人货币（private money）。其中，公共货币为中央银行发行的现金和央行数字货币；私人货币为私人部门发行的具有流动性的金融资产，包括银行存款、第三方支付平台（如微信、支付宝）的电子货币、企业间信用凭证、私人数字加密货币等。⁸为简化分析并保持模型的一般性，我们并不区分各类私人货币。为简化分析，假设公共货币和私人货币的收益率为外生

⁶ 现实中，私人货币主要包括商业银行的存款货币，但也包括企业间的信用凭证和加密数字货币（如比特币、Libra）等。在此，为简化分析，我们并不区分各类私人货币。

⁷ 现有文献通常只考虑两类交易场景：只有现金使用的交易场景（如需要隐私的交易）和只有银行存款（私人货币）使用的交易场景（如线上交易和大额交易），见 Keister 和 Sanches[9]、Williamson[10]。

⁸ 注意到，现实中，微信或支付宝需绑定银行卡，其电子货币背后对应的是银行存款货币。

变量，如 Zhu 和 Hendry[21]。此外，我们考虑两种商品（ x 和 y ）：分散市场中的商品 y 以及集中市场中的商品 x 。

在 CM，买卖双方提供劳动并消费 x ，他们的劳动 h 可一对一地转化为商品 x 。效用函数为 $U(x)$ ，并假设 $U' > 0$ ， $U'' < 0$ ， $U'(0) = \infty$ ， $U'(\infty) = 0$ 。在 DM，买卖双方进行匹配并且交易商品 y 。假设卖方为商品 y 的生产方并且可一对一地将劳动转化为商品。此阶段的效用函数为 $u(y)$ ，并假设 $u' > 0$ ， $u'' < 0$ ， $u'(0) = \infty$ ， $u'(\infty) = 0$ ；来自生产的效用损失为 y 。此外，我们在 CM 假设拟线性的（quasi-linear）偏好，即家庭的效用函数与 x 或 h 呈线性关系，见 Lagos 和 Wright[5]。买方和卖方的效用函数具体如下：

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

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

中央银行发行现金和数字货币，并使用锚定价格的货币政策，见 Keister 和 Sanches[9]。中央银行设定数字货币的利率， R^e ，见 Chiu 等[8]、Keister 和 Sanches[9]、Williamson[10]。注意到，在此我们考虑支付利息的（interest-bearing）央行数字货币。⁹此外，私人货币的利率外生地设定为 R^d 。在本模型中，这等同于设定恒定的货币增长率。最后，我们假设央行数字货币以及私人货币的利息以及货币供给的变化通过一次性转移支付给买方。

2. 支付系统和经济活动

我们假设在 DM 存在三类支付场景：第一类（type 1）和第二类（type 2）（见 Keister 和 Sanches[9]、Williamson[10]），以及第三类（type 3）（见 Chiu 等[8]）。具体地，从买方的角度看，他有 α_1 的概率进入第一类交易场景，此时只有现金可用来支付；他有 α_2 的概率进入第二类交易场景，此时只有私人货币可用来支付；他有 α_3 的概率进入第三类交易场景，此时现金和私人货币均可用来支付。

注意到，本文模型的一大特点是对第三类交易场景的引入。如前文所述，引入第三类场景不仅使得模型更加符合现实，也直接刻画了公共货币和私人货币间的竞争关系，从而使得央行数字货币的引入对三类交易场景均产生经济影响。例如，现实中，我国居民通常使用微信或支付宝中的电子货币（即私人货币），第三类支付场景的引入将刻画央行数字货币和这类电子货币间的竞争关系。也就是说，在央行数字货币引入后，本文模型可刻画消费者在央行数字货币和私人电子货币之间的选择，这与我国的现实相契合。

在此，对三类支付场景的理解可有多种方式，参见 Chiu 等[8]。例如，第一类支付场景（使用现金）可理解为线下无互联网使用的支付。第二类支付场景（使用私人货币）可理解为线上有互联网使用的支付。第三类支付场景（使用现金和私人货币）可理解为日常便利店支付、交通出行支付、餐饮和住宿支付等。此时，用户可以自由选择使用或者不使用互联网。Chiu 等[8]指出，第三类支付场景为最为常见的支付场景，占有所有支付场景的比例约为 62%。值得一提的是，我国目前数字人民币试点的交易场景绝大多数可被视为

⁹ 根据现有文献（如 Keister 和 Sanches[9]），刻画类现金的央行数字货币的关键是支付场景，而非收益属性。在本文模型中，计息的央行数字货币能在现金使用的支付场景应用，因此其具有类现金的功能。

第三类交易场景。注意到，本文重点刻画央行数字货币对现金的替代。因此，类现金的央行数字货币可用于第一类支付场景和第三类支付场景。

DM 的经济活动如下：买方与卖方匹配，买方使用现金（第一类场景）、私人货币（第二类场景）或现金及私人货币（第三类场景）购买商品 y 。卖方生产商品 y ，出售于买方，并获得现金和私人货币。CM 的经济活动如下：买方生产、消费并出售商品 x ，并选择其资产组合。卖方生产并消费商品 x ，使用货币（来自于上期的 DM）购买商品，并选择其资产组合。在此，为简化分析而不失一般性，假设卖方的资产组合中的现金或私人货币为零，因为卖方在 DM 并不需要持有任何货币资产，如 Chiu 等[8]、Keister 和 Sanches[9]。模型的时间轴和买卖双方的经济活动总结于图 1。

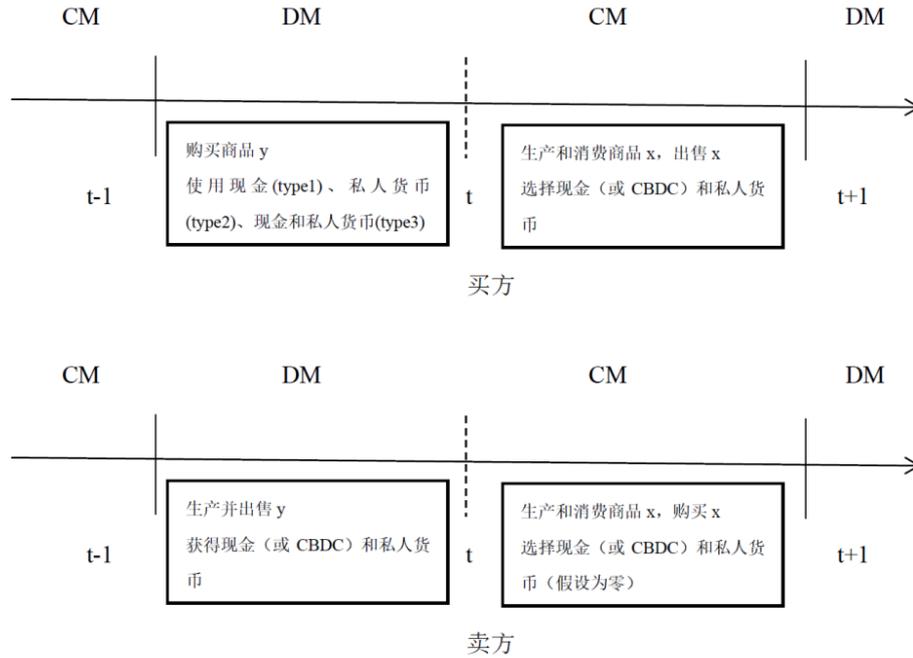


图 1 模型的时间轴

（二）经济问题

下面，我们来刻画买方和卖方的经济问题。

1. 买方和卖方

我们首先考虑不存在 CBDC 的情况。我们用 W 和 V 分别表示买方在 CM 和 DM 的价值函数（value function）。在 CM，买方选择消费 x ，提供劳务 h ，并决定其实际现金和私人货币的持有量， m' 和 d' 。考虑持有现金 m 和私人货币 d 的买方，他所面临的经济问题为：

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

s.t.

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

其中， ϕ 为货币的商品价格（即价格水平的倒数）， T 为转移支付。 R^d 为私人货币的收益率。在此，

为简化分析, 我们假设私人货币的收益率为外生变量, 如 Zhu 和 Hendry[21]。之后, 我们将简要讨论内生私人货币收益率的情况。

我们将 h 用预算约束进行替代并化简以上经济问题, 得出:

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

由此, 最优化问题的一阶条件 (FOC) 为:

$$x : U'(x) = 1, \\ m' : \frac{\phi}{\phi'} \geq \beta V_1^B(m', d'), \\ d' : \frac{1}{R^d} \geq \beta V_2^B(m', d').$$

其中, 后两式取等号如果 $m' > 0$, $d' > 0$ 。 $V_1^B(\cdot)$ 和 $V_2^B(\cdot)$ 为 $V^B(m', d')$ 对 m' 和 d' 的求导。

此外, 我们可以得出三个结论, 类似于 Lagos 和 Wright[5]。首先, 由于 CM 不存在交易摩擦, 买方可消费最优数量的商品 x , 见引理 1。其次, 对 m' 和 d' 的 FOC 表明, 所有买方将选择同样的资产组合 (m', d') , 并且买方的资产选择 (m', d') 并不依赖于其初始的资产分布 (m, d) 。最后, $W^B(m, d)$ 和 (m, d) 呈线性关系且其对 (m, d) 的导数为 1, 这表明买方在 CM 的价值方程随着其货币持有量而线性变化。注意到, 后两个结论将简化我们的分析。

引理 1: 在集中市场, 买方可消费最优数量的商品 x 。

在 DM, 买方的价值函数可表示为:

$$V^B(m, d) = \alpha_1 [u(y(m)) + W^B(m - p(m), d)] + \alpha_2 [u(y(d)) + W^B(m, d - p(d))] \\ + \alpha_3 [u(y(m + d)) + W^B(m - p(m), d - p(d))] + (1 - \sum_{i=1}^3 \alpha_i) W^B(m, d).$$

其中, 买方有 α_1 的概率进行第一类交易, α_2 的概率进行第二类交易, α_3 的概率进行第三类交易。 $y(\cdot)$ 和 $p(\cdot)$ 代表交易商品 y 的数量以及用于支付的货币 (现金或私人货币) 的数量, 它们由买卖双方议价 (bargain) 决定, 下文将进行讨论。

对买方的价值函数进行化简可得:

$$V^B(m, d) = \alpha_1 [u(y(m)) - p(m)] + \alpha_2 [u(y(d)) - p(d)] \\ + \alpha_3 [u(y(m + d)) - p(m + d)] + W^B(m, d).$$

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

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

$$W^S(m, d) = \max_{x, h} \{U(x) - h + \beta V^S(0, 0)\},$$

s.t.

$$x = h + m + d.$$

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

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

引理 2：在集中市场，卖方可消费最优数量的商品 x 。

此外，在 DM，卖方的价值函数为：

$$\begin{aligned} V^S(0, 0) &= \alpha_1[-y(\tilde{m}) + W^S(p(\tilde{m}), 0)] + \alpha_2[-y(\tilde{d}) + W^S(0, p(\tilde{d}))] \\ &+ \alpha_3[-y(\tilde{m} + \tilde{d}) + W^S(p(\tilde{m}), p(\tilde{d}))] + (1 - \sum_{i=1}^3 \alpha_i)W^S(0, 0), \end{aligned}$$

其中， \tilde{m} 和 \tilde{d} 代表其对手方持有的现金和私人货币的数量。

对其化简可得：

$$\begin{aligned} V^S(0, 0) &= \alpha_1[-y(\tilde{m}) + p(\tilde{m})] + \alpha_2[-y(\tilde{d}) + p(\tilde{d})] \\ &+ \alpha_3[-y(\tilde{m} + \tilde{d}) + p(\tilde{m} + \tilde{d})] + W^S(0, 0). \end{aligned}$$

2. 议价 (bargaining)

在 DM，交易商品的数量 $y(\cdot)$ 以及用于支付的货币（现金或私人货币）的数量 $p(\cdot)$ 由买卖双方议价 (bargain) 决定。参照相关文献（如 Chiu 等[8]、Keister 和 Sanches[9]、Williamson[10]），假设买方开出要么接受要么放弃 (take-it-or-leave-it) 的交易协议。 L 代表买方总的可使用的流动性资产。因此， $L = m'$ （第一类场景）； $L = d'$ （第二类场景）； $L = m' + d'$ （第三类场景）。具体地，买方提供 (y, p) 的交易协议来最大化其利益：

$$\max_{y, p} [u(y) - p],$$

s.t.

$$p \geq y,$$

$$p \leq L.$$

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

求解以上问题可以得出：

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

其经济学含义为：如果买方的流动性资产的数量足够多，那么买方将不面临流动性约束（或者说流动性约束不限制买方的消费行为），买方则可购买和消费最优数量的商品。如果买方的货币数量不够多，那么买方面临的流动性约束将限制其交易和消费行为。此时，买方将花费其所有的货币以购买商品，消费商品的数量也将小于最优水平。在此，更多的货币将放松流动性约束，促进更多的交易和消费活动，这也体现

了支付效率的提高。

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

$$\frac{\phi}{\beta\phi'} - 1 \geq \alpha_1 \lambda(m') + \alpha_3 \lambda(m' + d'), \quad (2)$$

$$\frac{1}{\beta R^d} - 1 \geq \alpha_2 \lambda(d') + \alpha_3 \lambda(m' + d'). \quad (3)$$

其中， λ 为流动性溢价（liquidity premium），表示为：

$$\lambda(L) = \max[u'(L) - 1, 0]. \quad (4)$$

（2）和（3）中的不等式取等号如果 $m' > 0$ ， $d' > 0$ 。（2）和（3）的经济学含义为：持有额外一单位货币（现金或私人货币）的边际成本等于其边际收益（持有货币将放松买方的流动性约束，使得其购买并消费更多的商品）。方程（4）表明货币的流动性溢价 $\lambda(L) \geq 0$ 。流动性溢价衡量了买方流动性约束的松紧程度，也体现了货币的流动性收益。

$$\frac{\phi'}{\phi}$$

此外，由于现金的利率为零，现金的收益率则为通货膨胀的倒数（即 $\frac{\phi'}{\phi}$ ）。在此，我们假设，现金的需求随着其收益率的增加而增加，见假设 1。这一假设不仅符合经济直觉，即当通货膨胀高时（现金收益率低时）消费者愿意持有更少的现金，也符合现有文献的结论，如 Keister 和 Sanches[9]。注意到，相较于现金，央行数字货币可获得大于零的利率， R^e ，这将直接改变公共货币的收益水平以及经济个体对公共货币持有的意愿，下文将对此进行详细阐述。

假设 1：公共货币（包括现金和央行数字货币）的需求随着其收益率的增加而递增。

3. 引入类现金的央行数字货币

此时，买方的经济问题与之前类似，而卖方并不持有任何货币进入 DM。本文重点刻画央行数字货币对现金的替代，因此，类现金的 CBDC 可用于第一类支付场景和第三类支付场景。在第一类场景，央行数字货币与现金竞争；在第三类场景，央行数字货币与私人货币竞争。注意到，在特定的支付场景下，买方会持有收益率更高的货币类型。

在 CM，买方的经济问题为：

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

s.t.

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

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

此外，买方在 DM 的价值方程为：

$$V^B(m, e, d) = \alpha_1[u(y(m+e)) - p(m+e)] + \alpha_2[u(y(d)) - p(d)] \\ + \alpha_3[u(y(m+e+d)) - p(m+e+d)] + W^B(m, e, d).$$

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

$$\frac{\phi}{\beta\phi'} - 1 \geq \alpha_1\lambda(m' + e') + \alpha_3\lambda(m' + e' + d'), \quad (5)$$

$$\frac{\phi}{\beta\phi'R^e} - 1 \geq \alpha_1\lambda(m' + e') + \alpha_3\lambda(m' + e' + d'), \quad (6)$$

$$\frac{1}{\beta R^d} - 1 \geq \alpha_2\lambda(d') + \alpha_3\lambda(m' + e' + d'). \quad (7)$$

其中，(5)、(6) 和 (7) 中的不等式取等号如果 $m' > 0$, $e' > 0$, $d' > 0$ 。

最后，我们来刻画中央银行的行为。按照 Keister 和 Sanches[9]，假设中央银行采用锚定价格水平的货币政策：

$$\frac{\phi}{\phi'} = \mu > \beta.$$

其中， μ 为价格增长水平，即通货膨胀率（gross inflation rate）。假设中央银行外生地设定 CBDC 的利率， $R^e > 1$ 。在此，我们遵循现有文献，考虑付息的央行数字货币，见 Chiu 等[8]、Keister 和 Sanches[9]、Williamson[10]。政府的预算约束为：

$$\phi m + \phi e = \phi' m + R^e \phi' e + \phi T.$$

每一期，政府通过发行新的货币回收已有货币、支付央行数字货币的收益，并完成转移支付。此外，假设私人货币的收益率 $R^d > 1$ 为外生给定，见 Zhu 和 Hendry[21]。

本文关注长期的稳态均衡（stationary equilibrium）以及存在流动性约束的情形。我们以 " $\bar{\cdot}$ " 表示不存在央行数字货币的均衡，以 " $\hat{\cdot}$ " 表示存在央行数字货币的均衡。以不存在 CBDC 的均衡为例，模型的稳态均衡表示为：给定 (μ, R^e, R^d) , $(\bar{y}, \bar{p}, \bar{m}, \bar{d}, \bar{\lambda}(m), \bar{\lambda}(d))$ 满足 (1) - (4)。本文的重点在于比较两类均衡并分析类现金的（cash-like）CBDC 对各宏观经济变量的影响。

三、央行数字货币的影响

本文研究类现金的央行数字货币并重点关注央行数字货币替代现金所产生的经济影响。具体地，本文试图回答以下问题。CBDC 是否会替代现金？CBDC 币对现金的替代将产生什么样的经济效应？CBDC 替

代现金将如何影响交易摩擦和消费者的支付行为？CBDC 替代现金将如何影响宏观经济变量，如消费和产出？CBDC 对现金的替代将如何影响私人货币的需求？为此，我们对比不存在 CBDC 的均衡和存在 CBDC 的均衡。我们用 " $\bar{\cdot}$ " 表示不存在 CBDC 的均衡，用 " $\hat{\cdot}$ " 表示存在 CBDC 的均衡。

首先，我们分析央行数字货币对现金的替代。在模型中，现金可用于第一类场景和第三类场景的支付，类现金的央行数字货币也可使用于第一类场景和第三类场景。考虑买方对现金和央行数字货币的需求方程 (5) 和 (6)：

$$\frac{\mu}{\beta} - 1 = \alpha_1 \lambda(m' + e') + \alpha_3 \lambda(m' + e' + d'),$$

$$\frac{\mu}{\beta R^e} - 1 = \alpha_1 \lambda(m' + e') + \alpha_3 \lambda(m' + e' + d').$$

在此，我们考虑货币需求大于零的情况，我们使用了 $\frac{\phi}{\phi} = \mu$ 。以上两个方程将决定现金和央行数字货币

的需求， m' 和 e' 。具体地，等式左边为持有现金（或 CBDC）的边际成本，等式右边为持有现金（或 CBDC）的边际收益（包括用于支付第一类和第三类场景的收益）。由于 R^e 大于 1（净利率大于零），我们容易得到，持有 CBDC 的边际成本较低。然而，二者均可用于支付第一类和第三类场景，这使得增加一单位现金或者 CBDC 带来相同的收益。因此，经济个体将会选择使用 CBDC。类现金的央行数字货币的引入也将完全替代现金，即 $m = 0, \hat{e} > 0$ ，见引理 3。这一结论也与现有文献一致，如 Keister 和 Sanches[9]。¹⁰此外，根据假设 1，这表明央行数字货币的引入将增加买方持有公共货币的数量，即 $\hat{e} > \bar{m}$ ，见定理 1。

引理 3：央行数字货币的发行和使用将替代传统现金。

定理 1：类现金的央行数字货币的引入将增加消费者持有公共货币的数量。

此外，我们容易得到，由于公共货币数量的增加，其流动性溢价 $\lambda(\cdot)$ 将降低，即引理 4，这是因为 $u''(\cdot) < 0$ 。

引理 4：央行数字货币的引入将减小公共货币的流动性溢价。

下面，我们运用以上引理和定理的结论，对买方的货币需求方程进行化简。引入类现金的央行数字货币后，买方的货币需求方程（对央行数字货币和私人货币）将简化为：

$$\frac{\mu}{\beta R^e} - 1 = \alpha_1 \lambda(e') + \alpha_3 \lambda(e' + d'), \quad (8)$$

$$\frac{1}{\beta R^d} - 1 = \alpha_2 \lambda(d') + \alpha_3 \lambda(e' + d'). \quad (9)$$

¹⁰ 当然，在现实中，央行数字货币的引入并不会对现金进行完全的替代。我们预计在央行数字货币引入后现金的需求会大幅减少，但现金和央行数字货币将在一定时期内共同存在。在此，本文重点关注的是央行数字货币替代现金所产生的经济影响，而非央行数字货币替代现金的进程。

在此，我们特别关注央行数字货币引入后总的流动性资产（公共货币和私人货币）的数量 $e+d$ 是否增加。注意到， $e+d$ 可以使用于第三类交易场景。在本模型中，流动性资产的数量将直接影响交易摩擦和支付效率，并且影响消费和产出等宏观经济变量。

具体地，我们对 $\hat{e}+\hat{d}$ 和 $\bar{m}+\bar{d}$ 。根据引理 3 和定理 1 的结论，类现金的央行数字货币的发行和使用将替代现金，即 $m=0$ ，并且 $\hat{e} > \bar{m}$ 。在此，问题将简化为 \hat{d} 和 \bar{d} 的对比。现有文献普遍认为类现金的央行数字货币并不影响经济个体对私人货币的需求，如 Keister 和 Sanches[9]。本文相较于 Keister 和 Sanches[9] 引入第三类支付场景并证明类现金的央行数字货币的发行和使用将影响消费者对私人货币的需求，如下所述。

我们利用排除法进行分析。假设 $\hat{d} > \bar{d}$ 。结合 $\hat{e} > \bar{m}$ ，我们则有 $\hat{e}+\hat{d} > \bar{m}+\bar{d}$ 。注意到，货币需求方

程 (9) 等式的左边为外生给定的变量 $\frac{1}{\beta R^d} - 1$ 。私人货币和总货币数量的同时增加将意味着私人货币的流动性溢价降低以及总的流动性溢价降低，即 $\lambda(\hat{d}) < \overline{\lambda(\bar{d})}$ 和 $\lambda(\hat{e}+\hat{d}) < \overline{\lambda(\bar{m}+\bar{d})}$ 。然而，由于持有私人货

币的边际成本 $\frac{1}{\beta R^d} - 1$ 在央行数字货币引入后并不改变， $\lambda(\hat{d}) < \overline{\lambda(\bar{d})}$ 和 $\lambda(\hat{e}+\hat{d}) < \overline{\lambda(\bar{m}+\bar{d})}$ 显然不能同时成立。因此 $\hat{d} > \bar{d}$ 不成立。

假设 $\hat{d} < \bar{d}$ 。结合 $\hat{e} > \bar{m}$ ，我们并不能确定 $\hat{e}+\hat{d}$ 和 $\bar{m}+\bar{d}$ 的大小。假设 $\hat{e}+\hat{d} < \bar{m}+\bar{d}$ 。类似于上述分析，私人货币和总货币数量的同时减少将意味着私人货币的流动性溢价增加以及总的流动性溢价增加，即

$\lambda(\hat{d}) > \overline{\lambda(\bar{d})}$ 和 $\lambda(\hat{e}+\hat{d}) > \overline{\lambda(\bar{m}+\bar{d})}$ 。由于 $\frac{1}{\beta R^d} - 1$ 不变，这显然也不能成立。因此 $\hat{e}+\hat{d} < \bar{m}+\bar{d}$ 不成立。

假设 $\hat{e}+\hat{d} > \bar{m}+\bar{d}$ 。结合 $\hat{d} < \bar{d}$ 和 $\hat{e} > \bar{m}$ ，这意味着公共货币的增加量大于私人货币的减少量，所以总的

流动性资产的数量增加。根据货币方程 (9)，我们得到 $\lambda(\hat{d}) > \overline{\lambda(\bar{d})}$ 和 $\lambda(\hat{e}+\hat{d}) < \overline{\lambda(\bar{m}+\bar{d})}$ 。根据货币方程 (8)，类现金的央行数字货币所带来的公共货币持有成本的减小与公共货币流动性溢价下降和总的流动性溢价下降相匹配，即 $\lambda(\hat{e}) < \overline{\lambda(\bar{m})}$ 和 $\lambda(\hat{e}+\hat{d}) < \overline{\lambda(\bar{m}+\bar{d})}$ 。

综上所述，类现金的央行数字货币的引入将导致公共货币的持有量增加，私人货币的持有量减少，以及总的流动性资产的增加，见定理 2。其中，在私人货币的持有成本不变的情况下，买方将选择更少的私人货币以增加其在第二类场景下的边际收益，用以弥补总的货币流动性收益在第三类场景下的下降，见引理 5。

定理 2：类现金的央行数字货币的引入将增加消费者持有的总的货币数量。

引理 5：央行数字货币的引入使得消费者持有更少的私人货币。

在本模型中，买方面临流动性约束并会最优选择花掉其手中持有的流动性资产。此时，货币的流动性

溢价为正，即货币的边际收益大于零。更多数量的货币将减小交易摩擦、鼓励交易并促进消费，这也增加了支付的效率。此外，由于第三类场景的交易占总交易量的绝大部分，我们重点分析货币数量的变化对第三类交易产生的影响。¹¹

如上文所述，类现金的央行数字货币的引入将增加公共货币的收益率，进而使得买方用央行数字货币替代现金并持有更多的公共货币。买方持有更多的公共货币也导致其持有的总货币量的增加，即

$\hat{e} + \hat{d} > \bar{m} + \bar{d}$ 。这意味着可用于第三类交易场景的流动性资产的数量增加，导致流动性约束放松。货币的

流动性溢价 $\lambda(\hat{e} + \hat{d})$ 减少表明货币增加所带来的边际收益下降，也表明买方面临的流动性约束放松。值得一提的是，电子货币流动性溢价的减少和买方流动性约束的放松意味着交易摩擦的减小和经济体支付效率的提高。在此情况下，买方将更加接近其最优消费水平。因此，央行数字货币的引入对支付系统存在正面影响，促进了交易的进行，见定理 3。对模型机制的描述，可见图 2。

定理 3：类现金的央行数字货币的引入将放松经济个体的流动性约束，并对支付系统产生正面影响。



图 2 模型的作用机制

此外，我们不难得出，买方流动性约束的放松将使得买方可以进行更多第三类场景的交易并购买更多的商品 y 。这也意味着卖方将生产并出售更多的商品 y ，因此，商品 y 的产出将增加，这也有利于增加总产出，具体机制可见图 2。此外，注意到，根据引理 1 和引理 2，买卖双方在 CM 均可消费最优数量的产品 x ，商品 x 的产量也为最优水平。

定理 4：类现金的央行数字货币的引入可使经济个体消费更多的商品 y ，并有利于增加产出。

最后，我们总结央行数字货币的经济效应。类现金的（cash-like）央行数字货币的发行和流通将增加公共货币的收益率并替代传统的现金。买方将持有更多的公共货币和更少的私人货币，总的流动性资产的数量将有所增加。货币数量的增加减小了货币的流动性溢价并放松了买方的流动性约束，这减小了交易摩擦并提升了支付效率。流动性约束的放松也鼓励买方交易和消费更多的商品 y 。与此同时，卖方将生产并出售更多的商品 y ，这有利于增加总产出。因此，类现金的央行数字货币的引入对支付系统和宏观经济均可产生正面的影响。

四、研究结论与政策启示

央行数字货币是法定货币在数字经济时代发展的必然结果。作为中央银行领域的重大创新，央行数字货币的发行和流通将对支付系统和宏观经济产生深远的影响。对央行数字货币相关问题的研究具有重要的现实价值和政策意义。本文通过构建新货币主义理论模型研究央行数字货币对支付体系和宏观经济的影响。本文在经典的新货币主义基准模型上引入类现金的（cash-like）央行数字货币和私人货币，并重点刻画央行数字货币对传统现金的替代。

本文发现，类现金的央行数字货币的发行和流通将替代现金。央行数字货币的引入将增加公共货币的

¹¹ 相关机制分析也适用于其他两类交易场景。

收益率，使得消费者持有更多的公共货币。虽然央行数字货币的使用会挤出私人货币，但经济体中的货币总量会增加。在存在流动性约束的经济环境下，流动性资产的增加将放松消费者的流动性约束并提升交易的效率。这体现为央行数字货币对支付系统的正面影响。与此同时，流动性约束的放松将促使消费者购买并消费更多的商品，商品的生产也会增加。这体现为央行数字货币对宏观经济的促进作用。鉴于本文模型，央行数字货币的发行和使用将对支付系统和宏观经济产生正面影响。因此，本文建议应积极推进央行数字货币的发行。

当然，央行数字货币的发行和使用还涉及其他重要理论和现实问题，本文并未讨论。比如，如何理解央行数字货币的福利影响？如何设计最优的央行数字货币？央行数字货币如何影响金融稳定？现有文献对此进行了讨论，例如，Williamson[10]构建了包含银行抵押物约束的新货币主义模型并研究央行数字货币的福利影响。他发现，央行数字货币的引入可对银行存款形成竞争并导致投资减少，经济个体因此更少地依赖银行部门。然而，央行数字货币的使用可以更有效地利用经济体中的抵押物，因此可增加社会福利。Fernández-Villaverde 等[22]在经典的银行挤兑模型框架下引入央行数字货币。他们发现，央行数字货币可以达到和银行存款相同的均衡水平。此外，央行数字货币的使用可以减少银行挤兑风险，提升金融稳定。然而，相关研究仍处于初始阶段，学术界也并未对此类问题有统一的认识。在此，我们需要更多的研究帮助我们理解发行和使用央行数字货币所带来的经济和金融影响。我们应该稳步推进央行数字货币的发行和落地进程。

【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[J]. 中国金融,2016,(17):10-12.
- [2] 中国人民银行数字人民币研发工作组. 中国数字人民币的研发进展白皮书[R]. 2021.
- [3] 姚前,汤莹玮. 关于央行法定数字货币的若干思考[J]. 金融研究,2017,(7):78-85.
- [4] 谢星,封思贤. 法定数字货币对我国货币政策影响的理论研究[J]. 经济学家,2019,(9):54-63.
- [5] 巴曙松,姚舜达. 央行数字货币体系构建对金融系统的影响[J]. 金融论坛,2021,(4):3-10.
- [6] 黄国平,丁一,李婉溶. 数字人民币的发展态势、影响冲击及政策建议[J]. 财经问题研究,2021,(6):60-69.
- [7] 宋敏,徐瑞峰. 央行数字货币创新研究新进展[J]. 经济学动态,2022,(5):143-160.
- [8] BOAR C, WEHRLI A. Ready, steady, go? – Results of the third BIS survey on central bank digital currency[R]. BIS Papers 114, 2021.
- [9] AUER R, CORNELLI G, FROST J. Rise of the central bank digital currencies: Drivers, approaches and technologies[R]. BIS Working Papers, 2020, No. 880.
- [10] LAGOS R, WRIGHT R. A unified framework for monetary theory and policy analysis[J] Journal of political economy, 2005, 113 (3): 463-484.
- [11] DAVOODALHOSSEINI M. Central bank digital currency and monetary policy[J]. Journal of economic dynamics and control, 2022(142): 104150.
- [12] WILLIAMSON S. Central bank digital currency and flight to safety[J]. Journal of economic dynamics and control, 2022(142): 104146.
- [13] CHIU J, DAVOODALHOSSEINI M, JIANG J, ZHU Y. Bank market power and central bank digital currency: Theory and quantitative assessment[J]. Journal of political and economy, 2023(131): 1213-1248.
- [14] KEISTER T, SANCHES D. Should central banks issue digital currency?[J]. Review of economic studies, 2022(90): 404-431.
- [15] WILLIAMSON S. Central bank digital currency: Welfare and policy implications[J]. Journal of political economy, 2022(130): 2829-2861.
- [16] BRUNNERMEIER M, NIEPELT D. On the equivalence of private and public money[J]. Journal of monetary economics, 2019(106): 27-41.
- [17] JIA P. Negative interest rates on central bank digital currency[R]. MPRA Paper No.103828, 2020.
- [18] ANDOLFATTO D. Assessing the impact of central bank digital currency on private banks[J]. Economic journal, 2021(131): 525-540.
- [19] BARRDEAR J, KUMHOF M. The macroeconomics of central bank issued digital currencies[J]. Journal of economic dynamics and control, 2022(142): 104148.
- [20] FERRARI M, MEHL A, STRACCA L. Central bank digital currency in an open economy[J]. Journal of monetary economics, 2022(127): 54-68.
- [21] ZHU Y, HENDRY S. Monetary policy in a digital economy[R]. Working Paper, 2022.
- [22] FERNÁNDEZ-VILVERDE J, SANCHES D, SCHILLING L, UHLIG H. Central bank digital currency: Central banking for all?[J]. Review of economic dynamics, 2021(41): 225-242.

The Economic Effects of Introducing Cash-like Central Bank Digital Currencies

Jia Pengfei

Abstract: This paper investigates the impact of central bank digital currencies on payment systems and macroeconomics by constructing a New Monetarist model. This paper introduces cash-like central bank digital currencies (CBDC) and private currencies on the classical New Monetarist benchmark model and focuses on portraying the economic impact of replacing cash with cash-like CBDC. We find that the issuance of a cash-like CBDC can increase the return of public money, which makes agents demand more public money. While the use of cash-like CBDC will crowd out private money, the total amount of money in the economy will increase. The increase in liquid assets will loosen the liquidity constraint for consumers and increase the efficiency of transactions. At the same time, the easing of the liquidity constraint will induce consumers to buy more goods and the production of goods will increase. Given the model in this paper, the use of cash-like CBDC will have a positive impact on the payment system and macroeconomy. Therefore, this paper argues that the process of issuing and landing cash-like CBDC should be actively promoted.

Key Words: CBDC; Cash; Economic Effects; New Monetarist Model; Cash-like

金融开放与商业信用配置¹

张伟俊² 陈云贤³ 黄新飞⁴

【摘要】提升金融服务实体经济质效、推动经济高质量发展是当前中国金融开放、深化金融改革的重要目标。本文选取基于这一目标而实施的外资银行管制放开为准自然实验，以中国 A 股非金融类上市企业为基础样本，使用广义双重差分法检验金融开放对企业间商业信用配置的影响。结果发现，外资银行管制放开后，金融抑制水平高的城市内企业商业信用配置显著下降；具体地，外资银行管制放开前城市金融抑制水平减少 1 个标准差，外资银行管制放开后，其内部企业商业信用供给降低 7.21%。在控制内生性问题及一系列稳健性检验后结论依然成立。进一步检验发现，这种抑制作用在对应下游客户集中度高的企业、上游行业竞争水平高的企业以及国有企业中的作用更加明显。此外，本文还发现供给侧上游企业长期“超额”贷款下降和需求侧下游企业融资约束缓解是外资银行管制放开“挤出”商业信用的两个机制。本文不仅丰富了金融开放、国内金融市场发展与企业间非正式融资互动的相关文献，同时也对我国当前解决中小企业融资难、融资贵问题提供了重要的经验证据。

【关键词】金融开放 商业信用 金融抑制

一、引言

金融开放作为我国对外开放发展格局的重要组成部分，其在推动金融服务实体经济发展中的作用逐渐受到政府部门重视。第五次全国金融工作会议提出“扩大金融对外开放，积极稳妥推动金融业对外开放，合理安排开放顺序”。二十大报告再次提出“推进高水平对外开放”的战略部署，并通过深化金融改革，助力高水平开放。随着中国金融对外开放水平的不断提高，其产生的经济后果也受到学者们的关注，而明晰其在经济发展中的外部作用和内在逻辑，对当前解决中小企业融资难、融资贵问题以及打通普惠金融“最后一公里”具有重要的理论和现实意义。

金融开放的经济后果如何？宏观层面来看，金融开放使得发达国家资本流向具有高资本回报率的新兴市场国家，从而推动了新兴市场国家的经济增长（Henry, 2003; Bekaert 等, 2005）；但也会增加了诸如宏观经济不稳定、金融危机脆弱性以及跨国蔓延传染的风险，从而抑制了一国经济的增长（Schmukler, 2004）。受内生性问题的困扰，金融开放与经济增长之间的关系并未达成一致（Mishkin, 2007; Moore, 2014）。微观层面来看，现有研究主要聚焦于金融开放对企业生产率（Larrain 和 Stumpner, 2017; 李青原、章尹赛楠, 2021）、企业融资约束（Love, 2003）、企业绩效水平（Giannetti 和 Ongena, 2009）以及企业创新（诸竹君等, 2020）等方面的研究。

这些文献大多关注于金融开放对企业正式融资以及企业行为的直接作用，较少考察其对非正式融资的影响，尤其缺乏对于企业间商业信用融资间接效应的研究。事实上，商业信用作为企业正规融资的替代，被视为处理中间品市场信息不对称的契约手段（Russell, 1976），在企业间融资方面起着重要的作用，且多数企业将商业信用作为其重要的融资来源（Demirguc-Kunt 和 Maksimovic, 2001）。在中国情境下，中国金融机构对民营企业存在信贷歧视，使得中小企业更有可能通过商业信用等非正规融资方式进行融资（饶

¹ 原载于《财贸经济》2023 年第 9 期

² 张伟俊，兰州财经大学金融学院讲师、博士

³ 陈云贤，中山大学高级金融研究院名誉院长、客座教授

⁴ 黄新飞（通讯作者），中山大学国际金融学院院长、教授

品贵、姜国华，2013）。

关于企业间商业信用的产生主要是由于企业受到较大程度的融资约束，而金融抑制是导致企业融资约束的重要原因之一。中国金融发展起步较晚，目前尚未形成健全的金融体系，企业很大程度上依赖银行信贷为其投资提供资金（Booth 等，2001）。为充分发挥金融市场支持实体经济发展，解决中小企业融资约束问题，有必要依托金融业开放的竞争机制，打破传统金融市场中国银行垄断的市场格局，激发银行业市场竞争程度（Rice 和 Strahan，2010），提高银行整体的绩效水平（刘明康等，2018），“释放”国内金融抑制，实现金融服务实体经济的目标。自 2006 年我国全面放开外资银行进入管制以后，外资银行数量呈现出迅速的扩张趋势。在中国推动高质量经济发展背景下，评估外资银行管制放开是否会通过直接效应和间接“鲑鱼效应”“释放”国内金融抑制，进而影响企业间商业信用配置？这对当前解决中小企业发展中遇到的融资约束问题具有重要的政策含义。

为了有效识别金融开放对企业间商业信用配置的因果效应，本文首先在 McKinnon（1973）提出的理论基础上，从金融抑制的视角出发，重点关注了银行业开放如何影响企业间的商业信用配置并提出研究假说。然后，在中国情境下，使用 2000—2016 年 A 股非金融类上市企业为基础样本，结合城市层面银行网点数据，并利用中国各城市外资银行管制放开的外生冲击，使用广义双差分法从供给侧“超额信贷”和需求侧融资约束的双重视角考察了中国金融开放对企业间商业信用配置的内在机制。

与现有文献相比较，本文边际贡献体现在以下三方面：第一，拓展了关于金融开放对于微观企业经济后果研究的相关文献。现有文献关于金融开放的微观经济后果，重点着眼于企业生产率（Larrain 和 Stumpner，2017）、企业创新（Moshirian 等，2020；诸竹君等，2020）、企业融资约束（Love，2003）、企业信用评级（Prati 等，2012）以及企业绩效（Giannetti 和 Ongena，2009）等视角的研究，而鲜有文献探究金融开放对微观企业间融资行为间接经济后果的研究，尤其缺乏对企业间商业信用配置行为的研究。本文以中国放开外资银行管制为准自然实验，应用较为成熟的因果识别策略，使用管制放开前城市间金融抑制差异构建广义双重差分模型，研究了中国金融开放对企业间商业信用配置的影响。第二，丰富了国内金融市场发展与企业间非正式融资互动的相关文献。现有文献研究了金融开放对国内银行业竞争水平的影响以及在此基础上对微观企业融资约束的影响（Lin，2011；姜付秀等，2019）；同时，也有文献研究了商业信用与银行信贷融资之间的关系（Giannetti 等，2011；陆正飞、杨德明，2011）。而关于金融开放对企业间商业信用配置的影响缺乏定量层面的研究。本文从商业信用供给侧和需求侧双重视角更加全面地解释了金融开放对企业间商业信用配置的影响，以“跨样本检验”来探究外资银行进入对上市公司及其下游企业的影响，可拓展前人文献的研究视角。第三，本文为中国金融开放支持实体经济发展提供了初步的经验证据。现有文献关于外资银行管制放开对一国金融体系发展的影响结论不一，多数研究均表明外资银行进入会促进本国银行业竞争与效率的提高（Sengupta，2007；殷孟波、石琴，2009），进而促进实体经济的发展（姜付秀等，2019）；也有少数研究认为外资银行的进入会削弱国内银行业的竞争，降低银行部门效率（Yeyati 和 Micco，2007）。本文则在中国情境下选取外资银行管制逐步放开政策作为研究场景，结果支持了金融开放的积极效应，初步为金融开放支持实体经济发展提供了中国经验证据。

二、理论分析

McKinnon（1973）在《经济发展中的货币和资本》（*Money and capital in economic development*）一书中提出了关于“金融抑制”和“金融深化”的理论。他认为，实施资本管制等现象是“金融抑制”的重要体现，政府严格控制下的“金融抑制”是导致经济发展水平缓慢的主要原因。与此同时，McKinnon（1973）也给出了如何解决“金融抑制”问题，即通过“金融深化”，而实施金融开放是消除“金融抑制”，实现“金融深化”的重要方式之一。本文也是在 McKinnon（1973）提出的理论基础上，从金融抑制和金融深

化的视角出发，重点关注了中国银行业开放对国内企业间商业信用配置的影响。

当正式金融市场供给不足时，对金融产品的超额需求会对非正式金融市场产生“溢出”效应。就发展中国家而言，由于受到金融抑制的束缚，企业正式融资并不能满足自身的发展和需求。在中国情境下，依然是以银行为主导的金融体系，企业很大程度上依赖银行融资（Booth 等，2001），但银行对不同规模以及不同所有制企业存在信贷歧视（江伟、李斌，2006），使得中小企业以及民营企业存在融资难、融资贵的问题。因此，企业除了通过正式融资以外，还会通过非正式融资来填补自身资金不足问题，这一特点在中小企业中的表现尤为明显。商业信用作为企业非正式融资的重要体现，是信用体系中企业间融资的重要方式之一（Fisman 和 Love，2003；王彦超，2014），上市公司会将银行信贷资金通过商业信用形式提供给供应链上下游中小企业，以满足其融资需求（钟凯等，2022），实现资金的二次配置（陆正飞、杨德明，2011）。

金融抑制越严重，信贷市场分割越严重，企业间金融资源分配的“马太效应”越严重（王彦超，2014）。对于从银行部门借款的企业而言，由于城市间差异化的金融抑制，使得企业获取信贷的难易程度也存在差异。相比较于银行竞争水平更高（金融抑制水平低）的城市而言，银行业竞争水平越低（金融抑制水平高）的城市内，企业依赖银行信贷融资就越严重，但垄断程度更高的银行体系使得企业在获取信贷资金上存在明显的不平衡特征，这会导致信贷资金错配程度加剧，从而使得更容易获取资金的企业将“超额”资金以商业信用的形式配置给受到融资约束严重的企业。因此，金融抑制水平越高的城市，商业信用配置水平越高。

外资银行的进入会释放国内金融抑制，进而降低企业间商业信用的配置。因此，对于事前金融抑制水平越高的城市内企业而言，外资银行进入对商业信用配置的抑制作用应更加明显。商业信用配置还与企业行业竞争水平密切相关。由于提供商业信用通常被视为竞争优势的来源，因此，行业内供应商之间的竞争越激烈，它们提供商业信用融资的动机就越大。当外资银行管制放开以后，上游企业所在行业竞争程度越高，城市金融抑制程度降低商业信用配置的效应就越明显。与此同时，当外资银行进入对国内银行业竞争水平产生影响时，会对商业信用配置供给端的上游企业和需求端的下游企业融资方式产生影响，进而影响企业间的商业信用配置。

（一）外资银行进入与企业间商业信用：下游需求角度

金融抑制下的中国金融市场，金融监管部门对银行准入门槛的严格管制使得商业银行缺乏自由竞争，导致“受歧视”企业，尤其是中小企业更加倾向于使用商业信用进行融资（王彦超，2014）。而根据“监管溢出假说”（Monitoring Spillover Hypothesis），外资银行进入会通过“鲑鱼效应”提高国内银行业的竞争水平（李伟、韩立岩，2008），进而通过释放国内金融抑制水平影响企业融资行为。银行业竞争水平提高会显著缓解企业融资约束，降低企业融资成本。例如，Fraisse 等（2018）的研究发现，银行间的竞争显著增加了地区的信贷供给，提高了企业的贷款可获得性，且降低了企业的融资成本；姜付秀等（2019）的研究同样表明，银行间的竞争促使银行更多地搜集和挖掘企业信息，降低银企之间的信息不对称，进而缓解企业融资约束。

在金融抑制的情况下，上市企业对应的下游中小企业受融资约束的限制，其更加倾向于使用商业信用的融资方式来弥补金融抑制所带来的融资约束问题，其对于商业信用的需求会显著增加（钟凯等 2022）；而外资银行的进入加剧了国内银行业的竞争水平，将这种金融抑制水平释放出来，这会缓解下游企业的融资约束问题，且这种效应对于受到融资约束较为严重的中小企业更为明显（张伟俊等，2021）。由于下游受融资约束的企业能够从正规融资渠道（银行）获得更多的信贷资金，其对于商业信用的需求就会显著降低，表现为下游企业通过银行正规融资对商业信用非正规融资的替代效应。一方面，与其他非正式融资相比较，虽然下游中小企业通过商业信用融资有助于减少中小企业在融资中的搜寻成本，降低其交易成本，且使用更加灵活（钟凯等，2022）；但是，与银行正式融资相比较，下游企业通过商业信用融资成本更高，

表现为上市企业可能会要求供应链下游中小企业支付保险溢价和违约溢价，从而提高了商业信用的使用成本（孔东民等，2021）。另一方面，上游上市企业的闲置资金更多源于银行信贷，其为了通过套利获取更高的投资回报，会根据自身在商业信用供给中的强势地位和定价能力，制定高于银行借贷的商业信用利息，提高了下游中小企业的融资成本。因此，外资银行进入可能会通过释放国内金融抑制，增加银行信贷供给，缓解下游中小企业融资约束，进而降低其对于商业信用的需求，即外资银行进入的冲击会使得下游企业通过正式融资“挤出”企业间商业信用的非正式融资。

此外，金融抑制下，信贷市场分割加剧使得企业间金融资源分配存在“马太效应”，提高了下游信贷“受歧视”企业对于商业信用的需求（王彦超，2014）。而外资银行管制放开可以通过释放国内金融抑制打破这种效应，缓解下游“受歧视”企业的融资约束，进而降低其对于商业信用融资的需求。一方面，相对于资源配置效率较高的非国有企业，政府的隐性担保和政策扶持增强了资源配置效率较低的国有企业从银行融资的便利性，但这种信贷供需不匹配的矛盾阻碍了资源配置效率的提升（李青原、章尹赛楠，2021），增加了下游非国有企业的融资约束，提高了其对于商业信用的需求。而外资银行的进入能够充分发挥经营效率和实践经验方面的优势，降低经营成本，并且外资银行的“绩效”效应不会受到企业产权性质的影响（Degryse 等，2012），这会增加外资银行对盈利良好的非国有企业长期贷款（Lin，2011），提高金融市场信贷资源配置效率，缓解下游非国有企业融资约束，降低对于商业信用融资的使用。另一方面，相对与国有银行，非国有银行的信贷行为会促进资源配置效率的提升（潘文卿、张伟，2003），但在金融抑制下，利率管制使得非国有银行存在信贷价格扭曲，揽储难度的增加限制了非国有银行信贷供给能力（王彦超，2014），信贷市场分割加剧，致使企业融资水平呈现两极分化，“马太效应”更加明显，进而使得下游企业更多使用商业信用进行融资。外资银行进入提高了国内金融发展水平，缓解了民营企业的融资约束（沈红波等，2010），而非国有银行的快速发展也提高了银行间的竞争水平，打破了企业间金融资源分配存在的“马太效应”，缓解了下游“受歧视”企业的融资约束，进而降低了其对于商业信用的需求。

（二）外资银行进入与企业间商业信用：上游供给角度

从商业信用供给的角度来看，外资银行进入对上游上市企业是否提供商业信用的影响体现在如下两方面。一方面，金融抑制时，银行信贷更加倾向于能够为其带来高收益的企业，信贷市场分割的加剧引致金融资源分配不均匀，使得资金流向“高资质”企业（王彦超，2014）。外资银行的进入会优化了国内信贷资源配置（Degryse 等，2012），进而使得上游上市公司获取超额银行信贷等资金的难度加大，导致其进行商业信用二次配置的能力下降（李青原、章尹赛楠，2021）。另一方面，如上文分析，外资银行进入会通过竞争效应降低下游企业，尤其是受到“信贷歧视”企业的融资约束，进而减少其对于商业信用融资的需求。下游企业商业信用需求的降低会对上游从事商业信用供给的上市企业产生“倒逼效应”，使其减少对于商业信用的供给。因此，对于商业信用供给而言，正规金融市场信贷资源的优化和下游企业融资约束缓解的“倒逼效应”使得上游上市企业商业信用供给减少。基于以上分析，本文提出如下假说：

假说 1：相对于金融抑制水平低的城市而言，外资银行管制放开以后，金融抑制水平高的城市内企业商业信用配置将下降。

假说 2：外资银行进入会通过降低上游上市企业获取超额信贷渠道减少金融抑制水平高的城市内企业对商业信用的配置。

假说 3：外资银行进入会通过缓解下游中小企业融资约束渠道减少金融抑制水平高的城市内企业对商业信用的配置。

三、研究设计

（一）数据来源

本文研究涉及数据主要包括：2000-2016 年 A 股非金融类上市企业财务数据、上市公司对应下游企业关联交易数据、2000-2013 年中国工业企业数据以及中国银行保险监督管理委员会（以下简称银保监会）披露的金融许可证数据。本文的数据来源为：上市公司财务数据及下游企业关联交易数据主要源于国泰安经济金融研究数据库（CSMAR）及万德（WIND）数据库；中国工业企业数据源于国家统计局；银行网点数据源于 CNRDS 以及银保监会网站。参照已有文献的方法，上市企业剔除了金融类上市公司；剔除负债率大于 1 的异常样本；剔除数据缺失的样本。进一步地，就工业企业数据，与现有主流做法一致，剔除如工业总产值等关键变量缺失以及总资产为 0 的样本；同时删除固定资产大于总资产以及企业从业人数小于 8 人的特殊样本。此外，样本中的连续变量均进行上下各 1%水平的缩尾处理。

（二）实证模型及变量说明

考虑到外资银行进入产生的“鲇鱼效应”，我们考虑了外资银行放开之前城市间金融抑制水平的差异，构建了广义双重差分（DID）模型来研究金融开放与企业间商业信用配置的因果关系。由于外资银行管制放开对象是城市层面，且在 2006 年所有城市全面放开，因此，企业层面并不存在标准的实验组和对照组，无法构建标准的双重差分模型。而外资银行管制放开可能会对不同金融抑制程度的城市内企业产生不同的影响，为此本文根据政策冲击前城市金融抑制程度差异，参照 Bai 等（2018）的模型设计思路，构建如下广义 DID 模型研究金融开放对企业间商业信用配置的影响：

$$Trade_c_{it} = \beta_1 + \beta_2 post_{c,t} + \beta_3 post_{c,t} \times prehhi_c + \phi controls_{i,t} + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，等式左边 $Trade_c$ 表示上市公司 i 在 t 年提供的商业信用；关于商业信用的衡量，更多使用应收账款加 1 取对数来衡量或者使用应收账款、应收票据和预付款项之和加 1 取对数来衡量（Costello, 2020）；但考虑到上游销售增加所带来的销售渠道效应，我们参照陈胜蓝和刘晓玲（2018）的做法，分别使用企业的营业收入和营业成本进行标准化处理，使用应收账款/营业收入以及应收账款/营业成本来衡量； $post$ 表示城市 c 在 t 年是否放开对于外资银行进入的管制，若放开管制取值为 1，否则为 0； $prehhi$ 表示放开管制前城市银行竞争水平的均值用以衡量金融抑制水平； $controls$ 为企业层面的控制变量，主要包括：固定资产占比（ $tangl$ ）、经营活动现金流量净额占比（ cof ）、企业规模（ $size$ ）、无形资产占比（ $Intangible$ ）、盈利能力（ ROA ）、账面市值比（ $ValueBookRatio$ ）以及资产负债率（ Lev ）。

此外，除了控制企业层面可观察的特征以外，为了尽可能排除由于企业层面不随时间变化特征导致回归结果偏误，本文进一步控制了企业层面的固定效应；同时，考虑到国家宏观经济波动等因素会对本研究产生影响，本文还进一步控制了年份的固定效应。

四、实证分析

（一）基准回归结果

本文基于式（1）进行了回归分析。由于本文关心的解释变量差异主要来自城市层面，考虑到残差组内相关性问题，我们通过调整聚类标准误进行修正。

表 1 报告了回归结果，其中 Panel A-B 中的因变量分别使用营业收入和营业成本进行标准化处理。从回归结果可以看出，我们关心的解释变量 $post \times prehhi$ 的回归系数均显著为负，支持了假说 1，即外资银行

管制放开以后，金融抑制越严重的城市内企业商业信用配置显著下降⁵。以 Panel A 第（4）列为例，外资银行管制放开之前金融抑制水平减少 1 个标准差，外资银行管制放开后，其内部企业商业信用将降低 7.21%。在后续的分析中，我们将以列（4）的模型为标准且使用城市层面聚类标准误进行回归分析。

表 1 外资银行进入与企业商业信用配置

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Trade_C</i>	<i>Trade_C</i>	<i>Trade_C</i>	<i>Trade_C</i>
Panel A: 应收账款/营业收入				
<i>post</i> × <i>preghi</i>	-0.0669** (0.0261) [0.0220] {0.0219}	-0.0648** (0.0253) [0.0216] {0.0215}	-0.0675*** (0.0245) [0.0211] {0.0208}	-0.0674*** (0.0240) [0.0199] {0.0190}
观测值	23,003	23,003	23,003	23,003
调整后 R ²	0.7646	0.7765	0.7819	0.7910
Panel B: 应收账款/营业成本				
<i>post</i> × <i>preghi</i>	-0.1236*** (0.0381) [0.0308] {0.0308}	-0.1150*** (0.0375) [0.0309] {0.0308}	-0.1161*** (0.0366) [0.0303] {0.0300}	-0.1135*** (0.0360) [0.0295] {0.0283}
观测值	22,889	22,889	22,889	22,889
调整后 R ²	0.7779	0.7830	0.7877	0.7954
控制变量	未控制	控制	控制	控制
时间和企业固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	未控制	未控制	控制	控制
城市固定效应	未控制	未控制	未控制	控制

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。()、[]、{} 内分别为基于企业、城市、企业-城市聚类计算的标准误。限于篇幅未报告 *post* 以及控制变量的回归结果。后续分析中均使用城市层面聚类标准误。除特别说明外，下同。

（二）动态趋势检验

关于广义 DID 模型的有效性依赖于平行趋势假设。为了验证这一假说，我们基于以下回归模型进行检验：

$$Trade_c_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 post_{c,t}^{-5} \times preghi_c + \delta_2 post_{c,t}^{-4} \times preghi_c + \dots + \delta_{15} post_{c,t}^{+10} \times preghi_c + \eta_t + \eta_i + city + industry + \mu_{i,t} \quad (2)$$

其中，*post* 上标为负表示该城市放开外资银行进入前第 *j* 年的虚拟变量，相反，上标为正则表示该城市放开外资银行进入后第 *i* 年的虚拟变量，*current* 表示放开外资银行进入的当期虚拟变量⁶。以外资银行管制放开前一期作为缺省比较组，画出了外资银行放开前后 15 年窗口的回归系数图，包括放开限制前 4 期（不

⁵ 为了进一步保证结论的可靠性，我们还根据投入-产出表进行上下游关系地识别，通过投入-产出关系构建了行业层面商业信用网络，进一步验证金融开放对行业层面商业信用配置的影响。从回归结果来看，交乘项 *post*×*preghi* 的回归系数依然显著为负，说明随着外资银行进入限制的取消，金融抑制程度越严重的城市内行业间商业信用显著下降，这一结果进一步从行业层面验证了本文假说 1 的可靠性。受篇幅限制，详细结果未报告，如需要可向作者索取。

⁶ 公式中 *post* 上标为负，用 *j* 表示；公式中 *post* 上标为正，用 *i* 表示。

包括前一期)、当期以及放开限制后 10 期的动态趋势图⁷。从动态趋势图可以看出,处理组与控制组在外资放开之前的估计结果上并未表现出明显差异,即满足平行趋势假说。而在水资银行放开当期及之后,各回归系数均为负且 3 期以后均显著,呈现逐渐下降趋势。表明外资银行管制放开以后,事前金融抑制程度越严重的城市内上市企业商业信用配置显著下降,且随着时间推移呈现下降趋势。通过上述分析可知,第一,在放开外资银行管制政策冲击发生之前,城市放松管制虚拟变量与管制放开之前城市金融抑制水平差异交乘项回归系数不存在统计上的显著意义,上市企业提供商业信用不存在趋势效应,即满足平行趋势假设;第二,随着外资银行进入限制的取消,金融抑制程度越严重的城市内上市企业逐渐减少其对下游企业商业信用地供给,且具有统计上的显著意义。

(三) 稳健性检验⁸

1. 替换被解释变量

考虑到商业信用测度的多样性,与现有文献一致,我们使用企业规模对应收账款进行标准化处理并进行稳健性检验;我们也借鉴陈胜蓝和刘晓玲(2018)的做法,替换被解释变量重新进行回归分析。同时,考虑到营业收入和营业成本可能受其他因素影响,进而导致变量的测量偏误,我们进一步使用企业应收账款加 1 取对数的形式衡量企业商业信用,并替换被解释变量重新进行回归。此外,我们也使用应收账款与应付账款的差额进行稳健性检验,并使用企业规模、营业收入以及营业成本进行标准化处理。分析结果均表明,在替换商业信用衡量方法以后,回归结果依然稳健。

2. 重新定义城市金融抑制水平。

为了尽可能减少自变量 `prehhi` 的测量误差,本文进一步根据 `prehhi` 的中位数进行分组,将 `prehhi` 高于中位数的定义为金融抑制水平高的城市组,否则为金融抑制水平低的城市组,使用二值虚拟变量 `high_hhi` 替代 `prehhi`⁹;使用上述替代金融抑制水平的变量重新进行回归分析,回归结果保持不变。

3. 排除其他可能政策的影响。

(1) 样本期间,国企改革政策可能会对本文研究结果产生影响,为此,我们加入了上市公司 2001 年证监会行业分类国有企业数量占比与年份的交互项。(2) 我国早期经济特区的设立具有较高的金融开放水平,这可能会对本文结论产生一定的影响。为此,我们控制了我国第一批对外开放的 18 个城市¹⁰虚拟变量与年份的交互项。(3) 贸易自由化方面的改革可能会通过竞争效应和资源再配置效应对企业融资水平产生影响,进而影响企业商业信用配置。为此,我们在模型中加入了 2001 年国民经济两位行业平均关税与年份的交互项¹¹。(4) 本文研究样本区间内,还发生了放松利率管制的金融改革事件¹²,而利率市场化的推进会降低企业的债务融资成本(张伟华等,2018),进而对企业商业信用产生影响。为此,我们控制了利率市场化指数(LIR)与 `prehhi` 的交互项。上述检验之后,结论依然稳健。

4. 控制宏观层面遗漏变量

国家在选择放开外资银行限制试点城市时可能存在一定的偏好,导致城市的选择不随机,虽然回归分析中我们控制了城市层面的固定效应,但城市层面随时间变化的相关因素依然可能导致回归结果存在偏误。

⁷ 受篇幅限制,动态趋势效应图并未列出,如需要可向作者索取。

⁸ 受篇幅限制,稳健性检验结果并未列出,如需要可向作者索取。

⁹ 除此之外,我们还使用如下四种方法进行测度。一是样本期内第一年(即 2000 年)的城市银行竞争水平 `hhi_2000`;二是使用外资银行管制放开前一年的城市银行竞争水平 `pre1_hhi`;三是根据樊纲指数中省份层面的金融发展水平 `market_finance`;四参考张伟俊等(2021)的方法,构建外资银行管制放开前企业附近 20km 内银行竞争水平 `prehhi_20`。回归结果依然稳健。

¹⁰ 这 18 个城市主要包括 1979 年试点的 4 个出口特区(1980 年正式改为经济特区)和 1984 年国务院确定的 14 个对外开放城市。所有城市包括:深圳、珠海、厦门、汕头、大连、秦皇岛、天津、烟台、青岛、连云港、南通、上海、宁波、温州、福州、广州、湛江、北海。

¹¹ 本文首先通过 HS96 编码与 ISIC 3.0 对照表进行转换,然后根据 ISIC 3.0 转换为 2001 年证监会行业分类编码。由于转换过程中存在部分 ISIC 3.0 行业重复,且部分行业缺失,这会损失部分样本。

¹² 感谢匿名审稿专家的建议。

为此，我们在式（1）的基础上进一步控制城市层面的相关变量¹³，在控制城市层面相关宏观因素之后，变量 $post \times prehhi$ 的回归系数依然显著为负。

5. 控制公司治理水平

此外，我们在基准回归分析的基础上，控制了公司治理水平的相关变量。在控制公司治理水平相关变量以后，交互项 $post \times prehhi$ 的回归系数依然显著为负，结论稳健。

6. 模型识别有效性检验

我们还做了如下有效性分析。具体包括：一是行业趋势效应，我们在回归分析中加入 2 分位行业虚拟变量与时间的交互项。二是预期效应，我们在式（1）的基础上加入外资银行管制放开前一年（ pre_1 ）的虚拟变量与 $prehhi$ 的交互项进行验证。三是两期倍差法，通过构建两期倍差法模型重新进行估计，按照城市外资管制放开时间，把样本期划分为管制放开之前和之后两个阶段并回归。四是排除管制放开之前企业自身商业信用供给不足所致，计算出政策放开之前企业商业信用供给的均值 $pre1_trade_c$ ，并在式（1）的基础上控制 $pre1_trade_c$ 与 $prehhi$ 的交互项。五是安慰剂检验，我们将各城市放松外资银行管制的时间根据每年放开城市数量占比逐年随机分配，并进行 500 次的重复回归。所有有效性检验均表明本文双重差分模型的结论是有效且稳健的。

五、进一步分析

（一）异质性检验

1. 下游客户集中度。

对于上游企业来说，随着外资银行管制的放开，其对于下游客户集中度越高的企业，商业信用的供给降低就会越明显，反之亦然。因此，本文使用下游客户赫芬达尔指数和下游前五大客户销售额占总销售额比率来测度这一指标，两个指标数值越大，表示下游企业集中程度越高，对上游供应商越重要。具体地，我们计算出外资银行管制放开之前上市企业对应下游客户赫芬达尔指数和前五大客户销售额占比的均值，并根据行业中位数进行分组，高于中位数的上市公司定义为下游客户集中程度高的企业，虚拟变量 $custmer$ 和 $top5$ 取值为 1，否则为 0。如表 2 第（1）列和第（2）列所示，对于下游客户集中度高的上游企业来说，交乘项的系数在 1% 的水平上显著为负，而对于下游客户集中度低的上游企业相应的系数不显著。表明在外资进入管制放开的冲击下，对与上游企业来说，其下游客户垄断程度越高，商业信用配置的抑制作用就越明显。如表 2 第（3）列和第（4）列所示，在使用下游前五大客户销售占比代替 HHI 重新进行检验，结论稳健。

¹³ 城市层面控制变量主要包括人均 GDP、固定资产投资、从业人员、政府收入以及政府支出等。

表 2 异质性：下游客户垄断水平

变量	下游客户赫芬达尔指数		下游客户前五销售占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	custmer=1	custmer=0	top5=1	top5=0
post×prehhi	-0.0855*** (0.0274)	-0.0439 (0.0343)	-0.0878*** (0.0278)	-0.0398 (0.0362)
观测值	6,438	5,067	6,557	4,949
调整后 R2	0.6910	0.7242	0.6910	0.7241
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间和企业固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
组间差异	-0.0664***		-0.0679***	

2. 上游行业竞争水平。

对于上游企业来说，其所属行业的垄断程度决定着是否增加商业信用配置，当上游行业的竞争程度越激烈，可供下游企业的选择就越多。而当上游企业降低商业信用供给时，下游客户可能会转向其他同行业企业。因此，外资银行管制放开以后，上游企业所在行业竞争程度越高，商业信用降低的水平就会越明显。我们使用上游企业所属行业的赫芬达尔指数（Inhhi）来衡量行业的竞争水平，并根据中位数进行分组，低于中位数定义为竞争程度高的行业，虚拟变量 Inhhi 取值为 1，否则为 0。如表 3 第（1）列和第（2）列所示，对于行业竞争水平高的上游企业来说（Inhhi=1），交乘项系数显著为负，而行业竞争水平低的上游企业样本系数不显著。表明对于行业竞争水平高的上游企业来说，外资银行管制放对商业信用配置的抑制更加明显。

3. 产权性质

中国长期以来存在金融抑制和信贷歧视，由于预算软约束和政府隐性担保的存在，国有企业获得了更多信贷资源，而对经济增长贡献较大的非国有企业特别是中小企业较难从正规金融机构获得信贷融资（李青原、章尹赛楠，2021）。大量闲置资金使得国有企业更有动机进行商业信用的二次配置。而外资银行管制放开打破了国有企业与非国有企业信贷分配中存在的“马太效应”，极大地压缩了国有企业进行商业信用二次配置的投资渠道。因此，我们根据企业所有制将样本划分为国有企业和非国有企业，则虚拟变量 SOE 取值为 1，否则为 0。如表 3 第（3）列和第（4）列所示，对于国有企业来说，交乘项系数显著为负，而对于非国有企业样本系数不显著。这表明，相对于非国有企业而言，外资银行管制放开对于国有企业商业信用配置的抑制作用更加明显。但值得注意的是，组间系数检验并不存在统计上的显著差异。

表3 异质性：上游行业竞争及产权性质

变量	上游行业竞争水平		产权性质	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Inhhi=1	Inhhi=0	SOE=1	SOE=0
post×prehhi	-0.0725*** (0.0216)	-0.0291 (0.1167)	-0.0580*** (0.0201)	-0.1006 (0.0707)
观测值	19,538	2,928	12,011	10,986
调整后 R2	0.7939	0.8158	0.6922	0.8420
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间和企业固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
组间差异	-0.0613*		0.0757	

(二) 机制检验

1. 供给“超额”信贷资金。

如前文理论分析，从上游供给角度来看，外资银行的进入会优化了国内信贷资源配置，进而使得上游企业获取“超额”银行信贷等资金的难度加大，导致其进行商业信用二次配置的能力下降。与此同时，外资银行进入使得下游企业商业信用需求的降低会对上游从事商业信用供给的企业产生“倒逼效应”，进而使得上游企业获取“超额”信贷资金的动机降低，减少其对于商业信用的供给。而“超额”银行信贷的下降必然使得企业贷款整体下降。基于此，本文首先构建“超额”银行贷款指标。我们借鉴投资效率模型的方法，使用如下回归模型计算其残差作为“超额”短期贷款（Sloanr）和“超额”长期贷款（Lloanr）的代理变量：

$$\begin{aligned} \text{loan}_{i,t} = & \beta_1 + \beta_2 \tan gl_{i,t-1} + \beta_3 \text{cof}_{i,t-1} + \beta_4 \text{size}_{i,t-1} + \beta_5 \text{Intangible}_{i,t-1} + \beta_6 \text{roa}_{i,t-1} \\ & + \beta_7 \text{Valuebook}_{i,t-1} + \beta_8 \text{lev}_{i,t-1} + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t-1} \end{aligned} \quad (3)$$

其中，loan 分别表示企业长期和短期贷款占期末总资产的比例，其他变量同模型（1），但所有解释变量均滞后一期。

其次，为了验证“超额”信贷机制，本文使用中介效应模型进行验证。表4报告了基于中介效应模型检验的结果。第（1）列是第一步检验结果，与前文一致，可以看出，交互项系数显著为负，再次表明外资银行进入显著降低了金融抑制水平较高城市内企业的商业信用配置。第（2）列是第二步检验结果，使用企业短期“超额”信贷对核心交互项回归。可以看出交乘项系数不显著，说明外资银行进入对企业短期“超额”信贷没有影响，不满足中介效应模型的进一步分析。第（3）列同样是使用企业长期“超额”信贷的第二步检验结果，可以看出交乘项系数显著为负，说明外资银行管制放开降低了金融抑制水平较高城市内企业的长期“超额”信贷配置。第（4）列是第三步检验结果，即使用企业商业信用对交乘项和中介变量长期“超额”信贷回归¹⁴。可以看出，中介变量长期“超额”信贷的系数显著为正，且交互项系数依然显著为负，说明长期“超额”信贷的增加可以提高企业商业信用的配置。上述分析初步表明企业长期“超额”信贷在外资银行管制放开对企业商业信用供给的影响中存在显著的部分中介作用，即外资银行管制放开以后，相对于金融抑制水平低的城市内企业而言，金融抑制水平高的城市内企业长期“超额”信贷下降，进而使得其对下游企业商业信用供给下降，验证了假说2。

¹⁴ 由于在中介效应模型的第二步检验中并未发现短期“超额”信贷对企业商业信用存在统计上的显著意义，不满足中介效应的进一步检验，因此，并未列出关于短期“超额”信贷中介效应的第三步检验结果。

此外，我们进一步使用三重交互项进行验证。具体地，我们在基准模型的基础上，引入 $post \times prehhi$ 与“超额”信贷的三重交互项¹⁵做进一步验证。表 4 第（5）列报告了相应的回归结果。可以看出，我们关注的三重交互项系数在显著为负，进一步说明，企业长期“超额”信贷中介效应的存在性，即资银行管制放开是通过降低企业“超额”长期贷款渠道引起企业商业信用配置的下降。

表 4 机制分析：供给侧“超额”信贷检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Trade C</i>	短期超额贷款	长期超额贷款	<i>Trade C</i>	<i>Trade C</i>
$post \times prehhi$	-0.0674*** (0.0199)	0.0079 (0.0191)	-0.0303** (0.0132)	-0.0883*** (0.0208)	-0.0889*** (0.0208)
<i>Lloanr</i>				0.0392* (0.0213)	-0.2500 (0.1845)
$post \times prehhi \times Lloanr$					-0.5433** (0.2515)
观测值	23,003	16,296	16,296	16,296	16,296
调整后 R ²	0.7910	0.1259	0.0505	0.8198	0.8199
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间和企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

2. 下游企业融资约束。

如前文理论分析，外资银行管制放开会通过释放国内金融抑制，增加银行信贷供给，缓解下游中小企业融资约束，进而降低其对于商业信用的需求，即外资银行进入的冲击会使得下游企业通过正式融资“挤出”企业间商业信用的非正式融资。为了从下游需求动机视角验证上述商业信用降低机制，我们首先将上游上市企业样本与其关联企业样本做了进一步匹配，构造出上游企业-年份-下游企业的面板数据。其次，为了得到下游关联企业相应的财务数据，进一步根据下游企业名称以及年份与中国工业企业数据进行合并；最后，获得上游上市企业-年份-下游工业企业的面板数据¹⁶。

如何合理识别下游企业对于商业信用需求动机的渠道效应，在上述样本的基础上，本文从如下两方面展开检验：一方面，受到商业银行青睐，成为信贷市场中被追逐的“高资质”对象一般是国家重点扶持的行业（王彦超，2014），对于这类企业来说，其受到的融资约束较少，对于商业信用的需求较低。因此，相对于下游属于国家重点扶持行业的企业来说，外资银行管制放开对国家非重点扶持行业内企业商业信用需求动机的影响更为明显。另一方面，对于融资约束水平较低的下游企业来说，其更容易通过银行信贷获取资金，这类企业对于商业信用的需求动机较低；而对于融资约束水平较高的下游企业来说，其更有动机通过商业信用进行外源融资。

基于此，我们首先根据国家十五规划重点扶持行业分类¹⁷，定义下游企业所属行业为国家非重点扶持行业，则虚拟变量 $industry_policy$ 取值为 1，否则为 0。为此，我们构建如下模型检验这一机制：

$$trade_c_{ijt} = \chi_0 + \chi_1 post_{c,t} + \chi_2 post_{c,t} \times prehhi_c + \chi_3 prehhi_c + \chi_4 post_{c,t} \times prehhi_c \times industry_policy_j + \lambda B + \phi controls_{it} + \eta_i + \eta_j + \eta_t + industry + city + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中，等式左边表示上游企业 i 在 t 年对下游企业 j 提供的商业信用；等式右边中 B 表示所有水平交互

¹⁵ 回归模型中包含所有可能的水平二重交互项和单变量。

¹⁶ 我们基于上游上市企业-年份-下游工业企业的面板数据初步检验了基本结论的可靠性。受篇幅限制，详细结果未报告，如需要可向作者索取。

¹⁷ 之所以选择十五规划，是因为十五规划时期正好在外资银行管制放开之前，这会使得国家重点扶持行业变量更加外生。

项的集合，其他变量同式（1），此外还控制了下游企业固定效应。表 5 第（1）、（2）列的回归结果可以看出，三重交互项 $post \times prehhi \times industry_policy$ 的系数在 10% 的水平下显著为负，其中第（1）列的因变量为销售收入标准化的商业信用，第（2）列为销售成本标准化的商业信用。回归结果表明，外资银行管制放开对于下游国家非重点扶持行业内企业的商业信用抑制作用更加明显，意味着对于商业信用需求侧的下游企业来说，外资银行管制放开降低了不被商业银行青睐企业对于商业信用的需求，初步支持了假说 3。

其次，参照张璇等（2019）的方法，使用企业规模和年龄计算出下游工业企业的 SA 指数¹⁸来衡量其受到的融资约束，我们根据管制放开之前企业融资约束是否大于行业融资约束的中位数，将样本分为高融资约束样本和低融资约束样本，定义虚拟变量 Dsa 取值为 1，否则为 0。将式（10）中 $industry_policy$ 替换为 Dsa 重新进行回归。表 5 第（3）、（4）列的回归结果可以看出，三重交互项 $post \times prehhi \times Dsa$ 的系数在 5% 的水平下显著为负，其中第（3）列的因变量为销售收入标准化的商业信用，第（4）列为销售成本标准化的商业信用。这表明，外资银行管制放开对于下游融资约束高的企业商业信用抑制作用更加明显，意味着对于商业信用需求侧的下游企业来说，外资银行管制放开降低了融资约束高的企业对于商业信用的需求，进一步支持了假说 3 的结果是稳健的。

表 5 机制检验：下游需求动机机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Trade_C</i>	<i>Trade_C</i>	<i>Trade_C</i>	<i>Trade_C</i>
$post \times prehhi$	0.0071 (0.0180)	0.0054 (0.0214)	-0.0041 (0.0090)	-0.0056 (0.0119)
$post \times prehhi \times industry_policy$	-0.0506* (0.0258)	-0.0590* (0.0302)		
$post \times prehhi \times Dsa$			-0.0399** (0.0179)	-0.0495** (0.0204)
观测值	10,141	10,146	10,141	10,146
调整后 R ²	0.6450	0.6591	0.6449	0.6593
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
下游企业固定效应	控制	控制	控制	控制
上游企业固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制

六、结论和政策含义

在全球金融一体化程度不断加深及中国经济稳定增长的背景下，中国各项金融开放措施也逐步落实。关于金融开放的经济后果，多数文献已从企业自身生产率、绩效水平以及资本市场等角度展开较为详细的分析。然而，这些文献大多关注于金融开放对企业正式融资以及企业行为的直接作用，较少考察其对非正式融资的影响，尤其缺乏对于企业间商业信用融资间接效应的研究。基于此，本文以外资银行管制放开为准自然实验考察了中国金融开放对企业间非正式融资的影响。结果发现：外资银行管制放开后，金融抑制

¹⁸ 与张璇等（2019）的方法一致，计算公式为： $SA=0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age - 0.737 \times Size$ 。Size 为企业规模的自然对数，Age 为企业年龄。

水平高的城市内企业商业信用配置显著下降。进一步检验发现，外资银行管制放开对企业商业信用配置的抑制作用主要体现在下游客户垄断程度高的企业、上游行业竞争水平高的企业以及国有企业中。进一步地，发现供给侧上游企业长期“超额”贷款下降和需求侧下游企业融资约束缓解是外资银行管制放开“挤出”商业信用的两个机制。本文研究结论表明，外资银行管制放开后会释放国内金融抑制，降低企业融资约束，进而通过正规融资“挤出”非正规融资。本文弥补了现有研究中关于金融开放、国内金融市场发展与企业间非正式融资互动的相关文献，为中国金融服务实体经济提供了新的视角，同时也对当前解决中小企业融资难、融资贵问题提供了重要的理论基础和经验证据。

本文研究结论具有以下两方面的政策启示：第一，进一步深化金融业改革，推动更高水平的金融对外开放。本文的研究结论表明，金融业的开放打破了金融抑制下的“马太效应”，优化信贷资源配置，进而缓解了企业融资约束，这一效应在受到信贷歧视的企业中的作用尤为明显。因此，在金融服务实体经济的背景下，解决中小企业融资贵、融资难的问题上，政府除了进行国内宏观调控以外，还需要借助外在的国际金融市场，以金融业不断开放和改革为契机，推动更高水平的金融对外开放。

第二，构建供应链金融体系，打通上下游企业之间信息、物流以及金融等通道，共享企业信息，在供应链金融的基础上，发挥正规金融市场在企业间信贷配置中的作用，减少企业间资金的二次配置，提高正规金融信贷资金的利用率，从根本上解决下游中小企业融资困境。本文研究结论表明，金融开放推动了国内正规金融市场的改革和发展，优化了正规金融在企业间的信贷资金配置，进而通过上下游企业联动，以供应链金融为基础，促进金融资源在企业间合理分配。

【参考文献】

- [1] 陈胜蓝、刘晓玲：《经济政策不确定性与公司商业信用供给》，《金融研究》2018年第5期。
- [2] 江伟、李斌：《制度环境、国有产权与银行差别贷款》，《金融研究》2006年第11期。
- [3] 姜付秀、蔡文婧、蔡欣妮、李行天：《银行竞争的微观效应：来自融资约束的经验证据》，《经济研究》2019年第6期。
- [4] 孔东民、李海洋、杨薇：《定向降准、贷款可得性与小微企业商业信用——基于断点回归的经验证据》，《金融研究》2021年第3期。
- [5] 李青原、章尹赛楠：《金融开放与资源配置效率——来自外资银行进入中国的证据》，《中国工业经济》2021年第5期。
- [6] 李伟、韩立岩：《外资银行进入对我国银行业市场竞争度的影响：基于 Panzar-Rosse 模型的实证研究》，《金融研究》2008年第5期。
- [7] 刘明康、黄嘉、陆军：《银行利率决定与内部资金转移定价——来自中国利率市场化改革的经验》，《经济研究》2018年第6期。
- [8] 陆正飞、杨德明：《商业信用：替代性融资，还是买方市场？》，《管理世界》2011年第4期。
- [9] 潘文卿、张伟：《中国资本配置效率与金融发展相关性研究》，《管理世界》2003年第8期。
- [10] 饶品贵、姜国华：《货币政策对银行信贷与商业信用互动关系影响研究》，《经济研究》2013年第1期。
- [11] 沈红波、寇宏、张川：《金融发展、融资约束与企业投资的实证研究》，《中国工业经济》2010年第6期。
- [12] 王彦超：《金融抑制与商业信用二次配置功能》，《经济研究》2014年第6期。
- [13] 殷孟波、石琴：《金融业全面开放对我国银行业竞争度的影响——基于 Panzar-Rosse 模型的实证研究》，《财贸经济》2009年第11期。
- [14] 张伟华、毛新述、刘凯璇：《利率市场化改革降低了上市公司债务融资成本吗？》，《金融研究》2018年第10期。
- [15] 张伟俊、袁凯彬、李万利：《商业银行网点扩张如何影响企业创新：理论与经验证据》，《世界经济》2021年第6期。
- [16] 张璇、李子健、李春涛：《银行业竞争、融资约束与企业创新——中国工业企业的经验证据》，《金融研究》2019年第10期。
- [17] 钟凯、梁鹏、董晓丹、王秀丽：《数字普惠金融与商业信用二次配置》，《中国工业经济》2022年第1期。
- [18] 诸竹君、黄先海、王毅：《外资进入与中国式创新双低困境破解》，《经济研究》2020年第5期。
- [19] Bai, J. J., Daniel, C., & Phillips, G. M., The Impact of Bank Credit on Labor Reallocation and Aggregate Industry Productivity. *Journal of Finance*, Vol.73, No.6, 2018, pp. 2787-2836.
- [20] Bekaert, G., Harvey, C. R., & Lundblad, C., Does Financial Liberalization Spur Growth? *Journal of Financial Economics*, Vol.77, No.1, 2005, pp. 3-55.
- [21] Booth, L., Aivazian, V., Demirguc-Kunt, A., & Maksimovic, V., Capital Structures in Developing Countries. *Journal of Finance*, Vol.56, No.1, 2001, pp. 87-130.
- [22] Costello, A. M., Credit Market Disruptions and Liquidity Spillover Effects in the Supply Chain. *Journal of Political Economy*, Vol.128, No.9, 2020, pp. 3434 - 3468.
- [23] Degryse, H., Havrylych, O., Jurzyk, E., & Kozak, S., Foreign Bank Entry, Credit Allocation and Lending Rates in Emerging Markets: Empirical Evidence from Poland. *Journal of Banking & Finance*, Vol.36, No.11, 2012, pp. 2949-2959.
- [24] Demirguc-Kunt, A., & Maksimovic, V., *Firms as Financial Intermediaries: Evidence from Trade Credit Data*. Washington, DC: World Bank, 2001.
- [25] Fisman, R., & Love, I., Trade Credit, Financial Intermediary Development, and Industry Growth. *Journal of Finance*, Vol.58, No.1, 2003, pp. 353-374.
- [26] Fraise, H., Hombert, J., & Lé, M., The Competitive Effect of a Bank Megamerger on Credit Supply. *Journal of Banking & Finance*, Vol.93, No.8, 2018, pp. 151-161.
- [27] Giannetti, M., & Ongena, S., Financial Integration and Firm Performance: Evidence From Foreign Bank Entry in Emerging

Markets. *Review of Finance*, Vol.13, No.2, 2009, pp. 181-223.

[28] Giannetti, M. , Burkart, M. , & Ellingsen, T. , What You Sell Is What You Lend? Explaining Trade Credit Contracts. *The Review of Financial Studies*, Vol. 24, No.4, 2011, pp. 1261-1298.

[29] Henry, P. B. , Capital Account Liberalization, The Cost of Capital, and Economic Growth. *American Economic Review*, Vol.93, No.2, 2003, pp. 91-96.

[30] Larrain, M. , & Stumpner, S. , Capital Account Liberalization and Aggregate Productivity: The Role of Firm Capital Allocation. *Journal of Finance*, Vol.72, No.4, 2017, pp. 1825-1858.

[31] Lin, H. , Foreign Bank Entry and Firms' Access to Bank Credit: Evidence from China. *Journal of Banking & Finance*, Vol.35, No.4, 2011, pp. 1000-1010.

[32] Love, I. , Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model. *Review of Financial Studies*, Vol.16, No.3, 2003, pp. 765-791.

[33] McKinnon, R. I. , *Money and Capital in Economic Development*. Washington, D.C.:The Brookings Institution, 1973.

[34] Mishkin, F. , Is Financial Globalization Beneficial? *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.39, No.2, 2007, pp. 259-294.

[35] Moore, W. , Managing the Process of Removing Capital Controls: What Does the Literature Suggest? *Journal of Economic Surveys*, Vol.28, No.2, 2014, pp. 209-237.

[36] Moshirian, F. , Tian, X. , Zhang, B. , & Zhang, W. , Stock Market Liberalization and Innovation. *Journal of Financial Economics*, Vol.139, No.3, 2020, pp. 985-1014.

[37] Prati, A. , Schindler, M. , & Valenzuela, P. , Who Benefits from Capital Account Liberalization? Evidence from Firm-Level Credit Ratings Data. *Journal of International Money and Finance*, Vol.31, No.6, 2012, pp. 1649-1673.

[38] Rice, T. , & Strahan, P. , Does Credit Competition Affect Small-Firm Finance? *Journal of Finance*, Vol.65, No.3, 2010, pp. 861-889.

[39] Russell, J. T. , Imperfect Information, Uncertainty, and Credit Rationing. *Quarterly Journal of Economics*, Vol.90, No.4, 1976, pp. 651-666.

[40] Schmukler, S. , Financial Globalization: Gain and Pain for Developing Countries. *Economic Review*, Vol.89, No.2, 2004, pp. 39 - 66.

[41] Sengupta, R. , Foreign Entry and Bank Competition. *Journal of Financial Economics*, Vol.84, No.2, 2007, pp. 502-528.

[42] Yeyati, E. L. , & Micco, A. , Concentration and Foreign Penetration in Latin American Banking Sectors: Impact on Competition and Risk. *Journal of Banking & Finance*, Vol.31, No.6, 2007, pp. 1633-1647.

Financial Openness and the Allocation of Trade Credit: Evidence from the Entry of Foreign Banks

ZHANG Weijun CHEN Yunxian HUANG Xinfei

Summary: As an important part of financial openness, the opening of the banking industry is conducive to optimizing the domestic financial environment and the allocation of credit funds. Since its accession to the WTO, China has adopted a gradual opening up approach, gradually lifting the restrictions on the entry of foreign banks in various cities, and completely abolishing the restrictions on the entry of foreign banks at the end of 2006. What is the effect of the policy of deregulation of foreign banks? Most of the existing literature focuses on the direct effect of banking openness on formal financing and corporate behavior, but rarely examines its impact on informal financing, especially the indirect effect of trade credit.

Unlike other studies, based on the theory proposed by McKinnon(1973) and from the perspective of financial repression, we focus on how the opening up of the banking industry affects the trade credit. According to the "Monitoring Spillover Hypothesis", the entry of foreign banks will improve the competition level of domestic banking industry through the "catfish effect", and the competition level of banking industry will affect the trade credit

This paper uses the generalized difference-in-difference method to test the impact of financial openness on the allocation of trade credit, taking the non-financial listed enterprises in China's A-share from 2000 to 2016 as the basic sample. The results show that after the deregulation of foreign banks, the allocation of trade credit of enterprises in cities with high level of financial repression decreases significantly. Objectively speaking, before the deregulation of foreign banks, the financial suppression level of cities decreases by 1 standard deviation, and after the deregulation of foreign banks, the supply of trade credit of internal enterprises decreases by 7.21%. The results persisted after controlling for endogeneity problems and a series of robustness tests. Further examination shows that the inhibition effect is more obvious in enterprises corresponding to high concentration of downstream customers, enterprises with high level of competition in upstream industries, and state-owned enterprises. In addition, the deregulation of foreign banks exerts negative effect through two mechanisms, namely, the long-term "excess" loans of upstream enterprises on the supply side are reduced and the financing constraints of downstream enterprises on the demand side are eased. This paper not only enriched the relevant literature on financial openness, the development of domestic financial market and informal financing interaction between enterprises, but also provided important empirical evidence for solving the financing difficulties and expensive problems of SMEs in China.

Our academic contributions are follows. First, the literature on the economic consequences of financial opening on micro enterprises is expanded. There are few literatures exploring the indirect economic consequences of financial openness on financing behaviors among micro-enterprises. In particular, there is a lack of research on trade credit. This paper takes China's deregulation of foreign banks as a natural experiment and constructs a generalized difference-in-difference model using the financial repression differences between cities before deregulation to study the impact of China's financial liberalization on the allocation of trade credit. Second, It has enriched the relevant literature on the development of domestic financial market and the interaction of informal financing among enterprises. There is a lack of quantitative research on the impact of financial openness on trade credit. This paper more comprehensively explains the impact of financial openness on the allocation of trade credit from the perspective of both supply side and demand side of trade credit, and uses "cross-sample test" to explore the impact of foreign banks' entry on listed companies and their downstream enterprises, which can expand the

research perspective of previous literatures. Third, This paper provides preliminary empirical evidence for China's financial openness to support the development of the real economy. Existing literature has different conclusions on the impact of the deregulation of foreign banks on the development of a country's financial system. In the Chinese context, this paper selects the policy of gradual deregulation of foreign banks as the research scenario, and the results support the positive effects of financial openness, and initially provide China's empirical evidence for financial openness to support the development of the real economy.

Based on the above findings, we propose the following policy recommendations. First, We will further deepen reform of the financial sector and open it to the outside world at a higher level. Second, Build a supply chain finance system, open up information, logistics and finance channels between upstream and downstream enterprises, share enterprise information, on the basis of supply chain finance, give play to the role of formal financial markets in the allocation of inter-enterprise credit, reduce the secondary allocation of inter-enterprise funds, improve the utilization rate of formal financial credit funds, and fundamentally solve the financing dilemma of downstream smes.

Key words: Finance Openness, Trade Credit, Financial Suppression

银行数字化转型驱动下定向降准政策的传导效率

—基于银行规模异质性的研究

曾燕¹ 陈肖雄² 金钊³ 汪寿阳⁴

【摘要】本文基于银行规模异质性，将定向降准政策和银行数字化转型引入两阶段的银行信贷配置优化模型，并选取 2011-2018 年中国商业银行微观数据，从理论和实证两个层面研究了银行数字化转型对定向降准政策传导效率的影响及内在机理。研究发现：定向降准政策可以有效促进大型银行和中小银行小微贷款余额增加，但定向降准政策对小微贷款余额占比提升的促进作用主要体现在大型银行层面；银行数字化转型显著强化了定向降准政策在大型银行层面的传导效率，但对定向降准政策在中小银行层面的传导效率影响较弱。本文的研究发现为优化定向降准政策的考核规则，以及促进银行数字化转型提供了有价值的参考依据。

【关键词】定向降准；银行数字化转型；信贷配置；银行异质性；传导效率

引言

定向降准政策作为具有中国特色的结构性货币政策工具，如何改善其传导效率，更好地发挥其促进金融资源优化配置与服务经济高质量发展的政策效果，已成为我国结构性货币政策改革的重点和难点。“十四五”规划明确指出，要“提升金融科技水平，增强金融普惠性”。商业银行作为定向降准政策传导最主要的中间环节，其数字化转型势必影响政策的传导效率。党的二十大报告强调，加快建设“数字中国”“健全宏观经济治理”。在上述背景下，需要明确了解银行数字化转型对货币政策传导效率的影响机理与作用效果，在数字经济时代实施更加有效的货币政策，推动经济发展。

从理论上来说，定向降准政策的作用效果依赖于其是否切实影响商业银行的信贷行为，然而商业银行的信贷配置决策受到自身利润最大化的驱动（郭晔等，2019），这可能导致定向降准政策在不同规模银行层面传导效率不同。数字化转型可以提升银行小微贷款风控能力，缓解小微贷款的不良贷款率压力，降低银行对小微企业的获客成本、审批和贷后管理成本（Thakor, 2020；黄益平和邱晗，2021），从而有力提高银行服务小微企业的能力。定向降准政策的传导效率是受制于银行服务小微企业的能力，数字化转型对银行服务小微企业能力的提升将有望促进定向降准政策传导。需注意的是，银行数字化转型带来的诸多好处受限于银行对新技术的吸收能力⁵（沈悦和郭品，2015），吸收能力的差异将导致银行数字化转型对定向降准政策的传导效率的影响存在异质性。不同规模的银行在数字技术采纳能力、人才和资金实力方面都有巨大差异，这些特征都将直接影响银行数字化转型对定向降准政策的传导效率的调节效应。

基于此，本文将定向降准政策与银行数字化转型融合在一个框架内，并基于银行异质性视角，综合研究银行数字化转型对定向降准政策的传导效率的影响。与以往研究相比，本文的贡献在于：一是从理论和实证上研究了银行数字化转型对定向降准政策的传导效率的影响。国内已有研究主要围绕银行体系以外的数字金融发展的影响展开（邱晗等，2018；盛天翔和范从来，2020；李春涛等，2020）。二是从银行异质性出发，基于银行信贷配置结果分别考察定向降准政策和银行数字化转型对不同类型银行的影响效果。已有实证研究多是从企业层面出发，较少讨论商业银行对定向降准政策的反应（郭晔等，2019；王曦等，2017），且忽略了银行异质性（马理等，2015；彭俞超和方意，2016；冯明和伍戈，2018）。本文手动收集了 74 家商业银行 2011-2018 年的小微信贷和定向降准等数据，从银行信贷配置角度评估了定向降准政策在商业银

¹ 曾燕，中山大学岭南学院，教授，博士

² 陈肖雄，西南大学经济管理学院，讲师，博士

³ 金钊，中山大学岭南学院，副研究员，博士

⁴ 汪寿阳，发展中国家科学院院士、国际系统与控制科学院院士，中国科学院数学与系统科学研究院特聘研究员，中国科学院大学经济与管理学院教授，博士

⁵ 银行数字化转型依托于大数据、区块链、云计算、人工智能等新兴前沿技术，这些前沿技术主要来自科技公司。商业银行采纳这些新技术并将其运用到金融业务中的能力体现了银行对新技术的吸收能力。

行层面传导的异质性，以及银行数字化转型对定向降准政策效率的异质性影响，为破解小微企业融资难问题提供新的视角和方法。

一、文献评述

本文分别介绍定向降准政策、数字金融以及数字金融与货币政策传导三方面的文献。

1. 定向降准政策相关研究

现有文献对定向降准政策的传导效率展开了系列研究，但相关结论一直饱受争议。一方面，有学者肯定了定向降准的积极作用。彭俞超和方意（2016）发现定向降准政策主要通过定向影响金融机构运营成本而起到信贷结构调整和产业升级的作用。江振龙（2021）则强调结构性货币政策应该与总量货币政策相配合。另一方面，也有学者认为定向降准政策无效。冯明和伍戈（2018）认为若小微贷款需求弹性过低和管理成本过高可能导致定向降准政策无效。在实证研究层面，大量学者基于企业层面的相关数据得到的结论也存在一定分歧。王曦等（2017）表明定向降准政策未能对汽车需求产生显著影响，背离了中央银行刺激需求、化解产能过剩的政策初衷。郭晔等（2019）发现我国定向降准政策可以缓解小微融资难的问题，银行竞争可以在一定程度上促进定向降准政策的“普惠”效应。

2. 数字金融相关研究

金融机构在服务小微过程中面临大量困难，但数字技术的运用可以有效缓解这些梗阻。具体而言，数字技术的运用可以从以下三方面提高金融机构服务小微的能力：第一，数字化转型可以拓宽金融机构的信息渠道，提高信息质量和数量（Sedunov, 2017; Jagtiani & Lemieux, 2017），从而有效缓解金融机构小微信贷业务的信息不对称；第二，大数据和云计算的使用可以降低数据处理、信息传输和远程验证的边际成本（Thakor, 2020），降低小微信贷的管理成本；第三，数字技术的运用可以帮助金融机构完善小微企业信用评估体系，减少抵押贷款中的摩擦（Fuster et al., 2019），从而有助于降低小微信贷风险，解决小微信贷不良贷款率过高的问题。

金融机构采用数字技术开展业务将极大提高其经营能力，但已有研究主要围绕银行业以外的数字金融发展带来的影响展开（李春涛等，2020；温博慧等，2022）。还有大量学者探讨了地区层面的金融科技与企业创新、商业银行资产负债结构变动的关联（邱晗等，2018；李春涛等，2020），数字金融与家庭创业之间的联系（谢绚丽等，2018），数字金融对商业银行经营效率的影响（杜莉和刘铮，2022）。少数研究探讨了商业银行的数字化转型对小微信贷业务的影响（盛天翔和范从来，2020；李建军和姜世超，2021；郭丽虹和朱柯达，2021）。

3. 数字金融与货币政策相关研究

已有文献暂未涉及银行数字化转型如何影响货币政策尤其是结构性货币政策的传导效率，但少数学者探讨了银行体系外部的数字金融发展如何影响货币政策传导。战明华等（2020）构建了数字金融如何通过利率与信贷两个传导渠道影响货币政策整体效果的理论模型，并对理论进行了实证测算，发现数字金融发展总的来说提高了货币政策的效果。还有部分学者着重从数字金融发展影响银行业务开展能力的视角分析其对货币政策传导的影响（冯明和伍戈，2018；宋清华等，2021）。此外，虽然未直接在模型中探讨数字金融对定向降准政策的影响，但也明确指出通过大数据等手段降低银行小微贷款管理成本将有助于促进定向降准政策更好地支持小微企业。

二、理论框架

（一）模型设定

基于 Kopecky & VanHoose（2012）的框架，本文构建了一个两期的商业银行信贷配置模型。本文主要进行了以下两点拓展：（1）在理论模型层面引入定向降准政策的作用机制，并进一步细分了银行贷款结构，探讨了定向降准政策对不同规模的银行的小微贷款余额及其占比的影响；（2）本文还在模型中引入银行数字化转型的作用机制，进一步探讨了银行数字化转型对定向降准政策的传导效率在银行层面的异质性影响。

1. 银行决策流程

银行信贷决策分为两期，如下图1所示。银行在每一期期初决吸收存款与发放小微贷款和非小微贷款。

对于吸收的存款，银行在期末支付利率 r_D ，本文假设存款利率 r_D 为一确定性变量。银行贷款也在该期期末收回本息，记银行发放给小微企业的贷款利率为 r_S ，发放给非小微企业的贷款利率为 r_L ，本文将两类贷款利率也视为外生确定性变量。

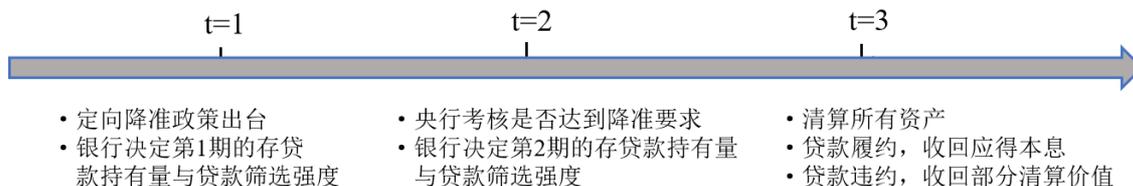


图1 银行信贷决策流程

受企业经营状况的影响，两类贷款均可能会出现违约。记两类贷款初始平均履约概率分别为 P_i ($i = S, L$; 下文出现的 i 取值相同)， P_i 体现了两类贷款初始平均质量。若贷款履约，银行可以收回本息；若贷款违约，银行可以收回贷款的一定比例 ω_i 。银行通过对贷款进行筛选影响两类贷款履约概率，在银行对贷款筛选后，贷款履约概率变为 p_i 。记 $q_i = p_i - P_i$ 为银行对贷款筛选强度，银行需要付出的筛选成本为关于筛选强度的二次函数 $g(q_i) = 0.5c_i q_i^2$ (Vallée and Zeng, 2019)，其中 c_i 为银行对第*i*类贷款的筛选成本系数，该系数的取值体现了银行对贷款筛选的技术水平。

2. 数字化转型对银行经营的影响

本文主要从风险管理能力和贷款管理成本两个维度刻画数字化转型对商业银行经营的影响。在风险管理能力方面，银行数字化转型将增强其信贷筛选技术水平，使其筛选成本降低。记银行数字化转型水平为 a ，此时贷款筛选成本系数 c_i 变为关于银行数字化转型水平 a 的函数 $c_i(a)$ ，且有 $\partial c_i(a) / \partial a < 0$ 。

在银行贷款管理成本方面，数字化转型使银行可以开展自动化的线上信贷审批和贷款管理，这有效降低了贷款管理成本。参照Balasubramanyan & VanHoose (2012) 的设定，银行两类贷款管理成本分别为贷款量的二次函数。同时为简化分析，本文参考刘莉亚等 (2017) 的做法不考虑存款管理成本。因此，在给定银行数字化转型水平 a 时，银行的贷款管理成本为：

$$\begin{cases} g(S_t) = 0.5(1 - \delta_S a + \varphi_S) \gamma_S S_t^2, t \in \{1, 2\}, \\ g(L_t) = 0.5(1 - \delta_L a + \varphi_L) \gamma_L L_t^2, t \in \{1, 2\}, \end{cases} \quad (1)$$

其中 $g(S_t)$ 为小微贷款在第*t*期需要消耗的管理成本， $g(L_t)$ 为非小微贷款管理成本。 γ_S, γ_L 均为大于0的常数，其取值大小会影响银行贷款管理的边际成本。为便于表述，记 $\gamma_i(a) = (1 - \delta_i a + \varphi_i) \gamma_i$ ，表现了受数字化转型影响后的银行贷款管理成本系数。

目前，银行数字化转型带来的便利主要体现在小微贷款层面⁶，此本文进一步假定银行开展数字化转型对小微贷款管理成本的降低幅度更大，即 $\delta_S \geq \delta_L$ ；银行数字化转型对小微贷款筛选技术水平的提升作用效果更好，即 $\partial c_S(a) / \partial a \leq \partial c_L(a) / \partial a$ 。

3. 定向降准政策与银行存款准备金率

银行每一期期初面临的存款准备金监管要求限制了银行可用于放贷的存款资金，即：

$$S_t + L_t \leq D_t(1 - \tau_t), t \in \{1, 2\}, \quad (2)$$

其中 $S_t + L_t$ 为银行在*t*时刻的贷款总额， D_t 为银行在*t*时刻的存款总额， τ_t 为银行在*t*时刻面临的存款准备金率要求。实践中，央行向商业银行支付的存款准备金利率通常比较低，本文为简化分析，假定央行支付的存款准备金利率为0 (冯明和伍戈, 2018)。

我们假定若银行在时刻1的小微贷款余额占比 $S_1 / (S_1 + L_1)$ 达到 h ，则在时刻2面临的存款准备金率要

⁶ Petersen & Rajan (2002) 指出不同于大型企业，小微企业信息获取尤为困难，信息技术发展将从信息生产、存储、分析等多方面缓解信息不对称。银行对大企业贷款单笔金额较大，银保监会对大额贷款有严格的监管要求，因此银行数字化转型对非小微贷款作用效果不如小微贷款。

求取较低水平为 τ_l ($\tau_l < \tau_h$), 反之则取较高水平 τ_h 。即当银行小微贷款余额达到总贷款的一定比例 h 后, 银行在下一期可以获得较低的存款准备金率要求, 表达式如下:

$$\tau_2 = \begin{cases} \tau_l, & \text{若 } \frac{S_1}{S_1 + L_1} \geq h, \\ \tau_h, & \text{若 } \frac{S_1}{S_1 + L_1} < h. \end{cases} \quad (3)$$

4. 银行的优化问题

银行在第一期的期望利润为:

$$E(\pi_1) = S_1[r_s p_s + (1 - p_s)w_s - 0.5c_s(a)q_{s,1}^2] + L_1[r_l p_l + (1 - p_l)w_l - 0.5c_l(a)q_{l,1}^2] - D_1 r_D - 0.5(1 - \delta_s a + \varphi_s)\gamma_s S_1^2 - 0.5(1 - \delta_l a + \varphi_l)\gamma_l L_1^2, \quad (4)$$

上式中 $r_s p_s + (1 - p_s)w_s - 0.5c_s(a)q_{s,1}^2$ 为不考虑贷款管理成本时银行发放的小微贷款的期望收益率, $0.5(1 - \delta_s a + \varphi_s)\gamma_s S_1^2$ 为银行第一期的小微贷款管理成本; $r_l p_l + (1 - p_l)w_l - 0.5c_l(a)q_{l,1}^2$ 为不考虑贷款管理成本时银行发放的非小微贷款的收益率, $0.5(1 - \delta_l a + \varphi_l)\gamma_l L_1^2$ 为银行在第一期发放的非小微贷款的管理成本; $D_1 r_D$ 为银行在第一期的存款利息成本。

同理可得银行在第二期的期望利润为:

$$E(\pi_2) = S_2[r_s p_s + (1 - p_s)w_s - 0.5c_s(a)q_{s,2}^2] + L_2[r_l p_l + (1 - p_l)w_l - 0.5c_l(a)q_{l,2}^2] - D_2 r_D - 0.5(1 - \delta_s a + \varphi_s)\gamma_s S_2^2 - 0.5(1 - \delta_l a + \varphi_l)\gamma_l L_2^2, \quad (5)$$

上式中相关符号与 (4) 式含义类似。

银行在每一期面临投放的两类贷款均大于等于 0, 并通过决策各类贷款和存款持有量以及对各类贷款的筛选强度来最大化两期期望利润贴现之和, β 为贴现因子。银行的优化问题可写为:

$$\begin{aligned} & \max_{\{D_t, S_t, L_t, q_{s,t}, q_{l,t}\}, t=1,2} E(\pi_1) + \beta E(\pi_2) \\ & s.t. \begin{cases} S_1 + L_1 \leq D_1(1 - \tau_1), \\ S_2 + L_2 \leq D_2(1 - \tau_2), \\ S_1, L_1, S_2, L_2 \geq 0. \end{cases} \end{aligned} \quad (6)$$

(二) 模型分析与研究假设

1. 定向降准政策对银行小微信贷余额及其占比的影响

通过求解优化问题 (6), 我们可以得到银行在第一期的最优决策变量表达式⁷。图 2 (a) 和图 2 (b) 分别展现了没有定向降准政策和有定向降准政策时, 银行小微信贷投放规模与小微贷款管理成本系数 $\gamma_s(a)$ 和小微贷款筛选成本系数 $c_s(a)$ 之间的关系。

⁷ 考虑篇幅, 本文没有给出具体求解过程和最优策略表达式, 按需索取。

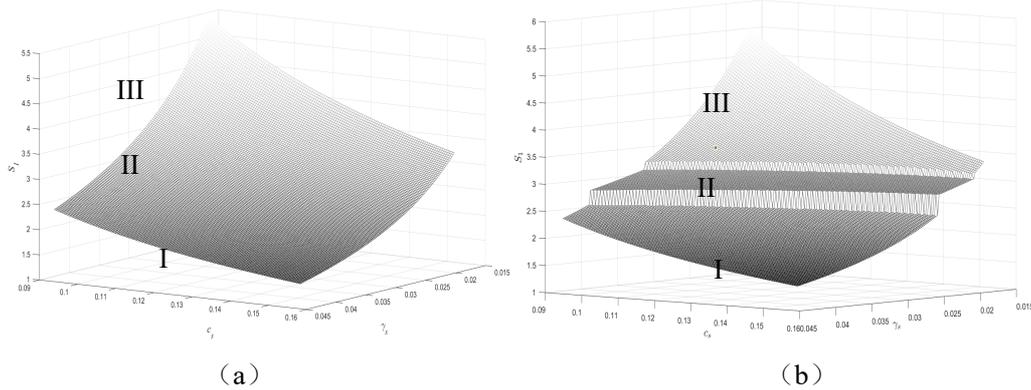


图2 没有定向降准政策和有定向降准政策时银行第一期小微贷款投放情况

在有定向降准政策时，银行信贷决策结果被分为达到定向降准（图2（b）中的区域III和区域II）与未达到定向降准（图2（b）中的区域I）两大类三种情况。

根据计算结果，记没有定向降准政策时银行小微贷款余额及其占比分别为 S_1^U 和 ρ_1^U ，有定向降准政策时银行小微贷款余额及其占比分别为 S_1^W 和 ρ_1^W 。当银行相关参数位于图2（b）中的区域I或者区域III时，银行不会因为定向降准政策而调整信贷结构，此时有 $S_1^W = S_1^U$ ， $\rho_1^W = \rho_1^U$ 。当银行相关参数位于图2（b）中的区域II时，银行会为了达到定向降准考核要求而调整信贷结构，增加小微贷款余额占比。且通过计算，本文发现银行会通过增加分子实现而不是降低分母，即银行一定会通过增加小微贷款余额来达到定向降准考核要求。因此，此时有：

$$S_1^W > S_1^U, \rho_1^W > \rho_1^U. \quad (7)$$

综合三个区域的结果可以得到 $S_1^W \geq S_1^U$ ， $\rho_1^W \geq \rho_1^U$ ，即定向降准政策的定向激励机制对银行产生了作用，推动银行为了达到定向降准要求而增加小微贷款余额，提高小微贷款余额占比。

进一步地，图3展示了银行在第二期的小微贷款投放情。在有定向降准政策时，银行第二期小微贷款余额被分为两大块区域。在达到定向降准要求后，银行面临的存款准备金率会有所降低。根据银行第二期的信贷配置策略，计算银行第二期的小微贷款余额 S_2^* 求关于第二期存款准备金率 τ_2 的偏导可得：

$$\partial S_2^* / \partial \tau_2 < 0, \quad (8)$$

这意味着存款准备金率降低会提高银行小微贷款余额。因此当银行对应参数位于图3（b）中的区域II或者区域III时，银行第二期小微贷款余额会有所增加 $S_2^W > S_2^U$ 。进一步综合三个区域的结果（区域I两者相等），可以得到 $S_2^W \geq S_2^U$ ，这表明定向降准政策的流动性释放机制对银行产生了作用，推动达到定向降准政策考核要求的银行小微贷款余额增加。

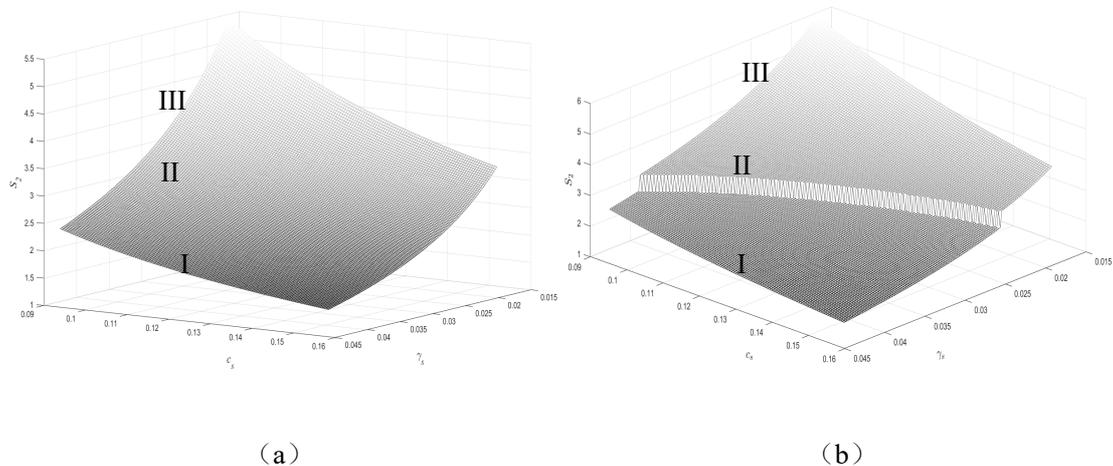


图3 没有定向降准政策和有定向降准政策时银行第二期小微贷款投放情况

银行达到定向降准要求后，存款准备金率降低所释放的流动性是否会更多地流向小微企业是不确定的。

计算银行第二期的小微贷款余额占比 ρ_2 求关于第二期存款准备金率 τ_2 的偏导可得当 $\tilde{r}_2^S < \tilde{r}_2^L$ 时 $\partial \rho_2 / \partial \tau_2 < 0$ 。 \tilde{r}_2^S 和 \tilde{r}_2^L 分别为不考虑贷款管理成本时两类贷款的预期收益率⁸，因此当不考虑贷款管理成本时的小微贷款收益率更低时，存款准备金率降低会进一步提高小微贷款余额占比。

上述分析表明定向降准政策既会在当期推动银行为了达到定向降准考核要求而增加小微贷款余额及占比，还会在银行达到定向降准以后通过降低准备金率并引导释放的流动性流向小微企业。但是这两种机制对不同类别的银行存在差异。对于大型银行，在没有定向降准政策时其小微贷款余额占比较低，因此大银行若想达到定向降准考核要求，必须要调整信贷结构提高小微贷款余额占比。对于中小银行，在没有定向降准政策时其小微贷款余额占比就足够高，因此中小银行不需要调整信贷结构就能达到定向降准考核要求，即定向降准政策的定向激励机制对中小银行信贷结构的影响更弱一些。⁹此外，现实数据表明大型银行小微贷款利率远低于中小银行，更容易满足定向降准政策的流动性释放机制起作用的前提条件 $\tilde{r}_2^S < \tilde{r}_2^L$ 。¹⁰因此相对于中小银行，大型银行更容易满足流动性释放机制起作用的条件。

假说 1: (1-a) 定向降准政策有助于促进银行小微贷款余额增加; (1-b) 定向降准政策有助于促进银行小微贷款余额占比提升, 但该效应在大型银行层面较强, 在中小银行层面较弱。

2. 银行数字化转型对定向降准政策的传导效率的影响

银行数字化转型对定向降准政策传导的影响主要体现在两方面: (i) 银行数字化转型可以推动银行为达到定向降准考核要求而增加小微贷款投放; (ii) 银行数字化转型可以引导定向降准政策释放的流动性投向小微企业。本文将通过分析银行数字化转型的上述效应在不同规模的银行层面的体现, 提出研究假说 2。

银行数字化转型的上述效果体现了其对定向降准政策的调节作用, 但具体对应到不同规模的银行时会存在异质性。对于大型银行, 银行数字化转型将有效增强定向降准政策的传导效率。首先, 数字化转型可以帮助大型银行建立数字化的小微企业信用评估体系, 并采用线上放贷模式替换过去的人工模式, 降低小微贷款发放成本, 提高小微贷款盈利水平, 使大型银行达到定向降准要求的动力增强, 即 $\partial \pi_A / \partial a > 0$ 。此外, 当银行数字化转型对小微贷款管理成本的降低作用超过对非小微贷款管理成本的降低作用的一定程度时, 银行数字化转型还会引导定向降准政策释放的流动性更多地投向小微企业, 提高定向降准政策的传导效率, 即 $\partial^2 S_2^* / \partial \tau_2 \partial a < 0$, $\partial^2 \rho_2 / \partial \tau_2 \partial a < 0$ 。

对于中小银行, 银行数字化转型对定向降准政策的正向调节效应较弱。首先, 中小银行难以承受高额的数字化转型固定成本投入, 通常会选择从外部购买技术服务。这种模式下的银行数字化转型对中小银行的小微贷款管理成本降低的效果要远低于大型银行。其次, 中小银行由于自身规模较小, 尤其是在银行数字化转型初期很难发挥其规模效应。当中小银行数字化转型水平 $a < (1 + \varphi_S) / \delta_S$ 时¹¹, 数字化转型反而会增加小微贷款管理成本 (李建军和姜世超, 2021)。最后, 中小银行的数据来源少, 服务对象为次优的小微企业, 线上标准化贷款发展存在困难, 对中小银行而言 $\partial c_S(a) / \partial a$ 取值较小 (金洪飞等, 2020; 盛天翔等, 2020)。这意味着银行数字化转型对中小银行小微不良贷款率改善效果有限。综上, 在银行数字化转型初期, 中小银行数字化转型水平较低时, 小微贷款筛选技术水平改善效果较差, 小微贷款管理成本反而有可能增加, 数字化转型对定向降准政策的调节效应较弱。

基于上述模型分析, 本文提出如下假说 2:

假说 2: (2-a) 大型银行的数字化转型可以提升定向降准政策的传导效率; (2-b) 中小银行的数字化转型对定向降准政策的传导效率的提升作用较弱。

⁸其中 $\tilde{r}_2^i = r_i(p_i + q_{i,2}^*) + w_i(1 - p_i - q_{i,2}^*) - 0.5c_i(a)(q_{i,2}^*)^2 - r_D / (1 - \tau_2)$ 。

⁹数据显示没有定向降准政策时中小银行小微贷款余额占比平均值超过了 43%, 而大型银行小微贷款余额的平均值仅为 16%。

¹⁰工商银行 2020 年年报披露的数据显示, 小微贷款平均利率为 4.13%, 贷款整体平均收益率为 4.26%。由于贷款收益率是考虑了部分损失以后的收益率, 而且小微贷款风险较高, 因此可以简单估算对国有银行而言非小微贷款收益率更高, 较为容易满足条件 $\tilde{r}_2^L > \tilde{r}_2^S$ 。宁波银行 2020 年公布的对公贷款平均收息率 5.09%, 其中普惠型小微企业贷款平均收益率 5.55%, 普惠小微贷款利率更高。因此相对于中小银行, 大银行更容易满足流动性释放机制起作用的条件。

¹¹当 $a < (1 + \varphi_S) / \delta_S$ 时, 银行数字化转型水平较低, 此时 $1 - \delta_i a + \varphi_i (i = S, L)$ 会大于 1, 这时候银行数字化转型会带来贷款管理成本的增加, 银行利润可能会有所降低。

三、计量模型与变量数据说明

(一) 计量模型设定

基于前文理论分析，本节内容构建计量模型进行实证检验，由于理论分析表明定向降准政策传导效率和银行数字化转型的调节效应在不同规模银行层面存在异质性，本文将区分银行规模进行分样本回归。首先，为验证实证假说 1，考察定向降准政策对银行小微贷款余额及其占比的影响，本文构建如下计量模型：

$$\ln sloan_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln sloan_{i,t-1} + \alpha_2 TR_t + \alpha_3 control_{i,t-1} + u_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (9)$$

$$slr_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 slr_{i,t-1} + \beta_2 TR_t + \beta_3 control_{i,t-1} + u_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (10)$$

上述回归方程中， $\ln sloan_{i,t}$ 为银行 i 在 t 年的小微贷款余额的对数值； $slr_{i,t}$ 为银行 i 在 t 年的小微贷款余额占比。银行信贷配置本身是一个动态调整的结果，因此包含被解释变量滞后项的动态面板模型可以体现银行前后两期小微贷款余额的关联性。 TR_t 为定向降准政策，刻画了定向降准政策在 t 年的作用强度。

$control_{i,t-1}$ 为控制变量，为了有效识别定向降准对银行小微贷款的影响，本文参考当前相关主流文献，分别控制了银行特征变量和宏观经济变量，为了尽量减少控制变量的内生性，本文对银行特征变量均滞后一期。

接着，本文运用交互项模型验证实证假说 2，考察银行数字化转型对定向降准政策的传导效率的影响。回归方程如下：

$$\ln sloan_{i,t} = \phi_0 + \phi_1 \ln sloan_{i,t-1} + \phi_2 TR_{i,t} + \phi_3 fin_{i,t} + \phi_4 TR_t \cdot fin_{i,t} + \phi_5 control_{i,t-1} + u_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (11)$$

$$slr_{i,t} = \psi_0 + \psi_1 slr_{i,t-1} + \psi_2 TR_{i,t} + \psi_3 fin_{i,t} + \psi_4 TR_t \cdot fin_{i,t} + \psi_5 control_{i,t-1} + u_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (12)$$

上式中 $fin_{i,t}$ 为银行 i 在 t 年的数字化转型水平，其他的变量与式 (9) 和 (10) 一致。式 (11) 用于检验银行数字化转型在定向降准政策对小微贷款余额影响中的调节作用，式 (12) 主要用于检验银行数字化转型在定向降准政策与小微贷款余额占比关系中的调节作用。

(二) 数据来源与变量选取

1. 数据来源

本文选取了 2011-2018 年的中国商业银行数据进行实证分析，数据主要来自 CSMAR 和银行年报。本文剔除了政策性银行、外资银行、邮政储蓄银行以及 80% 以上指标数据缺失的银行，并查阅银行年报进行数据补缺和纠正，最终分析的样本共包括 74 家银行，其中大型国有银行 4 家¹²，股份制商业银行 11 家，城农商行 59 家。由于部分银行从 2018 年开始年报中披露的数据由之前的小微贷款余额变为普惠型小微企业贷款，统计口径发生了变化，本文也剔除了部分这类样本。

2. 主要变量的测度

回归中的被解释变量为银行小微贷款余额和小微贷款余额占比，同时核心解释变量涉及的两个指标分别是：银行数字化转型与定向降准政策。

(1) 被解释变量 ($\ln sloan_{i,t}$ 和 $slr_{i,t}$)：对于小微贷款余额 $\ln sloan_{i,t}$ ，本文通过手动搜集银行年报信息获取银行在年末的小微贷款余额，并进一步取对数得到；对于小微贷款余额占比 $slr_{i,t}$ ，本文通过计算银行小微贷款余额与总资产之比得到。

(2) 银行数字化转型 ($fin_{i,t}$)：我们采用北京大学数字金融研究中心所构建的商业银行数字化转型指数来对其进行衡量 (谢绚丽和王诗卉, 2022)。该指数从商业银行数字金融认知转型、数字金融组织转型以及数字金融产品转型三个维度出发，进而构建针对每一家商业银行综合指数。

(3) 定向降准政策 (TR_t)：本文借鉴 Gorodnichenko & Webar (2016), Ottonello & Winberry (2020) 的办法，运用事件研究法刻画货币政策。首先我们定义定向降准政策带来的冲击 ε_k ，如式 (13)：

¹² 国有银行在 2018 年均汇报普惠型小微企业贷款，统计口径发生变化，因此国有银行的样本范围实际为 2011—2017 年。另外由于数据缺失，国有银行的数据不包括中国邮政储蓄银行和交通银行。

$$\varepsilon_k = v(k) \times (ffr_{k+\Delta_+} - ffr_{k+\Delta_-}), \quad (13)$$

上式中 k 为定向降准政策的施行时间， ε_k 衡量了定向降准政策的冲击大小。 ffr_k 为银行隔夜同业拆借利率， Δ_- 和 Δ_+ 为定向降准政策实施前后的时间窗口。本文将 $ffr_{k+\Delta_+}$ 设定为货币政策实施后一天的银行隔夜同业拆借利率， $ffr_{k+\Delta_-}$ 为货币政策实施前一天的银行隔夜同业拆借利率。 $v(k)$ 为计算权重，其表达式如 (14)：

$$v(k) = \frac{v_m^n(k)}{v_m^n(k) - v_m^d(k)}, \quad (14)$$

其中， $v_m^n(k)$ 为定向降准政策实施时所在月份的天数， $v_m^d(k)$ 为定向降准政策实施前当月已经发生的天数。14 上述式 (14) 只是得到了定向降准政策带来的月度冲击，我们进一步参照 Ottonello & Winberry (2020) 的思路按照政策作用天数将其转化为季度冲击 TR_q ，然后进行季度加总得到年度的定向降准政策作用强度 TR_t 。

$$TR_q = \sum_{k \in J(q)} w^a(k) \varepsilon_k + \sum_{k \in J(q-1)} w^b(k) \varepsilon_k, \quad (15)$$

$$TR_t = \sum_q TR_{t,q}, \quad (15)$$

$$w^a(k) = \frac{v_q^n(k) - v_q^d(k)}{v_q^n(k)}, \quad w^b(k) = \frac{v_q^d(k)}{v_q^n(k)}$$

上式中 $v_q^n(k)$ 为定向降准政策施行季度的天数， $v_q^d(k)$ 为定向降准政策施行前该季度已发生天数。

3. 控制变量

基于已有文献和本文研究主题，本文还选取了一系列银行特征变量与宏观变量。银行特征变量包括银行资产规模，资产收益率，不良贷款率，非利息收入比率（徐明东和陈学彬，2011；郭晔和赵静，2017；田国强和李双建，2020）。此外本文还选取了 CPI 和 M2 增速（郭晔和赵静，2017；刘明康等，2018）作为宏观层面的控制变量。

四、实证结果及分析

（一）定向降准政策对小微贷款余额及其占比的影响

由于本文整体样本较少，若采用系统 GMM 容易产生过度识别问题，因此本文运用差分 GMM 方法估计动态面板。表 1 显示了定向降准政策对银行小微贷款余额的影响，所有模型的 AR2 和 Hansen J 检验均通过，证明扰动项不存在二阶自相关，且无法拒绝所有工具变量有效的原假设。

全样本的结果显示，定向降准的系数为 0.053，且在 5% 的水平上显著为正，这说明定向降准政策会使银行的小微贷款余额增加。从子样本可以看出，定向降准政策对不同规模银行的小微贷款余额均存在促进作用。大型银行关于定向降准变量的系数为 0.190（在 5% 的水平上显著为正），中小银行关于定向降准变量的系数为 0.048，在 5% 的水平上显著为正。这表明定向降准政策确实推动了两类银行小微贷款余额增加，实证假说 1-a 得到了验证。

¹³ 数据显示定向降准政策出台以后银行隔夜同业拆借利率均会有所下降，因此 $ffr_{k+\Delta_+} - ffr_{k+\Delta_-}$ 的差值会小于 0，为进一步直观体现定向降准带来的冲击强度，本文将该差值均乘以 -1 使之为正。

¹⁴ 由于定向降准政策 2014 年 6 月 16 日才第一次实施，因此本文将 2014 年之前的定向降准作用强度设定为 0。

表 1 定向降准政策对小微贷款余额的影响

VARIABLES	(1) 全样本	(2) 大型银行	(3) 中小银行
L.Insloan	0.718*** (0.078)	0.678*** (0.155)	0.731*** (0.072)
TR	0.053** (0.026)	0.190** (0.089)	0.048** (0.024)
SIZE	0.289** (0.132)	0.663** (0.294)	0.198 (0.134)
NNI	0.006 (0.063)	-0.041 (0.512)	0.002 (0.056)
NPL	-0.238** (0.097)	-0.658** (0.261)	-0.161* (0.084)
ROA	3.228 (6.344)	55.994* (28.861)	2.415 (6.623)
M ₂	-0.014** (0.007)	-0.051** (0.025)	-0.014* (0.007)
CPI	0.045* (0.024)	0.212** (0.087)	0.027 (0.022)
Observations	246	64	182
AR1	0.068	0.332	0.101
AR2	0.655	0.607	0.636
Hansen J	0.482	0.539	0.499

注：解释变量除了宏观变量为当期，其他的都是滞后一期；括号内为稳健标准误，***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著；AR1 和 AR2 分别为扰动项一阶差分序列的一阶和二阶序列相关检验的 P 值；Hansen J 为 Hansen 统计量的 P 值，下文一致。

本文进一步探讨定向降准政策对银行小微贷款余额占比的影响。分子样本来看，两类银行的结果差别很大，这说明中国商业银行的异质性问题非常明显。与表 1 的结果一致，大型银行的小微贷款余额占比对定向降准政策的反应比较敏感。然而，对于中小银行，定向降准的系数对非小微贷款的系数为 0.003，但不显著。这意味着控制其他变量不变，定向降准政策对中小银行小微贷款余额占比促进作用较弱。上述结论与实证假说 1-b 一致，在没有定向降准政策时，中小银行小微贷款余额占比已经处于较高的水平；在有定向降准政策后，中小银行不需要调整信贷结构就可以达到定向降准考核要求¹⁵。

表 2 定向降准政策对小微贷款余额占比的影响

VARIABLES	(1) 全样本	(2) 大型银行	(3) 中小银行
L.slr	0.780*** (0.161)	1.116** (0.550)	0.822*** (0.141)
TR	0.003 (0.008)	0.033* (0.019)	0.003 (0.008)
Observations	246	64	182
AR1	0.00919	0.315	0.0120
AR2	0.482	0.377	0.563
Hansen J	0.228	0.521	0.574

(二) 银行数字化转型对定向降准政策的传导效率的影响

接下来，我们来看银行数字化转型对定向降准政策的传导效率的影响。表 3 和表 4 汇报了银行数字化转型对定向降准政策的传导效率的影响。可以发现，数字化转型可以强化大型银行对定向降准政策的敏感

¹⁵ 考虑篇幅，以下表格均删除了控制变量的回归结果。

性（交互项系数均显著为正数），这与假说 2-a 的结论一致。数字化转型降低了大型银行小微贷款不良贷款率和管理成本，增加了小微贷款盈利水平，大型银行将更有动力达到定向降准要求。

对中小银行来说，其交互项系数均不显著，这也与假说 2-b 的预期一致。一方面，中小银行的数字化转型大都还处于起步阶段（样本的描述性统计表明中小银行数字化转型水平更低），其自身特征与银行数字化转型存在一定程度的不匹配，不能很好地发挥数字技术带来的优势。中小银行在人才、数据、资金和业务规模等方面均处在弱势，数字化转型对小微贷款履约概率与贷款管理成本的改善效果要弱于大型银行。另一方面，数字化转型所需的研发和推广的固定成本较大，特别是在早期，只有发展到一定阶段才能实现规模经济的好处，因此银行数字化转型对定向降准政策在中小银行层面的传导效率影响较弱。

表 3 银行数字化转型、定向降准与银行信小微贷款余额占比

VARIABLES	(1) 全样本	(2) 大型银行	(3) 中小银行
L.slr	0.482* (0.293)	1.109*** (0.295)	0.691*** (0.195)
Fin	0.011 (0.020)	-0.043 (0.033)	0.002 (0.017)
Fin*TR	0.051* (0.026)	0.146* (0.084)	0.048 (0.030)
TR	-0.205* (0.112)	-0.644* (0.375)	-0.184 (0.123)
Observations	246	64	182
AR1	0.018	0.033	0.003
AR2	0.652	0.686	0.513
Hansen J	0.232	0.726	0.683

表 4 银行数字化转型、定向降准与银行信小微贷款余额

VARIABLES	(1) 全样本	(2) 大型银行	(3) 中小银行
L.Insloan	0.759*** (0.061)	0.731*** (0.131)	0.775*** (0.049)
Fin	-0.004 (0.018)	-0.255*** (0.095)	0.002 (0.019)
Fin*TR	-0.017 (0.018)	0.518* (0.298)	-0.019 (0.018)
TR	0.087 (0.083)	-2.263* (1.329)	0.113 (0.075)
Observations	246	64	182
AR1	0.054	0.078	0.096
AR2	0.865	0.353	0.853
Hansen J	0.189	0.756	0.464

（三）稳健性检验

1. 内生性讨论

针对可能存在遗漏变量问题，我们采用 Oster 检验（Oster, 2019）来讨论本文遗漏变量问题的潜在影响。估计结果表明本文的结论受遗漏变量的影响较小。此外，我们还采用了逐步回归法对核心变量的回归系数的稳健性进行观察，以确保即使有变量遗漏，我们的回归结果依然稳健¹⁶。

针对银行数字化转型可能存在的样本选择偏差问题，本文通过寻找工具变量进行稳健性检验。本文基

¹⁶ 考虑篇幅，本文没有给出稳健性检验的结果，按需索取。

于新闻或百度搜索的数据,构建关于数字金融的年度宏观指标(沈悦和郭品,2015;盛天翔和范从来,2020),同时选择郭峰等(2020)编制的数字普惠金融指数,将二者作为银行数字化转型的工具变量,并采用面板工具变量 2SLS 方法进行稳健性检验,回归系数方向和显著性与正文基本保持一致。

2. 变更估计方法的稳健性检验

动态面板的估计主要适用于银行个体维度较多(大 N),时间维度较短(小 T)的短面板模型。对于 n 较小的长面板, LSDV 法优于 GMM 估计方法(Judson & Owen, 1999; Bruno, 2005)。为此,本文使用 LSDV 法重新估计,结果也与动态面板估计结果一致。

五、总结及政策启示

商业银行数字化转型势必影响货币政策传导,然而现有研究对此有所忽视。为此,本文将银行数字化转型和定向降准政策引入到银行信贷配置的理论模型,并利用 2011-2018 年中国商业银行的微观数据,从理论和实证两方面研究银行数字化转型对定向降准政策的传导效率的影响。本文的理论分析和实证结果表明:(1)由于银行特征差异,定向降准政策促进了两类银行小微贷款余额的增加,但主要促进了大型银行小微贷款余额占比的增加。(2)银行数字化转型可以提升定向降准政策在大型银行层面的传导效率,但对定向降准政策在中小银行层面的传导效率的提升作用较弱。

基于上述结论,本文提出以下政策建议:第一,央行可以考虑调整现有定向降准政策的考核体系,降低银行异质性的影响。中小银行由于小微贷款余额占比本身足够高,不需要调整信贷结构即可达到定向降准考核要求,如果能将考核体系划分为更多层级则可以进一步强化定向降准政策的激励作用。第二,针对不同类型银行采取差异化举措推动商业银行数字化转型。大型银行具有较强的数字化转型能力,监管机构可以考虑将数字化转型水平作为大型银行服务小微绩效考核的参考指标。中小银行自身实力较弱,规模较小与数字化转型的特点不匹配,央行和监管机构应单独制定针对中小银行数字化转型的扶持政策。第三,监管机构可积极引导优质银行通过控股并购来改造落后的中小银行,推动中小银行数字化转型水平提高,强化定向降准政策在中小银行层面的传导效率。

【参考文献】

- [1] 杜莉, 刘铮. 数字金融对商业银行信用风险约束与经营效率的影响[J]. 国际金融研究, 2022(06): 75-85
- [2] 冯明, 伍戈. 定向降准政策的结构性效果研究——基于两部门异质性商业银行模型的理论分析[J]. 财贸经济, 2018, 39(12): 62-79
- [3] 郭峰, 王靖一, 王芳, 孔涛, 张勋, 程志云. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(04): 1401-1418
- [4] 郭丽虹, 朱柯达. 金融科技、银行风险与经营业绩——基于普惠金融的视角[J]. 国际金融研究, 2021(07): 56-65
- [5] 郭晔, 徐菲, 舒中桥. 银行竞争背景下定向降准政策的“普惠”效应——基于A股和新三板三农、小微企业数据的分析[J]. 金融研究, 2019(01): 1-18
- [6] 郭晔, 赵静. 存款保险制度、银行异质性与银行个体风险[J]. 经济研究, 2017, 52(12): 134-148
- [7] 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
- [8] 江振龙. 破解中小企业融资难题的货币政策选择与宏观经济稳定[J]. 国际金融研究, 2021(04): 23-3
- [9] 金洪飞, 李弘基, 刘音露. 金融科技、银行风险与市场挤出效应[J]. 财经研究, 2020, 46(05): 52-65
- [10] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 杨威. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2020(01): 81-98
- [11] 李建军, 姜世超. 银行金融科技与普惠金融的商业可持续性——财务增进效应的微观证据[J]. 经济学(季刊), 2021, 21(03): 889-908
- [12] 刘明康, 黄嘉, 陆军. 银行利率决定与内部资金转移定价——来自中国利率市场化改革的经验[J]. 经济研究, 2018, 53(06): 4-20
- [13] 刘莉亚, 余晶晶, 杨金强, 朱小能. 竞争之于银行信贷结构调整是双刃剑吗?——中国利率市场化进程的微观证据[J]. 经济研究, 2017, 52(05): 131-145
- [14] 马理, 娄田田, 牛慕鸿. 定向降准与商业银行行为选择[J]. 金融研究, 2015(09): 82-95
- [15] 彭俞超, 方意. 结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定[J]. 经济研究, 2016, 51(07): 29-42+86
- [16] 邱晗, 黄益平, 纪洋. 金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J]. 金融研究, 2018(11): 17-29
- [17] 沈悦, 郭品. 互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率[J]. 金融研究, 2015(03): 160-175
- [18] 盛天翔, 范从来. 金融科技、最优银行业市场结构与小微企业信贷供给[J]. 金融研究, 2020(06): 114-132
- [19] 盛天翔, 朱政廷, 李祎雯. 金融科技与银行小微企业信贷供给: 基于贷款技术视角[J]. 管理科学, 2020, 33(06): 30-40
- [20] 宋清华, 谢坤, 邓伟. 金融科技与货币政策有效性: 数量型与价格型工具的比较研究[J]. 国际金融研究, 2021(07): 24-35
- [21] 田国强, 李双建. 经济政策不确定性与银行流动性创造: 来自中国的经验证据[J]. 经济研究, 2020, 55(11): 19-35
- [22] 王曦, 李丽玲, 王茜. 定向降准政策的有效性: 基于消费与投资刺激效应的评估[J]. 中国工业经济, 2017(11): 137-154
- [23] 温博慧, 刘雨菲, 程朋媛. 数字金融对传统银行小微贷款影响的空间效应——基于非平衡空间计量模型的实证检验[J]. 国际金融研究, 2022(03): 45-55
- [24] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 郭峰. 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
- [25] 谢绚丽, 王诗卉. 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] 徐明东, 陈学彬. 中国微观银行特征与银行贷款渠道检验[J]. 管理世界, 2011(05): 24-38+187
- [27] 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
- [28] Balasubramanian L, VanHoose D D. Bank Balance Sheet Dynamics under a Regulatory Liquidity-Coverage-Ratio Constraint[J]. Journal of Macroeconomics, 2013, 37: 53-67
- [29] Bruno G S F. Approximating the Bias of the LSDV Estimator for Dynamic Unbalanced Panel Data Models[J]. Economics letters, 2005, 87(3): 361-366
- [30] De Andres P, Vallelado E. Corporate Governance in Banking: The Role of the Board of Directors[J]. Journal of Banking &

Finance, 2008, 32(12): 2570-2580

- [31] Fuster A, Plosser M, Schnabl P, et al. The Role of Technology in Mortgage Lending[J]. The Review of Financial Studies, 2019, 32(5): 1854-1899
- [32] Gorodnichenko Y, Weber M. Are Sticky Prices Sostly? Evidence from the Stock Market[J]. American Economic Review, 2016, 106(1): 165-99
- [33] Hauswald R, Marquez R. Information Technology and Financial Services Competition[J]. The Review of Financial Studies, 2003, 16(3): 921-948
- [34] Jagtiani, J. and C. Lemieux. Fintech Lending: Financial Inclusion, Risk Pricing, and Alternative Information, 2017, Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper, No. 17.
- [35] Judson R A, Owen A L. Estimating Dynamic Panel Data Models:A Guide for Macroeconomists[J]. Economics letters, 1999, 65(1): 9-15
- [36] Kopecky K J, Van Hoose D D. Imperfect Competition in Bank Retail Markets, Deposit and Loan Rate Dynamics, and Incomplete Pass Through[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2012, 44(6): 1185-1205
- [37] Thakor A V. Fintech and banking: What Do We know?[J]. Journal of Financial Intermediation, 2020, 41: 100833
- [38] Oster E. Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2019, 37(2): 187-204
- [39] Ottonello P, Winberry T. Financial Heterogeneity and the Investment Channel of Monetary Policy[J]. Econometrica, 2020, 88(6): 2473-2502
- [40] Petersen M A, Rajan R G. Does Distance Still Matter? The Information Revolution in Small Business Lending[J]. The Journal of Finance, 2002, 57(6): 2533-2570
- [41] Sedunov J. Does Bank Technology Affect Small Business Lending Decisions?[J]. Journal of Financial Research, 2017, 40(1): 5-32
- [42] Vallée B, Zeng Y. Marketplace lending: A New Banking Paradigm?[J]. The Review of Financial Studies, 2019, 32(5): 1939-1982
- [43]

The Transmission Efficiency of the Targeted RRR Cut Policy Driven by the Banks' Digital Transformation

—Research Based on Bank Heterogeneity

Zeng Yan, Chen Xiaoxiong, Jin Zhao and Wang Shouyang

Summary: Based on the heterogeneity of bank sizes, this paper investigates the impact of banks' digital transformation on the transmission efficiency of the targeted RRR cut policy. It examines the underlying mechanism at both theoretical and empirical levels by introducing a targeted downgrade policy and banks' digital transformation into a two-stage bank credit allocation optimization model. The study selects microdata from Chinese commercial banks from 2011 to 2018. The findings reveal that the targeted RRR cut policy can effectively promote the increase of micro and small loan balances of both large banks and small and medium-sized banks. However, the promotion effect on the share of micro and small loan balances is primarily reflected at the level of large banks. Additionally the digital transformation of banks significantly strengthens the transmission efficiency of the targeted RRR cut policy for large banks, while its impact on small and medium-sized banks is comparatively weaker. These findings provide valuable references for optimizing the assessment rules of the targeted RRR cut policy and promoting the digital transformation of banks.

Keywords: Targeted RRR Cut Policy; Digital Transformation of Banks; Credit Allocation; Heterogeneity of Banks; Transmission Efficiency

新形势下商业银行消费金融业务发展策略探析¹

李胜男² 王剑³

【摘要】“双循环”新发展格局下“扩内需、促消费”成为经济增长的重要推动力，也对金融支持消费提出更高要求。发展消费金融既是商业银行增强盈利能力和实现零售转型的重要路径，更是服务国家战略、促进消费提质扩容的应有之义。商业银行应把握疫情后消费复苏机遇和消费金融规范化、场景化、数字化发展趋势，充分发挥自身资金成本低、网点覆盖广、客户更优质、风控更成熟的优势，从顶层设计、客群管理、场景搭建、数字风控等方面持续发力，完善差异化金融产品与服务，满足多样化多层次消费需求，进一步发挥金融对消费稳定、消费扩容、消费升级的支撑作用。

【关键词】消费金融；消费信贷；商业银行；零售转型

引言

消费金融是指金融机构向居民个人或家庭提供的以日常消费为目的的金融产品和服务，有广义和狭义之分，广义消费金融包括所有以消费为目的开展的信贷服务，包括个人住房贷款、汽车贷款、教育贷款和一般耐用品消费贷款等，狭义消费金融不包括个人住房贷款，本文研究聚焦狭义消费金融。“双循环”新格局下，内需在国民经济发展中的支撑作用持续增强，消费需求不断释放、消费升级趋势明显，对金融支持消费提出更高需求，消费金融的战略意义和对实体经济的服务价值进一步凸显。发展消费金融、助力消费升级，既是商业银行践行金融的政治性、人民性的体现，也是服务国家扩大内需战略的要求，同时也是优化资产配置、实现零售转型、增强盈利能力的必然选择。商业银行应把握消费复苏机遇和监管政策红利，加快打造适应新消费形势的数字化消费金融服务体系，提升信贷服务的便捷性、多样性、安全性，更好支持广大居民消费需求与实体经济发展。

一、扩内需促消费战略下消费金融大有可为

随着我国经济向消费主导型转变，国内市场潜力的释放、居民消费支出的持续增长将催生巨大的消费金融需求，而消费金融的发展和服务创新将有助于进一步激发消费活力、促进消费升级、推动经济转型发展。

（一）经济转型发展释放巨大消费金融需求

消费是消费金融行业发展的基石，旺盛的消费需求是促进消费金融发展繁荣的动力根源。近十年来，随着国际市场格局变化和国内经济结构转型，我国经济同时面临外需转弱和内需结构调整双重压力，出口和投资对我国经济发展的拉动作用减弱，消费在新发展格局中战略基点作用不断增强。2011 年以来，我国最终消费支出占国内生产总值的比重持续维持在 50% 以上，消费成为经济增长的第一动力，居民消费水平稳步增长，消费结构不断优化，为消费金融发展提供了充分的助推力。从消费层次来看，居民消费理念的改变和消费能力的提升推动服务型、享受型消费占比持续上升，2022 年，全国居民人均服务性消费支出 10590 元，相较于疫情前 2019 年保持了年均 2.3% 的增速。从消费领域来看，以新能源汽车、绿色智能家电等为代表的绿色消费快速发展，2021 年我国新能源汽车销量 352.1 万辆，同比增长 1.6 倍，远高于整

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Paper NO. 2310

² 李胜男，中国光大集团博士后科研工作站

³ 王剑，中国人民大学国际货币研究所特约研究员

体汽车销售量 3.8%的增速。从消费结构来看，县乡消费潜力持续释放，2022 年，我国乡村消费品零售额达 5.93 万亿元，5 年内年均增长 2.7%，高于城镇增速。从消费方式来看，疫情加速线上化消费趋势，2022 年全国网上零售额达到 13.79 万亿元，同比增长 4%，其中，实物商品网上零售额 11.96 万亿元，同比增长 6.2%，增速明显高于线下。

当前我国居民消费支出占国内生产总值的比重相较于美欧国家 70%左右的水平相比依然较低，未来随着疫情防控措施优化调整和促消费政策的有效实施，前期压抑的消费需求将不断释放。近年来，我国狭义消费信贷余额从 2014 年的 4.2 万亿元增加到 2021 年的 17 万亿元，年复合增长率达 22.1%。考虑到消费市场的稳步复苏和居民消费观念的改变、风险偏好的增加、加杠杆意愿的增强将进一步增加消费金融需求，预计未来几年我国狭义消费信贷余额规模将保持 7.9%的增速，到 2026 年将接近 25 万亿元。

（二）消费金融发展与消费市场提质扩容相辅相成

消费规模的扩大和质量的提升能够有力促进消费金融产品创新和市场扩张，消费金融的发展反之又成为消费提质扩容的助推器。消费金融作为一种金融手段，在一定程度上可以缓解居民资金跨期分配的约束，在平滑消费、提升消费意愿和引导消费升级方面发挥积极作用。

1. 提升消费意愿，扩大消费规模

生命周期消费理论认为，居民会对个人收入预期进行跨期配置，以平滑不同阶段的消费，实现整个生命周期内的效用最大化，而流动性约束会阻碍消费者在当期进行最优消费决策(Zeldes,1989;Jappelli,1989)。消费金融可为居民提供资金支持，以弥补其当期持有资金和消费需求之间的缺口，解决收入和消费需求时间不同步的矛盾，有效缓解流动性约束，减少预防性储蓄，促使居民提升当期消费，从而促进经济总量增长（李江一等，2017）。同时，消费金融具有“棘轮效应”，消费习惯向上调整之后具有不可逆性，通过消费金融获得更高水平消费体验的居民有更大动力通过努力工作增加可支配收入，以维持或进一步提升其消费能力和水平，从而有助于消费规模的持续增长（伦德尔·卡尔，2007；阮小莉等，2017）。

2. 提升消费品质，优化消费结构

流动性约束下，居民受当期可支配收入限制会降低其需求层次，而消费金融有助于改善居民对未来的不确定性预期，增加居民当期可用资金，提振消费信心与需求，使居民可以充分利用借贷资金购买其向往的非生存型的高层次产品与服务，而且居民的消费惯性将持续巩固或增加发展型和享受型消费占比，从而实现消费结构的升级（王巧巧等，2018；李广子等，2017）。消费金融的数字化、场景化和借贷支付的便捷化能够压缩交易成本，缩短借贷支付链条，降低消费者对资金支出的敏感度，从而推动消费升级。同时，居民的消费决策受国家政策引导和供给侧结构性改革等外部因素影响，国家消费金融政策对高科技、绿色低碳产品的倾斜和支持，更加多样化的消费选择和更好的消费品质，有助于提高消费者的消费层次，改善消费结构。

二、商业银行零售转型与消费金融业务发展

近年来，在贷款利率下行与息差收窄趋势下，商业银行亟需寻找新的利润增长点，零售信贷尤其是消费信贷具有轻资本、高盈利、低波动等特点，成为商业银行业务转型的重要选择，银行业消费信贷投放加速。

（一）息差持续收窄下的零售转型

随着我国经济从高速增长阶段向中低速增长阶段转变，在宏观经济增速放缓、银行减费让利支持实体经济、利率市场化等多种因素叠加之下，银行业净息差持续下行，利润空间被大幅压缩。2022 年，商业银行年末净息差首次跌破 2%，同比下降 17BP，降至 1.91%，资产利润率也降低到 0.76%。国有大行中仅邮储银行净利润保持 11.9%的两位数增速，其余 5 家国有银行净利润增速均下滑至个位数。

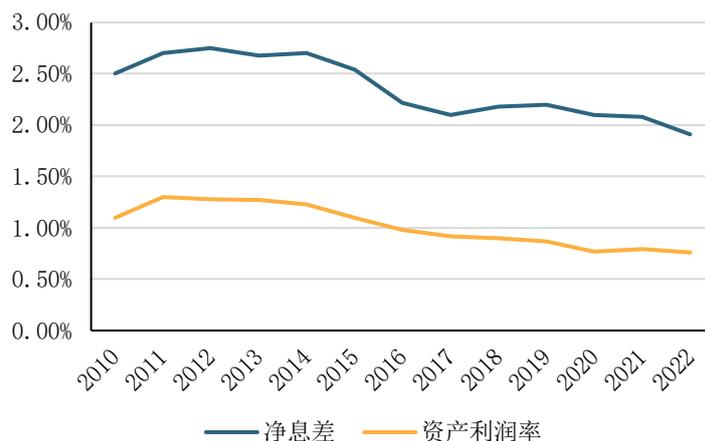


图1 2010至今商业银行净息差和资产利润率变化趋势

数据来源：国家金融监督管理总局

商业银行零售贷款平均收益率在 4.5%-5.5%之间，高于公司贷款，其中个人消费贷款风险集中度低、资产收益率相对较高，有助于商业银行增加利差收入、优化信贷结构。在息差趋于收窄背景下，银行除了控制负债成本、拓展中间业务收入外，纷纷提出零售银行战略，通过提高零售贷款占比增强盈利能力。2022年商业银行零售转型持续加快，零售贷款在贷款业务中的占比进一步攀升，其中平安银行、邮储银行、招商银行等银行零售贷款在总贷款中占比过半。

表1 部分商业银行贷款利率比较

	零售贷款平均收益率	公司贷款平均收益率	消费贷产品	消费贷利率
农业银行	4.64%	3.92%	网捷贷	年化利率 3.65%
工商银行	4.69%	3.86%	融e借	年化利率最低 4.35%-5.76%
交通银行	4.87%	4.00%	惠民贷	年利率 3.85%-14.60% (单利)
邮储银行	5.23%	3.84%	邮享贷	年化利率 3.7%-18.4%
招商银行	5.44%	3.85%	闪电贷	年化利率 3.6-9%
民生银行	5.35%	3.93%	民易贷	年化利率为 4.95%-6.3%

数据来源：根据公开资料整理。

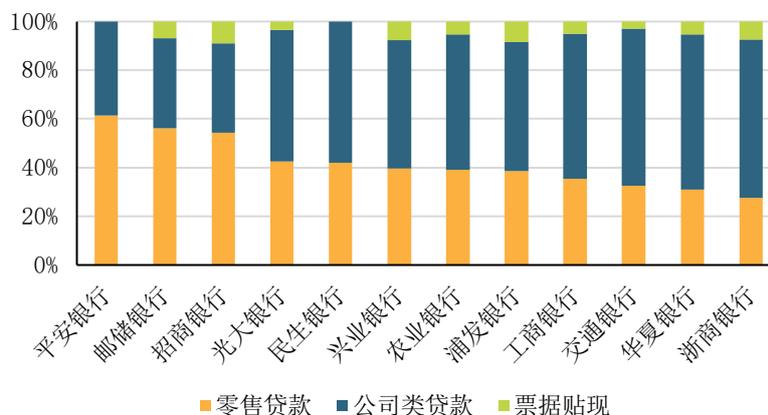


图2 2022年部分商业银行贷款结构

数据来源：根据银行年报数据计算

(二) 监管鼓励与政策倾斜

近年来，不仅各地政府接连出台刺激消费政策，而且监管机构也通过各种措施引导推动消费金融发展。人民银行、银保监会出台多项政策，鼓励银行业金融机构优化消费信贷管理模式，加大对养老、健康、绿色消费等领域的金融支持力度，激发重点领域消费活力，针对不同群体消费特征创新金融产品和服务，满足多样化、多层次的消费需求。2023年2月，最新发布的《商业银行资本管理办法（征求意见稿）》中将符合一定条件的高质量信用卡客户的风险权重从75%下调至45%，这也意味着信用卡业务占比较高的银行将获得显著的资本节约效用，释放出鼓励商业银行发展信用卡业务的监管信号，在一定程度上也会刺激银行加大相关资产投放。

同时，多地政府和金融监管机构围绕衣食住行、文化教育、健康养老等民生领域，聚焦新市民等群体，鼓励银行增加消费信贷投放，提升消费金融服务的可获得性和便捷性。其中，湖北省政府设立了500亿元的消费贷，鼓励居民汽车购置、住房装修、家电家具耐用品等线下信贷消费。在多重政策红利的刺激下，部分地区的银行机构将更多的信贷规模、业务资源等向消费领域倾斜。

表 2 2022 年以来部分省市出台的鼓励消费金融发展的政策

	时间	政策	相关内容
京津冀	2023.4	《关于加强新市民金融服务支持京津冀协同发展的通知》	鼓励机构将考核激励向个人消费业务倾斜，提升大宗商品和服务消费的综合金融服务水平。
上海	2022.6	《关于做好新市民金融服务工作的通知》	探索更多收入认定方式，精准评估新市民信用状况，提供更灵活、便利、普惠的产品和服务。
	2023.3	《关于进一步完善金融服务优化上海营商环境和支持经济高质量发展的通知》	规范发展消费金融，依法满足消费者在服务消费领域的合理融资需求。
江苏	2023.4	《关于银行业保险业大力支持恢复和扩大消费的通知》	加大减费让利力度，支持设立促消费专项资金，实施免息、减息、提额、支付立减等优惠政策。
		《关于全面助推经济高质量发展进一步深化“四保障六提升”行动的意见》	增加消费信贷投放，结合消费场景提供个性化保险保障服务，鼓励加大减费让利力度。
福建	2022.11	《关于加强新市民金融服务工作的若干措施》	将金融服务嵌入新市民生活场景，开发差异化的消费信贷产品，合理设置申贷条件，合理定价。
	2023.2	《关于金融促消费工作十条措施》	围绕大宗消费领域设计中长期消费信贷产品，加大家装家居家电等大宗消费的信贷支持。
湖北	2023.4	《关于更好服务市场主体推动经济稳健发展接续政策的通知》	设立消费贷 500 亿元，鼓励省内居民汽车购置、住房装修、家电家具耐用品等线下信贷消费。
浙江	2022.10	《关于进一步搞活汽车流通扩大汽车消费的通知》	优化汽车消费金融产品和服务，合理确定首付比例、贷款利率、还款期限。
	2023.3	《关于强信心稳预期提升金融服务质效的实施意见》	合理增加消费信贷，重点满足大宗商品消费金融需求。扩大消费金融覆盖面，针对电商直播等新型消费、服务消费领域开发专项金融产品。

备注：作者根据网络公开信息整理

（三）业务布局与发展现状

商业银行消费金融的主要业务模式是信用卡分期和短期消费贷款，依托海量客群和 APP 生态、低成本资金优势、成熟的风控体系和强大的定价能力，成为消费金融最主要的供给主体，其中信用卡业务在消费金融领域约占 51% 的市场份额，银行自营消费贷业务约占 13%，在满足群众消费金融需求方面发挥了重要作用。近年来，商业银行紧跟消费结构变化趋势，抓住绿色经济、新市民等机遇，推动消费信贷业务创新发展。部分银行通过与新能源汽车厂商合作，推出汽车分期产品，降低新能源汽车首付比例，并通过服务创新带动产品营销推广，例如招商银行在 APP 内打造“新能源专区”，实现线上看车、选车、试驾“一站式”体验；邮储银行推出“乡村加邮购车季”活动，联合汽车厂商精选契合下沉市场消费需求的车型，为有购车需求的县乡居民提供惠民购车贷款产品支持和高品质服务等，加大相关信贷投放。针对新市民和年轻客群，各家银行纷纷推出契合其消费特征和兴趣需求的信用卡和专属产品，例如工商银行的“新锐未来卡”和面向 Z 世代年轻客群的“工银 i 未来信用卡”，招商银行的抖音联名信用卡和原神联名信用卡等，年轻客户群体的渗透率不断提升。2022 年，在整体经济和消费市场承压的大环境下，商业银行消费信贷规模逆势增长，表现出一定韧性，招商银行、平安银行消费贷款和信用卡贷款规模超过 1 万亿元，除邮储银行和浙商银行外，其他主要商业银行信用卡业务规模均远超消费贷款余额。但长期以来商业银行依赖铺网点、搞地推建立起来的营销获客模式与消费场景结合不够紧密，客群定位、获客方式、信贷产品等方面重合度较高，消费金融主要集中于汽车贷款、住房装修贷款、教育贷款以及依托信用卡服务的各类消费场景，客群定位整体上仍围绕信用较好、收入稳定的中高净值客户，消费金融产品业务存在同质化问题。

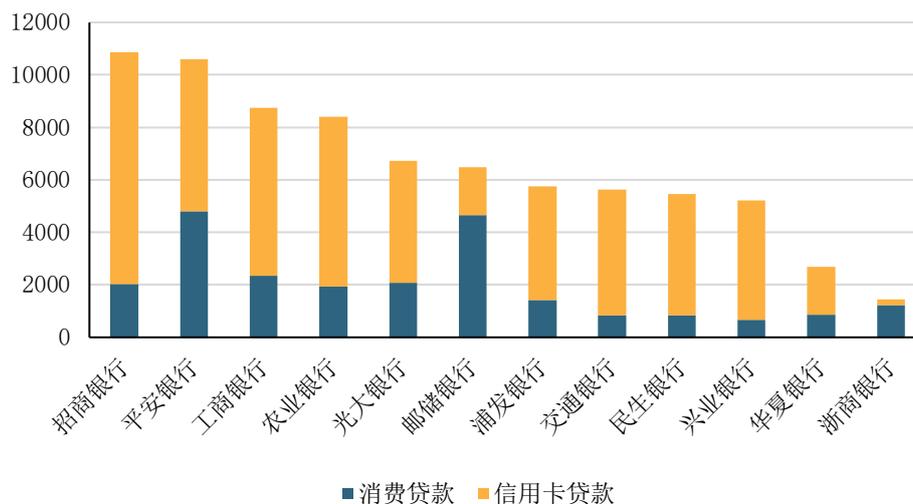


图 3 2022 年部分银行信用卡和消费贷款规模（单位：亿元）

数据来源：根据银行年报整理

三、存量竞争阶段消费金融发展趋势与商业银行机遇

消费金融行业经过近几年的迅猛发展，部分市场趋于饱和，已由跑马圈地的增量阶段迈入存量竞争时代，监管规范化、管理精细化和信息化将成为未来发展的主旋律。从市场格局、监管导向、风险管控内在要求、各类机构的特征等角度分析，商业银行在未来一段时间仍将占据市场优势。

（一）银行仍将是消费金融服务的主要供给方

随着消费者收入增长、移动互联网技术发展、个人征信完善、消费观念转变，消费金融需求骤增，各类消费金融供给主体纷纷涌入，经过多年发展形成了以商业银行为主，消费金融公司、互联网金融平台等为辅的多层次、广覆盖的消费金融服务体系，满足广大消费者多样化、个性化的消费信贷需求。消费金融

公司主要服务于难以获得银行审批授信的中低收入、信用等级更低的长尾人群，为其提供耐用消费品贷款及一般用途消费贷，具有“量小、面广、价高、审批便捷”的特点，自试点以来全国持牌消费金融公司已达 30 家，资产总额 8844.41 亿元，占有约 4% 的市场份额。互联网金融平台依托电商平台和在线支付结算，凭借数字技术、高流量与线上消费场景快速增长，庞大的电商客户群具有较高黏性，其管理规模已经超过银行自营消费贷，占 19% 的市场份额。从规模上看，商业银行凭借覆盖全国的营业网点、成本较低且来源丰富的资金、资质较好且收入稳定的客户群体，成熟的风险控制机制占据消费金融行业的半壁江山，是行业主要供给者，消费金融公司、互联网金融平台等作为补充。在行业规范监管趋势下，相对于其他金融机构，管理规范、风险可控的商业银行消费金融业务调整力度相对较小，行业主导地位短期内难以被撼动。

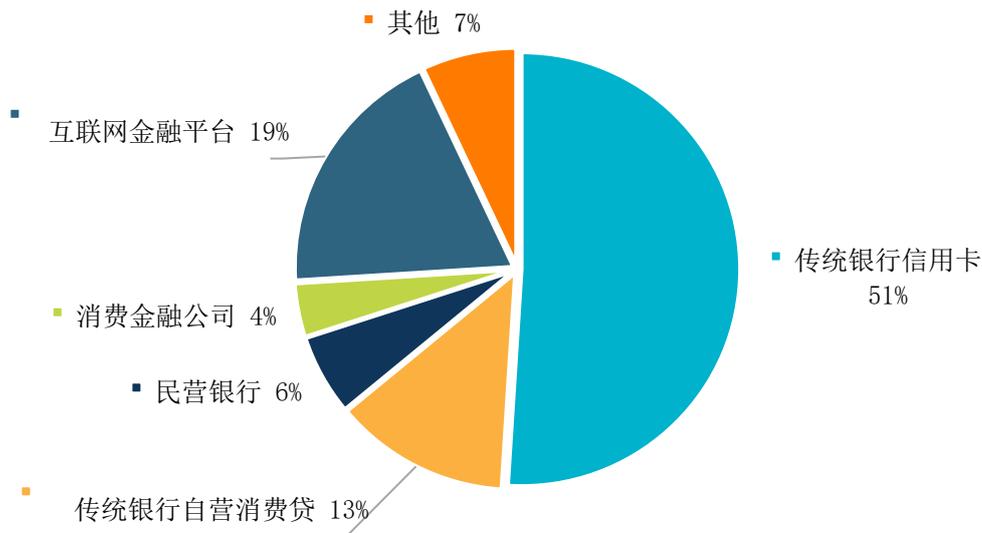


图 4 消费金融行业市场份额划分情况

数据来源：艾瑞咨询

（二）控风险、严监管趋势下商业银行持续利好

激进的支持政策、宽松的监管环境、非理性的规模扩张极易诱发资产泡沫和金融危机。2015 年前后，互联网金融的飞速发展曾催生套路贷、暴力催收、714 高炮、隐私泄露等违法违规事件和多头授信、过度授信等风险问题。2017 年开始，行业规范政策密集出台，监管政策不断收紧，行业乱象得以治理。2020 年以来，监管政策逐步引导消费金融市场向更加合规化、专业化方向发展，有意控制消费金融过快增长势头，防范居民杠杆率过快上升的透支效应和潜在风险，消费金融步入一个竞争相对充分、发展相对成熟的阶段，对客利率压降、征信成本潜在上升、息差空间压缩，对于具有优质客户资源和资金优势的商业银行带来多重利好。

1. “断直连”利好持牌机构

随着线上消费的快速发展和线上场景日益多元，数据在消费金融业务中的作用不断强化，贷前审核、贷中监测和贷后管理等环节对客户数据的依赖加强，但信息互联互通和共享流转也引发用户数据安全与隐私保护领域的诸多问题。联合贷和助贷模式下，助贷平台和放贷机构之间的“直连”可能导致客户隐私数据被滥用和泄露。《个人信息保护法》《征信业务管理办法》《数据安全法》《网络数据安全条例（征求意见稿）》等一系列政策法规及监管条例的出台，要求平台机构须实现个人信息与金融机构的全面“断直连”，从根本上改变了商业银行和平台机构的合作模式，助贷平台的数据议价能力下降，其风控能力对于金融机构的重要性在一定程度上被削弱，互联网金融机构依据线上流量和数据优势完成消费贷业务闭环更困难。以蚂蚁金服为首的头部互联网金融平台向持牌化方向发展，杠杆空间显著缩小，渠道成本被推高。

商业银行消费金融由于主要依赖传统信用卡业务和自营消费贷款，互联网消费贷款占比相对较小，受断直连政策冲击较小。同时，银行长期以来积累了大量的客户基本信息、借贷信息、交易数据、行为数据等数据资产和深厚的数据处理经验，相较于高度依赖互联网或助贷机构获客的消费金融公司而言，获客成本、自主风控能力优势更加凸显。

2. 利率压降形势下银行成本优势更加凸显

消费金融肩负着拉动消费、振兴小微、实现共同富裕的社会责任，在减费让利、金融支持实体经济背景下，行业利率呈现压降趋势，对消费金融机构成本控制和盈利能力带来考验。2021年以来，消费金融公司受监管窗口指导将个人贷款利率全面控制在24%以内，消费金融行业高利率覆盖高风险的经营模式被扭转，保护金融消费者权益、防范次贷风险的导向明显。消费金融公司和互联网金融平台的目标客户主要为商业银行难以触及的中低收入消费群体或社会新人，收入稳定性低、抗风险能力弱，须更高定价以补偿风险，而在居民杠杆率已升至较高水平、优质资产难寻的外部因素和行业利率上限调整的共同作用下，消费金融公司和互联网金融平台的盈利空间进一步收窄。对客利率下行、利润压降的趋势下，低利率区间竞争加剧，各机构对优质消费金融客户的争夺将更激烈，对于发展规范、利率适中、定价合理的商业银行反而是利好。与其他市场参与主体相比，商业银行凭借低廉的资金成本，可以在市场竞争中获得成本优势和定价优势。

（三）数字化趋势推动银行消费金融转型

场景单一、客群固化是长期以来制约商业银行消费金融业务发展、造成产品服务同质化的重要原因，数字技术的发展应用为银行扩大客群覆盖范围、降低获客和风控成本提供了重要手段。数字化消费渠道的拓展推动了金融服务与线上消费的融合，有助于银行丰富消费场景，打破客群定位局限，缩短借贷与支付环节，使消费金融服务获取更安全、快速、便捷，提高服务质量和客户体验，增强客户粘性，创造高质量消费需求。银行通过对客户线上数据的挖掘运用，将大数据等技术融合到客户获取、风险评估等环节，同时借助第三方数据，能够有效解决信用白户问题，提高长尾客户个人信息的完整性，以较低成本实现客群下沉，通过对不同客群特征数据的差异化分析，进一步提高产品定价、营销推广等方面的精准度，和客户需求识别、金融服务供给的及时性，推动消费金融业务降本增效。在风控方面，通过社交数据、金融行为数据的分析和生物识别、大数据、区块链技术的运用，有助于提高信用评分、用户识别和客户画像的精准性，改变依赖高重复性、低价值性人工工作的传统风控模式，实现从人治到数治的转变，而线上化消费和借贷模式也有助于银行掌握消费者真实意图和资金流向，推动银行消费金融业务风控能力的提升和成本的压缩。

四、立足自身优势，布局消费金融行业下半场

在消费金融的存量竞争阶段，在经济形势总体稳健和行业政策趋势较为明朗的背景下，商业银行面临的机遇大于挑战。应把握经济逐步复苏、消费恢复的良好契机以及监管政策红利，积极拓展增量客户，充分挖掘行内数据资源推进信息化转型，加强存量客户资源的精细化管理，提升数字风控水平，不断巩固行业竞争力。

（一）把握消费复苏与政策利好，提升消费金融战略地位

银行要抓住消费金融业务发展机遇，从战略高度谋划推进业务转型，完善消费金融战略顶层设计，推动业务发展向规模与质量并重转换。将消费金融发展战略与乡村振兴、共同富裕等国家战略相结合，充分利用各层级、各区域的政策红利，把控好消费金融业务发展策略和方向，制定切实可行发展措施，处理好消费金融与其他业务间的关系，强化交叉销售与业务协同。鉴于国内消费金融客群数量庞大、分布广泛，不同客群金融需求差异性较大，商业银行要界定好消费金融业务的服务对象、目标客户，结合自身资源禀赋与风险偏好制定差异化发展策略，与消费金融公司、互联网金融平台等错位竞争的同时探索长效合作机制，形成优势互补、特色化、专业化的消费金融服务模式，发挥不同机构间竞合效应，共同推动金融支持消费转型升级。

（二）多维度多渠道获客，充分挖掘消费金融需求

把握新型城镇化和各地监管机构鼓励发展新市民金融服务的政策机遇，拓展新市民和城乡客群，结合新市民收入特征和信贷需求，在其承受范围内向其发放特定用途的消费贷款，以居民杠杆率较低的省份为突破口，逐步提高县域农村客户消费金融渗透率，进一步扩大消费金融服务半径。同时，做好存量客户的维护与挖潜，加强用户信息的分析运用，洞察客户需求，实现对不同类型客群的精准供给，激活沉睡用户，提升现有客户黏性，减少客户流失，实现以老带新的裂变。加强银行内部资源整合，打破条线、部门壁垒，将消费金融业务与银行其他业务协同联动并相互转化，加大内部跨板块的交叉销售力度，深化公私联动机制，比如依托与大型商超、百货、旅行社、交通运输企业、酒店、餐饮企业等大客户已建立起长期的良好的合作关系，实现客户导流，扩大消费金融布局；利用小微企业法人和自然人“合二为一”的特性，从B端向C端进行客户、产品的自然迁徙。

（三）探索嵌入式场景化服务，实现错位竞争互利共赢

场景化、生活化是拓展消费金融市场的重要路径，而消费场景与购买行为、信贷服务的紧密结合有助于增加客户粘性，形成稳定的消费闭环。商业银行需进一步拓展消费金融场景，基于OpenAPI等技术，加强与头部消费互联网平台、生活服务平台的合作，嵌入社交电商、视频平台、娱乐直播等线上消费场景，借助外部平台优势和资源优势，为客户提供场景化金融服务，提高流量触达能力，增强客户引流。以客户需求为导向与旅游、物流、购物等行业的第三方平台进行合作，搭建跨界融合的消费场景，发挥商业银行综合化服务能力，提供一整套金融服务解决方案。充分利用物理网点，发挥线下服务业务优势，将消费贷款产品和服务有机嵌入购物、出行、教育等线下消费场景，拓展消费场景、优化消费环境。利用公司客户资源，做好场景合作方的管理，如积极推进机场、高铁、城市商业综合体等重点商圈客户特惠合作，在大综合性商场、超市设立信贷服务点，与消费场景对接，不断拓展服务范围，提高用户类别覆盖度，提升服务的实用性和可得性。

（四）充分利用行内数据资源，推动风控数字化转型

依托金融科技强化对基础数据的收集整合与标准化管理，在依法合规的前提下不断提升客户数据获取的维度，拓展场景数据、社交数据、行为数据等非结构化数据，并将其转化为结构化数据，提升用户画像的精准度和长尾客户运营效率，强化数字风控在贷前、贷中、贷后全生命周期的应用。在贷前，综合利用征信、税务、公积金等数据及新兴征信信息的基础上，充分挖掘行内独占客户行为数据价值，做好客户资质审核和分层管理，合理设置消费贷款额度，提高差异化定价水平和自动化审批能力。在贷中，不断健全风险预警及处置体系，搭建系统与人工相结合的风险预警策略，发挥大数据平台与数字决策引擎的协同效应，对存量客户进行风险分层和存续期内差异化管理，运用机器学习算法进行客户行为分析，强化资金流向监测，实现自动化的反欺诈响应。在贷后，做好定期跟踪调研，提升智能催收能力，根据客户逾期的不同阶段自动化提醒，实现集约化管理和规范化运营。

【参考文献】

- [1] 李江一,李涵, 2017.消费信贷如何影响家庭消费?经济评论(2):113-126.
- [2] 伦德尔·卡尔德, 2007. 融资美国梦: 消费信贷文化史. 上海: 上海人民出版社.
- [3] 黄友星,张珊珊,赵艳平, 2023.东道国疫情与中国对外直接投资区位选择.亚太经济(01):98-110.
- [4] 李广子,王健, 2017. 消费信贷如何影响消费行为: 来自信用卡信用额度调整的证据. 国际金融研究(10):55-64.
- [5] 南永清,孙煜,2020.消费信贷影响了居民消费行为吗.现代经济探讨(07):10-19.
- [6] 阮小莉,彭嫦燕,郭艳蕊,2017.不同消费信贷形式影响城镇家庭消费的比较分析.财经科学(10):30-40.
- [7] 王巧巧,容玲,傅联英,2018. 信用卡支付对消费结构的影响研究:消费升级还是消费降级?上海金融(11):57-64.
- [8] Zeldes S P, 1989. Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation . Journal of Political Economy, 97(02):305-346.
- [9] Jappelli T, Pagano M, 1989. Consumption and Capital Market Imperfections: An International Comparison. The American Economic Review, 79(05):1088-1105.

“一带一路”贸易网络演化与贸易门户国家识别¹

陈伟² 赵晞泉³ 刘卫东⁴ 叶尔肯·吾扎提⁵

【摘要】全面认识“一带一路”贸易网络连通性、科学识别“一带一路”贸易合作的关键节点，对于推进“一带一路”高质量发展具有重要意义。从网络连通性视角出发，本文提出了“门户国家”的概念，综合集成 Top 网络、组团识别、门户系数等前沿网络分析方法，考察“一带一路”贸易网络时空格局演化，剖析贸易组团结构性变迁过程，识别贸易门户国家及其功能作用，以期为中国开展对外经贸合作、推进“一带一路”建设提供科学决策依据。研究发现：（1）“一带一路”沿线各国贸易规模持续增长，逐步形成了联系日益紧密、结构日趋复杂、层级特征明显的贸易网络结构。（2）“一带一路”主干网络核心节点突出，极化效应显著，由“相对均衡”向“一极独大”态势演进，中国已成为贸易网络中的主导性力量。（3）在全球化和区域化交互作用的背景下，“一带一路”贸易网络形成了 4~5 个贸易组团，组团结构呈现出地理邻近性和动态演化性。（4）中国、俄罗斯、印度、土耳其、新加坡、马来西亚、波兰、匈牙利、罗马尼亚、埃及、以色列和黎巴嫩等贸易大国或占据特殊地理位置的枢纽国家成为“一带一路”沿线地区重要的门户国家。作为凝聚和支撑“一带一路”贸易体系的功能性节点和战略性枢纽，门户国家在提升贸易网络连通性方面发挥着至关重要的作用，也应成为中国与沿线地区开展经贸合作的优先战略选择。

【关键词】贸易网络；贸易组团；门户国家；贸易地理；一带一路

一、引言

作为新时代中国全方位对外开放的重大战略举措和经济外交的顶层设计，“一带一路”已经成为当今世界深受欢迎的国际公共产品和国际合作平台。截至 2023 年 1 月，中国已经同 151 个国家和 32 个国际组织签署了 200 余份共建“一带一路”合作文件[1]。“一带一路”倡议经历了由中国倡议到国际共识、从理念到全面行动的巨大转变，成为世界范围内探索全球经济治理新模式、推动构建人类命运共同体的新平台[2]。“一带一路”倡议强调“共商、共建、共享”的原则，坚持和平、合作、发展、共赢的核心理念，以政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通和民心相通为五个重点合作领域[3]。而其中，贸易畅通是“一带一路”建设的重要内容和核心环节，是“一带一路”倡议与 WTO 等多边贸易机制实现有机联动、相互补充的重要接口，是促进中国与沿线地区开展区域合作、实现经济繁荣发展的重要手段，直接关系到“一带一路”建设的实际成效，并对新形势下开放、包容、自由和多元的国际贸易体系构建具有积极促进作用。因此，全面认识“一带一路”贸易网络连通性、科学识别“一带一路”贸易合作的关键节点，成为高效推进“一带一路”建设、实现经济高质量发展的现实需要。

随着“一带一路”建设逐步推进，中国与沿线国家的经贸联系日趋紧密，“一带一路”经贸合作引起了国内外学术界的广泛关注。越来越多学者开始研究“一带一路”沿线区域的经贸合作问题，从不同视角对“一带一路”贸易合作的相关议题进行初步探索，尤其集中在贸易格局[4]、商品结构[5]、影响因素[6-7]、环境效应[8-10]、地缘关系[11]和贸易效应[12-13]等方面。总体上，现有研究明显深化了对“一带一路”沿

¹ 原载于《地理学报》2023 年第 9 期

² 陈伟，中国科学院地理科学与资源研究所，中国科学院区域可持续发展分析与模拟实验室，中国科学院大学资源与环境学院

³ 赵晞泉，中国科学院地理科学与资源研究所，中国科学院区域可持续发展分析与模拟实验室，中国科学院大学资源与环境学院

⁴ 刘卫东，中国科学院地理科学与资源研究所，中国科学院区域可持续发展分析与模拟实验室，中国科学院大学资源与环境学院

⁵ 叶尔肯·吾扎提，中国科学院地理科学与资源研究所，中国科学院区域可持续发展分析与模拟实验室，中国科学院大学资源与环境学院

线区域总体贸易格局的基本认知，为中国与沿线国家开展经贸合作提供了科学参考。而近年来，随着网络科学领域的进步，社会网络和复杂网络分析方法发展迅猛，网络分析凭借其独特视角成为各个学科开展交叉和集成研究的重要技术方法[14]。在此背景下，国际贸易的空间流动和网络化发展趋向构建的贸易网络体系获得了普遍关注[15-17]，有力深化了国际贸易网络研究。而“一带一路”贸易网络研究也逐渐升温，成为了当前学术界研究的热门议题。

借鉴网络分析和数理统计方法，当前“一带一路”贸易网络研究主要围绕贸易格局、拓扑结构、空间组织、影响因素等方面开展[4,18-25]。学者们利用中心性[18]、凝聚子群[4]、组团识别[21-22]、核心-边缘模型[4]等网络分析方法，对比分析“一带一路”贸易网络与全球贸易网络的拓扑关系[19-20]，研究中国与沿线国家的贸易联系、贸易格局以及国家间的相对贸易地位[21]，并挖掘影响贸易合作的因素[22-24]。已有研究发现，“一带一路”沿线各国贸易联系紧密，具有小世界和无标度性质的等级特征[25]，网络形态受到地理距离、历史文化、制度、贸易协定等多因素的综合影响[22]。除了对“一带一路”贸易网络整体格局展开研究外，大量研究也从特定产业或产品类型入手，研究“一带一路”沿线区域的粮食[26-27]、能源[28-29]、废物与废料[30]、新能源汽车[31]等特殊商品的贸易网络结构特征及时空格局演化趋势，揭示不同主导产业和资源禀赋的国家在“一带一路”贸易网络中扮演的角色，探究“一带一路”沿线国家在全球特定商品类型贸易中的地位变化[26,29]。总体上，已有研究在一定程度上深化了当前“一带一路”贸易格局、商品结构、网络特征和影响因素等方面的认识，为“一带一路”沿线国家间开展经贸合作、提高沿线地区战略性资源的供给保障能力提供了有益参考。然而，由于贸易网络存在复杂的嵌套关系和交互机制，而现有研究尚未顾及核心结构和关键性节点在连通不同尺度贸易网络中的作用和角色，导致未能全面揭示“一带一路”贸易网络中具有战略性、枢纽性作用的特殊节点及其功能性。

自21世纪以来，全球化进程有力推动了国际贸易的发展[32]，国际贸易不断重塑全球经济地理格局，从而形成了具有复杂性、动态性和交互性的世界贸易网络体系[16,33]。在该贸易体系中，一些重要的节点国家成为向上对接全球（全局）贸易网络、向下连接区域（局部）贸易组团的“门户枢纽”或者“中间通道”，这些“门户枢纽”承担着沟通和联系全局和局部贸易集团的特殊作用，是凝聚和支撑全球贸易网络体系的功能性节点和战略性枢纽。因此，这些具有“门户枢纽”性质的节点国家成为中国高效推动“一带一路”建设、与沿线国家开展经贸合作的优先战略选择，这里，我们将其称之为“门户国家”（Gateway country）。然而，由于当前贸易网络研究较少顾及不同尺度贸易网络的交互作用关系，一定程度上忽视了贸易门户国家在“一带一路”贸易网络连通性中扮演的角色和作用，导致当前研究未能有效识别“一带一路”贸易网络中的“门户国家”。因此，需要构建兼顾不同尺度网络连通性特征的分析框架，定量识别贸易网络中起“门户枢纽”作用的关键国家和地区，从而为全面理解全球化和区域化交互作用背景下贸易门户国家在世界贸易体系中的特殊地位和作用提供潜在路径和方向指引。

因此，为弥补上述研究的不足，本文提出了“门户国家”的概念，从网络连通性视角出发，构建解析“一带一路”贸易网络组织形态的研究框架，综合集成 Top 网络、组团识别和门户系数等前沿网络分析方法，结合地理网络和拓扑网络可视化技术，揭示“一带一路”贸易网络的结构性特征与演化过程，科学识别“一带一路”贸易网络中的“门户国家”及其功能作用，提出开展“一带一路”经贸合作的重点国家和地区，为中国推进“一带一路”高质量发展提供科学决策依据。

二、研究区域、数据与方法

（一）研究区域说明

作为一个开放包容的国际合作体系和对外开放平台，“一带一路”倡议并未设定明确的区域范畴[3,34]。2013年以来，与中国签署共建“一带一路”合作协议的国家和地区数量也在不断增多，已经扩展到非洲、拉丁美洲和南太平洋等地区。截至2023年1月，中国已经同151个国家和地区签署了共建“一带一路”合作文件。然而，当前大量实际工作仍以亚欧大陆沿线地区为主，即古丝绸之路沿线国家和地区。考虑到签署共建“一带一路”合作协议国家数量的动态变化性，为了兼顾学术研究的延续性与可比性，参考刘卫

东等研究基础[34-35]，本文仍沿用传统的古丝绸之路沿线 65 个国家作为研究区域。

(二) 数据处理过程

本文以商品贸易为研究对象，所采集的贸易数据主要来源于联合国商品贸易统计数据库 (UN Comtrade Database)，包括进口国、出口国、贸易额、贸易流向、年份等信息。一般而言，相较于出口贸易，世界各国对进口贸易的监管更为严格，因此本文主要采用进口口径获取的商品贸易数据。同时，考虑到进出口贸易可能存在数据缺失，本文通过出口与进口数据间的转换进行替换，从而消除数据缺失问题对研究结果的潜在影响。通过数据清洗和转换，进一步整理出“一带一路”沿线国家和地区间的贸易流量矩阵，最终构建了 2000 年以来“一带一路”沿线国家间贸易网络。为刻画长时序“一带一路”贸易网络演化过程，本文分别选取 2000 年、2010 年和 2021 年三个年份作为研究截面。需要说明的是，东帝汶、黑山分别于 2002 年、2006 年取得独立并正式成为联合国成员，因此，2000 年“一带一路”空间范围仅为 63 个国家和地区，2006 年以后为现在的 65 个国家和地区。在该复杂网络中，我们用节点表示国家或地区，用连边表示贸易关系，用贸易额表示国家间贸易的权重，分别构建了有向加权网络和无向加权网络，以此表征“一带一路”国家间的贸易网络联系格局。

(三) 研究方法

1. Top 网络

在真实世界网络中，由众多节点和连边构成的网络过于复杂，不利于展现出清晰的网络结构，因此通常通过提取网络的主干结构达到简化网络整体结构的目的。其中，Top 网络是提取网络主干结构的常用方法之一[18]。在贸易网络研究中，Top 网络通过保留每个国家联系最紧密的贸易伙伴国和相应的贸易联系，提取贸易网络主干结构，减少相对较弱的贸易联系对网络整体信息的遮罩[16,36]。例如，Top1 网络包含了所有国家各自贸易量最大的贸易联系，Top2 网络包含了所有国家各自贸易量前两位的贸易联系，以此类推。在网络特征方面，虽然 Top 网络并未显示全部的贸易联系，但其包含了贸易网络中的主要信息，在精简数据、便于分析的同时保留了网络的总体结构和关键特征。因此，本文采用 Top 网络分析方法提取 2000 年以来“一带一路”贸易网络主干结构，以揭示其演化特征。

2. 组团识别

在复杂网络中，组团结构指的是将网络划分为若干个子集，每个组团内部节点间的联系紧密，而组团之间的联系却相对稀疏[37]。作为网络科学中的前沿议题，组团识别 (Community detection) 常被用来理解复杂网络的拓扑结构[38]。在组团识别中，最著名的测度方法之一就是模块度。模块度试图使组团中实际的边数 (或加权网络中边的总权重) 与这类边的预期数量之间的差异最大化。具体，模块度的数学公式为：

$$Q = \frac{1}{2m} \sum_c \left(e_c - \gamma \frac{K_c^2}{2m} \right) \quad (1)$$

其中， Q 代表每个组团的模块度得分， e_c 是组团 c 内所有节点之间的总权重， K_c 是组团 c 内所有节点

间边的权重之和， m 是网络中边权重的总和， $2m$ 是边权重的预期数量，常数 $\gamma > 0$ 是分辨率参数。分辨率越高，则组团数量越多；分辨率越低，则组团数量越少。

一般来说，更高的模块度不仅表示更高质量的组团，也反映出更稳健的网络结构。然而，组团数量的增加并不一定会增加模块度，因为每个组团的贡献是不同的。相应地，将节点 i 移动到 (划分到) 组团 C 的模块度局部增益用 ΔQ 表示：

$$\Delta Q = \frac{1}{2m} \left(k_i^c - \frac{\sum_{tot} \cdot k_i}{m} \right) \quad (2)$$

其中, k_i^c 表示从节点 i 移动到组团 C 中的边权重之和, k_i 是与节点 i 相连的边权重之和, \sum_{tot} 是与组团 C 中与节点相连的边权重之和, m 是网络中边权重的总和。

模块度优化并不是一件容易的事, 许多算法相继被提出, 其中 Louvain 算法是最流行和高性能的优化算法之一[39]。然而, 在迭代运算过程中, Louvain 算法也容易产生连接较弱甚至不连接的组团结构[40]。因此, Leiden 算法被创造出以弥补 Louvain 算法的上述缺点[34]。Leiden 算法利用了加快节点局部移动、将节点移动到随机邻居的思想, 从而保证组团以更高的模块度和计算效率紧密连接。而 Leiden 算法则包括三个阶段: (a) 局部节点移动; (b) 组团划分的修正; (c) 基于修正的网络聚合。

具体来说, Leiden 算法是通过迭代运算收敛到一个分组, 其中所有组团的所有子集都保证是局部最优分配的。假定 $G=(V,E)$ 是一个图, 具有 $n=|V|$ 的节点和 $m=|E|$ 的边。分组 $P=\{C_1, \dots, C_r\}$ 由 $r=|P|$ 组团组成, 其中每个组团 $C_i \subseteq V$ 由一组节点和一组 S 构成组团 C 。Leiden 算法部分依赖于算法的随机性。在该定义中, P 是图 $G=(V,E)$ 的一个统一分区。对于一组节点 $S \subseteq C \in P$, 组团区中的节点子集总是与组团的其他部分相连, 其密度至少为 γ 。其公式表示为:

$$E(S, C-S) \geq \gamma \|S\| \cdot \|C-S\| \quad (3)$$

在该算法中, γ^- 分割性和 γ^- 连通性这两个属性在每次迭代中均得到优化。因此, 本文采用组团识别中的 Leiden 算法来揭示“一带一路”贸易网络组团结构。

3. 门户系数

作为一种重要的拓扑属性, 组团结构普遍存在于真实网络中。在组团结构的框架下, 那些能够在组团间形成紧密连接的节点被称为枢纽节点 (hubs) [41], 这些枢纽节点在支撑和提高网络沟通效率方面发挥了关键性作用[42]。为了识别具有上述特征的枢纽节点, 各类网络分析方法相继被提出, 其中, 门户系数算法 (Gateway Coefficient) 凭借其高效简洁的特征得到了广泛认可, 通过有效测度组团间连通性, 量化评价单一节点在整个网络的组团内与组团外连接中的参与程度[43]。根据所有节点在网络组团间以及自身组团内部连接中的参与程度, 门户系数算法可实现对节点重要性的排序, 从而识别不同节点在网络连通性中的角色和作用 (如图 1)。因此, 门户系数算法为精准识别网络结构中的门户节点提供了一个有效工具, 具体被定义为:

$$G_i = 1 - \sum_S \left(\frac{k_{iS}}{k_i} \right)^2 (g_{iS})^2 \quad (4)$$

其中, N 是组团的数量, k_i 是 i 的节点度, k_{iS} 是节点 i 与模块 S 中所有节点之间的连接数。进一步, 为求和中每一项引入一个反映连接重要性的权重, 该权重被定义为:

$$g_{iS} = 1 - \overline{k_{iS} c_{iS}} \quad (5)$$

其中， $\overline{k_{is}}$ 被定义为 k_{is} 除以节点 i 所在组团中所有节点 j 的 k_{is} 之和， k_{is} 可以由组团 M 和组团 S 之间外在连接的总数进行归一化，其中 M 是节点 i 所属的组团。因此，该权重的范围在 0 到 1 之间。

假设 V_{is} 表示组团 S 内节点 i 的邻居集合， c_{is} 则被定义为 V_{is} 中节点中心性之和。假设 c_n 表示组团 n 中节点中心性之和， c_n 可以由网络中所有 N 个组团计算得到。进一步采用最大值对 c_{is} 进行归一化处理，得到以下定义 $\overline{c_{is}} = c_{is} / \max(c_n)$ 。 $\overline{c_{is}}$ 的取值范围在 0 到 1 之间，一个节点的邻居节点越重要，则 $\overline{c_{is}}$ 的值越大。

度中心性衡量的是一个节点的相对重要性，而中介中心性是基于两个节点之间最短路径概念的一种更普遍的衡量方法。需要说明的是，任何一种中心性指标都可以被运用到门户系数的计算中，并且同时适应无向和有向网络。

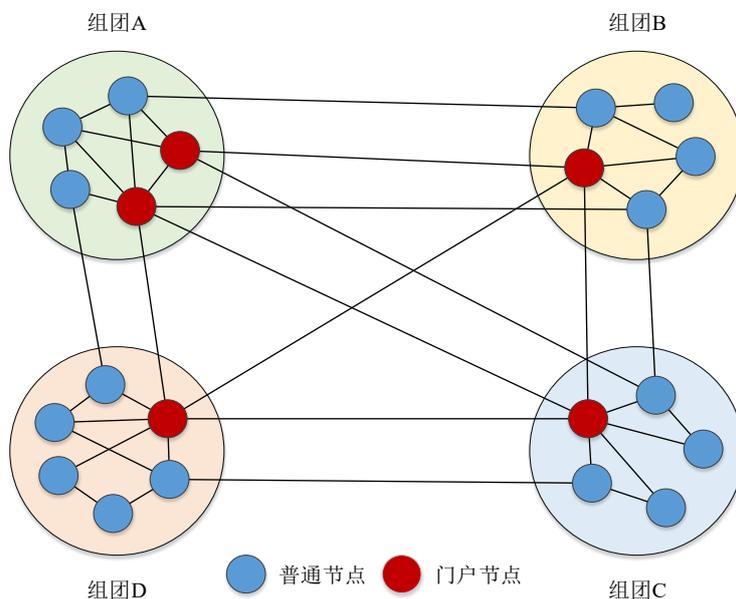


图 1 网络中门户节点识别示意图

三、结果分析

(一) “一带一路”贸易网络格局演化

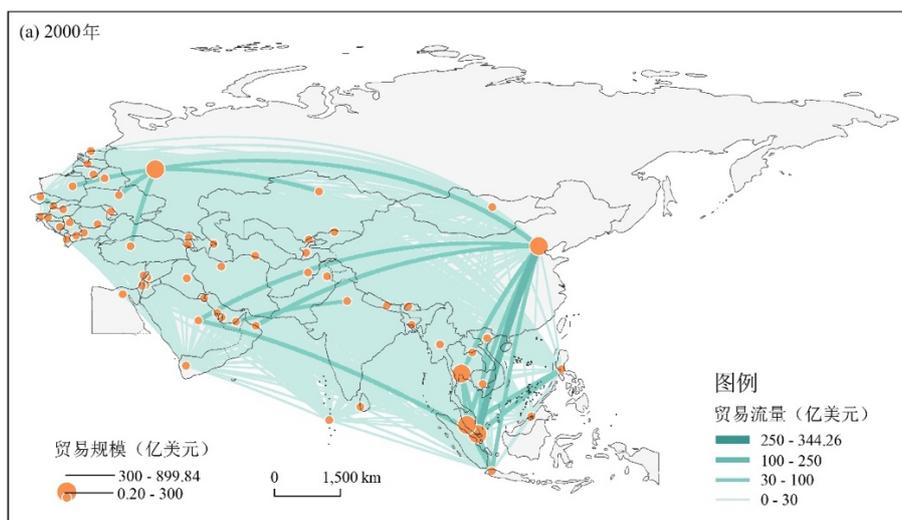
基于联合国商品贸易统计数据库，以沿线国家为节点，双边贸易流为连边，本文构建了 2000 年以来“一带一路”贸易网络，并对其进行了空间可视化，结果如图 2 所示。其中，节点大小代表每个国家对沿线其他国家的贸易总量，连边粗细和颜色深浅表征的是国家间的贸易流量。2000 年以来，“一带一路”沿线各国贸易规模不断壮大，呈现出明显的空间分异特征，逐步形成了联系日益紧密、结构日趋复杂、层级特征明显的贸易网络结构。其中，中国在“一带一路”贸易网络中处于核心地位，其于 2001 年加入世界贸易组织，此后国际贸易快速发展并深度融入世界贸易网络体系当中，极大改变了全球贸易格局和“一带一路”贸易网络结构。

“一带一路”沿线国家贸易规模持续扩张，总体呈现出先快速增长、后增速放缓的态势。从 2000 年至 2010 年，“一带一路”沿线区域贸易总量从 0.36 万亿美元增长到 1.87 万亿美元，年均增长率高达 17.91%。随后沿线区域贸易规模继续扩大，2021 年达到了 3.41 万亿美元，11 年间共增长 1.54 万亿美元，“一带一

路”区域贸易网络初具规模。但近年来受复杂国际形势等因素影响，2010年之后“一带一路”沿线地区贸易增速相对降低，年均增长率为5.61%。

从贸易规模上看，“一带一路”沿线国家贸易总量显示出空间不均衡分布态势，核心节点突出，具有明显的极化效应和等级特征。从2000年到2021年，贸易总额超过1000亿美元的节点由0个增加至14个。第一大贸易国在沿线地区的贸易量占比不断攀升，从2000年的12.55%上升至2021年的25.49%；而第二大至第五大贸易国的贸易量占比持续下降，贸易格局由“多中心”演变为“一超多强”。在2000年，新加坡、中国、马来西亚和俄罗斯分别占据“一带一路”沿线国家贸易规模的前四位，贸易总额均在600亿美元以上。随后，新加坡的贸易规模排名逐年下降，2021年已跌至第六位；马来西亚和俄罗斯的排名相对稳定，始终居于前五位；而中国的贸易规模迅速扩大并上升至第一位，于2021年达到1.74万亿美元，是排名第二位国家的近5倍。印度和越南在“一带一路”沿线国家中贸易规模排名有所提升，于2021年分别达到第二位和第五位。

从贸易联系上看，“一带一路”沿线国家间双边贸易联系不断增强，贸易流量持续增大，网络层级结构特征明显。在2000年，“一带一路”沿线各国贸易额相对较小，贸易流量分布相对均衡，地缘距离相近的国家间贸易联系相对紧密。第一层级和第二层级的节点对均有且仅有1对，分别为新加坡-马来西亚和新加坡-中国，对应的贸易额为344.26亿美元和121.75亿美元。随着经济全球化进程加深以及各国开放程度的提高，“一带一路”沿线国家间的贸易流量实现了成倍增长。至2010年，中国和马来西亚之间的贸易额以711.10亿美元跃居首位，中国和俄罗斯之间的贸易额由67.19亿美元增长至648.75亿美元，增长近十倍。中国和印度、新加坡、泰国之间的贸易额，以及新加坡和马来西亚、印度和阿联酋之间的贸易额也都达到了500亿美元以上，第一层级的节点对增长至7对。到了2021年，贸易规模超过500亿美元的节点对已达到了13对，其中，中国-越南和中国-马来西亚的贸易规模超过了1500亿美元。自2010年以来，在第一层级网络中，中国参与的节点对的贸易规模占比由74.68%上升至90.23%，中国逐渐成为越来越多沿线国家最重要的贸易合作伙伴，是“一带一路”沿线贸易网络的绝对核心。



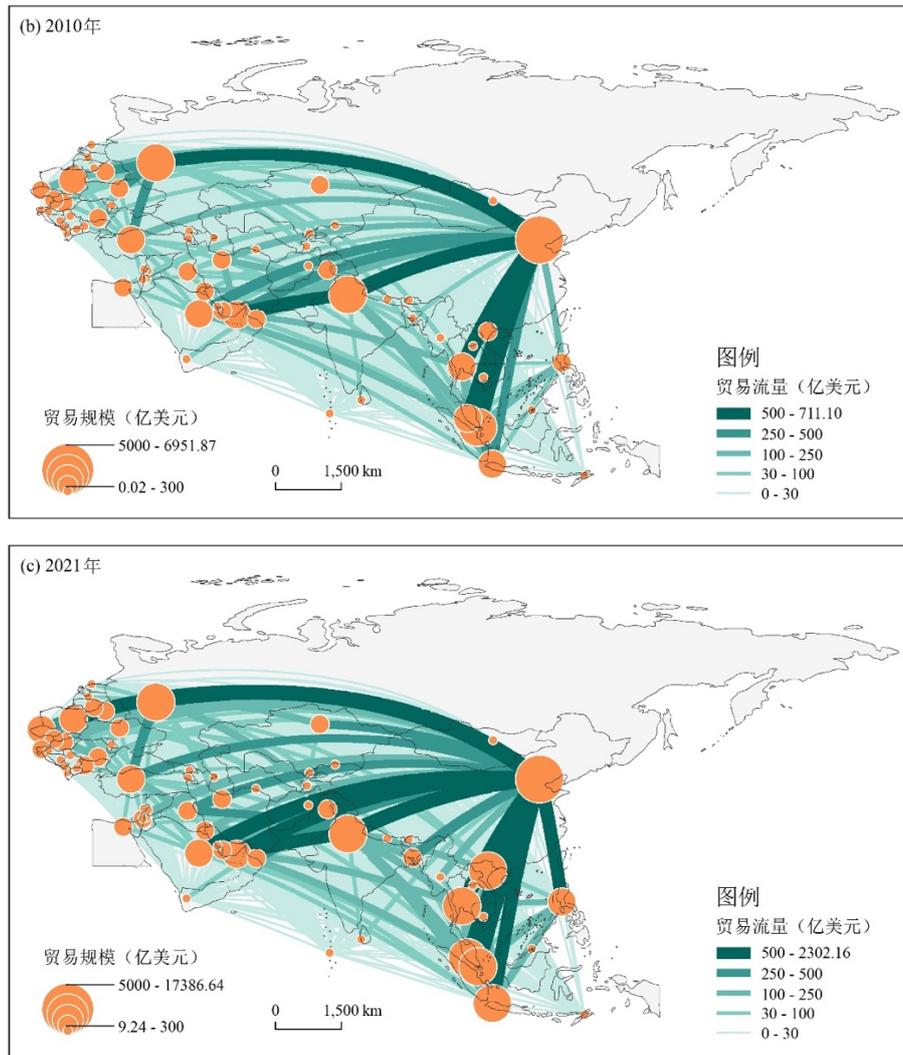


图2 “一带一路”贸易网络格局演化

注：该图基于自然资源部标准地图服务网站审图号为GS(2016)1666号的标准地图制作，底图边界无修改，下同。

(二) “一带一路”贸易网络主干结构演化

为更加清晰地刻画“一带一路”贸易网络结构，本文运用 Top 网络方法提取复杂网络的主要信息和关键特征，为后续开展“一带一路”贸易组团识别提供基础。表 1 描述了 2000 年、2010 年和 2021 年 3 个年份 Top 网络的联系数量和贸易规模在原始网络中的占比。在 2000 年到 2021 年间，平均而言，Top1、Top2 和 Top3 网络分别只包含了大约 3%、7%和 10%的连边数量，但却分别占据了 45%、65%和 75%左右的贸易总量。具体而言，以 2021 年为例，虽然 Top3 网络只占全部贸易联系中的 10.66%，但却占据了全部贸易规模的 77.99%，从而达到了用较少贸易联系来表征最主要的网络信息特征的目的。因此，为准确地刻画出贸易网络的总体格局和主要特征，本文以 Top 网络中连边占比大于 10%、贸易额占比大于 70%为标准，提取 Top3 网络来反映“一带一路”贸易网络的主干结构，并对其进行空间可视化（如图 3）。

表 1 “一带一路”沿线地区 Top 网络结构占比

年份	联系数量占比 (%)			贸易规模占比 (%)			原始网络 (%)
	Top1	Top2	Top3	Top1	Top2	Top3	
2000	3.80	7.59	11.39	42.47	60.28	74.30	100
2010	3.45	6.91	10.36	45.00	65.72	74.36	100
2021	3.55	7.11	10.66	53.13	71.13	77.99	100

“一带一路”贸易网络核心节点突出，极化效应明显，核心节点的辐射力和影响力随时间演化呈现出动态调整性，由“相对均衡”向“一极独大”态势演进，基本形成了以中国为绝对核心，以俄罗斯、印度、新加坡、土耳其等国家为重要枢纽的主干结构。在 2000 年主干网络中，只有 7 个国家的对外联系数量达到了 10 以上，这些国家的贸易联系构成了贸易网络的主干结构。其中，中国、俄罗斯和新加坡的对外联系数量分别达到了 31、27 和 22，位列前三位，成为贸易主干网络的核心。随后，新加坡在主干网络中的地位逐渐降低，2010 年和 2021 年其对外联系数量分别为 12 和 13，排名降至第五位。俄罗斯在主干网络中的地位较为稳定，虽然对外联系数量稍有降低，但始终位居第二位。而中国对外联系数量由 2010 年的 49 个上升为 2021 年的 60 个，日益成为越来越多沿线国家的前三位贸易伙伴，是主干网络的绝对核心。此外，印度和土耳其的贸易地位较为稳定，对外联系数目长期保持在 10 个左右，是网络中的重要节点。从空间联系上看，受到贸易政策、经济互补性、地理邻近性和地缘关系等因素综合作用，“一带一路”贸易主干网络处于动态变化当中，其演进态势必将对贸易网络整体连通性产生重要影响。

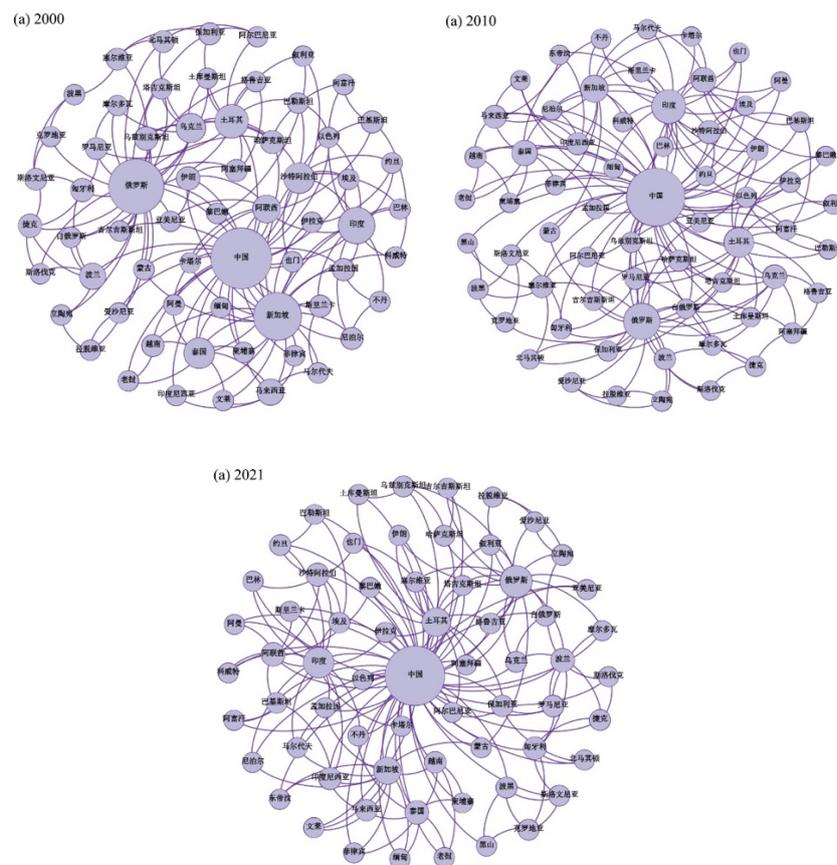


图 3 “一带一路”贸易网络主干结构演化

(三) “一带一路”贸易网络组团结构演化

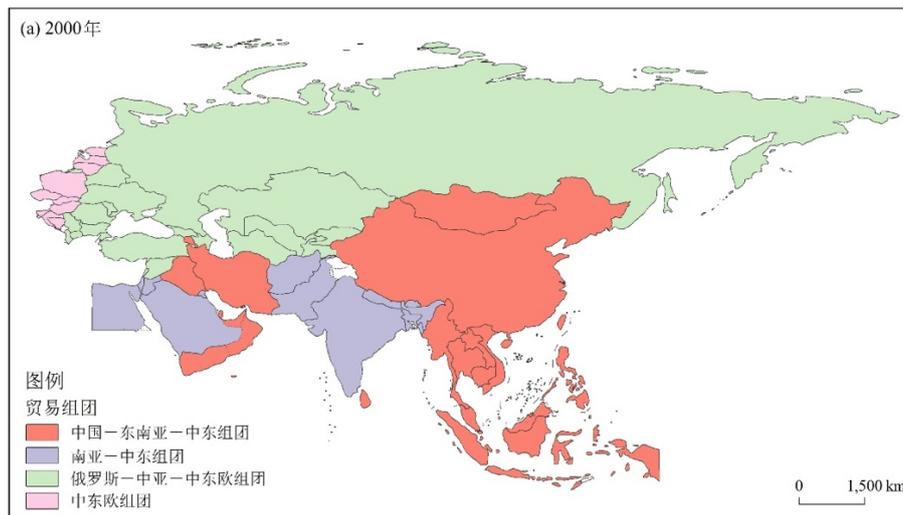
基于 Top3 网络，本文进一步利用 Leiden 算法对“一带一路”贸易网络进行组团识别，划分出不同节点年份的贸易组团结构并展现其演化关系，具体结果如图 4 和图 5 所示。从计算结果来看，在全球化和区域化进程不断加深、相互作用的背景下，“一带一路”沿线贸易网络形成了 4~5 个贸易组团，各组团内部成员正在经历不同程度的空间重组，贸易组团结构呈现出显著的地理邻近性，地理距离在国际贸易体系中依然发挥重要作用。

具体而言，2000 年“一带一路”贸易网络被划分为四个贸易组团，分别是中国-东南亚-中东组团、南亚-中东组团、俄罗斯-中亚-中东欧组团和中东欧组团。中国-东南亚-中东组团由 21 个国家组成，是网络中最大的组团，形成了以中国、新加坡和马来西亚为核心节点，泰国、印度尼西亚、阿联酋和菲律宾等国家

为重要节点的网络结构。其中，中国和东南亚各国地域相连、历史文化相通、资源禀赋各具优势，对于经济发展具有共同的目标和愿望，具有良好的合作基础。而这一时期，中国正处于工业化和基础设施建设的关键期，对于石油等化工原料具有较高的进口需求，因此，中国、东南亚各国和部分中东产油国共同构成了中国-东南亚-中东组团。俄罗斯-中亚-中东欧组团是该年份的第二大贸易组团，由 9 个中东欧国家、5 个西亚国家、5 个中亚国家共同组成。南亚-中东组团以印度和沙特阿拉伯为核心，由 8 个西北亚国家和 5 个南亚国家组成。中东欧组团共有 10 个成员国，以苏联各加盟共和国为主，各国地缘相近、历史相通，组团内部没有明确的核心。

相较于 2000 年，2010 年“一带一路”贸易组团数量由 4 个增加至 5 个，各组团内部均有部分成员国发生了变动，地理距离的作用凸显。以中国为核心的组团成员国数量大幅减少，由 21 个减少至 13 个。自 2005 年新加坡和印度签署《全面经济合作协定》以来，两国的经贸合作日益密切，因此，新加坡从中国-东南亚组团转入了南亚-中东组团，并和印度成为了这一组团的两大核心。同时，西亚各国与印度等南亚国家在空间距离和文化习俗等方面更为相近，因此，阿联酋、伊朗、阿曼、卡塔尔等国家从以中国为核心的组团转入了南亚-中东组团。俄罗斯-中东欧组团成为该年份“一带一路”沿线地区成员数量最多的贸易组团，拥有 18 个成员国。该组团与中东欧组团发生了规模较大的成员国交换，并吸收了亚美尼亚、蒙古、阿富汗等原先属于其他组团的国家，而黎巴嫩、叙利亚、塔吉克斯坦、土库曼斯坦和土耳其则脱离俄罗斯-中东欧组团构成了新的中东-中亚组团。新组团以土耳其为绝对核心，纳入了原先属于其他组团的相邻地域国家。

近年来，国际政治经济形势变化以及新冠肺炎疫情全球大流行影响着“一带一路”沿线地区贸易合作，2021 年沿线地区形成了新的贸易组团结构。随着新加坡、蒙古等国家重新转入，中国-东南亚组团不断壮大，成员数量增长至 18 个，成为沿线地区贸易规模最大、成员国数量最多的组团。其中，由于相邻的地域、相通的文化，以及贸易协定的影响，中国和大部分东南亚国家长期保持着紧密且稳定的贸易关系。中东-东欧组团以土耳其为核心，成员国数量由 8 个增长至 13 个，凸显出土耳其位于亚、非、欧三大洲交汇处的地缘优势及其对周边国家强烈的贸易吸引力。中东欧组团规模较为稳定，但成员构成发生了明显的变动。中东欧组团和俄罗斯主导组团之间的成员国频繁转换，说明这一区域国家间的贸易伙伴关系并不稳定，贸易竞合关系复杂多变。南亚-中东组团和俄罗斯-中亚-中东欧组团稍有缩小，成员国数量分别降至 12 和 11。



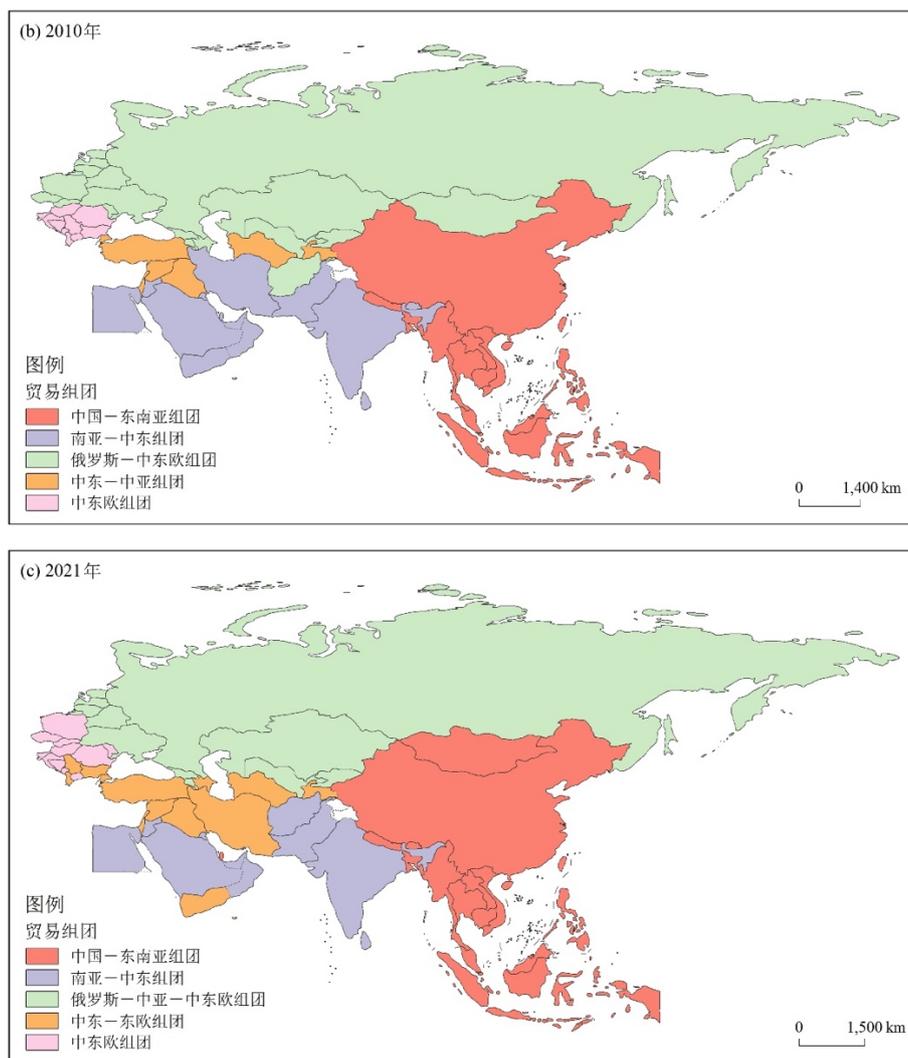


图 4 “一带一路”贸易网络组团结构演化

冲积图（或桑基图）可视化技术常被用来刻画多维度分类数据的流动关系。为剖析“一带一路”贸易组团间关系演化，本文采用冲积图来反映不同年份各组团间的成员构成关系变迁。由图 5 可知，“一带一路”沿线地区贸易组团格局发生重构，组团数量、内部构成和组团关系均经历了不同程度的动态变化。2000 年，中国-东南亚-中东组团是成员国数量最多、贸易额最大的组团，俄罗斯-中亚-中东组团紧随其后，南亚-中东组团和中东欧组团的贸易额和成员数量分别位列第三位和第四位。从 2000 年到 2010 年期间，随着新加坡和中东各国的转移，中国-东南亚-中东组团发生了分裂，近半数成员国被南亚-中东组团所吸纳，使后者的贸易规模大幅提升，而中国-东南亚组团有所收缩。俄罗斯-中亚-中东组团和中东欧组团也发生了分化，这两个组团彼此交换成员国，使得各自的成员国数量和贸易规模并没有发生显著变化。2010 年，中东-中亚组团吸收了俄罗斯-中亚-中东组团结约五分之一的贸易额，并吸引了来自南亚-中东组团和中国-东南亚-中东组团的部分国家，成为“一带一路”贸易网络中的新组团。2010 年至 2021 年，“一带一路”贸易组团格局再次发生重构。南亚-中东组团出现分裂，部分成员国被中国-东南亚组团和中东-东欧组团所吸收。近年来随着中国经济影响力的快速提升，中国对“一带一路”沿线国家的吸引力大幅增加，中国-东南亚组团重新成为沿线地区规模最大的组团。而俄罗斯-中东欧组团贸易规模缩小，脱离该组团的国家大部分被中东欧组团所吸纳。以土耳其为核心的中东-中亚组团吸引了来自中东欧组团、南亚-中东组团和俄罗斯-中东欧组团的部分国家，贸易规模呈现不断扩大的趋势。

值得关注的是，2000 年以来，中国所在贸易组团无论在贸易规模还是成员国数量方面始终位居前列，体现了中国作为世界第二大经济体的重要影响力和“一带一路”倡议发起国的强大号召力。受历史、文化、

地理距离等因素的影响，中国和东南亚各国始终保持着较为密切的经贸往来，而中国-东盟自贸区的建成和新一轮产业转移的发生使得彼此间贸易合作更趋紧密，形成了以中国和东盟国家为主体的贸易组团，该组团主体结构较为稳定，并吸引着周边部分国家不断融入。中国-东南亚组团的稳定发展，一方面，体现了东南亚各国作为中国产业转移目的国和贸易伙伴国的重要性，反映出贸易协定对于促进经贸合作的重要作用；另一方面，也表明除东南亚以外的广大沿线地区仍是未来开展“一带一路”建设的潜在关注方向，需要加强中国与中国-东南亚组团以外重点国家和地区的贸易联系，进一步向西扩大“一带一路”倡议的影响力和凝聚力。

总体上，2000年以来“一带一路”贸易组团经历了结构性变迁，各贸易组团势力此消彼长，以俄罗斯为核心的贸易组团呈现缩小态势，以土耳其为核心的贸易组团从无到有不断壮大，东南亚国家和中国之间的贸易合作日趋稳定和紧密。受地理距离、地缘政治、历史文化等因素叠加影响，各组团的贸易规模和成员构成随着国际形势、贸易政策和外交关系等处于动态演变中。

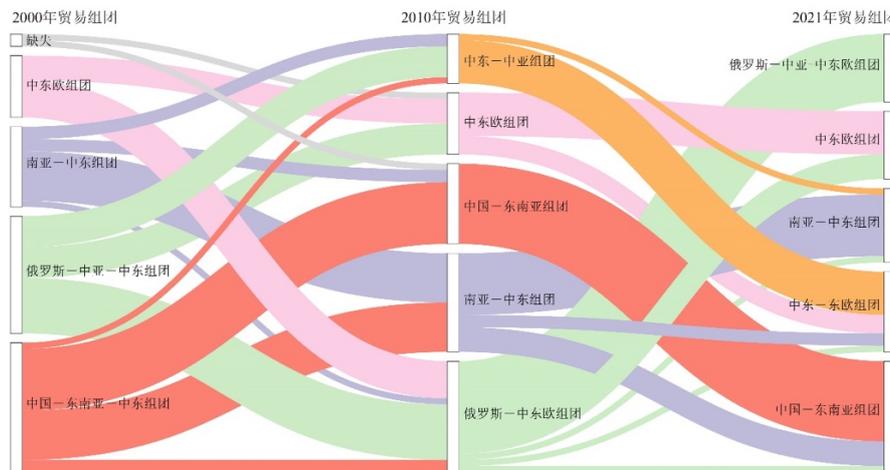


图5 “一带一路”贸易组团关系演进

注：图中“缺失”项指的是2000年空间范围中缺少的黑山和东帝汶两国。

(四) “一带一路”贸易门户国家演化

基于“一带一路”贸易组团关系，进一步运用门户系数算法测度2000年以来“一带一路”沿线各国在贸易网络中的参与程度和角色地位，提取每个组团中门户系数排行前三位的国家，将其识别为“一带一路”沿线地区的贸易门户国家，具体结果如表2所示。作为向上对接“一带一路”整体贸易网络，向下连通区域贸易组团的枢纽节点，门户国家在维持贸易网络连通性、促进贸易联系高效运转方面发挥着至关重要的作用。

研究表明，伴随贸易组团结构性演化，“一带一路”贸易门户国家处在动态演化中，中国、俄罗斯、印度、土耳其、新加坡、马来西亚、波兰、匈牙利、罗马尼亚、埃及、以色列和黎巴嫩等国家长期具有较高的门户系数，被认为是“一带一路”沿线地区的贸易门户国家。综合而言，“一带一路”沿线地区贸易门户国家大致可以划分为两种类型：一类是具有较高贸易规模的核心国家，如中国、俄罗斯、印度和马来西亚等；另一类是占据特殊地理区位的枢纽国家，这类国家或是位于大区域间的交汇处，或是区域性交通枢纽，例如埃及和黎巴嫩等。在上述类型中，也有些国家兼具较高贸易额和特殊地理区位，例如土耳其和匈牙利。正是上述贸易门户国家起到“桥梁”或“粘合剂”作用，才能有效维系不同区域和不同贸易集团之间的互联互通和贸易流动，最终构成了当前“一带一路”整体贸易网络格局。

表2 “一带一路”沿线地区贸易门户国家识别结果

2000年			2010年			2021年		
国家	贸易组团	门户系数	国家	贸易组团	门户系数	国家	贸易组团	门户系数

印度	1	0.75	土耳其	5	0.91	俄罗斯	1	0.90
匈牙利	4	0.73	中国	4	0.89	中国	4	0.85
沙特阿拉伯	1	0.73	俄罗斯	1	0.82	土耳其	5	0.85
俄罗斯	2	0.73	以色列	5	0.80	印度	3	0.82
中国	3	0.73	匈牙利	2	0.79	波兰	1	0.82
埃及	1	0.72	印度	3	0.79	乌克兰	1	0.80
波兰	4	0.71	罗马尼亚	2	0.77	以色列	5	0.75
新加坡	3	0.70	黎巴嫩	5	0.77	黎巴嫩	5	0.75
土耳其	2	0.70	阿尔巴尼亚	2	0.76	埃及	3	0.74
黎巴嫩	2	0.69	新加坡	3	0.75	罗马尼亚	2	0.73
捷克	4	0.63	埃及	3	0.74	阿尔巴尼亚	2	0.72
马来西亚	3	0.61	马来西亚	4	0.73	阿联酋	3	0.70
			泰国	4	0.73	匈牙利	2	0.65
			格鲁吉亚	1	0.71	孟加拉国	4	0.59
			波兰	1	0.71	马来西亚	4	0.55

为了深入解析贸易门户国家在“一带一路”贸易网络中的地位和作用，本文进一步采用弧形连接图（Arc Diagram）对不同年份各组团内外贸易网络的拓扑结构进行细致刻画（如图 6）。在弧形连接图中，以沿线国家为节点、双边贸易联系为连边，以每个国家贸易总量为节点权重、国家间的双边贸易额为连边权重，构建无向加权拓扑网络。

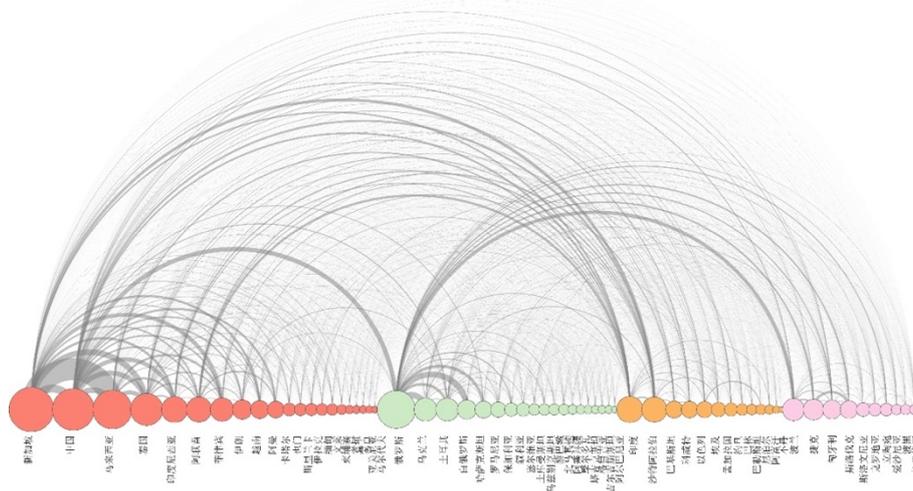
具体地，2000 年“一带一路”沿线地区贸易门户国家大多是贸易额位居前列的核心国家或是具有特殊地理位置的国家。在南亚-中东组团中，印度、沙特阿拉伯和埃及的门户系数位居前三。其中，作为该年份门户系数最高的国家和南亚-中东组团的两大核心之一，印度不仅是组团内部各成员国的重要贸易伙伴，也与其他组团的门户国家之间存在紧密的贸易联系，与中国-东南亚-中东组团和俄罗斯-中亚-中东欧组团的门户国家之间的贸易总额分别占其与沿线国家贸易总额的 27.64% 和 6.21%。埃及与沿线国家的贸易规模在南亚-中东贸易组团中仅位列第六，但其地处欧亚非三大洲交汇处，控制着连接地中海和大西洋的苏伊士运河这一交通要塞，地理位置特殊。俄罗斯、土耳其和黎巴嫩是俄罗斯-中亚-中东欧组团中的三个门户国家。其中，俄罗斯是该组团的主导国家，土耳其与沿线国家的贸易额在组团内排名第三位，拥有接欧亚两洲的特殊地理位置。黎巴嫩的贸易额在俄罗斯-中亚-中东组团中仅位列第十一位，在人口和经济体量等方面均不占优势，但其位于地中海东岸，是由地中海进入亚洲的通道和枢纽，且拥有较为开放和自由的贸易投资环境，因此成为了该组团的贸易门户国家。中国、新加坡和马来西亚是中国-东南亚-中东组团的贸易门户国家。马来西亚的贸易联系相对单一，其最大的贸易伙伴国是新加坡，两者的双边贸易额占马来西亚在沿线地区贸易总额的 52.03%。作为组团内的核心国家和第二大贸易国，中国除了与新加坡、马来西亚、泰国、印度尼西亚等国家贸易往来密切外，还与俄罗斯、印度等其他组团的门户国家具有较高的双边贸易额。而新加坡作为全球重要的中转枢纽港，在组团内外的转口贸易中发挥着重要作用。中东欧组团的贸易门户国家为匈牙利、波兰和捷克，这三国均为欧盟成员国。其中，匈牙利凭借着多元均衡的贸易关系、开放的贸易政策以及发达的物流体系成为中东欧组团中门户系数最高的国家。捷克的前两大贸易伙伴国为斯洛伐克和波兰，而波兰除了与组团内节点联系密切之外，还与俄罗斯拥有紧密的经贸合作。

2010 年“一带一路”沿线地区出现 5 个贸易组团，相应的贸易门户国家也发生了一定变动。在南亚-中东贸易组团中，印度和埃及依旧是贸易门户国家。作为东南亚重要的国际贸易中转枢纽和全球开放程度最高的国家之一，新加坡由中国-东南亚组团转入南亚-中东组团，取代沙特阿拉伯成为该组团新的贸易门户国家。在中国-东南亚贸易组团中，中国、马来西亚和泰国的门户系数位居前三位。相较于 2000 年，2010 年中国和马来西亚的门户系数大幅上升，分别由 0.73 和 0.61 上升至 0.89 和 0.73。中国在“一带一路”贸易网络中的贸易额和门户系数分别位列第一和第二，是组团内马来西亚、泰国、印度尼西亚等 8 个成员国以及俄罗斯、印度、新加坡等其他组团门户国家在沿线地区的最大贸易伙伴国。马来西亚与新加坡之间频

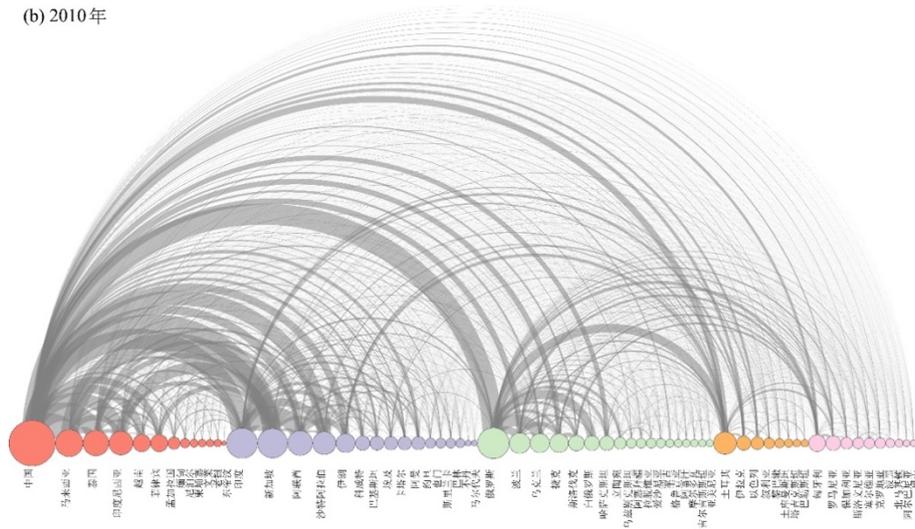
繁的贸易往来成为中国-东南亚组团与南亚-中东组团之间的一条贸易纽带。泰国在该年份的门户系数得到了较大提升，与中国、马来西亚和新加坡等周边国家之间拥有较高的双边贸易额，成为了新的门户国家。在俄罗斯-中东欧组团中，由于组团间成员国的转移，贸易门户国家转变为俄罗斯、格鲁吉亚和波兰。其中，波兰除了与组团内的俄罗斯、捷克等国家联系紧密外，还与中国、匈牙利、土耳其等其他组团的门户国家往来密切。虽然格鲁吉亚与沿线国家的贸易额在俄罗斯-中东欧组团中仅位列第十四位，但物流集疏的枢纽地位、自由开放的贸易政策以及低税率使其成为该组团的三大门户国家之一。随着成员结构剧烈变动，中东欧组团的门户国家变更为匈牙利、罗马尼亚和阿尔巴尼亚。罗马尼亚的对外贸易关系较为多元，与匈牙利、保加利亚等组团内国家以及中国、俄罗斯、土耳其等其他组团的门户国家均有较强的贸易联系。而2010年以俄罗斯为中心的贸易组团出现了分化，土耳其、黎巴嫩等中亚国家联合形成了新的中东-中亚组团，该组团以土耳其、黎巴嫩和以色列为门户国家。

到了2021年，“一带一路”贸易门户国家同样经历了一些微调。在中国-东南亚贸易组团中，孟加拉国取代泰国成为新的门户国家。在贸易联系上，中国与印度是孟加拉国最重要的两个贸易伙伴，孟加拉国与这两国的贸易额分别占据与沿线地区贸易总额的38.70%和24.42%。中国依然是该组团门户系数最高的国家，已成为马来西亚、越南、新加坡、泰国、印度、俄罗斯等邻近贸易大国的最主要贸易伙伴国之一，并与波兰、土耳其等中东欧、西亚贸易门户国家具有较为紧密的贸易联系。随着新加坡在贸易组团间的转移，阿联酋取代其成为南亚-中东组团新的贸易门户国家，印度、中国、沙特阿拉伯、俄罗斯、土耳其等国家是阿联酋的重要贸易伙伴。在俄罗斯-中亚-中东欧组团中，乌克兰的门户系数大幅提升，替代格鲁吉亚成为该组团的门户国家。乌克兰与沿线国家的贸易额始终在组团内位列前三位，但其2000年和2010年的对外贸易联系过于单一，与俄罗斯的双边贸易占其与沿线国家贸易总额的48.93%和42.75%，这导致其在2000年和2010年未能进入门户国家的行列。2014年，克里米亚危机导致乌克兰和俄罗斯关系恶化；同年，乌克兰和欧盟签署联合协定，促进了乌克兰与欧盟国家的经贸合作，减少了对俄罗斯的贸易依赖。随着俄乌关系持续紧张，到2021年时，俄罗斯在乌克兰对外贸易中的地位已大幅下降，乌克兰的对外贸易联系变得多元化，与中国、波兰、土耳其等国家发展了良好的贸易合作关系，成为了连通组团内外的门户枢纽。2021年中东-东欧组团和中东欧组团的门户国家均未发生变化，与2010年保持一致。

(a) 2000年



(b) 2010 年



(c) 2021 年

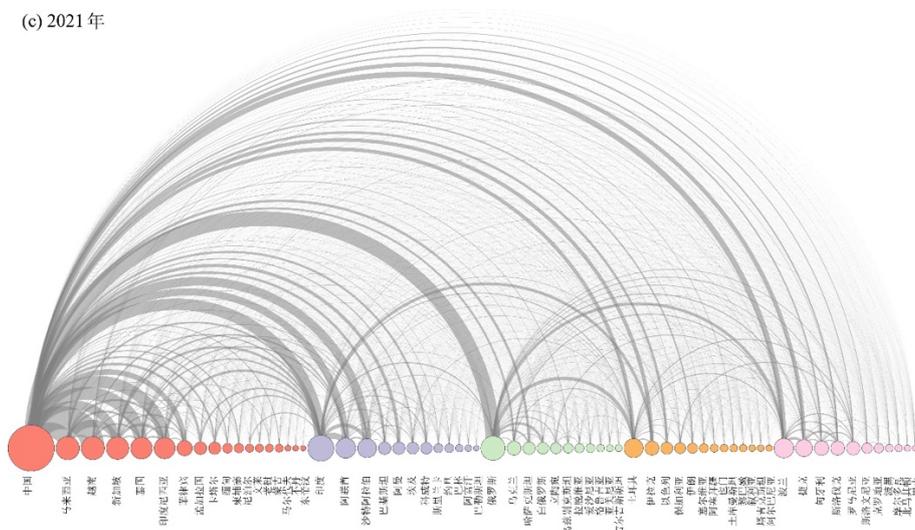


图 6 “一带一路”贸易网络拓扑结构演化

四、结论与讨论

贸易畅通是“一带一路”倡议的核心目标和重点内容。科学识别贸易门户国家对于高效推进“一带一路”建设、深入融入世界贸易体系具有重要意义。基于联合国商品贸易统计数据库，本文提出了“贸易门户国家”概念及其分析框架，综合集成 Top 网络、组团识别和门户系数等网络科学领域前沿分析算法，结合地理网络和拓扑网络可视化分析技术，深入剖析“一带一路”沿线国家间贸易网络结构及其演化特征，科学识别贸易门户国家及其作用，揭示贸易门户国家在凝聚和支撑“一带一路”贸易网络体系中的战略地位。相较于以往研究，本文考虑到贸易网络本身具有的复杂性和交互性，侧重于从连通性视角揭示“一带一路”贸易网络中的关键性节点及其功能作用，识别出“一带一路”贸易门户国家及其演化，以期能为全面理解贸易门户国家在世界贸易体系中的战略地位和作用、高质量推进“一带一路”经贸合作提供科学参考。

研究发现：(1)“一带一路”沿线各国贸易规模不断壮大，逐步形成了联系日益紧密、结构日趋复杂、层级特征明显的贸易网络结构。沿线国家间贸易来往总体呈现出先快速增长、后增速放缓的态势，贸易规模分布显示出空间不均衡分布态势，极化效应和等级特征明显。(2)“一带一路”贸易网络形成了以中国为核心，以俄罗斯、印度、土耳其、新加坡为重要枢纽的主干结构。随时间演化，核心节点的辐射力和影响力呈现出动态调整性，由“相对均衡”向“一极独大”的态势演进，中国已成为贸易网络中的主导性力量。

(3) 在全球化和区域化进程深度融合的背景下,“一带一路”贸易网络形成了 4~5 个贸易组团,各组团呈现出显著的地理邻近性,地理距离在国际贸易体系中依然发挥重要作用。贸易组团经历了结构性变迁,各贸易组团势力此消彼长,不同年份的组团数量、组团规模和成员构成具有不稳定性。(4) 受地理位置、市场经济、国际关系、营商环境和贸易政策等多因素的叠加影响,“一带一路”贸易门户国家处在动态演变中。中国、俄罗斯、印度、土耳其、新加坡、马来西亚、波兰、匈牙利、罗马尼亚、埃及、以色列和黎巴嫩等贸易大国或占据特殊地理位置的枢纽国家始终具有较高的门户系数,成为“一带一路”沿线地区的门户国家。

在全球化背景下,“一带一路”贸易网络并非独立存在的贸易体系,而是嵌套在全球贸易网络中的重要组成部分。当前,“一带一路”沿线地区已经形成了多维复杂、动态演化的贸易网络格局。门户国家在向上对接“一带一路”整体贸易网络、向下连通区域贸易组团方面发挥着至关重要的作用,是中国推动“一带一路”建设、开展经贸合作的战略支点和优先选择。然而,本文也存在着一些研究不足。首先,由于共建“一带一路”国家长期处于动态变化中,参考已有研究基础,本文仅以古丝绸之路传统 65 国为重点区域开展贸易门户国家识别研究,在未来研究中将进一步覆盖更多的国家和地区,以贴合政策研究的时效性和全面性;其次,本文仅选取商品贸易作为研究对象,未能涵盖服务贸易,随着国际服务贸易快速发展,服务贸易在全球贸易总额中的比重不断提升,未来也应引起更多关注;同时,中国于 2001 年加入世界贸易组织(WTO),此后国际贸易快速发展并迅速融入到世界贸易体系,但也存在着部分 WTO 框架以外的多边贸易形式,并影响着全球贸易格局;此外,当前全球政治经济不确定性明显增加,新冠肺炎疫情仍在持续,国际形势复杂多变,本文识别出的部分门户国家可能也处于非稳定状态,面临政治动荡、经济停滞甚至局部爆发战争等突发情况,需要密切关注国际形势的变化。因此,未来“一带一路”经贸合作需要特别考虑非传统安全问题,建立和完善风险预测与预警机制,动态监测沿线国家政治经济形势对经贸合作产生的潜在影响,避免因重大危机事件和突发情况造成损失,提高中国与“一带一路”沿线地区的贸易网络韧性。在下一步研究中,可考虑加入营商环境、经济发展水平、地缘政治风险等指标,从多维度综合测度“一带一路”沿线地区的贸易门户国家;同时,可考虑聚焦到更细尺度的产品类别,识别某一产品门类的门户枢纽国家,为中国的对外贸易以及中资企业“走出去”提供科学指引。

【参考文献】

- [1] Belt and Road Portal. List of countries that have signed cooperation documents with China to jointly build the “Belt and Road”. (2022-08-15) [2023-02-01]. <https://www.yidaiyilu.gov.cn/xwzx/roll/77298.htm>. [中国一带一路网.已同中国签订共建“一带一路”合作文件的国家一览. (2022-08-15) [2023-02-01]. <https://www.yidaiyilu.gov.cn/xwzx/roll/77298.htm>.]
- [2] Liu Weidong, Song Zhouying, Liu Zhigao, et al. Progress in research on the Belt and Road Initiative. *Acta Geographica Sinica*, 2018, 73(4): 620-636. [刘卫东, 宋周莺, 刘志高, 等. “一带一路”建设研究进展. *地理学报*, 2018, 73(4): 620-636.]
- [3] Liu Weidong. Scientific understanding of the Belt and Road Initiative of China and related research themes. *Progress in Geography*, 2015, 34(5): 538-544. [刘卫东. “一带一路”战略的科学内涵与科学问题. *地理科学进展*, 2015, 34(5): 538-544.]
- [4] Zou Jialing, Liu Weidong. Trade network of China and countries along “Belt and Road Initiative” areas from 2001 to 2013. *Scientia Geographica Sinica*, 2016, 36(11): 1629-1636. [邹嘉龄, 刘卫东. 2001-2013年中国与“一带一路”沿线国家贸易网络分析. *地理科学*, 2016, 36(11): 1629-1636.]
- [5] Gong Peiping, Song Zhouying, Liu Weidong. Commodity structure of trade between China and countries in the Belt and Road Initiative area. *Progress in Geography*, 2015, 34(5): 571-580. [公丕萍, 宋周莺, 刘卫东. 中国与“一带一路”沿线国家贸易的商品格局. *地理科学进展*, 2015, 34(5): 571-580.]
- [6] Xu Yanggui, Liu Yungang. Foreign trade and its influencing factors between China and countries along “the Belt and Road” Route. *Tropical Geography*, 2019, 39(6): 855-868. [许阳贵, 刘云刚. 中国与“一带一路”沿线国家贸易及其影响因素. *热带地理*, 2019, 39(6): 855-868.]
- [7] Liu A, Lu C, Wang Z. The role of cultural and institutional distance in international trade: Evidence from China’s trade with the Belt and Road countries. *China Economic Review*, 2020, 61: 101234. DOI: 10.1016/j.chieco.2018.10.001.
- [8] Salam M, Xu Y. Trade openness and environment: A panel analysis for 88 selected BRI countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 2022, 29(16): 23249-23263.
- [9] Wang X, Yang J, Zhou Q, et al. Mapping the exchange between embodied economic benefits and CO2 emissions among Belt and Road Initiative countries. *Applied Energy*, 2022, 307: 118206. DOI: 10.1016/j.apenergy.2021.118206.
- [10] Tian X, Hu Y, Yin H, et al. Trade impacts of China’s Belt and Road Initiative: From resource and environment perspectives. *Resources, Conservation and Recycling*, 2019, 150: 104430. DOI: 10.1016/j.resconrec.2019.104430.
- [11] Jiang Xiaorong, Yang Yongchun, Wang Shenglan. Spatial and temporal patterns of evolution of global trade networks during 1985-2015 and its enlightenment to China’s geostrategy. *Geographical Research*, 2018, 37(3): 495-511. [蒋小荣, 杨永春, 汪胜兰. 1985-2015年全球贸易网络格局的时空演化及对中国地缘战略的启示. *地理研究*, 2018, 37(3): 495-511.]
- [12] Baniya S, Rocha N, Ruta M. Trade effects of the New Silk Road: A gravity analysis. *Journal of Development Economics*, 2020, 146: 102467. DOI: 10.1016/j.jdeveco.2020.102467.
- [13] Yu C, Zhang R, An L, et al. Has China’s Belt and Road Initiative intensified bilateral trade links between China and involved countries? *Sustainability*, 2020, 12(17): 6747. DOI: 10.3390/su12176747.
- [14] Wang Wenyu, He Canfei. Relational economic geography and trade network research. *Progress in Geography*, 2022, 41(3): 461-476. [王文宇, 贺灿飞. 关系经济地理学与贸易网络研究进展. *地理科学进展*, 2022, 41(3): 461-476.]
- [15] Yang Wenlong, Du Debin, Sheng Lei. Growth characteristics of the global commodity trade network and its dynamic mechanism. *Resources Science*, 2022, 44(3): 508-522. [杨文龙, 杜德斌, 盛垒. 全球商品贸易网络生长特征及动力机制. *资源科学*, 2022, 44(3): 508-522.]
- [16] Liu Zhigao, Wang Tao, Chen Wei. The rise of China and the change of the global trade network during 1980-2018. *Progress in Geography*, 2019, 38(10): 1596-1606. [刘志高, 王涛, 陈伟. 中国崛起与世界贸易网络演化: 1980-2018年. *地理科学进展*, 2019, 38(10): 1596-1606.]
- [17] Duan Dezhong, Du Debin. Structural evolution of global high-tech trade system: Products, networks and influencing factors. *Acta Geographica Sinica*, 2020, 75(12): 2759-2776. [段德忠, 杜德斌. 全球高科技产品贸易结构演化及影响因素. *地理学报*, 2020,

75(12): 2759-2776.]

[18] Liu Z, Wang T, Sonn J W, et al. The structure and evolution of trade relations between countries along the Belt and Road. *Journal of Geographical Sciences*, 2018, 28(9): 1233-1248.

[19] Song Zhouying, Che Shuyun, Yang Yu. Topological relationship between trade network in the Belt and Road Initiative area and global trade network. *Progress in Geography*, 2017, 36(11): 1340-1348. [宋周莺, 车姝韵, 杨宇. “一带一路”贸易网络与全球贸易网络的拓扑关系. *地理科学进展*, 2017, 36(11): 1340-1348.]

[20] Song Z, Che S, Yang Y. The trade network of the Belt and Road Initiative and its topological relationship to the global trade network. *Journal of Geographical Sciences*, 2018, 28(9): 1249-1262.

[21] Song Zhouying, Che Shuyun, Zhang Wei. Spatial-temporal characteristics of foreign trade between China and countries along the Silk Road. *Bulletin of Chinese Academy of Sciences*, 2017, 32(4): 365-369. [宋周莺, 车姝韵, 张薇. 我国与“一带一路”沿线国家贸易特征研究. *中国科学院院刊*, 2017, 32(4): 363-369.]

[22] Chong Zhaohui, Qin Chenglin. The trade network structure of “One Belt One Road” and its influence factors: A study based on analytic network process. *International Economics and Trade Research*, 2017, 33(5): 16-28. [种照辉, 覃成林. “一带一路”贸易网络结构及其影响因素——基于网络分析方法的研究. *国际经贸探索*, 2017, 33(5): 16-28.]

[23] Xu J, Yang X, Razzaq A. Understanding the role of humanistic factors in trade network evolution across the Belt and Road Initiative countries using the exponential random graph model. *Complexity*, 2021, 2021: 1961061. DOI: 10.1155/2021/1961061.

[24] Chong Z, Qin C, Pan S. The evolution of the Belt and Road trade network and its determinant factors. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2019, 55(14): 3166-3177.

[25] Yang Wenlong, Du Debin, Ma Yahua, et al. Network structure and proximity of the trade network in the Belt and Road region. *Geographical Research*, 2018, 37(11): 2218-2235. [杨文龙, 杜德斌, 马亚华, 等. “一带一路”沿线国家贸易网络空间结构与邻近性. *地理研究*, 2018, 37(11): 2218-2235.]

[26] Chen W, Zhang H. Characterizing the structural evolution of cereal trade networks in the Belt and Road regions: A network analysis approach. *Foods*, 2022, 11(10): 1468. DOI: 10.3390/foods11101468.

[27] Chen Yiwen, Li Erling. Spatial pattern and evolution of cereal trade networks among the Belt and Road countries. *Progress in Geography*, 2019, 38(10): 1643-1654. [陈艺文, 李二玲. “一带一路”国家粮食贸易网络空间格局及其演化机制. *地理科学进展*, 2019, 38(10): 1643-1654.]

[28] Zhang C, Fu J, Pu Z. A study of the petroleum trade network of countries along “The Belt and Road Initiative”. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 222: 593-605.

[29] Li J, Dong X, Jiang Q, et al. Natural gas trade network of countries and regions along the belt and road: Where to go in the future? *Resources Policy*, 2021, 71: 101981. DOI: 10.1016/j.resourpol.2020.101981.

[30] Hu X, Wang C, Lim M K, et al. Evaluating waste and scrap trade risks in Belt and Road Initiative countries. *Resources, Conservation and Recycling*, 2021, 173: 105728. DOI: 10.1016/j.resconrec.2021.105728.

[31] Cong Haibin, Zou Deling, Gao Bo, et al. Network patterns and influence factors of new energy vehicle trade along the countries of the Belt and Road. *Economic Geography*, 2021, 41(7): 109-118. [丛海彬, 邹德玲, 高博, 等. “一带一路”沿线国家新能源汽车贸易网络格局及其影响因素. *经济地理*, 2021, 41(7): 109-118.]

[32] Zhu Shengjun, Yang Bofei, Liu Yi. The dynamics of world economy geography and the role of China in economic globalization. *Acta Geographica Sinica*, 2022, 77(2): 315-330. [朱晟君, 杨博飞, 刘逸. 经济全球化变革下的世界经济地理与中国角色. *地理学报*, 2022, 77(2): 315-330.]

[33] Chen W, Wang N. Visualizing the changing geographies of international trade, 2000-19. *Regional Studies, Regional Science*, 2022, 9(1): 132-134.

[34] Liu Weidong, Tian Jinchun, Ou Xiaoli, et al. *The Belt and Road Strategy Research*. Beijing: The Commercial Press, 2017. [刘卫东, 田锦尘, 欧晓理, 等. “一带一路”战略研究. 北京: 商务印书馆, 2017.]

[35] Liu Weidong et al. *Joint Construction of Green Silks: Social, economic and environmental context*. Beijing: The Commercial

- Press, 2019. [刘卫东等. 共建绿色丝绸之路——资源环境基础与社会经济背景. 北京: 商务印书馆, 2019.]
- [36] Ji Qidi, Liu Weidong, Chen Wei, et al. Structure of global copper-containing products trade network based on industrial chain perspective. *Scientia Geographica Sinica*, 2021, 41(1): 44-54. [计启迪, 刘卫东, 陈伟, 等. 基于产业链的全球铜贸易网络结构研究. *地理科学*, 2021, 41(1): 44-54.]
- [37] Chen W. Delineating the spatial boundaries of megaregions in China: A city network perspective. *Complexity*, 2021, 2021: 2574025. DOI: 10.1155/2021/2574025.
- [38] Chen Wei, Liu Weidong, Ke Wenqian, et al. The spatial structures and organization patterns of China's city networks based on the highway passenger flows. *Acta Geographica Sinica*, 2017, 72(2): 224-241. [陈伟, 刘卫东, 柯文前, 等. 基于公路客流的中国城市网络结构与空间组织模式. *地理学报*, 2017, 72(2): 224-241.]
- [39] Blondel V D, Guillaume J-L, Lambiotte R, et al. Fast unfolding of communities in large networks. *Journal of Statistical Mechanics: Theory and Experiment*, 2008, 2008(10): P10008. DOI: 10.1088/1742-5468/2008/10/P10008.
- [40] Traag V A, Waltman L, Van Eck N J. From Louvain to Leiden: Guaranteeing well-connected communities. *Scientific Reports*, 2019, 9(1): 5233. DOI: 10.1038/s41598-019-41695-z.
- [41] Sporns O, Honey C J, Kötter R. Identification and classification of hubs in brain networks. *PLoS One*, 2007, 2(10): e1049. DOI: 10.1371/journal.pone.0001049.
- [42] Guimera R, Amaral L A N. Functional cartography of complex metabolic networks. *Nature*, 2005, 433(7028): 895-900.
- [43] Vargas E R, Wahl L M. The gateway coefficient: A novel metric for identifying critical connections in modular networks. *The European Physical Journal B*, 2014, 87(7): 161. DOI: 10.1140/epjb/e2014-40800-7.

The trade network evolution and identification of gateway countries in the “Belt and Road” region

CHEN Wei ZHAO Xiquan LIU Weidong WUZHATI Yeerken

Abstract: A comprehensive understanding of the connectivity of the “Belt and Road” trade network and the scientific identification of critical nodes in the “Belt and Road” trade cooperation are crucial for China to effectively promote the high-quality development of the “Belt and Road” initiative (BRI). From the perspective of network connectivity, this paper proposes the concept of “gateway country”, and integrates the frontier methods of network analysis, including Top network, community detection, and gateway coefficient, to examine the evolution of the spatiotemporal patterns of the “Belt and Road” trade network, analyses the structural changes of trade blocs and identifies trade gateway countries and their functional roles, intending to develop foreign trade and economic cooperation and promote the “Belt and Road” construction in China. The results show that: (1) The trade volumes of the BRI countries have continued to grow, gradually forming trade network patterns with increasingly close ties, complex structures and significant hierarchical features. (2) The core nodes of the BRI backbone network are prominent, and the polarisation effect is significant, evolving from “relative equilibrium” to “superpower dominant”, with China becoming the leading force in the whole trade network. (3) Against the globalisation and regionalisation interaction background, the BRI trade network has formed four to five trade communities. The community structures exhibit geographical proximity and instability in the number of communities, their scale and membership composition in different years. (4) China, Russia, India, Turkey, Singapore, Malaysia, Poland, Hungary, Romania, Egypt, Israel, and Lebanon have become gateway countries along the “Belt and Road”, either as major trading countries or as hub countries with unique geographical locations. As functional nodes and strategic hubs that consolidate and maintain the “Belt and Road” trading system, the gateway countries play crucial roles in promoting the trade network connectivity and should be a priority strategic choice for China’s economic and trade cooperation with the BRI countries.

Keywords: trade network; trade bloc; gateway country; international trade geography; the “Belt and Road”

基金“抱团”：净值增长与暴跌风险¹

苏治² 贺旭³ 张永冀⁴

【摘要】2006 年至 2020 年我国公募基金主要经历了四次“抱团”，每次“抱团”都存在持续加深和快速瓦解的过程。本文以我国开放式主动权益类基金为样本，利用基金持股矩阵和行业矩阵构造了基金重合度指标，研究了基金“抱团”行为及该行为对基金业绩和风险的影响。研究结果表明：首先，我国公募基金呈现出明显的“抱团”特征，大规模和持股分散的基金更倾向于“抱团”；其次，“抱团”股票能够显著提升基金的业绩且该作用效果对于投资能力较弱、风格较为保守以及规模较大的基金更明显。进一步研究发现，“抱团”增加了基金净值暴跌风险，不利于证券市场的稳定。本文研究对于基金投资者和管理者策略的选择以及基金市场风险的防范都具有重要意义。

【关键词】基金“抱团” 基金业绩 投资能力 投资风格 暴跌风险

一、引言

基金“抱团”是指基金将资金不断投向于相同的股票，造成基金间资产组合过度相似的现象。近年来，基金“抱团”在我国股票市场上愈演愈烈，公募基金持仓不断集中，截至 2020 年年末，前 100 大重仓股的持仓占比达到了 63.6%，较 2016 年末的最低点提高逾 33 个百分点，“抱团”程度也达到了历史高位。我国基金市场规模高速增长的同时为基金带来了大量资金，资金涌入最多的股票便是基金“抱团”股，这些资金推动“抱团”股票价格不断上升，基金业绩也不断上涨，以“抱团”为主要特征的基金成为“明星基金”后不断吸收新资金并继续“抱团”，不断推高股票价格和基金净值。“抱团”在提高基金业绩的同时也导致了基金同质化，弱化了金融市场价格发现及资源配置等功能，催生了股票估值泡沫，破坏了证券市场的稳定性，例如，被基金“抱团”持有的高端白酒、医药研发（CXO）、新能源板块分别在 2021 年之后陆续发生暴跌，“抱团”基金集体受挫，投资者损失严重。

可以从以下角度对基金“抱团”进行解释：一是，基金经理作为专业投资者，具有相似的学历背景和职业路径，筛选股票的逻辑也趋同，基于相同的宏观和微观信息难免会选择持有相同的资产[1,2]，导致基金被动“抱团”；二是，机构投资者同样存在“羊群行为”，投资能力较弱的基金经理在没有信息优势的情况下，为了防止自身业绩与其他基金经理业绩差距过大而对自己职业声誉和职业生涯产生不利影响[3,4]，基金经理会模仿其它基金的投资组合[5]，职业忧虑和投资策略的交叉影响会导致基金主动选择“抱团”；三是，股票价格的上涨不仅需要产业前景和公司业绩等基本面的支撑，还需要边际资金的推动，公募基金会定期向外界披露投资组合，其他投资者会模仿持有被公募基金一致看好的“抱团”股票，由此带来边际资金流入，推动股票价格上涨，基金会继续持有“抱团”股票[6,7]；四是，基金持有的非“抱团”股票在成为“抱团”股票的过程中，基金获得了更高的业绩和流量，这会强化基金经理的信心，促使基金经理更加坚定的持有“抱团”股[8]；五是，基金公司的利润和基金经理的奖金都与基金规模有关，基金流量对基金业绩的反应具有不对称特征，即基金业绩好时会有更多的资金流入而业绩差时并不会会有显著的资金流出[9]，这削弱了基金管理者对“抱团”股票价格下跌的顾虑，进一步强化了基金“抱团”行为。

基金“抱团”作为投资领域的一种重要现象，仅有少量文献对该现象进行了研究。史永东和王谨乐[10]认为机构投资者买入行为与股票当期收益存在很强的正向关系，而在滞后期机构重仓股并未显现出更高

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Paper NO. 2307

² 苏治，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中央财经大学统计与数学学院教授，博士生导师

³ 贺旭，中央财经大学统计与数学学院博士生

⁴ 张永冀，北京理工大学管理与经济学院副教授，硕士生导师

的收益率。吴晓辉等[11]认为基金“抱团”增大了公司负面信息被隐藏、累积、集中释放的可能性并降低了机构投资者“退出威胁”的治理效应，从而增大了股票价格的崩盘风险。这些研究都将注意力放在了基金“抱团”对股票的影响上，只有少量文献研究了基金“抱团”对基金自身的影响，例如 Fricke[12]选取美国主动型基金作为样本研究后发现，“抱团”基金与非“抱团”基金的业绩没有显著差异，该研究结论是建立在美国资本市场制度和市场行情之上得到的，而我国作为新兴资本市场，在制度环境和投资者队伍上都与美国资本市场具有一定差异，基金“抱团”能否提高我国基金的业绩需要进一步检验。即使是相同的策略，对不同特征的基金也具有差异化的影响，基金“抱团”与基金业绩关系的研究还需要结合基金特征进一步分析。另外，收益与风险往往紧密联系，割裂地研究基金“抱团”对基金业绩或基金风险的影响并不能准确把握基金“抱团”的内在规律和外部影响，需要将二者纳入统一的分析框架进行研究。基于上述原因，本文以我国主动权益类基金为研究对象，结合基金特征实证检验了基金“抱团”对基金业绩和净值暴跌风险的影响并对“抱团”影响基金的作用机理进行了分析。

在具体实证中，本文以 2006—2020 年开放式主动权益类基金为样本，基于基金持股矩阵和行业矩阵构造了基金股票重合度指标和基金行业重合度指标来分别描述基金股票“抱团”和行业“抱团”的程度，结合基金的投资能力、投资风格以及基金规模考察了“抱团”对基金业绩和暴跌风险的影响，最后通过基金的选股、择时能力以及“抱团”基金和被“抱团”股票间的互动关系探究了“抱团”影响基金的作用机理。结果显示，近年来我国基金“抱团”程度不断加深且已经达到历史较高水平，大规模和持股分散的基金更有可能参与“抱团”，“抱团”股票能够提升基金业绩但“抱团”行业却不能提升基金业绩。结合基金特征的拓展研究发现：从投资能力的角度看，对于投资能力较弱的基金，“抱团”股票能够显著提升基金的业绩，而对于投资能力较强的基金，“抱团”股票对基金业绩反而产生了消极影响；从投资风格的角度来看，“抱团”股票对基金业绩的提升主要作用于投资风格较为保守的基金，这可能是这部分基金能够通过“抱团”弥补自身的信息劣势；从基金规模的角度来看，大规模基金的调仓成本高、周期长，而参与基金“抱团”则可以发挥大规模基金的资金和流量优势并提高基金业绩。进一步研究发现，“抱团”基金虽然可以在不断推高被“抱团”股票价格的过程中获益，但是也促成了股票价格泡沫，增加了基金净值暴跌风险。

本文的贡献主要体现在：第一，与之前主要关注基金“抱团”对被“抱团”股票的影响不同，本文关注的是基金“抱团”对基金自身的影响，并且结合基金特征研究后得到了与 Fricke[12]不同的结论，丰富了基金“抱团”的相关文献；第二，基金业绩不仅与市场环境和投资能力相关，基于不同动机的基金行为也可能影响基金业绩，本文将基金投资者和管理者的行为因素纳入基金“抱团”的分析过程，在深化基金业绩影响因素研究的同时拓宽了行为金融的研究话题。第三，本文将基金“抱团”的业绩提升与净值暴跌风险建立了联系，拓展了基金“抱团”问题的研究视角，为监管部门制定相关政策，完善基金监管，引导基金投资，化解基金市场风险给予了重要的启示，也为基金投资者评价和选择基金提供了参考。

二、理论分析与研究假设

（一）基金“抱团”与基金业绩

从基金“抱团”对基金业绩的直接影响来看：首先，基金经理不仅具有更专业的投资技能和更宽泛的信息渠道，还可以借助基金公司、校友网络、地理位置等要素建立圈子进行合作交流[13-15]，其最终的投资决策通常是强强联合的结果，被“抱团”的股票得到基金经理们的一致认可，基金经理选择参与“抱团”便可以在自己的资产组合中融入其他基金经理的信息，进而有助于提升自身基金的业绩；其次，基金“抱团”与股价上涨存在一种正反馈机制[16]，即股票价格上涨需要资金推动，“抱团”在为股票带来资金的同时推动了股票价格上涨并提升了基金业绩，基金业绩的上升会为基金带来新资金的流入，新资金会被基金继续投入到被“抱团”股票中，如此循环，便会推动股票价格不断上涨并为基金带来持续的收益。从基金“抱团”对基金业绩的间接影响来看：基金持股对增加企业研发投入，降低企业代理成本，约束控股股东侵占行为等方面的积极作用均有助于提高被“抱团”企业的绩效与价值[17-19]，进而推动股票价格上涨并提升基金业绩。综上所述，本文提出以下假说：

假说 1A：基金“抱团”能够提升基金业绩。

基金投资能力与投资风格上的差异可能会对基金“抱团”与基金业绩之间的关系产生影响。具体来讲，路磊等[20]发现低业绩排名基金如果参考高业绩排名基金的投资组合，能够显著提高原来基金的业绩排名；孟庆斌等[3]认为具有较高职业声誉与较高历史业绩的基金经理更愿意采用保守的投资策略，一个重要的表现是他们更倾向于持有与其它基金相似的股票组合，但是该投资策略可能不利于发挥这类基金经理优秀的投资能力，从而对基金业绩产生消极影响。对于主动型基金而言，有信息优势的基金经理在构建股票组合时更有信心，会将资产更多集中在少数具有私有信息的股票上，以发挥私有信息的最大价值，这种持股更为集中的基金在本文中被称为投资风格激进的基金，而信息劣势的基金则缺乏自信，会采用分散投资的方式来分散风险，这种持股更为分散的基金在本文中被称为投资风格保守的基金[21,22]，投资风格激进的基金选择“抱团”则不利于发挥其私有信息的价值，而投资风格保守的基金如果选择“抱团”则可以在自己的投资组合中融入其它基金的信息并利用“抱团”的正反馈机制提高基金业绩。综上所述，本文提出以下假说：

假说 1B：基金“抱团”有助于提升投资能力较弱基金的业绩，但对投资能力较强基金的业绩提升效果有限。

假说 1C：基金“抱团”有助于提升投资风格较保守基金的业绩，但对投资风格较激进基金的业绩提升效果有限。

随着基金市场的不断扩大，新发基金的个数和规模都不断创新高，个别“明星”基金经理更是具有强大的引流效果，管理的新旧基金规模都不断攀升，新旧基金不断投资于相似的股票，正反馈效应更为显著，“明星”基金经理管理的大规模基金在“抱团”过程中受益更为明显。另外，我国相关法律和规定都对基金投资股票的比例和规模做了限制⁵，一只基金持有一家上市公司的股票，市值一般不会超过基金资产净值的 10%，同时不会超过股票市值的 5%；同一基金公司的全部基金持有一家上市公司的股票，一般不会超过 10%，当基金规模过大时，一方面，许多小市值股票无法承载大规模基金的巨量资金，另一方面大规模基金为了减少基金赎回或调仓过程中对股票价格的冲击，会寻求流动性更好的“抱团”股来满足基金的流动性需求，这可能导致大规模基金更倾向于“抱团”，也能凭借较高的资金流在“抱团”的正反馈过程中获得更高的收益，而规模较小的基金具有交易成本低、调仓周期短以及配置更灵活等优势，它们可以更自由地选择是否“抱团”，所以受到“抱团”的影响较小。因此本文提出以下假说：

假说 1D：基金“抱团”有助于提升规模较大基金的业绩，但对规模较小基金的业绩提升效果有限。

(二) 基金“抱团”与基金净值暴跌风险

基金经理的薪酬与基金短期业绩挂钩，基金为了短期内获得较高的收益会倾向于对股票利好消息的快速反应，一旦某上市公司有利好消息公布，就会有基金将资金投向该公司，由于基金同行中存在着信息共享网络[23]，该信息也会传播给其它基金，造成越来越多的基金将资金投向该公司形成“抱团”[24]。我国基金分散化、低比例、短期化的持股特点导致基金更倾向于交易而不是监督[25]，并且公司管理层与基金之间存在着信息不对称[26]，基金没有足够的动机和能力通过“用手投票”参与到公司治理中[27]，反而可能通过“抱团”团体“同进同退”的捆绑效应降低了基金“退出威胁”的治理效应并有可能隐藏不利消息[28]，虽然基金在正反馈机制的作用下不断推高股价获得正向收益，但也促使股票价格脱离合理水平并形成泡沫，这一泡沫不可能一直存在，一旦有不利消息爆出或者基金认为股价过高而增长空间有限，在短期业绩考核的压力下，基金便会相继撤资进而引发负反馈效应[29]，股价和基金净值暴跌。通过上述分析，本文提出了如下假说：

假说 2：基金“抱团”会增大基金的净值暴跌风险。

⁵《证券投资基金运作管理办法》第 31 条给出“双十”规定“一只基金持有一家上市公司的股票，其市值不得超过基金资产净值的 10%；同一基金管理人管理的全部基金持有一家公司发行的证券，不得超过该证券的 10%”，《证券法》规定“投资者及一致行动人持股超 5%有举牌的要求，持股超过 5%需要发布公告提示”。

三、研究设计

(一) 数据的选择

本文研究的主要是开放式主动权益类基金，选取的基金类别为普通股票型基金、偏股混合型基金以及平衡混合型基金，考虑到 2006 年以前样本数量过少的情况，样本区间选择为 2006—2020 年，数据来源为 RESSET 金融数据库、wind 金融数据库以及 Choice 金融数据库。根据研究惯例与研究目的，本文对样本还进行了如下处理：（1）由于基金持股数量过多则与指数型基金类似，如果持股数量过少则不能反映出基金的持股特征，所以本文剔除了持股数量少于 3 或多于 300 的基金；（2）由于基金在建仓期间仓位和投资组合均不够稳定，为了避免基金建仓期的影响，本文剔除了成立时间在 1 年以下的基金；（3）为弱化极端值的影响，对个别变量的极端值进行了剔除，剔除数据量控制在样本总数的 1% 以内。

(二) 基金“抱团”程度的描述

基金“抱团”直观上描述的是基金投资组合的相似程度，为了反映基金“抱团”的程度，本文借鉴 Fricke[12]的做法，用基金重合度指标（Overlap）对基金“抱团”的程度进行度量，选用该指标的优势在于：首先，根据《公开募集证券投资基金运作管理办法》规定，一只基金持有一家公司发行的股票其市值不得超过基金资产净值的百分之十，因此权益类基金往往会持有多个股票，倾向于“抱团”的基金也可能会“抱团”持有多个股票，而基金重合度（Overlap）利用了基金所有持仓股票的信息，能够更准确的描述基金“抱团”的程度；另外，基金重合度指标（Overlap）不仅可以描述基金股票“抱团”的程度，还可以根据基金所持股票的行业分类计算出基金行业“抱团”的程度，从而对基金进行股票和行业两个层面的“抱团”研究。基金重合度的具体含义与计算方法如下：设在 t 时期，市场上有 N_t 只基金，这些基金投资于 K_t 只股票（行业），向量 $w_{i,t}$ 表示基金 i 的资产配置状况，由 K_t 个元素组成，每个元素 $w_{i,k,t}$ 表示基金 i 投资于股票（行业） k 的资产占基金资产的比例，则所有基金的资产配置状况可以用 $N_t \times K_t$ 的持股（行业）矩阵 $W_{i,t}$ 表示， $Overlap_{i,j,t}$ 表示基金 i 与基金 j 的资产组合重合度：

$$Overlap_{i,j,t} = \frac{\sum_K w_{i,k,t} \times w_{j,k,t}}{\sqrt{\sum_K w_{i,k,t}^2} \times \sqrt{\sum_K w_{j,k,t}^2}} \quad (1)$$

$Overlap_{i,j,t}$ 的取值为 0 到 1，如果取 0 则代表基金 i 和基金 j 没有投资于任何一个相同的股票（行业），如果取 1 则代表基金 i 和基金 j 投资于完全相同的若干只股票（行业）且各股票（行业）的配置比例也相同。进一步的，计算基金 i 与其它所有样本基金的资产组合重合度，然后取平均就得到 t 时期基金 i 的股票（行业）重合度 $Overlap_{i,t}$ ：

$$Overlap_{i,t} = \frac{1}{N_t - 1} \sum_j Overlap_{i,j,t} \quad (2)$$

根据数据特征和研究需要，本文对基金重合度指标（Overlap）进行了以下处理：首先，由于我国基金只在年中和年末对基金的所有持仓股票数据进行披露，为了更准确地描述基金偏好“抱团”的程度和确定基金的“抱团”策略，本文根据基金 i 在 t 年年中和年末的持仓数据计算了基金年中和年末的基金重合度然后取两期的均值作为基金重合度（ $Overlap_{i,t}$ ），包括基金 i 在 t 期的股票重合度（ $Overlap_Stock_{i,t}$ ）和行业重合度（ $Overlap_Industry_{i,t}$ ）；其次，随着我国股票市场的发展，可供选择的股票数量也明显增多，这导致基金重合度指标在一定程度上有下降的趋势，造成基金重合度在年度间不可比，为了消除上述影响，在每一期对基金重合度进行了 Z-Score 标准化处理后形成均值为 1，方差为 0 的变量，分别用 $Overlap_S_{i,t}$ 和 $Overlap_I_{i,t}$ 表示标准化处理后的基金 i 在 t 期的股票重合度和行业重合度，并用该指标进行实证研究。

(三) 变量的定义

1. 基金业绩

本文分别采用基金的绝对收益和市场超额收益来衡量基金的业绩，绝对收益包括基金每一期的几何日平均收益（Rate_Geo）和复权日平均收益（Rate_Ave），超额收益则是基于 CAPM 模型得到的市场超额收益率（Alfa_CAPM）。超额收益仅使用市场超额收益是因为基金投资者越不成熟，使用的评价模型越简单，

市场超额收益对资金流量的影响远大于其它多因子模型, 是相对收益评价中最佳的资金流向预测指标[30,31], 而我国基金投资者主要是个人投资者, 使用简单的基金业绩评价模型符合我国基金投资者的特征, 并且基金投资者利用简单模型对基金评价和选择后带来的资金流入是基金利用“抱团”正反馈机制获得业绩提升的重要一环。基于上述原因, 参考侯伟相和于瑾[23]的研究, 基金收益的计算方法如下:

$$Rate_Geo_i = \sqrt[m]{\prod_{d=1}^m r_{i,d}} \quad (3)$$

$$Rate_Ave_i = \frac{1}{m} \sum_{d=1}^m r_{i,d} \quad (4)$$

$$r_{i,d} - r_{f,d} = \alpha_i + \beta \times (r_{m,d} - r_{f,d}) + \varepsilon_{i,d} \quad (5)$$

其中, 基金*i*在某一期有共有*m*个交易日, $r_{i,d}$ 表示基金在第*d*个交易日的收益率, $r_{m,d}$ 表示市场在第*d*个交易日的收益率, $r_{f,d}$ 表示在第*d*个交易日的无风险收益率, 回归方程(5)的中截距项 α_i 表示基金*i*的市场超额收益率(Alfa_CAPM)

2. 净值暴跌风险

参考Chen等和Kim等的研究[32,33], 本文用负收益偏态系数(Ncskew)和收益上下波动比率(DuVol)这两个指标来衡量基金净值暴跌风险, 这两个指标数值越大, 代表基金净值暴跌风险越高, 每一期基金净值暴跌风险的计算过程如下:

$$R_{i,w} = \alpha_i + \beta_1 \times R_{m,w-2} + \beta_2 \times R_{m,w-1} + \beta_3 \times R_{m,w} + \beta_4 \times R_{m,w+1} + \beta_5 \times R_{m,w+2} + \varepsilon_{i,w} \quad (6)$$

其中, $R_{i,w}$ 是基金*i*在*w*周的收益率, $R_{m,w}$ 是市场在*w*周的收益率, 为了减少基金组合中股票的非同步交易可能带来的偏差[34], 在公式(6)中引入市场收益率的超前和滞后项。然后定义基金*i*在*w*周的特有收益为:

$$W_{i,w} = \ln(1 + \varepsilon_{i,w}) \quad (7)$$

基金*i*在当期的负收益偏态系数(Ncskew)和收益上下波动比率(DuVol)可分别由公式(8)和公式(9)计算得到:

$$Ncskew_i = \frac{-[n(n-1)^{\frac{3}{2}} \sum W_{i,w}^3]}{[(n-1)(n-2)(\sum W_{i,w}^2)^{\frac{3}{2}}]} \quad (8)$$

$$DuVol_i = \log \left\{ \frac{(n_u-1) \times \sum_{down} W_{i,w}^2}{(n_d-1) \times \sum_{up} W_{i,w}^2} \right\} \quad (9)$$

其中, *n*为基金的交易周数, n_u (n_d)为基金*i*的周特有收益 $W_{i,w}$ 大于(小于)当期平均特有收益的周数。

3. 基金与基金经理特征变量

本文在后续回归分析中控制了以下影响因素: 基金规模(Size)、基金存续时间(Age)、基金流量(Flow)、基金仓位(Hold)、基金持股集中度(HHI)以及基金换手率(Turnover)等基金特征变量; 性别(Sex)、学历(Degree)、从业时间(Experience)以及任职时间(Servetime)等基金经理特征变量。各变量具体定义见表1。

表 1 变量定义表

变量类型	变量符号	变量定义
基金重合度	Overlap_Stock	基金股票重合度，描述基金与市场上其它同类型基金股票配置的相似程度
	Overlap_Industry	基金行业重合度，描述基金与市场上其它同类型基金行业配置的相似程度
	Overlap_S	标准化的基金股票重合度
	Overlap_I	标准化的基金行业重合度
基金业绩	Rate_Geo	基金每一期的几何日平均收益，%
	Rate_Ave	基金每一期的复权日平均收益，%
	Alfa_CAPM	基金每一期的超额收益率，基于 CAPM 模型，%
基金净值暴跌风险	Ncskew	负收益偏态系数
	Duvol	收益上下波动比率
	HHI	基金持股集中度，具体计算为： $HHI = \sum_{i=1}^k w_i^2$ ，其中，基金总共投资了 k 支股票， w_i 指基金投资于股票 i 的资产占基金净资产的比值
基金特征	Turnover	基金换手率，具体计算为： $Turnover_{i,t} = \min\{Buy_{i,t}, Sale_{i,t}\} / TNA_{i,t}$ ，其中， $TNA_{i,t}$ 指基金 i 在 t 期的资产净值， $Buy_{i,t}$ 指基金 i 在 t 期的股票买入金额， $Sale_{i,t}$ 指基金 i 在 t 期的股票卖出金额
	Age	基金存续时间，即基金的每期截至日到基金成立日的天数除以 365 后取对数
	Hold	基金的仓位，即基金股票资产占基金净资产的比例
	Flow	基金流量，具体计算为： $Flow = (TNA_{i,t} - TNA_{i,t-1} \times \frac{NAV_{i,t}}{NAV_{i,t-1}}) / TNA_{i,t-1}$ ，其中， $TNA_{i,t}$ 和 $TNA_{i,t-1}$ 指基金 i 在 t 期和 $t-1$ 期的资产净值， $NAV_{i,t}$ 和 $NAV_{i,t-1}$ 指基金 i 在 t 期和 $t-1$ 期的复权单位净值
	Size	基金规模，即基金净资产的对数
	Sex	基金经理的性别，男性为 1，女性为 0
	Degree	基金经理的学历，博士学历为 1，博士学历以下为 0
基金经理特征	Experience	基金经理的从业时间，即基金经理从业年数的对数
	Servetime	基金经理的任职时间，即基金经理任职年数的对数

(四) 模型方法

为了检验基金“抱团”与基金业绩和净值暴跌风险的关系，按照基金研究惯例和研究目标，本文设定了时间固定效应面板模型（10）和（11），模型如下：

$$Y_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 Overlap_S_{i,t-1} + \beta_2 Control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

$$Y_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 Overlap_I_{i,t-1} + \beta_2 Control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

其中， $Y_{i,t}$ 为模型的被解释变量， $Overlap_S_{i,t}$ 和 $Overlap_I_{i,t}$ 为研究的关键变量，表示标准化后的基金股票重合度和行业重合度，参考相关研究[22-23]， $Control_{i,t-1}$ 为相关控制变量，包括表 1 中的基金特征和基金经理特征以及时间虚拟变量，目的是控制除关键变量以外的因素对基金业绩的影响，为控制内生性，关键变量和基金特征等控制变量均取一阶滞后。

四、实证结果及分析

(一) 描述性统计与分析

1. 变量描述性统计

表 2 中列示了变量的描述性统计结果。可以看到，基金行业重合度（Overlap_Industry）的均值和中位数都大于基金股票重合度（Overlap_Stock），这主要是由于行业数量小于股票数量且行业覆盖资产的范围更大导致的。另外可以看到，不仅基金的绝对收益（Rate_Ave）和（Rate_Geo）的平均值和中位数为正，基金的超额收益（Alfa_CAPM）的均值和中位数也都为正，说明我国基金普遍能够取得不错的投资收益甚至能够超越市场收益水平，基金具有能够获得超额收益的价值信息，通过模仿其它基金的投资组合有可能帮助提高基金业绩。其它各变量的统计值均在合理范围内。

表 2 变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Overlap_Stock	8622	0.104	0.081	0.000	0.083	0.518
Overlap_Industry	8622	0.268	0.123	0.009	0.246	0.760
Overlap_S	8622	0.000	1.000	-3.244	-0.039	3.806
Overlap_I	8622	0.000	1.000	-4.649	0.077	3.294
Rate_Ave	8622	0.068	0.126	-0.413	0.070	0.880
Rate_Geo	8622	0.047	0.094	-0.298	0.047	0.352
Alfa_CAPM	8622	0.029	0.059	-0.211	0.025	0.851
Ncskew	8622	-0.024	0.573	-5.504	0.004	3.132
Duval	8622	-0.004	0.383	-2.450	-0.043	1.605
HHI	8622	0.027	0.014	0.000	0.025	0.066
Hold	8622	0.777	0.192	0.043	0.841	0.948
LogAge	8622	1.476	0.728	0.003	1.488	2.959
Flow	8622	0.180	1.495	-0.904	-0.130	17.012
LogSize	8622	20.270	1.636	13.319	20.398	24.415
Turnover	8622	3.539	3.965	0.090	2.413	43.613
Sex	8622	0.856	0.351	0.000	1.000	1.000
Degree	8622	0.124	0.330	0.000	0.000	1.000
Experience	8622	2.397	0.343	-0.896	2.399	3.461
Servetime	8622	0.614	0.915	-5.900	0.707	2.716

2. 变量相关性统计分析

表 3 是基金持股重合度、行业重合度以及部分基金特征变量间的相关系数矩阵，矩阵中的各相关系数为各变量每一期相关系数的均值，其中下三角为 pearson 相关系数，上三角为 spearman 相关系数。以 Pearson 相关系数为例，Overlap_S 与 Overlap_I 的 pearson 相关系数达到了 0.741，这种高相关性意味着参与“抱团”股票的基金也表现出“抱团”行业的特征，这与直观上的理解一致，因为“抱团”的股票可能集中于特定的行业中，“抱团”于特定股票也可能是“抱团”于特定行业的一种表现。Overlap_S 与 HHI 的 pearson 的 spearman 相关系数为-0.139，Overlap_I 与 HHI 的 pearson 的 spearman 相关系数甚至达到了-0.273，这表示持股分散的基金更可能参与“抱团”，可能是这部分基金的基金经理不具有信息优势，即想要通过分散持股来分散风险，又想要模仿其它基金的股票组合来获取信息提高基金业绩，通过下文的检验也证实了这部分基金确实可以通过“抱团”来提高收益。Overlap_S 与 Size 的 pearson 相关系数为 0.192，而 Overlap_I 与 Size 的 pearson 的 spearman 相关系数也达到了 0.191，这表示规模较大的基金更可能参与“抱团”，规模大的基金调仓和赎回对所持股票价格有较大的影响，这类基金具有较高的交易成本和较长的调仓周期，可以

看到 Size 和 Turnover 的 pearson 相关系数为-0.170 和-0.280，这说明基金规模越大换手率越低，大规模基金可能更倾向于“抱团”而不是交易，一方面，“抱团”股属于热门股票，能够满足这类基金的流动性需求，另一方面较大的基金规模增加了管理难度，限制了基金经理的发挥，对基金业绩具有负向影响[35]，为了避免基金业绩显著落后于其它基金，大规模基金可能会选择参与“抱团”。

表 3 基金特征变量的相关系数矩阵

变量	Overlap_S	Overlap_I	HHI	Turnover	Age	Hold	Flow	Size
Overlap_S	1.000	0.726	-0.122	-0.104	0.054	0.049	-0.035	0.183
Overlap_I	0.741	1.000	-0.268	-0.051	0.037	0.069	-0.026	0.179
HHI	-0.139	-0.273	1.000	0.014	-0.048	0.525	-0.054	-0.058
Turnover	-0.086	-0.057	-0.018	1.000	-0.092	0.101	0.330	-0.280
Age	0.054	0.029	-0.026	-0.115	1.000	-0.150	0.119	0.265
Hold	0.083	0.123	0.549	0.006	-0.085	1.000	0.019	0.064
Flow	-0.022	0.005	-0.085	0.441	-0.045	-0.086	1.000	0.284
Size	0.192	0.191	-0.076	-0.170	0.249	0.068	0.139	1.000

注：相关系数矩阵中，下三角为 pearson 相关系数，上三角为 spearman 相关系数。

3. 基金“抱团”的持续性分析

为了分析基金“抱团”行为的持续性，本文构造了基金股票“抱团”的状态转移概率矩阵如表 4 所示，在 T 期和 T+1 期将基金按照 Overlap_S 从低到高分 10 组，第 1 组表示参与股票“抱团”程度最低的基金，第 10 组表示参与股票“抱团”程度最高的基金，每一小格代表基金由 T 期某一组变为 T+1 期的某一组的转移概率。通过观察表 4 可以发现：首先，状态转移概率矩阵的对角线表示基金在 T 期和 T+1 期分组不变的概率，可以看到对角线的两边数值远高于中间的数值，基金在第 T 期处于第 1 组，在第 T+1 期仍然有 0.522 的概率处于第 1 组，基金在第 T 期处于第 10 组，在第 T+1 期仍然有 0.516 的概率处于第 10 期，这说明“抱团”程度最高和最低的基金具有更高的持续性，这可能是选择是否参与“抱团”是基金的一种策略，能力差的基金通过参与“抱团”获得业绩提升后再吸收资金流入，基金继续选择“抱团”然后推高“抱团”股的价格和“抱团”基金的业绩，这种正反馈持续导致基金更坚定地“抱团”，表现为在第 T 期处于第 10 组的基金在第 T+1 期仍然有较高的概率处于第 10 期，而在第 T 期处于第 1 组的基金在第 T+1 期仍然有较高的概率处于第 1 组，说明不“抱团”的基金对自己私有信息有较强的信心，基金会更坚定地依赖自己的私有信息而选择持有非“抱团”股票；其次，基金在第 T 期和第 T+1 期的组别间距越大，转移概率越小，说明基金“抱团”的参与程度不会大幅度变化，这可能是由于基金资金量较大，调仓相对困难，也可能是不同基金的投资能力或信息来源相对稳定，他们会谨慎地权衡参与“抱团”的程度，而不会盲目地参与“抱团”或脱离“抱团”。

表4 基金股票“抱团”状态转移概率矩阵

分组	Overlap_S										
	T\T+1	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	0.522	0.219	0.116	0.086	0.048	0.047	0.033	0.044	0.057	0.039	
2	0.241	0.263	0.228	0.116	0.100	0.062	0.055	0.050	0.023	0.025	
3	0.111	0.211	0.240	0.189	0.129	0.088	0.062	0.043	0.037	0.039	
4	0.065	0.147	0.159	0.214	0.175	0.148	0.080	0.061	0.074	0.072	
5	0.071	0.078	0.121	0.177	0.210	0.169	0.142	0.099	0.058	0.054	
6	0.066	0.068	0.103	0.125	0.166	0.191	0.161	0.143	0.079	0.070	
7	0.054	0.064	0.063	0.086	0.126	0.185	0.179	0.201	0.143	0.072	
8	0.039	0.043	0.055	0.073	0.095	0.129	0.188	0.195	0.213	0.123	
9	0.028	0.032	0.034	0.051	0.063	0.108	0.150	0.190	0.270	0.220	
10	0.025	0.042	0.029	0.043	0.054	0.062	0.087	0.134	0.191	0.516	

4. 基金“抱团”现象的描述

为了更加直观描述基金“抱团”这一现象，根据2020年末样本基金年报中的股票持仓数据，分别计算了所有样本基金投资于各个股票和各个行业的资金占基金所有股票资产的比例，并按照该比例从大到小进行排序，其中基金共持有335个行业（申万宏源三级行业分类）的2794支股票，本文计算了基金投资占比最高的前100支股票以及占比最高的前10个行业的基金持仓权重，同时为了对比基金股票资产的分配和市场组合之间的差异，本文还计算了与之对应的股票流通市值权重，具体如表5所示：从股票来看，基金投资最多的前10只股票的资金占基金投资于股票市场总资金的20.4%，投资最多的前100支股票占比超过基金投资于股票市场的一半资金，达到了63.6%，而基金投资最多的前10只股票的流通市值仅占股票市场流通市值的11.2%，基金投资最多的前100只股票的流通市值仅占股票市场流通市值的32.3%，基金投资呈现出明显的股票“抱团”特征；从行业来看，基金投资最多的前十大行业的资金占基金投资于股票市场所有资金的34.0%，也呈现出明显的行业“抱团”特征。

表5 基金股票资产的分配（2020年末）

数量及比例名称	股票数量和行业数量及对应比例										
基金持仓股票数量	10	20	30	40	50	60	70	80	90	100	2794
流通市值权重(%)	11.2	16.2	19.8	22.4	24.3	27.0	28.8	30.1	31.3	32.3	92.2
基金持仓权重(%)	20.4	31.2	38.3	44.0	48.8	52.7	55.9	58.7	61.3	63.6	100
行业数量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	325
基金持仓行业权重(%)	12.1	15.6	18.8	21.3	23.5	25.8	28.0	30.0	32.1	34.0	100

从时间维度来看，自2006年至2020年我国基金共经历了四次非常著名的“抱团”，其中包括：2006年至2009年基金“抱团”金融地产；2010年至2012年基金“抱团”消费；2013年至2017年基金“抱团”信息科技；2016年至2020年基金“抱团”核心资产。为了描述基金市场资产分配状况的变化，本文根据每年年末样本基金年报中股票持仓数据计算了所有样本基金每年年末投资于各股票资金占所有股票总资产的比例，并且按照该比例从大到小排序后进行累加，当累加的资金占比达到50%时记录此时的股票数量为m，被基金选择持有的股票数量总计为n，用m除以n得到的比值则为基金持仓分散度，用图1中实线表示，另外本文还计算了基金持仓集中度，通过计算占比前100只股票的持仓得到，用图1中虚线表示。可以看到，基金每次“抱团”过程都经历了加深和瓦解两个环节，在每次“抱团”开始阶段基金市场资产分散度上升而基金市场资产集中度下降，这是上一次“抱团”瓦解导致的，而在之后便是基金市场资产分散度下降而基金市场资产集中度上升的过程，这表示新一轮“抱团”在不断加深。到2020年末，基金整体投资于股票市场的一半资金都集中在了占比不到2%的股票上，而前100只股票的资金累计占比也超过了60%，基金“抱团”的程度已经处在了历史最高位。

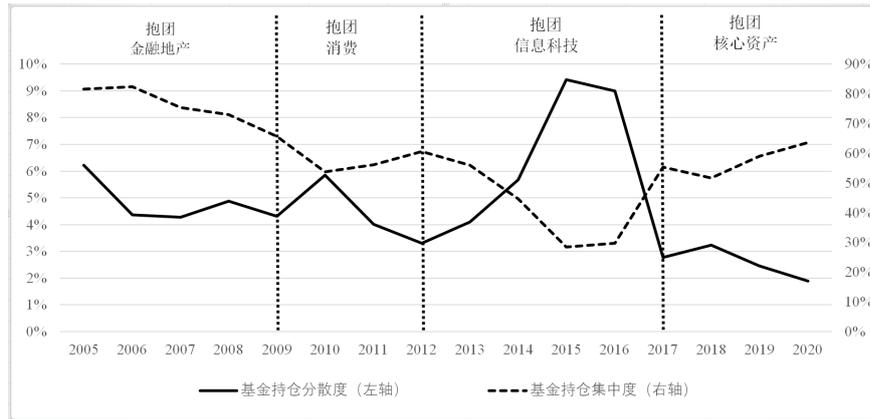


图 1 我国基金经历的四次“抱团”

(二) 基金“抱团”与基金业绩

1. 基金“抱团”对基金业绩的影响

为了研究基金“抱团”能否有助于提升基金业绩，本文通过模型（10）和（11）对基金重合度与基金业绩之间的关系进行了回归分析，结果如表 6 所示。可以看到，无论是基金的绝对收益还是超额收益， $Overlap_S$ 的系数都在 1% 的水平显著为正，这说明基金可以通过“抱团”股票来提升基金业绩。 $Overlap_I$ 的系数全部为负，说明基金“抱团”行业并不能提升基金业绩，基金“抱团”行业可能是基金抱团“股票”的结果，基金“抱团”带来的资金流入能够推动“抱团”股票价格不断上涨但不足以推动所“抱团”股票的行业上涨，综上所述，检验结果验证了假说 1A。另外，可以发现， HHI 的系数显著为正，说明高持股集中度的基金确实存在信息优势，能够获得更高的业绩， $Size$ 的系数显著为负，说明规模更大的基金管理难度更大，所以业绩更差，这与现有研究结论一致[21,35]，结合表 3 可以看到，这些持股较为分散以及规模较大的基金更有可能“抱团”，可能是因为这类基金没有信息优势或管理难度更大，想要通过“抱团”获得更高的基金业绩，因此本文接下来将结合这些基金特征对基金“抱团”与基金业绩之间的关系进行研究。

表 6 基金“抱团”对基金业绩的影响

“抱团”方式	股票“抱团”			行业“抱团”		
	方程	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
因变量	Rate_Ave	Rate_Geo	Alfa_CAPM	Rate_Ave	Rate_Geo	Alfa_CAPM
Overlap_S	0.0018*** (2.78)	0.0012** (2.50)	0.0014** (2.41)			
Overlap_I				-0.0009 (-1.27)	-0.0008 (-1.52)	-0.0023*** (-3.77)
Sex	-0.0033* (-1.96)	-0.0028** (-2.15)	-0.0019 (-1.31)	-0.0037** (-2.15)	-0.0030** (-2.33)	-0.0023 (-1.62)
Degree	-0.0020 (-1.08)	-0.0016 (-1.14)	-0.0016 (-1.00)	-0.0019 (-1.04)	-0.0016 (-1.10)	-0.0015 (-0.94)
Servetime	0.0016** (2.22)	0.0011** (2.09)	0.0015** (2.27)	0.0016** (2.21)	0.0011** (2.08)	0.0014** (2.22)
Experience	-0.0079*** (-4.17)	-0.0064*** (-4.38)	-0.0069*** (-4.08)	-0.0076*** (-4.03)	-0.0062*** (-4.24)	-0.0065*** (-3.84)
HHI	0.1846*** (3.01)	0.1004** (2.04)	0.2226*** (3.83)	0.1099* (1.65)	0.0413 (0.77)	0.0990 (1.58)
Hold	0.0135**	0.0048	0.0040	0.0174***	0.0079**	0.0106**

	(2.42)	(1.29)	(0.99)	(2.98)	(2.02)	(2.46)
Flow	0.0002	0.0001	0.0002	0.0002	0.0001	0.0001
	(0.39)	(0.23)	(0.34)	(0.35)	(0.20)	(0.27)
Size	-0.0008*	-0.0005	-0.0010**	-0.0007	-0.0004	-0.0008*
	(-1.67)	(-1.27)	(-2.22)	(-1.36)	(-0.97)	(-1.76)
Turnover	-0.0003	-0.0002	-0.0002	-0.0003	-0.0002	-0.0002
	(-1.40)	(-1.51)	(-1.00)	(-1.51)	(-1.61)	(-1.10)
Age	-0.0052***	-0.0037***	-0.0037***	-0.0051***	-0.0036***	-0.0034***
	(-5.36)	(-5.00)	(-4.22)	(-5.19)	(-4.84)	(-3.95)
常数项	0.3529***	0.2344***	0.1282***	0.3480***	0.2307***	0.1212***
	(29.51)	(25.97)	(12.08)	(28.99)	(25.46)	(11.37)
时间	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R2	0.811	0.806	0.347	0.811	0.806	0.348
F	1701.3047	1713.0338	201.8854	1692.0657	1703.2352	199.3940
N	8622	8622	8622	8622	8622	8622

注：括号内为 t 值；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

2. 投资能力对“抱团”与基金业绩关系的影响

相同的投资策略对不同投资能力的基金可能产生差异化的影响，低投资能力的基金可以通过模仿其它基金的投资组合来弥补自身信息或能力的不足，而高投资能力者模仿其它基金的投资组合可能不利于自身较强的分析能力或信息优势的发挥。为了检验基金投资能力对基金“抱团”与基金业绩之间关系的影响，本文按照基金前一年复权净值增长率的高低将基金分为投资能力强、投资能力中以及投资能力弱三个组别，然后运用模型（10）和（11）进行了回归分析，结果如表 7 所示，可以发现，对于投资能力弱和于投资能力中的基金，Overlap_S 的系数整体显著为正，投资能力越弱，Overlap_S 的系数和 t 值也越大，而对于投资能力强的基金，Overlap_S 和 Overlap_I 的系数均显著为负，意味着基金的投资能力越弱，基金“抱团”对基金业绩的提升作用效果越明显。综上所述，结果验证了假说 1B。

表 7 投资能力对“抱团”与基金业绩关系的影响

“抱团”方式	股票“抱团”			行业“抱团”		
	方程	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
因变量	Rate_Ave	Rate_Geo	Alfa_CAPM	Rate_Ave	Rate_Geo	Alfa_CAPM
投资能力弱						
Overlap_S	0.0049*** (4.28)	0.0031*** (3.67)	0.0024** (2.27)			
Overlap_I				0.0029** (2.29)	0.0017* (1.85)	-0.0010 (-0.86)
投资能力中						
Overlap_S	0.0027** (2.25)	0.0014* (1.67)	0.0015 (1.37)			
Overlap_I				-0.0046 (-1.63)	-0.0032 (-1.58)	-0.0017 (-0.68)
投资能力强						
Overlap_S	-0.0030*** (-2.70)	-0.0021*** (-2.65)	-0.0024** (-2.43)			
Overlap_I				-0.0058***	-0.0041***	-0.0053***

(-5.08) (-4.93) (-5.21)

注：括号内为 t 值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，为了便于展示回归结果，表格只列示了关键变量的回归结果。

3. 投资风格对“抱团”与基金业绩关系的影响

如果基金具有信息优势，那么基金便会将更多的资产向具有信息优势的股票上集中，表现为更激进的投资风格，而对于拥有较少信息的基金，为了降低基金资产错配的风险，会采取更为分散的投资组合，投资风格表现更为保守，如果这部分基金采取“抱团”策略，便可以通过模仿其它基金的投资组合来利用其它基金的信息，弥补自身的信息劣势地位，因此“抱团”将有助于这部分具有保守投资风格的基金获得更好的业绩，为了检验投资风格对“抱团”与基金业绩间关系产生的影响，本文将基金持股集中度（HHI）作为基金投资风格的划分标准，从低到高将样本分为投资风格保守、投资风格适中以及投资风格激进三组，然后运用模型（10）和（11）进行回归分析，结果如表 8 所示。可以看到，对于投资风格保守以及投资风格适中的基金，Overlap_S 的系数显著为正，而对于投资风格激进的基金，Overlap_S 的系数不显著，这意味“抱团”股票对业绩的提升主要作用于投资风格较为保守的基金。综上所述，分析结果验证了假说 1C。

表 8 投资风格对“抱团”与基金业绩关系的影响

“抱团”方式 方程	股票“抱团”			行业“抱团”		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
因变量	Rate_Ave	Rate_Geo	Alfa_CAPM	Rate_Ave	Rate_Geo	Alfa_CAPM
投资风格保守						
Overlap_S	0.0029** (2.50)	0.0021** (2.41)	0.0021* (1.83)			
Overlap_I				-0.0015 (-1.15)	-0.0010 (-1.06)	-0.0031** (-2.49)
投资风格适中						
Overlap_S	0.0024** (2.24)	0.0012* (1.65)	0.0008 (0.93)			
Overlap_I				0.0024** (2.08)	0.0012 (1.45)	-0.0002 (-0.23)
投资风格激进						
Overlap_S	0.0003 (0.29)	-0.0002 (-0.20)	-0.0002 (-0.20)			
Overlap_I				-0.0024** (-1.98)	-0.0020** (-2.21)	-0.0033*** (-2.95)

注：括号内为 t 值；*、**、***分别表示在 10%，5%，1%的水平上显著，为了便于展示回归结果，表格只列示了关键变量的回归结果。

4. 基金规模对“抱团”与基金业绩关系的影响

较大规模的基金不仅更倾向参与“抱团”，还可以凭借其更大的资金流强化“抱团”的正反馈机制，从而在“抱团”中获益。本文按照基金规模（Size）将样本分为三组分别进行回归分析，结果如表 9 所示。可以看到，在较大规模的基金组别中，Overlap_S 系数的大小和 t 值都明显高于其它两组，说明“抱团”股票对于较大规模的基金作用效果更为显著，验证了假设 1D。而 Overlap_I 的系数为负，这也与前文的发现一致，“抱团”行业不能够提升基金的业绩。

表 9 基金规模对“抱团”与基金业绩关系的影响

“抱团”方式	股票“抱团”			行业“抱团”		
	方程	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
因变量	Rate_Ave	Rate_Geo	Alfa_CAPM	Rate_Ave	Rate_Geo	Alfa_CAPM
较大规模基金						
Overlap_S	0.0042*** (3.40)	0.0024*** (2.92)	0.0042*** (3.86)			
Overlap_I				-0.0024* (-1.77)	-0.0023** (-2.51)	-0.0031*** (-2.64)
中等规模基金						
Overlap_S	0.0009 (0.79)	0.0003 (0.38)	-0.0010 (-1.07)			
Overlap_I				0.0002 (0.16)	-0.0002 (-0.21)	-0.0029*** (-3.06)
较小规模基金						
Overlap_S	0.0008 (0.69)	0.0005 (0.57)	-0.0002 (-0.16)			
Overlap_I				0.0011 (0.89)	0.0008 (0.86)	-0.0010 (-0.92)

注：括号内为 t 值；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，为了便于展示回归结果，表格只列出了关键变量的回归结果。

(三) 基金“抱团”与基金净值暴跌风险

为了检验基金“抱团”是否会增加基金净值暴跌风险，本文将负收益偏态系数（Ncskew）和收益上下波动比率（Duvol）作为被解释变量，运用模型（10）和（11）进行了回归分析，结果如表 10 所示。可以看到，股票重合度（Overlap_S）的系数在 1% 的水平显著，说明基金“抱团”股票增大了基金净值暴跌风险。另外，（Overlap_I）的系数也在 1% 的水平显著，说明基金“抱团”行业也会增大了基金净值暴跌的风险，通过表 3 可知“抱团”股票程度更高的基金“抱团”行业的程度也更高，被“抱团”股票的价格暴跌时，其所在行业以及行业内其它股票也会受到冲击，进而造成基金净值暴跌。综上所述，结果验证了假说 2。

表 10 基金“抱团”对基金崩盘风险的影响

“抱团”方式	股票“抱团”		行业“抱团”	
	方程	(1)	(2)	(4)
因变量	Ncskew	Duvol	Ncskew	Duvol
Overlap_S	0.0222*** (3.45)	0.0217*** (5.14)		
Overlap_I			0.0320*** (4.59)	0.0341*** (7.43)
Sex	-0.0183 (-0.98)	-0.0127 (-1.08)	-0.0175 (-0.95)	-0.0117 (-0.99)
Degree	0.0098 (0.54)	-0.0080 (-0.64)	0.0095 (0.53)	-0.0083 (-0.67)
Servetime	-0.0165**	-0.0100**	-0.0158**	-0.0092**

	(-2.41)	(-2.14)	(-2.30)	(-1.97)
Experience	0.0297	0.0219*	0.0277	0.0196
	(1.56)	(1.74)	(1.46)	(1.55)
HHI	-0.2836	-0.0840	0.5452	0.8437**
	(-0.49)	(-0.23)	(0.87)	(2.15)
Hold	0.3129***	0.1683***	0.2683***	0.1184***
	(5.33)	(4.75)	(4.38)	(3.23)
Flow	0.0070*	0.0035	0.0073*	0.0038
	(1.74)	(1.22)	(1.83)	(1.35)
Size	0.0039	0.0056*	0.0036	0.0051
	(0.84)	(1.78)	(0.77)	(1.63)
Turnover	0.0000	0.0012	-0.0003	0.0010
	(0.00)	(1.03)	(-0.15)	(0.81)
Age	0.0223**	0.0123**	0.0214**	0.0112*
	(2.47)	(2.07)	(2.36)	(1.89)
常数项	-0.4970***	-0.3754***	-0.4706***	-0.3438***
	(-4.25)	(-4.35)	(-4.02)	(-3.99)
时间	Yes	Yes	Yes	Yes
R2	0.114	0.081	0.115	0.085
F	38.2465	28.9187	39.2519	30.7288
N	8622	8622	8622	8622

注：括号内为 t 值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

(四) “抱团”影响基金业绩和净值暴跌风险的机理

结合上文的理论分析和实证分析，本文认为，具有较强分析能力和信息优势的高选股能力基金能够率先发现并投资低估值的“另类”股票，这类基金可以凭借较强的选股能力获得收益，当“另类”股票收益上涨且高选股能力基金的资产组合被其它基金发现时[36]，会不断吸引越来越多的基金和投资者模仿投资，在正反馈机制的作用下，资金投入和股票价格都会不断上涨，基金“抱团”形成并不断加强。低选股能力基金没有能力通过选股获得市场外超额收益，但如果选择参与“抱团”该股票，便可以在基金“抱团”抬高股价的过程中获得较好的收益，尤其是在新资金流入股票市场造成市场收益整体上升时，“抱团”基金可以凭借被“抱团”股票更强的吸资能力获得更高的收益，展现出较强的择时能力。当“抱团”导致股票价格严重脱离基本面直到无法继续上涨，这时股票价格过高且波动剧烈[37]，基金经理在短期业绩考核的压力下会选择撤资，其结果就是基金出逃以及股票价格暴跌，较高的股票重合度意味着基金更倾向于持有这类被“抱团”的股票，由于基金净值由基金投资组合中的资产价格决定，当股票价格暴跌时基金净值也会暴跌。虽然喜欢“抱团”的基金可以搭乘股票上涨时的“顺风车”，但也增加了基金净值暴跌的风险，“抱团”影响基金的机理可以用图 2 表示。“抱团”基金虽然选股能力较差，但却可以通过“抱团”股强大的吸资能力获得较强的择时能力，所以本文将从“抱团”基金选股、择时能力的角度对“抱团”影响基金业绩的机理进行检验。此外，本文还将从“抱团”基金与被“抱团”股票间互动关系的视角对“抱团”影响基金净值暴跌风险的机理进行检验。

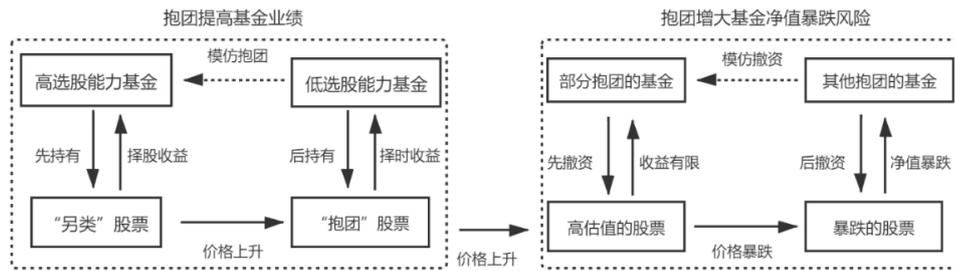


图 2 “抱团”影响基金业绩和净值暴跌风险的机理

1. “抱团”影响基金业绩的机理检验

为了检验“抱团”影响基金业绩的机理，首先，本文利用 HM 模型[38]和 TM 模型[39]计算了基金的择时能力和选股能力，选股能力衡量的是基金获得市场外超额收益的能力，择时能力衡量的则是基金在市场行情向好时获得更高收益的能力，HM 模型和 TM 模型分别如式（12）和（13）所示：

$$r_{i,d} - r_{f,d} = \alpha_i + \beta_1 \times (r_{m,d} - r_{f,d}) + \beta_2 \times (r_{m,d} - r_{f,d})^2 + \varepsilon_{i,d} \quad (10)$$

$$r_{i,d} - r_{f,d} = \alpha_i + \beta_1 \times (r_{m,d} - r_{f,d}) + \beta_2 \times Dummy \times (r_{m,d} - r_{f,d}) + \varepsilon_{i,d} \quad (11)$$

其中， $r_{i,d}$ 是基金*i*第*d*天的日收益率， $r_{m,d}$ 表示市场第*d*天的日收益率， $r_{f,d}$ 表示第*d*天的无风险收益率，当 $r_{m,d}$ 与 $r_{f,d}$ 的差大于0时，Dummy为1，否则为0，截距项 α_i 为基金*i*的选股能力， β_2 为基金*i*的择时能力，二者越大代表基金的选股能力与择时能力越强，由模型（12）和模型（13）分别得到了两个基金选股能力指标，用 S_HM 和 S_TM 表示，得到了两个基金择时能力指标，用 T_HM 和 T_TM 表示。然后，用基金的选股能力指标和择时能力指标作为被解释变量，使用模型（10）和（11）进行回归分析，结果如表 11 所示。可以看到，对于基金的选股能力 S_HM 和 S_TM，Overlap_S 的系数不显著为正，意味“抱团”基金往往并没有很好的选股能力，而对于择时能力 T_HM 和 T_TM，Overlap_S 的系数为正且在 1%的统计水平上显著，意味“抱团”基金往往具有更好的择时能力，能够借助“抱团”股票较强的吸收资金的能力，在市场行情较好时吸纳更多的资金推动“抱团”股票更大幅度的上涨，基金在获得基金业绩提升的同时继续吸收资金并增持“抱团”股，形成正反馈，基金净值不断增长。

表 11 “抱团”影响基金业绩的机理检验

“抱团”方式	股票“抱团”				行业“抱团”				
	方程	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
因变量	S_HM	T_HM	S_TM	T_TM	S_HM	T_HM	S_TM	T_TM	
Overlap_S	0.000 (0.10)	0.110* (3.53)	-0.005** (-4.80)	0.013** (7.45)					
Overlap_I					-0.001* (-1.82)	-0.073 (-1.95)	-0.004** (-3.20)	0.002 (1.11)	
截距项	0.119* (9.18)	1.202** (2.22)	0.113** (6.25)	0.040 (1.28)	0.116** (8.97)	0.867 (1.58)	0.114** (6.29)	0.022 (0.70)	
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R2	0.447	0.482	0.520	0.511	0.447	0.482	0.519	0.508	
F	277.819	242.372	267.028	289.692	278.268	244.103	265.500	287.492	
样本数	8622	8622	8622	8622	8622	8622	8622	8622	

注：括号内为 t 值；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，为了便于展示回归结果，表格只列出了关键变

量的回归结果。

2. “抱团”影响基金净值暴跌风险的机理检验

基金在“抱团”过程中会将“抱团”股票的价格推至过高水平，造成后续股票价格上升乏力，基金出于短期业绩考核的压力会选择撤出资金并导致股票价格暴跌，选择“抱团”会增大基金净值暴跌风险，为此本节将从“抱团”基金与被“抱团”股票间互动关系的角度对“抱团”影响基金净值暴跌风险的机理进行检验，具体做法如下：将 T-1 期期末被样本基金持有的股票按照持有该股票的基金数量从低到高分分为 10 组，然后分别计算各组股票在 T-1 期和 T 期收益率的均值、基金投资于各组股票资金占投资于所有股票资金的比值以及各组股票在 T 期的负收益偏态系数（Ncskew_Stock）和收益上下波动比率（Duvol_Stock）的平均值，计算结果如表 12 所示，可以发现：从收益水平来看，在 T-1 期期末被更多基金持有的股票其收益率在 T-1 期也更高，而在 T 期反而更低，其中，第 10 组的股票平均年收益在 T-1 期达到了 59.42%，而该组股票的平均年收益在 T 期却最低，说明被基金“抱团”的股票收益出现了明显的反转；从资金流动来看，投资于第 10 组股票的资金占比由 T-1 期的 59.571% 下降为 T 期的 47.74%，这意味着基金资金从这些被“抱团”股票中撤离；从股票价格的崩盘风险来看，T-1 期期末被较多基金持有的股票在 T 期的价格暴跌风险也会更高，如果基金持有这类股票则其净值的暴跌风险也会增加。综上所述，表 12 考察“抱团”基金与被“抱团”股票之间的互动关系，并验证了“抱团”影响基金业绩与基金净值暴跌风险的机理。

表 12 “抱团”影响基金净值暴跌风险的机理检验

分组	对股票按照被持有的基金数进行分组										差值
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
时期	T-1										
年收益率 (%)	26.74	23.90	23.16	23.44	28.53	30.99	32.37	34.95	38.97	59.42	-32.68***
资金占比 (%)	0.14	0.37	0.87	1.33	2.16	3.57	5.77	9.29	16.92	59.57	—
时期	T										
年收益率 (%)	21.87	18.14	17.85	19.20	19.15	16.06	13.22	12.56	12.27	6.20	15.66***
资金占比 (%)	1.51	1.75	2.27	2.68	3.59	4.96	6.80	10.55	18.16	47.74	—
Ncskew_Stock	-0.39	-0.39	-0.35	-0.36	-0.34	-0.31	-0.25	-0.23	-0.16	-0.13	-0.26***
Duvol_Stock	-0.26	-0.27	-0.23	-0.24	-0.25	-0.21	-0.17	-0.16	-0.11	-0.10	-0.16**
持有基金数	2.15	2.68	3.87	5.41	7.69	10.95	16.40	25.10	41.00	84.16	—
观测值数量	2542	2549	2548	2548	2549	2546	2547	2549	2548	2552	—

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

五、结论及政策建议

自 2006 年至 2020 年我国基金分别经历了以金融地产、消费、信息科技以及核心资产等为主题的“抱团”，基金“抱团”的程度整体呈现出越来越强的趋势且在 2020 年年末达到历史最高水平。虽然“抱团”作为基金投资领域的一个重要现象，但目前尚未有文献深入研究基金“抱团”对基金自身造成了怎样的影响，为此本文以 2006 年到 2020 年主动权益类基金为样本，通过实证研究发现：（1）从整体上看，我国基金“抱团”的现象十分明显且“抱团”有助于提升基金的业绩，但该提升作用主要发生“抱团”股票而不是“抱团”行业；（2）对于投资能力较弱、投资风格较保守以及规模较大的基金，“抱团”对基金业绩的提升主要作用更为显著；（3）“抱团”会增大基金的净值暴跌风险；（4）在进一步的机理研究中发现，被“抱团”股票能够在基金“抱团”过程中借助正反馈机制不断地吸收资金，推动价格不断上涨，基金可以在这个过程中获益，其表现是“抱团”基金拥有较高的择时能力和较弱的择股能力，但是基金在“抱团”过程中也会造成被“抱团”股票的估值泡沫，容易诱发基金资金出逃，造成被“抱团”股票价格和基金净值暴

跌。

本文研究结果对市场上不同主体都具有启示：对于基金经理而言，在参考同行持仓来获得信息的时候要分辨对方的收益来源于私有信息还是参与“抱团”的结果，识别对方持仓股票估值的合理性，避免盲目参与“抱团”并持有已经严重高估的“抱团”股而造成损失；对于投资者而言，在选择基金时不仅应该关注基金业绩，也应该关注基金的持仓和回撤，基金的业绩可能是基金参与“抱团”得到的而不是依靠基金本身的信息和能力获得，需要考虑投资“抱团”基金后基金净值暴跌造成的损失；对基金公司而言，应该采取多维的角度来考评基金经理，识别出真正有能力的基金经理，避免部分基金经理通过“抱团”搭便车，一旦基金净值集体暴跌，会严重损害基金公司的声誉；对于监管者而言，应该积极利用其影响力并通过完善相关法律法规来引导基金投资，防止基金“抱团”导致股票大涨大跌而损害市场价值发现和资源分配的功能。

【参考文献】

- [1] 周率,程勇,周孝华. 我国开放式股票型基金的“投资风格漂移”现象研究[J]. 管理世界, 2018,34(6):175-176 孟庆斌,吴卫星,于上尧. 基金经理职业忧虑与其投资风格[J]. 经济研究,2015,50(3):115-130
- [2] 史永东,王谨乐. 中国机构投资者真的稳定市场了吗?[J]. 经济研究, 2014,49(12):100-112
- [3] 吴晓晖,郭晓冬,乔政. 机构投资者抱团与股价崩盘风险[J]. 中国工业经济, 2019,371(02):119-137
- [4] 李科,陆蓉,夏翊. 基金家族共同持股:意见分歧与股票收益[J]. 经济研究, 2015,50(10):64-75
- [5] 申宇,赵静梅,何欣,等. 校友关系网络,基金投资业绩与“小圈子”效应[J]. 经济学(季刊), 2016,15(59):407-432
- [6] 李晓梅, 刘志新. 我国基金经理投资口碑效应研究[J]. 管理评论, 2012,24(3):7
- [7] 张济建,苏慧,王培. 产品市场竞争,机构投资者持股与企业 R&D 投入关系研究[J]. 管理评论, 2017(11):91-99
- [8] 曾志远,蔡东玲,武小凯. “监督管理层”还是“约束大股东”?基金持股对中国上市公司价值的影响[J]. 金融研究, 2018,462(12):157-173
- [9] 路磊,黄京志,吴博. 基金排名变化和羊群效应变化[J]. 金融研究, 2014(9):177-191
- [10] 侯伟相,于瑾. 基金资产网络、投资能力与基金净值暴跌风险——基于股票型基金的研究[J]. 国际金融研究, 2018(04):86-96
- [11] 许年行,于上尧,伊志宏. 机构投资者羊群行为与股价崩盘风险[J]. 管理世界, 2013,7(3):31-43
- [12] 陈新春,刘阳,罗荣华. 机构投资者信息共享会引来黑天鹅吗?——基金信息网络与极端市场风险[J]. 金融研究, 2017,445(7):140-155
- [13] Hirshleifer D., Subrahmanyam A., Titman S. Security Analysis and Trading Patterns When Some Investors Receive Information before Others[J]. The Journal of Finance, 1994,49(5):1665-1698
- [14] Chevalier J., Ellison G. Career Concerns of Mutual Fund Managers[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1999,114(2):389-432
- [15] Jiang H., Verardo M. Does Herding Behavior Reveal Skill? An Analysis of Mutual Fund Performance[J]. The Journal of Finance, 2018,73(5):2229-2269
- [16] Barberis N., Shleifer A., Vishny R. A Model of Investor Sentiment[J]. Journal of Financial Economics, 1998,49(3):307-343
- [17] Dass N., Massa M., Patgiri R. Mutual Funds and Bubbles: The Surprising Role of Contractual Incentives[J]. The Review of Financial Studies, 2008,21(1):51-99
- [18] Daniel K. D., Hirshleifer D., Subrahmanyam A. Overconfidence, Arbitrage, and Equilibrium Asset Pricing[J]. The Journal of Finance, 2001,56(3):921-965
- [19] Ferreira M. A., Keswani A., Miguel A. F., et al. The Flow-Performance Relationship around the World[J]. Journal of Banking & Finance, 2012,36(6):1759-1780
- [20] Fricke D. Are Specialist Funds “Special”?[J]. Financial Management, 2019,48(2):441-472
- [21] De Long J. B., Shleifer A., Summers L. H., et al. Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation[J]. The Journal of Finance, 1990,45(2): 379-395
- [22] Almazan A., Hartzell J. C., Starks L. T. Active Institutional Shareholders and Costs of Monitoring: Evidence from Executive Compensation[J]. Financial Management, 2005,34(4):5-34
- [23] Cremers K. J. M., Petajisto A. How Active Is Your Fund Manager? A New Measure that Predicts Performance[J]. The Review of Financial Studies, 2009,22(9):3329-3365
- [24] Kacperczyk M., Sialm C., Zheng L. On the Industry Concentration of Actively Managed Equity Mutual Funds[J]. The Journal of Finance, 2005,60(4):1983-2011
- [25] Brown N. C., Wei K. D., Wermers R. Analyst Recommendations, Mutual Fund Herding, and Overreaction in Stock Prices[J]. Management Science, 2014,60(1):1-20
- [26] Froot K. A., Scharfstein D. S., Stein J. C. Herd on the Street: Informational Inefficiencies in A Market with Short-Term Speculation[J]. The Journal of Finance, 1992,47(4):1461-1484

- [27] Jiang F., Kim K. A. Corporate Governance in China: A Modern Perspective[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2015,32(3):190-216
- [28] Crane A. D., Koch A., Michenaud S. Institutional Investor Cliques and Governance[J]. *Journal of Financial Economics*, 2019,133(1):175-197
- [29] Barber B. M., Huang X., Odean T. Which Factors Matter to Investors? Evidence from Mutual Fund Flows[J]. *The Review of Financial Studies*, 2016,29(10):2600-2642
- [30] Huij J., Verbeek M. On the Use of Multifactor Models to Evaluate Mutual Fund Performance[J]. *Financial Management*, 2009,38(1):75-102
- [31] Chen J., Hong H., Stein J. C. Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices[J]. *Journal of Financial Economics*, 2001,61(3):345-381
- [32] Kim J. B., Li Y., Zhang L. Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Analysis[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011,100(3):639-662
- [33] Dimson E. Risk Measurement when Shares Are Subject to Infrequent Trading[J]. *Journal of Financial Economics*, 1979,7(2):197-226
- [34] Song Y. The Mismatch between Mutual Fund Scale and Skill[J]. *The Journal of Finance*, 2020,75(5):2555-2589
- [35] Crawford S. S., Gray W. R., Kern A. E. Why Do Fund Managers Identify and Share Profitable Ideas?[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2017,52(5):1903-1926
- [36] Edelen R. M., Ince O. S., Kadlec G. B. Institutional Investors and Stock Return Anomalies[J]. *Journal of Financial Economics*, 2016,119(3):472-488
- [37] Henriksson R. D., Merton R. C. On Market Timing and Investment Performance. II. Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills[J]. *Journal of Business*, 1981, 54(4), 513-533
- [38] Treynor J., Mazuy K. Can Mutual Funds Outguess the Market[J]. *Harvard Business Review*, 1966,44(4):131-136
- [39]
- [40]

Fund “Holding Together”: Performance and Crash Risk

Su Zhi He Xu and Zhang Yongji

Abstract: From 2006 to 2019, China's mutual funds have mainly experienced four times “holding together”, each time there is a process of deepening and rapid disintegration. In this paper, we take China's open-ended active equity funds as a sample and use the fund's shareholding matrix and industry matrix to construct fund overlap index to study the fund's “holding together” and its impact on the fund. The results show that: first of all, Chinese funds have obviously similar stock portfolio and industry portfolio, funds show obvious characteristics of “holding together” and “holding together” can significantly improve the performance of funds; Second, “holding together” help funds with weaker investment abilities and more conservative investment styles to achieve higher returns, but it is not conducive to funds with stronger investment abilities. Further research finds that “holding together” increases fund crash risk, which is not conducive to the stability of the securities market. The research of this paper is of great significance to the investment strategy selection of fund managers and the risk prevention of fund market.

Key words: holding together, fund performance, investment ability, investment style, crash risk

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

1937

HDFH
瀚信网



Global FinTech Lab
全球金融科技实验室

HDFH
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN
金融联盟链



扫码关注