

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰

未来中国金融改革、开放和发展的目标

吴晓求

数字金融发展对跨境贸易人民币结算的影响

谭小芳、张柯柯、王雅琦等

银行竞争与创业选址：新经济地理学视角

章元、甘徐沁

数字金融使用与流动人口社会融入

巩润泽、吴卫星

技术炒作、信贷扩张与科技资产泡沫

朱民、杨斯亮、巩冰

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery

李 扬

Yaseen Anwar

李若谷

陈雨露

任志刚

Steve H. Hanke

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贡圣林

焦瑾璞

瞿 强

王 芳

赵锡军

曹 彤

Rainer Klump

Alfred Schipke

肖 耿

周道许

陈卫东

IL Houng Lee

谭松涛

杨 涛

庄毓敏

丁剑平

David Marsh

涂永红

曾颂华

鄂志寰

庞 红

汪昌云

张成思

郭庆旺

Herbert Poenisch

王国刚

张之骧

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：黄昱洲

栏目编辑：刘彦杉

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】

未来中国金融改革、开放和发展的目标————— 吴晓求 01

数字金融发展对跨境贸易人民币结算的影响

——来自省级 -- 国家跨境贸易人民币结算数据的经验证据——谭小芬、张珂珂、王雅琦、杨措 04

银行竞争与创业选址：新经济地理学视角————— 章元、甘徐沁 22

数字金融使用与流动人口社会融入————— 巩润泽、吴卫星 45

技术炒作、信贷扩张与科技资产泡沫：美国纳斯达克股市资产泡沫和风险的检测与分析——朱民、杨斯尧、巩冰 64

全球新变局之下的国际货币体系改革： 驱动因素、方案比较与未来展望 —— 张明、王喆、陈胤默 88

数字金融发展指标构建与国际比较研究 ————— 钟红、陆香怡 98

未来中国金融改革、开放和发展的目标¹

吴晓求²

引言

党的二十届三中全会指出，要“深化金融体制改革。加快完善中央银行制度，畅通货币政策传导机制。积极发展科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融，加强对重大战略、重点领域、薄弱环节的优质金融服务。”在实现现代化的过程中，金融的作用非常重要。去年10月份中央金融工作会议提出加快建设金融强国的宏伟目标，2024年习近平总书记在省部级主要领导干部推动金融高质量发展专题研讨班上，专门就金融强国的内涵、重要性、组成元素、实现路径及与现代化建设的关系等都做了重要论述。金融强国是非常重要的话题，中国金融改革、开放和发展都要朝着金融强国的目标前行，它是指引中国金融未来发展的总目标、总方向。

一、金融强国是个伟大的目标

金融强国，对我们国家来说，是一个艰难而伟大的目标，实现起来可能比人们想象的要难得多。金融强国目标的实现对中国现代化国家目标的实现有极其重要的推动作用。

建设金融强国，可能比建设经济强国、贸易强国、军事强国等要难得多，因为金融强国的实现除了有强大的实体经济的支撑、巨大的科技创新能力，还必须要有完善的法治，要有强大的国家软实力的支撑。世界上有30多个发达国家，军事强国也有10个左右，贸易强国也不少，在发达国家中对外依存度很高的国家都可以称之为贸易强国。但是在其中，金融强国少之又少，非常稀缺。一般认为，英国是过去的金融强国，美国是今天的金融强国。可见金融强国是稀缺的。

二、金融强国有两个最重要的指标

金融强国有两个最重要的指标：一是本币的自由化、国际化。本币要在国际上有巨大影响力，这是金融强国的一个重要象征。从过去的英镑到今天的美元，它们在全球都有巨大影响力。欧元不是独立国家发行的货币，欧元在今天也有很大影响力。除此以外可能就是日元，日元是一种国际性货币，也有一定的影响力，但没有金融强国所需要的那么巨大的影响力；二是金融市场主要是资本市场是高度开放的。资本市场高度开放的结果将可能形成国际金融中心，也就是说全球资本会越来越多地到这个市场来投资，以至于外国投资者或者境外投资者在资本市场的比重不断提高。外国投资者或境外投资者占比超过一定比例，规模达到一定数量后，实际上，这个市场就成为国际金融中心了。虽然国际金融中心的地位可以有所差异，比如可以是货币交易和定价中心，也可以是某种货币计价的资产交易中心，这种交易中心可能就是全球财富管理中心。也就是说货币和市场是金融强国两个最重要的标志。

所以，从这两个指标来看，除了英国和美国，其他国家现在很难说是金融强国。也有人说，美国不是金融强国而是金融霸权。中国要建设的金融强国当然不是谋求金融霸权，它谋求的是为中国现代化建设提供源源不断的动能，为中国乃至全球投资者提供新的金融福利，能有效地改善全球金融体系和金融结构。

我认为，如果我们遵循金融强国形成和发展的一般规律，坚定不移地走改革开放之路，坚定不移地走

¹ 原载于《北京日报》2024年9月23日

² 吴晓求，中国人民大学原副校长、国家金融研究院院长

中国特色的社会主义市场经济道路，走法治化的道路，把完善的法治放在头等重要的位置，金融强国的目标是能实现的。从这个意义上说，中国有可能成为第三个金融强国。也有人质疑我这个观点，说我过于乐观。实际上，只要我们坚定不移地走市场经济之路，坚定不移地走改革开放之路，把完善的法治放在特别重要的位置，注重科技创新和契约精神的培育，是完全有可能的。这就是，我为什么说金融强国是个艰难而伟大的目标的原因。

人民币的自由化、国际化很重要。如果人民币能成为全球机构投资者包括各国央行、政府最重要的财富储备工具，同时，在全球贸易定价市场和全球贸易结算市场占据较大的比例，那就离金融强国的目标真的不远了。

资本市场境外投资者的占比也很重要，今天中国市场境外投资者占比只有 4.5%，如果未来哪一天能达到 20%，那就了不得了，金融强国的目标也就快实现了。这也就是说，在完善法治的基础上，推动人民币的自由化和国际化，在发展资本市场的过程中，推进中国资本市场的国际化，以至于成为国际金融中心，这是实现金融强国的两大支柱或两个显著标志。这两大支柱的形成，对我们来说，面临着巨大的挑战，可能比当年加入 WTO（世贸组织）的复杂程度要复杂得多。2002 年 12 月加入 WTO，意味着中国社会全面融入国际经济体系，是中国近现代史上伟大的事件，实体经济全面融入国际经济体系，从而才有了今天这样辉煌的成果。人民币国际化，金融市场国际化比加入 WTO 复杂得多。所以，金融的开放和国际化步伐相对缓慢，是因为非常复杂，稍不留意就会引发巨大动荡，金融风险远比加入 WTO 后某个传统产业兴衰复杂得多，但同时，我们又必须坚定不移地推动开放。

三、金融强国目标的实现，将从三个维度推动中国式现代化

我们要把实现金融强国目标的困难想透，把前面的路径想清楚。从今天到未来的金融强国目标，这中间是要翻山越岭的，有湍急的河流，还有爬雪山、过草地，还有一道又一道的崇山峻岭，我们怎么去跨越？前面的路绝对不是坦途。金融强国的实现，将极大地推动中国社会的现代化。前面说过，金融强国有两大支柱，即货币的自由化、国际化，以及金融市场（资本市场）的开放，乃至形成国际金融中心。同时，它要求国家要有很强的软实力。软实力来自完善的法治；有了完善的法治，社会才会有高度的契约精神。金融市场的运行是靠契约来维系的，契约精神是建立在法治基础上的。同时，金融强国还要有很高的透明度，透明度、契约精神和法治是现代社会的基石。所以，金融强国的建设，能够极大地推进中国社会的现代化，而中国社会的现代化是中国成为现代化国家的重要基础。我们实现现代化不仅仅是人均 GDP 超过 1.28 或 1.38 万美元，超过这个标准，还只是高收入国家，还并不是发达国家。因为发达国家还有一系列严格的社会指标。所以，金融强国目标的实现，将从法治、契约精神和透明度三个维度去推动中国式现代化。

四、金融强国必须建立在市场化、法治化和国际化的基础上，

这就要求我们不断改革

当前学术理论界很重要的任务，就是思考从今天到未来目标实现的路径。中央提出了金融强国的目标，我们一定要深刻理解这个目标的内涵，而不是简单地认为，有多少家金融机构，资产规模有多大，就是金融强国。金融强国必须建立在市场化、法治化和国际化的基础上，这就要求我们不断改革。

第一，金融强国一定要走市场化之路。市场化才能让我们的金融高质量地服务于实体经济。实体经济需求非常多样，无论是来自居民部门的需求，还是来自投资者、企业家们的需求，他们的金融需求日渐多样，这种多样化的金融需求必须通过金融创新来满足，而金融创新的平台是市场化机制。所以，金融的市场化改革是推动金融高质量服务实体经济最重要的机制。千万不要误以为，把它归类归类，集中管起来就能高质量服务于实体经济，一定要认识到是基于市场化的金融创新，因为只有市场化的金融创新才可以满足多样化的金融需求。

第二，要走法治化之路。法治化最重要的是解决信心和预期问题。金融一旦没有信心、没有预期就会混乱。一个没有法治传统，没有深厚法治理念的国家希望能有很好的契约精神是不现实的。社会契约精神来源于深厚的法治理念和悠久的法治传统，是法治精神的社会延伸。金融如果缺乏契约精神，一切无从谈起，就会混乱不堪。所以，契约依赖于法治，依赖于透明度。金融强国是别人说你强，不是自己说自己强。别人如果说你强，他就会将资本投到你这个国家。投资首先考虑的是安全问题，如果缺乏安全感，强的基础都不存在。所以，安全、信心、预期很重要。

第三，走国际化之路。国际化是实现中国金融强国的重要路径。国际化就是强调开放，封闭成不了金融强国。我们不要害怕开放，当年我们的经济那么落后都全面开放了，加入 WTO 了，实体经济全面融入国际经济体系。结果是，中国经济获得了前所未有的发展，开放注入了新的生命力，开放给中国经济巨大的增长空间，开放让我们学到了先进的理念，开放让我们知道竞争优势与不足，关起门来什么都不知道，金融尤其这样。人民币肯定要经过国际市场的大风大浪，不经过大风大浪怎么可能成为有影响力的国际货币。所以，金融强国目标实际对我们提出了更高的要求，不要以为货币只是经济增长的短期工具，在货币政策方面，我们要有扩张与收缩的机制，要有完善的法治，要有强大的经济基础，要有很强的科技创新能力，这些都是一个国家综合信用的体现，人民币国际化再现的就是这种信用能力。我们必须管理好人民币长期信用，让其保持国际社会可信任的基础很重要。

金融强国的载体是资本市场。现在这个载体存在的问题必须经过艰难的改革。资本市场制度转型期是比较敏感的，我们必须闯过去。过去的资本市场理念不正确，导致制度、规则、政策、工具等都是有问题。现在中国资本市场正在按照金融强国的要求进行艰难的制度变革需要很长时间。

总体而言，我认为，我们必须对金融强国有深刻的理解。它不可能一蹴而就，是极其艰难的过程。这个艰难的过程也是中国现代化实现的过程，是中国社会法治不断完善的过程。

数字金融发展对跨境贸易人民币结算的影响

——来自省级—国家跨境贸易人民币结算数据的经验证据¹谭小芬² 张珂珂³ 王雅琦⁴ 杨措⁵

【摘要】推动跨境贸易本币结算是稳慎扎实推进人民币国际化的关键动力。数字金融作为数字化手段与金融服务的融合，对于推动跨境贸易人民币结算具有重要意义。本文使用 2012-2019 年独特的省份-国家层面的跨境贸易人民币结算数据，通过构建省级层面的数字金融指数以考察数字金融发展对跨境贸易人民币结算的影响。结果发现，数字金融发展可以显著提升跨境贸易人民币结算的规模和份额，且对金融发展禀赋较低的地区、发展中国家、非国际四大货币经济体以及与中国签订自由贸易协定和双边货币互换协议的国家促进作用更大。数字金融主要通过金融渠道与贸易渠道促进跨境贸易人民币结算。其中，金融渠道表现为数字金融通过提升货币结算效率使得人民币交易成本降低，贸易渠道表现为数字金融通过缓解企业融资约束使得企业贸易市场份额增加，这两方面均能促进跨境贸易人民币结算。进一步研究发现，金融双向开放水平的提高会显著增强数字金融发展对跨境贸易人民币结算的促进作用。本文的研究厘清了数字金融与对外贸易本币计价结算之间的影响机理，为进一步推动金融服务实体经济以及稳慎扎实推进人民币国际化提供了新的经验证据。

【关键词】数字金融；跨境贸易人民币结算；人民币交易成本；贸易市场份额

引言

党的二十大报告提出，坚持高水平对外开放，加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。作为推进高水平对外开放的重要议题，人民币国际化对于中国抵御现有国际货币体系对中国金融系统和实体经济的冲击至关重要（王孝松等，2021）。过去十几年间，在政策和市场的驱动下，人民币国际化在跨境贸易人民币结算试点中拉开序幕，随着业务类型的拓展以及办理流程的简化取得了显著进展（宋科等，2022）。然而，受限于中国的金融发展与美元的网络外部性，人民币国际化任重道远（邓富华和霍伟东，2017）。2023 年中央金融工作会议强调，要稳慎扎实推进人民币国际化进程。这表明人民币国际化的质量比速度更重要，也意味着中国要走一条符合自身发展规律的货币国际化路径。历史经验表明，货币国际化的发展并没有统一路径，但大多遵循货币国际化的发展规律，即分“三步走”：①实现贸易计价和结算货币职能，使本币在国际贸易中充当计价和结算货币；②实现投融资货币职能，使本币在国际金融交易中充当投融资货币；③实现国际储备货币职能，使本币成为大多数国家重要的储备货币之一。实际上，上述各项职能在货币国际化过程中并非同步发展，三者之间并不存在严格的次序关系，相反更多存在着正向交互机制（Chahrour and Valchev, 2019）。推动跨境贸易本币结算是人民币国际化路线图的核心措施，也是近年来推动人民币国际化进程的关键力量。当前，人民币的贸易计价结

¹ 原载于《中国工业经济》2024 年第 9 期

² 谭小芬，北京航空航天大学经济管理学院教授，博士生导师，经济学博士

³ 张珂珂，中央财经大学金融学院博士后，经济学博士

⁴ 王雅琦，中央财经大学金融学院副教授，博士生导师，经济学博士

⁵ 杨措，青海理工学院商学院讲师，经济学博士

算职能曲折前进，较美元、欧元等主要国际货币有较大差距，稳慎扎实推进人民币国际化仍需持续推进跨境贸易人民币结算。充分发挥跨境贸易结算促进人民币充当国际货币各项职能的“牛鼻子”功能，对于实现高水平对外开放具有深远意义。

在众多影响跨境贸易结算的因素中，金融市场发达程度是关键因素（Goldberg and Tille, 2008）。较高的金融发展水平意味着金融市场规模的扩大、金融结构的演变以及金融功能的不断完善，不仅能够提升货币结算效率，降低货币交易成本，而且能够缓解实体企业融资约束，提升企业贸易市场份额，增加本国企业在国际贸易结算中的货币定价能力（Ito and Chinn, 2014）。中国的传统金融体系并不完善，是制约跨境贸易人民币结算的重要因素。当前，金融发展水平不足导致跨境贸易人民币结算面临如下障碍：①支付结算便利度不足，货币交易成本较高。泰国原财长查隆坡曾指出，泰国当前跨境贸易中 90%均采用美元而非人民币计价，主要原因是人民币交易成本是美元的两倍多。②美元网络外部性的限制。Chahrour and Valchev（2019）指出家庭与央行持有较多的美元资产促使企业采用更多的美元进行贸易结算，两者内生性作用促使美元始终发挥着主导货币的交易媒介作用。③贸易企业融资成本高、贸易产品技术优势仍相对不足。张明等（2022）研究指出，多数从事生产组装的境内企业因技术水平不足在对外贸易中货币结算的话语权较低。

随着中国数字经济不断发展，数字技术与金融服务的跨境融合理论上能够打破落后的金融发展对跨境贸易人民币结算的制约。作为金融功能演进的重要表现形式之一，数字金融是数字化手段与金融服务的融合，兼具科技属性与金融属性两种特性，能够有效弥补传统金融的短板，对于破除上述障碍具有不可忽视的作用（Goldstein et al., 2019）。一方面，数字金融发展能够增加商业银行国际结算效率，降低人民币交易成本。数字金融通过数字技术利用不仅使得商业银行人民币账户开设效率与信息处理能力提升，增强商业银行国际结算效率；而且促使中央结算基础设施如人民币跨境结算系统（CIPS）的清算效率提升，进一步有助于增强商业银行结算效率。商业银行国际结算效率的提升意味着人民币跨境交易便利性上升，人民币交易成本随之下降，促使企业更多地选择人民币进行结算（张明等，2022）。另一方面，数字金融发展能够满足更多贸易企业融资需求，提升企业贸易市场份额。数字金融利用互联网金融发展不仅有效地吸纳了市场中的金融资源为企业提供层次更为丰富的融资渠道和方式（唐松等，2020），为企业扩大跨境贸易提供坚实基础；而且促使商业银行金融资源配置效率和风险管理能力增强，有助于缓释创新企业融资约束（Laeven et al., 2015），提升企业贸易商品竞争力。随着贸易规模与贸易产品竞争力提升，中国企业的贸易市场份额逐步扩大，意味着中国企业在结算货币选择上的议价能力增强，从而更多地选择人民币进行结算（Boz et al., 2022）。可见，数字金融能够通过降低人民币交易成本和提升贸易市场份额促进跨境贸易人民币结算，本文分别其归纳为金融渠道和贸易渠道，这两个渠道共同推动了数字金融发展促进跨境贸易人民币结算的效果。

现阶段，无论是数字金融的发展，还是跨境贸易人民币结算，均是中国政府高度关注的问题。二十大报告中强调“打造数字经济强国，促进数字经济与实体经济的深度融合”。鉴于此，本文利用人民币跨境收付信息管理系统（RMB Cross-border Payment and Receipt Management Information System，简称 RCPMIS）数据库，使用真实交易数据度量各省跨境贸易人民币结算现状。通过构建省级层面的数字金融指数，考察数字金融发展对跨境贸易人民币结算的影响，并深入分析了内在的传导机制。文章着重解决了三个问题：一是既然金融发展是影响跨境贸易结算的重要因素，那么，数字金融发展是否会促进各省跨境贸易人民币结算；二是两者之间究竟存在怎样的传导机制；三是采取何种政策能够进一步促进数字金融发展对跨境贸易人民币结算的影响。

相较于已有研究，本文的边际贡献体现在如下三方面：①使用了独特的 RCPMIS 数据库作为数据源，更为真实地度量了省级层面的跨境贸易人民币结算规模和份额，并进一步考察了省级跨境贸易人民币结算的影响因素。一方面，现有学者在考察跨境贸易人民币结算与人民币国际化进程时，多数使用的是环球银行金融电信协会（Society for Worldwide Interbank Financial Telecommunications, SWIFT）数据库（王孝松等，2021；宋科等，2022）。

由于该数据库未统计通过跨境人民币清算系统和商业银行国际行内系统进行结算的部分,可能存在低估真实的跨境贸易人民币结算的问题,而本文使用的 RCPMIS 数据库统计范围更广,与人民币的跨境贸易结算真实情况更加契合,从而弥补了使用 SWIFT 数据库的不足。另一方面,受制于数据的可得性,鲜有研究基于省际层面考察本国金融市场对跨境贸易人民币结算的影响。实际上,中国各省跨境贸易人民币结算进程存在较大差异,不利于推进区域协调发展。本文基于境内省份-境外伙伴国家-时间层面的高维度细分数据,弥补了现有研究的缺陷,为相关部门探寻跨境贸易人民币结算区域非均衡性问题提供了政策参考。②从金融发展视角,考察了数字金融对跨境贸易人民币结算的影响。在此基础上,探究金融开放政策在数字金融影响跨境贸易人民币结算过程中的重要作用,为破解当前跨境贸易人民币结算面临的障碍提供了新思路。受制于传统金融发展,人民币跨境结算面临结算便利性不足、贸易竞争优势不足以及美元网络外部性的阻碍。但当前从金融发展视角考察跨境贸易人民币结算的研究仍相对稀少,仅有的聚焦二者的研究未检验其中的传导机制(霍伟东和邓富华,2015),也鲜有研究进一步考察金融开放是否会影响金融发展对跨境贸易人民币结算的作用程度。本文的研究能够弥补这一不足,能为破解跨境人民币结算障碍、推进人民币国际化提供新思路。③详细阐释了数字金融发展影响跨境贸易人民币结算的渠道,拓展了数字金融经济效应的研究。关于数字金融经济效应的研究主要侧重于技术创新(唐松等,2020;聂秀华等,2021)、居民消费(张勋等,2021)、商业信用配置(钟凯等,2022)。部分研究考察了数字金融对出口贸易的积极作用(张铭心等,2022),但鲜有研究将研究对象拓展至省级跨境贸易人民币结算。本文在聚焦数字金融影响省级跨境贸易人民币结算的基础上,从金融与贸易两个渠道探究其中的传导机制及异质性影响,有助于政府部门针对性地制定数字经济和实体经济深度融合的政策工具。

一、理论分析

人民币结算是指贸易双方在合同签订与实际交易过程中自愿选用人民币作为结算货币的一种币种结算方式。依据国际货币结算理论,贸易双方选择何种货币进行结算主要取决于贸易国的经济实力、市场份额、产品竞争力与货币交易成本(Mckinnon, 1980; Bacchetta and Wincoop, 2005),而这些因素均会受到一国金融发展的影响。金融发展指金融市场规模的扩大、金融结构的演变以及金融功能不断完善的过程。金融发展水平的提高一方面能满足企业在生产、贸易经济活动中的资金需求,促进企业提升产品竞争力与市场份额,增强贸易国经济实力;另一方面能提升金融机构的货币结算效率,降低企业在结算过程中的货币交易成本。因而,金融发展是影响企业结算货币选择的重要因素。对于中国而言,中国金融体系发展尚不完善(黄益平和黄卓,2018),在促进跨境贸易人民币结算方面仍存在不足之处,传统金融机构货币结算效率低,资源配置效率低以及对创新企业支持不足等问题遏制了跨境贸易人民币结算的提高(张明等,2022)。

作为一种全面、高效、低成本的全新金融服务模式,数字金融为解决传统金融发展不足问题带来了潜在契机。近几年,各界关于“数字金融”概念提出了多种定义,如泛指传统金融机构与互联网企业利用数字技术实现融资、支付、投资和其他新型金融业务模式(黄益平和黄卓,2018);或者泛指数字经济时代,传统金融机构、网络平台企业、科技公司等从业机构,依托数字技术、数字渠道和数字基础设施,实现金融产品服务、业务流程、商业模式等方面的数字化创新(World Bank, 2020)。虽然现有定义不尽相同,但本质是突出金融系统中的业务主体利用数字技术改善金融服务的过程。作为数字化手段与金融服务的融合,数字金融较之传统金融,具有优化资源配置与降低交易成本的优势(Goldstein et al., 2019)。这些优势对于助力跨境贸易人民币结算具有重要作用。理论上,数字金融在促进跨境贸易人民币结算方面具有双重作用。一方面,它降低了贸易双方企业的人民币交易成本;另一方面,它增加了本国企业在跨境贸易中的市场份额,这两方面的作用共同推动了跨境贸易人民币结算的发展。本文将数字金融通过降低人民币交易成本和提升贸易市场份额促进跨境贸易人民币结算的过程分别归纳为金融

渠道和贸易渠道。

金融渠道方面，数字金融发展能够通过提升货币结算效率来降低人民币交易成本，进而助推跨境贸易人民币结算。在整个跨境贸易人民币结算业务中，中国金融机构需要为人民币的跨境结算提供账户开设、货币收付与风险管理等金融服务，因而，金融服务的优劣即货币结算效率的高低会影响人民币交易成本，从而影响跨境贸易中结算币种的选择（Ito and Chinn, 2014; Eichengreen et al., 2017）。一方面，数字金融发展不仅能突破物理网点的限制使得贸易双方更便捷地办理账户开设业务（黄卓等，2018），而且能促使提供结算服务的境内商业银行与中央银行即时有效地利用数字信息清算货币收付资金，直接提升商业银行的货币结算效率，减少人民币交易成本；另一方面，数字金融发展能够利用大数据信息与区块链技术有效发展实时撮合的混合运算模式，提升重要金融基础设施人民币跨境结算系统（CIPS）的清算效率，进而优化商业银行货币结算流程，降低人民币交易成本（张明等，2022）。人民币交易成本的降低会促进人民币交易规模，使得外汇市场中货币流动性增强，汇兑价格波动风险降低，进一步减少人民币交易成本。在货币网络外部性的长期作用下，跨境贸易人民币结算量不断增加（Eichengreen et al., 2017）。当前，中国资本账户并未完全开放，人民币未实现与多数国家货币之间的直接兑换。与不能进行人民币直接兑换的国家相比，与中国建立直接货币结算关系的国家的突出优势是货币交易过程中不需要引入第三方货币进行货币兑换，因而，这些国家人民币交易成本下降程度会显著大于未能直接汇兑人民币的国家，数字金融发展提升跨境贸易人民币结算的效应也更强。

贸易渠道方面，数字金融发展能够通过缓解企业融资约束来增加本国企业的跨境贸易市场份额，进而助推跨境贸易人民币结算。贸易市场份额主要衡量本国企业在国外市场的影响力，多取决于贸易规模与贸易商品竞争力（Bacchetta and Wincoop, 2005）。中国传统金融供给不足，金融市场信息不对称问题突出，实体经济尤其是中小企业与创新型企业的融资成本较高，严重制约了中国贸易规模与贸易商品竞争力的提升（黄卓等，2018；黄益平和黄卓，2018）。一方面，数字金融发展借助互联网金融的发展平台，有效吸纳了市场中的金融资源并转为有效供给，为企业提供层次更为丰富的融资渠道和方式（唐松等，2020）。同时，数字技术赋能传统金融机构的信贷服务流程，通过简化借贷审批程序，优化贷款流程，缓解实体企业的融资约束，促进企业贸易规模的提升，增加企业贸易市场份额；另一方面，数字金融发展能够促使传统金融机构利用信息技术优势，以大数据分析为手段，处理各种企业在互联网上沉淀下来的行为数据等软信息，缓解更多潜在的有真实贸易融资需求企业的融资约束（Jagtiani and Lemieux, 2018），尤其是那些因投入更多资金进行技术创新与产品研发活动而不确定性较强的技术密集型企业，通过提升其贸易商品竞争力，增加企业贸易市场份额（付宏等，2013；黄卓等，2018）。贸易市场份额的增加意味着贸易伙伴国对中国的依赖度增强，此时，中国企业在结算货币选择上的议价能力增强，从而有利于选择人民币进行结算（Boz et al., 2022）。对于那些受融资约束较高地区的贸易企业而言，由于其贸易融资需求更大程度地被满足，贸易市场份额提升得更多，数字金融发展提升跨境贸易人民币结算的效应也更强。

因此，数字金融在促进跨境贸易人民币结算方面发挥了重要作用。一方面，通过增加货币结算效率降低了人民币交易成本，增强了企业使用人民币进行结算的意愿，即金融渠道。因为与中国建立直接货币结算关系的国家的人民币交易成本下降程度更高，所以数字金融发展对其跨境贸易人民币结算的促进作用更显著；另一方面，通过缓解企业融资约束增加了企业贸易市场份额，提升了企业选择人民币进行货币结算的议价能力，即贸易渠道。因为受融资约束更大的地区的贸易市场份额提升得更多，所以数字金融发展对其跨境贸易人民币结算的促进作用更显著。基于此，本文提出以下假说：

假说 1：数字金融发展能够促进跨境贸易人民币结算。

假说 2：数字金融发展可以通过金融渠道影响跨境贸易人民币结算。与中国建立直接货币结算关系的国家的人民币交易成本下降程度更高，数字金融发展对其跨境贸易人民币结算的促进作用更显著。

假说 3：数字金融发展可以通过贸易渠道影响跨境贸易人民币结算。受融资约束更高的地区企业的贸易市场

份额提升得更多，数字金融发展对其跨境贸易人民币结算的促进作用更显著。

在数字金融发展影响跨境贸易人民币结算过程中，由于数字金融本身具有普惠之义（Allen et al., 2016），因而无论是人民币交易成本的降低还是贸易市场份额的提升，均对那些传统金融禀赋较差的地区更加明显。一方面，这些地区的金融基础设施不够发达，传统金融机构的货币结算服务效率较低，促使人民币交易成本较高；另一方面，这些地区的经济主体往往不能享受便捷的借贷、现金存取等金融服务，进出口企业贸易活动也就受到限制（张铭心等，2022）。数字金融的数字便利性能够提升传统金融机构的结算效率，同时在一定程度上解决了传统微型金融机构风险评估成本高的问题，因而，在传统金融禀赋发展程度较差的地区，数字金融发展的“雪中送炭”功能能够促使其跨境贸易人民币结算增加得更加明显。此外，由于跨境贸易人民币结算货币的选择涉及贸易双方，除了本国地区金融发展，贸易对手国的经济金融发展水平也是重要因素。Goldberg and Tille（2008）的研究指出，经济实力提升与金融市场发展均会显著增加本币在跨境贸易中的占比。一方面，经济实力的提升会增加本国在全球市场中的贸易份额，增强贸易结算中货币选择的话语权（Kamps, 2006）；另一方面，金融市场发展会增强本国货币的流动性，降低交易成本并减少汇兑风险，增强本国货币的吸引力（霍伟东和邓富华，2015）。与发达国家相比，发展中国家大多经济实力较弱且金融市场深度不足。货币交易成本较高叠加主要国际货币的网络外部性，促使发展中国家更难推动本币的国际化使用（Goldberg and Tille, 2008）。最后，货币国际化的历史经验表明，降低本币交易成本的有效措施是增加贸易双方的本币自由使用（Kim, 2007）。通过贸易国之间贸易和金融的双边合作，不断提升贸易双方的本币可获得性，不仅能够增加本币流动性，降低货币交易成本，而且能够提高贸易关联度与便利化，通过增加贸易市场份额，促使跨境贸易本币结算增加，进一步强化本币结算的网络外部性（Perez-Saiz and Zhang, 2023）。据此，本文提出如下研究假说：

假说 4：在传统金融禀赋较差的地区、发展中国家与非国际四大货币经济体以及与中国签订贸易协定与货币互换的国家，数字金融发展对跨境贸易人民币结算的影响程度更深。

二、基本事实与研究设计

1. 基本事实

为刻画跨境贸易人民币结算在不同省份区域的异质性，本文基于 RCPMIS 数据绘制了 2012-2019 年中国 31 个省级人民币跨境结算的分布状况以及时间趋势图。详见《中国工业经济》网络发行版附表 1。

总体来看，跨境贸易人民币结算呈现如下特征：①跨境贸易人民币结算规模呈现出东高西低的分布特点，且东南沿海和北京、天津等经济更为发达的地区，跨境贸易人民币结算规模也更高。可以看出，样本期间，上海、广东、北京以及数字经济活跃的浙江，处于跨境贸易人民币结算规模的第一梯队；此外，除海南、陕西、吉林、云南之外，人均 GDP 发展水平较高的地区，跨境贸易结算总额也越高。②跨境贸易人民币结算份额的分布较为均匀，但多数地区的跨境贸易人民币结算份额处于第三梯队且低于平均值，表明中国各省跨境人民币结算水平仍有待进一步提升。③中西部地区的跨境贸易人民币结算的增长态势明显高于东部地区。图 2（a）和图 2（b）展示了四大东部地区以及四大中西部地区的跨境贸易结算份额的趋势变动。可以发现，东部地区跨境贸易本币结算份额呈现出起点早、基数大和增速小幅下降的态势，与之相反，中西部地区虽然基数较小，但多数地区结算份额呈现较快的增长态势。

2. 模型设定

文章主要考察数字金融发展对跨境人民币结算的影响，基准回归模型设定如下：

$$cbst_{p,j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DF_{p,t-1} + \alpha_2 X_{p,t-1} + \alpha_3 X_{j,t-1} + \delta_{p,j} + \delta_t + \varepsilon_{p,j,t} \quad (1)$$

其中，下标 p, j, t 分别表示省份、国家和季度。 $cbst_{p,j,t}$ 表示 p 省 t 期对 j 国的跨境人民币结算，包含结算规模($ToTcb_{p,j,t}$)与结算份额($ProPcb_{p,j,t}$)。 $DF_{p,t-1}$ 表示 $t-1$ 期 p 省数字金融发展程度(减弱反向因果问题)。 X 为一组控制变量， $\delta_{p,j}$ 表示省级-国家个体固定效应，用于控制不随时间变化的省份-国家双重层面因素的影响， δ_t 为时间固定效应，控制不随个体变化的影响。

进一步地，我们检验数字金融对跨境贸易人民币结算的影响机制。将机制变量($channel$)自身及其与 DF 的交互项引入基准回归中，设置(2)式进行回归。

$$cbst_{p,j,t} = \beta_0 + \beta_1 DF_{p,t-1} + \beta_2 DF_{p,t-1} * channel_{p,j,t-1} + \beta_3 channel_{p,j,t-1} + \beta_4 X_{p,t-1} + \beta_5 X_{j,t-1} + \delta_{p,j} + \delta_t + \varepsilon_{p,j,t} \quad (2)$$

3.指标构建

上述回归方程中各变量的具体含义及构建方法如下：

(1) 被解释变量($cbst_{p,j,t}$)。本文的被解释变量为跨境贸易人民币结算，具体指跨境贸易人民币结算规模($ToTcb_{p,j,t}$)与结算份额($ProPcb_{p,j,t}$)，其中结算份额为跨境贸易人民币结算量占跨境贸易总量的比重。两者均取自然对数。

(2) 核心解释变量($DF_{p,t-1}$)。本文的核心解释变量是数字金融指数。基于数字金融定义(黄益平和黄卓, 2018)，文章认为数字金融主要是由传统银行的数字转型与新型互联网企业发展起来的数字金融系统构成，具有金融属性和科技属性双重属性(黄卓等, 2018)，因而在指数构建时需包含信息化与互联网发展、商业银行数字化转型以及互联网金融发展三个一级指标。借鉴现有研究的做法(顾海峰和杨立翔, 2018; 黄群慧等, 2019;)，文章进一步选择了十个二级指标构建了省级层面的数字金融发展指数，记为 DF 。具体指标选择如表1所示，各指标选择原因与指数构建的细节与优势参见《中国工业经济》网络发行版附表2和附表3。

表1 数字金融发展水平测算指标体系

一级指标	二级指标	指标权重	指标属性
信息化与互联网发展	计算机服务和软件从业人员占比	31.76%	+
	人均电信业务总量		
	每百人互联网用户数		
商业银行的数字化转型	商业银行战略数字化指数	28.26%	+
	商业银行业务数字化指数		
	商业银行管理数字化指数		
互联网金融发展	第三方互联网支付市场规模	39.98%	+
	企业电子商务市场规模		
	互联网保险基金规模		
	搜索引擎市场规模		

注：表中指标权重是利用特征根与主成分因子载荷矩阵得到，首先计算各二级指标的综合得分在总得分的比重，得到二级指标的权重，其次进行加总，得到一级指标的权重。

需要指出的是，目前，考察数字金融经济效应的文章大多采用的是《北京大学数字金融指数(2011-2020)》(郭峰等, 2020; 张勋等, 2023)，该指数是当前为数不多的受到广泛认可的、具有总体代表性的中国数字金融发展测度指标。但若用数字普惠金融指数直接衡量本文的数字金融发展，会产生存在如下问题：一是可能引发指标衡量与研究对象匹配不当的问题。根本原因在于数字普惠金融与文章数字金融的侧重点不同，前者更强调普惠

性，而文章更强调数字便利性，直接使用可能会误解文章研究对象是数字普惠金融针对的特殊群体而非跨境贸易企业。二是可能引发机制检验与理论分析不一致的问题。数字普惠金融指数本身具有指数多样性不足与来源比较单一的局限性（郭峰和熊云军，2021）。突出表现是其不包含传统金融利用数字化的能力，而传统金融机构的数字化是数字金融发展影响跨境贸易人民币结算金融渠道存在的重要原因。此外，其数据来源是支付宝蚂蚁的生态系统，更多地涉及居民个体的日常经济活动，难以与贸易企业受益于金融发展进而促进跨境贸易人民币结算的逻辑链条吻合，直接使用可能无法准确地检验文章的传导渠道。鉴于此，文章从数字金融的定义出发选择对应的指标，利用主成分分析法和熵权法构建出更契合文章主题的数字金融指数，该指数也是当前“数字金融与跨境贸易”领域中衡量数字金融发展程度较为清晰直接的指标⁶。

（3）机制变量（ $channel_{p,j,t-1}$ ）。①金融渠道方面，数字金融发展主要通过影响人民币交易成本促进跨境贸易人民币结算。由于与中国建立直接货币结算关系的国家的人民币交易成本下降程度更高，因而数字金融发展对其跨境贸易人民币结算的促进作用更明显。相应地，文章选取了三个机制变量表征贸易伙伴国货币与人民币之间能否直接汇兑的情况，分别是贸易伙伴国是否有人民币境外清算行 $settle_j$ ，拥有为 1，否则为 0；是否在境内代理行开设了人民币同业往来账户 $agent_j$ ，开设为 1，否则为 0；商业银行是否是 CIPS 参与国 $cips_j$ ，是参与国为 1，否则为 0。②贸易渠道方面，数字金融发展主要通过影响贸易市场份额促进跨境贸易人民币结算。由于受融资约束程度较高的地区贸易规模与贸易商品竞争力的提升作用更强，即贸易市场份额上升程度更高，因而，数字金融对其跨境贸易人民币结算的促进作用更明显。相应地，文章选取了三个机制变量衡量各地区企业受融资约束程度的高低，具体包含民营企业占比 $prvat_p$ 、技术密集型企业占比 $techno_{p,t-1}$ 和技术密集型行业产成品增加值占比 $techind_{p,t-1}$ 。 $prvat_{p-1}$ 以各地区民营企业数量占比的中位数为界⁷，大于中位数为 1，小于为 0。 $techno_{p,t-1}$ 用各省技术密集型企业单位数占比衡量⁸， $techind_{p,t-1}$ 用各省技术密集型行业产成品增加值占 GDP 比重衡量。

（4）控制变量（ X ）。参考 Ito and Chinn（2014）、邓富华和霍伟东（2017）、王孝松等（2021）、宋科等（2022）的研究，文章控制变量包含：①影响人民币计价的中国宏观经济因素，包含 p 省人均 GDP 规模、贸易开放度和地区产业发展水平；②影响 j 国选择贸易计价货币的宏观经济因素，包含宏 j 国 GDP 规模、 j 国金融发展水平与 j 国大宗商品占 GDP 比重；③衡量中国与 j 国双向间的关联因素，包含人民币双边汇率、汇率波动率、中国与 j 国资本账户开放度差值与通胀率差值。控制变量构建详见《中国工业经济》网络发行版附表 4。

4. 样本选择、数据来源与描述性统计

本文以 2012 年一季度-2019 年四季度期间中国 31 个省份与境外 134 个国家的跨境贸易人民币结算为研究对象⁹，相关数据源自 RCPMIS。数字金融指数构建的原始数据源于《中国统计年鉴》与 Wind 数据库。金融渠道变量数据源自 RCPMIS 与跨境银行间支付清算有限责任公司，贸易渠道变量数据源自中国工业企业数据库与国家统计局，控制变量数据源自 EIU 数据库、CEIC 数据库、RCPMIS、Wind 数据库与世界银行数据库。为消除异常值的影响，本文对变量进行 1% 的上下缩尾处理，总共得到 130063 个样本。具体变量定义与描述性统计详见《中

⁶ 文章测算的指标呈现出的特征是东高西低，且经历了 2012-2016 年的大幅增长，近几年的增长态势逐渐放缓，与我国现实各省数字经济、数字普惠金融发展的情况吻合。此外，数字金融指数与数字普惠金融指数的相关系数为 0.9，侧面表明本文测算的指数能够较为准确地衡量各地区的数字金融发展水平，进一步说明了指标具有合理性。

⁷ 受限于数据可得性，本文采用 2007-2013 年中国工业企业数据库中各省平均民营企业数量占比的中位数作为基准衡量标准。

⁸ 按照《高技术产业（制造业）分类（2017）》，高技术产业包括：医药制造，航空、航天器及设备制造，电子及通信设备制造，计算机及办公设备制造，医疗仪器设备及仪器仪表制造，信息化学品制造等 6 大类。技术密集型企业数占比主要是用各省 6 大类技术密集型行业的企业总数占该省企业总数的比重衡量。

⁹ 选择这一时间的原因是跨境贸易人民币业务从 2009 年试点后，先后经历了“境内部分地区试点—境外部分地区试点—境内省份分两批放开—境外国家全面开放”的过程，直至 2012 年贸易项下人民币结算政策框架搭建完成，且货物贸易项下的可得数据仅更新至 2019 年。

国工业经济》网络发行版附表 5。

三、实证分析

1. 基准回归结果

表 2 列示了数字金融发展对跨境贸易人民币结算影响的回归结果。表 2 第 (1) - (3) 列的被解释变量是跨境贸易人民币结算规模 ($ToTcb$)，与第 (1) 列相比，第 (2) 列增加了省份与宏观经济层面的控制变量，第 (3) 列在第 (2) 列的基础上增加了双边关联层面的控制变量。同理，第 (4) - (6) 列的被解释变量是跨境贸易人民币结算份额 ($ProPcb_{p,j,t}$)，且与第 (4) 列相比，第 (5)、(6) 列依次增加了控制变量。从回归结果来看，无论是结算规模还是结算份额，数字金融的系数均为正，且至少在 5% 水平上显著为正，表明各省数字金融水平的提升会正向作用跨境贸易人民币结算。在经济显著性水平方面，第 (3) 列显示，数字金融上升一个标准差 (0.1622)，会引起跨境贸易人民币结算规模的对数上升 0.7347 ($\approx 4.5299 \times 0.1622$)，约占整个样本期间平均每季度跨境人民币结算规模对数 (3.6033) 的 20.4%。上述结果表明，数字金融发展会显著地促进跨境贸易人民币结算。作为金融发展在数字经济背景下的表现，数字金融发展能够同时降低人民币交易成本与提升贸易市场份额，对于破除美元网络外部性的障碍具有重要作用，支持研究假说 1。宏观经济因素中，各省份经济发展有助于提升其进出口总量，即使在本币结算比例不变的情况下，本币结算规模仍会随之上升。这也印证了经济发展是影响货币结算的重要因素的观点 (Bacchetta and Wincoop, 2005)。地区产业水平的增加会提升贸易产品竞争力，进而促进跨境贸易人民币结算总量的增加。贸易开放度的提升促使各国使用人民币结算的概率与意愿增加，进而有助于人民币结算规模与份额。贸易国金融发展程度越低，其货币国际化程度越低，这反而有利于人民币结算水平的提高。双边关联因素中，中国国内更加稳定、资本账户开放程度较高时，跨境人民币流动性提高，有助于国内外使用人民币结算。这与 Ito and Chinn (2014) 的研究结论具有一致性。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	结算规模	结算规模	结算规模	结算份额	结算份额	结算份额
<i>DF</i>	5.2609*** (3.0914)	4.5272** (2.6046)	4.5299** (2.6081)	0.0182*** (2.8954)	0.0169*** (2.9036)	0.0169*** (2.9043)
<i>lpgdp</i>		0.8576* (1.7205)	0.8601* (1.7244)		0.0004 (0.2540)	0.0004 (0.2582)
<i>ltd</i>		0.0208*** (13.8648)	0.0207*** (13.7978)		0.0000** (2.4237)	0.0000** (2.3649)
<i>indus</i>		0.8488* (2.0012)	0.8502* (2.0047)		0.0012 (0.9033)	0.0012 (0.9055)
<i>ljgdp</i>		0.6304*** (4.2761)	0.4515*** (3.0386)		0.0017** (2.1814)	0.0012 (1.5178)
<i>jfindp</i>		-0.0109*** (-3.0531)	-0.0129*** (-3.4933)		-0.0000* (-1.9114)	-0.0000** (-2.1189)
<i>jcomdi</i>		0.0001 (0.1567)	0.0002 (0.2331)		-0.0000*** (-3.2655)	-0.0000*** (-2.8769)
<i>lexchrm</i>			-0.0105 (-0.4234)			0.0000 (0.0094)
<i>vol_rmb</i>			2.1374 (0.9943)			-0.0004 (-0.0326)
<i>ddkaopen</i>			0.0493 (0.2857)			0.0022** (2.6689)
<i>dCPI</i>			-0.1858*** (-6.5108)			-0.0004*** (-4.5360)
常数项	2.1336*** (4.5706)	-4.4343 (-1.4152)	-4.8102 (-1.5322)	0.0003 (0.1744)	-0.0028 (-0.2711)	-0.0033 (-0.3247)
观测值	124,753	124,753	124,753	124,753	124,753	124,753
R ²	0.7370	0.7436	0.7439	0.3083	0.3087	0.3090

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%统计水平显著，括号内为系数的 t 值检验，回归同时固定了省份-国家固定效应与时间固定效应，聚类至省份层面。以下各表同。

2.稳健性检验

(1) 内生性处理。在控制省份和国家层面控制变量和增加省份-国家固定效应后，仍可能存在如下内生性问题：①测度误差，基准回归中将数字金融滞后一期可能引入测度误差问题；②遗漏变量，即遗漏了某些既影响数字金融发展，又影响跨境贸易人民币结算的地区变量；③反向因果问题，跨境贸易人民币结算的增加可能会增加进出口企业对商业银行人民币跨境结算效率的要求，同时提升各企业金融服务的需求，进而促进数字金融的发展。为此，本文做了如下几方面的处理。首先，用数字金融指数的当期变量进行回归。其次，增加传统金融发展广度的经济因素以及地区的制度环境因素。包含每万人拥有商业银行分支机构数量以及各省的法律制度环境。再者，

排除数字经济发展的影响。由于数字金融是数字经济在金融领域的映射，数字经济发展水平不可避免地会影响数字金融发展。文章为排除数字经济发展潜在的影响，将数字经济对数字金融回归得到的残差项作为控制变量代入到基准回归中，从而控制数字经济中数字金融发展之外的部分对跨境贸易人民币结算的影响¹⁰。以上结果显示，数字金融的系数始终显著为正，表明文章结果具有显著性。最后，文章构建了两种数字金融发展的工具变量。一是借鉴张勋等（2021）、王勋和王雪（2022）的做法，利用地理信息系统（GIS）计算得到的距离信息作为各省份数字金融发展程度的工具变量，“距离”指省份各地级市与“八横八纵”光纤网络沿线上本省城市的最近距离¹¹，记为 *Distance*。二是参考 Bartik（2009）、易行健和周利（2018）的研究，增加数字金融的 Bartik 工具变量。该工具变量等于滞后一期的数字金融指数乘以全国层面数字金融发展时间维度上的一阶差分。具体稳健性检验结果详见《中国工业经济》网络发行版附表 6。

选择工具变量的原因如下：针对“距离”工具变量，相关性方面，稳定的移动互联网信号是数字金融发展的基础，那些距离光纤网络沿线越近的地区，其获得的互联网服务的稳定性越高，从而能更好地发展数字金融。排他性方面，在控制了地区宏观经济因素后，如人均 GDP、产业因素与制度因素后，中国早已建成的光纤网络不太可能直接影响各省的跨境贸易人民币结算，因而具有一定的外生性¹²。针对 Bartik 工具变量，由于一阶差分是按照全国省级层面数字金融指数中位值的增长率进行增长的预测值，全国层面数字金融指数中位数的增长率相对于省份层面跨境贸易人民币结算是外生的，同时，数字金融指数滞后一期与当前数字金融发展存在一定相关性，因而，Bartik 工具变量满足工具变量选择的相关性与排他性的要求。回归结果如表 3 所示，可以看出，第（1）、（4）列的工具变量均与数字金融发展水平显著正相关，满足相关性。此外，第一阶段检验弱工具变量的 F 统计值均大于 10，表明工具变量是有效的。同时，数字金融均至少在 5% 的显著性水平上为正，与基准回归结果保持一致，再次表明本文结果具有稳健性。

表 3 工具变量

变 量	(1) 数字金融	(2) 结算规模	(3) 结算份额	(4) 数字金融	(5) 结算规模	(6) 结算份额
<i>DF</i>		12.1669** (2.3564)	0.0665*** (3.9797)		4.5406** (2.6314)	0.0172** (2.5511)
<i>Distance</i>	0.4676*** (5.3883)					
<i>Bartik</i>				2.0362*** (11.4839)		
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	124,753	124,753	124,753	115196	115196	115196
Kleibergen-Paap rk Wald F 值		29.0300	29.0300		131.8800	131.8800

（2）替换核心解释变量。为排除可能因数字金融指数构建偏误产生的回归结果不准确问题，除了基准回归

¹⁰ 感谢审稿专家的宝贵意见。
¹¹ 选择最近距离是由于各省份中可能包含不只一个属于光纤网络沿线的城市，如广东省有广州、惠州、深圳；江苏省有南京和连云港。
¹² 由于距离工具变量是常数，文章将工具变量与除所在省份之外的全国层面的数字金融发展指数均值相乘，获得新的随时间变化的数字金融发展水平的工具变量。

使用的主成分分析法构建的数字金融指数，首先，本文改变指数构建方法，用熵权法计算的数字金融指数进行稳健性检验。其次，改变指数构建时选择的变量，选择最能体现商业银行利用数字技术提升服务能力的业务数字化转型指数与互联网金融发展的几个指标，重新进行指数构建。最后，借鉴已有考察数字金融经济效应的研究（唐松等，2020），选用数字普惠金融指数中体现金融基本功能的支付结算功能替换本文构建的数字金融指数。结果显示，无论是结算规模还是结算份额，数字金融指数均显著为正，与文章基准结果保持一致。

3. 异质性分析

（1）考察各省传统金融禀赋的影响。理论分析表明，在数字金融发展影响跨境贸易人民币结算过程中，无论是人民币交易成本的降低还是贸易市场份额的提升，均对那些传统金融禀赋较差的地区更加明显。本文将 p 省传统金融发展禀赋与数字金融的交互项加入到基准回归模型中。回归结果发现，无论是结算规模还是结算份额，交互项的系数均在 1% 的水平显著为负，表明与金融发展禀赋较高的地区相比，数字金融更明显地降低了传统金融发展水平低的地区人民币交易成本同时缓解了地区企业的融资约束，从而促使数字金融发展对跨境人民币结算的正向影响更明显，数字金融的普惠性得以体现。此外，为保证回归结果的稳健性，本文进一步将样本分为传统金融禀赋高与传统禀赋低两组，将发展程度前百分之三十的地区定义为传统金融禀赋高的地区。结果显示，传统金融禀赋低的地区数字金融发展系数显著为正，但传统金融禀赋高的地区不显著，进一步验证了数字金融具有“普惠之义”（Allen et al., 2016）。

（2）考察贸易伙伴国的性质。当前，国际货币体系的中心货币仍是以美元为首的发达国家货币。发达国家拥有较强的经济实力与金融基础发展本国跨境支付系统并推动本币国际化发展。与发达国家相比，发展中国家大多经济实力较弱且金融市场深度不足，货币交易成本较高，更难推动本币的国际化使用。因此，各省在与发展中国家进行贸易往来时，更有可能提升跨境贸易人民币的使用，数字金融对跨境贸易人民币结算的影响程度也更深。此外，由于国际货币的使用惯性，那些长期使用主要国际货币进行结算与套期保值的国家，货币结算的转换成本较高，中国很难推广跨境贸易人民币结算。SWIFT 数据显示，2022 年末美元、欧元、英镑和日本是国际支付份额排名前四的主要国际货币，中国与上述国家贸易往来时推广跨境人民币结算具有一定的难度。因而，数字金融的发展对跨境人民币结算的促进作用在面对非国际四大货币经济体时可能会更加明显。据此，本文分别构建了发展中国家的虚拟变量（ $develop_j$ ）与非国际四大货币经济体的虚拟变量（ $nocurcy_j$ ），分别将其与数字金融的交互项代入基准回归模型中，结果显示，无论是结算规模还是结算份额，交互项的系数至少在 5% 的水平显著为负，表明数字金融对跨境人民币结算的促进作用在发展中国家与非国际四大货币经济体中更加明显。

（3）考察双边贸易伙伴关系的影响。人民币国际化启动以来，中国在对外贸易和货币金融合作领域开展了一系列卓有成效的双边合作。较多的研究证实了双边贸易与金融合作在推动人民币国际化特别是扩大人民币在贸易投资中使用的积极影响（邓富华和霍伟东，2017；宋科等，2022）。在此背景下，中国数字金融发展通过提升人民币可得性以及结算效率向伙伴国提供人民币流动性，满足其使用人民币融资需求。因而，各省与这些同中国签订贸易协定与货币互换的国家进行贸易往来时，更有可能推广跨境贸易人民币的使用，数字金融对跨境贸易人民币结算的影响程度也更深。本文整理了样本期内与中国签订自由贸易协定以及双边货币互换的贸易伙伴国家，得到签署贸易协定的伙伴国家虚拟变量和签署货币互换协议的贸易伙伴国家虚拟变量（ $ftaj$ 、 $bsaj$ ），并将其与数字金融的交互项放入回归模型中，回归结果显示，交互项的回归系数在 1% 的水平显著为正，说明与中国存在贸易和金融合作的伙伴国家使用人民币贸易结算的意愿更强，因此数字金融对于中国与这些国家双边贸易中的人民币结算促进作用更大。具体异质性回归结果详见《中国工业经济》网络发行版附表 7。

四、机制检验

1.金融渠道

金融渠道主要是验证数字金融降低人民币交易成本的过程，依据理论分析，对于那些与中国建立直接货币结算关系的国家，数字金融对跨境贸易人民币结算的影响会更显著。衡量货币结算关系的机制变量共有 3 个，包含贸易伙伴国是否有人民币境外清算行 $settle_j$ 、是否在境内代理行开设了人民币同业往来账户 $agent_j$ 、是否是 CIPS 参与国 $cips_j$ ，分别将它们与数字金融指数交互项代入到式（2），回归结果如表 4 所示。可以看出，境外清算行与数字金融的交互项、境内代理行开设账户与数字金融的交互项的系数均在 1%的水平上显著为正，表明在数字金融发展时，中国政府在境外开设的清算行与境内代理行的货币结算业务服务效率有所提升，人民币交易成本有所下降，进而显现出更大程度的跨境贸易人民币结算的增加，符合理论预期。此外，CIPS 参与数字金融交互项的系数也在 1%的水平上显著为正，表明近些年，中国政府积极推进的 CIPS 对跨境贸易人民币结算的确存在较大的促进作用。与那些未参与 CIPS 的国家相比，无论是直接参与 CIPS 还是间接参与 CIPS，中国数字金融发展均会通过优化 CIPS 业务服务流程，提升清算效率所需的技术水平来进一步降低人民币交易成本，增加跨境贸易的人民币结算量。因而，数字金融影响跨境贸易人民币结算的金融渠道得以验证，即假说 2 成立。

表 4 数字金融对跨境贸易人民币结算的影响：金融渠道

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	结算规模	结算份额	结算规模	结算份额	结算规模	结算份额
DF	3.4290* (1.9799)	0.0146** (2.5616)	3.8596** (2.2253)	0.0148** (2.5845)	3.7723** (2.1614)	0.0147** (2.5571)
$settle * DF$	6.4353*** (8.4065)	0.0138*** (3.4444)				
$agent * DF$			3.2681*** (8.8616)	0.0102*** (4.0452)		
$cips * DF$					3.5572*** (9.0223)	0.0107*** (4.3348)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	124,753	124,753	124,753	124,753	124,753	124,753
R ²	0.7463	0.3099	0.7446	0.3095	0.7448	0.3096

2.贸易渠道

贸易渠道主要是验证数字金融提升贸易市场份额的过程，依据理论分析，对于那些融资需求大、受融资约束程度较高的地区，数字金融对其贸易市场份额影响程度更大，从而对跨境人民币结算的影响会更明显。因而，本文分别构建民营企业占比（ $prvat_p$ ）、技术密集型企业占比（ $techno_{p,t-1}$ ）以及技术密集型行业产品增加值占比情况 $techind_{p,t-1}$ ，分别将其与数字金融发展指数的交互项代入到式（2），回归结果如表 5 所示。可以看出，民营企业占比与数字金融的交互项、技术密集型企业占比与数字金融的交互项的系数至少在 5%的水平上显著为正，表明无论是作为创新主体的民营企业增加，还是投入更多研发进行贸易商品技术创新的企业增多，数字金融发展的确能够利用数字技术处理大量信息，缓解传统金融体系因信息不对称产生的逆向选择问题，满足这些真正需要的

外部融资的企业资金需求（Jagtiani and Lemieus，2018），促使其贸易商品的竞争力增强，提升企业的贸易市场份额，进而促进跨境贸易人民币结算。最后，技术密集型行业产品增加值占比与数字金融交互项的系数在 1%的水平上显著为负，表明对于那些自身技术创新发展禀赋较强的地区，企业贸易产品生产与创新所受的融资约束程度较低，数字金融表现出了较低的跨境贸易人民币结算的促进作用。因而，数字金融影响跨境贸易人民币结算的贸易渠道得以验证，即假说 3 成立。

表 5 数字金融对跨境贸易人民币结算的影响：贸易渠道

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	结算规模	结算份额	结算规模	结算份额	结算规模	结算份额
<i>DF</i>	3.1216 (1.6629)	0.0118** (2.2589)	2.9309 (1.6051)	0.0144** (2.5998)	5.0530*** (3.5667)	0.0185*** (3.2720)
<i>prvat * DF</i>	1.8512** (2.1568)	0.0067*** (3.0259)				
<i>techno * DF</i>			2.5325*** (6.4207)	0.0040** (2.5246)		
<i>techind * DF</i>					-0.3981*** (-6.7709)	-0.0010*** (-3.0970)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	124,753	124,753	124,753	124,753	124,753	124,753
R ²	0.7443	0.3093	0.7445	0.3093	0.7734	0.3219

五、金融双向开放对数字金融经济效应的影响

数字金融对跨境贸易人民币结算的正向促进作用体现出数字金融发展能够助力人民币交易媒介职能的实现。历史经验表明，国际货币的实现需要在国际社会全面发挥货币的交易媒介、计价单位与价值储藏三大职能。因而，交易媒介职能实现的下一步需要向着计价货币与储备货币的功能迈进。在此过程中，金融双向开放是人民币国际化职能实现的重要条件。党的二十大报告强调，坚定不移推进高水平对外开放。2023 年 10 月，中央金融工作会议强调，坚持“引进来”和“走出去”并重。在此背景下，考察金融双向开放水平对数字金融经济效应的影响，对切实助力人民币计价职能与储备职能的实现具有重要意义。

1.金融市场“引进来”的影响

自 2017 年“债券通”上线以来，境外市场参与主体和投资渠道逐步扩大。债券市场的开放意味着国外机构与个体投资者更容易进入中国的二级市场进行资产的买卖，有助于将贸易结算过程中获得的人民币重新投入到中国市场中来，强化其人民币的使用意愿（宋科等，2022），进而增强数字金融发展对跨境贸易人民币结算的正向作用。本文参考 Mo and Subrahmanyam（2020）的做法，以 2017 年“债券通”的开通事件作为外生冲击，考察金融市场开放水平提高后，数字金融发展对跨境贸易人民币结算的促进作用是否提升。具体地，构建债券市场开放的虚拟变量（*bondyear_t*）与数字金融的交互项，将其代入回归方程中，得到回归结果如表 6 第（1）、（2）列所示。可以看出，数字金融发展与债券市场开放的交互项系数始终显著为正，表明债券市场开放能够显著增强数字金融对跨境贸易人民币结算的促进作用。

表 6 金融双向开放的影响

变 量	(1) 结算规模	(2) 结算份额	(3) 结算份额	(4) 结算规模
<i>DF</i>	2.6281 (1.5584)	0.0097* (1.8060)	4.0050** (2.3228)	0.0156** (2.7072)
<i>DF * bondyear</i>	2.0774** (2.4103)	0.0080*** (4.4394)		
<i>DF * brand</i>			1.6173*** (3.6107)	0.0040** (2.3844)
控制变量	是	是	是	是
观测值	124,753	124,753	124,753	124,753
R2	0.7446	0.3096	0.7442	0.3091

2.金融机构“走出去”的影响

2013 年以来，中国主动加强与“一带一路”沿线国家的合作，通过“五通”渠道，中国积极推动了与相关国家在双边货币互换领域的合作，主动对外向“一带一路”沿线国家提供人民币流动性，人民币交易成本的降低与可获得性的上升与强化了其在贸易、投融资和储备货币中的使用（Meissner and Oomes，2009）。特别是中资银行在“一带一路”沿线国家的积极布局，能够促使其推出在国内数字金融发展时产生的创新性和多元化的金融产品和服务，不断增强境外贸易厂商对人民币支付结算产品的好感度，从而在与中国企业的双边贸易中选择人民币作为计价结算（Perez-Saiz and Zhang，2023）。本文构建“一带一路”沿线国家的虚拟变量（*brand_j*），将其与数字金融发展指数的交互项引入到基准回归中，考察国内资金积极“走出去”后，数字金融发展对跨境贸易人民币结算的促进作用是否提升，回归结果见表 6 第（3）、（4）列所示。可以看出，数字金融与金融机构走出去交互项的系数始终显著性为正，表明利用“一带一路”倡议的平台，中国更方便快捷地对外输出人民币的流动性，有效地降低了人民币的交易成本，数字金融发展对跨境贸易人民币结算的正向影响得到显著提升。

六、结论与政策建议

本文基于数字金融内涵构建了 2012-2019 年中国 31 个省份的数字金融指数，结合省级-国家层面的跨境贸易人民币结算数据，考察了数字金融发展对跨境贸易人民币结算的影响及其传导机制。研究发现，数字金融发展可以显著提升跨境贸易人民币结算规模和份额，采用工具变量和不同指标构建方法的回归结果均表明本文结论具有稳健性。异质性分析结果表明，当地区传统金融禀赋较低、贸易伙伴国为发展中国家、非国际四大货币的国家以及与中国签订自由贸易协定和双边货币互换的国家时，数字金融发展对跨境人民币结算的促进作用更明显。机制分析表明，数字金融发展通过金融与贸易促进了跨境贸易人民币结算。其中，金融渠道表现为提升了人民币结算效率，降低了人民币交易成本；贸易渠道表现为缓解了企业融资约束，增强了企业的贸易市场份额，这两方面均会助推跨境贸易人民币结算。进一步分析表明，金融双向开放水平的提高会增强数字金融发展对跨境人民币结算的促进作用，有利于人民币交易媒介与计价单位职能的发挥。基于此，本文提出如下政策启示：

（1）紧抓数字经济发展契机，大力推进地区数字金融发展。近些年，随着数字金融理念的逐渐渗透，传统金融机构也逐渐向数字化转型，成为数字金融服务的主力军，因而，推动地区数字金融发展不仅要关注新兴互联

网企业与科技企业的创新与发展，也应该助推商业银行数字化转型。要加强金融科技在银行业领域前沿技术的研发，从而增强数字金融对跨境贸易人民币结算在金融渠道方面降低人民币交易成本的作用。发挥大型国有银行与股份制商业银行的规模与融资优势，降低金融科技使用门槛，助力中小银行布局自身的金融科技应用板块，有效满足各类银行客户的个性化需求，从而增强数字金融对跨境贸易人民币结算在贸易渠道方面增加贸易市场份额的作用。同时，政府需要大力推动数字金融的制度体系建设，增强数字金融发展的影响，从而更好提升跨境贸易人民币结算功能对人民币国际化使用的牵引作用。结合《G20 数字金融高级原则》，完善数字金融相关法律政策，促进数字技术的发展，借力互联网技术的发展来增强跨境金融服务的供给能力，进一步提升商业银行利用数字技术开展结算业务的效率，充分发挥商业银行的“本土优势”，为境内外的人民币持有者和使用者营造良好的人民币全球使用政策氛围和制度保障。

(2) 政府应当有重点、有选择地拓展推动人民币国际化的“朋友圈”。在地区发展方面，应特别加强传统金融禀赋较差的地区的数字金融发展，发挥其对欠发达地区的“雪中送炭”的功能。在贸易伙伴选择方面，鉴于数字金融对跨境人民币结算的影响在发展中国家以及非国际四大货币经济体的推动作用更强，因此，应重点扩大中国与发展中国家以及较少使用美元、欧元、英镑与日元国家的贸易往来。加强数字金融与自由贸易试验区、货币互换国家及人民币国际化战略之间的协调配合，利用中国开展的系列新型互利关系，积极主动地推进 CIPS 与世界各国商业银行的连接，充分利用这一基础设施加强商业银行数字化转型对跨境人民币结算的促进作用，通过贸易与金融渠道提升海外主体对人民币的需求以及使用人民币的信心，进一步稳慎扎实推进人民币国际化。

(3) 持续深化金融双向开放水平，提升人民币国际流动性，逐步构建完善的人民币回流机制。一方面，进一步夯实金融市场资金“引进来”的成果，提升国内证券市场的流动性与透明度，促进境外个人和机构投资者积极参与境内股票、债券的一级发行市场与二级交易市场。另一方面，将金融机构的数字化转型与人民币全球清算支付基础设施建设统筹起来，特别是作为人民币清算行的中资金融机构应基于数字技术尽快优化升级人民币跨境支付流程渠道，不断向境外输出自身的数字化创新服务产品。积极主动利用“一带一路”的平台推动各国之间的资金流通，通过金融机构的对外开放，不断扩大对共建“一带一路”国家的金融服务覆盖面，为共建“一带一路”提供更为灵活多样的全方位金融服务。

需要指出的是，本文构建的数字金融指数虽内涵较为全面，但指标数量有限，未来的研究可以考虑基于金融功能进一步完善数字金融发展指标。此外，本文主要考虑了数字金融发展对人民币在交易媒介职能方面的影响，未来的研究可以考虑从计价单位职能和价值储藏职能角度，考察数字金融发展或数字经济发展在其中发挥的作用。

参考文献

- [1] 邓富华,霍伟东. 自由贸易协定、制度环境与跨境贸易人民币结算[J]. 中国工业经济, 2017,(5):75-93.
- [2] 付宏,毛蕴诗,宋来胜. 创新对产业结构高级化影响的实证研究—基于 2000-2011 年的省际面板数据[J]. 中国工业经济, 2013,(9):56-68.
- [3] 郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云. 测度中国数字金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020,(4):1401-1418.
- [4] 顾海峰,杨立翔. 互联网金融与银行风险承担—基于中国银行业的证据[J]. 世界经济, 2018,(10):75-90.
- [5] 郭峰,熊云军. 中国数字普惠金融的测度及其影响研究: 一个文献综述[J]. 金融评论, 2021,(06):12-23.
- [6] 黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019,(08):5-23.
- [7] 黄益平,黄卓. 中国的数字金融发展:现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018,(4):1489-1502.
- [8] 黄卓. 数字金融的力量: 为实体经济赋能[M]. 中国人民大学出版社, 2018.
- [9] 霍伟东,邓富华. 金融发展与跨境贸易人民币结算—基于省际面板数据的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2015,(8):145-155.
- [10] 聂秀华, 江萍, 郑晓佳, 吴青. 数字金融与区域技术创新水平研究[J]. 金融研究, 2021,(3):132-150.
- [11] 宋科,朱斯迪,夏乐. 双边货币互换能够推动人民币国际化吗—兼论汇率市场化的影响[J]. 中国工业经济, 2022,(7):25-43.
- [12] 唐松,伍旭川,祝佳. 数字金融与企业技术创新—结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020,(5):52-66.
- [13] 王勋,王雪. 数字金融与消费风险平滑:中国家庭的微观证据[J]. 经济学(季刊), 2022,(5):4-12.
- [14] 王孝松,刘韬,胡永泰. 人民币国际使用的影响因素—基于全球视角的理论及经验研究[J]. 经济研究, 2021,(4):126-142.
- [15] 易行健,周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018,(11):47-67.
- [16] 张明,陈胤默,王喆,张冲. 如何破解两岸贸易人民币结算的主要障碍?—基于对江苏省昆山市的调查研究[J]. 国际经济评论, 2022,(4):48-73.
- [17] 张铭心,谢申祥,强皓凡,郑乐凯. 数字金融与小微企业出口:雪中送炭还是锦上添花[J]. 世界经济, 2022,(1):30-56.
- [18] 张勋,杨紫,谭莹. 数字经济、家庭分工与性别平等[J]. 经济学(季刊), 2023,(01):125-141.
- [19] 钟凯,梁鹏,董晓丹,王秀丽. 数字金融与商业信用二次配置[J]. 中国工业经济, 2022,(1):170-188.
- [20] Allen, F., A. Demircuc-Kunt, L. Klapper, and M. S. Martinez Peria. The Foundations of Financial Inclusion: Understanding Ownership and Use of Formal Accounts[J]. Journal of Financial Intermediation, 2016, 27:1-30.
- [21] Bacchetta, P., and E. van Wincoop. A Theory of the Currency Denomination of International Trade[J]. Journal of International Economics, 2005, 67(2):295-319.
- [22] Bartik T. How do the effects of local growth on employment rates vary with initial labor market conditions? [R]. W.E. Upjohn Institute for Economic Research, 2009.
- [23] Boz, E., C. Casas, G. Georgiadis, G. Gopinath, H. Le Mezo, A. Mehl, and T. Nguyen. Patterns of Invoicing Currency in Global Trade: New Evidence[J]. Journal of International Economics, 2022, 136:103604.
- [24] Chahrour, R., and R. Valchev. The International Medium of Exchange[J]. SSRN Working Paper, 2019.
- [25] Eichengreen, B., A. J. Mehl, and L. Chitu. Mars Or Mercury? the Geopolitics of International Currency Choice[J]. NBER Working Paper, 2017:24145.
- [26] Goldberg, L. S., and C. Tille. Vehicle Currency Use in International Trade[J]. Journal of International Economics, 2008, 76(2):177-192.
- [27] Goldstein, I., W. Jiang, and G. A. Karolyi. To Fintech and Beyond[J]. Review of Financial Studies, 2019, 32(5):1647-1661.
- [28] Ito, H., and M. Chinn. The Rise of 'The Red Back' and the China's Capital Account Liberalization: an Empirical Analysis of the Determinants of Invoicing Currencies[J]. ADBI Working Papers, 2014:473.
- [29] Jagtania, J., and C. Lemieux. Do Fintech Lenders Penetrate Areas that are Underserved by Traditional Banks[J]. Journal of Economics and Business, 2018, 100:43-54.
- [30] Kamps, A. The Euro as Invoicing Currency in International Trade[J]. ECB Working Paper, 2006: 665.
- [31] Kim, Y. Impacts of Regional Economic Integration on Industrial Relocation through Fdi in East Asia[J]. Journal of Policy Modeling, 2007,

29(1):165-180.

[32] Laeven, L., R. Levine, and Michalopoulos S. Financial Innovation and Endogenous Growth[J]. Journal of Financial Intermediation, 2015, 24(1):1-24.

[33] McKinnon R. I. Money in International Exchange: the Convertible Currency System[J]. Journal of Political Economy, 1980, 88(4):819-822.

[34] Meissner, C. M., and N. Oomes. Why Do Countries Peg the Way they Peg? the Determinants of Anchor Currency Choice[J]. Journal of International Money and Finance, 2009, 28:522-547.

[35] Mo, J., and M. G. Subrahmanyam. Policy Interventions and Liquidity in Segmented Chinese Credit Bond Markets[J]. SSRN Working Paper, 2020.

[36] Perez-Saiz, H., and L. Zhang. Renminbi Usage in Cross- Border Payments: Regional Patterns and the Role of Swap Lines and Offshore Clearing Banks[J]. IMF Working Paper, 2023.

[37] World Bank. Digital Financial Services[R]. 2020. <https://pubdocs.worldbank.org/en/230281588169110691/Digital-Financial-Services.pdf>.

The Impact of the development of Digital Financial on Cross-border

Trade RMB Settlement:

Empirical Evidence Based on Provincial RMB Transaction Data

TAN Xiao-fen, ZHANG Ke-ke, WANG Ya-qi, YANG Cuo

Abstract: Advocating the principle of RMB priority in cross-border trade is crucial for promoting the internationalization of the renminbi steadily and solidly. There are still obstacles of RMB cross-border trade settlement in the financial and trade aspects, such as high transaction costs, insufficient convenience in payment and settlement, and limitations in US dollar network externalities. The development of digital finance plays an indispensable role in overcoming these obstacles. Examining the impact of the development of digital finance on cross-border trade RMB settlement has profound significance in promoting financial services for the real economy and assisting RMB internationalization.

Firstly, this paper constructs a provincial digital finance index and uses the RMB Cross border Payment & Receipt Management Information System (RCPMIS) to examine whether the development of digital finance can affect the RMB settlement of cross-border trade. Secondly, it explores its transmission mechanism. Finally, it examines the important role of financial two-way opening measures in promoting the economic influence of digital finance. The results indicate that the development of digital finance can significantly increase the total amount and share of cross-border trade RMB settlement, and has a greater promoting effect on regions with lower financial development endowments, developing countries, non-dominant currency economies, and countries that have signed free trade agreements and bilateral currency swap agreements with China. The development of digital finance has promoted cross-border trade RMB settlement through both financial and trade channels. The financial channel shows that digital finance reduces RMB transaction costs, and the trade channel shows that digital finance increases the trade market share of enterprises, both of which can promote cross-border trade RMB settlement. The improvement of two-way financial openness will enhance the promoting effect of digital finance on cross-border RMB settlement.

The contributions of this paper are as follows: Firstly, a unique RCPMIS database is used as the data source to more accurately measure the scale and share of cross-border trade RMB settlement at the provincial level, and it further investigates the influencing factors of provincial-level cross-border trade RMB settlement. On the one hand, RCPMIS can compensate for the lack of statistics on China's domestic transaction settlement in the SWIFT database. On the other hand, it fills the gaps in existing research and provides policy references for relevant departments to explore the issue of regional imbalance in cross-border trade RMB settlement. Secondly, From the perspective of financial development, the impact of digital finance on RMB settlement of cross-border trade is examined. It then explores the important role of financial liberalization policy, which provides new ideas for cracking the current obstacles facing cross-border trade RMB settlement. Thirdly, a detailed explanation was provided on the channels through which the development of digital finance affects cross-border trade settlement in RMB, expanding research on the economic effects of digital finance, which can help government departments target policy tools for the deep integration of the digital economy and the real economy.

Key words: Digital Financial; Cross-border Trade RMB Settlement; RMB Transaction Cost; Trade Market Share

银行竞争与创业选址：新经济地理学视角¹

章元² 甘徐沁^{3*}

【提要】研究金融机构分布如何塑造经济空间分布对新经济地理学和制定区域发展政策具有重要的理论和现实意义。本文通过构建一个包含银行部门的新经济地理学模型，证明了银行竞争提升会降低贷款利率，进而吸引更多企业进入；且该吸引力随地区间贸易成本下降而加强。基于中国银行网点和工商注册企业创业选址数据的经验研究发现，银行竞争加强确实会显著促进创业企业进入，使用城市商业银行改革和中小银行异地扩张冲击作为工具变量的回归结果依然稳健；理论模型刻画的影响渠道在经验研究中也得到支持。本研究有助于理解金融地理结构与创业选址和空间经济分布间的关联。

【关键词】 银行竞争 创业选址 贷款成本 新经济地理学

引言

改革开放以来，中国银行业格局发生了深刻变化。改革初期，中国人民银行从财政部分离，随后四大国有商业银行设立，确立了中国两级银行体制。紧接着，股份制银行、城市商业银行（后文简称城商行）、农村商业银行（后文简称农商行）和各类信用合作社陆续成立，与四大国有商业银行展开竞争，银行间市场竞争程度迅速提高。图 1 报告了全国层面不同类型银行网点数量占比的变化趋势⁴，从中可知，特别是 1990 年代中后期以来，四大国有银行网点大幅收缩，而其他类型银行网点数量大幅增长。2021 年末，四大国有银行在全国拥有网点 63 922 家，而其他类型银行网点达到 149 795 家，后者占比已超 70%。

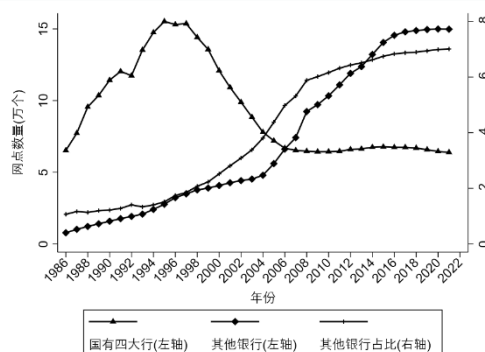


图 1 中国不同类型银行网点数量及其占比

尽管银行网点快速扩张，但区域间却产生了分化。图 2 报告了分地域和城市类型的银行网点扩张趋势⁵，左图表明东部银行网点密度一直高于中西部，且增长更快；右图则表明大城市银行网点平均数量一直高于中小城市，且增长更快。这说明银行网点扩张更多集中于东部沿海和大城市。

¹ 原载于《世界经济》2024 年第 8 期

² 章元，复旦大学中国社会主义市场经济研究中心

³ 甘徐沁，复旦大学经济学院

⁴ 图 1 银行网点数据来自《中国金融年鉴》与原中国银行保险监督管理委员会公布的金融许可证登记库。金融许可证数据仅包含现存的（截止数据收集日期为 2021 年 12 月）和 2007 年后退出的银行网点。由于中国在 20 世纪 90 年代后期，特别是亚洲金融危机后对四大国有银行的网点实行了大范围裁撤，故无法使用金融许可证数据完整复原较早的网点数量信息。因此图 1 中四大国有银行网点数量取自《中国金融年鉴》，其他银行网点信息取自金融许可证。本文所指银行网点包含政策性银行、国有商业银行、股份制银行、城商行、农商行、农村合作银行及外资银行网点，不包括城市信用社、农村信用社、保险或信托等非银行金融机构网点。

⁵ 金融许可证数据仅适用于准确描述 2007 年及之后的银行网点数量，而《中国金融年鉴》并没有较长时间序列的分地区和城市的银行网点数量，故我们将图 2 开始时间定于 2007 年。

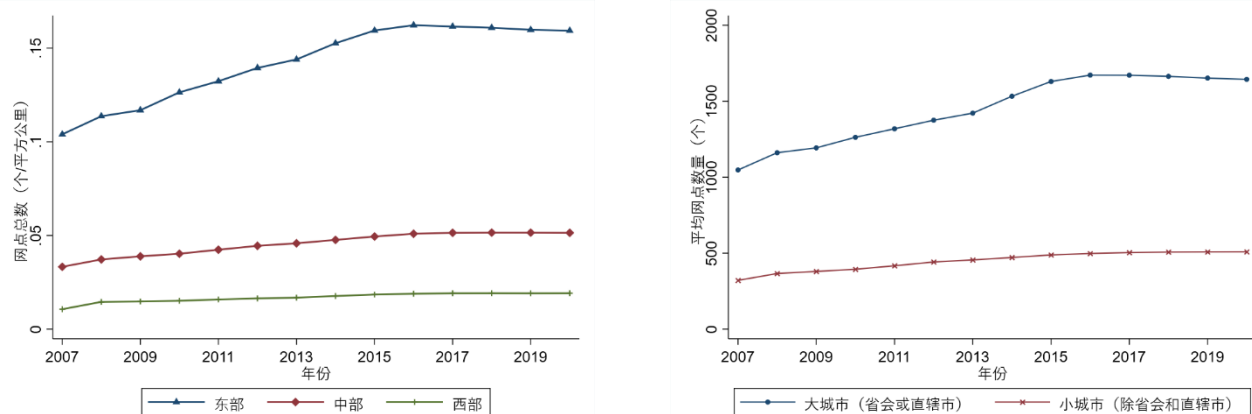


图2 中国分地域和城市类型的银行网点扩张趋势

银行网点快速扩张必然提升行业竞争水平，并对金融资源配置进而企业行为带来影响。那么银行网点扩张对创业企业选址决策有何影响？那些银行网点数量更多、密度更高地区是否能够吸引更多创业企业进入？图3报告了不同地区和规模城市的创业企业进入情况，结果显示东部地区和大城市确实有更多创业企业进入。因此本文要回答的问题是：银行网点扩张和创业选址是否具有因果关系？如果银行网点扩张影响创业企业进入，那么背后的微观机制是什么？回答上述问题对理解中国银行体系改革与空间经济分布的联系具有重要意义，对深化银行改革促进中国经济高质量发展也有一定启示意义。

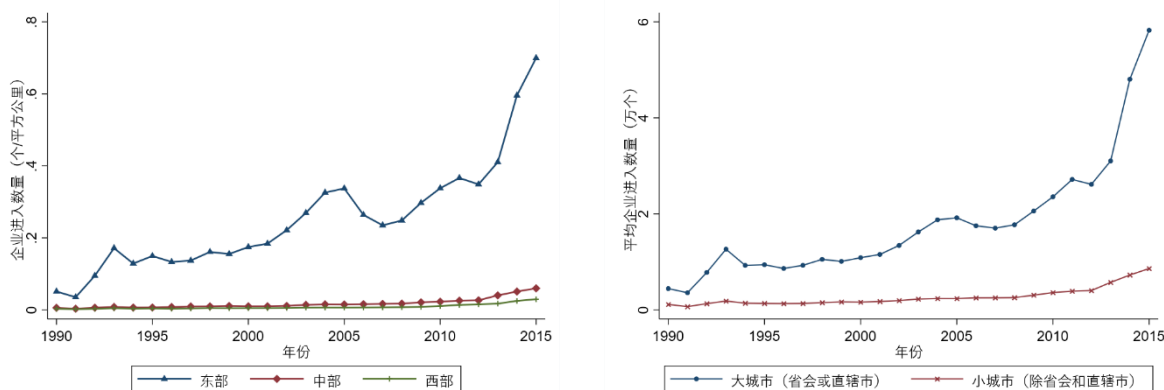


图3 中国分地域和城市类型的创业企业进入趋势

数据来源：国家工商行政管理总局工商企业注册数据库。

为此，本文构建了一个加入银行部门的新经济地理学模型，刻画银行竞争与创业选址的联系。模型分析表明：某地区银行竞争提升会降低信贷市场出清时的贷款利率，并提升该地区企业利润水平。受更高利润的驱使，在均衡时企业会选择进入银行竞争更强的地区。基于工商注册和金融许可证数据，本文检验了以赫芬达尔指数度量的城市银行竞争对创业选址的影响及作用机制，结果发现：银行竞争提升显著降低了企业贷款成本，并吸引更多创业企业进入，使用城商行改革和中小银行异地扩张冲击两个工具变量缓解内生性问题后结果依然稳健。

本文余下内容安排为：第二部分梳理银行竞争和创业选址相关文献；第三部分建立理论模型，刻画银行竞争对创业选址的影响，并对主要问题展开数值模拟得出理论假说；第四部分是经验分析；最后是本文结论和政策启示。

一、文献综述

1980-1990 年代，主要欧美国家银行业经历了一轮巨大变革：管制放松、信息技术和全球化推动行业

格局迅速变化 (Berger *et al.*, 1995); 中国银行业变革始于 1990 年代后期。随着股份制银行、城市及农村商业银行的设立, 四大国有银行在信贷市场上的垄断被打破。无论国内外, 银行业改革和管制放松都大幅提高了行业竞争度, 因此学界对这些改革对银行业市场结构和竞争程度的影响给予了高度关注。

学者们对银行业市场结构和银行竞争的讨论起点是探究其对企业资金可得性的影响。对此有两个截然不同的假说, 都得到了经验研究的一定支持。一方面, 部分文献根据市场势力假说认为垄断的银行业更容易造成信贷资金配给, 银行业竞争度提升有利于缓解企业融资约束 (Cetorelli and Strahan, 2006; Chong *et al.*, 2013; Leon, 2015; 蒋海和廖志芳, 2015; 尹志超等, 2015; Lian, 2018; 姜付秀等, 2019); 另一方面, 一些文献则基于信息假说认为银行市场集中度越高越有利于银企间建立稳定的借贷关系, 便于银行将贷款成本内部化, 银行更有动机获取“软信息”, 从而缓解企业融资约束 (Petersen and Rajan, 1995; Dell’Ariccia and Marquez, 2004)。因此, 关于银行竞争是促进还是抑制企业的资金可得性, 现有文献还未达成统一结论。

还有一些文献研究银行业结构、银行竞争对非金融企业行为、经济增长、宏观经济及金融稳定等方面的影响。其一, 在非金融企业行为方面, 银行竞争能够提升企业资本投入比例和效率 (邝玉珍和李秉成, 2021; 李志生和金凌, 2021), 降低企业杠杆操纵水平 (李晓溪等, 2023), 但其能否提高企业全要素生产率还有争议 (张健华等, 2016; 蔡卫星, 2019); 同本文主题较相似的一支文献讨论了银行竞争对企业创新和创业行为的影响发现, 银行业管制放松和分支机构扩张带来的竞争度提升有利于创新活动 (Black and Strahan, 2002; 黄天鉴, 2022; 张光利等, 2022), 但该影响存在异质性 (di Patti and Dell’Ariccia, 2004; 张杰等, 2017); 还有研究发现银行市场集中度提升会促使非金融行业市场集中度上升 (Cetorelli, 2001), 银行竞争加强则会促使这些行业的企业平均规模减小 (Cetorelli, 2004)。其二, 在经济增长方面, 总体银行竞争有利于外部融资依赖度高的行业增长, 同时也在一定程度上有利于总体 GDP 增长 (Jayaratne and Strahan, 1996; 林毅夫和孙希芳, 2008; 贾春新等, 2008; Banya and Biekpe, 2017; Carlson *et al.*, 2022)。其三, 在宏观经济和金融稳定方面, 文献中长期存在关于“银行竞争和金融稳定关系”的争论: 部分经验研究发现银行竞争通过筛选效应或鲶鱼效应提升了银行绩效, 从而有利于金融稳定 (Jayaratne and Strahan, 1998; Carlson and Mitchener, 2009); 相反地, 还有研究认为竞争度提高会促使银行承担更多风险, 削减垄断利润, 从而导致更大的系统性金融风险 (Keeley, 1990; Beck *et al.*, 2006; Carlson *et al.*, 2022)。

总之, 目前学界就银行竞争是否对实体经济带来有利影响尚无确切结论, 这可能有两个原因: 其一, 不同的银行竞争度量方法 (赫芬达尔指数、H 统计量、勒纳指数) 反映了市场竞争的不同方面, 导致对结果变量的差异性影响 (Carbó-Valverde *et al.*, 2009), 同时, 银行市场份额集中并不一定意味着竞争更弱 (Claessens and Laeven, 2005); 其二, 银行竞争同地区经济发展、经济制度及金融系统存在广泛互动, 从而在不同时间和地点造成不同的经济后果 (Beck *et al.*, 2004; Beck *et al.*, 2006)。

与上述文献不同, 本文尝试探索银行竞争对空间经济分布的影响。在研究动机方面, 银行体系改革造成中国各地区间银行竞争差异巨大, 我们认为这种金融地理结构变化可能引导经济活动的空间分布发生变化。本文研究落脚点是创业企业的选址行为 (企业进入), 这一问题的重要性体现在: 第一, 企业决定在何地生产是经济活动空间分布的核心因素, 是理解城市形成和集聚经济的重要渠道 (Ellison and Glaeser, 1997; Walker, 2017); 第二, 中国地方政府长期以来以“招商引资”作为促进经济发展的重要手段 (周黎安, 2007), 因此对银行系统和创业选址关系的研究不仅有助于理解中国经济增长模式, 同时也有助于谋划进一步的金融改革措施以促进中国经济高质量发展。

创业选址问题一般被理解为企业追求利润最大化而选择生产地的过程。早期文献认为, 对企业利润产生影响的地区特征包括自然资源丰富程度、投入要素成本、税收制度等 (Carlton, 1983)。后续研究发现另一个重要因素是集聚经济, 其带来的投入产出联结、劳动力市场共享及知识溢出也会影响企业利润, 这些因素促使创业企业选址在经济集聚度更高的地区 (金煜等, 2006; Ellison *et al.*, 2010)。近年来的一系列文献研究了影响创业选址的其他决定因素, 包括人口老龄化 (封进和李雨婷, 2023)、社保缴费负担 (唐珏和封进, 2020)、行政审批改革 (毕青苗等, 2018)、进口渗透度 (陈建伟等, 2021)、中央

环保督察（李硕等，2022）、产业链基础（陈钊和初运运，2023）、金融契约执行效率（李俊青等，2017）等，但从金融地理结构角度探索创业企业进入的文献还很少。

新经济地理学为我们建立银行竞争与创业选址的关联提供了很好的分析框架。该理论通常假设地区间具有相同的经济环境，从而关注集聚效应外部性对创业选址的影响。集聚效应带来的本地市场效应和生活成本效应作为向心力吸引企业进入，而市场拥挤效应带来离心力，企业最终选址决策取决于两种力量的对比（Krugman, 1991; Fujita *et al.*, 1999）。站在新企业角度看，在设立初期及后续投资和运营活动中都需要银行提供信贷资金和金融服务，因此信贷资金可得性、资金成本以及金融服务便利度这3个要素也必然是吸引创业选址的重要因素。银行网点扩张导致的市场竞争度变化可能影响上述因素进而影响创业选址决策。为此，本文建立一个加入银行部门的新经济地理学模型，探索两个地区的银行竞争变化如何影响贷款利率，进而影响创业选址的过程。

本文边际贡献为：首先，现有新经济地理模型一般仅包含实体部门，用于研究城市和区域经济增长、国际贸易和关税理论、创新和知识溢出、劳动力市场和移民问题等，本文通过在新经济地理模型中加入银行部门，从理论上阐释银行地理结构通过影响银行间竞争水平塑造企业创业选址决策，丰富了新经济地理学文献；其次，已有关于金融和实体经济关系的研究大多着眼于金融发展对经济增长或宏观经济稳定的影响，忽略了金融地理结构对实体经济的影响，本文则从银行网点空间分布这一角度研究其对企业创业选址的影响，丰富了关于金融发展影响实体经济的文献；再次，研究银行竞争或金融地理结构的文献一般聚焦于企业资金可得性以及全要素生产率、出口行为、创新行为等问题，本文则论证了金融地理结构通过影响银行竞争进而塑造企业的创业选址行为⁶，为中国地区间银行网点分布如何塑造空间经济分布提供了研究证据；最后，关于银行系统的经验研究往往面临内生性问题的困扰，因为银行系统特征往往和经济发展水平以及社会文化相关，本文则使用城商行改革和中小银行异地扩张冲击作为工具变量解决了内生性问题，论证了银行竞争对企业创业选址存在因果效应。

二、理论模型

借鉴 Forslid and Ottaviano（2003）的自由企业家模型，本文在其中加入1个银行部门。假设经济中有2个地区和3个产业：农业、制造业及银行业。经济中有低技能劳动力和企业家2类投入要素，农业部门仅使用低技能劳动力，制造业部门既使用低技能劳动力也使用企业家。企业家在地区 $r \in \{1, 2\}$ 间移动，本文将现实中企业创业选址抽象为企业家在地区间移动。低技能劳动力只能在本地就业（农业或制造业）。两地区加总的银行数量固定，银行部门分布外生⁷。两地区交易农产品和制造业产品，农产品贸易无运输成本，制造业产品有冰山贸易成本。农产品不存在异质性，制造业产品具有差异性。两地区的消费者偏好、生产技术及低技能劳动力数量都相同。

（一）消费者

每个消费者都消费两种最终产品：农产品和制造业产品。代表性消费者的效用函数为科布-道格拉斯形式：

$$U = C_A^{1-\mu} C_Z^\mu \quad (1)$$

其中， C_A 为农产品； C_Z 为制造业产品集； μ 为支出中花费在制造业产品集上的份额。制造业产品集采用对各项制造业子类产品（ c_v ）加总的常替代弹性（CES）函数形式：

$$C_Z = \left(\sum_{v=1}^n c_v^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

⁶这也是本文与 di Patti and Dell' Ariccia（2004）、黄天鉴（2022）及张光利等（2022）研究的区别：在本文经验分析部分，新企业设立是创业选址结果的代理变量，包含企业家在不同目的地的选择考量，而之前的研究仅将其理解为创业行为。

⁷限于篇幅，未报告银行部门内生的情形，详见本刊网站（www.jweonline.cn）本文补充材料附录1。

其中, σ 是任意两种差异化制造品的替代弹性; n 为两地区差异化制造品种类数之和, 即 $n = n_1 + n_2$, n_1 和 n_2 分别为地区 1 和 2 的差异化制造业产品种类数。

(二) 农业部门

农业部门采用规模报酬不变的生产技术, 生产 1 单位同质的农产品需要 1 单位低技能劳动力 (假设农业生产不需要企业家人力资本投入), 市场结构为完全竞争, 并令两地区都拥有 $L/2$ 单位的低技能劳动力, L 为低技能劳动力总数和数。农产品无贸易成本, 假设两地区低技能劳动力的名义工资相同。

(三) 制造业部门

制造业部门在 Dixit-Stiglitz (Dixit and Stiglitz, 1977) (D-S) 垄断竞争框架下生产, 假设每个制造业企业仅生产 1 种差异化产品, 故企业和其生产的产品一一对应。每个制造业企业在其产品领域内类似垄断者角色。生产技术为规模报酬递增, q 单位产品的生产需要 F 单位的企业家人力资本作为固定投入, βq 单位的低技能劳动力作为边际投入, β 为生产技术参数。假设制造业企业售出产品前需要支付工人工资, 这部分工资通过银行融资获得并需支付利息⁸。因此, 某代表性制造业企业的成本函数为⁹:

$$C(q) = w_H F + w(1 + i)\beta q \quad (3)$$

其中, w_H 和 w 分别为制造业企业家和低技能劳动力的名义工资; i 为该地区贷款利率 (资本成本)。同时令 $F = 1$, 即制造业每家企业生产需要投入 1 名企业家, 则某地区制造业企业家数量等于该地区制造业企业数量, 也等于该地区生产的制造业产品种类数量。令 N 表示两地区制造业企业总数量 ($N = n$), λ 表示地区 1 的制造业企业份额, 则两地区制造业企业数 (制造业产品种类数) 分别为 $n_1 = \lambda n$, $n_2 = (1 - \lambda)n$ 。

令 T 为冰山贸易成本, 即对每 1 单位到达贸易目的地的制造业产品, 需要在初始地发货 T 单位, $T > 1$ 。假设一价定律成立, 若某制造业产品的出厂价格为 p , 则其在贸易目的地的售价为 Tp , 这意味着贸易成本越高则售价越高。贸易成本在新经济地理学模型中是决定集聚是否发生的重要因素。本文的贸易成本则会进一步影响银行竞争和创业选址的关系。每种制造品的需求来自两地区, 制造业企业在其特定产品领域内, 面对给定的需求函数 $x(\cdot)$ (由消费者问题得来), 选择价格以最大化利润:

$$\max_p \pi(p) = p x(p) - C(x(p)) \quad (4)$$

在 D-S 垄断竞争框架中, 每种制造业产品市场都没有进入壁垒, 因此在均衡时每个企业获得零利润。企业家名义收入经地区物价调整后得到实际收入, 该实际收入决定了选址决策。

(四) 银行部门

银行部门采用经典的 Monti-Klein 建模思路 (Klein, 1971; Monti, 1972), 采用古诺竞争的市场结构 (Freixas and Rochet, 2008; Commendatore et al., 2013)¹⁰。假设银行同质, 从而银行业竞争度取决于数量, 和银行资产或负债分布无关¹¹。忽略银行资金成本, 即支付给存款的利息。同时, 假设不允许银行跨区放贷, 因此某地区总贷款需求 (M) 为该地区所有制造业企业的生产融资需求, 即支付给低技能劳动力的工资之和。令 N^B 为两地区银行总数, λ^B 为地区 1 的银行份额。由于假设银行部门外生, 故 λ^B 为外生参数。银行经营目标为最大化名义利润, 某代表性银行的目标函数为:

$$\max_m I(M)m \quad (5)$$

⁸ 现金转换周期 (cash conversion cycle) 指企业在生产投入上进行支出和产品销售回款间存在时滞和周期。许多时候由于存在现金转换周期, 企业需要对净运营资本融资 (Gitman, 1974; Hill et al., 2010; Kieschnick et al., 2013)。本文模型中净运营资本为低技能劳动力工资, Greenwald et al. (1990) 在建模时采用了类似假定。

⁹ 为求正文叙述简洁, 在不影响读者理解的前提下, 我们在部分公式变量中舍去区分地区和企业下标, 后文同。

¹⁰ 许多文献对银行业建模采用古诺市场结构的假设 (Hutchison, 1995; Yafeh and Yosha, 2001; Baglioni, 2007; Kopecky and Van Hoose, 2012; Shaban et al., 2016)。Schliephake and Kirstein (2013) 为此假设提供了理论论据。

¹¹ 这里忽略了银行的其他特征, 例如规模经济。但由于我们关注的是银行业竞争度, 所以此处将不同银行视做同质性个体是合理的简化。

其中， $I(M)$ 为地区利率，其形式为贷款反需求函数¹²； m 为该银行自身的放贷量。

（五）短期和长期一般均衡

在短期均衡时，企业分布 λ 给定，消费者选择农产品和制造业产品数量以最大化效用；每个垄断性制造业企业面对特定的产品需求选择价格以最大化利润，每个制造业企业获得零利润；每家银行面对特定的贷款需求，选择放贷量以最大化利润；所有消费者（低技能劳动力、企业家、银行家）的收入等于支出；制造业产品市场、信贷市场、劳动力市场和农产品市场都出清。

对农业部门，根据模型设定和一价定律，可知两地区农产品价格相同， $p_a = p_{1a} = p_{2a}$ ；同时农产品为边际成本定价， $p_{1a} = w_1$ ， $p_{2a} = w_2$ 。根据两地区低技能劳动力工资相同的假设， $w = w_1 = w_2$ ，可推出 $p_a = w$ ，即两地区低技能劳动力工资和农产品价格相等，故我们可选择将农产品视为计价物，令 $p_a = w = 1$ 。

对制造业部门，不失一般性，选择一家地区 1 的代表性制造业企业，其产品在地区 1 售价为出厂价 p_1 。令 k^0 为某常数，求解消费者决策可得该制造品需求函数为 $x_1 = p_1^{-\sigma} k^0$ 。再利用（4）式的一阶条件，得出 $p_1 = Fw\beta(1 + i_1)\sigma/(\sigma - 1)$ ，令 $\beta = (\sigma - 1)/\sigma$ ，得出 $p_1 = 1 + i_1$ 。根据制造业企业的同质性假设，地区 1 所有制造品出厂价相等，地区 2 所有制造品出厂价也相等，因此我们可直接用 p_r 代表地区 r 的制造品出厂价：

$$p_r = 1 + i_r, \quad r \in \{1, 2\} \quad (6)$$

这表明制造品最优定价和地区贷款利率正相关。直观上看，当贷款利率下降时，企业可优化其定价策略，以更低价参与竞争并扩大销量，即更低的地区利率将给企业带来更大的竞争优势，实际上，这也是本文理论模型的主要机制。

根据 D-S 垄断竞争框架的零利润假设，得出企业家名义收入（ w_H ）为：

$$w_{rH} = p_r x_r - (1 + i_r)x_r(\sigma - 1)/\sigma, \quad r \in \{1, 2\} \quad (7)$$

将（6）式代入得到：

$$w_{rH} = p_r x_r / \sigma, \quad r \in \{1, 2\} \quad (8)$$

两地区任一制造业企业的产品销售来自两地区销售量的总和，它们分别是：

$$x_1 = p_1^{-\sigma} \left(\frac{\mu Y_1}{P_{1Z}^{1-\sigma}} + \phi \frac{\mu Y_2}{P_{2Z}^{1-\sigma}} \right) \quad (9)$$

$$x_2 = p_2^{-\sigma} \left(\frac{\mu Y_2}{P_{2Z}^{1-\sigma}} + \phi \frac{\mu Y_1}{P_{1Z}^{1-\sigma}} \right) \quad (10)$$

其中， $\phi = T^{1-\sigma}$ 为贸易自由度指标； P_{1Z} 和 P_{2Z} 分别为两地区制造业产品的价格指数：

$$P_{1Z} = N^{1/(1-\sigma)} [\lambda p_1^{1-\sigma} + \phi(1-\lambda)p_2^{1-\sigma}]^{1/(1-\sigma)} \quad (11)$$

$$P_{2Z} = N^{1/(1-\sigma)} [\phi\lambda p_1^{1-\sigma} + (1-\lambda)p_2^{1-\sigma}]^{1/(1-\sigma)} \quad (12)$$

Y_1 和 Y_2 分别代表两地区的总收入，由低技能劳动力、企业家和银行部门收入构成：

$$Y_1 = L/2 + \lambda N w_{1H} + \Pi_1^B \quad (13)$$

$$Y_2 = L/2 + (1-\lambda)N w_{2H} + \Pi_2^B \quad (14)$$

其中， Π_1^B 和 Π_2^B 分别为两地区的银行部门收入。根据制造业企业借款支付低技能劳动力工资的假设，地区总贷款需求为该地区所有制造业企业支付给低技能劳动力的工资之和：

$$M_r = n_r w \beta x_r = n_r x_r (\sigma - 1)/\sigma, \quad r \in \{1, 2\} \quad (15)$$

在银行不能跨区放贷和均衡时信贷市场出清的条件下，银行部门利润为：

$$\Pi_r^B = i_r M_r, \quad r \in \{1, 2\} \quad (16)$$

利用地区物价指数调整企业家名义收入，得到两地区企业家实际收入为¹³：

¹² 该贷款反需求函数的定义见后文。另外，贷款反需求函数存在的条件是在给定 i_2 条件下， $M(i_1, i_2)$ 对 i_1 单调，数值检验过程见附录 1。

¹³ 实际上该形式来自企业家作为消费者最大化效用后得到的间接效用函数。

$$\omega_r = \frac{w_{rH}}{p_a^{1-\mu} P_{rZ}^\mu} = \frac{w_{rH}}{P_{rZ}^\mu}, \quad r \in \{1,2\} \quad (17)$$

在银行部门供给侧，我们假设地区 r 每家同质性银行放贷量为 m_r ，则在地区 r 利率为 i_r 的条件下，经营利润为 $i_r m_r$ 。我们对古诺竞争模型中（纳什）均衡做一个概念上的拓展：地区 r 每家银行在决策时不仅将同地区其他银行的放贷量视为给定，也将另一个地区利率视为给定，在此条件下决定最优反应。因此我们可定义一个特殊的信贷需求函数 $\widetilde{M}_r(i_r) = M_r(i_r, i_{-r})|_{i_{-r}=\bar{i}}$ ，从而可定义其反函数为 $I_r(M_r)$ 。根据上述定义，在信贷市场出清条件下，地区 r 代表性银行 j 的经营目标为选择放贷量 m_{rj} 来最大化利润：

$$\max_{m_{rj}} I_r(\overline{M}_{r,-j} + m_{rj}) m_{rj} \quad (18)$$

其中， $\overline{M}_{r,-j}$ 为地区 r 除银行 j 外的其他银行总放贷量，在该问题中被视为常数。由（17）式的一阶条件得到该银行最优反应满足：

$$I_r'(\overline{M}_{r,-j} + m_{rj}) m_{rj} + I_r(\overline{M}_{r,-j} + m_{rj}) = 0 \quad (19)$$

令 $k_1^B = \lambda^B N^B$ 为地区1的银行数量， $k_2^B = (1 - \lambda^B) N^B$ 为地区2的银行数量。根据同质性银行进行古诺竞争的假设可知，在纳什均衡解中所有银行的最优反应都满足：

$$I_r' (M_r) M_r / k_r^B + I_r(M_r) = 0, \quad r \in \{1,2\} \quad (20)$$

根据短期均衡的定义，企业分布 λ 给定，短期均衡方程组由（6）、（8）-（17）、（20）式构成，该方程组包含18个等式和18个内生变量。实际操作中首先化简方程组，将贷款需求（ M_r ）转换为仅包含 (i_1, i_2) 的表达式，求导后代入（20）式，其次使用Matlab求解 (i_1, i_2) ，最后代入方程组计算其他内生变量。

从短期均衡到长期均衡的演化中，企业分布 λ 变为内生，企业家选址在实际收入更高地区，其空间流动方程定义为：

$$\dot{\lambda} = \gamma \lambda (1 - \lambda) \frac{\omega_1 / \omega_2 - 1}{1 + \lambda (\omega_1 / \omega_2 - 1)} \quad (21)$$

在 $0 < \lambda < 1$ 的条件下，若 $\omega_1 > \omega_2$ ，则 $\dot{\lambda} > 0$ ，企业家从地区2向地区1转移；若 $\omega_1 < \omega_2$ ，则 $\dot{\lambda} < 0$ ，企业家从地区1向地区2转移；若 $\omega_1 = \omega_2$ ，则 $\dot{\lambda} = 0$ ，企业家不转移。 γ 为移动速度参数。

在长期均衡时，有：

$$\dot{\lambda} = 0 \quad (22)$$

由短期均衡方程组加上（21）和（22）式构成长期均衡方程组。构成均衡的方程组具有高度非线性，难以求得解析解，但观察后我们发现存在两种可能性：

$$\begin{cases} \omega_1 = \omega_2, & 0 < \lambda < 1 \\ \lambda \in \{0,1\} \end{cases} \quad (23)$$

这两个解分别是新经济地理学中常见的内部均衡和核心-边缘均衡。在内部均衡时，两地区企业家因实际工资相同而没有转移动机；而在核心-边缘均衡时，所有制造业企业集聚在某个地区形成核心区，另一个地区成为边缘区。

（六）银行竞争变化与企业家选址决策：数值模拟

我们关心的主要问题是地区银行竞争上升是否会吸引企业进入，换言之，当银行分布变化导致银行竞争程度上升时，企业分布会如何变化。与该问题等价的数学问题是，当改变 λ^B 时，长期均衡解 λ^* 会如何变化。我们借助计算机数值模拟展开分析。本文采用如下外生参数设定： $N = 1000$ ， $\mu = 0.8$ ， $\sigma = 2.5$ ， $L = 100$ ， $N^B = 10$ ， $T = 6^{14}$ 。在 $\lambda^B \in \{0,1\}$ 的不同取值下，求长期均衡时 λ^* 的数值解，结果绘制见

¹⁴在整个正文部分，我们选择的外生参数设定都使对称企业分布的内部长期均衡是稳定的。在附录1我们检验了当外生参数设定使对称企业分布的内部长期均衡不稳定，但核心-边缘长期均衡稳定的情况。此时由于突发性集聚的存在，难以明确定义比较静态的情形，但银行竞争和创业选址的关系并不会发生实质改变。

图 4。横轴 λ^B 为地区 1 的银行份额，在同质性银行假设下银行竞争只与数量有关，故 λ^B 越大，地区 1 银行竞争越强；纵轴 λ^* 为长期均衡时地区 1 的企业份额。图 4 表明，地区 1 银行竞争越强，长期均衡时其企业份额越大。这意味着如果某地区有更强的银行竞争，则的确会吸引更多企业进入，这是经验分析部分要检验的主要命题。

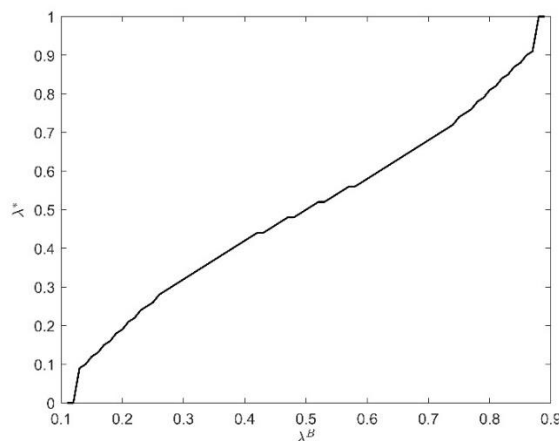


图 4 地区 1 银行份额和长期均衡时企业份额的关系

下面我们尝试探索导致上述结果的机制。为什么银行竞争加强会吸引企业进入？根据模型设定原理可构想一个思想实验：两地区的初始状态处于“完全对称”的长期均衡。在短期内，地区 1 受到一个正向的银行份额冲击，更强的银行同业竞争意味着贷款利率下降。地区 1 更优惠的贷款利率使该地区制造产品竞争力提升，企业家工资上涨¹⁵，进而在向新的长期均衡演化时，地区 2 企业家被吸引进入地区 1。同这个思想实验匹配的数学问题是，当取 $\lambda = 0.5$ 的短期均衡时， $i_1 - i_2$ 和 $\omega_1 - \omega_2$ 如何受 λ^B 上升的影响。此问题的模拟结果见图 5，当 $\lambda^B = 0.5$ 时， $i_1 - i_2 = \omega_1 - \omega_2 = 0$ ，两地区处于“完全对称”的长期均衡；当 λ^B 上升时， $i_1 < i_2$ 且 $\omega_1 > \omega_2$ 。这就是上述思想实验的结论：某地区银行竞争上升会降低该地区贷款利率，这种融资条件的优化会吸引更多企业进入。

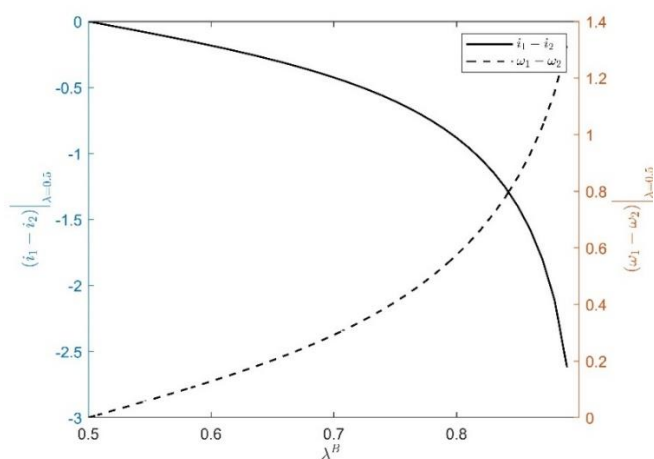


图 5 地区 1 银行竞争和两地区贷款利率差、企业家实际工资差的关系

在传统新经济地理学模型中，贸易成本对集聚是否形成起重要作用。贸易成本在本文模型中扮演什么角色？更具体地，我们希望知道若两地区在初始状态处于“完全对称”的长期均衡时，贸易成本如何影响银行竞争和创业选址的关系。通过选择一个更大的贸易成本参数，我们重新计算在长期均衡时 λ^B 和

¹⁵ 更具体地，在此思想实验中，地区 1 贷款利率下降使企业得以制定更低的产品价格从而扩大销量，在营业收入扩大的同时地区 1 企业家的工资也会上升。

λ^* 的关系，将结果和图 4 合并生成图 6。图 6 实线和虚线分别代表 $T = 6$ 和 $T = 50$ 的模拟结果。从中可知，实线一直位于虚线上方，这表明更低的区域间贸易成本会增强银行竞争提升对企业的吸引作用。

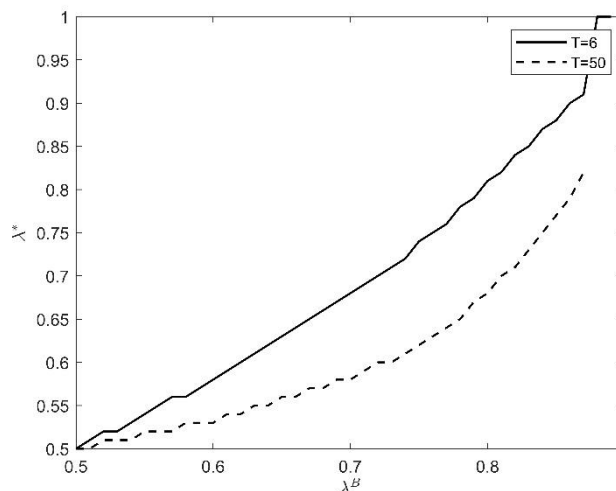


图 6 银行竞争与创业选址：贸易成本的影响

总体而言，上述分析得出的结论是：银行竞争提升会降低企业贷款利率从而吸引更多企业进入，而贸易成本下降加强了这一效果。下面我们使用中国数据展开经验研究，考察银行竞争对企业创业选址的影响，并检验背后的微观机制是否成立。

三、经验研究

（一）数据来源与变量定义

本文所用数据主要有两个：一是原国家工商行政管理总局的工商企业注册数据库¹⁶，二是原中国银行保险监督管理委员会（后文简称银保监会）的金融许可证数据。工商企业注册数据库提供了全国企业的注册、变更和股东等信息，我们计算每个地级市每年的创业企业数量，反映创业选址情况。金融许可证数据包含中国（除港澳台地区）所有金融机构的名称、编码、批准成立日期等信息，数据获取时间为 2021 年 12 月，共包含 227 270 家金融机构。我们从中筛选出所有提供对公信贷业务的银行机构¹⁷，然后计算地级市-年份层面的银行竞争度。

同姜付秀等（2019）与 Chong *et al.*（2013）的研究类似，本文也基于银行网点数量计算赫芬达尔指数（Herfindahl-Hirschman index, HHI），用其度量银行竞争。具体地，某城市 l 在 t 年的银行竞争为该城市不同银行旗下网点（ br ）份额平方之和：

$$HHI_{lt} = \sum_{j=1}^{k_l^B} \left(\frac{br_{ljt}}{\sum_{j=1}^{k_l^B} br_{ljt}} \right)^2 \quad (24)$$

其中， j 表示银行； k_l^B 为城市 l 的银行数量¹⁸。由于赫芬达尔指数和竞争度负相关，为方便回归系数的解释，本文用 1 减去该指数作为方程回归的核心解释变量。

我们度量银行竞争时考虑地级市层面的竞争，暗含着“不存在跨越地级市的银行市场竞争”的假设，

¹⁶ 本文使用 2016 年版本，包含从原国家工商行政管理总局有电子记录开始，截至 2016 年 12 月的所有企业，数据库总条目数量为 39 415 268 个。

¹⁷ 原因在于本文关注银行通过影响贷款成本从而对创业选址产生的作用，不对企业贷款的银行自然不在考虑范围内。具体做法是首先仅保留名称里含银行的金融机构，然后去除所有不含对公信贷业务的机构，包括所有的分理处、储蓄所、邮储银行营业所及农业发展银行。

¹⁸ 银行数量有别于银行网点数量。例如某城市有农业银行网点 50 家，工商银行网点 100 家，那么该城市银行数量为 2。

这和本文理论模型不允许银行跨区贷款的假设一致。采用该假设的理由有二：第一，中国长期以来对银行异地扩张执行严格的管制政策。例如，2006 年银保监会规定，中资商业银行申请异地开设网点时，每次只能申请 1 家，且在旧申请未得到批示前不得提交新申请¹⁹。股份制银行和城市商业银行设立网点时，原本也被限制在本地城市，此后管制逐渐放松²⁰，这一管制直到 2009 年才被实质性取消²¹。银行无法在异地开设网点意味着其业务被局限在本地，因此可认为银行竞争具有本地属性。第二，中国银行业的异地贷款在总贷款中所占份额不大。例如，一份针对陕西省某市商业银行数据的研究发现，该城市股份制银行的异地贷款份额仅占 21.62%（张伟锋，2017）。还有研究表明，有异地贷款的大多数是政策性银行和股份制银行，国有大型商业银行很少发放异地贷款（人民银行晋城市中心支行课题组，2006）。

需要说明的是，本文使用的金融许可证数据仅包含现存和 2007 年后退出的机构信息，导致我们无法观察到曾经存在但撤销时间早于 2007 年的银行网点。因此，我们构建的银行竞争指数存在测量误差²²。为此，后文采取工具变量法消除测量误差带来的估计偏误。在机制检验部分，我们使用规模以上工业企业数据库中财务费用作为贷款成本的代理变量，检验银行竞争是否会降低企业贷款成本。

（二）模型设定

本文使用的基准回归模型设置如下：

$$Entry_{lt} = \alpha + \beta_B Bank_{lt} + controls_{lt}\psi + \delta_l + \chi_t + \varepsilon_{lt} \quad (25)$$

其中，被解释变量 $Entry_{lt}$ 是城市 l 在 t 年的创业企业进入数量取对数；核心解释变量 $Bank = 1 - HHI$ ，用于衡量银行竞争，根据本文理论模型，预期 $Bank$ 回归系数为正，即银行竞争会促进创业企业进入；控制向量（ $controls$ ）包括人口数量、土地面积、GDP、职工平均工资、第二和第三产业占 GDP 比重、财政自主度、固定资产投资、普通高等学校数量及人力资本。

下面我们首先解释控制变量的选取理由。（1）人口数量、土地面积、GDP：新经济地理学理论表明，更大的市场能提供更多的产品需求和更低的运输成本（Fujita *et al.*, 1999），这 3 个变量用于衡量这种“本地市场效应”对创业选址的影响。（2）职工平均工资：人力成本是影响企业利润的最重要因素之一，Rohlin（2011）与魏下海等（2018）的研究表明，工资水平变化会显著影响企业进入退出决策，故本文使用职工平均工资控制城市的人力成本因素。（3）第二产业和第三产业占 GDP 比重：中国不同省份或同一省份不同城市间往往在经济结构方面存在很大差异（刘伟等，2008）。由于新进入企业大多是服务业，若某城市更倾向发展服务业，则这种经济结构会对创业企业进入决策产生影响，故在方程中控制第二产和第三产占比代表的经济结构。（4）财政自主度：有研究表明财政自主度会影响公共支出效率和经济增长（陈志广，2012；曾明等，2014；杨得前，2014），由此带来的基础设施差异和经济景气度可能影响创业企业进入；同时，郭峰（2015）的研究表明地方政府财政自主度下降可能加强其干预辖区金融资源的可能性并刺激地区金融扩张，进而对地区银行竞争产生影响。（5）固定资产投资：固定资产投资水平通过影响生产技术水平作用于地区长期经济发展潜力（Acemoglu and Zilibotti, 2001）。此外，投资增长作为经济增长的重要影响因素之一，本身也带来了更大的市场需求和商业机会。理论上这两个变量都会影响创业选址决策。（6）普通高等学校数量、人力资本：劳动力技能是大部分企业生产中的必要投入，拥有更高人力资本水平的城市拥有更高的生产率、创新能力和技术进步潜力（Glaeser *et al.*, 2004；Moretti, 2004），因此目的地城市的劳动力技能水平是创业企业在选址时考虑的一个重要因素（Coughlin and Segev, 2000）。

其次，后文回归中大多控制了城市银行网点总数量（ $branch$ ），原因是本文主要解释变量是以银行网

¹⁹ 详见银保监会 2006 年公布的《中资商业银行行政许可事项实施办法》第四十六条。

²⁰ 详见银保监会 2006 年公布的《城市商业银行异地分支机构管理办法》。

²¹ 详见银保监会 2009 年公布的《关于中小商业银行分支机构市场准入政策的调整意见（试行）》第一条。

²² 这种测量误差主要由不可观测的四大国有银行网点裁撤引起。1996 年开始，为提升银行部门经营效率，根据“严格控制机构总量，优化机构布局 and 结构”的原则，许多绩效较差的四大国有银行网点被撤销。1996 年撤并 5506 个，1997 年撤并 5300 多个，1998 年撤销 9000 多个。详见《中国金融年鉴》的 1999 年商业银行体制改革篇、1998 年商业银行监管篇及 1997 年商业银行管理篇。另见图 1 和相关脚注。

点数度量的赫芬达尔指数，其变化通常和银行网点总数扩张密切相关（张光利等，2022）：若控制 *branch* 变量后，本文主要解释变量赫芬达尔指数失去显著性，则表明在吸引创业企业进入方面，银行网点总数已然能够包含市场结构的“所有信息”（包括以赫芬达尔指数度量的银行竞争）；若主要解释变量依然显著，则表明银行市场结构在吸引创业企业进入方面，除银行网点总数外依然有遗漏信息，本文定义的银行竞争是有意义的。

最后， δ_i 和 χ_t 分别为城市和年份固定效应，前者控制城市层面不随时间变化的特征对创业企业进入的影响，后者控制特定年份对所有城市相同的宏观经济因素对创业企业进入的影响。回归分析中样本时间跨度为 1990-2015 年。主要变量的定义见表 1，描述性统计见表 2。

表 1 主要变量定义

Entry	创业企业进入数量（对数）
Bank	银行竞争度，1-赫芬达尔指数
branch	银行网点总数（对数）
Pop	年末总人口数量（对数）
Land	行政区域面积（对数）
GDP	地区生产总值（现价，对数）
Wage	职工平均工资（对数）
Ind2	第二产业占 GDP 比重
Ind3	第三产业占 GDP 比重
FisAuto	财政自主度=地方财政一般预算内收入/地方财政一般预算内支出
FixInv	固定资产投资总额（万元，对数）
College	普通高等学校数量（所）
HumanK	人力资本=科研综合技术服务业从业人员数/年末单位从业人员数
T1	贸易成本 1，“减少商品市场上的贸易保护”指数乘以-1 并标准化
T2	贸易成本 2，公路里程数乘以-1 并标准化
CityBank	是否设立城市商业银行（1=是，0=否）
z1, z2	中小银行异地扩张冲击（具体定义见后文）
FinCost	贷款成本=财务费用/负债总计

表 2 主要变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	样本数
Entry	7.7682	1.2911	0.0000	12.5820	6347
Bank	0.8185	0.0820	0.0000	0.9524	6347
branch	5.2896	0.8610	0.0000	8.1951	6347
Pop	4.4900	0.7494	2.6440	8.0678	6347
Land	7.0913	1.0234	3.9120	10.4489	6347
GDP	14.2917	1.4295	9.9340	19.3305	6347
Wage	9.5633	0.9606	6.4057	13.2648	6347
Ind2	51.1754	12.6796	8.0500	92.3000	6347
Ind3	40.3710	10.9036	6.3000	81.0000	6347
FisAuto	1.6074	72.0898	0.0218	5743.8862	6347
FixInv	13.4335	1.7234	5.7104	18.6867	6347
College	5.9903	10.7165	0.0000	89.0000	6347
HumanK	0.0116	0.0269	0.0002	1.6608	6347
T1	-0.0818	0.9305	-1.4712	4.6915	5038
T2	-0.0056	1.0041	-16.1156	1.1049	4355
CityBank	0.5221	0.4996	0.0000	1.0000	6217
z1	0.4800	0.1785	0.0000	1.0000	5998
z2	0.4594	0.1731	0.0000	1.0000	5998
FinCost	0.0465	0.0729	0.0000	0.7167	862 987

在回归分析前，我们将样本期银行竞争和创业企业进入数量分别在城市层面求平均，以银行竞争为横轴，创业企业进入为纵轴，二者的散点图和拟合线见图 7。从中可知，银行竞争和创业企业进入具有正相关关系。下面我们检验二者是否有因果关系。

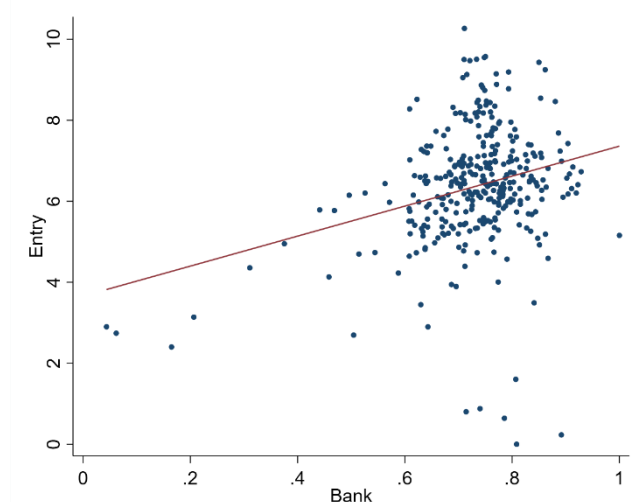


图 7 城市层面平均银行竞争和创业企业进入的散点图

（三）基准回归

我们基于（25）式检验银行竞争对创业企业进入决策的影响，结果见表 3。第（1）列不控制本地银行网点总数量，此时银行竞争估计系数为 0.520，在 10%水平上显著。第（2）列加入本地银行网点总数（branch）变量，此时银行竞争估计系数增加到 0.703，且在 5%水平上显著，这表明本地银行市场结构在解释创业企业进入方面，并不能由网点总数完全反映，以 HHI 度量的银行竞争依然存在较强的解释力。第（2）列银行竞争估计系数表明，当银行竞争上升 1 个标准差时，平均创业企业进入会增加 5.76%

(0.703×0.082)。由于银行竞争对创业选址决策的影响可能存在时滞，第（3）列控制了滞后 1 期的银行竞争对创业企业进入的影响，此时银行竞争估计系数为 0.512，在 10%水平上显著。此外，由于直辖市相对其他城市具有特殊性，其在财政和政治上具有更高权利（蔡昉和都阳，2003；Henderson *et al.*，2009；王垚和年猛，2014；王垚等，2015），更容易吸引创业企业进入，因此我们在第（4）列剔除直辖市样本以检验结果的稳健性。此时，银行竞争估计系数为 0.628，在 5%水平上显著。第（5）列回归进一步剔除省会城市，此时银行竞争估计系数变为 0.640，仍在 5%水平上显著。上述结果均表明银行竞争提升确实能吸引更多创业企业进入。

表 3 银行竞争与创业企业进入：基准回归

Entry	(1) 所有城市	(2) 所有城市	(3) 所有城市	(4) 除直辖市	(5) 除直辖市、省会城市
Bank	0.5199* (0.3008)	0.7034** (0.3214)		0.6280** (0.3139)	0.6404** (0.3187)
L1.Bank			0.5120* (0.3049)		
branch		-0.0403 (0.0494)	-0.0244 (0.0503)	-0.0475 (0.0494)	-0.0428 (0.0504)
城市/年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	6347	6347	6169	6243	5595

说明：L1.Bank 代表滞后 1 期的银行竞争；控制变量包括人口数量、土地面积、GDP、职工平均工资、第二产业占 GDP 比重、第三产业占 GDP 比重、财政自主度、固定资产投资、普通高等学校数量及人力资本；括号内的值为聚类到城市层面的标准误；*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。后表同。

新经济地理学探讨的核心问题之一是贸易成本变化如何影响经济集聚。本文模型也以商品贸易作为一般均衡的渠道，这里自然产生的一个问题是：贸易成本变化如何影响银行竞争与创业选址的关系？前文理论模型的预测是，当贸易成本下降时银行竞争提升会对企业进入产生更大的吸引作用。下面对此进行检验，我们选取两个指标定义贸易成本。第一，中国长期以来存在由地方保护造成的市场分割，造成商品、服务、资本在地区间流动成本较高（刘志彪和孔令池，2021；韩佳容，2021）。因此，我们选择的第一个指标来自《中国市场化指数数据库》中“减少商品市场上的地方保护”这一分项指标。该指标统计了调查数据中企业报告的在各省份销售产品时遇到的地方保护措施，例如销售限制、差别质量检验标准等。我们对该指标乘以-1 并标准化，作为贸易成本 1（T1）。第二，交通基础设施特别是公路、高速公路的建立可节约运输费用，进而减少贸易成本（Faber，2014；李兰冰和张聪聪，2022）。我们从环亚经济数据有限公司（CEIC）中国经济数据库中获取中国城市层面的公路里程数，同样乘以-1 并标准化，作为贸易成本 2（T2）。基于（25）式的模型设定，本文将上述两个贸易成本指标和主要解释变量Bank交互，回归结果见表 4。从中可知，尽管交互项系数大小有差异，但都显著为负，表明更大（小）的贸易成本会削弱（加强）银行竞争对创业选址的吸引力。

表 4 银行竞争与创业企业进入：贸易成本的影响

Entry	(1) 贸易成本 1	(2) 贸易成本 2
<i>Bank</i>	1.0264*** (0.2393)	1.2017*** (0.2421)
<i>Bank</i> × <i>T1</i>	-0.2140* (0.1242)	
<i>Bank</i> × <i>T2</i>		-0.7618*** (0.2505)
<i>T1</i>	0.1345 (0.1029)	
<i>T2</i>		0.6750*** (0.2330)
<i>branch</i>	-0.0674 (0.0412)	-0.0781* (0.0427)
城市/年份固定效应	控制	控制
控制变量	控制	控制
样本量	5038	4355

本文理论模型只讨论了制造业企业选址而没有讨论服务业企业选址。事实上，服务业企业作为提供就业岗位的主力军，很有必要研究其选址决策。下面分别检验银行竞争对制造业和服务业创业企业进入的效应，回归结果见表 5。从中可知，银行竞争提升不仅吸引制造业创业企业进入，也能吸引服务业创业企业进入。对银行竞争提升也能吸引服务业创业企业进入，本文给出如下解释：第一，尽管服务业企业对银行信贷资金的需求比制造业企业低，但它们同样需要银行提供转账、结算等金融服务，而银行竞争加强可能有利于金融服务质量的提升。第二，许多文献发现制造业和服务业存在共同集聚现象，特别是生产性服务业和制造业的共同集聚（陈国亮和陈建军，2012；Ke *et al.*, 2014；Ghani *et al.*, 2016；Lanaspa *et al.*, 2016；Yuan *et al.*, 2017；Yang *et al.*, 2022），生产性服务业企业在离制造业更近的地区落地更能吸引客户。因此，银行竞争提升能通过加强制造业集聚并进一步吸引服务业企业进入。

表 5 银行竞争与创业企业进入：分企业类型

Entry	(1) 制造业	(2) 服务业
<i>Bank</i>	1.2084*** (0.4437)	0.7157** (0.3320)
<i>branch</i>	-0.1543** (0.0671)	-0.0068 (0.0484)
城市/年份固定效应	控制	控制
控制变量	控制	控制
样本量	6323	6339

（四）稳健性检验和进一步讨论

前文回归结果的稳健性检验见表 6。首先，检验银行竞争指标是否稳健，为此我们构建度量银行竞争的其他指标：只用所在城市前四大银行网点总份额计算得到银行竞争指数 *Bank2*；剔除所有农商行和村镇银行后计算得到 *Bank3*；计算（城商行+股份制银行+农商行和村镇银行）/国有大型商业银行的比例得到 *Bank4*。这三个银行竞争指标的回归结果分别见第（1）-（3）列。我们在第（4）列放松“不存在跨区贷款和跨区域银行竞争”的假设，额外控制每个城市所在省份的平均“留一法”（leave-one-out）银行竞争（*PBankLOO*）²³；由于创业企业进入变量可被理解为非负计数，故第（5）列调整为面板泊松回归。表 6 各列回归结果均显示，银行竞争估计系数仍显著为正，这表明前文结论是稳健的。

²³ 当完全不存在跨地区贷款时，企业贷款利率只同本地银行竞争有关。当存在跨地区借贷时，企业贷款利率则可能同资金来源地的银行竞争相关。此时需控制所有可能的资金来源地银行竞争，从而分离出本地银行竞争的效应。由于异地贷款大多发生在同省，故控制每个城市所在省份的平均“留一法”银行竞争。城市 *PBankLOO* 计算方法为排除该市后对省内其他地级市银行竞争指数求加权平均，并以银行网点数量比例为权重。

表 6 银行竞争与创业企业进入：稳健性检验

Entry	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Bank2</i>	0.2917* (0.1727)				
<i>Bank3</i>		1.0000** (0.4600)			
<i>Bank4</i>			0.0826* (0.0449)		
<i>Bank</i>				0.6986* (0.3228)	1.1350*** (0.4056)
<i>PBankLOO</i>				-0.6708 (0.8670)	
<i>branch</i>	-0.0334 (0.0564)	-0.0255 (0.0486)	-0.0269 (0.0556)	-0.0322 (0.0507)	-0.0069 (0.0568)
城市/年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	6347	6347	6347	6243	6347

本文理论逻辑是银行竞争通过降低贷款利率吸引创业企业进入，而分公司类型的企业由于不是法人，往往没有资格获得银行贷款，理论上不会被银行竞争带来的低利率吸引进入²⁴。因此，我们剔除分公司类企业，再次检验银行竞争对分公司以及其他企业进入决策的影响。估计结果表明，银行竞争确实不能吸引分公司进入²⁵。

与企业进入关联的一个重要问题是企业进入壁垒。在企业进入相关文献中，进入壁垒是一个重要考虑因素（杨天宇和张蕾，2009；夏纪军和王磊，2015）。进入壁垒的界定虽然在理论层面有争议（Fee *et al.*, 2004），但国内文献在其度量方面却有较高共识：考虑政府对国有企业和民营企业有不同政策，现有文献一般将某行业的国有经济占比作为进入壁垒的代理变量（陈林和朱卫平，2011；谢琳等，2012；刘小玄和张蕊，2014；韩剑和郑秋玲，2014；夏纪军和王磊，2015）。在本文理论框架下，一个自然引发的问题是，企业面临的进入壁垒是否会削弱银行竞争吸引创业企业进入的效果？为回答这一问题，我们使用规模以上工业企业数据库计算行业-年份层面的国有经济占比作为进入壁垒的代理变量，并在城市-行业-年份层面检验银行竞争和创业选址的关系²⁶。结果表明，进入壁垒确实会削弱银行竞争对创业企业的吸引作用，而在创业企业面临相同进入壁垒时，银行竞争更高的城市依然更有吸引力。

与企业进入对应的另一个重要行为是企业退出（Orr, 1974；Shapiro and Khemani, 1987；Austin and Rosenbaum, 1990；杨蕙馨，2004；杨天宇和张蕾，2009）。由于银行竞争可降低贷款利率，所以理论上竞争带来的利息支出下降可能改善企业经营并降低其退出概率。为检验银行竞争加强是否也会抑制企业退出，我们根据 2018 年版本的工商企业注册数据库计算各城市每年净进入（进入-退出）和企业退出指标，并分别检验银行竞争对其影响²⁷。估计结果表明银行竞争对企业净进入有正向影响，但并不显著抑制企业退出，这表明银行竞争对企业进入和退出行为的影响主要是在进入方面²⁸。

（五）工具变量与两阶段最小二乘法估计结果

²⁴ 作者感谢审稿专家提出的这一洞见。

²⁵ 限于篇幅，未报告估计结果，详见本刊网站本文补充材料附录 2 表 1。

²⁶ 限于篇幅，未报告估计结果，详见本刊网站本文补充材料附录 2 表 2。

²⁷ 限于篇幅，未报告估计结果，详见本刊网站本文补充材料附录 2 表 3。

²⁸ 本文还尝试两个检验：一是银行竞争对企业进入影响的地区异质性，估计结果表明银行竞争在中西部（相对东部）更能促进企业进入（这一结果可能是东部地区银行竞争变量方差较小导致的，东部地区 *Bank* 方差为 0.0025，中西部地区为 0.0164）。二是银行竞争对不同生产率企业进入的影响：根据“项目类型”字段识别“高新技术企业”，并检验银行竞争对其进入决策的影响。估计结果表明，银行竞争并不能促进高新技术企业进入（甚至有一定抑制效果），即没有发现银行竞争会吸引高效率企业进入的证据。限于篇幅，未报告上述估计结果，请参见本刊网站本文补充材料附录 2 表 4。

前文回归分析发现银行竞争加强促进创业企业进入，但该结果面临内生性问题的困扰：一是银行竞争提升与创业企业进入可能是由某个共同原因导致的，例如其他政策环境改善提振了本地经济景气度，从而加强了该地区对企业和银行的吸引力，导致它们同时进入；二是反向因果关系，即创业企业进入可能加大当地信贷需求从而吸引银行进入；三是前文提到的测量误差问题。下面我们采用工具变量解决上述内生性问题。

本文第一个工具变量是城商行设立冲击。中国银行体制改革的一个策略是通过设立不同类型的银行加强竞争，进而提升金融市场资源配置效率，城商行设立便是举措之一。城商行的前身一般为城市信用合作社，因为体制原因效率低下，1994年中央政府将其重组为城市合作银行。1995年国务院决定在35个大中城市开始城商行试点，1996年将另外60个城市也加入试点名单，1997年又进一步推广到其他58个城市。城商行最初仅能在本地设立支行，此限制在2006年被取消。至2021年年底，中国共有134家城商行，覆盖几乎所有城市。我们利用上述政策冲击构建城商行设立变量（*CityBank*），某城市设立城商行当年及之后年份该变量取1，否则取0。

尽管前文回归控制了许多城市层面变量，增强了城商行设立冲击这一工具变量的外生性²⁹，但我们仍担心城商行设立有地方政府主导因素在起作用，这使该工具变量存在自选择问题，因此本文尝试构建第二个工具变量。由于在政策层面对中小商业银行异地设置网点的放开节奏和本文数据时间跨度一致，故我们可构建一个中小银行异地扩张冲击的工具变量。该工具变量的设计借鉴移动份额工具变量法（Borusyak *et al.*, 2022）：对某城市 l ，当各类中小银行网点在城市 l 异地扩张更多时，大型国有银行市场份额被稀释，从而导致银行竞争水平上升。而对某中小银行 j ，其城市 l 的异地网点扩张取决于两个因素：一是银行 j 在全国范围内的异地扩张冲击（ g_j ），该冲击大小由银行 j 的经营战略决定；二是城市 l 对银行 j 在网点扩张时的相对吸引力，即所受冲击份额（ s_{lj} ）。只要中小银行的异地扩张冲击（ g_j ）满足一定程度的随机性和分散性³⁰，即使冲击份额（ s_{lj} ）内生，移动份额工具变量 $z_l = \sum_j s_{lj} g_j$ 也可给出（25）式中参数 β_B 的一致估计（Borusyak *et al.*, 2022）。换言之，每个小冲击（ g_j ）由银行 j 的经营战略决定，和城市 l 并无直接联系；更重要的是，异地扩张的定义使 z_l 在构建时排除本地中小银行的扩张冲击，从而排除诸如地方政府偏好主导下同时带动本地银行扩张和创业企业进入这类内生性因素的影响。因此，该工具变量理论上满足外生性要求。

下面介绍该工具变量的构建方法。我们将中小银行定义为仅包含城商行和股份制银行，对 t 年城市 l ，中小银行异地扩张冲击为 $z_{lt} = \sum_j s_{ljt} g_{ljt}$ 。中小银行的异地扩张冲击（ g_{ljt} ）分为两部分：城商行异地扩张冲击（ $g_{ljt}, j \in \Lambda_{city}^l$ ）³¹和股份制银行异地扩张冲击（ $g_{ljt}, j \in \Lambda_{joint}^l$ ），其中， Λ_{city}^l 和 Λ_{joint}^l 分别表示异地扩张到城市 l 的城商行集合和股份制银行集合。为进一步减少系统性估计误差， g_{ljt} 计算采用留一法（Autor *et al.*, 2013; Borusyak *et al.*, 2022）。对城商行 $j \in \Lambda_{city}^l$ ， $g_{ljt} = \ln(\sum_{b \neq l} G_{bjt})$ ，其中， G_{bjt} 为 t 年银行 j 在城市 b 的异地网点扩张数量；对股份制银行 $j \in \Lambda_{joint}^l$ ， $g_{ljt} = \ln(\sum_{b \in \mathcal{P}(l)} G_{bjt})$ ，其中， $\mathcal{P}(l)$ 表示城市 l 所在省份。在冲击份额设定方面，令 $s_{ljt} = \ln\left(\frac{GDP_{lt-1}^{\alpha_s}}{distance_{l,h(j)}^{\beta_s}}\right)$ ，类似于“引力方程”， GDP_{lt-1} 为城市 l 在 $t-1$ 年的GDP， $distance_{l,h(j)}$ 为城市 l 到银行 j 总部城市 $h(j)$ 的地理距离， α_s 和 β_s 为引力参数³²。显然，上式设定意味着城市 l 面对特定银行异地扩张冲击（ g_{ljt} ）时，所受冲击份额和该城市经济规模成正比，和银行 j 异地扩张所需地理距离成反比。

上述两个工具变量的两阶段最小二乘法回归结果见表7，从中可知，在所有第一阶段回归中工具变量

²⁹ 实际上，我们利用“城商行设立冲击”直接进行双重差分法回归，并做平行趋势检验。我们没有发现设立城商行的城市（处理组）相比未设立城商行的城市（对照组）在事前企业进入方面存在系统性差异。

³⁰ 使用 Borusyak *et al.* (2022) 的语言， g_j 的随机性条件描述为“给定冲击层面的不可观测的扰动 ε_j 和冲击份额 s_j ，冲击 g_j 可被看作是随机分配的”。

³¹ 实际操作中我们进一步将城商行扩张分为本省城商行的省内异地扩张和非本省城商行的跨省扩张。

³² 当假设 $\alpha_s = \beta_s = 1$ 时，生成工具变量 $z1$ ；另外，还可以用回归方法对 α_s 和 β_s 进行估计，代入计算冲击份额，并生成工具变量 $z2$ ，此方法详细内容参见本刊网站本文补充材料附录2。

的估计系数都显著为正，F 统计量拒绝了弱工具变量的原假设。在所有第二阶段回归中银行竞争的估计系数都显著为正，再次表明银行竞争力提升有利于创业企业进入。值得注意的是，工具变量回归系数大于采用最小二乘法估计的模型系数³³。我们认为这主要是银行竞争存在测量误差，使最小二乘回归法的系数出现向下偏误。

表 7 银行竞争与创业企业进入：工具变量回归

	(1) 城商行设立冲击	(2) 中小银行异地扩张冲击	(3)
第二阶段			
<i>Bank</i>	6.0290*** (1.9543)	9.9431** (4.5485)	7.0892*** (2.5860)
<i>branch</i>	-0.5308*** (0.1857)		
城市/年份固定效应	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制
样本量	6217	5998	5998
第一阶段			
<i>CityBank</i>	0.0212*** (0.0029)		
<i>z1</i>		0.0870** (0.0301)	
<i>z2</i>			0.1495*** (0.0347)
F 统计量	51.8580	8.3728	18.5617
Prob>F	0.0000	0.0041	0.0000

(六) 机制检验

前文理论模型指出，银行竞争提升可降低企业贷款利率，从而吸引创业企业进入。下面我们检验该机制。从理想的角度看，我们想要检验的是银行竞争提升能否降低新设企业面对的潜在信贷市场的贷款利率，但该指标显然无法获得。因此，我们假设现有企业的贷款成本和新设企业面对的潜在贷款利率正相关，即某地区新进入企业面临的平均潜在贷款利率为同一地区现有企业所获平均贷款利率加特定风险溢价³⁴。

我们使用的数据是规模以上工业企业数据库 1998-2008 年样本。首先，参考聂辉华等（2012）的方法清理原始数据³⁵，生成企业唯一识别码后得到面板数据。然后，按城市-年份将工业企业数据库、银行竞争和城市层面控制变量匹配。我们将企业财务费用除以总负债作为贷款成本的代理变量（*FinCost*）。选择财务费用的原因是财务费用较利息支出的覆盖范围广，包含所有为筹资发生的费用。银行竞争上升不仅会压低利率，还可能提升金融机构服务质量，例如带来更低的服务手续费等，而后者同样可能被反映在财务费用中。

贷款成本对银行竞争的回归结果见表 8，第（1）列控制了一系列包括企业资产、负债、从业人数等控制变量，第（2）列又加入所有城市层面的特征变量。从中可知，*Bank*的回归系数都显著为负，这说明

³³ 我们还尝试了另外两个工具变量：其一，由于邮储银行于 2008 年设立，其网点创设大多依托于各地原有的邮政网点，故可使用 1937 年各省邮政局所数量（数据取自民国文献《邮政局所汇编——第十四版本》）和是否大于等于 2008 年的虚拟变量进行交互作为 *Bank* 的工具变量；其二，借鉴 Chong *et al.*（2013）的方法，使用同省份 GDP 最接近的 5 个地级市的平均银行竞争作为工具变量。我们使用以上两个工具变量得出的 *Bank* 回归系数分别为 7.816 和 6.207，数值类似于表 7，且分别在 10% 和 5% 水平上显著。篇幅所限，未报告估计结果，详见本刊网站本文补充材料附录 2 表 5。

³⁴ 必须承认的是，新设企业由于缺乏信用记录、抵押品不足等原因，信贷违约风险更高，从而导致其面临的潜在资金成本和现有企业获得的贷款利率存在系统性差异。这意味着本文的机制检验是一个间接检验，其所需的假设较强。

³⁵ 具体地，去除以下样本：资产总计小于流动资产合计，资产总计小于固定资产净值年平均余额，累计折旧小于本年折旧，从业人数小于 8 人，工业销售产值小于 500 万元，实收资本小于 0，新产品产值小于 0，无开工时间。

银行竞争提升确实降低了企业贷款成本。如果我们假设现有企业的贷款成本和新设企业面临的潜在贷款成本正相关，则表 8 结论意味着本文的理论机制成立³⁶。

表 8 银行竞争促进创业企业进入的机制检验：降低贷款成本

FinCost	(1)	(2)
Bank	-0.0162*** (0.0043)	-0.0159*** (0.0043)
branch	0.0049*** (0.0005)	0.0047*** (0.0005)
企业/年份固定效应	控制	控制
控制变量	企业	企业+城市
样本量	862 987	850 693

说明：企业层面控制变量包括资产总额、负债总额、企业年龄、员工数量、是否为国有企业、成长性及盈利能力；括号内的值为聚类到企业层面的标准误。

四、结论与政策建议

市场化改革后的中国金融体系在提高资源配置效率和促进经济发展方面发挥了重要作用，但值得注意的是，金融改革和金融发展存在地理上的非均质性，表现在中国地区间金融机构网点的密度存在巨大差异。这种地理差异会给经济的空间分布带来什么影响？本文检验了银行竞争对创业选址的影响：通过构建一个包含银行部门的新经济地理学模型，证明了银行竞争提升通过降低贷款利率吸引创业企业进入，即地区内银行业竞争的加剧降低企业的贷款成本进而导致更多的创业企业进入该地区；基于中国数据的经验研究也支持本文理论模型的机制和结论。上述研究结果揭示出中国金融改革以及由此带来的金融地理结构差异能够改变企业创业选址行为，进而塑造中国经济的空间分布。

本研究具有如下政策含义：第一，党的二十大报告指出构建高水平社会主义市场经济体制的一个要点是深化金融体制改革。此外，创业和创新驱动发展战略需要优化资源配置效率，这也离不开金融体系的支持。本文研究表明，金融监管部门可通过有意识地针对不同地区颁发银行经营许可证，提升其金融市场竞争水平，从而吸引创业企业进入，推动区域可持续发展。第二，本研究表明，政府在调控特大城市规模和地区间经济布局时，可考虑优先调整地区间金融资源分配，例如银行网点分布，通过银行网点密度引导企业进入决策进而影响城市规模。第三，本文发现地区间贸易成本下降会加强银行竞争吸引创业企业进入的效果，这表明政府可通过增加基础设施投入、减少地方保护措施降低贸易成本，进而优化金融体系对创新的促进作用。

³⁶ 由于新设企业大多是中小微企业，我们还可检验银行竞争提升是否降低了这类企业的融资约束。本文利用西南财经大学中小微企业数据库，识别企业是否面临融资约束，估计结果表明银行竞争提升可一定程度缓解中小微企业的融资约束，进一步确证了本文的理论机制。限于篇幅，未报告估计结果，详见本刊网站本文补充材料附录 2 表 6。

参考文献

- [1] 毕青苗、陈希路、徐现祥、李书娟 (2018):《行政审批改革与企业进入》,《经济研究》第2期。
- [2] 蔡昉、都阳 (2003):《转型中的中国城市发展——城市级层结构、融资能力与迁移政策》,《经济研究》第6期。
- [3] 蔡卫星 (2019):《银行业市场结构对企业生产率的影响——来自工业企业的经验证据》,《金融研究》第4期。
- [4] 曾明、华磊、彭小建 (2014):《财政自给、转移支付与经济增长间的门槛效应——基于省级面板数据的分析》,《现代财经 (天津财经大学学报)》第6期。
- [5] 陈国亮、陈建军 (2012):《产业关联、空间地理与二三产业共同集聚——来自中国212个城市的经验考察》,《管理世界》第4期。
- [6] 陈建伟、苏丽锋、郭思文 (2021):《进口渗透、需求异质性与企业进入》,《中国工业经济》第7期。
- [7] 陈林、朱卫平 (2011):《创新、市场结构与行政进入壁垒——基于中国工业企业数据的熊彼特假说实证检验》,《经济学 (季刊)》第2期。
- [8] 陈钊、初运运 (2023):《新兴企业进入与产业链升级:来自中国无人机行业的证据》,《世界经济》第2期。
- [9] 陈志广 (2012):《财政自主与公共支出效率:自地方政府实践维度观察》,《改革》第1期。
- [10] 封进、李雨婷 (2023):《人口老龄化与企业进入:基于中国地级市的研究》,《世界经济》第4期。
- [11] 郭峰 (2015):《地方政府财政自主度与地区金融扩张——来自农村税费改革的证据》,《金融评论》第2期。
- [12] 韩佳容 (2021):《中国区域间的制度性贸易成本与贸易福利》,《经济研究》第9期。
- [13] 韩剑、郑秋玲 (2014):《政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解》,《中国工业经济》第11期。
- [14] 黄天鉴 (2022):《银行竞争的创业效应:机制、门槛及政策价值》,《浙江金融》第7期。
- [15] 贾春新、夏武勇、黄张凯 (2008):《银行分支机构、国有银行竞争与经济增长》,《管理世界》第2期。
- [16] 姜付秀、蔡文婧、蔡欣妮、李行天 (2019):《银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据》,《经济研究》第6期。
- [17] 蒋海、廖志芳 (2015):《银行业竞争与中小企业融资约束》,《广东财经大学学报》第6期。
- [18] 金煜、陈钊、陆铭 (2006):《中国的地区工业集聚:经济地理、新经济地理与经济政策》,《经济研究》第4期。
- [19] 邝玉珍、李秉成 (2021):《银行业竞争与企业资本劳动比》,《国际金融研究》第5期。
- [20] 李俊青、刘帅光、刘鹏飞 (2017):《金融契约执行效率、企业进入与产品市场竞争》,《经济研究》第3期。
- [21] 李兰冰、张聪聪 (2022):《高速公路连通性对区域市场一体化的影响及异质性分析》,《世界经济》第6期。
- [22] 李硕、王敏、张丹丹 (2022):《中央环保督察和企业进入:来自企业注册数据的证据》,《世界经济》第1期。
- [23] 李晓溪、饶品贵、岳衡 (2023):《银行竞争与企业杠杆操纵》,《经济研究》第5期。
- [24] 李志生、金凌 (2021):《银行竞争提高了企业投资水平和资源配置效率吗?——基于分支机构空间分布的研究》,《金融研究》第1期。
- [25] 林毅夫、孙希芳 (2008):《银行业结构与经济增长》,《经济研究》第9期。
- [26] 刘伟、张辉、黄泽华 (2008):《中国产业结构高度与工业化进程和地区差异的考察》,《经济学动态》第11期。
- [27] 刘小玄、张蕊 (2014):《可竞争市场上的进入壁垒——非经济垄断的理论和实证分析》,《中国工业经济》第4期。
- [28] 刘志彪、孔令池 (2021):《从分割走向整合:推进国内统一大市场建设的阻力与对策》,《中国工业经济》第8期。
- [29] 聂辉华、江艇、杨汝岱 (2012):《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- [30] 人民银行晋城市中心支行课题组 (2006):《贷款异地流动对区域信贷市场的影响》,《华北金融》第S2期。
- [31] 唐珏、封进 (2020):《社保缴费负担、企业退出进入与地区经济增长——基于社保征收体制改革的证据》,《经济学动态》第6期。
- [32] 王焱、年猛 (2014):《政府“偏爱”与城市发展:文献综述及其引申》,《改革》第8期。

- [33] 王焱、王春华、洪俊杰、年猛 (2015):《自然条件、行政等级与中国城市发展》,《管理世界》第1期。
- [34] 魏下海、张天华、李经 (2018):《最低工资规制与中国企业的市场存活》,《学术月刊》第3期。
- [35] 夏纪军、王磊 (2015):《中国制造业进入壁垒、市场结构与生产率》,《世界经济文汇》第1期。
- [36] 谢琳、李孔岳、周影辉 (2012):《政治资本、人力资本与行政垄断行业进入——基于中国私营企业调查的实证研究》,《中国工业经济》第9期。
- [37] 杨得前 (2014):《经济发展、财政自给与税收努力:基于省际面板数据的经验分析》,《税务研究》第6期。
- [38] 杨蕙馨 (2004):《中国企业的进入退出——1985-2000年汽车与电冰箱产业的案例研究》,《中国工业经济》第3期。
- [39] 杨天宇、张蕾 (2009):《中国制造业企业进入和退出行为的影响因素分析》,《管理世界》第6期。
- [40] 尹志超、钱龙、吴雨 (2015):《银企关系、银行业竞争与中小企业借贷成本》,《金融研究》第1期。
- [41] 张光利、秦丽华、杨长汉、焦敏智 (2022):《银行分支机构扩张与地区创业行为》,《中央财经大学学报》第10期。
- [42] 张健华、王鹏、冯根福 (2016):《银行业结构与中国全要素生产率——基于商业银行分省数据和双向距离函数的再检验》,《经济研究》第11期。
- [43] 张杰、郑文平、新夫 (2017):《中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新》,《中国工业经济》第10期。
- [44] 张伟锋 (2017):《对异地金融机构信贷投放情况的调查——以陕西为例》,《金融经济》第20期。
- [45] 周黎安 (2007):《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。
- [46] Acemoglu, D. and Zilibotti, F. "Productivity Differences." *Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116(2), pp. 563-606.
- [47] Austin, J. S. and Rosenbaum, D. I. "The Determinants of Entry and Exit Rates into U.S. Manufacturing Industries." *Review of Industrial Organization*, 1990, 5(2), pp. 211-223.
- [48] Autor, D. H.; Dorn, D. and Hanson, G. H. "The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States." *The American Economic Review*, 2013, 103(6), pp. 2121-2168.
- [49] Baglioni, A. "Monetary Policy Transmission under Different Banking Structures: The Role of Capital and Heterogeneity." *International Review of Economics & Finance*, 2007, 16(1), pp. 78-100.
- [50] Banya, R. M. and Biekpe, N. "Bank Competition and Economic Growth: Empirical Evidence from Selected Frontier African Countries." *Journal of Economic Studies*, 2017, 44(2), pp. 245-265.
- [51] Beck, T.; Demirgüç-Kunt, A. and Levine, R. "Bank Concentration, Competition, and Crises: First Results." *Journal of Banking & Finance*, 2006, 30(5), pp. 1581-1603.
- [52] Beck, T.; Demirgüç-Kunt, A. and Maksimovic, V. "Bank Competition and Access to Finance: International Evidence." *Journal of Money, Credit and Banking*, 2004, 36(3), pp. 627-648.
- [53] Berger, A. N.; Kashyap, A. K.; Scalise, J. M.; Gertler, M. and Friedman, B. M. "The Transformation of the U.S. Banking Industry: What a Long, Strange Trip It's Been." *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995, 1995(2), pp. 55-218.
- [54] Black, S. E. and Strahan, P. E. "Entrepreneurship and Bank Credit Availability." *Journal of Finance*, 2002, 57(6), pp. 2807-2833.
- [55] Borusyak, K.; Hull, P. and Jaravel, X. "Quasi-Experimental Shift-Share Research Designs." *The Review of Economic Studies*, 2022, 89(1), pp. 181-213.
- [56] Carbó-Valverde, S.; Rodríguez-Fernández, F. and Udell, G. F. "Bank Market Power and SME Financing Constraints." *Review of Finance*, 2009, 13(2), pp. 309-340.
- [57] Carlson, M. and Mitchener, K. J. "Branch Banking as a Device for Discipline: Competition and Bank Survivorship during the Great Depression." *Journal of Political Economy*, 2009, 117(2), pp. 165-210.
- [58] Carlson, M.; Correia, S. and Luck, S. "The Effects of Banking Competition on Growth and Financial Stability: Evidence from the National Banking Era." *Journal of Political Economy*, 2022, 130(2), pp. 462-520.
- [59] Carlton, D. W. "The Location and Employment Choices of New Firms: An Econometric Model with Discrete and Continuous Endogenous Variables." *Review of Economics and Statistics*, 1983, 65(3), pp. 440-449.
- [60] Cetorelli, N. "Does Bank Concentration Lead to Concentration in Industrial Sectors?" Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper, No. WP-01-01, 2001.

- [61] Cetorelli, N. "Real Effects of Bank Competition." *Journal of Money, Credit and Banking*, 2004, 36(3), pp. 543-558.
- [62] Cetorelli, N. and Strahan, P. E. "Finance as a Barrier to Entry: Bank Competition and Industry Structure in Local U.S. Markets." *The Journal of Finance*, 2006, 61(1), pp. 437-461.
- [63] Chong, T. T. L.; Lu, L. and Ongena, S. "Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small- and Medium-Sized Enterprises? Evidence from China." *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(9), pp. 3412-3424.
- [64] Claessens, S. and Laeven, L. "Financial Dependence, Banking Sector Competition, and Economic Growth." *Journal of the European Economic Association*, 2005, 3(1), pp. 179-207.
- [65] Commendatore, P.; Michetti, E. and Purificato, F. "Financial Development and Agglomeration." MPRA Paper, No. 48425, 2013.
- [66] Coughlin, C. C. and Segev, E. "Location Determinants of New Foreign-Owned Manufacturing Plants." *Journal of Regional Science*, 2000, 40(2), pp. 323-351.
- [67] Dell'Ariccia, G. and Marquez, R. "Information and Bank Credit Allocation." *Journal of Financial Economics*, 2004, 72(1), pp. 185-214.
- [68] Dixit, A. K. and Stiglitz, J. E. "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity." *The American Economic Review*, 1977, 67(3), pp. 297-308.
- [69] di Patti, E. B. and Dell'Ariccia, G. "Bank Competition and Firm Creation." *Journal of Money, Credit and Banking*, 2004, 36(2), pp. 225-251.
- [70] Ellison, G. and Glaeser, E. L. "Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach." *Journal of Political Economy*, 1997, 105(5), pp. 889-927.
- [71] Ellison, G.; Glaeser, E. L. and Kerr, W. R. "What Causes Industry Agglomeration? Evidence from Coagglomeration Patterns." *The American Economic Review*, 2010, 100(3), pp. 1195-1213.
- [72] Faber, B. "Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System." *Review of Economic Studies*, 2014, 81(3), pp. 1046-1070.
- [73] Fee, P. R.; Mialon, H. M. and Williams, M. A. "What Is a Barrier to Entry?" *The American Economic Review*, 2004, 94(2), pp. 461-465.
- [74] Forslid, R. and Ottaviano, G. I. P. "An Analytically Solvable Core-Periphery Model." *Journal of Economic Geography*, 2003, 3(3), pp. 229-240.
- [75] Freixas, X. and Rochet, J. C. *Microeconomics of Banking*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2008.
- [76] Fujita, M.; Krugman, P. and Venables, A. J. *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 1999.
- [77] Ghani, S. E.; Goswami, A. G. and Kerr, W. "Spatial Development and Agglomeration Economies in Services: Lessons from India." World Bank Policy Research Working Paper, No. 7741, 2016.
- [78] Gitman, L. J. "Estimating Corporate Liquidity Requirements: A Simplified Approach." *Financial Review*, 1974, 9(1), pp. 79-88.
- [79] Glaeser, E. L.; Saiz, A.; Burtless, G. and Strange, W. C. "The Rise of the Skilled City." *Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs*, 2004, pp. 47-105.
- [80] Greenwald, B.; Stiglitz, J. and Weiss, A. "Macroeconomic Models with Equity and Credit Rationing," in R.G. Hubbard, eds., *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*. Chicago and London: The University of Chicago Press, 1990.
- [81] Henderson, V. J.; Quigley, J. and Lim, E. "Urbanization in China: Policy Issues and Options." China Economic Research and Advisory Programme Working Paper, 2009.
- [82] Hill, M. D.; Kelly, G. W. and Highfield, M. J. "Net Operating Working Capital Behavior: A First Look." *Financial Management*, 2010, 39(2), pp. 783-805.
- [83] Hutchison, D. E. "Retail Bank Deposit Pricing: An Intertemporal Asset Pricing Approach." *Journal of Money, Credit and Banking*, 1995, 27(1), pp. 217-231.
- [84] Jayaratne, J. and Strahan, P. E. "The Finance-Growth Nexus: Evidence from Bank Branch Deregulation." *Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111(3), pp. 639-670.
- [85] Jayaratne, J. and Strahan, P. E. "Entry Restrictions, Industry Evolution, and Dynamic Efficiency: Evidence from Commercial

Banking.” *Journal of Law and Economics*, 1998, 41(1), pp. 239-274.

[86] Ke, S.; He, M. and Yuan, C. “Synergy and Co-Agglomeration of Producer Services and Manufacturing: A Panel Data Analysis of Chinese Cities.” *Regional Studies*, 2014, 48(11), pp. 1829-1841.

[87] Keeley, M. C. “Deposit Insurance, Risk, and Market Power in Banking.” *The American Economic Review*, 1990, 80(5), pp. 1183-1200.

[88] Kieschnick, R.; Laplante, M. and Moussawi, R. “Working Capital Management and Shareholders’ Wealth.” *Review of Finance*, 2013, 17(5), pp. 1827-1852.

[89] Klein, M. A. “A Theory of the Banking Firm.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 1971, 3(2), pp. 205-218.

[90] Kopecky, K. J. and Van Hoose, D. D. “Imperfect Competition in Bank Retail Markets, Deposit and Loan Rate Dynamics, and Incomplete Pass through.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 2012, 44(6), pp. 1185-1205.

[91] Krugman, P. “Increasing Returns and Economic Geography.” *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3), pp. 483-499.

[92] Lanaspá, L.; Sanz-Gracia, F. and Vera-Cabello, M. “The (Strong) Interdependence between Intermediate Producer Services’ Attributes and Manufacturing Location.” *Economic Modelling*, 2016, 57(9), pp. 1-12.

[93] Leon, F. “Does Bank Competition Alleviate Credit Constraints in Developing Countries?” *Journal of Banking & Finance*, 2015, 57(8), pp. 130-142.

[94] Lian, Y. “Bank Competition and the Cost of Bank Loans.” *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2018, 51(1), pp. 253-282.

[95] Monti, M. “Deposit, Credit and Interest Rate Determination under Alternative Bank Objective Functions,” in G.P. Szegő and K. Shell, eds., *Mathematical Methods in Investment and Finance*. Amsterdam: North-Holland Publ. Co., 1972.

[96] Moretti, E. “Estimating the Social Return to Higher Education: Evidence from Longitudinal and Repeated Cross-Sectional Data.” *Journal of Econometrics*, 2004, 121(1-2), pp. 175-212.

[97] Orr, D. “The Determinants of Entry: A Study of the Canadian Manufacturing Industries.” *Review of Economics and Statistics*, 1974, 56(1), pp. 58-66.

[98] Petersen, M. A. and Rajan, R. G. “The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships.” *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2), pp. 407-443.

[99] Rohlin, S. M. “State Minimum Wages and Business Location: Evidence from a Refined Border Approach.” *Journal of Urban Economics*, 2011, 69(1), pp. 103-117.

[100] Schliephake, E. and Kirstein, R. “Strategic Effects of Regulatory Capital Requirements in Imperfect Banking Competition.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 2013, 45(4), pp. 675-700.

[101] Shaban, M.; Duygun, M. and Fry, J. “SME’s Lending and Islamic Finance. Is It a “Win–Win” Situation?” *Economic Modelling*, 2016, 55(6), pp. 1-5.

[102] Shapiro, D. and Khemani, R. S. “The Determinants of Entry and Exit Reconsidered.” *International Journal of Industrial Organization*, 1987, 5(1), pp. 15-26.

[103] Walker, R. A. “The Geography of Production,” in E. Sheppard and T.J. Barnes, eds., *A Companion to Economic Geography*. Malden, Massachusetts: John Wiley & Sons, Ltd, 2017.

[104] Yafeh, Y. and Yosha, O. “Industrial Organization of Financial Systems and Strategic Use of Relationship Banking.” *Review of Finance*, 2001, 5(1-2), pp. 63-78.

[105] Yang, N.; Yuan, X.; Qin, F. and Qian, F. “Coagglomeration of Manufacturing and Producer Services: How Does It Affect Regional Innovation in China?” *Applied Spatial Analysis and Policy*, 2022, 15(4), pp. 1411-1432.

[106] Yuan, F.; Gao, J.; Wang, L. and Cai, Y. “Co-Location of Manufacturing and Producer Services in Nanjing, China.” *Cities*, 2017, 63(3), pp. 81-91.

Bank Competition and Entrepreneurial Locational Choice: A Perspective from the New Economic Geography

Zhang Yuan, Gan Xuqin

Abstract: Investigating how financial system regional distribution shapes the spatial economic distribution is of paramount theoretical and practical importance for the New Economic Geography literature and the formulation of regional development policies. By adding a banking sector to the new economic geography model, this paper demonstrates that increased banking competition lowers the loan cost, attracting more firms to enter. This attraction is further strengthened when interregional trade costs are reduced. An empirical study based on data on Chinese banking outlets and the entrepreneurial location choice of registered firms reveals that banking competition significantly promotes entrepreneurial firm entry. The regression results using urban commercial banking reform and small and medium-sized banks' off-site expansion shocks as instrumental variables remain robust. The channels of influence inscribed in the theoretical model are also supported by the empirical study. The paper contributes to understanding of the relationship between financial geographical structure, entrepreneurial location choice and spatial economic distribution.

Key words: Bank Competition; Entrepreneurial Locational Choice; Loan Cost; New Economic Geography

数字金融使用与流动人口社会融入¹

巩润泽² 吴卫星³

【摘要】本文利用 2021 年中国社会状况综合调查（CSS）数据分析了数字金融使用对流动人口社会融入的影响。研究结果：首先，数字金融使用可以促进流动人口社会融入；其次，数字金融使用可以通过提高收入、增强社会信任以及降低社会排斥的方式促进流动人口社会融入；最后，异质性分析发现数字金融使用在促进女性、低学历以及高年龄流动人口的社会融入方面具有更显著的影响。本文的研究结果对厘清数字金融与流动人口社会融入的关系，完善流动人口相关政策措施，实现新型城镇化具有重要意义。

【关键词】流动人口 社会融入 数字金融

引言

改革开放以来中国出现了大规模的劳动力流动现象。截至 2020 年，中国流动人口已多达 3.76 亿人，较 2010 年增长了 69.7%，占全国人口的 26.6%（陆杰华、林嘉琪，2021）。人口流动促进了人力资源的优化配置，并在一定程度上助力产业升级，进而促进经济发展。但由于户籍等因素的限制，流动人口在工作机会、收入水平以及社会保障等方面与当地居民存在较大差距，导致部分流动人口不能较好地融入当地社会，因此逐渐形成了当地居民与流动人口的二元分割结构，导致中国处于“伪城镇化”状态（田鹏，2023），这阻碍了新型城镇化的实现和经济高质量发展，流动人口社会融入问题逐渐引起政府重视。党的二十大报告将“推进以人为核心的新型城镇化，加快农业转移人口市民化”作为加快构建新发展格局，着力推动高质量发展的重要内容。2023 年全国发展和改革工作会议也指出“把农业转移人口市民化摆到更加突出位置”。

鉴于流动人口社会融入的重要性，众多学者对社会融入的影响因素进行了研究。国外关于社会融入的研究成果较为丰富，且大多针对国际移民的社会融入（Ivory 等，2024）。Smith（2003）发现，移民的知识与技能对其社会融入至关重要，受教育水平越高、工作经验越丰富，社会融入度越高。South 等（2005）发现，掌握好迁入国语言有助于扩大国际移民的居住范围，进而促进其社会融入。Hamermesh 和 Trejo（2013）认为，收入越高、在流入地居住时间越长，国际移民的社会融入水平越高。Lin 等（2023）发现，有住房所有权的移民，无论是租来的还是拥有的，其社会融入水平更高。进一步地，Lin 等（2020）发现，居住在“商品住房”社区的流动人口在社会经济成就、邻里互动以及社会关系等维度上都实现了更高水平的社会融入。此外，Mai 和 Wang（2022）发现，居住时间较长确实促进了流动人口的文化融合，而租金上涨显著降低了社会融入水平。

相比之下，国内的社会融入问题较晚受到广泛关注。崔岩（2012）发现，受教育程度越高，流动人口的当地身份认同越强。万思齐等（2020）发现，职业培训显著提升了流动人口的社会融入水平。秦立建和陈波（2014）发现，医疗保险降低了农民工的健康风险，可提高农民工的城市融入水平。任远和陶力（2012）认为，社会资本也在流动人口社会融入中发挥了重要作用，以社会参与、社会信任和社会交往为代表的社会资本对流动人口社会融入具有显著的正向影响。在制度层面，户籍被认为是影响流动人口社会融入的主要因素。崔岩（2012）发现，外来居民拥有当地户口可以提高其心理层面的社会融入。伍蔓霖和卢冲（2020）也发现，户籍制度改革能够有效提高农村流动人口落户城市的意愿。类似地，办理居住证也会对流动人口社会融入产生积极影响（梁士坤，2020）。

虽然以往学者关于流动人口社会融入问题的研究取得了显著的成绩，但仍有许多问题尚待研究。目前

¹ 原载于《财贸经济》2024 年第 8 期

² 巩润泽，对外经济贸易大学中国金融学院博士研究生

³ 吴卫星，首都经济贸易大学金融学院教授、博士

的研究多集中于人力资本、社会资本以及制度因素，关于金融对流动人口社会融入的影响较少有学者研究。近年来中国金融发展迅速，数字金融的发展更是取得了令人瞩目的成绩。借助互联网等信息技术，数字金融不仅降低了金融机构的运营成本，还大大提高了小微企业和流动人口等相对弱势群体的金融服务可得性和平等性。这些优势使数字金融成为中国激发新金融活力、推进金融业务创新的重要手段，也成为中国推动传统金融变革、促进经济发展的重要抓手。已有学者发现数字金融在支持创新创业（谢绚丽等，2018）、促进消费（吴卫星、柴宏蕊，2023；何宗樾、宋旭光，2020）、促进经济高质量发展（滕磊、马德功，2020）以及提高社会信任（何婧、李庆海，2019）等诸多方面具有积极作用。

考虑到数字金融在帮助弱势群体获取资金和信息等资源方面具有显著优势，数字金融是否可以通过提高流动人口的资源可得性，进而促进其社会融入值得研究。目前关于数字金融微观影响的研究大多运用北京大学数字普惠金融指数进行实证分析。这种做法在很大程度上忽略了同一地区不同个体数字金融使用行为的差异。此外，考虑到流动人口普遍属于低人力资本和低物质资本群体，其很可能面临数字鸿沟，数字鸿沟的存在限制了数字金融的积极作用，进而使实证结果不能反映数字金融的真实影响，本文参考何婧和李庆海（2019）以及王小华等（2022），利用微观层面的流动人口数字金融使用数据，分析了流动人口使用数字金融对其社会融入的影响。本文认为，运用数字金融使用数据不仅可以更好地关注不同个体的数字金融使用行为，还有助于分析在突破了数字鸿沟和金融排斥的限制之后，金融发展对弱势群体的影响。

本文研究发现，数字金融使用可以促进流动人口社会融入，提高收入、增强社会信任以及降低社会排斥是其产生影响的主要机制，且这种影响在女性、低学历、高年龄流动人口中更为显著。流动人口社会融入问题是重要的民生问题，重视流动人口的社会融入状况可有效推进社会管理和社会建设，本文的研究结果为完善流动人口相关政策措施，改善新型城镇化过程中的建设规划、服务规划等相关问题提供了参考依据。

一、理论分析与假说提出

首先，流动人口普遍没有丰富的物质资本，且在流入地没有成熟的社交网络（杨菊华，2015）。流动人口的平均受教育程度相对较低，本文样本中有 66.5% 的流动人口学历为高中及以下。这些特点导致流动人口大概率从事低收入、高强度的工作，且在获取信贷资金和信息方面受到限制，进而对其投资和就业等经济金融行为产生不利影响，影响其生活水平和社会交往，叠加户籍等制度因素以及当地居民社会排斥等社会因素，抑制其社会融入。数字金融使用帮助流动人口获取低成本的金融信息和信贷资金，提高其投资便利性以及进行风险投资和创业的可能性，进而增加投资性收入和经营性收入（宋林、何洋，2022），促进其社会融入（Hamermesh 和 Trejo，2013）。其次，有研究发现，由于数字金融使用在支付安全、个人隐私保护等方面构建了透明、安全、高效的信任机制，有助于提高社会信任（杨阳等，2023），进而促进流动人口社会融入（任远、陶力，2012）。最后，数字金融使用有很好的创业效应（何婧、李庆海，2019），创业为流入地创造了税收和工作岗位，缓解了当地居民的就业竞争，同时收入的提高也有助于降低流动人口犯罪的可能性，减少当地居民对流动人口的排斥，进而促进流动人口社会融入。基于以上分析，本文提出假设 H1。

H1：数字金融使用可以促进流动人口社会融入。

由于流动人口面临严重的信息和信贷约束，且受教育程度普遍较低，因此流动人口的收入普遍偏低，较低的收入抑制其社会融入（Hamermesh 和 Trejo，2013）。数字金融使用缓解了流动人口面临的金融信息和信贷资金约束，高效及时的金融资讯增加了流动人口对金融市场的理解，深化了其对金融产品的认知，加上使其获取了较低成本的信贷资金，促进了其参与金融市场，提高了其投资性收入。此外，通过提高信息和信贷资金可得性，数字金融使用对创业有显著的促进作用（何婧、李庆海，2019）。创业是改变收入结构和收入来源的重要方式，通过创业，流动人口增加了经营性收入。足够的收入保证了流动人口在流入地能够获取基本服务、购买刚需住房以及维持社会交往，是流动人口正常生活的基础，也是流动人口融入流入地的前提条件。基于以上分析，本文提出假设 H2。

H2: 数字金融使用可以通过提高流动人口收入促进其社会融入。

现有研究表明,数字金融使用对增强居民社会信任有显著的促进作用。数字金融能够有效缓解信息不对称问题,以支付宝、微信为代表的第三方支付平台为商户与购买者搭建了中介平台,构建了信用的中转机制,在支付安全、个人隐私保护等方面构建了透明、安全、高效的信任机制,有助于提高社会信任(杨阳等,2023)。数字支付和数字理财行为需要流动人口通过移动互联网进行对安全性要求极高的金融资产交易,这也有助于提升流动人口对社会的信任度(何婧、李庆海,2019),社会信任的提升可以促进流动人口参与当地社会活动,特别是公共事务,不仅有助于扩大流动人口的社交范围,构建当地的社交圈,还有利于培养流动人口的主人翁心态,从而实现流动人口与当地社会的融合。此外,流动人口的社会信任度越高,其更倾向于以一种平和平等的心态与当地相处,有助于流动人口更好地融入当地生活环境(任远、陶力,2012),进一步促进其更好地融入当地社会。基于以上分析,本文提出假设 H3。

H3: 数字金融使用可以通过增强社会信任促进流动人口社会融入。

已有研究发现,当地居民对流动人口存在一定的歧视和排斥,一是他们认为流动人口抢占了他们的工作机会,挤占了他们的生存资源;二是流动人口一直被认为是犯罪高发群体(陈刚等,2009),他们认为流动人口的大量涌入大大增加了地区犯罪案件,导致其生活安全度下降。这种歧视和排斥严重影响了流动人口与当地居民的社会交往,使其无法有效地参与经济、社会、政治和文化生活,与主流社会出现隔离,不利于其社会融入。数字金融使用不仅可以提高流动人口的收入,还可以提升居民的支付便利性,降低流动人口进行犯罪的可能性(江鸿泽、梁平汉,2022),进而减少本地居民的歧视。此外,数字金融还有显著的促进创业效应(何婧、李庆海,2019),流动人口通过使用数字金融进行创业,不仅为当地居民提供了更多的工作机会,还创造了税收,促进了当地经济发展,进而降低了当地居民的排斥,有利于其社会融入。基于以上分析,本文提出假设 H4。

H4: 数字金融使用可以通过降低社会排斥促进流动人口社会融入。

二、 研究设计

(一) 数据来源与样本选择

首先,关于流动人口数字金融使用以及个人和家庭特征的数据取自 2021 年中国社会状况综合调查。中国社会状况综合调查(Chinese Social Survey, CSS)是中国社会科学院社会学研究所于 2005 年发起的一项全国范围内的大型连续性抽样调查项目。该调查是双年度的纵贯调查,采用概率抽样的入户访问方式,每次调查访问 10000 余户家庭,目的是通过对全国居民劳动就业、家庭及社会生活、社会态度等方面的长期纵贯调查,来获取转型时期中国社会变迁的数据资料,从而为社会科学研究和政府决策提供翔实而科学的基础信息。2021 年调查区域覆盖了 30 个省份 592 个村(居)。每个村(居)的地图地址为抽样框,是实地抽样的基准。调查时抽取相应的家庭,在抽中的家庭中抽取 1 位受访者进行访问,收集了合格调查问卷 10136 份。该调查较为全面地掌握了居民的消费、收入、教育、工作、社会参与以及基层组织等众多数据,同时包括了数字金融使用和流动人口社会融入数据,这些是目前可以获得的最契合数据,为本研究的顺利进行提供了强有力支撑。其次,关于地区经济变量的数据取自国泰安数据库。

根据段成荣和孙玉晶(2006),流动人口的特征是人户分离,即人们要移动到与户口所在地相距“足够远”的空间位置。因此本文参考已有文献,根据问卷问题“您目前的户口登记地是在哪?”,将回答“外省”和“当前所在省其他县(县级市、区)”的个体定义为流动人口。在 10136 位受访者中,流动人口有 1336 位。以 1336 位流动人口作为基础样本,删掉变量缺失和异常值样本,最后得到有效样本 1143 个,约占流动人口原始总数的 86%。

(二) 变量选取与模型设定

1. 被解释变量

本文的主要被解释变量为社会融入。参考杨菊华（2015）和崔岩（2012），本文认为社会融入的深化应当建立在流动人口对流入地的心理认同上，只有实现了心理层面的社会认同，流动人口的“本地化”过程才能得以实现，社会融入和社会参与才能成为可能。因此参考崔岩（2012），本文以流动人口的“本地人身份认同情况”定义流动人口社会融入。根据问题“就您目前的生活状况来说，您认为自己是本地人，还是外地人？”。对于回答“本地人”的流动人口，本文认为其实现了心理层面的融入，将社会融入设为1，否则为0。

2. 解释变量

本文的核心解释变量是流动人口的数字金融使用情况，包括数字金融使用和数字金融使用多样性。本文参考何婧和李庆海（2019），根据流动人口的数字理财行为、数字借贷行为和数字支付行为，定义流动人口的数字金融使用情况。具体来说，如果受访者在网上进行过投资理财，则认为其存在数字理财行为；如果受访者在互联网金融公司（如花呗、京东白条）借过钱，则认为其存在数字借贷行为；如果受访者在网上购物或者获取生活服务，则认为其存在数字支付行为；如果受访者存在数字理财、数字借贷或数字支付行为中的任何一项，则认为其使用了数字金融，将其数字金融使用赋值为1，否则为0。此外，为了测度数字金融使用多样性，本文参考王小华等（2022），受访者每有以上一项数字金融使用行为，则计1分，最多计3分，得分越高表明数字金融使用多样性越高。

3. 控制变量

参考以往文献，首先，本文选择性别、年龄、年龄平方、婚姻、教育、民族、保险以及居住时间等变量作为个人特征控制变量。女性在就业市场中常处于弱势地位，收入较低，可能会影响其社会融入水平。年龄较大的流动人口在就业市场中不占优势，而且适应社会的能力较弱，因此其社会融入度可能会较低。未婚流动人口的生活压力可能较小，其在买房等需要大额支出的事件上不存在紧迫性，同时也不存在子女上学等问题，因此其消费水平可能会较高，这有助于提高其社会融入度。受教育程度越高的流动人口找到高收入工作的可能性越高，有助于其社会融入。少数民族流动人口的文化习惯可能与流入地的风俗文化不同，这可能会减少其工作机会并提高其生活压力，进而降低其社会融入水平。参与保险可以降低流动人口面临的风险，对其社会融入有益。居住时间越长，越容易融入当地社会。其次，选择住房、收入、消费、父母、子女、父母是否在一起生活以及子女是否在一起生活等变量作为家庭特征控制变量。拥有住房、增加收入和消费提高了流动人口的生活水平，有助于其社会融入。作为亲人，父母和子女的存在以及是否在一起生活会对流动人口的生活幸福感产生影响，进而影响其社会融入。最后，选择各省份人均GDP与房价作为地区特征控制变量。地区人均GDP越高，该地区能为流动人口提供的公共服务越多，这有助于提高其社会融入水平，但同时经济发展越好的地区的物价、房价和落户门槛也越高，这提高了流动人口的生活成本，不利于流动人口融入当地社会。地区房价越贵，流动人口购买住房定居的可能性越低，不利于其社会融入。

4. 其他变量

本文的相关变量还包括经济社会地位评价等机制检验变量。

被解释变量、解释变量以及控制变量的定义及计算方法见表1。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量含义及计算方法
被解释变量	社会融入	受访者的心理认同，认为自己是本地人则赋值为 1，否则为 0
解释变量	数字金融使用	受访者是否有数字理财、数字借贷、数字支付行为，有任何一种则赋值为 1，否则为 0
	数字金融使用多样性	受访者每有一种数字金融使用行为，则计 1 分，最多计 3 分
	数字理财	受访者是否有数字理财行为，有则赋值为 1，否则为 0
	数字借贷	受访者是否有数字借贷行为，有则赋值为 1，否则为 0
	数字支付	受访者是否有数字支付行为，有则赋值为 1，否则为 0
个人特征控制变量	性别	受访者的性别，为男性则赋值为 1，否则为 0
	年龄	受访者实际年龄（2021-出生年份）
	年龄平方	受访者实际年龄的平方/100
	婚姻	受访者的婚姻状况，为初婚和再婚则赋值为 1，否则为 0
	教育	受访者的受教育情况，最高学历为未上学、小学、初中、高中、中专、职业院校、大学专科、大学本科、研究生分别赋值为 0、6、9、12、12、12、15、16、19
	民族	受访者的民族，为汉族则赋值为 1，否则为 0
	保险	受访者的保险状况，有医疗或养老保险则赋值为 1，否则为 0
	居住时间	受访者在流入地的居住年数，不足半年者计为 0.25 年，半年及以上按 2021-流入年份计
家庭特征控制变量	住房	受访者的住房情况，在流入地有自有住房则赋值为 1，否则为 0
	收入	受访者 2020 年家庭总收入
	消费	受访者 2020 年家庭总消费
	父母	受访者父母是否至少有一人健在，有则赋值为 1，否则为 0
	子女	受访者是否有子女，有则赋值为 1，否则为 0
	父母是否在一起生活	若受访者父母至少有一方与受访者“吃住都在一起”、“住在一起，但不一起吃”或者“吃在一起，但不住在一起”，则认为父母与受访者在一起生活，赋值为 1，否则为 0
	子女是否在一起生活	若受访者子女至少有一方与受访者“吃住都在一起”、“住在一起，但不一起吃”或者“吃在一起，但不住在一起”，则认为子女与受访者在一起生活，赋值为 1，否则为 0
地区特征控制变量	人均 GDP	2019 年各省份的人均 GDP
	房价	2019 年各省份的房屋平均销售价格

5.模型设定

本文旨在研究数字金融使用对流动人口社会融入的影响，由于被解释变量为离散的二元变量，故基本模型采用 Probit 模型。具体的模型设定如下：

$$P(Y_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 C_i + \mu_i \tag{1}$$

式（1）中，Y 表示被解释变量，即社会融入，X 表示解释变量，即数字金融使用，C 为控制变量，u 为随机误差项。

三、 实证检验及结果分析

(一) 描述性统计

表 2 报告了变量的描述性统计结果。总体来看，社会融入的均值为 0.51，这表明 49%的流动人口还没有实现心理层面的社会融入，考虑到中国庞大的流动人口规模，相对较低的社会融入比例会在相当程度上影响经济社会的健康发展。数字金融使用的均值为 0.74，这一比例看似较高，但数字金融使用多样性均值较低，仅有 0.95。数字支付的均值达到了 0.74，而数字理财和数字借贷的均值分别仅有 0.19 和 0.03，差异较大。这说明目前流动人口的数字金融使用以支付为主，需要丰富流动人口的数字金融使用行为。此外，个人特征、家庭特征等控制变量均有较大差异。

表 2 变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
社会融入	0.51	0.50	0	1	1143
数字金融使用	0.74	0.44	0	1	1143
数字金融使用多样性	0.95	0.68	0	3	1143
数字理财	0.19	0.40	0	1	1143
数字借贷	0.03	0.18	0	1	665
数字支付	0.74	0.44	0	1	1143
性别	0.44	0.50	0	1	1143
年龄（年）	40.35	13.45	18	69	1143
婚姻	0.73	0.45	0	1	1143
教育	11.16	4.15	0	19	1143
民族	0.93	0.26	0	1	1143
保险	0.68	0.47	0	1	1143
居住时间（年）	9.99	10.51	0.25	68	1143
住房	0.49	0.50	0	1	1143
收入（万元）	12.69	12.87	0.2	98.20	1143
消费（万元）	12.47	14.95	0.1	117.76	1143
父母	0.32	0.47	0	1	1143
子女	0.67	0.47	0	1	1143
父母是否在一起生活	0.13	0.34	0	1	1143
子女是否在一起生活	0.49	0.50	0	1	1143
人均 GDP（万元）	7.94	3.27	3.60	16.49	1143
房价（万元/米 ² ）	1.15	0.73	0.57	3.59	1143

(二) 数字金融使用对流动人口社会融入影响的基本结果分析

本部分分析了数字金融使用对流动人口社会融入的影响，结果见表 3。显然流动人口的数字金融使用及其多样性、数字理财以及数字支付行为能够显著促进流动人口社会融入，但数字借贷系数并不显著。本文认为数字借贷系数不显著的原因可能在于流动人口中进行了数字借贷的样本太少，在 665 个观测值中，仅有 3.16%，即 21 个流动人口进行了数字借贷，且进行了数字借贷的流动人口也都有数字理财或数字支付行为，而样本中有 51%的流动人口实现了心理层面的社会融入，数字借贷即使可以促进流动人口社会融入，也有可能因为样本数量差距过大导致结果不显著。总体来说，数字金融使用可显著促进流动人口社会融入，

假设 H1 得证。此外，本文发现，受教育程度的提高可以显著促进流动人口社会融入，这可能是受教育程度越高，流动人口越可能找到好工作，收入和社会保障水平也就越高，进而越容易融入当地社会；住房和保险是保证流动人口在流入地稳定生活的基础，因此拥有住房和保险也可以显著促进流动人口社会融入；居住时间越长，流动人口的社会融入水平越高，这可能是由于随着居住时间加长，流动人口不仅适应了当地的生活，而且有时间构建成熟的社交网络，有机会获取更多的社会资源和工作机会，进而有助于提高社会融入水平；父母或者子女与流动人口同在流入地生活可以促进其社会融入，这是因为父母或者子女在身边使流动人口获得了家庭团聚带来的幸福，能够弱化漂泊在外的感觉，从而提高其“本地人”身份的认同，进而促进其社会融入（王春超、张呈磊，2017）；地区人均 GDP 的提高可能会降低流动人口的社会融入度，原因在于经济发展较好的地区，落户门槛和生活成本也相应较高，这加大了流动人口在流入地安居的难度，不利于其社会融入；地区房价越高，流动人口在流入地购买住房进而定居的可能性越低，导致其社会融入度越低。

表 3 数字金融使用与流动人口社会融入

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字金融使用	0.402*** (0.109)				
数字金融使用多样性		0.267*** (0.092)			
数字理财			0.262** (0.122)		
数字借贷				-0.275 (0.296)	
数字支付					0.375*** (0.117)
性别	-0.081 (0.086)	-0.084 (0.088)	-0.087 (0.087)	0.003 (0.097)	-0.080 (0.086)
年龄	-0.028 (0.030)	-0.030 (0.030)	-0.026 (0.029)	-0.027 (0.035)	-0.029 (0.030)
年龄平方	0.040 (0.033)	0.040 (0.033)	0.031 (0.032)	0.022 (0.040)	0.040 (0.033)
教育	0.037** (0.014)	0.034** (0.014)	0.040*** (0.013)	0.050** (0.020)	0.038*** (0.014)
婚姻	-0.141 (0.119)	-0.124 (0.120)	-0.132 (0.117)	-0.338* (0.175)	-0.144 (0.118)
民族	0.183 (0.136)	0.164 (0.135)	0.157 (0.139)	0.162 (0.193)	0.184 (0.137)
住房	0.612*** (0.085)	0.598*** (0.087)	0.592*** (0.090)	0.581*** (0.127)	0.613*** (0.085)
保险	0.292*** (0.095)	0.287*** (0.095)	0.304*** (0.094)	0.368*** (0.117)	0.296*** (0.096)
居住时间	0.013*** (0.005)	0.014*** (0.005)	0.014*** (0.005)	0.010* (0.005)	0.013*** (0.005)
父母	-0.071 (0.160)	-0.075 (0.156)	-0.084 (0.156)	-0.302 (0.186)	-0.072 (0.160)

子女	0.068 (0.135)	0.078 (0.135)	0.093 (0.137)	0.077 (0.128)	0.066 (0.135)
父母是否在一起生活	0.304** (0.150)	0.311** (0.147)	0.315** (0.146)	0.367 (0.225)	0.302** (0.150)
子女是否在一起生活	0.214* (0.125)	0.215* (0.125)	0.199 (0.126)	0.297** (0.148)	0.219* (0.125)
ln (收入+1)	0.002 (0.054)	-0.006 (0.057)	0.005 (0.057)	-0.005 (0.071)	0.003 (0.054)
ln (消费+1)	-0.061 (0.060)	-0.061 (0.060)	-0.053 (0.056)	-0.107 (0.077)	-0.061 (0.060)
ln (人均 GDP+1)	-0.241** (0.099)	-0.232** (0.104)	-0.222** (0.107)	-0.334** (0.135)	-0.273*** (0.099)
ln (房价+1)	-0.200** (0.093)	-0.242** (0.092)	-0.264*** (0.094)	-0.608*** (0.140)	-0.172* (0.095)
省份固定效应	是	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.1592	0.1597	0.1552	0.1748	0.1582
样本量	1138	1138	1138	660	1138

注：括号中报告的是经过省份聚类调整的稳健标准误，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。下同。

实证分析可能存在遗漏变量和互为因果的内生性问题，导致回归系数失真，因此本节运用工具变量方法进行了内生性检验。参考何婧和李庆海（2019），本文选取了按照县域和受访者年龄分组后的数字金融使用平均水平作为工具变量，样本按照年龄段划分为 5 个子样本，分别为 18~30 岁、31~40 岁、41~50 岁、51~60 岁和 61 岁及以上，然后选择同县同年龄段流动人口样本的数字金融使用及其多样性平均水平作为工具变量，再运用两阶段 IV-Probit 方法进行检验，结果见表 4。从第（1）和（3）列的第一阶段结果可以看出，F 统计值分别为 40.96 和 40.13，超过 10% 的临界值，说明不存在弱工具变量问题。第（2）和（4）列的第二阶段回归结果表明，数字金融使用及其多样性变量的回归系数在 1% 的水平下显著为正，与表 3 结果一致，说明结果具有一定的稳健性。

表 4 内生性检验结果

	数字金融使用		数字金融使用多样性	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段
数字金融使用		0.760*** (0.200)		
数字金融使用多样性				0.458*** (0.135)
数字金融使用工具变量	0.898*** (0.036)			
数字金融使用多样性工具变量			0.848*** (0.036)	
F	40.96		40.13	
Wald 检验		212.93		212.10
控制变量	是	是	是	是
样本量	1138	1138	1138	1138

（三）数字金融使用对流动人口社会融入影响的机制分析

1.收入机制

本部分检验数字金融使用是否通过提升流动人口收入促进流动人口社会融入。首先，本文考察了数字金融使用是否会提高流动人口的客观收入，结果见表 5。需要说明的是，本部分机制检验中的收入为流动人口的个人收入。由于本文的流动人口数字金融使用是一种个人行为，而家庭总收入的增长可能是由家庭其他成员的工作收入增加而引起的，若采用家庭总收入进行机制检验，可能无法有效反映数字金融使用对收入的影响。因此该部分我们采用流动人口的个人收入，检验数字金融使用对流动人口收入的影响。第（1）和（2）列结果说明，数字金融使用可以显著提高流动人口的收入水平，具体来说，数字金融使用使流动人口的个人收入提高 53.9%。第（3）和（4）列结果表明，数字金融使用分别提高了流动人口的投资性收入和经营性收入，说明数字金融使用给流动人口带来的金融信息以及信贷资金可有效帮助其投资金融市场或者助力其进行创新创业，提高了其投资性收入和经营性收入。经济基础是保证流动人口在流入地正常生活的前提，流动人口的经济融入也被认为是其实现心理层面社会融入的必要一环（杨菊华，2015），收入的提高满足了流动人口的物质需求和社交费用，因此促进其社会融入，假设 H2 得证。目前既有学者分析了数字金融使用对居民个体的影响，也有学者研究了数字金融使用对家庭经济状况的影响。为了保证实证分析的全面性和稳健性，我们也分析了数字金融使用对流动人口家庭收入的影响，结果表明数字金融使用对家庭收入的提升也有显著的促进效应，说明本文的结果是稳健的。⁴

表 5 数字金融使用与流动人口收入

	总收入		投资性收入	经营性收入
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融使用	0.539* (0.303)		2.179*** (0.269)	0.106 (0.569)
数字金融使用多样性		0.535** (0.216)		
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
R ²	0.2059	0.2094	0.2338	0.1292
样本量	1143	1143	1143	665

注：第（3）列的解释变量为数字理财，第（4）列的解释变量为数字借贷，收入均做了取对数处理，本表实证方法为 OLS。

其次，本部分考察数字金融使用对流动人口主观相对收入的影响。主观相对收入是指流动人口对其经济状况和社会地位的主观评价，主要是与本地区其他居民相比。本文认为，人是否觉得幸福在很大程度上取决于其与身边其他人的对比。因此本文采用三个变量对流动人口的主观相对收入进行度量，分别为：“邻居”，流动人口若认为自己的生活水平与邻居相比“好很多”“好一些”“差不多”，则赋值为 1，否则为 0；“本市县的人”，流动人口若认为自己的生活水平与本市县的人相比“好很多”“好一些”“差不多”，则赋值为 1，否则为 0；“经济社会地位”，流动人口若认为自己的社会经济地位在本地处于“上”“中上”“中”，则赋值为 1，否则为 0。实证分析结果见表 6。由第（1）和（2）列的结果可知，使用数字金融的流动人口更可能感受到相对生活水平的改善，从而认为其生活水平不低于邻居。虽然第（3）列中数字金融使用的系数不显著，但其仍为正值，综合第（4）列结果，可以在一定程度上说明使用数字金融的流动人口更可能认为其生活水平不低于本市县的其他人。第（5）和（6）列的结果说明数字金融使用也显著提高了流动人口对自己经济社会地位的评价。表 5 和表 6 结果说明，数字金融使用不仅可以提高流

⁴ 为了节省篇幅，该部分结果未展示，留存备案。

动人口的客观收入，还可以提高其主观相对收入，进而促进其社会融入。

表 6 数字金融使用与流动人口主观相对收入

	邻居		本市县的人		经济社会地位	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字金融使用	0.289** (0.126)		0.073 (0.126)		0.189* (0.103)	
数字金融使用多样性		0.219*** (0.072)		0.170*** (0.056)		0.184*** (0.069)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.1055	0.1063	0.1088	0.1118	0.0637	0.0659
样本量	1066	1066	1097	1097	1137	1137

2. 社会信任机制

本部分分析数字金融使用是否可以增强流动人口社会信任，进而对其社会融入产生积极影响，实证结果见表 7。社会信任可被认为是对陌生人或者社会上大多数人的信任，是一种事先关于任何随机选择的个体的行为方式有多大可能是诚实的、值得信任的信念（李涛等，2008）。社会信任的增强有助于流动人口参与社会活动，扩大其社会交往范围，进一步促进其社会融入（任远、陶力，2012）。本文将流动人口的社会信任分为对政府的信任和对总体社会的信任，并采用了三个指标来全面度量流动人口的社会信任。首先，流动人口流入某地后，在办理一些手续时必不可少地要面对政府部门，对政府部门的信任增加了流动人口的权利平等感，进而促进其社会融入（徐延辉、史敏，2016），因此对政府部门的信任应该包括在流动人口的社会信任中。本文构建“政府信任”变量，若流动人口对中央、区县和乡镇政府“非常信任”和“比较信任”则赋值为 1，否则为 0。其次，本文将流动人口对社会信任的总体评价也包括在内。若流动人口认为社会信任度并未下降，那么他也是信任社会的。因此本文构建“社会信任”变量。若流动人口认为中国不存在社会信任度下降的重大社会问题则赋值为 1，否则为 0。最后，为了保证实证分析的稳健性，本文还采用了“社会安全”变量，即以流动人口对社会安全的评价来度量社会信任。若流动人口认为社会比较安全，那么他更可能会信任社会。若流动人口认为总体社会安全状况“很安全”和“比较安全”，则赋值为 1，否则为 0。表 7 列出了数字金融使用对流动人口社会信任影响的分析结果。由第（1）~（4）列的结果可知，数字金融使用可以显著提升流动人口对政府和社会的信任度。虽然第（6）列中数字金融使用多样性的系数不显著，但其仍为正值，综合第（5）列结果，可以在一定程度上说明数字金融使用提高了流动人口的社会安全评价。表 7 结果表明数字金融使用确实增强了流动人口的社会信任，促进其社会融入，假设 H3 得证。

表 7 数字金融使用与流动人口社会信任

	政府信任		社会信任		社会安全	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字金融使用	0.451** (0.174)		0.461** (0.199)		0.405** (0.196)	
数字金融使用多样性		0.376** (0.159)		0.201** (0.100)		0.052 (0.167)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.1247	0.1288	0.0768	0.0615	0.0854	0.0769
样本量	910	910	1089	1089	959	959

表 8 为数字金融使用对流动人口社会组织参与的影响分析结果。本文以两个变量来代表流动人口的社会组织参与。首先构造变量“兴趣组织”，若流动人口参与了兴趣组织则赋值为 1，否则为 0，以此变量代表流动人口休闲娱乐方面的社会交往。此外，构造变量“公益社团”，若流动人口参与了公益社团则赋值为 1，否则为 0，以此变量代表流动人口公共事务方面的社会交往。显然，数字金融使用可以促进流动人口参与当地的兴趣组织与公益社团。表 7 与表 8 的结果说明，数字金融使用确实可以通过增强社会信任促进流动人口参与社会组织，提高其社会互动水平，助力于其社会交往，扩展其社交网络，进而促进其融入当地社会。

表 8 数字金融使用与流动人口社会组织参与

	兴趣组织		公益社团	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融使用	0.587*** (0.170)		0.451*** (0.120)	
数字金融使用多样性		0.367*** (0.064)		0.196*** (0.065)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.1860	0.1890	0.0993	0.0963
样本量	1142	1142	1114	1114

3.社会排斥机制

本部分检验数字金融使用是否可以通过降低社会排斥促进流动人口社会融入，结果见表 9。社会排斥是指某些社会成员或社会群体在一定程度上被排斥在社会主流关系网络之外的一个动态过程。被排斥群体不能获取正当的经济、政治、公共服务等资源和享受社会发展成果，在某种程度上被异化（杨菊华，2012）。被排斥群体与社会整体之间的联系断裂，与主流社会隔离，会在极大程度上抑制其融入当地社会。本文以三个变量代表流动人口是否面临社会排斥。首先本文构造“社会宽容”变量。问卷调查了流动人口对社会宽容程度的评分，评分范围为 1~10 分，1 分表示受访者认为社会非常不宽容，10 分表示受访者认为社会非常宽容。若评分为 6~10 分，本文认为流动人口认为社会总体是宽容的，将“社会宽容”赋值为 1，否则为 0。其次构造变量“无冲突”，即流动人口认为的本地人与外地人的社会冲突状况，“没有冲突”和“不太严重”则赋值为 1，否则为 0。最后构造“社会公平”变量。问卷调查了流动人口对社会总体公平公正情况的评分，评分范围为 1~10 分，1 分表示受访者认为社会非常不公平，10 分表示受访者认为社会非常

公平。若评分为 6~10 分，本文认为流动人口认为社会总体是公平的，则将“社会公平”赋值为 1，否则为 0。若流动人口认为社会是宽容的、本地人与外地人无冲突或者社会是公平的，本文认为这说明其在流入地的生活过程中很可能没有遇到由于其外来身份而被歧视和排斥的情况，因此这三个变量在一定程度上可有效代表流动人口是否面临社会排斥。第（1）、（3）、（5）列的结果说明，使用数字金融的流动人口不仅认为社会是比较宽容的，本地人与外地人之间没有严重的社会冲突，而且倾向于认为社会总体是公平的。第（2）、（6）列数字金融使用多样性的系数不显著，第（4）列的系数显著性也较低。这可能是因为使用数字金融即可减少流动人口面临的社会排斥，而使用数字金融的种类数量重要程度较低。综合表 9 结果，可以说明数字金融使用减少了流动人口感受到的社会排斥，进而有助于其融入当地社会，假设 H4 得证。

表 9 数字金融使用与流动人口面临的社会排斥

	社会宽容		无冲突		社会公平	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字金融使用	0.266** (0.131)		0.475** (0.196)		0.198* (0.107)	
数字金融使用多样性		-0.009 (0.085)		0.260* (0.155)		-0.028 (0.070)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.0738	0.0700	0.0978	0.0950	0.0827	0.0806
样本量	1143	1143	545	545	1143	1143

（四）数字金融使用对流动人口社会融入的异质性影响分析

本部分分析数字金融使用对流动人口社会融入的性别、学历以及年龄的异质性影响，结果分别见表 10 和表 11。显然，数字金融使用对女性、低学历以及高年龄流动人口的社会融入帮助更大，似无相关模型检验结果也支持此结论。女性、低学历和高年龄流动人口在就业市场中常处于弱势地位，他们找工作困难，或是从事低工资、无保障、不稳定的工作。不仅较低的工资限制了女性、低学历和高年龄流动人口的消费水平，生活压力也迫使他们通过增加劳动时间来提高收入，导致休闲娱乐时间不断缩减，进一步降低其生活幸福度，进而影响其社会融入水平。通过使用数字金融，女性、低学历和高年龄流动人口可以显著增加收入，不仅可以提高消费能力，降低生活压力，还可以增加闲暇休息时间，有助于提高生活幸福度，进而提高社会融入水平。因此数字金融使用更加有助于女性、低学历和高年龄流动人口的社会融入。

表 10 数字金融使用对流动人口社会融入的异质性影响

	男	女	高学历	低学历	高年龄	低年龄
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字金融使用	0.073 (0.181)	0.720*** (0.141)	0.363 (0.849)	0.371*** (0.094)	0.463*** (0.105)	-0.019 (0.264)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.1875	0.1959	0.2521	0.1751	0.1981	0.1974
样本量	498	637	372	756	677	446

表 11 数字金融使用多样性对流动人口社会融入的异质性影响

	男	女	高学历	低学历	高年龄	低年龄
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字金融使用多样性	-0.018 (0.148)	0.571*** (0.116)	0.012 (0.185)	0.344*** (0.090)	0.300*** (0.085)	0.261 (0.175)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.1872	0.2054	0.2509	0.1795	0.1951	0.2033
样本量	498	637	372	756	677	446

(五) 稳健性检验

1.国内移民的社会融入分析

流动人口和迁移人口的区别在于户籍，迁移人口发生过户籍变动，而流动人口是人户分离（段成荣、孙玉晶，2006）。近年来，大部分地区的落户政策逐渐宽松，许多人流入新地区不久便可获得当地户籍，从流动人口变为迁移人口，但其在迁入地的社会关系等资源仍可能处于相对匮乏的状态，导致其社会融入水平不高，因此迁移人口的社会融入问题也同样值得关注。本文根据问题“您的户口是哪一年迁到所在地区的”，将回答“自最初实行现户籍制度/出生就是”的群体视为原始本地居民，而将最近三年迁到本地的群体视为迁移人口。参考叶文平等（2018）以及杨勇和吕杰（2021），将流动人口和迁移人口的总和定义为国内移民，并分析了数字金融使用对国内移民社会融入的影响，结果见表 12。显然，数字金融使用对国内移民的社会融入具有显著的促进作用。该结果说明本文结论是稳健的。

表 12 数字金融使用与国内移民社会融入

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字金融使用	0.284** (0.112)				
数字金融使用多样性		0.184** (0.085)			
数字理财			0.193* (0.108)		
数字借贷				-0.152 (0.284)	
数字支付					0.247** (0.123)
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.0994	0.0994	0.0975	0.0957	0.0985
样本量	1249	1249	1249	1249	1249

2.跨省流动人口与省内流动人口的社会融入分析

本文的流动人口样本主要包括两类：户口登记地在外省的流动人口，即“跨省流动人口”以及户口登记地在当前所在省其他县（县级市、区）的流动人口，即“省内流动人口”。二者虽然都为流动人口，但还是有较为明显的区别的。相比之下，省内流动人口无论是在文化适应、社会网络构建还是社会保障等公共服务获取方面都比跨省流动人口更有优势，因此数字金融使用是否对不同流动范围的流动人口社会融入

均有显著影响值得关注，实证结果见表 13。结果表明，数字金融使用对跨省流动人口和省内流动人口的社会融入均有显著的促进作用，说明本文结果具有一定的稳健性。

表 13 数字金融使用对不同流动范围流动人口社会融入的影响

	跨省流动人口		省内流动人口	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融使用	0.488** (0.241)		0.360** (0.162)	
数字金融使用多样性		0.257* (0.151)		0.247* (0.136)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.2202	0.2169	0.1288	0.1298
样本量	438	438	652	652

3. 更换指标

本部分更换社会融入指标来检验本文结果的稳健性。在综合现有文献的基础上，本文认为可用流动人口的生活满意度和幸福度来衡量其社会融入水平。若流动人口认为其生活较为幸福，对生活水平较为满意，则说明其不仅生活状况达到了一定的水平，精神层面上的需求也得到了较好的满足，在社会交往等方面也可以达到日常需求，这可以在一定程度上表示其融入了当地社会。因此我们用流动人口对生活满意度的评分来度量“生活满意度”，若为 6~10 分，则认为流动人口对家庭总体生活状况是满意的，赋值为 1，否则为 0。此外，本文构建变量“幸福度”，若流动人口对于“总的来说，我是一个幸福的人”这种说法“比较同意”或“非常同意”，则赋值为 1，否则为 0。实证结果见表 14 和表 15。在更换指标之后，数字金融使用仍然提高了流动人口的生活满意度和幸福度，说明结论稳健可靠。

表 14 数字金融使用与流动人口生活满意度

	生活满意度	
	(1)	(2)
数字金融使用	0.280* (0.164)	
数字金融使用多样性		0.279* (0.146)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
Pseudo R ²	0.1296	0.1338
样本量	578	578

表 15 数字金融使用与流动人口幸福度

	幸福度	
	(1)	(2)
数字金融使用	0.352* (0.202)	
数字金融使用多样性		0.177 (0.148)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
Pseudo R ²	0.1669	0.1635
样本量	536	536

四、 结论和建议

本文利用 2021 年中国社会状况综合调查(CSS)数据分析了数字金融使用对流动人口社会融入的影响。总的来说，数字金融使用促进了流动人口社会融入，提高收入、增强社会信任以及降低社会排斥是其重要的影响机制。此外，数字金融使用更有助于女性、低学历和高年龄流动人口的社会融入，这可能是因为女性、低学历和高年龄流动人口在就业市场中常处于弱势地位，他们工资低，或是工作压力大，这不利于其社会融入。使用数字金融有助于提高其收入，缓解他们的收入劣势，进而减轻其生活压力，增加休闲时间，提高生活幸福度，最终促进其社会融入。工具变量法、扩大样本、分类样本以及更换指标的稳健性检验表明结论是稳健可靠的。

基于以上分析结果，本文提出以下政策建议。（1）大力发展数字金融，同时要关注金融排斥与数字鸿沟对弱势群体的影响，应提高互联网可及性并加强流动人口的互联网和金融教育，提高流动人口的数字素养和金融素养，鼓励流动人口使用数字金融，有助于促进其社会融入。（2）关注流动人口的收入情况，扩宽流动人口的收入渠道，提高其收入水平，不仅有助于改善其生活状况，也可以促进其社会融入。（3）关注流动人口的社会活动参与以及社会交往问题，提高流动人口的社会组织和公共事务参与度，促进流动人口和本地居民更积极正面地进行社会交往，减少社会排斥，使其更好地融入流入地社会，助力于新型城镇化的实现和经济高质量发展。

参考文献

- [1] 陈刚、李树、陈屹立：《人口流动对犯罪率的影响研究》，《中国人口科学》2009年第4期。
- [2] 崔岩：《流动人口心理层面的社会融入和身份认同问题研究》，《社会学研究》2012年第5期。
- [3] 段成荣、孙玉晶：《我国流动人口统计口径的历史变动》，《人口研究》2006年第4期。
- [4] 何婧、李庆海：《数字金融使用与农户创业行为》，《中国农村经济》2019年第1期。
- [5] 何宗樾、宋旭光：《数字金融发展如何影响居民消费》，《财贸经济》2020年第8期。
- [6] 江鸿泽、梁平汉：《数字金融发展与犯罪治理——来自盗窃案刑事判决书的证据》，《数量经济技术经济研究》2022年第10期。
- [7] 李涛、黄纯纯、何兴强、周开国：《什么影响了居民的社会信任水平？——来自广东省的经验证据》，《经济研究》2008年第1期。
- [8] 梁土坤：《居住证制度、生命历程与新生代流动人口心理融入——基于2017年珠三角地区流动人口监测数据的实证分析》，《公共管理学报》2020年第1期。
- [9] 陆杰华、林嘉琪：《中国人口新国情的特征、影响及应对方略——基于“七普”数据分析》，《中国特色社会主义研究》2021年第3期。
- [10] 秦立建、陈波：《医疗保险对农民工城市融入的影响分析》，《管理世界》2014年第10期。
- [11] 任远、陶力：《本地化的社会资本与促进流动人口的社会融合》，《人口研究》2012年第5期。
- [12] 宋林、何洋：《数字金融对农村流动人口创业收入的影响》，《当代经济科学》2022年第3期。
- [13] 滕磊、马德功：《数字金融能够促进高质量发展吗？》，《统计研究》2020年第11期。
- [14] 田鹏：《超越城乡的新型城镇化——理论框架、多重逻辑与实现路径》，《人口与经济》2023年第4期。
- [15] 万思齐、秦波、唐杰：《流动人口的职业培训与城市融入——基于中国农村居民综合调查的分析》，《城市发展研究》2020年第12期。
- [16] 王春超、张呈磊：《子女随迁与农民工的城市融入感》，《社会学研究》2017年第2期。
- [17] 王小华、马小珂、何茜：《数字金融使用促进农村消费内需动力全面释放了吗？》，《中国农村经济》2022年第11期。
- [18] 吴卫星、柴宏蕊：《数字普惠金融促进居民消费水平均衡提升了吗——基于消费相对剥夺缓解的视角》，《社会科学》2023年第3期。
- [19] 伍蒙蒙、卢冲：《户籍制度改革会促进农村流动人口落户城市吗？——来自准自然实验的证据》，《人口与发展》2020年第5期。
- [20] 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》，《经济学（季刊）》2018年第4期。
- [21] 徐延辉、史敏：《社会信任对城市外来人口社会融入的影响研究》，《学习与实践》2016年第2期。
- [22] 杨菊华：《社会排斥与青年乡-城流动人口经济融入的三重弱势》，《人口研究》2012年第5期。
- [23] 杨菊华：《中国流动人口的社会融入研究》，《中国社会科学》2015年第2期。
- [24] 杨阳、吴子硕、尹志超：《移动支付对家庭股市参与的影响》，《管理评论》2023年第1期。
- [25] 杨勇、吕杰：《国内移民创业决策的影响研究——基于社会网络和经济集聚的视角》，《管理工程学报》2021年第5期。
- [26] 叶文平、李新春、朱沅：《地区差距、社会嵌入与异地创业——“过江龙”企业家现象研究》，《管理世界》2018年第1期。
- [27] Hamermesh, D. S., & Trejo, S. J., How do Immigrants Spend their Time? The Process of Assimilation. *Journal of Population Economics*, Vol.26, No.6, 2013, pp.507 - 530.
- [28] Ivory, T., Chilhaya, G. K., Takenoshita, H., Insider Out: Cross-National Differences in Foreign-Born Female Labor Force Participation in the United States, Sweden, and Japan. *International Migration Review*, Vol.58, No.1, 2024, pp.117 - 146.

- [29] Lin, S. N., Wu, F. L., Wang, Y., & Li, Z. G., Migrants' Perceived Social Integration in Different Housing Tenures in Urban China, *Geoforum*, Vol.139, No.6, 2023, p.103693.
- [30] Lin, S. N., Wu, F. L., & Li, Z. G., Social Integration of Migrants Across Chinese Neighbourhoods, *Geoforum*, Vol.122, No.6, 2020, pp.118 - 128.
- [31] Mai, X., & Wang, J. J., Situational differences, migratory duration, and social integration of internal migrants in urban China, *Cities*, Vol.125, No.6, 2022, p.103596.
- [32] Smith, J. P., Assimilation across the Latino Generations, *The American Economic Review*, Vol.93, No.2, 2003, pp.315 - 319.
- [33] South, S. J., Crowder, K., & Chavez, E., Geographic Mobility and Spatial Assimilation among US Latino Immigrants, *International Migration Review*, Vol.39, No.3, 2005, pp.577 - 607.

Digital Finance and Social Integration of Floating Population

GONG Runze, WU Weixing

Summary: Since the adoption of the reform and opening up policy, China has witnessed a large-scale flow of labor force. By 2020, the floating population in China reached 376 million, an increase of 69.7% over 2010, accounting for 26.6% of the country's population. However, due to various factors, a majority of the floating population cannot access the same public services as local residents, and as a result cannot be well integrated into the local society, and gradually a dual partition structure of local residents and floating population is formed, leading to the "pseudo-urbanization" state. Promoting the social integration of the floating population helps to not only improve the quality of urbanization, but also enhance social harmony. At present, the floating population are more and more eager to integrate into the host city. How to encourage the floating population to fully participate in the political, economic, social and cultural life of the city, and finally integrate into the urban society has become a major issue facing governments at all levels. The report to the 20th National Congress of the Communist Party of China proposes to "advance people-centered new urbanization and work faster to grant permanent urban residency to eligible people who move from rural to urban areas" for forming the new development dynamic and promoting high-quality development at a faster pace. The 2023 National Development and Reform Work Conference also called for "attaching greater prominence to granting permanent urban residency to eligible people who move from rural to urban areas."

Although scholars have made remarkable achievements on the social integration of floating population, there are still many issues to be studied. Most previous studies focus on human capital, social capital and institutional factors, with few on the impact of finance on the social integration of the floating population. Using the 2021 Chinese Social Survey(CSS) data, this paper analyzes the impact of the use of digital finance on the social integration of the floating population. In general, the use of digital finance promotes the social integration of the floating population mainly by increasing their income, enhancing social trust, and reducing social exclusion. In addition, the use of digital finance has a more significant impact on women, the poorly-educated and the old, perhaps because these people are relatively disadvantaged in the job market and social communication, and they need more help from digital finance. Finally, the robustness tests of instrumental variable method, expanded sample, classified sample and replacement index show that the conclusion is robust and reliable.

Based on the above analysis results, this paper puts forward the following policy recommendations. First of all, we should vigorously develop digital finance, while paying attention to the impact of financial exclusion and digital divide on vulnerable groups. We should improve the accessibility of the internet and strengthen the internet and financial education among the floating population, improve their digital literacy and financial literacy, and encourage their use of digital finance, which will improve their social integration level. Secondly, we should pay attention to the income of the floating population, expand their income sources and raise their income, which will not only improve their living conditions, but also facilitate their social integration. Finally, we should pay attention to the floating population's participation in social activities and social exchanges, increase their participation in social organizations and public affairs, promote more positive social interaction between them and local residents, reduce social exclusion, and help them better integrate into the destination city, to achieve new urbanization and high-quality economic development.

The contribution of this paper is shown in the following aspects. First, although the economic effects of digital finance have been extensively studied, scholars rarely analyze its impact on the social integration of the floating population. This paper systematically examines the impact of digital finance on the social integration of the floating population and provides a detailed explanation. This paper has not only enriched existing literature, but also further revealed the micro-mechanism via which digital finance affects the social integration of the

floating population, and deepened readers' understanding of their internal relationship. This paper is among the few to analyze the relationship between digital finance and social integration. Secondly, this paper uses the micro-level data of the floating population's digital finance use behavior for empirical analysis, while most of the current relevant studies use the macro regional digital financial inclusion index. The approach used in this study can better investigate the differences in the use of digital finance by different individuals. Finally, this paper uses a variety of methods to test robustness, which makes the main conclusions of this paper more convincing. The results of this paper also provide a reference for future research on the impact of finance on social integration.

Keywords: Floating Population; Social Integration; Digital Finance

技术炒作、信贷扩张与科技资产泡沫： 美国纳斯达克股市资产泡沫和风险的检测与分析¹

朱民² 杨斯尧³ 巩冰⁴

【摘要】继 2023 年美国纳斯达克股市上升 43%后，2024 年上半年美国纳斯达克股市继续上升超 18%，上升高度集中在七大科技公司。2024 年 4 月后，科技股和非科技企业股的走势出现分叉，科技股继续上扬，而非科技股开始下跌，显示市场对科技企业和非科技企业的预期开始分化，市场开始出现纳斯达克股市是否存在泡沫的讨论（Dalio Ray, 2024; Goldman Sachs, 2024; 朱民等，2024）。加强对国际资本市场风险，特别是对国际股票市场资产泡沫风险的监测与预警，是关系到我国经济安全与社会稳定健康发展的重要议题，由此，我们对纳斯达克股市可能的泡沫和风险进行了研究和分析。本文首先运用 GSADF 检验方法，对 1974-2024 年纳斯达克指数中的资产泡沫水平进行了测度与检测。研究发现，纳斯达克指数的确在 2020 年以来出现了较大的资产泡沫，GSADF 值达到了 1.21，高于 2007 年的房地产泡沫，但是低于 2000 年的互联网泡沫。为进一步探讨泡沫的成因，本文进一步通过结合经济基本面与资产定价方程，构建了一个 DSGE-AP 模型，对美国股市的资产泡沫成因进行了深入的剖析。研究发现，股票收益冲击带来的异常市场情绪、GPT 技术进步的冲击和缺乏实体经济大规模运用形成的不可持续的技术炒作、以及货币政策冲击带来的信贷扩张是纳斯达克股市资产泡沫生成的三大主要驱动因素。目前三大因素都处于显著性敏感阶段。2020 年以来纳斯达克股指泡沫是否发生大幅调正的风险取决于美联储货币政策改变的时间点，技术进步能否跟上泡沫扩张的速度，以及非科技企业能否大规模投资和运用 GPT 技术推动实体经济增长避免美国经济衰退。唯有当科技创新的速度能够与市场期望的热度保持同步，美国经济能“软着陆”和流动性仍然宽松才能有效避免本轮资产泡沫大幅调整的风险。本文的研究成果在一般意义上贡献了科技资产泡沫的形成、扩张与破裂机制的文献，为金融市场领域的宏观理论建模提供了拓展性研究框架，也对当前我国金融市场的风险防范提出政策建议。

【关键词】资产泡沫 广义确界检验（GSADF） 动态随机一般均衡模型（DSGE） 资本资产定价模型（CAPM）

引言

随着经济全球化和金融一体化的不断推进，各国之间的经贸往来日益频繁，国际股票市场之间的联系也越来越紧密。其中，美国股票市场由于其较强的全球影响力一直备受关注（贺志芳和董天琪，2023）。特别是 2007 年美国“次贷危机”引发的全球金融危机，暴露了各国金融市场紧密连接的复杂性，使各国政府越来越强烈地意识到必须对国际资本市场进行密切关注并加强金融监管，特别对美国股票市场大幅波动可能引起的金融动荡和系统性风险需要高度警惕与重视，以防范国际金融危机对本国经济安全的冲击和不利影响。2022 年以来，以 ChatGPT 为代表的人工智能（Artificial Intelligence, AI）科技取得了跨越式进步，引发了各国投资者对相关科技股不断高涨的投资热情，推动相关股票获得了大幅上涨。美国纳斯达克证券交易

¹ 原载于《国际金融研究》2024 年第 9 期

² 朱民，中国国际经济交流中心资深专家、国际货币基金组织前副总裁

³ 杨斯尧，清华大学五道口金融学院博士后

⁴ 巩冰（通讯作者），中国社会科学院大学国际政治经济学院讲师

所作为全球数字科技和人工智能领域上市公司的核心交易平台，其交易指数在宏观环境持续收紧的背景下大幅反弹上涨，2023 年的涨幅为 43.4%，成为同期全球上涨幅度最大的股票指数之一。截至 2024 年 6 月，较 2023 年末，纳斯达克指数继续上涨了 18.13%。如此大规模的暴涨背后也引发了国际社会的广泛担忧：新技术的出现和炒作是否更容易形成资产泡沫，并潜在地酝酿着新一轮的金融危机（朱民等，2024，Demmler and Fernandez, 2024）。

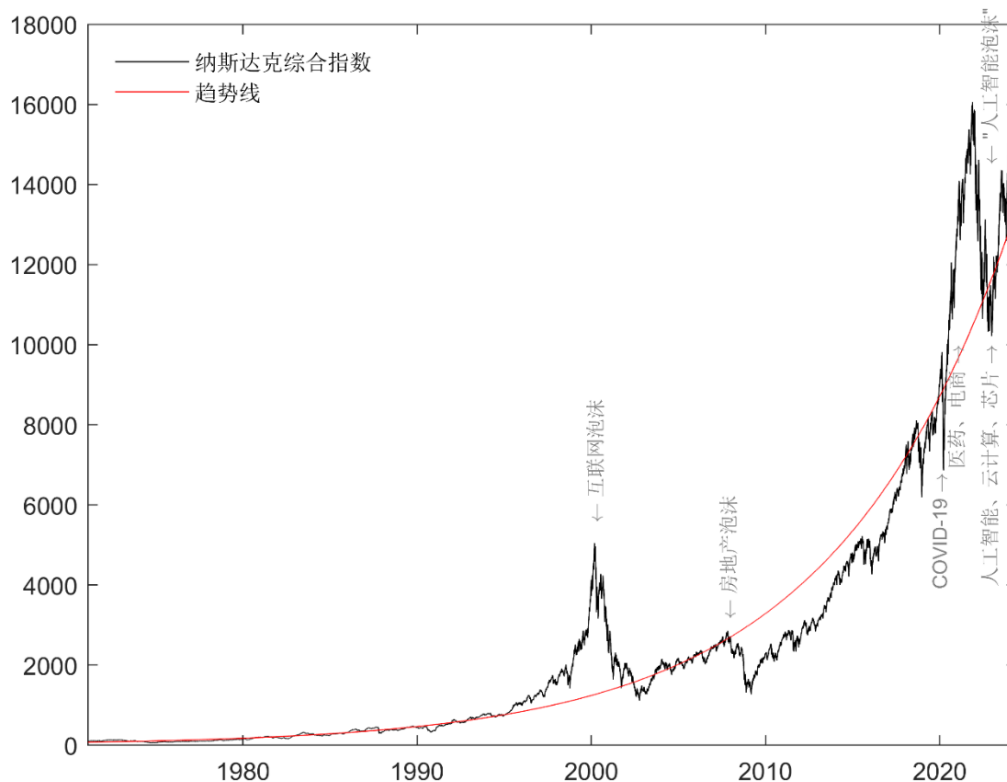


图 1 纳斯达克综合指数 (1974-2024)

数据来源：雅虎金融

2024 年 7 月，党的第二十届中央委员会第三次全体会议公报指出“国家安全”是中国式现代化行稳致远的重要基础。必须全面贯彻总体国家安全观，完善维护国家安全体制机制，实现高质量发展和高水平安全良性互动，切实保障国家长治久安”。金融安全作为国家安全最重要组成部分之一，加强对国际资本市场风险，特别是对国际股票市场资产泡沫的监测与预警，在当今全球经济金融一体化不断深化的背景下关系到我国经济安全与社会稳定健康发展的重要议题。同时，加强对资产泡沫形成与破裂的理论与实证研究，对于深化金融体制改革，监控与防范系统性金融风险，促进我国资本市场健康、稳定、高效发展，也具有不可忽视的重要意义。

资产泡沫，其显著特征为资产价格迅速攀升，是重要的研究课题（Horvath et al.2022）。理论研究通常将资产价格超过基本面价值的部分视为泡沫，基本面价值包含股票分红等资产本身带来的现金流贴现值，因此资产泡沫反映了资产价格没有体现资产真实价值的现象（陆毅等，2024）。关于泡沫的理论研究，现有文献主要遵循两种范式来探究泡沫产生的根源。第一种范式基于非理性假设，认为投资者的非理性行为是资产泡沫形成的主要驱动力。这种观点通常基于行为金融学，认为投资者由于过度乐观、从众心理或投机行为等原因，往往会对未来资产价格持有不切实际的期望，从而推高市场价格至远超于资产的内在价值，其中的关键影响因素包括过度自信（吴卫星等，2006；Merkle，2017）、羊群行为（Zhang et al.2024）、异质信念（陈国进等，2009）、以及锚定效应（Baghestanian and Walker，2015；杨威等，2020）等。第二种范式则从理性的角度出发，认为即便在市场参与者完全理性的情况下，资产泡沫依然可能形成。在理性的理论框架下，当投资者相信其他投资者持有相同预期并购买被高估的资产，以期在未来以更高价格出售时，理

性泡沫便会产生（Diba and Grossman, 1988）。这种理论框架假设投资者在评估资产时，可能会基于有效市场和未来预期的变化进行投资决策。这包括对宏观经济政策、市场需求增长或技术创新等因素的反应，这些因素都可能在没有明显的非理性行为的情况下推高资产价格。此外，资产泡沫的形成也可能是信息的不对称或是市场结构性问题所导致，如市场流动性过剩（Gorton and Metrick, 2012）或信贷政策过于宽松（Gu et al. 2013；孟宪春等，2019）。

尽管许多学者基于不同的理论框架对资产泡沫的成因与影响进行了理论分析，但是现实中，某资产的价格是否存在泡沫？应该如何界定与测度？如何分析其成因？一直以来是学术界的难题。检测资产泡沫的一个常用方法是基于扩展自回归分布滞后模型（ADF）的回归分析。这种方法的核心是检验资产价格数据的子样本中是否存在单位根，即价格是否具有随机游走的性质，以此来检验和判断价格是否存在急剧上涨的爆发性行为。Phillips et al., (2011) 提出了上确界 ADF 检验法（SADF），通过在一个不断扩展的时间窗口内反复运用 ADF 检验，能够更加精准地识别是否存在价格的爆发性行为。Phillips et al., (2015) 对该方法进行了进一步推广，提出了广义上确界 ADF 检验（GSADF），通过在不同长度的滚动窗口内应用 ADF 检验，可以在更长的时间范围内检测出多个泡沫，具有更高的准确性和普适性。进一步，本文将动态随机一般均衡（DSGE）模型与资产定价方程有机地整合至一个统一的框架内，构建出一个以理性预期为核心的 DSGE-AP 模型，同时结合 GSADF 检验法探查了纳斯达克指数的历史以及当前的资产泡沫现象。

研究发现：1）当采用 95% 的临界值作为判断标准时，纳斯达克指数的确在 2020 年以来出现了较大的资产泡沫，GSADF 值达到了 1.21，高于 2007 年的房地产泡沫，但是低于 2000 年的互联网泡沫。2）DSGE-AP 模型理论分析的结果表明纳斯达克市场泡沫的形成与可能的破裂主要是由难以持续的技术炒作，异常的市场情绪，意外的信贷扩张三者混合导致的。3）本轮纳斯达克股指泡沫可能的大幅调整取决于美联储何时改变货币政策，技术进步能否跟上科技资产泡沫扩张的速度，以及非科技企业能否大规模投资和运用 GPT 技术推动实体经济增长避免美国经济衰退。唯有当科技创新的速度能够与市场期望的热度保持同步时，美国经济能“软着陆”和流动性仍然宽松时，才能有效避免本轮资产泡沫的大幅调整。本文的研究成果在一般意义上揭示了资产泡沫的形成、扩张与破裂机制，为金融市场领域的宏观理论建模提供了拓展性研究框架，也对当前我国金融市场的风险防范提出了建议。

本文的理论创新之处主要为以下三个方面：首先，现有资产泡沫的研究主要基于短期高频波动（Demmler and Fernandez, 2024），本文将研究重点聚焦于长期低频泡沫之上，并将检测的范围扩展至纳斯达克的整个历史周期，全面地回顾并论述了纳斯达克指数历史上各泡沫的形成、扩大以及破裂的整个过程，为投资者和监管机构提供重要的预警信号，有利于市场参与者与政策制定者采取恰当的预防措施。第二，通过将金融资产定价公式纳入 DSGE 模型，本文为 DSGE 相关研究增添了新的建模思路。本文模型不仅涵盖了微观层面的效用最大化、理性预期以及市场出清等理性元素，同时也允许在随机冲击的背景下金融资产出现非理性繁荣的现象，运用这一模型，我们能够有效地将股市与经济基本面联系起来，为金融市场领域的宏观理论建模提供了拓展性研究框架。第三，通过将 GSADF 实证检验与 DSGE-AP 模型理论分析结合，本文的研究认为纳斯达克综合指数泡沫的驱动因素是不可持续的技术炒作，异常的市场情绪，以及意外的信用扩张。而为降低资产泡沫的破裂风险，本文也给出了稳定研发投资的可持续性，逐步减息维持适当的流动性水平等具体的政策建议，并对当前我国金融市场的风险防范提出具体政策建议。

一、典型事实：纳斯达克资产泡沫的 GSADF 检验

（一）GSADF 检验结果

资产泡沫的检测对于深入理解市场动态及有效预防经济危机具有重要作用。传统 ADF 检验能有效检测时间序列的非平稳性，但其局限性在于仅能判定整个序列是收敛还是发散，而无法捕捉到数据局部的爆发性行为。为克服这一局限，SADF 通过在子样本中计算最大 ADF 统计量进行了改进。然而，SADF 检验仍需选择时间序列中的固定起始点，这可能导致某些爆发性行为的遗漏（Phillips et al., 2011）。广义上确

界 ADF 检验 (GSADF) 拓展了 SADF 检测, GSADF 通过不限定子样本的起始点和终点, 显著增强了资产泡沫的检测能力 (Phillips et al., 2015)。这种方法对不同时间段内的各种爆发性行为表现出更高的敏感性 (Skrobotov, 2023)。GSADF 过程可用于危机预警, 其应用范围也已扩展至股票、商品和房地产市场 (Phillips and Shiller, 2020)。与其他两种检验方法相比, GSADF 检验有诸多优势, GSADF 检验能有效识别出传统方法无法捕捉到的局部泡沫, 这为市场参与者提供了更精确的风险评估工具, 在检测多个泡沫现象时, GSADF 检验显示出了更高的准确性。此外, GSADF 方法的灵活性使其能适应不同市场环境和资产类别, 进一步扩展了其在实证研究中的应用潜力, 为早期识别和预防金融危机提供了关键支持。因此, 我们选择该方法为纳斯达克指数的检测工具。

表 1: ADF, SADF, 以及 GSADF 的对比

检验方法	回归模型	检验统计量
ADF	$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \epsilon_t$	$ADF = \frac{\hat{\rho}-1}{se(\hat{\rho})}$
SADF	$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$	$SADF = \sup_{\tau_0 \leq \tau \leq 1} ADF_{\tau}$
GSADF	$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$	$GSADF = \sup_{\tau_1 \leq \tau_2 \leq 1} \sup_{\tau_0 \leq \tau_1} ADF_{\tau_1, \tau_2}$

注: τ 表示整体样本的比例 (从最开始处计算), 因此, $\tau = \tau_0$ 是最小的窗口尺寸, 而 $\tau = 1$ 则表示全样本。 τ_1 和 τ_2 分别表示窗口的起始点和终点。

我们采用 GSADF 方法检验了纳斯达克指数 1974 年第一季度至 2024 年第二季度内的资产泡沫水平。数据选择方面, 我们采用季度数据而非日度数据, 主要基于以下两点考虑: 首先, 宏观经济数据通常是季度性的 (如 GDP), 为与后文 DSGE 理论分析的数据频率保持一致, 我们选取每个季度内纳斯达克综合指数的平均水平作为研究数据; 其次, 本文核心目标是检测长期泡沫, 而非短暂性泡沫, 因每日数据中充斥着大量的投机性噪音, 难以提供有效的信息支持, 故我们用 GDP 平减指数对纳斯达克综合指数的季度数据进行调整, 并通过对数线性趋势进行去趋势化处理。通过这样的处理, 我们可以从原始序列中剔除基本面成分, 从而使检验能够聚焦于指数的非基本面成分, 使得我们能够更精准地捕捉到长期趋势中的异常波动, 从而识别出潜在的资产泡沫现象, 确保检测结果更具解释力和政策指导意义。

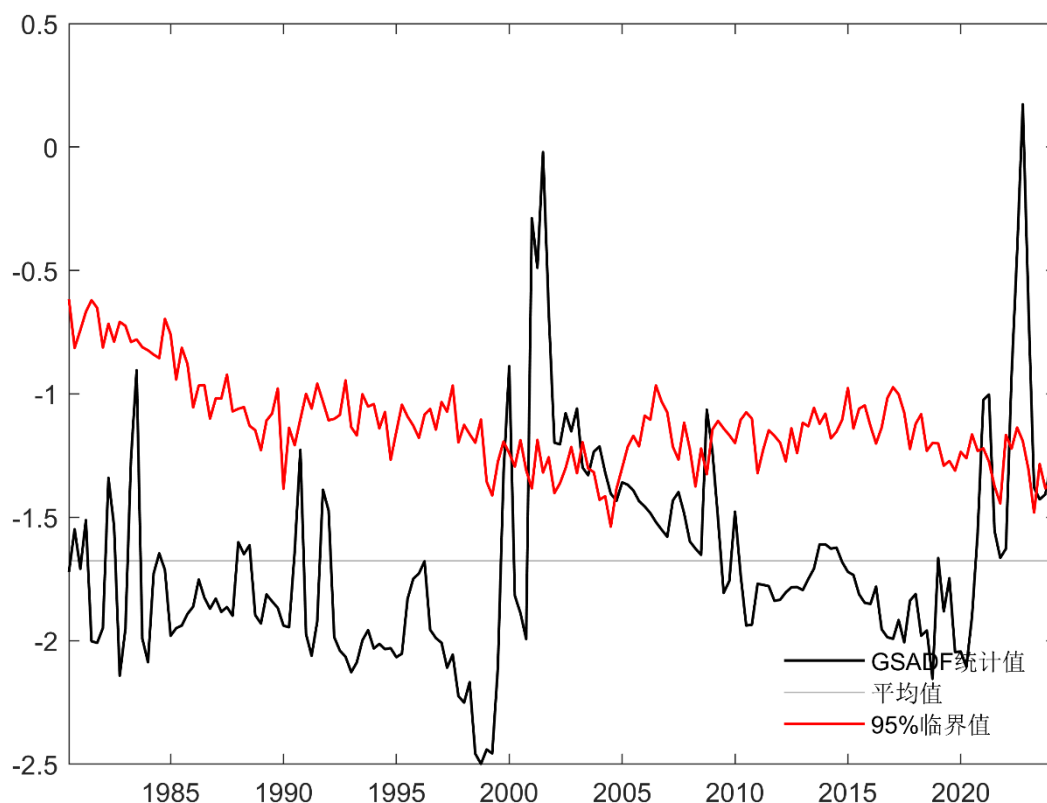


图 2 GSADF 模型对纳斯达克指数资产泡沫的检验结果 (1974-2024)

图 2 展示了 1974-2024 年纳斯达克指数共计 202 个季度的 GSADF 检验统计量。该统计量的临界值是根据 Phillips et al. (2015) 的算法进行计算得出的。为便于比较，图 2 还给出了统计量的平均水平线作为基准。当采用 95% 的临界值作为判断标准时，我们可以清晰地发现三个大规模资产泡沫的时间点，分别是 2000 年的互联网泡沫、2007 年的房地产泡沫以及自 2020 年以来新兴的人工智能泡沫。在接下来的讨论中，我们将详细阐述前两个历史资产泡沫的形成、扩张和崩溃过程，以便为理解当前人工智能泡沫的特征与未来可能的发展趋势提供借鉴。

（二）纳斯达克指数资产泡沫的特征事实

1. 2000 年互联网泡沫

Shiller (2015) 将互联网泡沫视为股市历史上最大的投机性上涨。尽管泡沫在 2000 年后才破裂，但是纳斯达克综合指数在 1995 年中期就已显示出初步的“繁荣”迹象 (Phillips et al., 2011)。这与 GSADF 统计量所表现出的超过其长期平均水平的时间点相吻合。在泡沫的形成阶段 (1995-1997)，互联网的快速发展引发了公众和商业界对在线业务潜力的广泛兴趣。众多互联网初创公司在纳斯达克上市，例如 1995 年上市的网景通信 (Netscape Communications)。当时，美国股市的投资者对互联网公司的增长前景保持高度乐观的态度，他们纷纷买入，从而推动了纳斯达克指数的强劲增长。在泡沫的扩张阶段 (1997-2000)，互联网公司股票继续飙升，雅虎 (1996 年上市) 和亚马逊 (1997 年上市) 是其中的典型案例。只要公司名称带有“.com”后缀，投资者就争相涌入，导致企业估值虚高。大量企业在尚没有稳定商业模式的情况下，就进行过度的市场营销，获得了投资人的广泛关注。此外，风险资本也大量涌入互联网初创公司，进一步加剧了市场上的狂热情绪。在泡沫崩溃阶段 (2000-2002)，由于许多互联网公司并不能产生可持续的利润，随着投资者信心下降，纳斯达克综合指数在 2000 年 3 月上升至 5000 点以上的峰值后开始下跌。企业因无法达到盈利目标而倒闭，抛售潮随之加剧。著名的破产案例包括 Pets.com 和 Webvan。到 2002 年，纳斯达克相较于峰值已跌去了近 78%，许多互联网公司破产，即便是像亚马逊和 eBay 这样的巨头也遭遇了股价暴跌，造成了严重的经济后果，不仅使得大量投资者遭受巨大损失，还对美国经济产生了深远的影响。科技股的崩盘导致了广泛的资本市场动荡，许多金融机构面临巨额亏损，同时也引发了对新兴科技行业的信任

危机。

2. 2007 年房地产泡沫

2007 年房地产泡沫又称为次贷危机，是 2007 年全球金融危机的主要导火索。在泡沫的形成阶段（2000-2005），美联储降低利率以刺激经济，低利率降低了借贷成本，刺激了抵押贷款业务的繁荣。例如，美国国家金融公司（Countrywide Financial Corp）作为一家在纳斯达克上市的大型抵押贷款机构，积极推行次级抵押贷款，助长了泡沫的形成。在泡沫的扩张阶段（2005-2007），由于房地产市场的繁荣，金融机构和住宅建筑商的股价大幅上涨，包括莱纳房产（Lennar Corporation）和普尔特集团（Pulte Homes Inc.）等纳斯达克上市公司，以及高盛（Goldman Sachs Group）和美国国际集团（American International Group）等纽约证券交易所上市公司。抵押贷款支持证券（MBS）和债务抵押债券（CDO）的交易和保险进一步加深了金融市场与房地产市场之间的联系。在泡沫的崩溃阶段（2007-2008），2007 年底，美联储提高利率以对抗通货膨胀，意外地导致了更高的抵押贷款利率与更多的违约，尤其是次级贷。那些大量投资于次级抵押贷款的公司（如华盛顿互惠银行，Washington Mutual Inc.）遭受严重损失，并最终破产。抵押贷款支持证券和债务抵押债券的贬值导致大量金融机构倒闭（如雷曼兄弟，Lehman Brothers Holdings Inc.）。纽约证券交易所和纳斯达克均因投资者撤离风险资产而大幅下跌。这些案例突显了金融市场之间的关联性。尽管科技公司没有直接参与次级抵押贷款市场，但由此引发的严重经济衰退也影响了它们。然而，部分纳斯达克上市公司如苹果和微软，尽管起初股价下跌，但由于其坚实的市场基础和广阔增长前景，其恢复速度比地产股和金融股更快。

3. 2020 年人工智能泡沫

在人工智能泡沫的形成阶段（2020-2022），美国政府为了应对新冠疫情的冲击，实施了一系列的经济刺激措施，为资本市场的繁荣创造了有利的外部环境。例如，美联储将利率降至历史低位，并推出了大规模的资产购买计划，向市场注入了大量流动性。此外，政府还通过了多轮财政刺激法案，向企业和个人提供直接援助，这些措施极大地增加了市场的资金供给。低成本的资本和充裕的流动性推动了投资者对人工智能相关公司的强劲需求，导致这些公司的股票价格大幅上涨。与此同时，疫情加速了数字化转型和远程办公的发展，使得人工智能技术的应用前景更加广阔，进一步增强了市场对 AI 行业的乐观预期。这些因素共同作用，促使资本大量涌入 AI 领域，从而形成了人工智能泡沫的初期繁荣。

在泡沫的扩张阶段（2023 年至今），随着全球经济逐步从疫情中复苏，投资者对人工智能技术的热情达到了新高度。企业开始采用 AI 技术，推动了行业的迅速扩张。同时，AI 相关的上游基础公司（如芯片公司）的盈利能力显著提升，一些下游运用人工智能公司的业绩预期也出现大幅膨胀，进一步吸引了大量资金的涌入。科技巨头和初创企业纷纷推出新的 AI 产品和服务，市场对这些创新的预期不断提升，导致这些公司的股票价格持续飙升。并且，风险投资也大量流向 AI 初创企业，这些公司通过公开募股和并购活动筹集了大量资金，进一步推动了股市的上涨。社交媒体和新闻媒体对 AI 的广泛报道以及专家对 AI 未来前景的积极预测，进一步激发了市场的非理性繁荣情绪。投资者普遍相信 AI 将带来新一轮的技术革命，推动经济增长，并忽视了可能存在的风险。这些都是典型的股市泡沫的现象。

回顾前两次历史泡沫时和本次人工智能资产泡沫的经历，我们可以发现纳斯达克综合指数的资产泡沫具有三个显著特征。首先，科技炒作时市场情绪易受非理性繁荣影响（例如，互联网泡沫，人工智能泡沫），投资者往往忽视了企业的实际盈利能力和可持续性，而仅凭市场情绪和未来预期推动股价的上涨，为股价暴跌埋下了风险隐患。其次，当科技股在股市迅速上涨时，实体经济的应用远远落后对科技股的预期，缺乏实体经济的支持是科技股市泡沫的另一个重要特征。第三，货币政策在泡沫扩张和破裂过程中发挥显著作用，中央银行的利率决策能够显著改变市场的流动性和投机行为，进而影响资产价格。第四，经济与股市之间，以及纽约证券交易所与纳斯达克之间都存在溢出效应。这种溢出效应表明，一个市场的波动可能对另一个市场产生影响，不同市场之间相互联系、相互影响，而非孤立存在。这些特征为我们理解当前的人工智能泡沫提供了有益的借鉴。

根据历史经验，我们可以推测，负面的市场情绪、货币政策改变以及不可持续的技术进步以及缺乏实体经济大规模应用以实际提升劳动生产率和美国经济可能的衰退都可能会触发人工智能泡沫的崩溃。为了

验证这一观点，我们进一步构建了一个包含资产定价的 DSGE 模型，以识别经济周期、信贷周期和泡沫周期中的各种冲击，并分析这些冲击对本轮人工智能资产泡沫的影响。

二、基准模型：DSGE-AP 模型

自 2000 年以来，DSGE 模型逐渐成为宏观经济研究与政策制定中的核心工具（Smets and Wouters, 2007）。这些模型的关键在于其新凯恩斯主义的核心结构，通常由三个方程组成：需求侧的跨期 IS 曲线，供给侧的前瞻性菲利普斯曲线，以及用于描述常规货币政策的泰勒规则（Woodford, 2005; Gali, 2008）。在全球金融危机之前，这一“三方方程模型”被广泛视为 DSGE 模型的基础（Clarida et al., 1999）。然而，金融危机的爆发以及量化宽松（QE）政策的实施，已经不可逆转地改变了货币政策的执行方式，并推动了宏观经济模型的进一步发展和调整。

例如，在 2020 年 COVID-19 期间，全球各地的央行为防止经济陷入衰退，再次实施了量化宽松政策。然而，随着通胀压力的不断上升，各国央行被迫采取相反的措施，即量化紧缩。量化紧缩包括从资产负债表中抛售长期资产（如长期国债和债券）。尽管这种做法并不属于传统的货币政策手段，但量化货币政策已逐渐成为央行工具箱中不可或缺的一部分。为了更好地解释 2008 年以来的全球经济特征，我们在模型中引入了货币政策的量化机制。

本文基于 Sims 等人（2023）提出的框架构建模型，该框架将常规和非常规货币政策结合在一个简化的 DSGE 模型中。为与传统“三方方程模型”对应，我们将此模型称为“四方方程模型”。通过代数简化，该模型归纳为以下四个方程：跨期 IS 曲线，前瞻性菲利普斯曲线，常规货币政策（泰勒规则），非常规货币政策（量化规则）。我们选择这一简化模型作为基准原型，因它包含了现代货币金融体系所需的所有基本特性，且避免了可能偏离当前研究焦点（即泡沫现象）的过多复杂性。这一选择遵循了“简约且可行”原则，即建模中的奥卡姆剃刀原则（Schmitt-Grohe and Uribe, 2007）。保留必要基本构成的基础上，我们进一步将模型扩展至两个证券市场，以实现宏观经济基础与金融市场动态发展的有效结合：

首先，对于传统的股票市场，即纽约证券交易所，我们采用股息贴现模型（DDM）；其次，对于高科技股票市场，即纳斯达克市场，我们采用资本资产定价模型（CAPM）。通过这种方式，我们构建了 DSGE-AP 模型，该模型能够有效解释宏观经济与股票市场在危机前后动态变化的关系，并具备较强的解释力和实用性。为了更严谨地展现我们动态随机一般均衡与资产定价模型（DSGE-AP）的理论依据，我们在下表中对本模型与现有文献中的关键理论进行了对比分析：

表 2 各模型对比

	泡沫类型	资产泡沫	实证能力
Weil (1987)	随机泡沫	Y	N
Tirole (1985)	资产价格泡沫	Y	N
Guerron-Quintana et al. (2023)	随机泡沫	N	MS-DSGE Bayesian
Our paper	随机泡沫	Y	DSGE-AP Bayesian

（一）模型中的 DSGE 部分

本文的四方程模型不仅涵盖了经济基本面的要素，还涉及多个部门的主体，具体包括：（1）耐心型和无耐心型两类家庭部门，（2）批发企业、零售企业和最终产品企业三类企业部门，（3）金融中介，（4）包括中央银行和财政当局在内的政府部门。与传统的三方方程模型相比，该模型的一个重要区别在于引入了金融中介和长期债券，这两个要素在描述信贷冲击和非传统货币政策时至关重要。

为了保证模型逻辑的连贯性，我们在家庭部门中引入了新的“无耐心”或“幼稚”家庭。这些家庭与传统模型中的“耐心型”或“成熟”家庭不同，假设在短期信贷市场中面临融资限制，因此只能通过长期借贷来满足消费需求。通过长期债务融资（如发行债券或贷款），这些无耐心家庭与金融中介产生了互动，金融中介因投资于这些长期债务而面临信贷冲击。这种互动的纳入，对于研究金融中介的资产负债表动态

以及理解信用风险冲击的传导机制非常关键。此外，中央银行的量化宽松或紧缩政策在模型中起到了减小信用风险冲击的作用。例如，通过量化宽松，央行可以购入长期债券，以抵消负面信用冲击；而通过量化紧缩，央行可以卖出长期债券，以抵消正面信用冲击。这样的政策机制不仅丰富了模型对非传统货币政策的描述，还增强了其对实际经济现象的解释能力，使得模型能够更全面地刻画金融市场与宏观经济之间的复杂互动。

我们在下图 4 中对模型的主要框架和机制进行了概念性展示，以便对模型结构进行更清晰的描述。我们在图中使用了不同颜色的线条和方向来表示变量间的关系和性质。模型的微观基础和对变量的解释将在接下来的段落中进行详细说明。

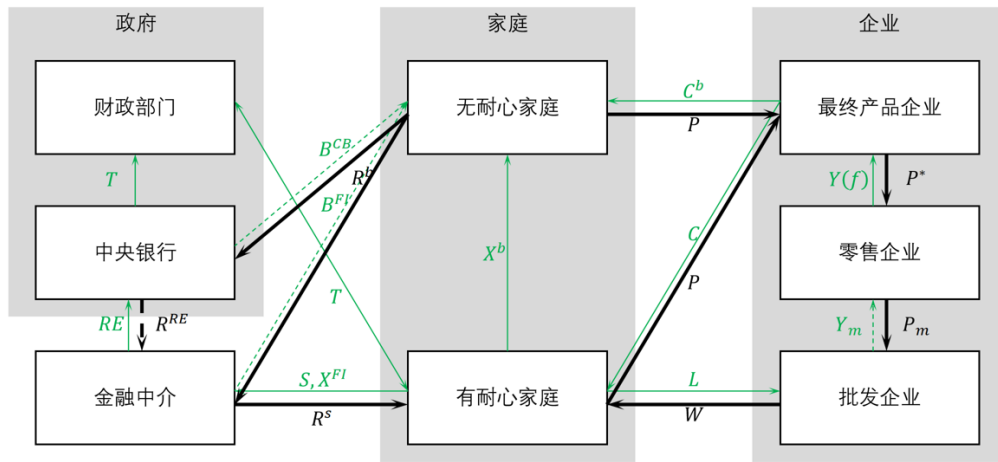


图 3 DSGE 模型的框架图

注：细线的箭头代表主体之间的数量流量，粗线的箭头代表交易达成的价格。实线表确认的关系，虚线代表因冲击导致的随机关系。附录 A 中包含对所有符号的释义。

1. 异质性家庭

无论是有耐心家庭还是无耐心家庭，均会在预算约束的条件下致力于最大化其终生效用函数。然而，一个显著的区别在于，仅有耐心的家庭会在劳动市场上，基于竞争性工资率（ W ）提供其劳动力服务（ L ）。在商品市场上，这两类家庭均会以一般价格水平（ P ）进行消费（有耐心的家庭消费记为 C ，无耐心的家庭消费记为 C^b ）转向信贷市场，有耐心的家庭会选择将资金以储蓄（ S ）的形式持有或在金融中介进行投资（ X^{FI} ）以获取短期利息收入（ R^S ）。相对之下，无耐心的家庭由于面临信贷约束，只能通过以长期利率（ R^b ）向金融中介（ B^{CB} ）和中央银行（ B^{FI} ）发行长期债券（贷款）的方式来筹集消费资金。在此经济体系中，资金不仅在财政部门与有耐心的家庭之间发生转移（ T ）的同时，同时也会从有耐心的家庭流向无耐心的家庭（ X^b ）以确保市场的出清状态。

对于有耐心家庭而言，其目标函数是追求以主观折现因子 β 进行折现的预期效用总和（ $\beta \in (0,1)$ ）。在 DSGE 模型的惯用效用设定中（Wen and Mei, 2020）， σ 代表跨期替代弹性的倒数（ $\sigma > 0$ ）， χ 表弗里希弹性的倒数（ $\chi > 0$ ），而 ψ 则衡量了劳动无效用的相对重要性。

$$\max \mathbb{E}_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \left[\frac{C_{t+\tau}^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \psi \frac{L_{t+\tau}^{1+\chi} - 1}{1+\chi} \right]$$

$$s.t. \quad P_t C_t + S_t = W_t L_t + R_{t-1}^S S_{t-1} + P_t D_t + P_t D_t^{FI} + P_t T_t - P_t X_t^b - P_t X_t^{FI}$$

无耐心家庭的主观折现因子相对较低，即 $\beta^b < \beta$ 。在预算约束的框架下， κ 代表长期债券 B_t 的递减利息支付（Sims et al., 2023）。 Q_t 代表长期债券的名义价格。

$$\mathbb{E}_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta_b^{\tau} \frac{(C_t^b)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}$$

s. t.

$$P_t C_t^b + B_{t-1} = Q_t (B_t - \kappa B_{t-1}) + P_t X_t^b$$

2. 企业部门及生产决策

批发企业雇佣有耐心的家庭作为劳动力，产出为 (Y_m) ，并以价格 P_m 将产品出售给零售企业。与许多新凯恩斯模型一致，零售企业在垄断竞争市场中运营，并面临价格刚性的问题 (Smets and Wouters, 2007)。最优重置价格 (P_*) 是通过动态考量每期价格重置的概率 $(1 - \phi)$ 来确定的。连续体 $f \in [0, 1]$ 中的任何一家零售企业，其产出 $Y(f)$ 都对应着一条向下倾斜的需求曲线，而这条需求曲线又源于生产最终产品的企业在优化问题中的决策。最终产出 $(Y = C + C^b)$ 以竞争性价格 (P) 出售给有耐心和无耐心的家庭。值得注意的是，由于竞争消除了正利润，因此只有处于垄断竞争地位的零售企业才能获得正的利润 D 。在最初的四方程模型中，利润归零售企业所有，并转移给有耐心的家庭。

在竞争性的市场环境中，生产最终产品的企业根据生产函数进行决策，以最大化其利润，即：

$$\max_{Y_t(f)} P_t Y_t - \int_0^1 P_t(f) Y_t(f) df$$

$$s. t. \quad Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(f)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} df \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

零售企业 $f \in [0, 1]$ 在垄断竞争的市场环境中最大化其预期折现利润流的总和 (Ma and Chen, 2021)：

$$\max_{P_t(f)} \mathbb{E}_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\beta \phi)^{\tau} \frac{U'(C_{t+\tau})}{U'(C_t)} \left[\frac{P_t(f)}{P_{t+\tau}} - \frac{MC_{t+\tau}}{P_{t+\tau}} \right] \left(\frac{P_t(f)}{P_{t+\tau}} \right)^{-\varepsilon} Y_{t+\tau}$$

批发企业在竞争性的市场环境中，也是根据生产函数进行决策，以最大化其利润，即：

$$\max_{Y_{mt}, L_t} P_{mt} Y_{mt} - W_t L_t, \quad s. t. \quad Y_{mt} = A_t L_t$$

3. 金融中介

金融中介从有耐心的家庭那里获取储蓄 (S) 和投资 (X^{FI}) ，这些家庭要求的短期利率为 (R^s) 。然后，金融中介以两种方式投资其获得的资金。其一是购买来自于无耐心家庭的长期债券，以换取长期利率 (R^b) 。另一种方式则是将资金作为准备金 (RE) 存放于中央银行，而中央银行则会支付相应的准备金率 (R^{RE}) 。在众多国家（如中国）的实践中，中央银行还肩负着调整法定准备金率以调控信贷市场流动性的职责，这被视为一种非传统的货币政策手段。然而，这一工具并未被纳入四方程模型之中，因为美联储通常不会直接干预法定准备金率。

金融中介在最大化其利益时，需受到杠杆约束的限制。该约束条件要求金融中介所持有的长期债券价值不得超过从有耐心家庭新转移而来的股权的一个非固定比率，即时变比率 θ_t 。

$$\max_{B_t} D_t^{FI} \equiv (R_t^b - R_{t-1}^s) \frac{Q_{t-1}}{P_t} B_{t-1}^{FI} + R_{t-1}^s \frac{P_{t-1}}{P_t} X_{t-1}^{FI},$$

$$s. t. \quad Q_t B_t^{FI} = \theta_t (P_t X_t^{FI} - \kappa Q_t B_{t-1}^{FI})$$

4. 政府

中央银行有能力通过改变准备金利率 (R^{RE}) （在均衡状态下应等于短期利率 (R^s) ）来影响短期和长期债券市场的走势，同时也可以通过调整其持有的长期债券数量 (B^{CB}) 来影响长期利率 (R^b) 及其价格 (Q) 。前者遵循了传统新凯恩斯模型中的泰勒规则，而后者则体现了量化货币政策 $(QE = Q \times B^{CB})$ 的实践。中央银行在此过程中可能会获得盈余（即长期债券利息与所支付的准备金利息之间的差额），并将这部分盈余上缴给财政当局。随后，财政当局会将这些转移资金 (T) 一次性地返还给家庭。当盈余为负 $(T < 0)$ 时，这部分转移资金便转化为一次性税收。通过一系列代数运算 (Sims et al., 2023)，我们可以将对数线性化方程进一步简化为 IS 方程 (1) 和菲利普斯曲线 (2) 以便于后续的分析 and 应用：

$$x_t = \mathbb{E}_t x_{t+1} - \frac{1-z}{\sigma} (r_t^s - \mathbb{E}_t \pi_{t+1} - r_t^*) - z [\bar{b}^{FI} (\mathbb{E}_t \theta_{t+1} - \theta_t) + \bar{b}^{CB} (\mathbb{E}_t q e_{t+1} - q e_t)] \quad (1)$$

$$\pi_t = \gamma \varsigma x_t - \frac{z \gamma \sigma}{1-z} (\bar{b}^{FI} \theta_t + \bar{b}^{CB} q e_t) + \beta \mathbb{E}_t \pi_{t+1} \quad (2)$$

5. 外生冲击

除了行为方程外，商品和信贷市场还受到其他外生冲击的影响。在商品市场中，生产率冲击以劳动生产率冲击 (ϵ^A) 的形式作用于生产函数 $Y_{m,t} = A_t L_t$ ，主要影响上游供应链，而在信贷市场，则存在三种外生过程：金融中介与无耐心家庭之间的信贷冲击 (ϵ^Θ)，中央银行与金融中介之间的短期利率冲击 (ϵ^R)（即泰勒规则冲击），以及中央银行与无耐心家庭之间的长期债券组合冲击（即量化宽松冲击）。这四种外生过程可概括如下：

$$\ln R_t^s = \rho_R \ln R_{t-1}^s + (1 - \rho_R)(\varphi_\pi \pi_t + \varphi_x x_t) + \sigma_R \epsilon_t^R, \text{ 其中 } \epsilon_t^R \sim N(0,1). \quad (3)$$

$$\ln Q E_t = \rho_Q \ln Q E_{t-1} + \epsilon_t^Q, \text{ 其中 } \epsilon_t^Q \sim N(0,1). \quad (4)$$

$$\ln A_t = \rho_A \ln A_{t-1} + \sigma_A \epsilon_t^A, \text{ 其中 } \epsilon_t^A \sim N(0,1). \quad (5)$$

$$\ln \Theta_t = \rho_\Theta \ln \Theta_{t-1} + \sigma_\Theta \epsilon_t^\Theta, \text{ 其中 } \epsilon_t^\Theta \sim N(0,1). \quad (6)$$

其中， ρ_s 代表自回归系数， σ_s 代表各冲击的标准差。关于泰勒规则 (3)，有三点需要特别说明。首先，自回归系数 ρ_R 可以理解为利率平滑，因为它表示的是向目标利率收敛的速度。其次，目标利率的设定旨在最小化通货膨胀缺口 (π_t) 和产出缺口 ($x_t = \ln Y_t - \ln Y_t^*$)，其中 Y_t^* 代表弹性价格下的潜在产出（即 $\phi = 0$ ）。最后，模型中的所有收益均表示为总收益，因此可以使用 $\ln R_t^s = \ln(1 + r_t^s) \approx r_t^s$ 进行表示。(1) - (4) 式共同构成了即“四方方程模型”。

(二) 模型的资产定价部分

为了将经济基本面与金融市场动态变化相结合，我们需要在模型中引入资产定价的组成部分。根据 DDM 模型，我们可以得出基于预期股息 (DIV_t) 现值的基本估值公式。无冲击的 t 期，股票价格 (Ψ_t) 的公式为：

$$\Psi_t = \mathbb{E}_t \sum_{i=1}^{\infty} \frac{DIV_{t+i}}{(R_{t+i}^s + \varrho)^i} \rightarrow \Psi_t = \mathbb{E}_t \frac{DIV_{t+1} + \Psi_{t+1}}{R_{t+1}^s + \varrho} \quad (7)$$

需要注意的是式 (7) 采用的是递归形式以便于编程。因此，可以通过捕捉市场情绪等非基本面噪音的收益冲击 ϵ_t^Σ 来定义股票收益：

$$R_t^\Sigma = \frac{DIV_t + \Psi_t}{\Psi_{t-1}} \times \Sigma_t \quad (8)$$

其中 Σ_t 是纽约证券交易所的回报冲击。

$$\ln \Sigma_t = \rho_\Sigma \ln \Sigma_{t-1} + \sigma_\Sigma \epsilon_t^\Sigma \quad (9)$$

其中 $\epsilon_t^\Sigma \sim N(0,1)$ 。式 (7) - (9) 在 DSGE 模型中实现了资产定价与经济基本面的有机结合。式 (7) 中的贴现率等于短期利率 (R^s) 加上风险溢价 (ϱ)，而股息 DIV 来自零售企业 (D) 和金融中介 (D^{FI})。由于批发公司和生产最终产品的企业面临激烈的市场竞争，其利润几乎为零。DDM 模型特别适用于纽约证券交易所综合指数，因为它涵盖了传统行业（如制造业和银行业）中的大型知名公司。

相比之下，纳斯达克综合指数的特点在于其高科技、高增长的股票，这些股票同时也伴随着高风险。我们可以根据资本资产定价模型 (CAPM)，利用系统性风险 (β_Σ) 将纳斯达克指数的收益率与纽约证券交易所的收益率联系起来，具体公式为：

$$R_t^\Theta - R_t^s = \beta_\Sigma (R_t^\Sigma - R_t^s) \times \Xi_t, \text{ 其中 } \Xi_t \text{ 是纳斯达克的回报冲击} \quad (10)$$

$$\ln \Xi_t = \rho_{\Xi} \ln \Xi_{t-1} + \sigma_{\Xi} \epsilon_t^{\Xi}, \text{ 其中 } \epsilon_t^{\Xi} \sim N(0,1) \quad (11)$$

式（7）-（11）共同构成了纳斯达克与纽约证券交易所的资产定价（Asset Pricing, AP）部分，此部分将经济基本面与股票市场的动态变化紧密地联系起来。因此，DSGE-AP 模型实际上由 11 个方程所组成，其中 6 个方程描述了经济的基本面，而另外 5 个方程则专注于资产定价。模型中的大多数参数均可依据相关文献（如 β 和 ϕ ）或数据（如 β_0 和 ρ ）进行校准。关于参数及其校准值，请参见附录 A 中的表 A3。对于扩展模型中新引入的参数，我们将采用贝叶斯方法进行估计。

（三）数据和估计方法

本文中 DSGE-AP 模型主要采用贝叶斯方法进行估计，采用的数据是 1974 年第一季度到 2024 年第二季度的实际 GDP、通货膨胀、短期利率（传统货币政策）、长期债券持仓量（非传统货币政策）、纽交所指数实际回报率、纳斯达克指数实际回报率。为确保与对数线性模型的一致性，我们对这些变量的观测值进行了预处理，包括对实际 GDP 数据的 HP 滤波处理，对长期债券持仓量进行对数变换去趋势处理，对通货膨胀、短期利率、股票回报率以偏离稳定状态的百分比进行表示。

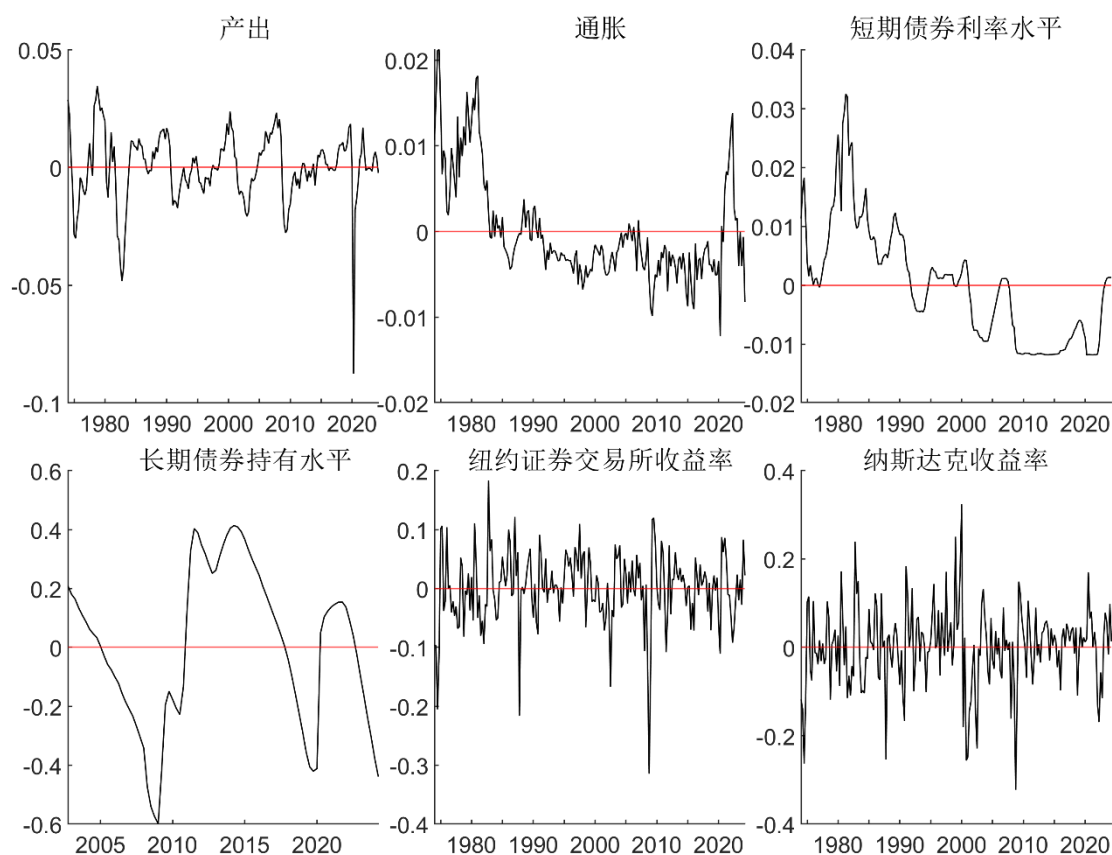


图 4 观测变量的去趋势数据

在 DSGE 模型有关文献中，贝叶斯方法通常用于估计结构性参数，主要因为该方法具有以下几个优点（Smets & Wouters, 2007）：首先，与最大似然法不同，贝叶斯方法允许在估计过程中纳入关于参数的先验信息或信念。这一特点在 DSGE 模型中尤为重要，因为已有的经济理论和实证研究为参数估计提供了有价值的洞见，特别是在数据有限或噪音较多的情况下，先验信息能够为估计过程提供有力的指引（Fernández-Villaverde & Guerrón-Quintana, 2020）。其次，DSGE 模型往往复杂，涉及大量参数和结构性假设。贝叶斯方法能够在数据更新后对参数的可信度进行更新，从而更好地应对模型的不确定性。这种灵活性对于进行稳健的估计和推断至关重要（Geweke, 1999）。第三，部分宏观经济数据集（如长期债券持仓）样本量较小且观察值不平衡。由于贝叶斯方法在估计过程中纳入了卡尔曼滤波器，这使得它在处理此类问题时具有特别的优势（Harvey, 1990）。

三、模型求解与参数校准

（一）贝叶斯估计

在估计过程中，本文首先进行了识别强度分析，以评估模型参数的识别程度。渐近信息矩阵（又称 Fisher 信息矩阵）是一种统计测度，可用于衡量数据为模型参数提供了多少信息。从数学定义上看，它是指对数似然函数关于参数的二阶导数（Hessian）的期望值。该分析对于理解参数估计的可靠性并确保模型能够准确估计具有至关重要的作用。

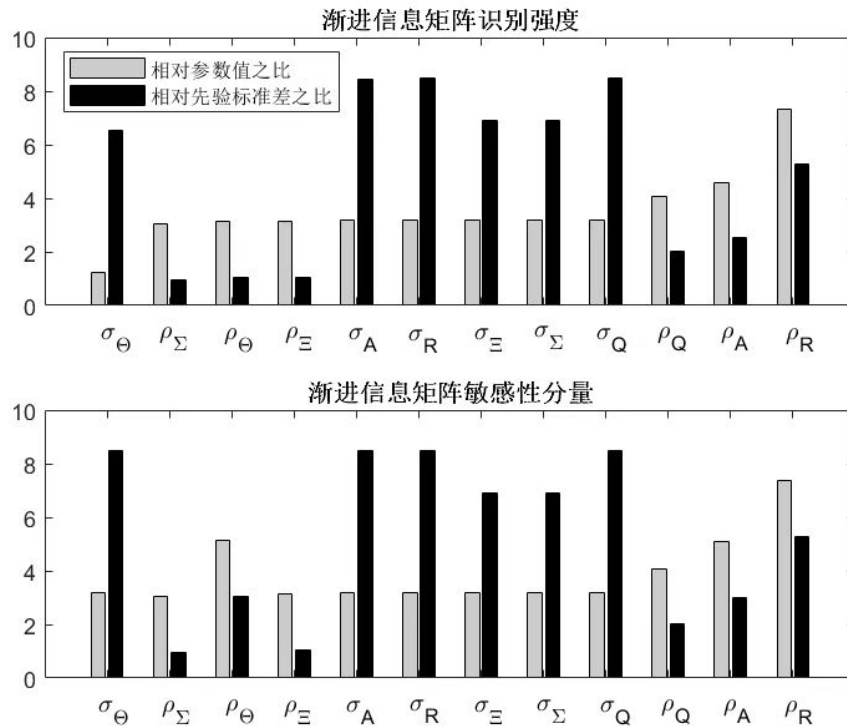


图 5 估计参数的识别分析

图 5 展示了基于渐近信息矩阵估计的参数识别强度和敏感性分量，分别衡量了参数估计的可靠性和似然函数对参数微小变化的敏感性。参数包括非股票市场冲击的自回归系数（图中的 ρ ）以及反映股票市场与宏观经济波动的参数（图中的 σ ）。这些测度是相对于参数值和先验标准差计算的。当测度值大于 1 时，意味着参数得到了较好的识别（Iskrev, 2010）。为进一步验证参数的识别性，我们还进行了频谱识别测试（Qu and Tkachenko, 2012）和基于雅各比矩阵的矩识别测试（Iskrev, 2010）。这些额外的测试确认了参数的识别性，从而证明了估计结果的稳健性。

在贝叶斯方法下，我们对 DSGE-AP 模型的关键参数进行估计，并对结果进行讨论。发现：非股市冲击的自回归系数（ ρ_s ）均大于 0.5，这意味着这些冲击具有较高的持续性，这一现象可归因于经济中的价格刚性（即名义摩擦）。这种刚性使得价格调整较为缓慢，从而导致冲击的效应在较长时间内持续存在。相比之下，股市冲击的预期并不具有高度的持续性，这可能是因为没有名义摩擦阻止股价进行调整，这一点可以通过 ρ_Σ 和 ρ_Ξ 相对较小后验均值来证明。同时，股市的波动性（ σ_s ）大于生产率/产出（ σ_A ）的波动性。这一发现与经典的商业周期特征一致，正如 Hiebert（2018）所指出的，股市通常表现出较高波动性，而生产率和产出波动性相对较低。这样的结果进一步验证了模型在解释经济和金融市场动态中的有效性。

表 2 参数的先验和后验估计⁵

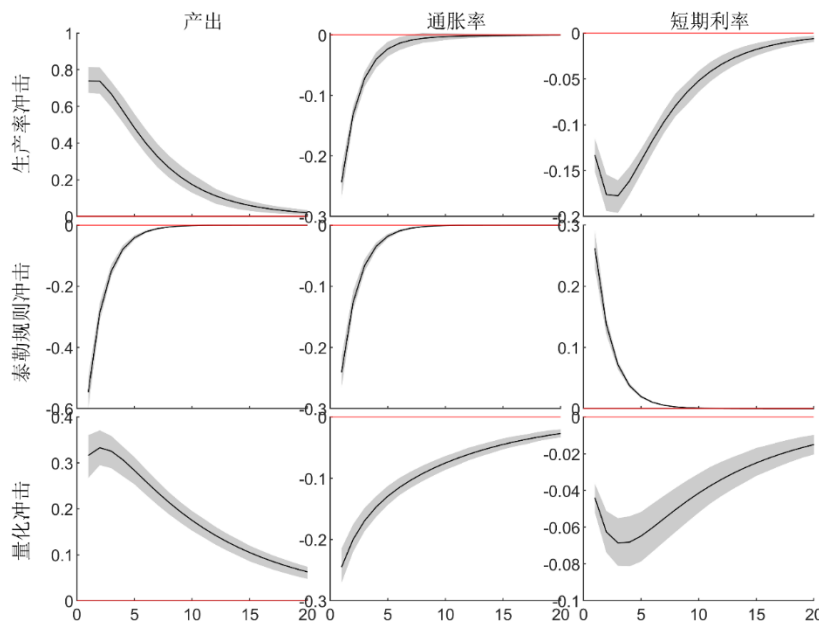
参数	先验	先验均值	先验标准差	后验均值	最大后验密度区间	
ρ_A	beta	0.8	0.1	0.800	0.772	0.830
ρ_Q	beta	0.8	0.1	0.903	0.893	0.914
ρ_R	beta	0.8	0.1	0.790	0.768	0.812
ρ_Θ	beta	0.8	0.1	0.583	0.552	0.618
ρ_Σ	beta	0.8	0.1	0.396	0.294	0.482
ρ_Ξ	beta	0.8	0.1	0.368	0.271	0.468
σ_A	invg	0.01	2	0.016	0.014	0.017
σ_Q	invg	0.01	2	0.089	0.080	0.100
σ_R	invg	0.01	2	0.004	0.004	0.004
σ_Θ	invg	0.01	2	0.108	0.098	0.118
σ_Σ	invg	0.05	2	0.063	0.058	0.068
σ_Ξ	invg	0.05	2	0.055	0.051	0.059

在表 2 中列出了用过贝叶斯方法对 DSGE-AP 模型的关键参数的估计值。可以看出，非股票市场冲击的自回归系数均大于 0.5，意味着由于经济中存在价格粘性，这些冲击具有很强的持续性。相比之下，由于不存在阻碍股票价格调整的“粘性”，股市的冲击则不会有特别强的持续性。这也可以通过 ρ_Σ 和 ρ_Ξ 很小的后验均值得到验证。另一方面，股票市场中的波动率（ σ_s ）大于生产率/产出的波动率（ σ_A ），这再次验证了商业周期的典型特征（Hiebert et al., 2018）。

（二）脉冲响应贝叶斯估计

通过使用后验均值作为参数设定，我们对 DSGE-AP 模型进行了模拟分析，以探究经济和股市如何对经济冲击（ $\epsilon^A, \epsilon^R, \epsilon^Q, \epsilon^\Theta$ ）和股市冲击（ $\epsilon^\Sigma, \epsilon^\Xi$ ）做出反应。首先，我们重点分析了经济变量对这些冲击的反应。这是因为货币经济学文献中已经对经济变量对各类冲击的反应特征进行了广泛而详细的记录，因此，聚焦经济变量不仅有助于理解模型的表现，也能为验证模型的合理性提供参考依据。

⁵ 注：后验估计采用的是 Metropolis-Hastings 算法。这里使用了两条独立的马尔科夫链来检查收敛性。这两条链的接受率分别为 18.58%和 19.44%。每条链的总抽样次数为 10,000 次，其中 50%为弃置期样本（即每条链保留 5,000 次抽样）。记录的数据密度对数为-2841.64（经修正的调和平均数）。

图6 关键经济变量对经济冲击的贝叶斯脉冲响应函数⁶

如图6第一行所示，在我们的模拟分析中，正向的生产力冲击（ ϵ^A ）能够在促进产出增加的同时降低通货膨胀和短期利率，这与传统DSGE模型的结果一致（Sims et al., 2023）。这一现象也可通过经典的AS-AD模型进行解释：在下图7中，生产力的提升会使供给曲线（菲利普斯曲线）外移，从而使均衡点从0移动到1，此时通货膨胀下降，而产出增加。负通胀缺口（ $\pi_1 - \pi^* < 0$ ）和正产出缺口（ $y_1 - y^* > 0$ ）通过泰勒规则对短期利率产生相反的影响，但由于通胀系数大于产出系数（ $\varphi_\pi > \varphi_y$ ），这意味着通胀效应占据主导地位。因此，短期利率总体上呈现出先下降再略微回升的驼峰形态的趋势。

图6第二行展示了正向的泰勒规则冲击（ ϵ^R ），即利率上调时对经济的影响。模拟结果表明，利率上调会导致短期利率上升，同时降低通胀和产出。如图7所示，这些效应源自需求端的变化：更高的利率意味着家庭部门的消费和企业部门的投资因为融资成本的上升而减少，从而导致总需求曲线（IS曲线）向内移动。在新的均衡点2，产出和通胀均出现下降。这个结果符合传统宏观经济理论，即利率上升通过压抑需求来抑制通胀，但同时也会导致经济增速放缓。

图6第三行展示了正向量化宽松冲击（ ϵ^Q ）的影响。此类冲击表现为中央银行通过购买长期债券，导致经济中的杠杆率上升。与金融危机前未纳入量化宽松特征的模型相比，我们的模型反映出，量化宽松对产出有正向影响，但其影响程度（峰值时约为0.3%）仅为传统货币政策影响程度的一半（峰值时约为0.6%）。如图7所示，在更强的量化宽松政策下，IS曲线（1）和菲利普斯曲线（2）均向外移动，使得均衡点移至点3。从理论上讲，量化宽松对通胀的影响是不确定的，但在我们的模型估算中，通胀从 π^* 下降至 π_3 ，产生了负通胀缺口（ $\pi_3 - \pi^* < 0$ ）。这个负通胀缺口通过泰勒规则进一步导致短期利率下降。这说明尽管量化宽松能够促进产出增长，但其对通胀的抑制作用可能会反过来影响短期利率的走势，整体上体现出量化宽松操作的复杂性和效果的多样性。

⁶ 注：阴影区域是由Metropolis-Hastings算法生成的最大后验密度区间（90%）。纵轴表示正向冲击后相对于稳态的偏差（以百分点表示），冲击的大小=一个标准差，后文相同。

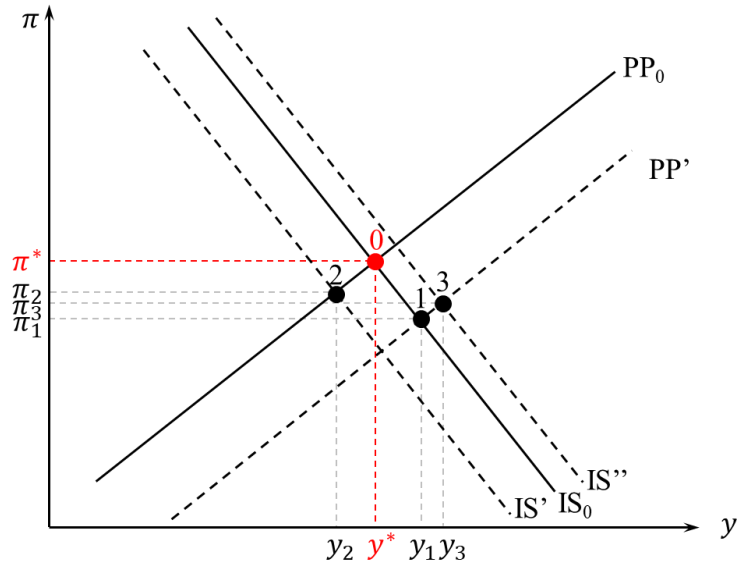


图 7 生产力、泰勒规则、量化货币政策的冲击

综上，DSGE-AP 模型在对关键宏观经济变量的冲击反应方面展现出了理想的货币经济模型特性。此外，该模型能够很好地适应全球金融危机前后宏观经济的不同状态，体现了其在捕捉经济动态方面的有效性和灵活性。基于这些经济基本面要素，接下来将在下图 9 和图 10 中展示股票市场变量（如纽交所指数与回报率、纳斯达克回报率等）在面对正向生产力冲击和信贷冲击等时的反应情况。这些分析将进一步揭示股市如何与宏观经济变量互动，和这些冲击对股票市场波动的具体影响。

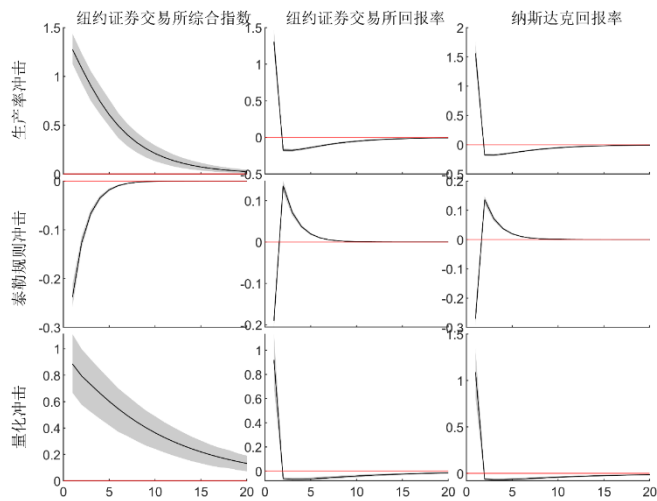


图 8 股票市场变量对经济冲击的贝叶斯脉冲响应函数

图 8 的第一行展示了股票市场正向生产力冲击 (ϵ^A) 的反应。首先，根据股息贴现模型 (DDM) (方程 7)，该冲击通过两种机制推动纽交所股票价格上升：一方面，生产力冲击增加了零售企业 (D) 和金融中介 (D^{FI}) 的利润或预期股息；另一方面，正如图 6 右上角所示，生产力冲击导致贴现率 (R^S) 下降，进一步推动股价上升。其次，生产力冲击在初期正向影响股票回报率，随后回报率出现过度的负向调整，最终回到均衡水平。这种过度调整的现象是股市中常见的特征，Caballero 和 Simsek (2024) 对此进行了详细讨论。第三，根据资本资产定价模型 (CAPM) (方程 10)，正向生产力冲击对纳斯达克指数回报率的影响幅度大于纽交所指数。这可以通过纳斯达克指数的系统风险 (β_{Σ}) 来解释，历史数据显示其约为 1.178，意味着其波动性显著高于纽交所上市股票组成的市场组合。因此，纽交所市场的波动性在纳斯达克市场中被放大了约 17.8%。这反映出纳斯达克市场对经济冲击更加敏感，波动性更大，表现出

高风险高回报的市场特性。

图9展示了股市变量对信贷冲击(ϵ^{θ})、纽交所市场回报率冲击(ϵ^{Σ})和纳斯达克市场回报率冲击(ϵ^{Ξ})的反应。图中第一行显示，正向信贷冲击会导致股票价格和回报率下降。这一现象的原因在于，信贷市场产生的额外流动性推动长期债券价格上升，同时导致债券回报率下降。在无风险套利条件下，这些变化传导至股市和其他资产市场，导致股票价格和回报率的下降。此外，在冲击的后期，两个股票市场都出现了过度调整的现象，即市场在复苏过程中往往伴随着较大的波动。图9的第二行和第三行分别展示了纽交所市场回报率冲击(ϵ^{Σ})和纳斯达克市场回报率冲击(ϵ^{Ξ})对市场走势的影响。具体来看，纽交所市场回报率的冲击不仅影响纽交所市场，还影响了纳斯达克市场的走势，表现出一定的市场联动性。而纳斯达克市场回报率的冲击则主要影响纳斯达克市场自身，对纽交所市场没有显著影响。如果在现有的DSGE-AP模型中引入从纳斯达克到纽交所以及从股市到整体经济的反向溢出效应，脉冲响应函数将更加复杂。更复杂的模型可以允许这些反向溢出效应和行为机制的存在，从而可能强化这些市场间的联动特征，进一步揭示股市与经济之间的互动关系。

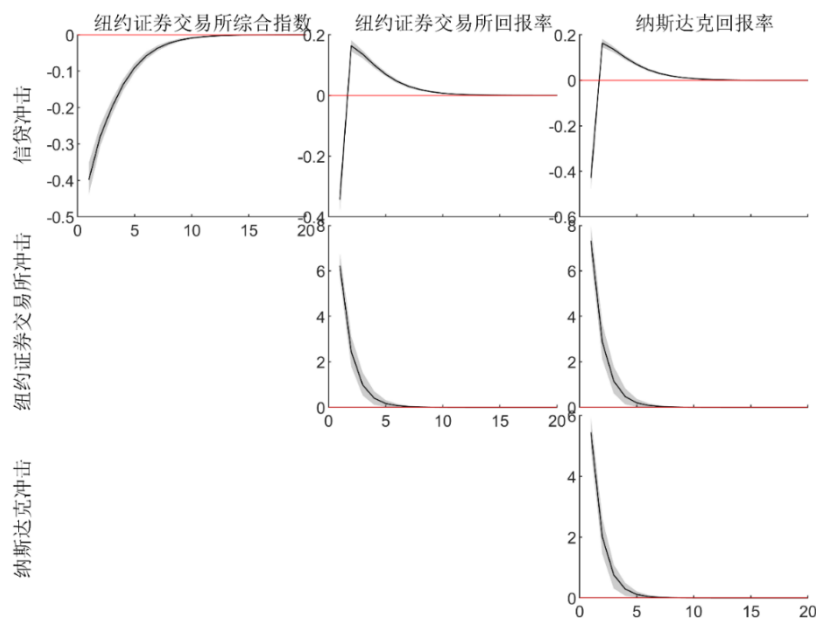


图9 股市变量对金融冲击的贝叶斯脉冲响应函数

综上所述，通过对脉冲响应的分析，我们可以得出关于股票市场波动的两个核心结论：第一，经济基本面的波动能够传导至股票市场，而纽交所市场的冲击也会对纳斯达克市场产生溢出效应。因此，纳斯达克市场的波动和泡沫现象可能来源于经济基本面以及其他股票市场的冲击，我们将这一发现命名为“连通性假设”。第二，经济体系中的复杂动态和名义价格摩擦可能导致股票市场的过度调整行为，进而引发市场的正向或负向的过度反应，即强劲复苏或股价崩盘。我们将这一发现命名为“超调假设”。以上假设均得到了本文基于DSGE-AP模型的实证支持。

(三) 方差分解

上述两假设仅对不同类冲击的定性特征做出了描述。为了更加深入探究不同冲击的量化影响，本文进一步采用了基于估计模型模拟的方差分解方法进行分析。图11展示了六种冲击对选定变量方差的相对贡献度。为便于分析，我们将这些变量分为三类：第一类包括四个数量型变量(y, c, c^b, l)。这些变量的波动主要由信贷冲击(ϵ^{θ})和量化货币政策冲击(ϵ^Q)驱动。第二类包括三个价格型变量(w, R^s, R^b, p^{Σ})，其波动的主导因素是泰勒规则冲击(ϵ^R)和信贷冲击(ϵ^{θ})。这表明，无论是常规的还是非常规的货币政策，都在价格调控方面具有显著效果。第三类是股票回报率变量(R^{Σ}, R^{Ξ})。分析显示，纽交所和纳斯达克市场回报率的波动主要受到纽交所市场回报冲击(ϵ^{Σ})的驱动。这种方差分解结果进一步量化了不同类型冲击对经济和金融变量的影响，揭示了各类冲击在驱动市场波动中的相对重要性。通过这些分析，我们能

够更清晰地理解各类冲击对不同经济变量的作用机制，从而为经济政策的制定提供更为精确的依据。

通过进一步分析纳斯达克市场回报率可以发现，导致其偏离均衡路径的三个主要因素为：生产力冲击（ ϵ^A ）、股市回报冲击（ $\epsilon^\Sigma, \epsilon^\Xi$ ），以及货币政策冲击（ $\epsilon^R, \epsilon^Q, \epsilon^\Theta$ ）。我们可以将这三种冲击分别解释为以下三种泡沫产生的机制：

1. 难以持续的技术炒作：生产力冲击（ ϵ^A ）往往与市场对新技术的过度乐观预期相关，推动股价迅速上涨，但这种上涨难以维持，容易形成泡沫。2. 异常的市场情绪：股市回报冲击（ $\epsilon^\Sigma, \epsilon^\Xi$ ）反映了投资者非理性市场情绪，如过度乐观或悲观，导致市场出现剧烈波动和价格的过度调整，这也是泡沫形成的一个重要因素。3. 意外的信贷扩张：货币政策冲击（ $\epsilon^R, \epsilon^Q, \epsilon^\Theta$ ）则与信贷市场的意外扩张相关，流动性过剩可能推高资产价格，特别是在信贷条件宽松环境下，容易催生资产泡沫。这三种机制共同作用，解释了纳斯达克市场回报率的波动，并揭示了泡沫形成的复杂性及其潜在风险。这三种因素相互叠加，不仅促成了纳斯达克市场的繁荣，也埋下了市场潜在风险的种子，使得泡沫的形成和破裂更具复杂性和不可预测性。

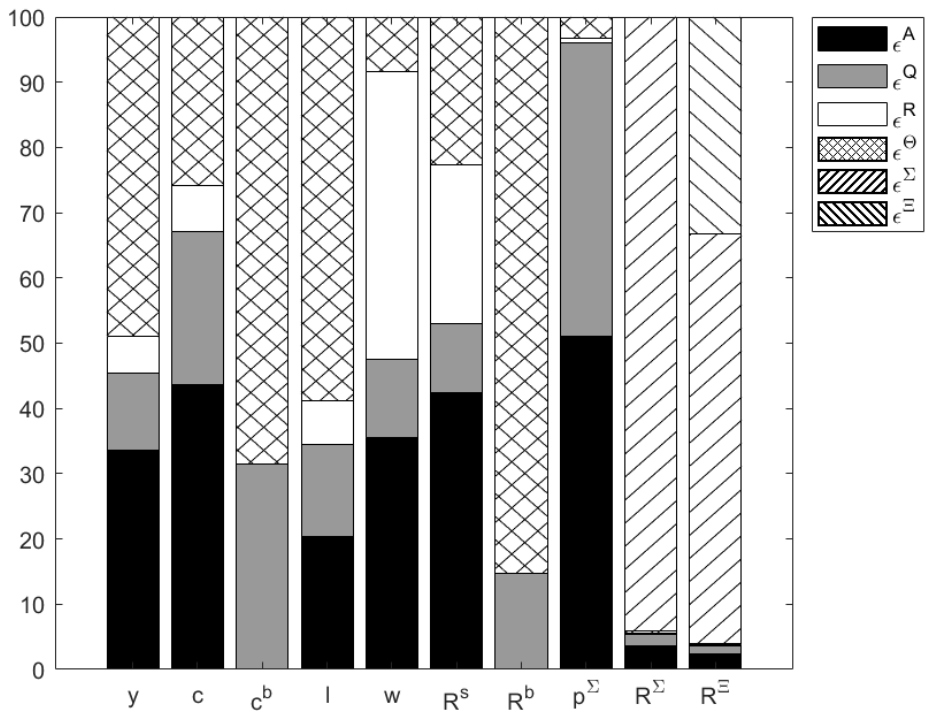


图 10 关键变量的方差分解

（四）冲击分解

方差分解虽然揭示了不同类型冲击对整体波动性的相对重要性，但无法提供针对特定情景的深入分析。因此，为了更全面地理解纳斯达克市场历史和当前泡沫现象的本质，我们在下图 11 中进一步按照冲击类型对纳斯达克市场回报率的波动性进行了详细分解。通过这种分解方法，我们可以更加精确地分析不同冲击在不同时期对市场波动的具体贡献。基于过去 50 年的冲击分解数据，本节将对纳斯达克市场自 1971 年成立以来所经历的主要繁荣与萧条期进行深入探讨。

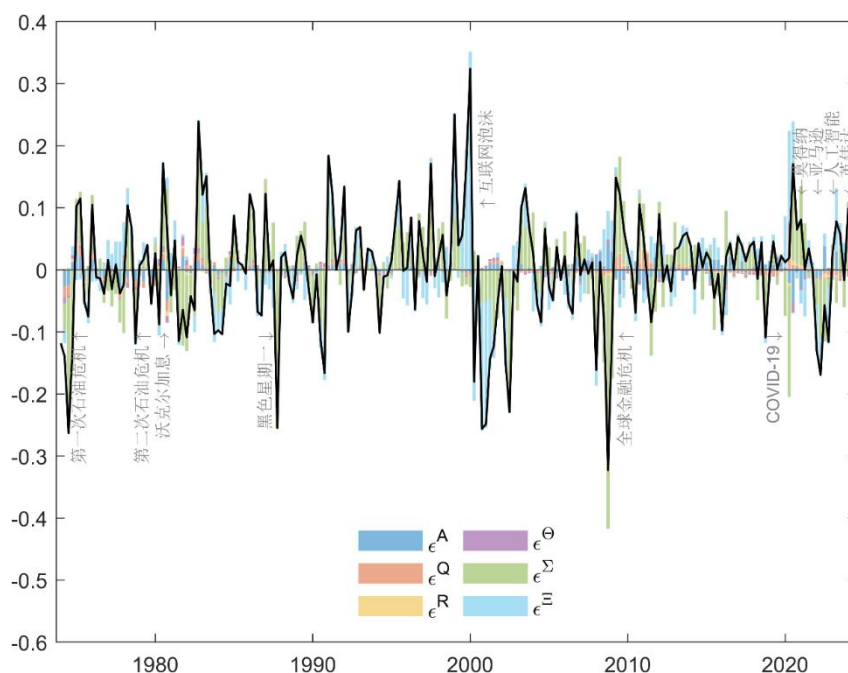


图 11 纳斯达克指数回报的冲击分解

20 世纪 70 年代：纳斯达克市场刚刚建立不久，便经历了 1973 年爆发的第一次石油危机。这场危机引发了全球范围内的经济动荡，纳斯达克市场也未能幸免。由于投资者对高企的能源和生产成本的担忧，市场出现了崩盘，这一过程在下图 12 中表现为一系列负面的生产力冲击（ ϵ^A ）和回报冲击（ ϵ^Σ ）。这些冲击直接反映了当时经济的不确定性对市场的负面影响。到 70 年代后期，纽交所和纳斯达克市场的冲击（ $\epsilon^\Sigma, \epsilon^\Xi$ ）开始呈现出不同的方向。这主要是因为纳斯达克上市的高科技公司（如 IBM 和英特尔）对能源价格的敏感度相对较低，而这些企业与纽交所上市的传统企业相比，能够更好地抵御能源价格波动的影响。在这一背景下，纳斯达克市场经历了与纽交所不同的波动。尤其是在 70 年代末期，纳斯达克中上市的第一代高科技企业如 IBM、英特尔等，曾短暂创造出一个市场泡沫。然而，这个泡沫很快在第二次石油危机的爆发中破灭。高企的能源价格和经济不确定性再次冲击了市场，导致股价急剧下跌。这一时期，经济基本面的冲击对纳斯达克市场产生了显著影响，这为连通性假设的成立提供了强有力的证据，即不同市场和经济变量之间存在密切的联系和相互作用。

20 世纪 80 年代：由石油危机引发的高通胀迫使美联储在 20 世纪 80 年代初采取了大幅加息的措施。在保罗·沃尔克担任美联储主席期间，政策利率（ R^S ）在 1981 年一度攀升至 17.79%。这一阶段的利率冲击（ ϵ^R ）在戳破市场中正在生成的泡沫方面起到了至关重要的作用，同时也导致市场在 1980 年代前半段弥漫着负面情绪（ ϵ^Σ ）。这一时期的高利率环境抑制了投资和消费，市场情绪普遍低迷，许多企业面临融资困境，股市表现不佳。然而，在该时期的后半段，市场情绪开始出现波动，负面情绪（负向 ϵ^Σ ）和乐观情绪（正向 ϵ^Ξ ）交替出现。特别是里根政府时期推行的银行业去监管化政策带来了正向的信贷冲击（ ϵ^Θ ），为市场创造了良好的投资环境，进一步推动了股市的复苏和增长。然而，这种乐观情绪并未持续太久，一个重大的市场崩盘事件——1987 年 10 月 19 日的“黑色星期一”——成为这一时期的标志性事件。这次崩盘体现了市场脆弱性和情绪波动对股市的剧烈影响。“黑色星期一”的崩盘事件通过纽交所冲击（ ϵ^Σ ）对纳斯达克回报产生了显著影响，进一步为连通性假设提供了支持。这表明，不同市场之间存在明显的联动效应，特别是在重大经济或金融事件发生时，纽交所和纳斯达克市场的互动关系尤为紧密。这些联动效应揭示了市场在面临外部冲击时的复杂反应机制，并强调了在制定政策时需要考虑市场间的相互影响。

20 世纪 90 年代：信息科技和电子商务的迅猛发展使纳斯达克市场成为投资者的首选。这一时期见证了微软、亚马逊和雅虎等科技巨头的崛起，互联网及相关技术的广泛普及激发了多轮投资热潮（ $\epsilon^\Sigma, \epsilon^\Xi$ ），推动了股市的快速增长。这种乐观的市场情绪和对新兴科技的狂热追捧，最终在 1990 年代后

期催生了互联网泡沫。根据 GSADF 检验结果，该泡沫大约从 1995 年开始逐渐形成，并在 90 年代末期达到临界水平，标志着市场的极度繁荣与高风险并存。图 11 中的数据也显示出泡沫在这些时间节点的形成和扩展。这一时期的市场波动不仅反映了科技公司的高速发展带来的机遇，还揭示了投资者在面对新技术时的非理性行为。这种市场行为最终导致了 2000 年互联网泡沫的破裂，对全球股市产生了深远影响。

21 世纪 00 年代：21 世纪初，互联网泡沫的破裂导致纳斯达克综合指数大幅下跌，从峰值到谷底下跌了近 78%。这一时期的市场崩溃标志着互联网时代的狂热投资情绪的终结。随着泡沫破裂，投资者损失惨重，纳斯达克市场在 2002 年触底。然而，随着新兴数字科技（如 iPhone）的推出和互联网应用（如谷歌）的崛起，纳斯达克市场在接下来的几年中经历了一段显著的恢复和增长时期。然而，2007-2008 年房地产泡沫的破裂引发了全球金融危机，再次导致市场的剧烈波动和下滑。尽管如此，纳斯达克市场得益于美联储在金融危机爆发后迅速实施的扩张性货币政策，包括低利率（ ϵ^R ）和量化宽松（ ϵ^Q ）的结合，使其在危机后的恢复速度相对较快。这种政策环境为市场注入了大量流动性，推动了科技股的复苏。这一十年间，纳斯达克市场的过度波动为“超调假说”提供了有力的证据支持。市场的反应不仅展示了对宏观经济冲击的敏感性，还反映出在极端经济条件下，市场的复苏和调整往往会经历过度反应的过程。这种过度波动进一步说明了市场情绪和流动性在股票价格波动中的关键作用，也突显了政策干预对市场稳定性的影响。

21 世纪 10 年代：纳斯达克市场从全球金融危机的阴影中走出，迎来了前所未有的增长。这一时期，社交媒体、综合数字电商平台、生物科技以及电动汽车等行业的兴起，成为推动纳斯达克指数持续上升的主要动力。随着这些新兴行业的快速发展，纳斯达克市场吸引了大量投资者的关注，科技股的表现尤为抢眼。这一增长背后的关键因素之一是持续的低利率环境（ ϵ^R ），以及充足的流动性（ $\epsilon^Q, \epsilon^\Theta$ ），为市场中的高科技企业提供了低成本的融资渠道。这些条件不仅使企业能够更积极地进行创新和扩展，也推动了整体生产力水平的提升（ ϵ^A ）。在这样的宏观经济背景下，纳斯达克市场成为全球科技创新的中心，企业在资本市场上获得了巨大的支持，从而进一步推动了市场的繁荣。这种有利的金融环境与科技行业的高速发展相结合，使得纳斯达克市场在 21 世纪 10 年代经历了持续且显著的增长，标志着科技创新与资本市场之间的强大联动性。

21 世纪 20 年代至今：纳斯达克市场经历了显著的波动与复苏。新冠疫情爆发初期，市场受到回报冲击（ ϵ^Ξ ）与生产力冲击（ ϵ^A ）的双重打击，导致指数急剧下跌。然而，美联储迅速采取了应对措施，通过调整货币政策（ ϵ^R ）和实施大规模量化宽松（ ϵ^Q ）为经济提供了有力支撑。这些政策帮助稳定了市场情绪，并为企业提供了必要的流动性。在疫情期间，生物科技公司如莫德纳，以及远程办公和电子商务领域的公司如 Zoom 和亚马逊，业绩大幅上涨，成为市场反弹的主要推动力。纳斯达克市场得益于这些行业的逆周期繁荣，迅速反弹并实现了强劲增长。此外，2022 年 11 月，OpenAI 发布的 ChatGPT 引发了新一轮人工智能投资热潮。微软、谷歌、英伟达等领域内的大型科技公司从中受益，进一步推动了纳斯达克市场的繁荣。尽管美联储在 2022 年开始实施量化紧缩货币政策（ ϵ^Q ），以遏制潜在的市场泡沫，但纳斯达克市场的泡沫现象仍然存在。这种情况表明，尽管货币政策对市场有一定的抑制作用，但在技术创新和投资热潮的推动下，市场的活跃度和泡沫的形成仍难以完全控制。

因此，我们可以发现 2020 年以来的纳斯达克资产泡沫是技术炒作（如制药、电子商务、人工智能）、股市过度乐观的投资情绪，以及新冠疫情期间扩张性货币政策的遗留问题这三个因素共同导致的结果。鉴于纳斯达克市场在经历了一系列技术炒作之后已达到一个临界阈值，市场情绪的任何剧烈波动都可能触发泡沫的连锁反应或导致市场崩盘。本轮纳斯达克指数泡沫是否发生大幅调整，将取决于美联储何时改变货币政策，技术进步能否跟上泡沫扩张的速度，以及实体经济对科技创新的应用能否跟上市场对科技创新的预期和实质性提升劳动生产率。唯有当创新的速度能够与市场期望的热度保持同步，实体经济应用科技创新规模化和实质性提升劳动生产率时，方能有效避免泡沫的破裂。

四、结论

随着全球金融市场的复杂性和联动性不断增强，如何有效应对市场波动、防范资产泡沫，将成为各国

政府和金融监管机构面临的长期挑战。本文将动态随机一般均衡（DSGE）模型与资产定价方程有机结合，构建了一个以理性预期为核心的 DSGE-AP 模型，并结合 GSADF 检验法分析了纳斯达克指数的资产泡沫现象。研究表明：首先，在 95% 临界值的判断标准下，纳斯达克指数自 2020 年以来确实出现了显著的资产泡沫，GSADF 值达到 1.21，高于 2007 年的房地产泡沫。其次，DSGE-AP 模型理论分析的结果表明纳斯达克市场泡沫的形成主要是由持续的技术炒作，异常的市场情绪，意外的信贷扩张三者混合导致的。最后，本轮纳斯达克指数泡沫是否会崩溃，将取决于美联储何时改变货币政策并影响流动性，技术进步能否跟上泡沫扩张的速度，以及非科技企业能否大规模投资和运用 GPT 技术推动实体经济增长避免美国经济衰退。唯有当创新的速度能够与市场期望的热度保持同步时，美国经济能“软着陆”和流动性仍然宽松才能有效避免本轮资产泡沫破裂。

根据本文的研究结论，我们可以得出以下政策建议：

首先，在科技创新崛起之时就要加强对股市技术炒作的监管和市场引导。在技术进步加速的背景下，投资者往往对新兴技术（如人工智能、区块链等）抱有高度乐观的预期，进而引发市场的过度投机行为。这种投机行为容易导致技术泡沫的形成。因此，监管机构应加强对市场的监控，尤其是针对科技类股票的非理性涨幅，及时发布风险警示，引导市场回归理性。具体措施包括：加强信息披露，要求高科技公司在发布与新技术相关的消息时，提供充分的背景信息和风险提示，防止投资者因片面信息做出不理性决策；设立专项审查机制，对涉及重大科技创新的上市公司进行严格审核，确保其技术进展和市场价值相符，避免因过度炒作导致市场失衡；加强对投资者的金融知识普及，尤其是在新兴技术投资领域，提升投资者的风险意识，帮助他们理性看待科技创新带来的市场波动。

第二，实时灵活调整货币政策，防范信贷扩张引发的股市泡沫风险。在扩张性货币政策下，市场流动性过剩可能导致资产价格快速上涨，形成资产泡沫。虽然扩张性货币政策在疫情等特殊时期起到了稳定经济的作用，但其长期效应可能引发信贷扩张和资产泡沫。因此，央行应审慎把握货币政策的方向和力度，适时调整利率和市场流动性，防范因过度宽松的信贷环境引发的市场风险。具体措施包括：实施渐进式收紧货币政策，在经济复苏基础较为稳固时，逐步提高利率水平，减少市场中的流动性过剩，抑制资产泡沫的进一步膨胀；制定明确的宽松货币政策退出计划，确保市场有充分时间调整，避免突然的流动性收缩导致市场剧烈波动；加强信贷管理，通过调整银行的资本充足率要求和贷款标准，限制过度信贷扩张，防止资金大量流入高风险领域。

第三，纳斯达克股市波动对我国资本市场而言是一个外部冲击，需要加强实时对美国纳斯达克股市波动和风险的跟踪和监控，避免和化解外部冲击风险。我们认为纳斯达克股市已存在 GPT 科技泡沫。泡沫的原因是市场存在对 GPT 过热预期和炒作，实体经济运用 AI-GPT 落后于市场 AI-GPT 预期，GPT 过热预期缺乏支撑，疫情下的宽松财政政策和货币政策支持了股市流动性，美国经济较强增长，疫情补贴下居民现金增加资金入市和产业政策拉动外资流入支持股市。这些条件支持低利率低风险溢价的市场环境，鼓励美国股市积累了大量低风险/投机头寸。我们进一步观察到目前美国高利率已经对流动性产生压力，居民资金入市已经到头，外资流入已经减缓，美国经济出现可能衰退征兆，美国 GPT 科技发展已经放慢，实体经济运用 GPT 科技落后市场预期。因此，美国纳斯达克股市存在较大规模调整的可能。我们需要在加强检测的同时做好防范溢出效应的预案，有效防范金融风险。

第四，推动多层次资本市场建设，分散市场风险。纳斯达克股市对高风险、高收益企业的高度集中也加剧了整体市场的潜在波动性风险。为分散风险促进市场长期健康发展，有必要推动多层次资本市场建设，形成更加完善的市场结构。具体措施包括：发展多层次资本市场。推动主板市场、中小企业板、新三板、科创板等多层次资本市场的协调发展，提供多样化融资渠道，满足不同类型企业的需求；提升市场透明度，加强信息披露和市场监管，提升资本市场的透明度，保护中小投资者的权益，增强市场的整体抗风险能力；鼓励多元化投资，通过政策引导和金融工具创新，鼓励投资者进行多元化投资，降低对单一市场或行业的依赖，分散投资风险。

第五，强化国际金融合作，共同应对全球金融市场波动。在全球化的背景下，纳斯达克市场的波动不

仅会对美国经济产生影响，也会对全球金融市场产生不可忽视的重大冲击。因此，强化国际金融合作，建立健全国际金融风险防范机制，对于应对全球金融市场的波动至关重要。具体措施包括：建立跨国监管协调机制，通过国际金融组织和双边、多边合作机制，加强各国央行和金融监管机构之间的协调与合作，及时共享市场信息，共同应对全球金融风险；完善全球金融安全网，加强国际货币基金组织（IMF）等国际金融机构的作用，增强全球金融安全网的有效性，为全球金融市场提供稳定预期；推动全球资本市场规则协调，在全球范围内推动资本市场监管规则的协调统一，减少跨境投资的制度障碍，增强全球资本市场的稳定性和透明度。

参考文献

- [1] 陈国进,张贻军,王景.再售期权、通胀幻觉与中国股市泡沫的影响因素分析[J].经济研究,2009,44(05):106-117
- [2] 贺志芳,董天琪.中美股市投资者风险偏好的联动性研究——基于风险-收益关系视角[J].系统工程理论与实践,2023,43(09):2556-2569
- [3] 陆毅,董丰,王思卿,等.资产泡沫及其政策应对:一个文献综述[J/OL].世界经济,2024,(02):93-125[2024-08-27].
- [4] 孟宪春,张屹山,李天宇.中国经济“脱实向虚”背景下最优货币政策规则研究[J].世界经济,2019,42(05):27-48
- [5] 吴卫星,汪勇祥,梁衡义.过度自信、有限参与和资产价格泡沫[J].经济研究,2006,(04):115-127.
- [6] 杨威,冯璐,宋敏,等.锚定比率可以衡量股价高估吗?——基于崩盘风险视角的经验证据[J].管理世界,2020,36(01):167
- [7] 朱民,杨斯尧,巩冰.纳斯达克指数波动与风险分析: AI 技术革新与宏观经济的关联性影响[J].国际金融研究,2024,(06):30-39
- [8] Baghestanian S, Walker T B. Anchoring in experimental asset markets[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2015, 116: 15-25
- [9] Bailey A, Bridges J, Harrison R, et al. The Central Bank Balance Sheet As a Policy Tool: Lessons From the Bank of England's Experience[J]. Journal of Financial Services Research, 2024: 1-26
- [10] Basse T, Klein T, Vigne S A, et al. US stock prices and the dot. com-bubble: Can dividend policy rescue the efficient market hypothesis?[J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 67: 101892
- [11] Bhattarai S, Neely C J. An analysis of the literature on international unconventional monetary policy[J]. Journal of Economic Literature, 2022, 60(2): 527-597
- [12] Broer T. Securitization bubbles: Structured finance with disagreement about default risk[J]. Journal of Financial Economics, 2018, 127(3): 505-518
- [13] Caballero R J, Simsek A. Monetary policy and asset price overshooting: A rationale for the Wall/Main street disconnect[J]. The Journal of Finance, 2024, 79(3): 1719-1753
- [14] Cardamone D, Sims E, Wu J C. Wall street QE vs. main street lending[J]. European Economic Review, 2023, 156: 104475
- [15] Clain-Chamoset-Yvrard L, Raurich X, Seegmuller T. Rational housing demand bubble[J]. Economic Theory, 2024, 77(3): 699-746
- [16] Clarida R, Gali J, Gertler M. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective[J]. Journal of economic literature, 1999, 37(4): 1661-1707
- [17] DeFusco A A, Nathanson C G, Zwick E. Speculative dynamics of prices and volume[J]. Journal of Financial Economics, 2022, 146(1): 205-229
- [18] Demmler M, Fernández A O. Explosive behavior in historic NASDAQ market prices[J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2024, 71: 102095
- [19] Diba B T, Grossman H I. The theory of rational bubbles in stock prices[J]. The Economic Journal, 1988, 98(392): 746-754
- [20] Fernández-Villaverde J, Guerrón-Quintana P A. Uncertainty shocks and business cycle research[J]. Review of economic dynamics, 2020, 37: S118-S146
- [21] Galí J. Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework: XI, 203pp., Princeton University Press, Princeton, 2008
- [22] Geweke J. Using simulation methods for Bayesian econometric models: inference, development, and communication[J]. Econometric reviews, 1999, 18(1): 1-73
- [23] Gorton G, Metrick A. Getting up to speed on the financial crisis: a one-weekend-reader's guide[J]. Journal of Economic Literature, 2012, 50(1): 128-150
- [24] Gu C, Mattesini F, Monnet C, et al. Endogenous credit cycles[J]. Journal of Political Economy, 2013, 121(5): 940-965
- [25] Harvey A C. Forecasting, structural time series models and the Kalman filter[J]. 1990
- [26] Hiebert P, Jaccard I, Schuler Y. Contrasting financial and business cycles: Stylized facts and candidate explanations[J]. Journal of Financial Stability, 2018, 38: 72-80

- [27] Horváth L, Li H, Liu Z. How to identify the different phases of stock market bubbles statistically?[J]. *Finance Research Letters*, 2022, 46: 102366
- [28] Iskrev N. Local identification in DSGE models[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2010, 57(2): 189-202
- [29] Kai-Ineman D, Tversky A. Prospect theory: An analysis of decision under risk[J]. *Econometrica*, 1979, 47(2): 363-391
- [30] Laurent S, Shi S. Unit root test with high-frequency data[J]. *Econometric Theory*, 2022, 38(1): 113-171
- [31] Merkle C. Financial overconfidence over time: Foresight, hindsight, and insight of investors[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2017, 84: 68-87
- [32] Monschang V, Wilfling B. Sup-ADF-style bubble-detection methods under test[J]. *Empirical Economics*, 2021, 61: 145-172
- [33] Phillips P C B, Shi S. Real time monitoring of asset markets: Bubbles and crises[M]//*Handbook of statistics*. Elsevier, 2020, 42: 61-80
- [34] Phillips P C B, Shi S, Yu J. Testing for multiple bubbles: Historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500[J]. *International economic review*, 2015, 56(4): 1043-1078
- [35] Phillips P C B, Wu Y, Yu J. Explosive behavior in the 1990s Nasdaq: When did exuberance escalate asset values?[J]. *International economic review*, 2011, 52(1): 201-226
- [36] Qu Z, Tkachenko D. Identification and frequency domain quasi-maximum likelihood estimation of linearized dynamic stochastic general equilibrium models[J]. *Quantitative Economics*, 2012, 3(1): 95-132
- [37] Schmitt-Grohé S, Uribe M. Optimal simple and implementable monetary and fiscal rules[J]. *Journal of monetary Economics*, 2007, 54(6): 1702-1725
- [38] Shiller R J. Irrational exuberance: Revised and expanded third edition[J]. 2015
- [39] Sims E, Wu J C. Evaluating central banks' tool kit: Past, present, and future[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2021, 118: 135-160
- [40] Sims E, Wu J C, Zhang J. The four-equation new keynesian model[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2023, 105(4): 931-947
- [41] Skrobotov A. Testing for explosive bubbles: a review[J]. *Dependence Modeling*, 2023, 11(1): 20220152
- [42] Smets F, Wouters R. Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach[J]. *American economic review*, 2007, 97(3): 586-606
- [43] Vogel H L. Financial market bubbles and crashes: features, causes, and effects[M]. Springer, 2018
- [44] Woodford M, Walsh C E. Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy[J]. *Macroeconomic Dynamics*, 2005, 9(3): 462-468
- [45] Zhang Y, Zhou L, Liu Z, et al. Herding behaviour towards high order systematic risks and the contagion Effect—Evidence from BRICS stock markets[J]. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2024: 102219

Technical Speculation, Credit Expansion, and Tech-Asset Bubbles: Detection and Analysis of Asset Bubbles and risks in the U.S. NASDAQ Stock Market

Min Zhu Siyao Yang Bing Gong

Abstract: Following the 43% rise in the U.S. Nasdaq stock market in 2023, the market continued to climb by over 18% in the first half of 2024, with the increase heavily concentrated among the seven major technology companies. After April 2024, the performance of technology stocks and non-technology enterprise stocks diverged; technology stocks continued to rise, while non-technology stocks began to fall. This indicated that market expectations for technology and non-technology enterprises started to diverge, and discussions began about the existence of a bubble in the Nasdaq stock market (Dalio Ray, 2024; Goldman Sachs, 2024; Min Zhu et al., 2024). Strengthening the monitoring and early warning of risks in the international capital market, especially the risk of asset bubbles in the international stock market, is an important issue related to China's economic security and the healthy development of social stability. Therefore, we have conducted research and analysis on the potential bubbles and risks in the Nasdaq stock market. This paper first uses the GSADF test method to measure and detect the level of asset bubbles in the Nasdaq index from 1974 to 2024. The study found that the Nasdaq index indeed had a significant asset bubble since 2020, with a GSADF value of 1.21, higher than the 2007 housing bubble but lower than the 2000 internet bubble. To further explore the causes of the bubble, this paper further constructs a DSGE-AP model by combining the economic fundamentals and asset pricing equation to deeply analyze the causes of the asset bubble in the U.S. stock market. The study found that the abnormal market sentiment brought by stock return shocks, the impact of GPT technology progress, and the unsustainable technology speculation formed by the lack of large-scale application in the real economy, as well as the credit expansion brought by the impact of monetary policy, are the three main driving factors in the formation of the Nasdaq stock market asset bubble. Currently, all three factors are in a significantly sensitive phase. The risk of a significant adjustment of the Nasdaq index bubble since 2020 depends on the timing of the change in the Federal Reserve's monetary policy, whether technological progress can keep up with the pace of the bubble expansion, and whether non-technology enterprises can invest and use GPT technology on a large scale to promote economic growth and avoid a recession in the United States. Only when the speed of technological innovation can keep pace with the market's expected heat, and the U.S. economy can achieve a "soft landing" and liquidity remains loose, can the risk of a significant adjustment of this round of asset bubbles be effectively avoided. The research findings of this paper contribute to the literature on the formation, expansion, and collapse mechanisms of technology asset bubbles in a general sense, provide an extended research framework for macro-theoretical modeling in the field of financial markets, and also put forward policy recommendations for the risk prevention of China's financial market at present.

Keywords: Asset Bubbles; Generalized Supremum ADF Test (GSADF); Dynamic Stochastic General Equilibrium Model (DSGE); Capital Asset Pricing Model (CAPM)

全球新变局之下的国际货币体系改革： 驱动因素、方案比较与未来展望¹

张明² 王喆³ 陈胤默⁴

【摘要】在全球新变局之下，国际货币体系面临调整与重构。短期内，美元的国际货币地位暂不会被取代；中长期来看，国际货币体系可能会发生新的变革。当前，代表性的国际货币体系改革方案包括部分以大宗商品为锚的布雷顿森林体系 III、以 SDR 或数字货币为基础的一体化超主权货币体系、以多种储备货币为基础的多元化货币体系。本文基于货币发行和货币竞争两个维度构建国际货币体系改革的二元分析框架，对上述代表性改革方案进行比较分析，发现信用货币体系仍然是符合货币演进规律的主要货币本位形式，多元化的国际货币格局可能更为现实，数字货币亦有可能成为国际货币激烈竞争的新维度，但其影响尚不确定。在此背景下，我国应当在国际金融秩序重构过程中发挥更为积极的作用，以安全与发展为目标，稳慎扎实推进人民币国际化。

【关键词】国际货币体系 货币国际化 改革方案 人民币国际化

引言

面对新冠疫情、俄乌冲突以及去美元化浪潮等全球新变局，变革当前国际货币体系的呼声日渐高涨。一方面，在 2008 年国际金融危机以及 2020 年新冠疫情后，美国均采取大规模量化宽松货币政策，引发全球流动性泛滥；2022 年以来的美元加息潮带来全球金融市场动荡，美元信誉不断被透支。另一方面，2022 年俄乌冲突爆发之后，美国等西方国家采取冻结俄罗斯储备资产、切断 SWIFT 系统等美元武器化行动。此举动摇了美国国债作为全球最安全资产以及美元作为全球储备货币的地位，越来越多的国家开启去美元化进程。当前，国际货币体系改革的必要性愈发凸显，未来的国际货币体系演进方向众说纷纭。

究竟什么是理想的国际货币体系？Cohen（1978）指出，一个理想的国际货币体系应当有效且稳定，需要解决清偿能力、调整机制与货币信心的问题。关于未来改革方向，Zoltan（2022a，2022b）提出布雷顿森林体系 III，认为未来在美元体系之外还会出现大宗商品充当储备资产的平行循环体系。有学者认为，碎片化、多元化的储备体系更有可能是未来的发展方向（Rajan，2022；艾肯格林，2022）。此外，数字货币的兴起可能产生重要影响。

国际货币体系未来走向关乎国际金融格局和秩序的重构，人民币国际化可能在国际货币体系变革过程中迎来新的机遇。国际货币体系涵盖内容广泛，一些研究聚焦于国际储备货币、国际汇率制度、国际金融机构、跨国金融监管、区域货币合作、国际收支协调等视角。在全球新变局下，国际货币体系运行与发展出现新变量，有关讨论纷繁复杂。从更高维度建立统一框架，系统性分析国际货币体系的演变，具有重要的理论和现实意义。

本文贡献如下：一是从国际货币体系的内生脆弱性和外部驱动因素进行分析，结合全球新变局讨论推动国际货币体系变革的新动力和新变量，是对相关文献的有益补充。二是建立货币发行与货币竞争的二元分析框架，梳理现行国际货币体系改革主流方案，将数字货币最新进展及潜在影响考虑其中，结合当前国际政治经济新变局对代表性方案的可行性进行评估。三是在全球新变局下，分析国际货币体系变革

¹ 原载于《国际金融研究》2024 年第 9 期

² 张明，中国社会科学院金融研究所副所长、国家金融与发展实验室副主任、研究员

³ 王喆，中央民族大学经济学院讲师、国家金融与发展实验室研究员

⁴ 陈胤默，北京语言大学商学院讲师、国家金融与发展实验室研究员

的原因、方案和未来方向，为稳慎扎实推进人民币国际化提供现实参考和政策建议。

一、现行国际货币体系的特点及内生脆弱性

从金本位制（1870—1914 年）、金块和金汇兑本位制（1922—1936 年）到布雷顿森林体系（1945—1971 年），再到当前的牙买加体系（又称为布雷顿森林体系 II），国际货币体系经历从黄金本位到信用本位的变化，美元居于主导地位。现行国际货币体系的特点与内生脆弱性如下。

（一）现行国际货币体系的特点

现行国际货币体系是以美元为主导的、以信用锚为基础的单极化国际货币体系，具有如下特点。一是美元在全球范围内充当最主要的结算、计价和储备货币。二是该体系首次以美国信用为锚，取代过去以黄金作为实物锚的国际货币体系。三是浮动汇率制度合法化的同时，仍有许多新兴经济体实施事实上盯住美元的汇率制度。四是以美国为主导而建立的国际货币基金组织（IMF）等国际机构承担调节国际收支失衡的职能。

美元霸权的国际货币体系呈现中心-外围架构。美国作为中心国和其他外围国家间存在“支配与依附”的关系（Bordo&Flandreau, 2001），实体商品和金融资本沿着这一架构进行循环（张明，2009）。根据金德尔伯格的霸权稳定论，有且仅有一个霸权的国际金融秩序具有稳定性。在 21 世纪初，学者指出美元体系的运行逻辑具有合理性和可持续性。只要外围国家认为促进出口的重要性远高于外汇储备保值增值的重要性，并持续为美国提供融资，该体系的稳定性就能维系（Dooley et al., 2003；张明，2009）。

（二）现行国际货币体系的内生脆弱性

尽管现行国际货币体系在其确立初期能够稳定运行，但随着世界金融波动加剧、金融危机频发，美元体系的内生脆弱性逐渐暴露，引发国际社会对这一体系合理性和可持续性的质疑。从合理性来看，国家间存在显著的成本收益和责任分配不对等问题。美国在享受国际铸币税、通货膨胀税、经济政策独立等收益的同时，把成本和风险转嫁给外围国家。美国拥有“嚣张的特权”（Eichengreen, 2010），而其他国家难以对其形成有效约束。从可持续性来看，美元体系的问题源自主权货币充当世界货币的固有缺陷，即“特里芬难题”。即使在信用货币体系之下，美国依然面临不断输出美元以满足国际清偿力与美国对外净债务上升冲击美元信心之间的两难。

当前国际货币体系出现危机可能存在三种情景。

情景一：美国海外净负债规模大大超出国际债权人的承受极限，导致国际债权人拒绝为美国融资，并开始减持美元资产。

情景二：美联储货币政策无硬性约束，引发通货膨胀、汇率波动乃至金融危机，导致国际投资者对美元币值稳定丧失信心。

情景三：美国滥用美元霸权，无法承担提供金融公共产品和维持全球金融稳定的职责，导致国际金融秩序被打破。

自 21 世纪以来，这三种情景正在逐渐变为现实。

2000—2007 年，在中心-外围模式下美国通过经常账户逆差提供全球流动性，东亚、中东等区域外围国家则形成大量经常账户顺差和外汇储备，全球国际收支失衡逐渐加剧。2008 年国际金融危机爆发前，社会各界普遍担忧该情景发生，而危机之后多数经济体的经常账户失衡得到一定改善。在 2008 年国际金融危机和 2020 年新冠疫情之后，美联储多次采取大规模量化宽松政策。而美联储货币政策具有全球性外溢效应，已经成为驱动国际金融周期波动、加剧全球金融风险的重要因素（Rey, 2015）。此外，近年来美国通过影响 IMF 贷款决策偏好对国际货币体系产生影响（陈胤默和张明，2022），而 IMF 等国际机构在全球经济监测以及危机应对方面表现欠佳。与此同时，美国通过美联储货币互换机制逐渐在 IMF 之外构建了一套新的全球流动性供给机制，并将中国排除在外（张明和陈胤默，2023）。

总体而言，在当前国际形势下情景一和情景二的问题在叠加放大。一方面，在新冠疫情和俄乌冲突的

冲击下，全球经常账户差额在疫情和战争下扩大；另一方面，自 2022 年美联储为抑制快速上行的通胀开启陡峭加息以来，许多国家正饱受美元霸权之苦。巴基斯坦、斯里兰卡、阿根廷等新兴市场和发展中国家已陆续爆发经济危机；英国、瑞士等部分发达国家的流动性危机日益凸显（张明和陈胤默，2022）。

国际货币体系的不同情景问题正在强化，但最终影响仍有待观察。短期来看，在美联储加息、俄乌冲突和新冠疫情带来的不确定性的叠加影响下，全球避险情绪上升，投资者持有美元这种避险资产偏好仍在增强。长期来看，若是美国持续滥用其美元霸权，将进一步增强国际货币体系的内生脆弱性，逐步削弱和瓦解投资者对美元的信心，最终可能导致布雷顿森林体系 II 的解体与国际货币体系的加速演变。

二、全球新变局下的国际货币体系改革的驱动因素

本部分对全球新变局下经济、金融、政治、军事等国际货币体系改革底层驱动因素的新变化进行探讨。

（一）全球经济实力的新变化

全球经济实力的新变化表现为：进入 21 世纪，世界经济格局呈现多极化发展趋势，新兴经济体的重要性提升。但国际货币体系仍然以美元为主导，以中国为代表的新兴经济体的货币地位与其经济地位明显不匹配。就美国而言，2022 年美国 GDP 占全球 GDP 的比重约为 25%，而美元在国际结算、商品计价以及外汇储备中的份额则稳定在 40%~60%，明显高于前者。与之形成对比的是，中国经济体量快速增长，2022 年中国 GDP 占全球 GDP 的比重约为 18%，仅次于美国；但人民币在国际结算和外汇储备中的份额却只有 2%~3%，在国际债券计价货币中的份额仅为 0.63%（见图 1）。2020 年以来，新冠疫情导致全球经济持续分化，而地缘政治冲突的不断加剧也使得全球经济格局进一步向多极化、板块化方向发展。

世界经济格局变化是国际货币体系演变的基本推动力。国际货币需要满足全球经济增长对国际流动性的需要，当主权货币充当国际货币时，经济实力是影响一国货币地位的基础因素。一种国际货币体系的形成与确立也与世界经济格局相适应，反映主要国家之间的竞争力对比。

分析经济实力的变化对国际货币体系的影响效果，有两点值得关注。一是经济基础对国际货币体系的影响具有滞后性。历史经验显示，一国从取得经济霸权到取得货币霸权往往需要经历半个世纪左右的时间。二是一国并不必然能取得与经济实力相匹配的货币地位。事实上，货币国际化是一个复杂且艰巨的过程，国际货币体系的确立与持续需要依托于一整套制度和规则形成的信用基础。

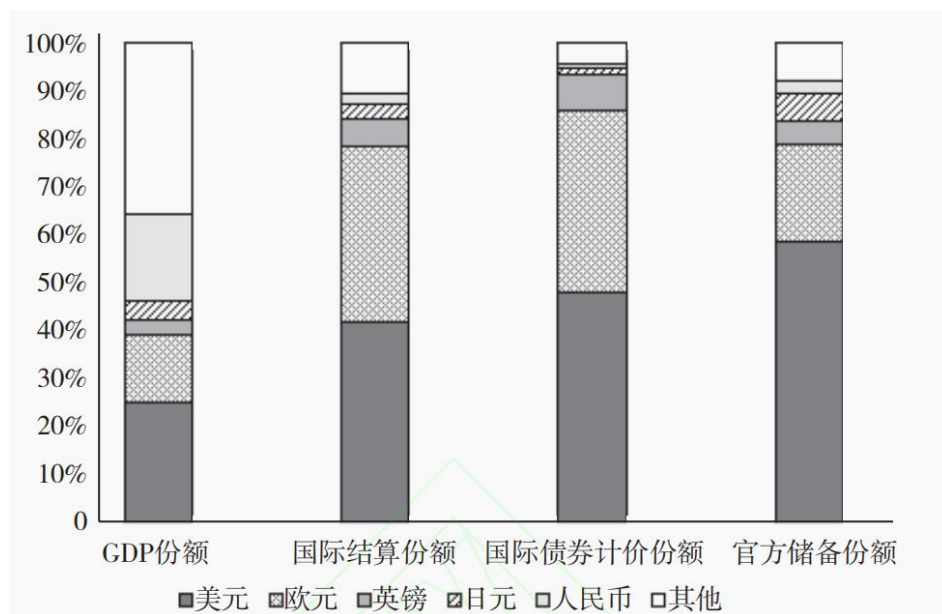


图 1 主要经济体经济地位与货币地位的比较（2022 年）

数据来源：UNCTAD、SWIFT、BIS、COFER 等数据库

（二）全球贸易格局的新变化

全球新变局之下，国际经贸往来受到逆全球化阻碍，国际产业链向区域化、分散化、碎片化发展。近年来，全球多边经贸合作进展缓慢，向区域化合作转变。新冠疫情与俄乌冲突加速全球价值链、产业链与供应链调整与重构。Zoltan（2022c）指出，过去依靠中美、俄欧合作形成的全球化供应链体系处于明斯基时刻，在地缘政治冲突以及新联盟形成背景下，产业链的安全性变得更加重要。未来全球供应链将朝着区域化、本地化、碎片化方向发展，北美、欧洲和亚洲在国际生产网络中三足鼎立，美国、德国和中国的核心地位可能进一步巩固。

国际贸易是一国货币国际化的重要维度，国际贸易格局是影响国际货币体系基本面的重要因素。

第一，贸易水平对国际货币格局的形成有重要影响。一方面，贸易规模对货币国际化具有正向影响（Chinn&Frankel，2008）。贸易规模能为货币跨境流通创造真实的交易结算和计价需求；另一方面，贸易结构或复杂度影响国际货币的议价权。工业制成品和高技术等产品差异化程度大、贸易商议价能力强时，更有可能以本国货币计价（McKinnon，1979）。

第二，贸易与国际收支格局是国际货币体系运行模式的重要表现。在不同国际货币体系中可能存在不同的资源与货币交换模式和结构，反映在贸易与国际收支中。例如，在布雷顿森林体系Ⅱ中，美国作为逆差国向全球输出美元，东亚、中东等顺差国则向美国输送资源并购买美债等金融资产，这一国际收支格局在2008年之前较好地持续（张明，2009）。

第三，产业链变动对国际货币体系格局变动具有深刻影响。货币网络建立在生产网络和贸易网络之上。一国贸易网络的形成及其在全球产业链中所处的地位是影响其国际货币地位的重要因素。美国长期以来经济实力的积累和产业链的完善巩固了美元的网络外部性。

未来一段时间，区域化和碎片化特征的全球贸易格局新变化可能会从国际货币格局发展和运行模式两个维度对其产生渐变式的深刻影响。

（三）全球金融市场的新变化

未来，全球金融市场将面临分化，可能形成多元化的金融体系（李稻葵，2022）。俄乌冲突之后，美欧等经济体对俄罗斯采取大规模金融制裁，将俄罗斯排斥在国际金融体系之外，使得过去以市场规则为主导的全球金融秩序受到明显冲击，西方国家的金融市场安全性引起国际投资者的质疑。这些因素将导致全球金融市场朝多元化方向发展。

现有研究发现，一国是否拥有国际金融市场地位对于国际货币体系具有关键性作用。一是金融发展水平是其国际金融地位的重要决定因素。随着一国经济发展到达一定阶段，金融市场发展水平将成为影响该国货币国际化更为关键的因素（Lyratzakis，2014）。只有当一国金融市场能够为境内外本币提供可获得、多样丰富的投融资机会时，货币的国际循环才能真正畅通。因此，一国金融市场的广度、深度、开放度等在其货币国际化中具有重要影响。二是货币的避险、安全资产属性对于国际货币地位的维持具有重要作用。美国是全球安全资产最主要的供给者。国际金融危机发生后，美元国际储备不降反升的主要原因在于美国发达的金融市场和外部对美元安全资产的需求（张明，2021）。危机期间，新兴经济体持续增持美元资产作为其外汇储备，无形之中巩固了美元在全球金融体系中的地位（埃斯瓦尔·普拉萨德，2022）。

（四）全球地缘政治格局的新变化

2020年以来，世界多国出现政局动荡，俄乌冲突的爆发与升级深刻影响全球经济金融发展及地缘政治格局，巴以冲突加剧中东紧张局势。国际秩序仍处于大调整、大分化、大重组变动期。若以地缘政治关系作为其能否使用的标准，具有全球公共品属性的国际货币体系将加速变革，进入地缘大博弈时代（王晋斌和厉妍彤，2023）。

第一，国家间的政治博弈与国际政治格局演变在国际货币体系演变中发挥着更为本质的、深层次的作用。国际货币秩序是各国在金融货币领域的政治博弈和权力争夺。国家支持对货币国际化的影响至关重要（Chey，2012）。

第二，一国的军事实力是其货币国际化的重要保障。回顾历史，英镑能够在全球流通与英国强大的海

权支持密不可分(杨玲, 2017), 美国也通过政治军事联盟和海外驻军保障美元的核心地位(潘英丽, 2015)。欧元无法超越美元的国际货币地位也与欧盟缺乏国际政治的统一行动力和与美国相匹敌的军事实力有关(Posen, 2008)。

第三, 政治稳定性和地缘政治冲突影响国际货币体系的稳定性。一些学者认为, 相对于政治制度, 政治稳定性所发挥的作用更为显著(Eichengreen, 2013)。张冲等(2023a)发现, 政治稳定性上升可以降低货币发行国的通货膨胀和汇率波动, 提升货币信心和金融发展水平, 提升资本管制政策的独立性, 进而提升货币国际化水平。

三、国际货币体系改革方案比较与分析

基于国际货币体系驱动因素的新变化, 本部分构建国际货币体系改革的二元分析框架, 探讨不同改革方案的特点与异同。

(一) 二元分析框架

本文基于货币发行和货币竞争两个维度, 提出国际货币体系改革方案比较的二元分析框架。

第一, 货币发行是指国际货币体系以何为货币本位、选择什么性质的储备资产的问题。商品本位是以商品为货币发行和储备的基础。黄金等实物商品具有去中心化的属性, 不容易受政府控制, 因此商品本位往往受到自由主义支持。信用本位以国家信用为货币发行的基础, 不再受到黄金等商品的约束。由于国家信用支持的货币即为主权货币, 这一维度的选择也蕴含着主权货币体系与超主权货币体系的博弈。

第二, 货币竞争是关于国际货币体系的格局、占据主导的国际货币数量的问题, 通常呈现单极化、平行化、多元化等格局。不同国际货币体系反映货币权力和等级结构的差异。因此, 储备货币或货币本位的选择是国际货币体系的核心内容, 货币格局则决定国际货币的权力结构, 将影响汇率制度、国际政策协调、金融安全网等一系列单极化制度安排。

回顾国际货币体系演进的历史, 金本位制属于商品本位, 并且具有超越主权的一体化性质。布雷顿森林体系则是混合商品本位和信用本位的美元-黄金双挂钩的制度, 美元自此成为单一的主导国际货币。在牙买加体系(布雷顿森林体系 II)阶段, 国际货币体系依然呈现单极化的格局, 货币本位则从商品向信用本位转变。

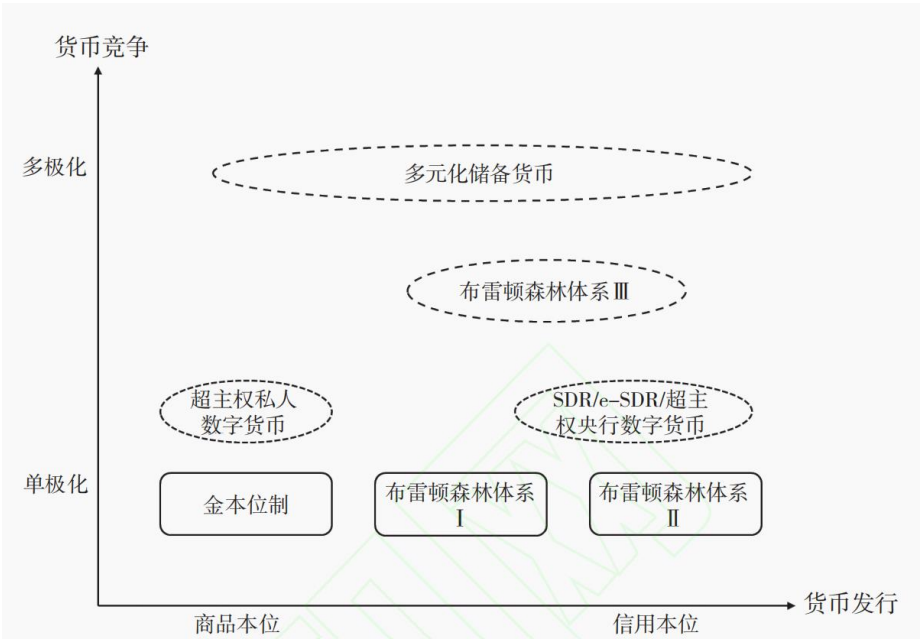


图 2 国际货币体系改革方案比较的二元分析框架

（二）代表性国际货币体系改革方案比较

根据上述二元分析框架，本文将选取有代表性的改革方案进行分析（见表 1），重点探讨和比较不同方案的基本思路、主要利弊及可行性。

表 1 国际货币体系改革的代表性方案总结

代表性方案		支持者	货币本位	货币格局
布雷顿森林体系 III		Zoltan（2022a, 2022b）	商品本位/信用本位	平行化
超主权 货币体系	SDR 超主权货币	United Nations（2009），周小川（2009）	信用本位	一体化
	数字超主权货币	Carney（2019）	商品本位/信用本位	一体化
多元化货币体系		Gopinath（2022），Rajan（2022）， 艾肯格林（2022）	商品本位/信用本位	多元化

1.布雷顿森林体系 III 方案

布雷顿森林体系 III 是由瑞士信贷分析师 Zoltan（2022a, 2022b）提出的方案。这一方案的具体思路是未来世界将形成两个平行的货币循环体系。一是以美元为本位的现有循环体系，汇率制度和国际收支调节机制与当前类似。二是形成以大宗商品为锚的新循环体系，即由大宗商品充当本位，各国也将大宗商品作为储备资产。在新循环中，人民币可能与大宗商品更紧密地绑定，形成由人民币盯住一篮子大宗商品，其他货币盯住人民币的货币体系。

布雷顿森林体系 III 的可行性不高。客观来看，这一方案强调在地缘政治冲突加剧、信用货币不稳定时大宗商品的稀缺性作用，反映对硬约束的国际货币发行纪律的偏好。一方面，商品本位的国际货币供给受到实物资源有限的制约。无论是回归到金本位还是过渡到大宗商品本位，都有违从实物货币到信用货币的货币演进规律（王永利，2022）。另一方面，此方案设想美元和人民币的平行体系，从现实角度来看人民币目前离国际货币还有很长一段路要走。此外，根据设想，人民币成为国际货币的方式是与大宗商品深度绑定，这将使得人民币呈现商品货币特征，从而增加汇率波动风险，影响人民币的信用与币值稳定。综上所述，该方案的可行性不高。

2.以 SDR 与数字货币为基础的超主权货币体系方案

超主权货币体系是超越主权货币充当世界货币的改革方向。2008 年以来，由于“特里芬两难”和现实中金融危机的发生，一些学者转向思考超主权储备货币改革的可行性（United Nations, 2009; 周小川, 2009）。

（1）SDR 超主权货币方案。当前讨论较多的现实方案是以 IMF 特别提款权（SDR）为基础建立超主权货币体系。这一方案最早主要由经济学家约瑟夫·斯蒂格利茨领衔的联合国国际货币与金融体系改革专家委员会推动。从价值基础来看，最初 SDR 适应于布雷顿森林体系，其价值与一美元对应的黄金价值挂钩。20 世纪 70 年代以后，SDR 的价值则是以世界主要货币组成的一篮子货币为基础，是主权货币组合之下的超主权形态。

从现实来看，SDR 超主权货币方案的可行性较低。第一，在分配机制上，SDR 依据成员国认缴份额进行分配，导致从分配结构来看 SDR 供需存在失衡问题，资源主要流向发达国家，无法满足发展中国家特别是贫困国家的利益需求。第二，SDR 面临扩大使用范围和发行规模、优化货币篮子权重设计等方面的改革问题（张明，2010）。第三，数字化背景下 SDR 作为超主权货币的方案进一步延伸出利用区块链技术升级 SDR 形成的数字特别提款权（e-SDR）方案。该方案存在两方面问题：一是 e-SDR 仍是以一篮子主权货币为基础的储备货币，同样会面临各国份额合理分配问题；二是需要建立大规模的以 e-SDR 计价的货币及储备资产市场，才能使 e-SDR 取代美元成为主要的国际储备货币变成现实（肖耿，2018）。综上所述，SDR 超主权货币方案的可行性不高。

（2）数字化超主权货币方案。基于数字货币建立全球或区域性的超主权国际货币体系是一种新兴方案。超主权意味着超越单一政府的干预或控制，这种属性与数字货币的去中心化特征相契合。因此，数字货币的兴起为国际货币体系改革提供新的方向和竞争维度。

结合数字货币的类型，超主权货币的数字化方案主要表现出两条新路径。

路径之一是以私人数字货币为基础的超主权数字货币，代表性数字货币包括比特币和稳定币。其中，比特币存在缺乏价值基础、价格波动性大等问题，难以成为真正的货币乃至国际货币。稳定币以法定货币、大宗商品或其他数字货币为信用背书，与比特币相比具有币值相对稳定的优势。尽管天秤币（Libra）设想最终由于监管部门的强烈反对而宣布终止，但稳定币仍可能对国际货币体系变革产生重要影响（张明等，2024）。

路径之二是以中央银行数字货币为基础的超主权数字货币。近年来，许多国家开始进行主权货币的数字化探索，积极推进中央银行数字货币（CBDC）的研发与落地。由于央行数字货币既有主权信用背书，又具有低成本、便捷高效、规模经济和网络效应等优势，通过 CBDC 合作来构建超主权货币的方案受到越来越多的关注。例如，英国央行行长 Carney（2019）提出了多国中央银行数字货币组成的“合成霸权货币”（Synthetic Hegemonic Currency, SHC）方案，旨在替代美元，弥补安全资产的短缺。

需要警惕的是，数字货币有可能强化现行国际货币体系。一方面，稳定币等数字货币更多地盯住美元，这有助于巩固美元的霸权地位。IMF 亚太部主任克里希纳·斯里尼瓦桑研究发现加密资产市场推动了美元地位的强化，美元稳定币在加密资产市场中对当地货币存在挤出效应⁵。另一方面，美国自 2022 年以来加快研究的数字美元具有维持美元国际地位的作用。美国的 FedNow 即时支付系统已经于 2023 年 7 月上线。这表明，美联储正在加快推进美国 CBDC 进程，以此来维持美元霸权地位。

总体来看，在超主权货币体系的设想中，各国的储备资产将以国际组织发行或去中心化发行的超主权货币为基础。超越各国利益的有管理的发行机制或去中心化的算法发行机制有助于克服主权信用货币体系存在的“特里芬两难”和无约束发行问题，国际货币体系一体化的增强也有助于协调各国的国际收支，降低各国汇率政策对国际收支失衡的干扰。然而，这一体系的构建需要具备全球化的经济基础、稳定的政治基础以及超发达的技术基础，这在很长时间内难以实现。

3.多元化的国际货币体系方案

早在 21 世纪初，就有学者提出未来的国际货币体系很可能出现美元区、欧元区 and 亚元区三大货币区三足鼎立的“全球金融稳定性三岛”格局（Mundell, 2000）。随着欧元的国际影响力提升以及新兴经济体经济实力增强，有关国际货币体系多元化的讨论不断增多。从最新趋势来看，俄乌冲突可能推动现行国际货币体系向更加多元化乃至碎片化的方向转变。

多元化的国际货币体系方案的内涵与表现如下。第一，在多元化的国际货币体系中，世界出现多种储备货币并存的局面。正如 IMF 副总裁 Gopinath（2022）所认为的，西方制裁可能推动一些国家在全球贸易中更多地使用非美元货币，并由此形成小型货币集团，使各国央行持有的储备资产多样化。艾肯格林（2022）也一直是多元化国际储备货币的支持者。第二，跨境支付系统的多元化也是国际货币体系多元化的表现。目前，除美国主导的 SWIFT 系统之外，我国的 CIPS 系统、俄罗斯的 SPFS 系统、欧盟的 INSTEX 等替代性跨境支付系统也在加速发展。第三，多元化的国际货币体系包含数字货币这一新维度。2021 年 2 月，中国人民银行与中国香港金管局、泰国及阿联酋央行宣布联合发起多边央行数字货币桥研究项目（mBridge），旨在探索利用批发型央行数字货币提升跨境支付的效率，未来可能演变为数字货币区（张明，2022），并在一定程度上绕开 SWIFT 系统，形成独立的国际支付清算体系。这将强化数字货币的功能，从交易媒介渠道对国际货币体系改革产生边际影响。

综上所述，本文认为多元化的国际货币体系是未来改革的方向。多元化的国际货币体系有助于避免单一国际货币带来权责不对等与霸权外溢性等问题，通过货币竞争增强对货币发行的约束。然而，值得关注的是多元化乃至碎片化的储备货币格局也可能会降低国际金融体系的运行效率，增加多种储备货币间的汇

⁵ 资料来源：IMF 网站（<https://www.imf.org/zh/News/Articles/2022/07/07/sp070722-central-bank-digital-currency-the-case-of-china>）。

兑协调成本和汇率的波动性。在利弊权衡的基础上，更重要的是考虑全球新变局下国际货币体系的驱动因素的变化，国际货币体系应与世界政治经济格局演变相适应，应以促进世界经济持续健康发展为目标。从这一角度看，多元化是未来国际货币体系演变更具现实性的方向。

四、国际货币体系未来改革方向展望

当前，世界格局演变面临极大的不确定性，全球金融秩序随之面临重构与调整。结合国际货币体系的驱动因素和二元分析框架，有必要对其发展方向进行研判。

基于货币发行维度，未来国际货币发行基础的确定要考虑世界经济发展与稳定的需求以及各国间的博弈与协商。在当前动荡的国际形势下，国家信用是否仍能支撑全球对国际货币的信心受到一定质疑，但货币从商品到信用货币是历史演进的趋势，主权信用货币仍将在国际货币体系中扮演重要的角色，而何种储备货币能够获得广泛的信心可能是国际货币体系演变方向的重要判断依据。

基于货币竞争维度，未来国际货币体系存在走向单极化、平行化还是多元化的多重抉择。从短期看，美元的国际货币地位未必会被取代，甚至可能因美联储货币政策以及全球安全资产需求而得到加强。从中长期看，以美元为主导的单极化国际货币体系可能向多元化演进，而只有当地缘政治冲突导致全球分裂才有可能出现布雷顿森林体系 III 描述的平行货币体系，以 SDR 或数字货币主导的超主权货币体系也由于机制设计以及国家间竞争而在较长一段时间难以实现。

如何看待数字货币在国际货币体系中的定位和作用引起诸多讨论。首先，应当认识到数字货币的边界，一国货币在国际货币体系中的地位最终还是取决于国家的综合实力。其次，不能因为国际货币体系基本驱动因素的作用而忽视数字货币能够带来的边际影响。当前全球数字经济的不平衡发展可能会影响国家综合实力的动态变化，进而影响该国数字货币在国际货币体系中的位置。最后，数字货币对国际货币体系演变影响的方向具有不确定性。数字货币可能会弱化现有国际货币的使用惯性，也可能产生更强的货币替代效应，从而巩固现有国际货币体系（Eichengreen et al., 2016；张明等，2024）。总体而言，最终结果如何主要取决于私人 and 主权数字货币的路线选择，以及数字货币与主权货币的结合形式和程度。目前各国数字货币的技术成熟度、政策支持力度仍处于快速变化阶段，国家内部不同利益主体之间也存在关于数字货币应用的博弈，未来数字货币如何影响国际货币竞争格局的变化仍有待观察。

综上所述，未来更具现实性的国际货币体系格局可能是世界形成区域化的经济金融合作，美元、欧元、英镑、人民币等国际货币激烈竞争，并呈现出多元化的趋势。

五、参与国际货币体系改革及人民币国际化的中国方略

面对多元化的国际货币体系发展趋势，中国需要认清不同国家货币的特征和定位，分析不同国家货币在国际货币体系地位的升降，在国际金融与货币秩序重构过程中发挥更为积极的作用，提供中国的国际金融治理方略。一方面，对于国际货币体系的可能走向，应当准备好应对策略。对于国际货币竞争激烈以及中美摩擦的极端情形，中国应着力降低对美元资产的依赖，保障海外资产安全。另一方面，中国应当基于安全与发展的目标，从战略高度谋划稳慎扎实推进人民币国际化。

具体而言，一是保持经济稳定增长。在短期，应尽快让经济增长回归潜在增速，提振微观主体信心；在长期，应全面深化改革，大力发展新质生产力，保持人民币币值稳中有升。二是在产业链重构中推进人民币国际化。中国应当将人民币的跨境使用与提升其在全球产业链中的地位相结合。三是在“一带一路”、RCEP 带来的机遇中挖掘人民币真实需求，加强双多边的人民币区域合作，完善人民币金融基础设施和区域金融安全网。四是形成在岸市场开放与离岸市场深化的良性互动，加快自由贸易区的人民币跨境使用探索，提升人民币“隐性锚”水平，把握国内经济结构性改革与人民币国际化的先后顺序（张明和何帆，2012；张冲等，2023b）。五是积极探索数字人民币的跨境使用。进一步提升数字人民币的货币功能，深化多国央行在数字货币领域的合作。

参考文献

- [1] 艾肯格林.专访艾肯格林:人民币不会取代美元,它将补充美元[J].北大金融评论, 2022 (2): 17-18
- [2] 埃斯瓦尔·S.普拉萨德.美元陷阱[M].北京:中国科学技术出版社, 2022
- [3] 陈胤默, 张明.美国如何影响 IMF 贷款决策偏好? [J].中国社会科学内部文稿, 2022 (6): 31-37
- [4] 李稻葵.俄乌冲突对世界经济金融体系的长期影响及中国的应对 [EB/OL]. (2022-10-6) .https://www.cssn.cn/jjx/jjx_tbtjjxp/202208/t20220819_5473157.shtml
- [5] 潘英丽.人民币离岸市场的全局战略构想[J].学术前沿, 2015 (16): 16-41
- [6] 王晋斌, 厉妍彤.“去美元化”与国际货币体系变革[J].国际金融, 2023 (8): 3-11
- [7] 王永利.货币巴别塔的倒塌与人民币国际化的机遇[N].上海证券报, 2022-03-30
- [8] 肖耿.从美元到 e-SDR (超主权数字储备货币) [EB/OL]. (2018-05-01) .<https://www.yicai.com/news/5419381.html>
- [9] 杨玲.英镑国际化的历程与历史经验[J].南京政治学院学报, 2017 (2): 72-78
- [10] 张冲, 杨洁, 张明.政治稳定性影响货币国际化的机制研究[J].世界经济与政治, 2023 (3): 32-57+156-157
- [11] 张冲, 叶茜茜, 丁剑平.全球货币“隐性锚”指数研究[J].国际金融研究, 2023 (1): 52-61
- [12] 张明.次贷危机对当前国际货币体系的冲击[J].世界经济与政治, 2009 (6): 74-80+5
- [13] 张明.国际货币体系改革:背景、原因、措施及中国的参与[J].国际经济评论, 2010 (1): 114-137
- [14] 张明, 何帆.人民币国际化进程中在岸离岸套利现象研究[J].国际金融研究, 2012 (10): 47-54
- [15] 张明.新冠肺炎疫情会显著削弱美元的国际地位吗? ——基于美国次贷危机后特征事实的分析[J].国际经济评论, 2021(1): 87-101+6
- [16] 张明.全球新变局背景下人民币国际化的策略扩展——从“新三位一体”到“新新三位一体” [J].金融论坛, 2022 (11): 3-9
- [17] 张明, 陈胤默.全球汇市风雨飘摇新兴市场危机频发——2022Q3 人民币汇率[EB/OL].2022-11-7.
- [18] 张明, 陈胤默.美联储货币互换机制: 特征事实、影响评估与中国对策[J].应用经济学评论 (季刊), 2023 (3): 35-60
- [19] 张明, 王喆, 陈胤默.三大数字货币的比较分析: 比特币、天秤币与数字人民币[J].国际金融, 2024 (3): 53-63
- [20] 周小川.关于改革国际货币体系的思考[EB/OL].2009-3-23.
- [21] Bordo M D, Flandreau M. Core, Periphery, Exchange Rate Regimes, and Globalization[J]. NBER Working Paper, 2001, No.8584
- [22] Carney M. The Growing Challenges for Monetary Policy in the Current International Monetary and Financial System [EB/OL].2019-8-23.
- [23] Chey H K. Theories of International Currencies and the Future of the World Monetary Order[J]. International Studies Review, 2012 (1): 51-77
- [24] Chinn M, Frankel J. Why the Euro Will Rival the Dollar[J]. International Finance , 2008 (1): 49-73.
- [25] Cohen B J. Organizing the World's Money Political Economy of International Relations[M]. London: Macmillan, 1978
- [26] Dooley M P, Folkerts-Landau D, Garber P. An Essay on the Revived Bretton Woods System[J]. NBER Working Paper, 2003, No.9971
- [27] Eichengreen B. Exorbitant Privilege: The Rise and Fall of the Dollar and the Future of the International Monetary System[M]. Oxford: Oxford University Press, 2010.
- [28] Eichengreen B. Number One Country, Number One Currency? [J]. World Economy, 2013 (4): 363-374
- [29] Eichengreen B, Chitu L, Mehl A. Stability or Upheaval? The Currency Composition of International Reserves in the Long Run[J]. IMF Economic Review , 2016 (2): 354-380
- [30] Gopinath G. Russia Sanctions Threaten to Erode Dominance of US Dollar , Says IMF[EB/OL]. 2022-3-3 .

- [31] Lyratzakis D. The Determinants of RMB Internationalization: the Political Economy of a Currency's Rise[J]. American Journal of Chinese Studies, 2014: 163-184
- [32] McKinnon R I. Money in International Exchange : The Convertible Currency System[M]. New York: Oxford University Press, 1979.
- [33] Mundell R. A Reconsideration of the Twentieth Century[J]. American Economic Review, 2000 (90) : 327-340.
- [34] Posen A. Why the Euro will not Rival the Dollar[J]. International Finance , 2008 (1) : 75-100
- [35] Rajan R. Economic Weapons of Mass Destruction[EB/OL]. 2022-4-1 .
- [36] Rey H. Dilemma not Trilemma: the Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence[J]. NBER Working Paper, 2015, No.21162
- [37] United Nations. Report of the Commission of Experts of the President of the United Nations General Assembly on Re- forms of the International Monetary and Financial System[R]. New York: United Nations, 2009
- [38] Zoltan P. Bretton Woods III[EB/OL]. 2022-3-7.
- [39] Zoltan P. Money, Commodities, and Bretton Woods III [EB/OL]. 2022-3-31.
- [40] Zoltan P. Money, War and Industrial Policy [EB/OL]. 2022-3-31.

数字金融发展指标构建与国际比较研究¹钟红² 陆香怡³

【摘要】数字金融正在全球快速发展，成为各国金融竞争的关键领域。为了全面准确地刻画各国数字金融发展水平，提高我国数字金融竞争力，本文从数字金融基础、数字金融治理、数字金融服务 3 个维度构建数字金融发展指标体系，系统评估 2018—2022 年全球 60 个主要经济体的数字金融发展状况。研究发现：不同国家数字金融水平存在较大差异，北美、东亚、欧洲地区发展水平较高，G20 国家和发达国家的平均水平较高。美国、英国、韩国和中国是数字金融发展指数排名前四位的国家，四者在细分领域存在不同的竞争优势。我国在数字金融基础和数字金融服务方面处于全球领先地位，但数字金融的耦合协调水平较低，在数字金融治理方面有待进一步提高。最后，结合测算结果与实际情况，为我国数字金融发展提出政策建议。

【关键词】数字金融发展 指标体系 国际比较研究 耦合协调

引言

在数字经济时代，随着数字技术与金融的不断融合，数字金融在全球迅速崛起，对金融市场、金融机构及金融服务产生颠覆性、可持续性的重大影响。为提高金融领域的国际竞争力，各国在数字金融关键底层技术、环境监管等方面加快布局，大力发展数字金融。近年来，我国高度重视数字金融发展，数字金融成为数字中国建设的重要组成部分。央行、原银保监会等部门相继出台《金融科技发展规划（2022—2025 年）》、《关于银行业保险业数字化转型的指导意见》等数字金融相关政策文件，明确了我国金融数字化转型的总体思路，推动金融高质量发展。在 2023 年底召开的中央金融工作会议中，更是把数字金融作为金融五篇大文章之一，对促进数字金融高质量发展、加快建设金融强国提出新要求。

尽管数字金融在全球范围内蓬勃发展，但各国数字金融发展水平、战略布局存在巨大差异。数字金融领域国际竞争日趋激烈，迫切需要构建一套可以系统全面衡量全球数字金融发展的指标体系，有利于国际的综合性比较，对我国提升数字金融国际竞争力具有重要意义。为此，为此，本文构建全球数字金融发展评价指标体系，并对 2018—2022 年全球 60 个主要经济体进行量化评价，有效追踪全球数字金融发展趋势，比较各经济体在数字金融不同维度上的优劣势，研判中国数字金融领域在全球的地位。本文研究为数字金融的测度设计提供重要参考，同时有助于政策制定者和有关部门更有针对性地制定数字金融相关政策，提高我国数字金融核心竞争力。

一、文献综述

随着数字金融在全球范围内快速发展，如何有效评价数字金融发展已成为一项重要议题，一些研究机构和国际组织开始尝试对数字普惠金融、金融科技等相关概念构建指标体系，量化分析数字金融发展情况。从指标概念来看主要包括两类。第一类是围绕金融科技概念开展相关指数研究（曹颢等，2011；李春涛等，2020）。Brandao et al.（2022）从金融科技公司的创建发展、金融科技信贷和数字支付、金融服务的移动分销渠道 3 个维度衡量了 2014—2018 年 125 个国家的金融科技活动情况，发现金融科技活动指数与各国整体经济发展水平呈正相关。宋敏等（2021）用金融科技公司数量来表示地区金融科技发展情况。浙江大学

¹ 原载于《国际金融研究》2024 年第 9 期

² 钟红，中国银行（香港）首席经济学家，研究员，博士

³ 陆香怡，中国建设银行博士后科研工作站博士后，经济学博士

互联网金融研究院(2021)发布“一带一路”金融科技发展指数,从金融科技产业、金融科技用户和金融科技生态3个维度共计23个指标定量评价“一带一路”沿线国家的金融科技发展。第二类是围绕数字支付服务开展研究。国际货币基金组织编制的数字普惠金融指数在传统普惠金融指数基础上考虑数字支付相关数据,从数字金融服务的供给与使用两个方面衡量了2014和2017年52个发展中国家的数字普惠金融发展水平(Khera et al., 2022)。Hayworth et al. (2019)利用数字支付调查数据从用户使用情况出发探讨了尼日利亚、墨西哥等几个国家的数字金融服务水平。郭峰等(2020)构建的“北京大学数字普惠金融指数”在国内学界相关领域得到广泛应用(谢绚丽等, 2018; 唐松等, 2020)。该指数从数字金融覆盖广度、数字金融使用深度和普惠金融数字化程度3个方面分析了我国各区域数字金融发展情况。

数字金融相关测度的数据来源主要有三类。第一类是使用单一数据源。这类研究主要以调查数据或某研究机构数据为基础对数字金融进行测度。例如,何婧和李庆海(2019)基于中国农业大学发布的中国农村普惠金融调查数据衡量农民对数字金融的使用情况。尹志超等(2019)基于西南财经大学发布的中国家庭金融调查数据(CHFS)衡量家庭的移动支付情况。“北京大学数字普惠金融指数”的数据来源于蚂蚁集团体系,凭借支付宝平台的相关用户数据进行指数编制(郭峰和熊云军, 2021)。第二类是利用文本信息,从关键词词频间接表征数字金融发展情况。沈悦和郭品(2015)将百度搜索引擎与文本挖掘法相结合,根据关键词词频构建了国家层面的互联网金融指数。盛天翔和范从来(2020)、李春涛等(2020)分别根据金融科技相关关键词百度搜索指数和百度新闻检索结果数量,测度省级和地级市层面的金融科技发展情况。第三类是使用多个数据源。数字金融的内涵较为丰富,单一的数据源很难综合反映一个地区的数字金融发展程度,而文本数据更多的是反映一个地区对数字金融的关注程度,难以直接衡量数字金融发展。因此,越来越多研究者倾向于利用多个数据源构建数字金融指标体系。Khera et al. (2022)针对发展中国家构建了数字普惠金融指数,该指数的数据来源于国际货币基金组织(IMF)、世界银行、国际电信联盟(ITU)等公开数据库。王喆和尹振涛(2022)利用调查数据和ITU、世界知识产权组织(WIPO)等数据库构建了金融科技基础设施指数,并以2020年世界27个经济体为研究对象进行测算。

总体来看,现有研究对数字金融的内涵界定存在差异,进而导致指标体系侧重点不同。较多指标体系的内涵较为狭义,仅考虑金融科技企业的发展或者新兴金融机构提供的数字金融服务。另一些指标体系将数字金融服务所需要的技术因素和环境因素也纳入考量。此外,数字金融测度相关研究选取的样本覆盖时间和地理范围不同,研究通常是对截面样本开展,也有少部分研究对多时间段样本开展测算。综上所述,尽管现有研究已针对数字金融相关概念开展了一系列量化研究,但仍存在一些不足。首先,缺乏与数字金融概念相对应的指标体系。现有相关研究主要围绕金融科技、数字普惠金融等概念进行测度,但这些概念与数字金融的内涵存在差异,因而指标体系的构建思路和选取维度也无法与数字金融概念完全对应。其次,指标选取的准确性和多样性有待提升。部分研究尝试在指标体系中纳入了信息基础设施、创新等相关要素(Liao et al., 2022; 肖翔等, 2021),但还存在指标含义宽泛、代表性不足,研究样本范围较局限等问题。例如,王喆和尹振涛(2022)将数学和计算领域论文引用量、信息与通信技术产品(Information and Communications Technology, ICT)相关专利申请量作为金融科技基础设施指数中科研产出的代理变量。虽然这些指标与金融科技存在相关关系,但无法直接体现数字技术在金融方面的应用情况。另一方面,现有指标体系通常仅关注数字支付,忽略了数字资产、投资融资等其他重要数字金融业务。最后,缺乏从全球视角对时间序列数据的分析。由于数据的可获得性问题,大部分从国家层面开展的相关研究仅使用截面数据进行分析,因而只能展现各国家在某一时间节点的数字金融发展情况,无法通过纵向比较探索各国数字金融发展趋势,导致研究结论较为受限。

针对以上问题,为全面评估全球数字金融发展水平,研判我国在数字金融国际竞争中的地位,本文创新性地构建一套数字金融发展指标体系。在借鉴已有数字金融相关指数优点的基础上,本文指标体系具有以下特点和优势。第一,本文指标体系以数字金融的理论内涵为起点,从数字金融基础、数字金融治理、数字金融服务3个维度建立数字金融指标体系,全方位反映各国数字金融发展水平,弥补了学界对数字金融测度的研究空白。第二,本文选取指标含义更精准,涉及内容更全面。本文使用了多个数据源,通过利用数据库现有数据和搜索引擎构建数据的双重模式,丰富了数字金融的指标构建方式。例如,在数字金融

基础方面，本文聚焦于与数字金融密切相关的创新产出衡量研发创新情况；在数字金融治理方面，选取金融科技监管政策、央行数字货币等与数字金融服务紧密相关的法律和监管数据；在数字金融服务方面，除数字支付以外，还包括数据资产、数字投资等其他新型数字金融服务指标。第三，本文指标体系兼顾指标的全面性、样本的时间范围和地理覆盖广度，可以有效测度 2018—2022 年全球 60 个主要经济体的数字金融发展情况。这更有助于进行国际比较，了解全球的数字金融发展趋势和现状，为量化评估我国数字金融发展提供更丰富的研究视角。

二、数字金融内涵、指标体系构建与测度方法

（一）理论内涵

在全球经济数字化的背景下，数字化浪潮与金融领域深度融合，数字金融成为大数据时代金融发展新趋势，对金融格局产生深远的影响。面对兴起的数字金融，许多学者尝试对其内涵进行定义，以此作为研究分析的基础（黄益平和黄卓，2018；汪亚楠等，2020；Luo，2022）。总的来看，当前研究对数字金融的概念理解不一，部分文献常将数字金融与金融科技混用，认为两者内涵一致。世界银行对数字金融服务和金融科技分别给出定义⁴：数字金融服务（Digital Financial Services）是依靠数字技术为消费者提供和利用的金融服务，而金融科技（Financial Technology）是一个更广泛的术语，包括利用技术来创新和改变金融业的各个方面。综上，本文认为，虽然数字金融与金融科技内涵具有很大的重叠性，但两者论述角度与侧重点不同。金融科技重点在于技术，强调科技在金融领域中的创新应用（黄靖雯和陶士贵，2022）。数字金融是基于数字经济发展而产生的，重点在于金融，强调在社会、经济、科技的全面推动下金融行业的数字化转型。

数字金融服务是数字金融发展的核心，普惠性是其重要特征（鲁钊阳和姜世梅，2022）。数字金融提供移动支付、数字货币、数字资产等新型金融服务，这些数字金融服务具有高效率、低成本、强风控等特征，使金融服务更大众化、个性化，极大程度促进中国普惠金融的发展。数字金融基础是数字金融发展的前提条件。信息基础设施为数字金融服务提供基础性支持，使金融业务更加便捷高效，制约着数字金融发展的增长潜力；科技创新是数字金融的核心驱动力，一国的科研投入和产出、人力资本是数字金融发展的重要支撑，持续推动数字金融服务优化和金融产品变革。高质量的政策制度环境是数字金融的重要保障，奠定数字金融发展的制度基础。如果数字金融法律法规相对滞后，无法有效规制数字金融参与主体的违法违规行为，就势必会阻碍数字金融的发展；但另一方面也要重视监管效率，若监管过度干预金融活动的正常运营，则会使市场过度扭曲，不利于提升金融行业竞争力（陈道富，2021）。因此，良好适宜的数字金融治理既保障着金融体系的稳定健康，也可以促进数字金融相关企业的创新和公平竞争。

综上，本文认为数字金融是经过数字化转型发展起来的一种新型金融业态，而数字金融服务、数字金融基础、数字金融治理是数字金融发展的重要影响因素，三者之间存在相互作用又相互制约的关系，只有三者的发展逐步趋于耦合协调，才能最大化推动数字金融发展。

（二）指标体系构建

基于以上分析，本文从数字金融基础、数字金融治理和数字金融服务 3 个维度构建数字金融指标体系。具体而言，指标体系分为三级，包含 3 个维度，共计 25 个具体指标。指标具体含义和数据来源如表 1 所示。

1. 数字金融基础

本文从信息基础设施和研发创新两个维度评估数字金融基础。对于信息基础设施，主要关注其有效性、

⁴ 资料来源：<https://digitalfinance.worldbank.org/topics/dfs—overview>。

安全性和可用性。本文采用网络覆盖指数⁵和网络性能指数⁶指标反映信息基础设施的有效性，采用网络安全指数⁷衡量安全性，采用移动用户数量占比衡量用户的使用情况。对于研发创新，本文采用数字金融专利授权量和数字金融高价值专利授权量分别体现数字金融领域技术创新的数量和质量⁸，采用数字金融相关论文发表量⁹指标反映研究人员在数字金融领域的研究和创新能力。

2. 数字金融治理

本文从监管制度和政府参与两个维度评估数字金融治理。对于监管制度，主要关注与金融、金融科技以及 ICT 相关的监管和政策情况。其中，采用金融基本监管政策、金融科技特定监管政策和央行数字货币进展¹⁰来衡量金融领域的政策完备程度，采用 ICT 监管追踪指数¹¹衡量对 ICT 的监管情况。其中，参考 Ehrentraud et al. (2020)，根据世界银行金融科技法规数据库对各国金融政策的调查，从数字身份、电子货币、开放银行、数据保护 4 个方面度量金融基本监管政策，从加密资产、数字借贷、创新促进 3 个方面度量金融科技特定监管政策¹²。对于政府参与，主要度量政府对数字金融发展的支持以及政府数字化服务的能力。本文采用政府监管质量¹³、政府在线服务¹⁴、政府电子参与 3 个指标来衡量。

3. 数字金融服务

数字金融服务可以从供给侧和需求侧来衡量。本文一方面通过金融科技企业发展状况反映一国数字金融服务的产业供给，另一方面通过细分领域业务规模和服务普及程度反映数字金融服务的行业发展和市场需求，为此共设立 3 个二级指标：企业发展、业务规模和普及程度。对于企业发展，主要关注金融科技公司在数量、价值维度上的表现。本文选取了与金融科技相关的 3 个指标，分别是：金融科技股权融资规模、金融科技股权融资交易数量、金融科技独角兽企业数。对于业务规模，选取利用数字技术进行金融服务的相关总量指标衡量，包括：数字银行净利息收入、数据资产收入¹⁵、数字融资交易额¹⁶、数字投资管理资产总额¹⁷以及数字支付交易额¹⁸。对于普及程度，主要选取数字支付相关的用户使用情况衡量，包括：进行或收到数字支付人数占比、使用手机或互联网支付账单人数占比、使用手机或互联网在线购买物品人数占比。

⁵综合指标，包括 2G/3G/4G/5G 网络覆盖的人口比例，其权重分别为：10%、40%、40%、10%。

⁶综合指标，包括移动用户的平均下载、上传速度和延迟情况，三者权重相等。

⁷综合指标，衡量了各国在网络安全方面做出的承诺。

⁸参考《2023 全球金融与发展报告》，将国际通用的 IPC 国际专利分类号 G06Q20、G06Q30、G06Q40 定义为数字金融专利，其类别涵盖支付、银行、保险等几大应用领域；高价值专利的判定采用 DPI 大为专利指数，通过专利被引证数、同族数、专利类型等指标对专利进行评价，若专利得分大于等于 80 分（四星半和五星级），则被认为是高价值专利。

⁹使用 WOS 数据库中的核心合集数据库，搜索论文关键词中含有“digital finance”的相关论文，再按作者国别和年份汇总而得。

¹⁰央行数字货币按其进展程度进行赋值，分为 0—5。若多个国家均参与某项措施，则参与国家赋值；若某国家出台多项措施，则按最高进展赋值。

¹¹综合指数，帮助决策者和监管机构了解信息和通信科技监管的演变情况。

¹²金融基本监管政策和金融科技特定监管政策指标按各个维度的政策发布情况进行赋值，得分为 0—100。

¹³反映对政府制定和实施允许和促进私营部门发展的健全政策和法规的能力的看法。

¹⁴综合指标，衡量政府在国家提供公共服务时使用信通技术的情况。

¹⁵数据资产包括加密货币和 NFT 两个细分市场。

¹⁶数字融资包括众筹、众投、众贷和市场借贷。

¹⁷数字投资包括自动化投资服务和在线交易服务。

¹⁸数字支付包括数字商务、移动 PoS 支付和数字汇款。

表 1 数字金融发展指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	数据来源	权重
数字金融基础 (26.85%)	信息基础设施	网络覆盖指数	—	GSMA	4.23%
		网络性能指数	—	GSMA	4.35%
		网络安全指数	—	ITU	4.21%
		移动用户数量占比	%	GSMA	4.27%
	研发创新	数字金融专利授权量	项	大为专利、作者整理	3.29%
		数字金融高价值专利授权量	项	大为专利、作者整理	2.30%
		数字金融相关论文发表量	篇	WOS、作者整理	4.20%
	监管制度	金融基本监管政策	—	世界银行	4.15%
		金融科技特定监管政策	—	世界银行	4.19%
		央行数字货币进展	—	CBDC tracker	3.93%
		ICT 监管追踪指数	—	ITU	4.25%
数字金融治理 (29.52%)	政府参与	政府监管质量	—	WIPO	4.33%
		政府在线服务	—	WIPO	4.33%
		政府电子参与	—	WIPO	4.33%
	企业发展	金融科技股权融资规模	美元	BIS	4.35%
		金融科技股权融资交易数量	个	BIS	4.26%
		金融科技独角兽企业数	家	FintechLabs	0.85%
	业务规模	数字银行净利息收入	百万美元	statista	4.29%
		数据资产收入	百万美元	statista	4.36%
		数字融资交易额	百万美元	statista	4.32%
		数字投资管理资产总额	百万美元	statista	4.35%
		数字支付交易额	十亿美元	statista	4.31%
数字金融服务 (43.63%)	普及程度	进行或收到数字支付人数占比	%	世界银行	4.21%
		使用手机或互联网支付账单人数占比	%	世界银行	4.18%
		使用手机或互联网在线购买物品人数占比	%	世界银行	4.16%

注：普及程度相关指标使用的数据均为针对 16 岁以上用户的调查数据。

4. 样本确定与数据来源

为全面衡量数字金融发展水平，同时兼顾样本的覆盖广度，本文使用了广泛的数据源。剔除数据缺失较为严重的国家，最终指数共涵盖全球 60 个主要经济体，覆盖不同区域、不同收入水平的国家和地区。本文样本时间范围为 2018—2022 年，部分指标个别年份数据存在缺失，采用插值法填补。信息基础设施数据来源于全球移动通讯系统协会（GSMA）移动联通指数和 ITU 数据库。研发创新数据来源于大为专利数据库和 WOS 数据库（Web of science）。监管制度数据来源于世界银行金融科技法规数据库、ITU 和 CBDC Tracker（Central Bank Digital Currency Tracker）数据库。其中，监管政策相关法规的发布年份由各国政府官方网站搜索而得。政府参与数据来源于 WIPO 创新指数。企业发展数据来源于国际清算银行（BIS）的工作报告和 FintechLabs 网站。业务规模数据来源于 statista 数据库。普及程度数据来源于世界银行 Findex 调查数据库。

（三）指数测算方法

本文参考 Guo et al.（2007）、Li & Yi（2020）的研究，采用客观的耦合加权方法对各指标赋予权重，由此评价数字金融发展各子系统及综合水平。该方法将指标间的耦合分析与序列关系分析法相结合，对与

其他指标相互作用程度高的指标给予更多的权重。这既避免了主观判断失真的问题, 又可以凸显出指标的相对重要性, 体现了数字金融发展中指标层面以及系统层面的相互作用。

1. 指标无量纲化处理

在计算指数之前, 需要先将测量单位和数据范围不同的指标标准化, 也称为无量纲化。目前常用的标准化方法有 Min-max 标准化、z-score 标准化等。由于数字金融发展仍处于快速扩张阶段, 全球范围内各地发展差距大, 为减缓极端值的影响, 保持指数的稳定性, 本文采用对数型功效函数 (郭峰等, 2020; 王喆等, 2021) 对数字金融指标体系进行无量纲化。具体计算公式¹⁹如下:

$$z_{itj} = \frac{\log x_{itj} - \min(\log x_j)}{\max(\log x_j) - \min(\log x_j)} \quad (1)$$

其中, z_{itj} 为第 j 个指标中第 i 个研究对象第 t 年数据的标准化后数值, x_{itj} 为其原始数值。在经过标准化后, 各指标取值在 0 和 1 之间, 数值越高表示发展程度越高。

2. 指标权重确定

客观耦合加权方法的具体计算过程如下。

第一步, 使用耦合模型测算各指标与其他指标的平均相互作用程度。具体公式为:

$$DF_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{24} \sum_{k=1, k \neq j}^{24} \sqrt{\frac{z_{ij} \cdot z_{ik}}{\left(\frac{z_{ij} + z_{ik}}{2}\right)^2}} \right) \quad j = 1, \dots, 25 \quad (2)$$

其中, $z_{ij} = \frac{1}{5} \sum_{t=1}^5 z_{itj}$, DF_j 表示各指标与其他指标间的相互作用程度。可以看出, DF_j 取值在 0 和 1 之间, 数值越高, 说明该指标与其他指标间有更高的相互作用程度, 则该指标将被赋予更高的权重。

第二步, 按照平均相互作用程度对指标进行排序。根据式 (2) 的计算结果, 按照其数值大小对所有指标进行排序。在本文数据中, 各指标排序为: $DF_{19} > DF_{15} > DF_2 > DF_{21} > \dots > DF_6 > DF_{17}$ 。为便于后续说明, 按照排序重新定义为: $DF_1^* > DF_2^* > DF_3^* > DF_4^* > \dots > DF_{24}^* > DF_{25}^*$ 。

第三步, 按照上一步得到的指标排序相继计算相邻两个指标的重要性比值 d_p 。即: $d_2 = \frac{DF_1^*}{DF_2^*} = \frac{DF_{19}}{DF_{15}}$,

$$d_3 = \frac{DF_2^*}{DF_3^*} = \frac{DF_{15}}{DF_2}, \dots, d_{25} = \frac{DF_{24}^*}{DF_{25}^*} = \frac{DF_6}{DF_{17}}。$$

第四步, 计算指标权重。具体公式为:

$$w_{25}^* = \left(1 + \sum_{p=2}^{25} \prod_{k=p}^{25} d_p \right)^{-1} \quad (3)$$

$$w_{p-1}^* = d_p w_p^*, p = 25, 24, \dots, 2 \quad (4)$$

根据式 (3) 和式 (4), 得到各具体指标的权重值, 进而加总得到各三级和二级指标的权重, 最终权重设置结果详见表 1。

3. 指数计算与合成

根据每个指标计算得到的权重, 对各国的数字金融总指数进行加权汇总, 并得到各分维度的指数得分。

$$DFI_{it} = 100 \times \sum_{j=1}^{25} w_j z_{itj} \quad (5)$$

$$Fun_{it} = 100 \times \frac{\sum_{j=1}^7 w_j z_{itj}}{\sum_{j=1}^7 w_j}, Gov_{it} = 100 \times \frac{\sum_{j=8}^{14} w_j z_{itj}}{\sum_{j=8}^{14} w_j}, Ser_{it} = 100 \times \frac{\sum_{j=15}^{25} w_j z_{itj}}{\sum_{j=15}^{25} w_j} \quad (6)$$

¹⁹ 对于某些最小值为 0 的指标, 采用原数据+1 的形式进行对数化运算。

其中， DFI 表示数字金融发展指数， Fun 、 Gov 、 Ser 分别表示数字金融基础、数字金融治理和数字金融服务分指数。基于上述计算方式，本文测算了 2018—2022 年全球 60 个国家（地区）的数字金融发展指数²⁰。

4. 耦合协调度模型

本文运用修正后的耦合协调度模型（王淑佳，2021）来测度数字金融基础、数字金融治理与数字金融服务子系统间的协同关系，用以反映各国数字金融的协调发展程度。计算公式如下：

$$D = \sqrt{C \times T} \tag{7}$$

$$C = \sqrt{\left[1 - \frac{\sqrt{(U_3 - U_1)^2} + \sqrt{(U_2 - U_1)^2} + \sqrt{(U_3 - U_2)^2}}{3}\right]} \times \sqrt{\prod_{q=1}^3 \frac{U_q}{\max U_q}} \tag{8}$$

$$T = a_1U_1 + a_2U_2 + a_3U_3, a_1 + a_2 + a_3 = 1 \tag{9}$$

其中， D 为耦合协调度， C 为耦合度，两者的取值范围均为 $[0,1]$ 。 D 的数值越接近于 1，说明各系统间的协同发展水平越强。 U_1 、 U_2 、 U_3 分别为三个分维度加权后的数值， a_1 、 a_2 、 a_3 为其对应权重， T 为综合评价指数。在本文中， $T=DFI/100$ ， $U_1=Fun/100$ ， $U_2=Gov/100$ ， $U_3=Ser/100$ ， $a_1 = 0.2685$ ， $a_2 = 0.2952$ ， $a_3 = 0.4363$ 。

为更清晰地反映各国数字金融的协调发展程度，参考赵书虹和孔营营（2023）、廖重斌（1999），采用“十分法”划分标准划分数字金融耦合协调等级。具体划分标准见表 2。

表 2 数字金融耦合协调类型划分

序号	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
耦合协调度 D	(0-0.1]	(0.1-0.2]	(0.2-0.3]	(0.3-0.4]	(0.4-0.5]	(0.5-0.6]	(0.6-0.7]	(0.7-0.8]	(0.8-0.9]	(0.9-1.0]
协调等级	极度失调	严重失调	中度失调	轻度失调	濒临失调	勉强协调	初级协调	中级协调	良好协调	优质协调
耦合度 C	(0,0.3]			(0.3-0.5]		(0.5-0.8]			(0.8-1.0]	
耦合阶段	低水平耦合			拮抗阶段		磨合阶段			高水平耦合	

三、各国数字金融发展实证分析

根据上述的数字金融指标体系及其测算方法，得到 2018—2020 年全球 60 个经济体的数字金融发展指数以及各项分指数。下面对这些主要经济体的数字金融发展情况进行分析。

（一）全球数字金融发展概况

从总体情况来看（表 3），2018—2022 年间全球数字金融发展整体呈现稳步增长的趋势，数字金融指数平均得分从 2018 年的 51.92 上升至 2022 年的 60.95，增长幅度为 17.3%。其中，发达国家的数字金融发展水平较高，一定程度上说明数字金融发展与收入和经济水平密切相关。新兴经济体的数字金融指数要低于平均水平，但增速较高，与发达国家数字金融发展的差距呈现收敛趋势。此外，二十国集团（G20）的数字金融发展水平要明显高于全球平均水平，且具有较高增速，在 2022 年的平均得分达到 68.17，已经高于发达国家的平均水平，体现了 G20 为挖掘数字经济潜力、推动数字金融发展所做出的努力。

²⁰ 本文还对各级指标使用逐级等权法和熵权法进行赋权，将几种方法得到的指数结果进行比较，发现领先国家排名基本一致，说明结果具有一定的稳健性和可靠性。篇幅所限，比较结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

表 3 2018—2022 年全球数字金融发展指数结果

年份	平均水平	新兴经济体	发达国家	G20
2018	51.92	45.69	58.97	58.79
2019	54.62	49.19	61.14	61.46
2020	57.04	51.93	63.38	63.81
2021	59.64	54.25	65.59	66.89
2022	60.95	55.85	66.37	68.17

注：本文样本中属于 G20 的有：中国、韩国、印度、美国、英国、加拿大、德国、意大利、法国、俄罗斯、日本、欧洲联盟、印度尼西亚、南非共和国、沙特阿拉伯、土耳其、澳大利亚、阿根廷、巴西。本文根据 IMF 的对新兴市场经济体（EMDEs）的划分确定新兴经济体，样本中包含的新兴经济体有：波兰、阿拉伯联合酋长国、匈牙利、智利、中国、巴西、马来西亚、泰国、俄罗斯、土耳其、南非、阿根廷、哥伦比亚、印度、印度尼西亚、菲律宾、埃及。

表 4 显示了 2022 年数字金融发展排名前 20 国家的总指数和 3 个分指数得分情况。从区域情况看，不同地区国家间的数字金融发展水平有较大差异。排名靠前的国家主要集中于 3 个区域，一是以美国、加拿大为代表的北美地区，二是以中国、韩国等为代表的东亚地区，三是以英国、法国等为代表的欧洲地区。这些地区大多具有较好的数字金融基础，同时注重数字金融服务的发展。其中，中国是数字金融指数前 10 名中唯一的发展中国家，依托夯实的数字金融基础和数字金融服务的蓬勃发展，位列第 4 名。中国香港亦有不俗的表现，具有完备的数字金融治理体系，位列第 14 名。然而，亚洲和欧洲地区数字金融发展具有明显的断层特征，除了部分国家排名靠前之外，还有很大一部分国家的数字金融指数排名依然靠后，如巴基斯坦、菲律宾、保加利亚、斯洛文尼亚等国家均排在最后 15 名。相比之下，非洲、拉丁美洲的排名较为靠后。这些国家由于自身经济、政治、文化等因素，信息基础设施薄弱，科技创新能力不足，金融监管环境尚不到位，数字金融相关服务业态仍处于发展初期。

从国家（地区）情况看，2022 年数字金融发展指数最高的国家为美国，为 87.17，并且在数字金融基础和数字金融服务上具有明显领先优势，综合得分遥遥领先。其次为英国、韩国和中国，三者的综合指数得分较为接近，分别为 80.80、80.56 和 79.12，但三者在分指数上的表现有所不同。英国在数字金融的 3 个分指数上均呈现了较为突出的优势；韩国在数字金融基础、数字金融治理方面优势突出；中国与美国较为相似，在数字金融基础、数字金融服务方面实力突出，在数字金融治理方面排名相对靠后。此外，其他国家间的数字金融发展差距较小，大部分国家的数字金融指数得分集中在 50—70 之间。对比 2022 与 2018，各国整体排名较为稳定，中国、澳大利亚、新加坡、日本排名有较大提升，而德国、荷兰、瑞典等国家排名下降幅度较大。

表 4 2022 年数字金融发展指数排名前 20 的国家（地区）

排名	国家/地区	总指数	2018 年排名	数字金融基础	数字金融治理	数字金融服务
1	美国	87.17	2	93.72	71.25	93.91
2	英国	80.80	1	82.77	79.27	80.62
3	韩国	80.56	4	87.61	84.97	73.23
4	中国	79.12	6	95.33	62.56	80.35
5	澳大利亚	76.78	8	80.01	78.00	73.96
6	新加坡	75.85	13	77.69	89.81	65.27
7	加拿大	74.76	7	74.96	74.90	74.55
8	德国	73.95	5	79.24	67.69	74.93
9	日本	73.77	12	82.62	74.89	67.56
10	荷兰	73.46	3	72.89	76.48	71.77
11	法国	73.31	10	77.27	73.43	70.79
12	瑞典	71.84	9	72.61	72.23	71.10
13	丹麦	71.43	14	68.77	75.27	70.46
14	中国香港	69.62	19	62.44	85.80	63.10
15	芬兰	68.57	15	74.29	76.85	59.45
16	西班牙	67.32	17	72.34	63.74	66.66
17	意大利	66.92	11	73.72	66.26	63.18
18	挪威	66.81	16	69.22	64.91	66.62
19	奥地利	66.01	24	67.04	73.17	60.54
20	巴西	65.78	28	59.16	75.03	63.60

（二）中国与领先国家竞争力比较分析

根据各国在二级指标上的得分表现，对中国与数字金融发展指数排名前 3 的领先国家：美国、英国、韩国进行比较分析，结果如图 1 所示。

美国的数字金融发展指数排名第 1 位，在信息基础设施、研发创新、企业发展、业务规模四个分指数上均处于全球领先地位，在普及程度和监管制度方面相对弱势。美国拥有非常好的数字金融基础，自 90 年代起便大力发展信息基础设施，4G 网络覆盖接近 100%。作为云计算、物联网等新一代信息技术的技术发源地，美国还拥有大量的人工智能人才和技术平台，在数字科技领域具有绝对的领先优势，数字金融高价值专利数量遥遥领先。同时，美国有众多的金融科技参与者，在全球 CFTE 公布的金融科技独角兽企业 250 强榜单中，美国金融科技企业占了一半以上，股权融资规模远超其他国家。另一方面，美国在数字金融服务的普及程度上仍有很大的提升空间。2022 年世界银行调查报告²¹中显示，美国只有 45.8% 的用户使用过手机和互联网进行汇款。此外，虽然 2022 年美国的监管制度得分相较 2018 年有较大提升，但由于金融监管体系较为复杂，目前仍未设置专门的监管机构负责监管金融科技，在电子货币、开放银行等领域并未出台特定的监管政策。此外，美国对央行数字货币的发展保持着谨慎的态度，目前仍处于理论研究阶段。

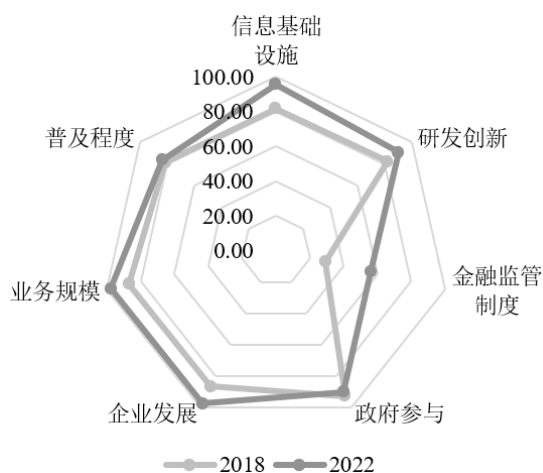
英国的数字金融发展指数排名第 2 位，在数字金融治理和数字金融服务的各项分指数上均具有明显的竞争优势，但数字金融基础存在比较明显的短板。英国对数字金融的研究和投资力度始终处于领先地位。自 2008 年金融危机以来，金融科技领域在政府的大力支持下迅速发展，金融科技投资额增速飞快。2015 年，英国金融行为监管局（FCA）首先提出监管科技的概念，利用新一代数字技术优化金融监管，提高监管效率。同年，FCA 提出监管沙盒这一创新监管理念，以更好地推动金融业务的创新。然而，相较于其他领先国家，英国的数字金融基础处于弱势，且提升幅度较小，尚未受到充分重视。英国的网络速度和质量

²¹ 资料来源：World Bank Group Global Market Survey: Digital Technology and the Future of Finance (English). <http://documents.worldbank.org/curated/en/099735404212273637/P1730060bfa4c60010b833091f0f2fe2fc8>。

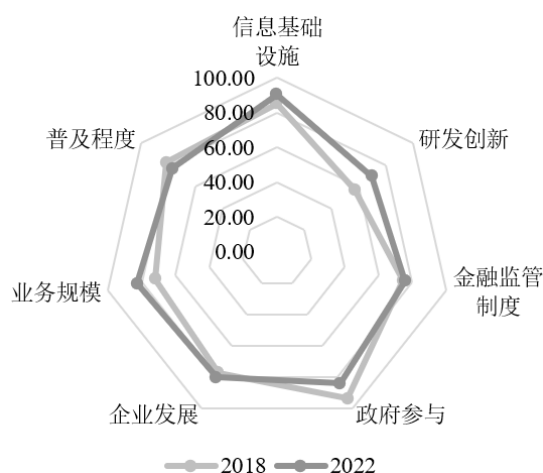
要明显低于欧洲其他国家，5G 建设缓慢，5G 网络人口覆盖率远低于欧盟的平均水平。在创新能力方面，英国也稍显不足，2022 年数字金融相关专利仅有 350 项，远低于其他领先国家。

韩国的数字金融发展指数排名第 3 位，在信息基础设施和数字金融治理方面处于全球领先地位，但在研发创新、企业发展和业务规模上表现较为一般。韩国具有十分先进的信息基础设施，是全球首个无线宽带普及率达 100% 的国家，也是 5G 网络发展的领跑者。优越的信息基础设施积极推动了韩国的数字金融市场发展，数字支付总交易量连年保持高增长率。另一方面，韩国具有严格的数字金融监管制度，金融监管政策十分完备，这虽然保障了数字金融市场的健康发展，但也不可避免地抑制了数字金融创新，影响金融科技企业的发展速度。因此，相较于其他领先国家，韩国的研发创新和企业发展方面较为薄弱。韩国的金融监管部门也意识到了监管的效率问题，正在适当放松部分监管措施，鼓励数字金融创新，加强金融科技企业的竞争力。

中国的数字金融发展指数排名第 4 位，在数字金融基础和数字金融服务的各项分指数上处于领先水平，但在数字金融治理方面相对劣势。近年来中国非常注重信息基础设施和数字技术的发展，数字技术创新能力持续提升，2022 年数字金融专利数相较 2018 年增加 3 倍，与美国几乎持平且远超其他国家。据国家互联网信息办公室发布的《数字中国发展报告（2022 年）》显示²²，中国信息领域相关国际专利申请全球占比达 37%，在 5G 上实现了技术、产业、网络、应用的全面领先，正在加快 6G 的研发布局。数字金融服务方面，中国在支付清算领域的数字化程度非常高，用户普及度和创新均处于全球前列，互联网金融业务规模庞大，央行数字货币取得阶段性进展，区块链等数字技术在金融领域的应用越来越广泛。虽然中国金融科技起步较晚，但在政府政策的大力支持下，金融科技发展非常迅速，各项业务比较成熟，监管制度比较完善。数字金融领域需要提升之处在于：数字金融专利数量多但高价值专利数量相对较少；金融科技企业股权融资增速放缓，交易数量有所下滑等，需进一步优化调整。



(1) 美国



(2) 英国

²²资料来源：http://www.cac.gov.cn/2023-05/22/c_1686402318492248.htm?eqid=e964285800089bd400000004646d59f6。

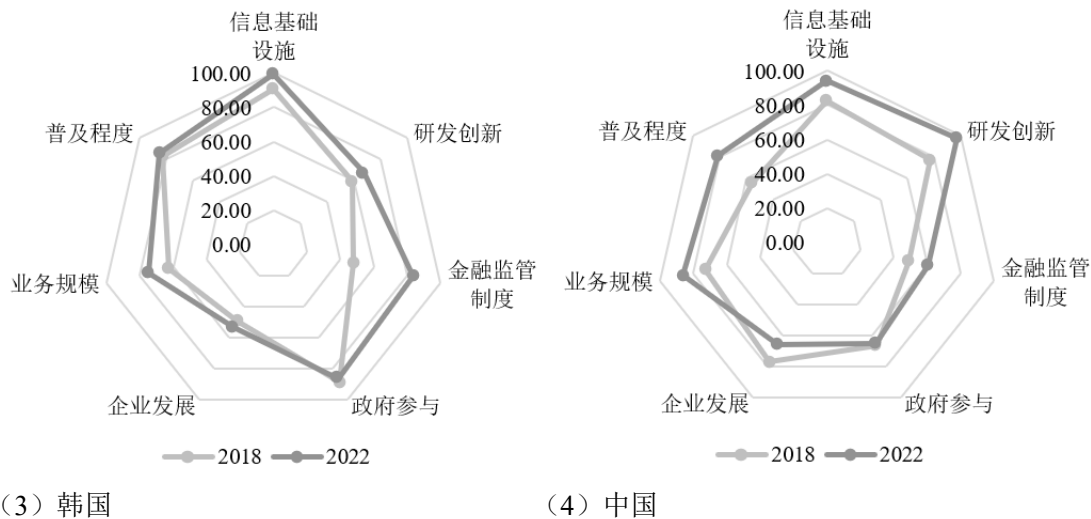


图 1 2018 和 2022 年中国与领先国家二级指数比较

四、各国数字金融耦合协调度实证分析

数字金融蓬勃发展需要数字金融基础、数字金融治理、数字金融服务之间相互协调促进，形成良性的耦合协同关系。根据耦合协调度模型和表 2 所示的数字金融耦合协调等级，本文对各国家（地区）2018—2022 年的数字金融耦合协调度进行测算，并划分相应的协调等级和耦合阶段。图 2 显示了 2018、2020 和 2022 年各数字金融协调等级的国家（地区）数量。从整体来看，全球数字金融的耦合协调度稳步上升。在 2018 年，有一半以上的国家处于失调和勉强协调的状态，而在 2022 年，大多数国家已迈入初级协调及以上的发展阶段，数字金融各维度的发展步伐逐渐同步。值得注意的是，尽管各国已经重视到协调发展的重要性，但处于良好协调的国家数量仍然很少，仅有 5 个，且尚未有国家进入优质协调阶段，仍需进一步优化数字金融发展路径。

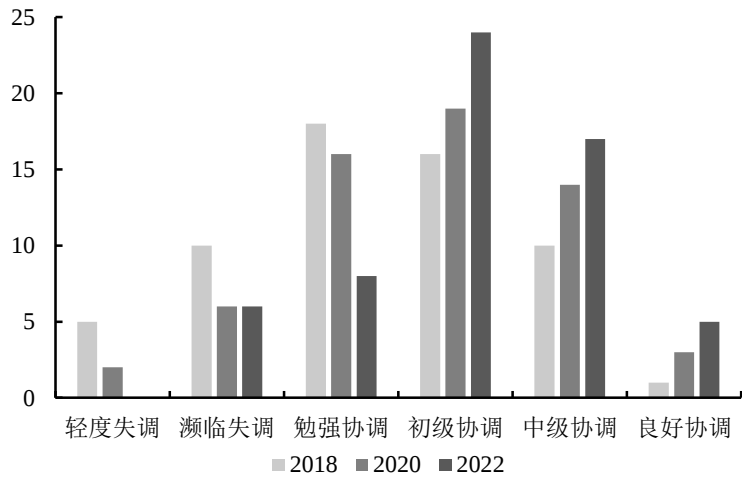


图 2 2018、2020 和 2022 年协调等级国家（地区）数量

进一步比较分析 2022 年各国数字金融耦合协调发展情况（表 5），发现协调等级高的国家往往具有较高的数字金融指数得分，体现了结构协调性对数字金融发展水平的重要作用。从耦合协调度来看，发达国家普遍具有较高水平的耦合协调等级，在 22 个处于良好协调、中级协调等级的国家（地区）中，发达国家数量高达 19 个。从耦合度来看，美国、英国等 10 个国家处于高水平耦合阶段，约旦处于拮抗阶段，其余 51 个国家均处于磨合阶段，耦合水平普遍不高，说明数字金融三大维度的耦合协同性仍有很大提升空间。

中国虽然数字金融发展水平处于领先地位,但耦合协调度处于中级协调阶段,排在第 11 位;耦合度为 0.74,尚处于磨合阶段,排在第 26 位。综合来看,近年来我国数字金融的耦合度和耦合协调度虽有一定程度的增长,但数字金融仍为达到协同发展状态,数字金融治理水平明显滞后于数字金融基础和数字金融服务。这说明,虽然我国逐步建立起了数字金融监管框架,使数字金融正在向健康有序的方向发展,但相较于已居全球前列的数字金融技术和愈发活跃的数字金融市场,数字金融监管有提升空间,一些模糊的金融业务边界上仍存在风险,监管力度、效率、范围等方面有待进一步提升。

表 5 2022 年各国家（地区）数字金融耦合协调发展结果

协调等级	国家/地区
良好协调	美国*、英国*、韩国*、澳大利亚*、加拿大*
中级协调	荷兰*、法国*、瑞典*、德国*、日本、中国、新加坡、丹麦*、挪威、西班牙、芬兰、意大利、俄罗斯、中国香港、奥地利、爱尔兰、捷克
初级协调	瑞士、以色列、巴西、比利时、新西兰、卢森堡、波兰、沙特阿拉伯、阿拉伯、印度、爱沙尼亚、马来西亚、泰国、葡萄牙、希腊、土耳其、立陶宛、斯洛伐克、拉脱维亚、墨西哥、印度尼西亚、匈牙利、智利、塞浦路斯
勉强协调	斯洛文尼亚、南非、阿根廷、菲律宾、马耳他、保加利亚、肯尼亚、哥伦比亚
濒临失调	尼日利亚、越南、秘鲁、埃及、约旦 ⁺ 、巴基斯坦

注：“*”表示该国家（地区）处于高水平耦合阶段，“+”表示该国家（地区）处于拮抗阶段，未特殊注明的国家均处于磨合阶段。

五、结论与建议

本文在分析数字金融内涵的基础上,从数字金融基础、数字金融治理、数字金融服务 3 个维度构建数字金融发展指标体系,并对 2018—2022 年全球 60 个主要经济体的数字金融发展进行测度和分析。研究结论如下:第一,全球数字金融发展稳步增长,数字金融竞争格局正在重塑:美国数字金融发展迅速,处于世界领先水平;中国、韩国等东亚地区国家正在快速崛起;欧洲起步较早但增速较低;非洲、拉丁美洲暂处于落后状态,各国数字金融发展差距逐渐缩小。第二,从细分领域来看,发达国家的数字金融基础要好于发展中国家,而各国之间数字金融治理水平差距较大,许多国家数字金融监管环境尚不完善。第三,领先国家的数字金融比较优势不同,美国均衡发展,在信息基础设施和研发创新上具有明显的领先优势;英国具有完善的监管制度,数字金融服务活跃,但信息基础设施较为薄弱;韩国拥有先进的信息基础设施和完备严格的数字金融监管制度,但创新产出较低,数字金融市场不够活跃;中国拥有良好的数字金融基础,在数字支付等数字金融服务上具有突出的竞争优势,但在数字金融治理方面仍存在提升空间。第四,从耦合协调性来看,虽然各国数字金融耦合协调度逐年增加,但整体协同水平较低,较多国家尚处于初级协调级别和磨合的耦合阶段,在数字金融服务、数字金融基础和数字金融治理方面存在发展不同步的现象。

随着数字经济时代的到来,数字金融在其中发挥着越来越重要的作用,成为打造数字强国、助力经济高质量发展、提升国际竞争力的重要力量。基于本文结论,为推动我国数字金融发展提出如下政策建议:第一,进一步夯实数字金融基础底座,重点关注数字金融创新质量。从数字金融专利情况来看,虽然我国专利数量基本与美国持平,但高价值专利数量明显不足。因此,应积极引导企业培育数字金融高价值专利,加强关键技术、重点领域的投融资力度,注重金融科技专业人才的引进和培养,提升金融科技企业的国际竞争力。第二,营造良好的数字金融治理环境,优化数字金融监管体系。虽然我国数字金融治理水平提升显著,但仍存在数字金融发展不平衡不协调的问题。因此,可以考虑借鉴新加坡金融管理局、FCA 等其他国家金融监管机构的成熟经验,完善数字货币、数据资产等数字金融重点领域的标准制定,同时充分利用大数据、人工智能等数字技术手段加强对数字金融市场的监管,提高数字金融监管效能。第三,扩大数字支付领域的领先优势,继续数字金融服务路径,拓宽金融科技企业融资渠道。当前,我国数字支付业务规模持续扩大,需进一步引导数字金融市场对外开放,推进建立人民币跨境支付体系,提高人民币在国际金

融市场的竞争力。同时，加强金融机构与科技公司的跨行业合作，推动数字金融产品和服务创新。另一方面，应进一步拓宽科技型企业的融资渠道，通过搭建综合服务试点、设置专项资金等方式，着力解决金融科技初创企业融资难的问题，为我国数字金融发展注入新的动力。

参考文献

- [1] 曹颖, 尤建新, 卢锐, 等. 我国科技金融发展指数实证研究[J]. 中国管理科学, 2011, 19 (3): 134—140
- [2] 陈道富. 数字金融监管的基本思路、原则和重点思考[J]. 北方金融, 2021 (6): 3—7
- [3] 郭峰, 王靖一, 王芳等. 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 (4): 1401—1418
- [4] 郭峰, 熊云军. 中国数字普惠金融的测度及其影响研究: 一个文献综述[J]. 金融评论, 2021, 13 (6): 12—23+117—118
- [5] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 等. 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 (1): 81—98
- [6] 何婧, 李庆海. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济, 2019(01): 112—126
- [7] 黄靖雯, 陶士贵. 以金融科技为核心的新金融形态的内涵: 界定、辨析与演进[J]. 当代经济管理, 2022, 44 (10): 80—90
- [8] 黄益平, 黄卓. 中国的数字金融发展: 现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018, 17 (4): 1489—1502
- [9] 廖重斌. 环境与经济协调发展的定量评判及其分类体系——以珠江三角洲城市群为例[J]. 热带地理, 1999, (2): 76—82
- [10] 鲁钊阳, 姜世梅. 数字金融研究进展与评析[J]. 无锡商业职业技术学院学报, 2022, 22 (3): 20—28
- [11] 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, (3): 160—175
- [12] 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 (6): 114—132
- [13] 宋敏, 周鹏, 司海涛. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济, 2021 (4): 138—155
- [14] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020, 36 (5): 52—66+9
- [15] 王淑佳, 孔伟, 任亮等. 国内耦合协调度模型的误区及修正[J]. 自然资源学报, 2021, 36 (3): 793—810
- [16] 汪亚楠, 叶欣, 许林. 数字金融能提振实体经济吗[J]. 财经科学, 2020 (3): 1—13
- [17] 王喆, 陈胤默, 张明. 测度全球数字经济发展: 基于 TIMG 指数的特征事实[J]. 金融评论, 2021, 13 (6): 40—56+118—119
- [18] 王喆, 尹振涛. 金融科技基础设施指数构建与发展评估[J]. 金融监管研究, 2022 (6): 28—45
- [19] 肖翔, 丁洋洋, 王思纯. 金融科技发展指数的国际比较研究[J]. 金融理论与实践, 2021 (10): 12—21
- [20] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2018, 17 (4): 1557—1580
- [21] 尹志超, 公雪, 郭沛瑶. 移动支付对创业的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据[J]. 中国工业经济, 2019, (3): 119—137
- [22] 赵书虹, 孔营营. 区域旅游经济与空气质量耦合协调的时空演化——以云南省为例[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33 (8): 146—156
- [23] 中国互联网金融协会金融科技发展与研究专委会, 浙江大学互联网金融研究院. “一带一路”金融科技发展指数研究报告[R]. 2021: 20—25
- [24] Brandao D, Tatiana, Feyen, et al. Patterns of Fintech Activity and Enabling Factors: Fintech and the Future of Finance Flagship Technical Note (English) [R]. World Bank Group, 2022
- [25] Cornelli G, Doerr S, Franco L, et al. Funding for Fintechs: Patterns and Drivers[R]. BIS Quarterly Review, 2021
- [26] Ehrentraud J, Ocampo D G, Garzoni L, et al. Policy Responses to Fintech: A Cross—Country Overview[R]. Bank for International Settlements, 2020
- [27] Guo Y J, Yao Y, Yi P T. Method and Application of Dynamic Comprehensive Evaluation[J]. Systems Engineering — Theory & Practice, 2007, 27(10): 154—158
- [28] Hayworth C, Colli C, Melzer I. Digital Financial Services Measurement Framework[R], Insight to Impact, 2019

- [29] Khera P, Ng S, Ogawa S, et al. Measuring Digital Financial Inclusion in Emerging Market and Developing Economies: A New Index[J]. Asian Economic Policy Review, 2022 (2) , 213—230
- [30] Li W W, Yi P T. Assessment of City Sustainability—Coupling Coordinated Development Among Economy, Society and Environment[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 256: 120453
- [31] Liao G K, Li Z H, Wang M X, et al. Measuring China's urban digital finance[J]. Quantitative Finance and Economics, 2022 (6) : 385—404
- [32] Luo S. Digital Finance Development and the Digital Transformation of Enterprises: Based on the Perspective of Financing Constraint and Innovation Drive[J]. Journal of Mathematics, 2022 (3) : 1—10

The Construction and International Comparison of Digital Financial Development Index

Abstract: Digital finance is developing rapidly around the world and has become a key area of financial competition among countries. In order to comprehensively and accurately portray the development level of digital finance in various countries and improve the competitiveness of digital finance in China, this paper constructs a digital financial development indicator system from three dimensions: digital financial foundation, digital financial governance, and digital financial services, and then systematically evaluates the state of digital financial development in 60 major economies around the world from 2018 to 2022. We find that there are large differences in the level of digital finance in different countries, with higher levels of development in North America, East Asia and Europe, and higher average levels in G20 countries and developed countries. The United States, the United Kingdom, South Korea and China are the top four countries in the digital financial development index, which have different competitive advantages in the segmented areas. China is at the global leading level in digital financial foundation and digital financial services, but the coupling and coordination of digital finance is low, and further improvement is needed in digital finance governance. Finally, based on the calculation results and the actual situation, policy recommendations are proposed for China's digital financial development.

Key words: Digital Financial Development; Evaluation Indicator System; International Comparison Study; Coupling Coordination

征稿启事



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

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

作品要求:

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

投稿方式:

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

邮寄地址:

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

《国际货币评论》编辑部

HDFH
瀚信网



Global FinTech Lab
全球金融科技实验室

HDFH
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN
金融联盟链



扫码关注