

# I 国际货币评论

## International Monetary Review

主编：张杰



深刻理解和把握金融高质量发展

陈雨露

产业数字化对本土需求引致创新的强化效应

易先忠、潘锐

中国宏观经济与利率期限结构：混频作用机制及跨逆周期调控效应

尚玉皇、郑挺国

人民币货币锚地位的动态变化及其驱动因素

贝泽赞、程欣、周颖刚

全球金融冲击、网络关联性特征与银行跨境资本流入

李兴中、谭小芬、荀琴

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：吴晓桐

栏目编辑：张思瑾

美术编辑：陈一欣

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：[www.imi.ruc.edu.cn](http://www.imi.ruc.edu.cn)

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

邮 箱：[imi@ruc.edu.cn](mailto:imi@ruc.edu.cn)



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

# 目 录

## 【卷 首】

深刻理解和把握金融高质量发展 ————— 陈雨露 01

产业数字化对本土需求引致创新的强化效应

——科技强国建设的优势途径 ————— 易先忠、潘锐 04

中国宏观经济与利率期限结构：混频作用机制及跨逆周期调控效应 ————— 尚玉皇、郑挺国 21

人民币货币锚地位的动态变化及其驱动因素 ————— 贝泽赞、程欣、周颖刚 38

全球金融冲击、网络关联性特征与银行跨境资本流入 ————— 李兴申、谭小芬、苟琴 50

外部不确定性冲击的来源甄别及其对中国货币政策有效性的影响 ————— 邓创、吴健、王哲 62

RCEP、全国统一大市场与中国区域福利效应 ————— 任桐瑜、谢建国、洪小羽 84

# 深刻理解和把握金融高质量发展<sup>1</sup>

陈雨露<sup>2</sup>

**【摘要】**高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。金融是国家经济的血脉和国家核心竞争力的重要组成部分，迫切需要为经济社会发展提供高质量服务。中央金融工作会议明确提出“要加快建设金融强国”，同时强调“推动我国金融高质量发展”，并对奋力开拓中国特色金融发展之路作出战略部署。金融高质量发展不仅是坚定不移走中国特色金融发展之路、推进金融强国建设的迫切要求，也将为以中国式现代化全面推进强国建设、民族复兴伟业提供有力支撑。我们要深刻理解和把握金融高质量发展，从而为更好地推进金融事业实践创新、理论创新、制度创新奠定基础。

## 一、金融高质量发展应统筹把握三重辩证关系

**金融高质量发展需要统筹好发展与安全的关系。**党的二十大报告明确指出：“发展是党执政兴国的第一要务。没有坚实的物质技术基础，就不可能全面建成社会主义现代化强国。”经济是肌体，金融是血脉，两者共生共荣。社会主义现代化强国建设迫切需要建立健全具有高度适应性、竞争力、普惠性的现代金融体系，通过全面优化金融服务功能、提高金融服务效率以及拓展金融服务规模，促进金融体系质的有效提升和量的合理增长，进而增强金融为经济社会发展提供高质量服务的能力。与此同时，必须深刻认识复杂严峻的国内外环境，坚持把防控风险作为金融工作的永恒主题，牢牢守住不发生系统性金融风险的底线。金融高质量发展就是要处理好防风险与促发展的关系，形成以金融发展促金融安全、以金融安全保金融发展的良性机制。

**金融高质量发展需要统筹好效率与公平的关系。**我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。金融高质量发展是解决不平衡与不充分的双重困局的重要路径，这就决定了它兼顾“效率”与“公平”的双重属性：一方面，以“效率导向”服务于解决不充分问题，围绕战略性新兴产业、重点产业链以及科技创新等强劲的经济增长点提供高效金融服务，形成经济发展“锻长板”、培育新动能新动力的驱动力；另一方面，又以“公平导向”服务于解决不平衡问题，围绕小微企业、乡村发展等薄弱环节提供普惠金融服务，形成经济发展“补短板”、积蓄突破落差困局的驱动力。金融高质量发展就是既要效率也要公平，以推进共同富裕助力社会主义现代化强国建设。

**金融高质量发展需要统筹好政府与市场的关系。**奋力开拓中国特色金融发展之路，必须坚定不移坚持党中央对金融工作的全面领导。党中央对金融工作的集中统一领导为有为政府与有效市场更好结合提供了坚实保障。在推进金融高质量发展的进程中，既要求切实把中国特色社会主义制度优势转化为推进金融高质量发展的治理效能，做好金融发展的顶层制度设计、政策体系建设以及风险防范管控，又要充分发挥市场在金融资源配置中的决定性作用，在构建现代金融市场体系、完善市场化调控方式以及资源要素有序自由流动等方面取得新突破新进展。处理好政府与市场的关系，是实现金融高质量发展必须解决的重大问题。

## 二、金融高质量发展应密切契合四维目标导向

**金融高质量发展应以满足人民日益增长的美好生活需要为重要导向。**坚持以人民为中心的发展思想是推进中国式现代化必须牢牢把握的重大原则。金融高质量发展必须坚持以人民为中心的价值取向，积极服务于人民日益增长的美好生活需要，以维护人民根本利益、增进民生福祉、让现代化建设成果更多更公

<sup>1</sup> 原文刊载于《学习时报》2023年11月15日第1版

<sup>2</sup> 陈雨露，南开大学党委副书记、校长



平惠及全体人民作为重要基点，将政治性与人民性体现于金融高质量发展的实践之中。

**金融高质量发展应以完整、准确、全面贯彻新发展理念为重要导向。**中央金融工作会议提出的“做好科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融五篇大文章”，是深入贯彻新发展理念，推动金融高质量发展的生动体现。新发展理念回答了关于发展的目的、动力、方式、路径等一系列理论和实践问题，明确了我国现代化建设的指导原则。金融高质量发展必须坚持贯彻新发展理念，积极在创新成为第一动力、协调成为内生特点、绿色成为普遍形态、开放成为必由之路、共享成为根本目的上下功夫、谋突破。这不仅是现代金融体系建设的必然选择，也为金融更好地服务经济社会发展提供了科学指引。

**金融高质量发展应以服务国家重大战略与国家重大需求为重要导向。**为统筹中华民族伟大复兴战略全局和世界百年未有之大变局，我国在构建新发展格局及实现区域协调发展、创新驱动发展等方面进行了一系列重大战略部署。金融高质量发展是经济高质量发展的有机组成与必要条件，金融系统应胸怀“国之大者”，强化使命担当，积极服务国家重大战略与国家重大需求，以国家重大战略与国家重大需求为重要牵引驱动金融发展。

**金融高质量发展应以实现金融体系与现代化产业体系共赢为重要导向。**加快发展现代化产业体系是建设社会主义现代化强国的重要举措，实现实体经济、科技创新、现代金融、人力资源协同发展是现代化产业体系建设的迫切要求。金融高质量发展要坚持与现代化产业体系建设同成长、共命运，准确把握现代化产业体系建设引致的大规模、多层次、多样化金融服务需求，形成以需求牵引供给、供给创造需求的高水平动态平衡，推进金融体系与现代化产业体系互利共赢。

### 三、金融高质量发展应着力推进五大有效路径

**以金融供给侧结构性改革增强服务实体经济质效。**实体经济是一国经济的立身之本，中国特色金融发展之路必须坚持把金融服务实体经济作为根本宗旨，金融供给侧结构性改革应着力构建有效支持实体经济的现代金融体系。一方面，以金融体系结构调整优化为重点，优化融资结构和金融机构体系、市场体系、产品体系，为实体经济发展提供更高质量、更有效率的金融服务。支持国有大型金融机构做优做强，当好服务实体经济的主力军。通过优化资金供给结构、盘活被低效占用的金融资源以及疏通资金进入实体经济的渠道等路径，为实体经济发展营造良好的货币金融环境。另一方面，围绕重大战略、重点领域以及薄弱环节为实体经济提供精准金融服务，构建多层次金融支持服务体系，积极发挥资本引领作用：针对制造强国、质量强国、航天强国、交通强国、网络强国、数字中国，强化金融支持力度以及金融服务创新；以实现碳达峰碳中和目标为引领，构建支持新能源发展和能源供给体系战略性优化调整的绿色金融体系，推动实体经济实现绿色低碳转型发展；大力发展普惠金融，提高小微经营主体融资可得性和便利性，推动经济社会协调发展。

**以现代化治理体系提升金融风险防控能力。**中国共产党领导是中国特色社会主义制度的最大优势，做好金融工作必须坚持和加强党的全面领导。金融安全是国家安全的重要组成部分，金融高质量发展必须以现代化治理体系建设提升金融风险防控能力，筑牢金融安全防线。从宏观层面看，围绕金融监管体系、政府债务管理、金融风险处置等方面着力提升金融风险防控能力。坚持全面依法治国，健全金融法律体系，建设中国特色的法治金融。全面加强金融监管体系建设，依法将所有金融活动全部纳入监管，切实提高金融监管的有效性。建立防范化解地方债务风险长效机制，建立权责一致、激励约束相容的风险处置责任机制，健全具有硬约束的金融风险早期纠正机制。从微观层面看，通过完善中国特色现代金融企业制度、健全法人治理、推进金融机构改革、加强金融机构内控体系建设等路径，提升金融机构的风险防控能力。与此同时，也要完善国有金融资本管理，拓宽银行资本金补充渠道，做好产融风险隔离。

**以市场决定性作用提高金融资源配置效率。**金融工作应坚持“市场导向”，坚持社会主义市场经济改革方向，处理好政府和市场的关系。围绕“使市场在资源配置中起决定性作用”这一主线深化金融市场化改革，通过建立健全市场化定价机制、推进利率和汇率市场化改革、加强金融衍生品市场制度建设、完善中国特色现代金融企业制度等路径，建立有利于市场决定性作用发挥的体制机制与政策环境。在此基础上，强化

市场规则，着力打造规则统一、监管协同的金融市场。加强和改善政府宏观调控，完善市场化激励约束机制，推动金融资源配置依据市场规则、市场价格、市场竞争实现效益最大化和效率最优化，促进金融资源配置效率提升。着力打造现代金融机构体系，培育一流投资银行和投资机构，拓展金融市场广度和深度，提高金融市场体系发展水平。

**以高水平开放激发金融高质量发展新动能。**在确保国家金融和经济安全的前提下，通过稳步扩大金融领域制度型开放、坚持“引进来”与“走出去”并重、提升跨境投融资便利化等路径，以金融高水平开放更好地链接国内国际两个市场两种资源，使高水平开放成为激发金融高质量发展新动能的重要动力源。一方面，以高水平开放增强现代金融体系与现代产业体系以及人民美好生活需要之间的适配性。通过加快优化国际营商环境，充分发挥超大规模市场优势，完善准入前国民待遇加负面清单管理制度，形成对外资金融机构的强大吸引力，把国际金融资源有效地用于中国式现代化建设。另一方面，扩大金融高水平开放，服务好“走出去”和“一带一路”建设，稳慎扎实推进人民币国际化。增强上海国际金融中心的竞争力和影响力，巩固提升香港国际金融中心地位，提高金融业全球竞争能力，以金融高水平开放支持构建“双循环”新发展格局。

**以新技术与新变革赋能金融服务体系创新。**我国面临的科技革命、产业变革及社会变革等多重深刻变化对金融服务提出更高要求，驱动着金融服务体系不断创新发展。首先，以数字技术深化应用为基础推进数字金融创新发展。发挥数字技术对金融发展的赋能作用，创新数字金融应用场景，推进数字金融新业态新模式发展。鼓励金融机构将主体信用与交易信用相结合建立数字风控体系，探索“数字技术+产业金融”的产业数字金融模式。其次，以支持科技创新为目标大力发展科技金融。完善中国特色的科技金融体系，支持金融机构和资本市场按照科技创新生命周期为企业提供有力的金融服务，重点支持破解重大科技“卡脖子”问题。最后，以应对人口老龄化变革为目的鼓励养老金融发展。支持具有养老属性的金融产品发展，坚持以市场需求为导向，通过产品创新、服务创新、渠道创新等路径推动养老金融供给创新，从而更好地满足多元化的养老需求。

# 产业数字化对本土需求引致创新的强化效应<sup>1</sup>

## ——科技强国建设的优势途径

易先忠<sup>2</sup> 潘锐<sup>3</sup>

**【摘要】**把握撬动世界科技强国建设的杠杆,需要找准并充分发挥推动自主创新的“国家特定优势”。国内需求优势和产业数字化的领先发展是当前中国建设世界科技强国的特殊优势。本文回归创新源泉,提出产业数字化通过助推“需求引致创新”从而赋能科技强国建设的新命题。通过跨国投入产出表测算各国各制造业的本土需求和产业数字化水平,并与WIPO国际专利分类(IPC)数据匹配,利用“国家—行业”层面数据考察了产业数字化对本土需求引致创新的影响效应。研究发现,即便在开放条件下本土需求仍然是引致创新的重要源泉,产业数字化通过提升供需匹配程度和提高研发效率等途径显著强化了“需求引致创新”效应,但这一强化效应受到基础科技能力和市场成长性的制约。进一步研究发现,市场制度环境不完善会抑制“需求引致创新”效应,而产业数字化可以缓解市场制度环境不完善对“需求引致创新”的制约效应。本文的研究从创新源泉视角拓展了产业数字化赋能创新的新途径,对发挥国内需求在科技强国建设中的重要作用提供了新政策启示。

**【关键词】**国内需求 产业数字化 科技强国 需求引致创新

### 一、引言

中华民族伟大复兴的若干重大问题日益聚焦到“科技强国建设”及其背后的理论探索。2022年5月1日,习近平总书记的重要文章深刻阐述了建设世界科技强国的重要性。党的二十大报告明确提出“加快建设世界创新高地”。把握撬动世界科技强国建设的杠杆,需要找准能推动科技创新的“国家特定优势”,构建立足中国特殊优势的科技强国建设之路。当前中国建设世界科技强国有两个突出的“国家特定优势”:一是不断凸显的国内需求优势,二是产业数字化的领先发展。

其一,“东升西降”的世界市场格局下,国内需求是中国科技强国建设的特殊优势。“需求拉动”和“技术推动”是创新的两个基本途径(Von Hippel,1988)。“需求拉动”假说认为需求是影响企业创新决策的最根本因素,并决定了创新的方向(Schmookler,1966),这一创新范式也被称为“需求引致创新”(Foellmi和Zweimüller,2006)。“技术推动”假说则强调创新是由科学技术推动,科学技术知识决定了创新的边界(Dosi,1982)。对广大新兴经济体而言,一个基本事实是,其科学知识积累和基础研究水平与发达国家领先水平存在较大差距。这意味着强调知识积累的“技术推动”创新范式对后发国家并不具有比较优势。更为重要的是,当前我们遭遇的“卡脖子”技术问题,在大部分产业中并不是基础科学问题,而主要是应用型工程技术问题(高旭东,2021)。并且从历史经验看,追赶型大国(如美国)科技发展历程整体上遵循“先技术后科学,先应用后基础”的发展路径。这意味着后发国家建设世界科技强国需要把解决应用导向的科技问题放在优先位置,彰显“需求引致创新”途径的重要性。大量文献也证实了需求引致创新机制的有效性(Acemoglu和Linn,2004;Fabrizio和Thomas,2012)。世界市场格局的“东升西降”是当前世界大变局中的重要内容,本

<sup>1</sup> 原载于《财贸经济》2023年第11期

<sup>2</sup> 易先忠,南京审计大学经济学院教授,博士生导师

<sup>3</sup> 潘锐,南京审计大学经济学院硕士研究生

土企业又具有依托国内需求创新的天然优势,从而使得发展中大国本土需求在企业创新活动中扮演着愈发重要的作用。尽管大量研究在发达国家情境下讨论了需求规模和结构对创新的影响(程文、张建华,2018;钱学锋等,2021),但对如何充分发挥发展中大国本土需求对创新的作用,仍然缺乏清楚扎实的理论解释和行之有效的政策措施。

其二,中国建设世界科技强国的另外一个“国家特定优势”在于产业数字化的领先发展。数字经济正成为重塑全球经济结构、改变全球竞争格局的关键力量,也成为促进创新的重要因素。产业数字化是数字经济发展的主阵地,根据中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展报告(2022年)》,2021年中国产业数字化规模达到37.2万亿元,占数字经济81.7%,占GDP比重为32.5%。习近平总书记在全国网络安全和信息化工作会议上强调,“要推动产业数字化,释放数字对经济发展的放大、叠加、倍增作用”。产业数字化深刻改变了企业组织结构和商业逻辑,对创新过程产生重要乃至颠覆性改变。在企业微观层面上,数字技术应用通过加强企业间知识流动、改善创新流程、强化企业与消费者互动等途径促进了企业创新(赵宸宇等,2021),从而也表现出对产业与区域创新能力的积极影响(黄群慧等,2019)。最新此类研究不断丰富产业数字化影响创新的内在机制,如易靖韬和曹若楠(2022)提出流程数字化通过企业的“二元学习”效应提升了企业创新绩效;杨金玉等(2022)认为客户数字化转型通过倒逼效应和知识溢出影响供应商创新。立足中国产业数字化发展优势,拓宽产业数字化在科技强国建设中的作用机制,是有待深入研究的重要命题。

关于当前中国建设世界科技强国的上述两大优势,既有研究达成的共识是:国内需求是引致创新的重要源泉,而产业数字化对经济发展及创新具有普遍的放大、倍增效应。由此引发的问题是,产业数字化是否也放大、倍增了国内需求对创新的引致效应?目前尚未有经济学文献涉及这一重要研究命题,仅有肖静华等(2018)少量研究从创新管理视角对这一主题做出了值得注意的贡献。为丰富此类研究,并回应党的二十大报告“把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来”的要求,本文将中国建设科技强国的国内需求和产业数字化两大优势纳入同一分析框架,探究产业数字化赋能科技强国建设的新途径。本文的边际贡献可能在于:(1)有别于既有关于数字经济与创新的研究,本文探究产业数字化通过助推“需求引致创新”从而赋能科技强国建设的新命题,从创新源泉视角拓展了产业数字化作用于创新的新机制;(2)本文探究产业数字化对本土需求引致创新的助推效应及其条件,特别考虑了发展中国家市场制度环境不完善的共性特征,不仅推进了“需求引致创新”经典理论对发展中国家的适用性,也为如何发挥国内需求优势对科技强国建设的作用提供新的政策思路。

## 二、理论分析与研究假说

创新的本质是新技术的市场化(Schumpeter,1939)。创新的本质属性决定了需求是驱动创新的关键因素,而产业数字化转型深刻影响了需求对创新的作用。

### (一) 需求引致创新与本土需求的特殊性

根据“需求拉动”假说,需求主要通过两个途径影响创新。一是基于市场规模效应。较大的市场规模能分摊研发成本,提高创新的预期收益,有效需求规模的增加是诱使企业增加研发投入的最有效激励(Acemoglu和Linn,2004)。二是基于市场规模扩大形成的竞争效应。市场需求的增加会引发企业数量以及产品种类的增加,从而加剧市场竞争,更激烈的市场竞争进一步促进企业创新(Desmet和Parente,2010)。

同时,本土需求异质性决定了本土需求引致创新的特殊性。“需求引致创新”理论强调市场特征对创新的影响(Foellmi和Zweimüller,2006)。经济水平、历史文化、地理环境等特征导致不同国家需求的异质性,这就要求企业根据不同市场的需求特征推出创新产品或服务。由于企业识别不同市场需求能力的不对称,国外企业针对异地市场需求进行创新面临诸多挑战,而本土企业更容易识别异质性本土需求,地理以及文化制度的临近性使得本土企业依托国内需求进行创新具有内在优势(Adner和Levintha,2001),从而使得不同



国家技术变迁轨迹不同,也使创新呈现显著的本土化特征(Fabrizio 和 Thomas,2012)。如印度塔塔汽车公司创新的超廉价汽车(NANO)正是顺应了价格低廉的实用性本土需求特征,日本人口老龄化催生了产业机器人的领先发展,中国传统烹饪习惯引致的独特需求造就了大吸力低噪音吸油烟机的发展优势。

本土需求成为引致创新特殊优势的另一个重要原因在于“缄默性”需求知识。需求知识是消费者对商品的系列诉求,这一系列诉求实际上是融合了当地文化脉络、地理特征、消费习惯、话语系统和政策制度等一系列因素的知识体系(Adams 等,2013)。需求知识不仅包含消费者对商品在时间、质量、经济性、服务、社会性等方面的需求,还包括情感、美观和用户友好性等重要方面(Wang,2011)。由于需求知识强调本土经验和情景,深度嵌入在本土文化、制度与地理特征之中,内化为本地惯例,因而进一步强化了本土需求知识的缄默性(程鹏、李洋,2017)。由于本土企业相对于外国企业在把握本土需求知识方面具有成本优势、以及信息和文化的临近优势(Porter, 1990)。因此,即便在开放条件下企业创新往往优先响应本土需求而非国外需求(Fabrizio 和 Thomas,2012)。由此,提出假说 1。

假说 1: 由于本土企业具有把握异质性本土需求及缄默性需求知识的内在优势,即便在经济开放条件下,本土需求仍然是引致创新的重要源泉。

## (二) 产业数字化对本土需求引致创新的强化效应

本土需求引致创新的过程是企业把握消费者需求、利用需求知识进行创新的过程。而产业数字化是大数据、云计算、区块链、人工智能等新一代信息技术在传统产业生产、运营、销售和管理等多环节的应用与数字化改造过程(Vial,2021),这一过程会对需求引致创新效应产生深刻影响。

一方面,产业数字化有助于企业准确识别、低成本把握本土需求,实现供需匹配,从而强化需求引致创新效应。首先,产业数字化提升了消费行为的可数据化程度。数字技术在企业运营与销售环节的应用,使得消费者不需要具备主动参与数据记录的意愿,也能通过其消费购买和访问行为自动生成消费数据,这些数据反映了不同消费者的需求特征及其动态变化(史丹、孙光林,2022)。其次,数字化转型使企业便利、精准地把握消费者个性化需求。消费行为的可数据化能使企业便利、低成本、突破时空限制地获取丰富的市场数据资源,企业能精准把握消费者多样化、个性化需求,为创新提供决策支持。再次,数字化转型赋能企业实现供需精准匹配。数字技术降低了消费者和企业互动沟通的信息成本,灵活、柔性的生产与运营系统使得大规模个性化定制成为可能,以及工业互联网平台将上下游企业以及消费者有机连接,极大提升了企业精准匹配需求的供给能力。精准匹配的供需结构能降低创新失败风险,强化需求引致创新效应。

另一方面,产业数字化有助于企业把握缄默性需求知识,提高研发效率,进而强化需求引致创新效应。识别高度情景化的缄默性需求知识是企业创新成功的关键(Von Hippel,1988)。而产业数字化通过改变企业的组织形态和研发模式破解了传统企业无法有效把握隐性需求知识的困境,进一步放大了本土需求在企业创新中的作用。首先,产业数字化过程中数字平台的出现降低了企业对需求知识的追踪、复制、搜寻成本,促进了需求知识的扩散,为企业创新提供创意源泉。其次,数字化转型下的企业组织结构具有柔性化特点,不仅促进了知识的跨组织边界流动,也通过打破企业与消费者交流的壁垒,促进了企业对需求知识的把握(易靖韬、曹若楠,2022)。再次,产业数字化极大改变了以往限制消费者参与研发的约束条件,使消费者能深度参与企业研发,深刻改变了传统创新模式,有助于企业高效把握创新所需要的缄默性需求知识(肖静华等,2018)。由此,提出假说 2。

假说 2: 产业数字化通过提升供需匹配和研发效率等途径强化本土需求引致创新效应。

## (三) 产业数字化助推需求引致创新的条件分析

产业数字化使消费者与生产者的关系更紧密,但从识别消费者需求到根据需求实现创新需要诸多条件。其中,基础科技能力是架起本土需求与企业创新桥梁的重要节点,而不同市场条件下产业数字化对“需求引致创新”的促进效应也不同。

其一,基础科技能力不仅是“需求引致创新”的重要条件,也是产业数字化强化“需求引致创新”效应的前提。尽管需求是影响创新决策的根本因素并引导创新的方向,但基础科技能力直接影响企业对需求价值的敏感性和创新的可行性(Di Stefano 等, 2012)。基础科技能力表现在对创新原理的深度把握,对创新过程及其包含的缄默知识做到“知其所以然”,是企业依托本土需求进行创新的先决条件。因为本土需求的异质性决定了本土需求引致创新的技术轨迹在不同国家之间的差异性,企业基础科技能力不足,就难以根据异质性本土需求改进技术和产品。产业数字化虽拉近了消费者与生产者之间的距离,但当企业把握消费者需求却无法有效满足这些需求时,需求引致创新机制无法实现,产业数字化也难以对“需求引致创新”产生助推效应。

其二,不同市场条件下产业数字化对“需求引致创新”的促进效应不同。不同市场条件下企业创新行为与绩效有明显差异,成长型市场降低了创新风险,持续推动企业创新;相反,市场成长性弱,企业创新的市场空间不足,创新动力也较弱。同样,不同市场条件下产业数字化对“需求引致创新”的促进作用也不同。成长型市场强化了企业数字化转型动力,数字化转型可以助力企业准确把握现实需求、实现供需匹配、提升创新效率,从而强化需求引致创新作用。而在成长性不足的市场上,企业开拓新市场困难,多数企业对产品的改进只是为了维持其市场份额,难以推出创新产品;同时,成熟市场的行业壁垒也较高,新进入企业少,弱化了企业创新活力;并且低成长性市场中企业数字化转型动力也不足,产业数字化对“需求引致创新”的促进作用受到抑制。由此,提出假说 3。

假说 3: 产业数字化对“需求引致创新”的强化效应受到基础科技能力和市场成长性的制约,基础科技能力越强和市场成长性越好,产业数字化的强化效应越明显。

### 三、研究设计与基本事实

#### (一) 研究设计

首先,利用(1)式检验本土需求引致创新效应。

$$innova_{ijt} = \beta demand_{ijt} + \sum X_{ijt} + \sum \varpi + e_{ijt} \quad (1)$$

其中下标  $i$  表示国家, $j$  表示行业, $t$  表示时间, $innova_{ijt}$  代表各国各制造业各年的创新水平, $demand_{ijt}$  为各国各制造业各年的本土需求,为消除异方差获得平稳数据对这两个变量进行取对数处理。 $\sum X_{ijt}$  表示一系列控制变量, $\sum \varpi$  为国家、行业、时间固定效应, $e_{ijt}$  为随机扰动项。

其次,在运用(1)式验证了本土需求对创新具有引致效应的条件下,运用(2)式检验产业数字化对“需求引致创新”的强化效应。

$$innova_{ijt} = \beta_1 demand_{ijt} + \beta_2 digital_{ijt} + \beta_3 demand_{ijt} \times digital_{ijt} + \sum X_{ijt} + \sum \varpi + e_{ijt} \quad (2)$$

(2)式检验中将产业数字化水平( $digital$ )视为调节变量,检验产业数字化对“需求引致创新”边际效应的影响,主要关注系数 $\beta_3$ ,若 $\beta_3$ 显著为正,则可以证明产业数字化对本土需求引致创新的强化效应。

#### (二) 数据来源

以 2016 年版世界投入产出数据库(WIOD)的 42 个国家除烟草生产外的 17 个制造业为研究对象,时间跨度为 2000-2014 年。利用 WIOD 数据库的投入产出表可以测度各国各制造业的本土需求和产业数字化水平。以各国各制造业最终品需求作为本土需求( $demand$ )的代理变量, $i$  国  $k$  产业的国内最终品需求可以表示为:

$$demand_{ik} = \sum_{b=1}^m F_{ii}^{kb} + \sum_{j=1}^n \sum_{b=1}^m F_{ji}^{kb} \quad (3)$$

其中,  $n$  表示国家数量,  $m$  表示产业数量。  $\sum_{b=1}^m F_{ii}^{kb}$  表示  $i$  国本土  $k$  产业向本土其他产业销售的最终产品之和。  $\sum_{b=1}^m F_{ji}^{kb}$  表示  $j$  国  $k$  产业销往  $i$  国各个产业的最终品之和,  $\sum_{j=1}^n \sum_{b=1}^m F_{ji}^{kb}$  是其他国家的  $k$  产业向  $i$  国各个产业销售的最终产品之和。

关于本土创新的测度。为消除“专利泡沫”的影响,以 PCT (Patent Cooperation Treaty) 国际专利授权数作为创新的代理变量。将 WIOD 制造业行业分类码与世界知识产权组织 (WIPO) 数据库中 PCT 专利的国际专利分类表 (IPC 分类) 相匹配<sup>4</sup>, 得到各国各制造业的 PCT 国际专利授权量。

关于制造业产业数字化的测度。由于产业数字化本质上是数字技术和数据资源在传统产业的运用,因此可以借鉴祝树金等 (2020) 关于制造业服务化的测度思路构建制造业数字化指数,其原理是运用投入产出法测度制造业的数字产品 (数字技术和数据资源) 含量。为此,需要确定生产数字产品的数字产业。将《数字经济及其核心产业统计分类 2021》的数字产业与 WIOD 的行业相匹配,确定三个主要数字产业: 计算机、电子产品制造 (为产业数字化转型提供数字技术,对应 WIOD 产业代码 C17); 电子元器件及设备制造 (为数字技术提供基础设施,对应 WIOD 产业代码 C18); 计算机编程、咨询相关活动以及信息服务活动 (为产业数字化转型提供数据资源,对应 WIOD 产业代码 C40)。传统的直接消耗系数和完全消耗系数法忽略了不同制造业投入产出结构差异所导致投入数字产品水平测度的偏差。因此,参考黄玉霞和谢建国 (2019) 的研究,通过构建完全依赖度来体现制造业的产业数字化水平。

$$digital_{dj} = Complete_{dj} / \sum_{i=1}^n Complete_{ij} \quad (4)$$

(4) 式中  $Complete_{dj}$  表示制造业  $j$  对数字产业  $d$  的完全消耗系数,  $Complete_{ij}$  表示制造业  $j$  对任意行业  $i$  的完全消耗系数。  $Complete_{dj}$  由 (5) 式计算得出,同理计算  $Complete_{ij}$ 。

$$Complete_{dj} = a_{dj} + \sum_{k=1}^n a_{dk} a_{kj} + \sum_{m=1}^n \sum_{k=1}^n a_{dm} a_{mk} a_{kj} + \dots \quad (5)$$

(5) 式等号右边第一项  $a_{dj}$  表示  $j$  行业对数字产业  $d$  的直接消耗,第二项为  $j$  行业通过  $k$  行业对数字行业的第一轮间接消耗,依此类推第  $n+1$  项为第  $n$  轮间接消耗。

控制变量包括行业和国家两个层面。行业层面数据主要来源 WIOD 数据库中的社会经济附属账户 (SEA),参考黄玉霞和谢建国 (2019) 以及白俊红和余雪微 (2022) 研究,控制行业层面影响创新的主要因素: 以行业人均增加值 (行业增加值/行业从业人数,  $avalue$ ) 反映行业发展水平、以要素禀赋结构 (物质资本存量/行业从业人数,  $acapital$ ) 反映行业资本要素充裕度、以劳动补偿占比 (劳动补偿/资本补偿,  $laborcom$ ) 反映行业劳动成本。国家层面数据主要来源于世界银行发展指数数据库 (WDI) 和国际货币基金组织数据库,参考易先忠和欧阳晓 (2018) 等研究,除了控制人力资本水平 (中学生入学占总人数比例,  $human$ )、金融发展程度 (国际货币基金组织发布的金融发展指数,  $fd$ ) 等影响创新的重要要素外,重点控制外商直接投资 (外商直接投资总额/国内生产总值,  $fdi$ ) 和贸易开放度 (出口总额/国内生产总值,  $open$ ),理由是: 只有控制经济开放条件才能更好地识别本土需求对创新的影响,而外商直接投资可以直接带来外来新技术的溢出,贸易开放也能通过“出口中学”等途径影响本土创新。

### (三) 基本事实

通过绘制三维空间图刻画产业数字化、本土需求与创新的基本关系,见图 1。首先,本土需求与创新之间呈现显著的正向关系 (图 1 的后方比前方高)。这初步说明,本土需求可能具有引致创新效应。进一步,本土

<sup>4</sup> 具体匹配方法备索

需求与创新之间的关系在不同产业数字化水平条件下呈现显著差异。给定本土需求,产业数字化水平越高,创新水平也越高(图 1 的右方比左方高),这可能说明,产业数字化对本土需求引致创新效应具有强化作用。

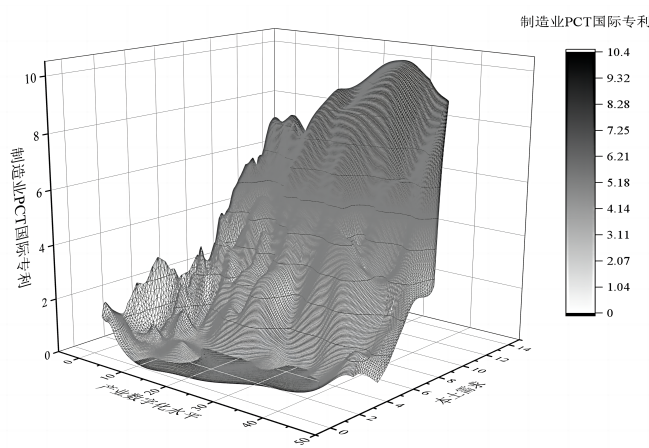


图 1 产业数字化、本土需求与创新的三维关系

## 四、实证分析

### (一) 本土需求引致创新检验

#### 1. 基准回归

利用回归式(1)验证本土需求引致创新效应,回归结果见表(1)。表(1)第(1)列只纳入本土需求变量,本土需求的估计系数显著为正,并且解释力度达到 0.42,说明本土需求是影响创新的重要因素。表(1)第(2)列纳入了行业和国家层面的控制变量,方差膨胀因子(VIF)最大值为 1.65,说明不存在严重共线性问题。纳入控制变量的回归结果显示,本土需求的估计系数依然显著为正。进一步采用了多维固定效应进行估计,回归结果见表(1)的第(3)和(4)列。在控制了国家、行业、时间效应以及经济开放(fdi和open)等控制变量后,本土需求的估计系数依然为正,初步支持了开放条件下本土需求仍然具有引致创新效应的基本结论。

表 1 本土需求引致创新的基准回归

	(1) ln(innova)	(2) ln(innova)	(3) ln(innova)	(4) ln(innova)
ln(demand)	0.711*** (0.008)	0.489*** (0.008)	0.127*** (0.040)	0.128*** (0.038)
控制变量	否	是	否	是
时间、国家、行业	否	否	是	是
观测值	10710	10268	10710	10268
R2	0.419	0.691	0.907	0.911

注: \*、\*\*和\*\*\*分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内为“国家—行业”层面的聚类稳健性标准误,交互项去中心化处理,控制变量包括: avalue、acapital、laborcom、fdi、open、fd、human。下同。

#### 2. 内生性问题

需求与创新的逆向因果关系导致的内生性问题,是需求引致创新检验中的核心问题。遵循 Acemoglu 和



Linn (2004) 的经典研究,采用一国人口结构(15-64 岁人口占比)作为本土需求的工具变量。理由在于人口结构满足工具变量的相关性和排他性要求:一方面,15-64 岁人口通常代表了主要消费人群,他们往往具有较高的消费倾向,因而与本土需求有较强相关性;另一方面,人口结构难以直接或通过其他途径影响创新。工具变量检验显示,以人口结构作为工具变量不存在识别不足和弱工具变量问题,结果见表(2)第(1)列。进一步,为处理工具变量“严格外生”的难点问题,参考 Nevo (2012) 的“不完美工具变量法”,在假设工具变量是“近似外生”的情况下检验 IV 估计结果的稳健性。结果显示,即使人口结构是“不完美工具变量”,工具变量的估计系数(0.629)也在 95%的置信区间[0.499,1.164]内,说明以人口结构作为本土需求的 IV,其估计结果是稳健的。

表 2 内生性问题与稳定性检验

	工具变量(IV)估计			稳健性检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	人口结构工具变量	三次方工具变量	异方差工具变量	中间品需求	总需求
$\ln(demand)$	0.629*** (0.045)	0.224*** (0.042)	0.616*** (0.031)		
$\ln(media)$				0.269*** (0.049)	
$\ln(totdemand)$					0.304*** (0.057)
Kleibergen-Paap rk LM	15.646***	184.801***	204.136***		
Kleibergen-Paap rk Wald F	186.844	241.308	42.391		
控制变量	是	是	是	是	是
时间、国家、行业	是	是	否	是	是
观测值	10268	10268	10268	10268	10268
R <sup>2</sup>	0.709	0.349	0.683	0.913	0.912

进一步,采用两种常用的工具变量构建策略处理内生性问题。一是借鉴蒲艳萍和顾冉(2019)的方法,利用各行业本土需求减去行业本土需求均值的三次方作为工具变量。二是借鉴 Lewbel (2012) 的方法,通过异方差构造工具变量,即利用与异方差误差乘积不相关的回归量构造一个工具变量。两种 IV 估计结果见表(2)的第(2)列和第(3)列,结果均表明本土需求的估计系数依然显著为正,证实了假说 1。

### 3. 稳健性检验

为保障结论的稳健性,将制造业最终品需求替换为制造业中间品需求和制造业总需求(中间品和最终品需求之和)。制造业中间品需求计算方法与公式(3)原理相同。稳健性检验结果见表(2)的第(4)列和第(5)列,替换核心解释变量后,本土需求对创新的正向促进作用依然显著,说明本土需求引致创新的基本结论是稳健的。据此,进一步验证了假说 1。

### (二) 产业数字化对“需求引致创新”强化效应的检验

在验证了本土需求具有引致创新效应的基础上,利用(2)式检验产业数字化对本土需求引致创新的强化效应,结果见表(3)第(1)列。检验结果显示,本土需求与产业数字化的交乘项(inter)系数显著为正,本土需求对创新的边际效应为  $0.466+2.059*\text{digital}$ ,产业数字化水平越高,本土需求引致创新的效应越强,说明产业数字化放大了本土需求引致创新效应。为处理内生性问题,采用人口结构作为本土需求的工具变量,以人口结构和 digital 和交互项作为其交互项的工具变量,工具变量估计结果见表(3)第(4)列。IV 估计仍然支持了产业数字化对本土需求引致创新的强化效应。正如理论部分所阐述的那样,本土需求引致创新的

过程是企业把握消费者需求、利用需求知识进行创新的过程,而产业数字化运用新一代信息技术在生产与运营等环节的运用与改造,对需求引致创新过程产生深刻影响。

表 3 产业数字化对“需求引致创新”的强化效应检验

	(1) <i>ln(innova)</i>	(2) <i>ln(innova)</i>	(3) <i>ln(innova)</i>	(4) 工具变量估计
<i>ln(demand)</i>	0.466*** (0.041)			0.623*** (0.058)
<i>ln(media)</i>		0.541*** (0.024)		
<i>ln(totdemand)</i>			0.600** (0.027)	
<i>digital</i>	14.908*** (1.895)	14.522*** (2.166)	17.054*** (2.002)	19.550*** (2.154)
<i>inter</i>	2.059*** (0.563)	2.661*** (0.526)	3.396*** (0.528)	3.791*** (0.561)
Kleibergen-Paap rk LM				24.306***
Kleibergen-Paap rk Wald F				12.764
控制变量	是	是	是	是
时间、国家、行业	是	是	是	是
观测值	10268	10268	10268	10268
R <sup>2</sup>	0.819	0.809	0.811	

注：根据不同的需求变量，*inter* 分别表示  $\ln(demand)*digital$ 、 $\ln(media)*digital$  和  $\ln(totdemand)*digital$ 。

进一步替换核心解释变量进行稳健性检验。将最终品需求替换为中间品需求（*media*）和总需求（*totdemand*）。稳健性检验结果见表（3）的第（2）和第（3）列。无论是以总体需求还是以中间品需求度量的本土需求,其与 *digital* 的交互项（*inter*）依然显著为正。稳健性检验结果进一步支撑了产业数字化对“需求引致创新”的强化效应。

为直观描述不同产业数字化水平下需求引致创新效应的差异性,进一步刻画（2）式中本土需求对创新的边际效应（ $\beta_1 + \beta_3 digital$ ）。以产业数字化均值加减一个标准差表示三类产业数字化水平：高产业数字化水平、平均产业数字化水平以及低产业数字化水平,刻画三类产业数字化水平下本土需求对创新的边际效应,为保障结论的稳健性,对总需求也进行同样处理,见图 2。两图均直观显示,给定本土需求时,本土需求对创新的边际效应随着产业数字化水平的提升而增强,即产业数字化水平越高,需求引致创新效应越强。由此,进一步验证了假说 2。

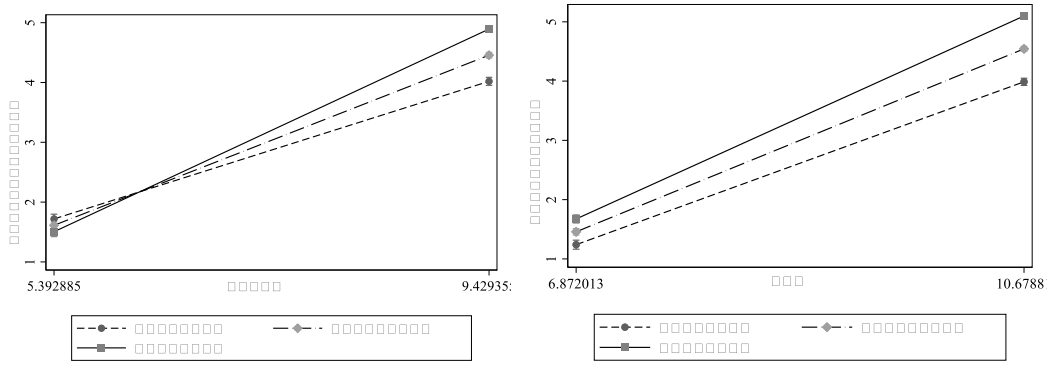


图2 不同产业数字化水平下本土需求引致创新的边际效应

## 五、机制检验与条件分析

### (一) 机制检验

#### 1. “研发效率”机制检验

理论上,产业数字化转型拉近了消费者与生产者之间的距离,有助于企业把握具有缄默性的需求知识,通过提高研发效率的途径强化了需求引致创新效应。为检验这一机制,首先检验产业数字化水平对研发效率的影响,在验证产业数字化能提升研发效率的基础上,再验证研发效率是否正向调节了需求引致创新效应。

为检验“研发效率”机制,需要测度各国各行业的研发效率。运用投入—产出法计算研发效率,其中研发投入为研发资本存量与研发人员<sup>5</sup>,研发产出为各制造业 PCT 国际专利授权数。相对于传统投入—产出的效率测度方法,如随机前沿法和数据包络分析法,非期望产出的 SBM 模型 (Slacks-Based Measure) 能避免径向和角度度量引起的偏差,因此本文通过 SBM 模型测度各国各行业的研发效率。“研发效率”机制检验结果见表 4 的第 (1) 列和第 (2) 列。第 (1) 列结果表明,产业数字化能显著提升研发效率 (efficiency)。正如理论部分阐述的那样,产业数字化促进消费者参与企业研发过程,有助于企业把握缄默性需求知识,从而提高研发效率。表 4 第 (2) 列表明,研发效率和本土需求的交互项通过 1% 的显著性检验,说明较高的研发效率能更好发挥需求引致创新作用。结合第 (1) - (2) 列两个检验结果及其理论逻辑,说明产业数字化通过提高研发效率的途径强化了需求引致创新效应。

#### 2. “供需匹配”机制检验

理论分析表明,产业数字化有助于企业准确、便捷把握异质性本土需求,实现供需匹配,进而强化需求引致创新效应。为检验“供需匹配”机制,需要测度各国行业层面的供需匹配程度。本文根据中间品价格指数与总产出价格指数波动的差异性构建供需匹配指数 (match),见 (6) 式,其中  $p_m$  为中间品价格指数,  $p_s$  为总产出价格指数,价格指数来源于 WIOD 数据库中的社会经济附属账户。中间品价格指数与总产出价格指数变动幅度之差的绝对值越小,则表明供需匹配程度越高。其理由在于经济运行的基本逻辑:供需匹配条件下,中间品价格指数与总产出价格指数会同比例波动;相反,如果供需不匹配,当中间品成本大幅上涨时,企业不能顺利将中间品成本上涨压力转嫁给消费者,即总产出价格指数不能同比例上涨。

$$match = \ln\left(1 / \left| \frac{p_{m_t} - p_{m_{t-1}}}{p_{m_t}} - \frac{p_{s_t} - p_{s_{t-1}}}{p_{s_t}} \right| \right) \quad (6)$$

<sup>5</sup> 由于缺乏各国行业层面的研发投入数据,采取如下策略: 首先,利用永续盘存法测算一国的研发资本存量,并平减为 2011 年不变价,资本折旧率取 15%。然后,根据各行业增加值占制造业总增加值的比重将研发资本存量和研发人员赋值到行业层面。

“供需匹配”机制检验结果见表 4 的第 (3) - (4) 列。表 4 第 (3) 列结果表明,产业数字化显著提升了本土供需匹配程度 (*match*)。产业数字化不仅有助于企业低成本准确识别消费者需求,并且通过柔性化生产实现个性化定制,提高企业精准匹配需求的供给能力。表 4 第 (4) 列结果表明,本土供需匹配和本土需求的交互项通过 1% 的显著性检验,说明较高的本土供需匹配程度能更好发挥需求引致创新作用。结合表 4 第 (3) - (4) 列两个检验结果及其理论逻辑,验证了产业数字化通过提升供需匹配的途径强化了需求引致创新效应。

表 4 产业数字化强化“需求引致创新”效应的机制检验

	(1) <i>efficiency</i>	(2) <i>ln(innova)</i>	(3) <i>match</i>	(4) <i>ln(innova)</i>
<i>ln(demand)</i>		0.138*** (0.038)		0.472*** (0.008)
<i>efficiency</i>		0.753*** (0.073)		
<i>digital</i>	2.918*** (0.066)		2.439** (0.071)	
<i>ln(demand)*efficiency</i>		0.195*** (0.035)		
<i>match</i>				0.103*** (0.009)
<i>ln(demand)*match</i>				0.020*** (0.004)
控制变量	是	是	是	是
时间、国家、行业	是	是	是	是
观测值	10013	10013	10268	10268
R <sup>2</sup>	0.183	0.911	0.202	0.815

## (二) 产业数字化强化“需求引致创新”效应的条件检验

为检验产业数字化强化效应所需的基础科技能力条件,采用国际科技期刊发文数度量一国整体基础科技能力 (*basic*)。其理由在于:(1) 长期以来关于创新源泉的争论达成的共识是,科学知识决定了创新的边界,因此国际科技期刊发文数能较好度量基础科技能力 (Di Stefano 等,2012)。(2) 创新是系统性工程,一国整体性基础科技能力是一国某一产业创新成功的基础。国际科技期刊发文数来自于世界银行世界经济发展指数数据库。关于市场成长性条件,以各国各制造业增加值为基准计算的复合增长率度量各国各行业的市场成长性 (*growth*)。

首先,以虚拟变量交互项方法验证不同基础科技能力与市场成长性条件下产业数字化强化效应的差异。将基础科技能力与市场成长性按均值分组,大于均值取 1 否则为 0,得到对应的两个虚拟变量 D1 和 D2。回归结果见表 5 第 (1) 列和第 (2) 列,结果显示,*inter\*D1* 和 *inter\*D2* 都显著为正。其经济含义是,相对于 D1 和 D2 取 0 时,D1 和 D2 取 1 时产业数字化对需求引致创新的助推效应更强,说明产业数字化的强化效应受到基础科技能力与市场成长性的影响。



表5 产业数字化强化“需求引致创新”效应的条件检验

	虚拟变量交互项法		分组估计方法				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	市场成长性	基础科技能力	总样本	低基础科技能力	高基础科技能力	低市场成长性	高市场成长性
<i>inter*D1</i>	2.141** (0.930)						
<i>inter*D2</i>		4.462*** (1.492)					
<i>inter</i>	-1.132 (0.746)	3.122 (5.915)	2.059*** (0.563)	-0.646 (0.763)	3.916** (1.466)	-2.624 (2.031)	2.792*** (0.776)
观测值	10268	10268	10268	7755	2513	6493	3775
R <sup>2</sup>	0.909	0.909	0.819	0.744	0.815	0.827	0.831

注：*inter* 表示  $\ln(\text{demand}) \times \text{digital}$ ，由于交互项检验中有三个变量的交互，严格按照交互检验方法，将三个单独变量、三个变量的两两交互以及三变量交互均放入回归方程，时间、国家与行业各固定效应均控制。下同。

其次，通过分组回归方法检验基础科技能力与市场成长性对产业数字化强化效应的影响。将基础科技能力与市场成长性按均值分组，将大于均值的视作高基础科技能力样本组（高市场成长性样本组），低于均值的视作低基础科技能力样本组（低市场成长性样本组）。第（4）-（5）列和第（6）-（7）列均属于分样本回归，不能直接比较估计系数，但由于它们是总样本的子样本，因此能与总样本估计系数比较。在高值组中（第5列和第7列）产业数字化的强化效应（*inter* 的估计系数）均显著并高于总体平均效应（第3列），而在低值组（第4列和第6列）中则不显著。KS（Kolmogorov-Smirnov）检验表明，在95%的置信水平下总样本与分样本的 *inter* 估计系数拒绝了同分布假设；似无相关检验也表明 *inter* 系数在不同组别间具有显著差异；Chow 检验结果表明分组间回归模型参数整体上具有显著差异。系列检验说明不同基础科技能力与市场成长性条件下，产业数字化对本土需求引致创新的强化效应具有明显差异。<sup>6</sup>

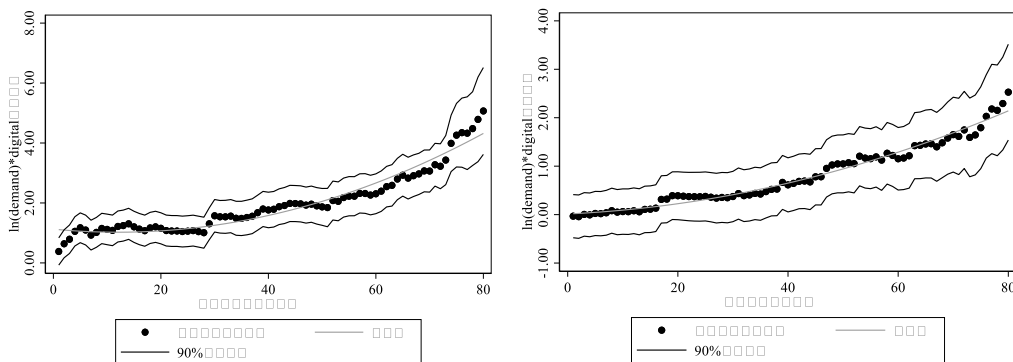


图3  $\ln(\text{demand}) \times \text{digital}$  估计系数随基础科技能力和市场成长性变化图

最后，采用样本切割法，直观刻画不同条件下产业数字化对需求引致创新强化效应的差异。图3显示，随着基础科技能力和市场成长性的提升，本土需求与产业数字化的交互项估计系数也不断提高。进一步印证了产业数字化对“需求引致创新”强化效应受到了基础科技能力和市场成长性的影响。

<sup>6</sup> KS 检验、似无相关检验和 Chow 检验结果备索。

## 六、拓展分析

上述理论与实证分析证实了本土需求引致创新效应,也证实了产业数字化能强化本土需求引致创新效应。然而经典“需求引致创新”理论有国内制度环境完善的隐含假设,本土需求优势并不必然成为企业创新的源泉。本土需求引致创新的过程是企业把握消费者诉求、利用需求知识进行创新的过程,这一过程不仅需要创新导向的市场竞争环境,也需要良好的消费环境,才能使消费者诉求转化为企业创新的压力和动力(易先忠等,2022)。而不完善市场环境下的无序竞争、市场监管不到位以及产权保护不力等会弱化企业依托本土需求实现创新的动力。同时,在不完善消费环境下,企业也没有压力对消费者的诉求作出回应,极大弱化了本土需求对创新的作用。而产业数字化转型拉近了消费者与企业之间的距离,促进消费者深度参与企业研发,极大缓解了市场制度环境不完善对企业依托本土需求进行创新的抑制效应。为验证这一分析,采用常用的弗雷泽研究所发布的经济自由度指数度量市场制度环境。按经济自由度均值分为两组,大于均值的为市场制度环境较好的组(高环境组),小于均值的为市场制度环境较差的组(低环境组),并引入虚拟变量 D3(大于均值取 1,否则取 0)。通过虚拟变量交互项法和分组回归检验,判别不同市场制度环境下需求引致创新效应与产业数字化对“需求引致创新”强化效应的差异性,结果见表(6)。

表 6 拓展分析:产业数字化缓解市场制度环境不完善对“需求引致创新”的抑制效应

	虚拟变量交互项法		分组回归方法			分组回归方法		
	总样本	总样本	总样本	低环境组	高环境组	总样本	低环境组	高环境组
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln(demand)*D3$	0.020** (0.008)	0.091** (0.041)						
$inter*D3$		-1.137** (0.425)						
$\ln(demand)$	0.116*** (0.009)	0.094*** (0.020)	0.128*** (0.038)	0.101** (0.036)	0.149*** (0.040)	0.466*** (0.041)	0.349*** (0.010)	0.395*** (0.012)
$inter$		0.416 (0.346)				2.059*** (0.563)	2.851*** (0.534)	-0.892 (0.741)
观测值	10268	10268	10268	5024	5244	10268	5024	5244
R <sup>2</sup>	0.906	0.907	0.911	0.854	0.927	0.819	0.695	0.779

首先,虚拟变量交互项方法检验表明, $\ln(demand)*D3$  系数显著为正,说明相对于市场制度环境较差的组而言,市场制度环境较好时的需求引致创新效应更强,见表 6 第(1)列。第(2)列中的  $inter*D3$  系数为负,说明相对市场制度环境较差组,市场制度环境较好时产业数字化的强化效应相对更弱。其次,进行分组回归检验。比较第(3)(4)(5)列的  $\ln(demand)$  估计系数发现,市场制度环境好时需求引致创新效应大于总体平均效应,市场制度环境较差时则小于平均效应。比较第(6)(7)(8)列的本土需求与产业数字化交互项( $inter$ )估计系数发现,市场制度环境好时产业数字化的强化效应小于总体平均效应且不显著,而市场制度环境较差时则显著大于平均效应。说明产业数字化缓解了制度环境不完善对“需求引致创新”的抑制效应。KS 检验表明,分组样本与总样本间估计系数具有显著差异。似无相关检验表明,  $\ln(demand)$  和  $inter$  估计系数在不同市场制度环境下具有显著差异。Chow 检验结果也表明,市场制度环境分组回归模型参数整体上具有显著差异<sup>7</sup>。最后,采用样本切割法刻画不同市场制度环境条件下本土需求引致创新效应与产业数字化强

<sup>7</sup> 市场制度环境分组的 KS 检验、似无相关检验和 Chow 检验结果备索。

化效应的差异性。图 4 显示,本土需求引致创新效应随着市场制度环境的改善而增强,而本土需求与产业数字化的交互项估计系数随着市场制度环境改善而降低。进一步说明,市场制度环境不完善抑制了“需求引致创新”效应,而产业数字化有利于缓解市场制度环境不完善对“需求引致创新”的抑制效应。

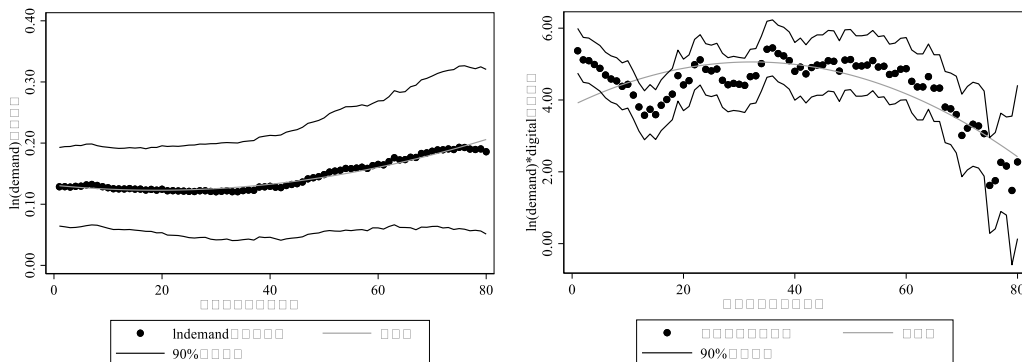


图 4 本土需求与及其与产业数字化的交互项估计系数随市场制度环境变化图

为保障结论的稳健性,采用另外两套常用的市场制度环境指数进行稳健性检验,一是由美国传统基金会提供的市场自由度指数,另一套来源于全球治理指数中的监管质量指数。稳健性检验结果均表明:较弱的市场制度环境会抑制“需求引致创新”效应,而产业数字化能缓解弱制度环境对“需求引致创新”的抑制效应。

8

## 七、结论与启示

国内需求优势和产业数字化的领先发展是中国建设世界科技强国的“国家特定优势”。本文将这两大优势纳入同一分析框架,从创新源泉视角诠释产业数字化赋能科技强国建设的新途径。利用 42 个国家最新世界投入产出表测度了各国各制造业本土需求和产业数字化水平,并根据国际专利分类 (IPC) 匹配各制造业的 PCT 专利,利用“国家—行业”层面数据考察了产业数字化对“需求引致创新”效应的影响。结果表明:其一,由于本土企业具有把握异质性本土需求及缄默性需求知识的内在优势,即便在经济开放条件下,本土需求仍然是引致创新的重要源泉;其二,产业数字化转型极大改变了以往限制企业生产精准匹配需求和有效利用缄默性需求知识等约束条件,通过提升供需匹配程度和提高研发效率等途径显著强化了“需求引致创新”效应,但这一强化效应受到基础科技能力和市场成长性的制约;其三,市场制度环境不完善会抑制“需求引致创新”效应,而产业数字化可以缓解市场制度环境不完善对“需求引致创新”的制约效应。有别于既有数字经济与创新的研究,本文从创新源泉视角探讨产业数字化影响创新的新途径,对科技强国建设具有重要的理论和现实意义,择其简要讨论如下。

第一,本土需求引致创新是新一轮科技革命下中国建设世界科技强国的重要优势途径。当前全球科技创新正向应用科学技术端移动,通过需求牵引技术创新进而寻求科学突破正成为科技发展的长期趋势,这为具有本土需求优势的后发国家建设科技强国提供了重要机遇。中国规模巨大的多层次市场需求成为引致科技创新和摆脱关键核心技术掣肘的“国家特定优势”。通过升级内需体系以及改善市场环境等途径,强化本土需求引致创新的基础性功能,不仅有利于规避中国作为后发国家在“技术推动”传统创新路径中科技积累的不足,更有利于充分发挥本土需求优势的牵引效应,实现源于本土需求的“引领型”技术发展和科学突破。

第二,产业数字化转型是发挥国内需求引致创新作用的重要推动力。产业数字化转型引发企业组织方式和研发范式的深刻变革,极大提升了企业研发效率和精准匹配需求的供给能力,强化了“需求引致创新”功

8 稳定性检验结果备案。

能。并且产业数字化转型可以缓解市场制度环境不完善对“需求引致创新”的制约效应,弥补市场制度建设的不足,成为发展中大国发挥本土需求优势建设科技强国的重要推动力。为此,不仅需要加快推进新一代信息技术从消费端向上游生产端挺进;也需要推进大数据驱动企业与用户互动的研发创新模式,革新消费者数据化参与研发的创新范式;还需要在数字经济情境下完善与重构创新政策,形成数据驱动的创新政策体系。

第三,完善产业数字化助推“需求引致创新”的基础条件,畅通数字化转型赋能科技强国建设的新途径。产业数字化对“需求引致创新”的强化效应受到基础科技能力和市场成长性的制约。为此,一是要夯实市场需求的成长性。这需要推进数字化转型以挖掘潜在市场需求、持续深化收入分配改革以提升整体消费能力、以及发展消费新业态与新模式进一步释放有效需求。二是以需求为引领,提升基础科技能力。注重基础研究的应用牵引,围绕关键共性技术等重大现实需求提炼和找准基础问题,以应用倒逼基础研究;同时,以“用”为落脚点,理顺“政产学研用”协同创新机制,破除应用基础研究和产业化之间的“篱笆墙”,促进创新链和产业链精准对接,以应用基础研究带动基础科技能力的提升。

## 【参考文献】

- [1] 白俊红、余雪微：《全球价值链嵌入对节能减排的影响：理论与实证》，《财贸经济》2022年第6期。
- [2] 程鹏、李洋：《本土需求能倒逼企业创新能力的可持续成长吗？》，《科学学研究》2017年第6期。
- [3] 程文、张建华：《收入水平、收入差距与自主创新》，《经济研究》2018年第4期。
- [4] 高旭东：《实现科技自立自强的核心要求与战略措施》，《清华管理评论》2021年第5期。
- [5] 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》，《中国工业经济》2019年第8期。
- [6] 黄玉霞、谢建国：《制造业投入服务化与碳排放强度——基于WIOD跨国面板的实证分析》，《财贸经济》2019年第8期。
- [7] 蒲艳萍、顾冉：《劳动力工资扭曲如何影响企业创新》，《中国工业经济》2019年第7期。
- [8] 钱学锋、刘钊、陈清目：《多层次市场需求对制造业企业创新的影响研究》，《经济学动态》2021年第5期。
- [9] 史丹、孙光林：《大数据发展对制造业企业全要素生产率的影响机理研究》，《财贸经济》2022年第9期。
- [10] 习近平：《加快建设科技强国，实现高水平科技自立自强》，《求是》2022年第9期。
- [11] 肖静华、吴瑶、刘意、谢康：《消费者数据化参与的研发创新——企业与消费者协同演化视角的双案例研究》，《管理世界》2018年第8期。
- [12] 杨金玉、彭秋萍、葛震霆：《数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角》，《中国工业经济》2022年第8期。
- [13] 易靖韬、曹若楠：《流程数字化如何影响企业创新绩效？——基于二元学习的视角》，《中国软科学》2022年第7期。
- [14] 易先忠、江宇迪、孙思意：《后发大国如何创新：本土需求的作用及实现》，《中国软科学》2022年第12期。
- [15] 易先忠、欧阳晓：《大国如何出口：国际经验与中国贸易模式回归》，《财贸经济》2018年第3期。
- [16] 赵宸宇、王文春、李雪松：《数字化转型如何影响企业全要素生产率》，《财贸经济》2021年第7期。
- [17] 祝树金、谢煜、吴德胜：《制造业服务化的节能效应及其中介机制研究》，《财贸经济》2020年第11期。
- [18] Acemoglu, D., & Linn, J., Market Size in Innovation: Theory and Evidence from the Pharmaceutical Industry. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, No.3, 2004, pp. 1049—1090.
- [19] Adams, P., Fontana, R., & Malerba, F., The Magnitude of Innovation by Demand in A Sectoral System: the Role of Industrial Users in Semiconductors. *Research Policy*, Vol.42, No. 1, 2013, pp. 1—14.
- [20] Adner, R., & Levinthal, D., Demand Heterogeneity and Technology Evolution: Implications for Product and Process Innovation. *Management Science*, Vol. 47, No. 5, 2001, pp. 611—628.
- [21] Di Stefano, G., Gambardella, A., & Verona, G., Technology Push and Demand Pull Perspectives in Innovation Studies: Current Findings and Future Research Directions. *Research Policy*, Vol. 41, No. 8, 2012, pp. 1283—1295.
- [22] Desmet K., & Parente, S., Bigger is Better: Market Size, Demand Elasticity and Innovation. *International Economic Review*, Vol. 51, No. 2, 2010, pp. 319—333.
- [23] Dosi, G., Technological Paradigms and Technological Trajectories: A Suggested Interpretation of the Determinants and Directions of Technical Change. *Research Policy*, Vol.11, No.3, 1982, pp. 147—162.
- [24] Fabrizio, K. R., & Thomas, L.G., The Impact of Local Demand on Innovation in A Global Industry. *Strategic Management Journal*, Vol. 33, No. 1, 2012, pp. 42—64.
- [25] Foellmi, R., & Zweimüller, J., Income Distribution and Demand-Induced Innovations. *The Review of Economic Studies*, Vol. 73, No. 4, 2006, pp. 941—960.
- [26] Lewbel, A., Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.30, No.1, 2012, pp. 67—80.
- [27] Nevo A., & Rosen A. M., Identification with Imperfect Instruments. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 94, No.3, 2012, pp. 659—671.
- [28] Porter, M. E., *The Competitive Advantages of Nations*. New York: The Free Press, 1990.

- [29] Schmookler, J., *Invention and Economic Growth*. Cambridge Mass: Harvard University Press, 1966.
- [30] Schumpeter, J.A., *Business Cycles: A Theoretical, Historical and Statistical Analysis*. McGRAW-HILL Book Company, 1939.
- [31] Vial, G., *Understanding Digital Transformation: A Review and A Research Agenda*. *Managing Digital Transformation*, Vol. 12, No. 7, 2021, pp. 13–66.
- [32] Von Hippel, E., *The Sources of Innovation*. New York: Oxford University Press, 1988.
- [33] Wang, Y., & Tseng, M., *Integrating Comprehensive Customer Requirements into Product Design*. *CIRP Annals - Manufacturing Technology*, Vol. 60, No. 1, 2011, pp. 175–178.

## The Reinforcing Effect of Industrial Digitalization on Demand-Induced Innovation

### ——Advantage Channel of the S&T Power Building

YI Xianzhong    PAN Rui

**Summary:** In the context of China's pursuit of national rejuvenation, the spotlight has increasingly focused on the building of the scientific and technological (S&T, in short) power and the underlying theories. Grasping the lever of building the S&T power requires identifying the country-specific advantages to promote innovation. At present, China has two outstanding advantages in building the S&T power: the growing domestic demand and the leading position in industrial digitalization. In this regard, existing researches have reached consensus that domestic demand serves as a vital wellspring of innovation, while industrial digitalization exerts universally amplification and multiplication effects on innovation. The question arising from the consensus is whether industrial digitalization also amplifies and multiplies the effect of domestic demand on innovation?

Retracing the sources of innovation, this paper proposes a new proposition that industrial digitalization empowers the S&T power building by reinforcing demand-induced innovation. The theoretical mechanism through which industrial digitalization facilitates the S&T power building is explored. The local demand and industrial digitalization of each manufacturing industry across various countries are measured by the World Input-Output table, and the PCT patents of each manufacturing industry are matched according to the International Patent Classification. On this basis, the impact of industrial digitalization on demand-led innovation is examined based on country-industry data.

The research finds that: (1) Local demand is still an important source of innovation even in open economy, since local enterprises have the inherent advantage of grasping heterogeneous local demand and tacit demand knowledge. (2) Industrial digitalization has greatly changed the constraints that previously restricted enterprises from accurately matching demand with production and effectively utilizing the tacit demand knowledge, allowing industrial digitalization to strengthen the effect of local demand on innovation by improving the matching of supply with demand and improving R&D efficiency. (3) The strengthening effect of industrial digitalization on demand-induced innovation is restricted by basic technological capabilities and market growth, and industrial digitalization can also alleviate the restrictive effect of imperfect market environment on demand-induced innovation.

The marginal contributions of this paper are as follows: Firstly, it diverges from existing researches on the digital economy and innovation by elucidating the new mechanism of industrial digitalization through the lens of demand-induced innovation; Secondly, it clarifies both the enhancing effects and conditions of industrial digitalization on demand-induced innovation, with particular consideration given to the common attributes of imperfect market environments in developing nations, providing new policy insights into how China can capitalize on its local demand advantages for building the S&T power.

**Keywords:** Local Demand, Industrial Digitalization, the S&T Power, Demand-Induced Innovation



# 中国宏观经济与利率期限结构：混频作用机制及跨逆周期调控效应<sup>1</sup>

尚玉皇<sup>2</sup> 郑挺国<sup>3</sup>

**【摘要】**揭示宏观经济与利率期限结构的混频作用机制有助于及时预判宏观经济形势，也是优化宏观政策跨周期和逆周期调控的基础和保障。本文融合中国独特的同比数据属性，提出一种包含日度信息的混频期限结构模型即 D-MF-NS 模型。该模型引入累积器变量，避免可能出现的“维度灾”问题。结果表明：首先，与基准模型相比，即使包含新冠疫情期间的样本信息，日度混频模型对收益率曲线拟合效果依然占优；其次，通货膨胀率对高频期限结构水平因子有显著正向影响。其对水平因子预测方差在长短期时间跨度中都有较大贡献，宏观经济跨周期和逆周期调节和操作均需要关注预期通胀机制；其次，日度高频斜率因子对 GDP 具有显著的正向影响，时间跨度无论是长期还是短期，收益率曲线斜率因子都是经济周期的稳定驱动因素。跨周期和逆周期政策的调节都需要重视收益率曲线斜率因子的作用机制。最后，我国货币政策在防通胀和促增长方面的跨周期调控效果明显好于逆周期调控效果。本文从数据频率的视角阐述利率期限结构的作用机制并为宏观经济政策的跨周期和逆周期调整提供新的经验证据。

**【关键词】**利率期限结构 混频数据 跨周期-逆周期 通胀预期 货币政策

## 一、引言

面对需求收缩、供给冲击、预期转弱的三重压力，2021 年 12 月中央经济工作会议针对宏观政策的表述出现了一种全新的提法，即“跨周期和逆周期宏观调控政策要有机结合”的重要表述。“逆周期”调控以熨平短期经济波动为目的，“跨周期”调控注重实现稳增长和防风险长期均衡。这意味着宏观经济政策调控需要处理好长期和短期的问题。而构建协调的宏观经济政策调控体系(尚玉皇, 2022)不但是高质量发展的重要保障也是维护国家安全的重要支撑。为此，基于混频数据信息的视角，本文采用数据的频率属性匹配宏观政策的时间跨度问题，重点关注我国国债利率期限结构与宏观经济的关联机制，进而探讨宏观经济政策的跨周期和逆周期调控效应。

对于宏观经济政策调控而言，国债利率期限结构为什么如此重要？大量经验研究证实收益率曲线与货币政策(Kung, 2015; Rogers, Scotti 和 Wright, 2018)、通货膨胀(Borağan, 2020)、经济增长(Joslin Priebisch 和 Singleton, 2014; 尚玉皇和郑挺国, 2018)之间存在密切联系。就我国金融实践而言，现阶段我国公开市场操作政策利率向国债收益率曲线传导的渠道得到有效疏通(尚玉皇等, 2022)。因此，国债收益率曲线中所隐含的期限结构信息为货币当局及宏观经济决策部门提供更为丰富的金融信息及参考依据。文献中提出了许多经典的利率期限结构模型(Ang 和 Piazzesi, 2003; Diebold, Rudebusch 和 Aruoba, 2006)，以提取利率期限结构所包含的潜在信息进而揭示其与宏观经济作用机理，从而为宏观经济政策调整提供重要保障。

早期的利率期限结构模型主要针对收益率曲线自有信息。随后学者们发现有必要将宏观信息引入利率期限结构模型(Ang and Piazzesi, 2003)。Diebold, Rudebusch 和 Aruoba (2006) 则主张在经典的 Nelson-Siegel (N-S) 利率期限结构模型框架下合理引入宏观变量。此类模型的主要优势是将不同期限的收益率曲线信息分解为 3 个不可观测的期限结构因子即水平、斜率和曲度因子，从而便于讨论其与宏观经济内在机制。此外，经验研究发现此类模型在收益曲线的拟合及预测方面表现良好(尚玉皇等, 2015)。目前，该类模型及

<sup>1</sup> 原载于《财贸经济》2023 年第 11 期

<sup>2</sup> 尚玉皇，西南财经大学中国金融研究院教授，博士生导师

<sup>3</sup> 郑挺国，厦门大学经济学院教授，博士生导师

其扩展形式被广泛应用于货币政策研究(Levant 和 Ma, 2016, 郭俊芳等, 2017)、汇率政策评估(潘敏 等, 2011)及收益曲线预测(Xiang 和 Zhu, 2013; Shang 和 Zheng, 2018)等方面。

将宏观信息引入利率期限结构模型诚然具有诸多优势,但是宏观经济与收益率曲线的信息融合也为我们带来了新的挑战。我们所面临的困难是,国债收益率曲线与宏观经济指标数据呈现不同频率或混频现象。公开发布的宏观经济数据多为月度甚至是季度低频观测值,而金融市场交易产生的收益率曲线信息则是更高频率的数据。针对这一问题,学者们开始尝试将混频数据建模的思想引入利率期限结构模型。尚玉皇等(2015)提出一种混频状态空间形式的期限结构模型,但模型结构仅局限于月度和季度两类数据频率。而已有学者发现某些期限结构因子(曲度因子)在日度和周度频率才会更好地发挥作用(Ang and Piazzesi, 2003)。由此可见,提高数据频率是识别期限结构因子作用机制的关键因素。虽然将周度及日度高频信息直接引入尚玉皇等(2015)混频模型在理论上可行,但不可观测的潜在因子数量会急剧上升,导致高维状态空间形式面临“维度灾”问题。该高维状态空间模型面临难以估计、可操作差等诸多局限性。此外,中国宏观经济信息发布具有特殊的数据信息属性。我国宏观经济信息多采用同比数据形式公开发布,显著不同于发达经济体所发布环比宏观经济信息。我国特殊的宏观数据信息属性也为构建高频利率期限结构模型提出了现实挑战。

从宏观经济政策的实践来看,我国近年来特别强调跨周期和逆周期相结合的宏观调整政策。朱张炜和妥璟旖(2022)指出货币政策跨周期调节效果优于逆周期调节,且近年来显著性增强。刘金全和郭惠萍(2022)跨周期调控和逆周期调控仍然要以财政政策和货币政策为主要手段,兼顾与其他经济政策形式的有机结合和协调配合。由于跨周期和逆周期涉及时间跨度问题,我们需要识别不同周期下的宏观经济作用机制。刘元春和丁洋(2023)指出逆周期调节能够稳住经济增长是逆周期调控发挥就业管理功效的根基。由此可见,宏观经济作用机制是宏观经济周期调控的基础和保障。

从数据信息频率的视角来看,不同周期下或者不同时间跨度下的宏观经济作用机制可以视作不同数据频率的宏观经济作用机制。本文认为高频作用机制在时间跨度上对应逆周期调节效应,低频作用机制在时间维度上更加匹配跨周期调节机制。传统宏观经济理论及实证研究多局限与季度或者年度的低频机制研究,这使得我们很难应用跨周期和逆周期相结合的宏观调整政策。一般而言,跨周期调节突出中长期机制,而逆周期调节强调短期效应。现实经济场景中,我们需要对当前宏观经济形势进行及时评估,精准识别不同时间跨度下宏观经济机制的时变特征及平滑特征,从而适度调整宏观经济政策。此外,周度及日度高频信息为我们评估单一周期内(逆周期或者跨周期)宏观政策调控效果提供可靠保障。单一周期内宏观政策调控绝对时间周期可能较短,宏观经济政策评估面临小样本问题,而混频模型具有克服小样本难题的独特优势,其不但可以有效利用各种可获得的有效信息,而且可以衍生丰富的高频信息,从而解决(小样本)单一周期内的样本匮乏问题。这也是本文努力的方向。

为此,本文采用 Zheng and Wang (2021) 提出的日度累积器变量(Cumulator variable),结合中国独特的同比数据信息属性,构建出一种包含日度高频信息的混频 N-S 利率期限结构模型,简称为 D-MF-NS 模型。日度累积器变量能够显著降低混频状况空间模型的数据维度,从而避免出现“维度灾”问题。进一步地, D-MF-NS 模型可以更好地适用于依据中国宏观经济数据信息属性所开展的经验研究。实证研究工作试图回答如下问题:首先,在日度频率上引入宏观信息的混频模型是否能够改进收益率曲线的拟合效果,拟合效果是否受到新冠疫情等重大冲击的影响?其次,宏观经济与利率期限结构作用机制方面:日度高频期限结构因子是由哪些宏观信息所驱动的?而收益率曲线对宏观经济的作用机制是由哪个期限结构因子所主导的?这些传导机制对宏观经济政策跨周期和逆周期调整意味着什么?此外,我们还将讨论数据频率能否成为影响期限结构作用机制的重要方面?如何利用混频数据模型的优势评估宏观经济政策跨周期和逆周期调控效果?

本文余下部分的结构安排如下:第二部分介绍日度混频利率期限结构模型;第三部分为国债收益率及宏观经济变量的数据说明;第四部分报告了相关实证研究;最后部分简述了主要结论及启示。

## 二、模型构建与估计

本节构建包含日度信息的混频利率期限结构模型，并基于经典的 Nelson–Siegel 方法刻画收益率曲线动态。除日度收益率信息外，我们还将引入月度同比通胀指标和季度 GDP 指标，引入累积器变量克服“维度灾”问题。最后，我们将混频利率期限结构模型重新表示为状态空间形式，并采用贝叶斯方法实现模型估计。

### (一)日度收益率曲线

Nelson–Siegel 曲线是利率期限结构模型中非常经典的方法。该曲线将任意时点的日度收益率表示为如下方程：

$$y(\tau) = \beta_1 + \beta_2 \left( \frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + \beta_3 \left( \frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) \quad (1)$$

其中， $\beta_1, \beta_2, \beta_3$  和  $\lambda$  为模型参数， $\tau$  代表相应的利率期限， $y(\tau)$  为收益率。进一步地，Diebold and Li (2006) 指出 Nelson–Siegel 表达式可以被视作一类包含不可观测潜在因子的因子模型， $\beta_1, \beta_2$  和  $\beta_3$  进一步扩展作为时变的水平、斜率和曲度因子。

由此，我们可以将多期限 Nelson–Siegel 曲线表示成如下形式：

$$\begin{pmatrix} y_t(\tau_1) \\ y_t(\tau_2) \\ \vdots \\ y_t(\tau_N) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \frac{1 - e^{-\tau_1\lambda}}{\tau_1\lambda} & \frac{1 - e^{-\tau_1\lambda}}{\tau_1\lambda} - e^{-\tau_1\lambda} \\ 1 & \frac{1 - e^{-\tau_2\lambda}}{\tau_2\lambda} & \frac{1 - e^{-\tau_2\lambda}}{\tau_2\lambda} - e^{-\tau_2\lambda} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \frac{1 - e^{-\tau_N\lambda}}{\tau_N\lambda} & \frac{1 - e^{-\tau_N\lambda}}{\tau_N\lambda} - e^{-\tau_N\lambda} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t(\tau_1) \\ \varepsilon_t(\tau_2) \\ \vdots \\ \varepsilon_t(\tau_N) \end{pmatrix} \quad (2)$$

$$\begin{pmatrix} L_t - \mu_L \\ S_t - \mu_S \\ C_t - \mu_C \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1} - \mu_L \\ S_{t-1} - \mu_S \\ C_{t-1} - \mu_C \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t(L) \\ \eta_t(S) \\ \eta_t(C) \end{pmatrix} \quad (3)$$

该模型还可以进一步转化成标准的状态空间模型，其矩阵表达形式如(4)-(6)式所示：

$$y_t = \Lambda f_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$f_t - \mu_1 = A_1(f_{t-1} - \mu_1) + \eta_t \quad (5)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} H & 0 \\ 0 & Q \end{pmatrix} \right] \quad (6)$$

其中  $y_t = [y_t(\tau_1), \dots, y_t(\tau_N)]'$  表示  $N \times 1$  的债券收益率向量。 $f_t = [L_t \quad S_t \quad C_t]'$  为  $3 \times 1$  维日度不可观测利率期限结构因子。 $L_t$ 、 $S_t$  和  $C_t$  分别刻画了时变的水平、斜率和曲度因子。误差项  $\varepsilon_t$  和  $\eta_t$  假设服从独立同分布的白噪音过程。 $\Lambda$  为(4)式测量方程中的  $N \times 3$  维系数矩阵。 $\mu_1$  和  $A_1$  分别为(5)式状态方程中的参数向量

和矩阵。

## (二)低频宏观指标

为了实现高频收益率曲线和低频宏观经济信息联合建模，我们首先区别宏观变量的可观测信息和不可观测信息。一方面，令  $x_t^{(D)}$ 、 $x_t^{(W)}$  和  $x_t^{(M)}$  分别为日度、周度和月度可观测的宏观指标，我们引入 CPI 作为月度可观测指标，同时令  $z_t^{(q)}$  为可观测的季度宏观经济指标并选取 GDP 作为季度可观测指标。另一方面， $\tilde{z}_t^{(D)}$ 、 $\tilde{z}_t^{(W)}$  和  $\tilde{z}_t^{(M)}$  分别表示季度指标对应的日度、周度和月度不可观测因子。

实现可观测信息与不可观测信息适度匹配将是混频模型构建的关键环节，本文将设定混频转换方程来解决该问题。本文主要考虑中国特有的同比宏观经济数据属性。

(1) 季度 GDP 同比指标的加总形式。为构建包含日度信息的混频利率期限结构模型，本文设定混频转换方程来关联季度指标  $z_t^{(q)}$  和不可观测的日度因子  $\tilde{z}_t^{(D)}$ 。假设季度 GDP 总量为不可观测日度 GDP 几何平均与  $D_{qt}$  的乘积，其中  $D_{qt}$  表示某 t 季度内的总天数，如方程(7)所示：

$$Z_t^{(q)} = D_{qt} (\tilde{Z}_t^{(D)} * \tilde{Z}_{t-1}^{(D)} * \dots * \tilde{Z}_{t-D_{qt}}^{(D)})^{1/D_{qt}} \quad (7)$$

其中  $Z_t^{(q)}$  为季度 GDP 总量， $\tilde{Z}_t^{(D)}$  表示不可观测的日度 GDP 总量。

我们可以进一步推导出日度 GDP 同比和季度 GDP 同比之间的加总对应关系，如下所示：

$$z_t^{(q)} = \frac{1}{D_{qt}} (\tilde{z}_t^{(D)} + \tilde{z}_{t-1}^{(D)} + \dots + \tilde{z}_{t-D_{qt}+1}^{(D)}) \quad (8)$$

同理，给定不可观测的日度 GDP 增长率  $\tilde{z}_t^{(D)}$ ，我们还会推算出月度 GDP 同比  $\tilde{z}_t^{(M)}$ ，即  $\tilde{z}_t^{(M)} = D_{mt}^{-1} (\tilde{z}_t^{(D)} + \tilde{z}_{t-1}^{(D)} + \dots + \tilde{z}_{t-D_{mt}+1}^{(D)})$ ，其中  $D_{mt}$  表示某 t 月度内的总天数；周度 GDP 同比  $\tilde{z}_t^{(W)}$ ，即  $\tilde{z}_t^{(W)} = D_{wt}^{-1} (\tilde{z}_t^{(D)} + \tilde{z}_{t-1}^{(D)} + \dots + \tilde{z}_{t-D_{wt}+1}^{(D)})$ ，其中  $D_{wt}$  表示某 t 周内的总天数。

由于日度 GDP 同比是不可观测的，对月度或季度加总关系式来说，构成的转换方程中存在着相当数量不可观测因子，这会导致混频模型面临空前的维度灾问题。为了克服这一问题，参考 Zheng and Wang (2021), 定义如下累积器(cumulator)变量：

$$C_t^{(i)} = \delta_{i,t} C_{t-1}^{(i)} + \tilde{z}_t^{(D)} \quad (9)$$

其中，如果 t 为某周、月或季度的第一天，则  $\delta_{i,t} = 0$ ；否则  $\delta_{i,t} = 1$ ，这里 i 取 w, m 或 q。

由此，我们可以用累积器变量重新表示低频季度指标，如下：

$$z_t^{(i)} = \begin{cases} D_{i,t}^{-1} C_t^{(i)} & \text{若 } z_t^{(i)} \text{ 可测} \\ NA & \text{否则} \end{cases}, \quad i = w, m, q \quad (10)$$

于是，对于低频季度 GDP 而言，其可以表示为：

$$z_t^{(q)} = D_{q,t}^{-1} C_t^{(q)} \quad (11)$$

$$C_t^{(q)} = \delta_{qt} C_{t-1}^{(q)} + \tilde{z}_t^{(D)} \quad (12)$$

在引入累积器变量之后, 虽然关联季度与日度信息的混频转换方程由(11)-(12)两个方程式构成, 但是, 与(8)式相比, 此时不可观测因子个数迅速退化, 表明引入累积器变量有效解决了传统混频数据建模所面临的维度灾问题。

(2) 月度 CPI 同比指标的加总形式。由于 GDP 和 CPI 受到不同高频潜在因子的影响, 我们需要引入其他宏观因子来设定新的混频转换方程。值得注意的是, 月度 CPI 是存量指标, 其处理方式不同于 GDP。我们可以对不同频率的存量指标进行堆积。于是, 混频转换方程有如下具体形式:

$$x_t^{(M)} = \begin{cases} \tilde{x}_t^{(D)} & \text{若 } x_t^{(M)} \text{ 可测;} \\ NA & \text{否则} \end{cases} \quad (13)$$

其中,  $x_t^{(M)}$  为可观测的月度 CPI 同比增长率,  $\tilde{x}_t^{(D)}$  表示不可观测的日度 CPI 潜在因子。

### (三)模型的状态空间表示

前面式(4)、(5)、(6)、(11)、(12)和(13)构成了本文的日度混频利率期限结构模型, 即 D-MF-NS 模型。为实现该模型的估计, 我们需要进一步整合日度收益率方程及混频转换方程, 以得到模型的状态空间表示。

定义新的状态向量  $X_t^D = [f_t, \tilde{x}_t^{(D)}, \tilde{z}_t^{(D)}, C_t^{(w)}, C_t^{(m)}, C_t^{(q)}]'$ , D-MF-NS 模型的状态空间形式表示如下:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ x_t^{(m)} \\ z_t^{(q)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Lambda_{N \times 3} & 0_{N \times 1} & 0_{N \times 4} \\ 0_{1 \times 3} & I_{1 \times 1} & 0_{1 \times 4} \\ 0_{1 \times 3} & 0_{1 \times 1} & \Pi_{1 \times 4} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} f_t \\ \tilde{x}_t^{(D)} \\ \tilde{z}_t^{(D)} \\ C_t^{(w)} \\ C_t^{(m)} \\ C_t^{(q)} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \quad (14)$$

$$\begin{pmatrix} f_t \\ \tilde{x}_t^{(D)} \\ \tilde{z}_t^{(D)} \\ C_t^{(w)} \\ C_t^{(m)} \\ C_t^{(q)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_f \\ \mu_{\tilde{x}} \\ \mu_{\tilde{z}} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Phi_{5 \times 5} & 0_{5 \times 1} & 0_{5 \times 1} & 0_{5 \times 1} & 0_{5 \times 1} \\ 0_{1 \times 4} & 1_{1 \times 1} & \delta_{wt} & 0_{1 \times 1} & 0_{1 \times 1} \\ 0_{1 \times 4} & 1_{1 \times 1} & 0_{1 \times 1} & \delta_{mt} & 0_{1 \times 1} \\ 0_{1 \times 4} & 1_{1 \times 1} & 0_{1 \times 1} & 0_{1 \times 1} & \delta_{qt} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} f_{t-1} \\ \tilde{x}_{t-1}^{(D)} \\ \tilde{z}_{t-1}^{(D)} \\ C_{t-1}^{(w)} \\ C_{t-1}^{(m)} \\ C_{t-1}^{(q)} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_{f,t} \\ \eta_{\tilde{x},t} \\ \eta_{\tilde{z},t} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \quad (15)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \sim WN \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} H & 0 \\ 0 & \Omega \end{pmatrix} \right] \quad (16)$$

其中, 状态变量  $f_t = [L_t \ S_t \ C_t]'$  为  $3 \times 1$  维期限结构因子。 $\eta_t = [\eta_{f,t} \ \eta_{\tilde{x},t} \ \eta_{\tilde{z},t}]'$  表示不可观测因子的

的误差向量。 $\Omega$  为  $5 \times 5$  维系数矩阵。测量方程中的矩阵  $\Lambda$  由参数  $\lambda$  决定。 $\Pi = [0 \ 0 \ 0 \ D_{qt}^{-1}]$ 。其中式

(14)为测量方程, 式(15)为状态方程, 式(16)则包含了误差项信息。本文的混频利率期限结构模型的设定形式, 为模型参数估计提供了可行性和便利性。由于日度混频利率期限结构模型形式较为复杂, 待估参数相对较多。本文将采用贝叶斯参数估计方法, 限于文章篇幅, 具体估计步骤可向作者索取。

## 三、数据

本文实证研究主要关注中国宏观经济与利率期限结构的混频作用机制以及跨逆周期调控效应。参考张炜和妥璟旖(2022)、战明华和卢垚(2023)等相关研究,本文收集了中国国债市场及宏观经济指标共同构成混频数据信息。其中,政府债券收益率是日度高频观测值,低频宏观经济指标包括同比月度通胀率(CPI)和季度国内生产总值(GDP)。

就中国国债而言,我们共计选取 14 期不同期限的国债收益率信息,债券期限分别为 1, 3, 6, 9, 12, 24, 36, 48, 60, 72, 84, 120, 180 和 240 个月。国债收益率曲线是货币政策利率传导机制发挥作用的重要保障,有助于我们分析货币政策跨周期和逆周期的传导效果。由于国债收益率信息是高频日度指标,我们需要考虑周末及节假日的情形,本文将没有交易数据的周末及节假日收益率视作缺失值。我们所选取的样本区间为 2002 年 1 月 1 日至 2020 年 12 月 31 日。图 1 展示了中国国债收益率曲线时间序列信息。

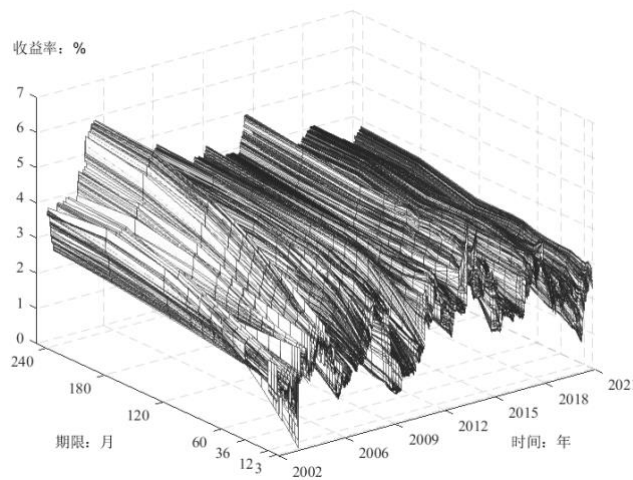


图 1 中国国债收益率曲线日度高频信息

参照尚玉皇等(2015)和 Shang and Zheng (2018),本文选取通货膨胀率和 GDP 作为低频宏观指标。通货膨胀率是货币政策跨周期和逆周期调控的关注对象之一,便于我们评估货币政策跨周期和逆周期调控效果。依据费雪方程,通胀率对名义收益率产生影响。我们选取月度 CPI 的同比增长率作为通胀的代理指标。CPI 变量是存量指标,将每月最后一天作为 CPI 的观测点,样本期为 2002 年 1 月至 2020 年 12 月。

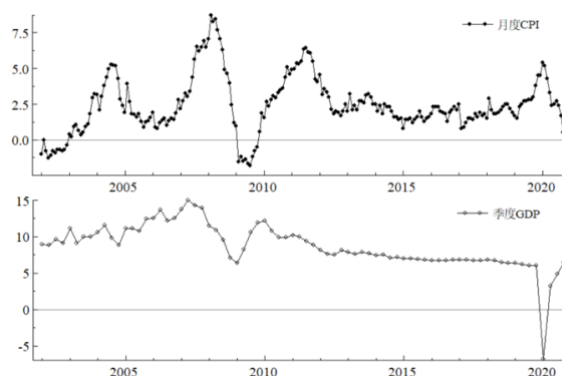


图 2 中国宏观经济变量混频数据信息

其次,GDP 观测信息为季度数据。GDP 表征整体宏观经济的经济周期行为(郑挺国和王霞,2013),对收益率曲线会产生作用,也是货币政策跨周期和逆周期调控的重要目标变量。本文选取季度 GDP 同比增长率作为另一个宏观经济变量,并依据 Zheng and Wang (2021) 设定季度末 GDP 同比增长率为季度内日度

同比增长率的算术平均。数据样本区间为 2002 年第一季度至 2020 年第 4 季度。图 2 给出了宏观经济指标的混频时间序列信息。

#### 四、实证分析

本节首先给出日度信息混频模型的参数和期限结构因子估计结果，比较混频模型和传统同频模型的样本内拟合结果，进一步展示混频模型对宏观经济指标的高频拟合效果，最后基于方差分解结果对宏观经济与利率期限结构的关联机制进行分析，阐释宏观经济政策调节含义。

##### (一) 估计结果

本文采用贝叶斯方法实现混频模型的参数估计。我们从后验分布中进行 10000 次 MCMC 抽样，并舍弃前 2000 次预烧样本。表 1 给出了基于 MCMC 方法的参数估计结果。如表所示，表 1-A 部分的估计结果表明大部分参数具有统计意义上的显著性，表 1-B 部分给出了协方差矩阵  $\Omega$  估计结果均具有统计意义上的显著性。

表 1 混频日度期限结构模型参数估计

A 部分: 模型参数估计						
$\lambda$	<b>0.0240</b> [0.0238, 0.0251]		$\sigma^2(\times 10^{-5})$		<b>1.0000</b> [0.700, 1.500]	
	$L_{t-1}$	$S_{t-1}$	$C_{t-1}$	$CPI_{t-1}$	$GDP_{t-1}^*$	$\mu$
$L_t$	<b>0.9842</b> [0.976, 0.992]	<b>0.0193</b> [0.014, 0.025]	<b>0.0076</b> [0.003, 0.012]	<b>0.0015</b> [-0.001, 0.004]	0.0002 [-0.001, 0.002]	<b>0.1103</b> [0.084, 0.137]
$S_t$	0.0121 [-0.002, 0.027]	<b>0.9472</b> [0.937, 0.957]	0.0027 [-0.005, 0.010]	-0.0012 [-0.005, 0.003]	0.0001 [-0.002, 0.002]	<b>-0.1600</b> [-0.207, -0.113]
$C_t$	0.0130 [-0.001, 0.027]	-0.0004 [-0.009, 0.009]	<b>0.9573</b> [0.950, 0.964]	-0.0008 [-0.005, 0.003]	-0.0001 [-0.002, 0.002]	<b>-0.0835</b> [-0.127, -0.039]
$CPI_t$	0.0045 [-0.004, 0.013]	<b>-0.0160</b> [-0.022, -0.010]	<b>-0.0049</b> [-0.010, 0.000]	<b>0.9971</b> [0.995, 0.999]	<b>0.0018</b> [0.000, 0.003]	<b>-0.0650</b> [-0.093, -0.038]
$GDP_t^*$	-0.0206 [-0.043, 0.001]	<b>0.0652</b> [0.050, 0.081]	<b>-0.0096</b> [-0.022, 0.000]	-0.0009 [-0.007, 0.005]	<b>0.9981</b> [0.995, 1.000]	<b>0.2403</b> [0.169, 0.314]
B 部分: 协方差估计						
$\Omega$	$L_t$	$S_t$	$C_t$	$CPI_t$	$GDP_t^*$	
$L_t$	<b>0.0316</b> [0.030, 0.033]	<b>-0.0494</b> [-0.051, -0.048]	<b>-0.0351</b> [-0.036, -0.034]	<b>-0.0203</b> [-0.023, -0.018]	<b>0.0654</b> [0.059, 0.072]	
$S_t$		<b>0.0986</b> [0.096, 0.102]	<b>0.0339</b> [0.032, 0.036]	<b>0.0381</b> [0.034, 0.043]	<b>-0.1320</b> [-0.144, -0.122]	
$C_t$			<b>0.0904</b> [0.087, 0.093]	<b>0.0280</b> [0.024, 0.032]	<b>-0.0323</b> [-0.043, -0.022]	
$CPI_t$				<b>0.0332</b> [0.029, 0.0371]	<b>-0.0454</b> [-0.054, -0.038]	
$GDP_t^*$					<b>0.2168</b> [0.189, 0.250]	



注： $\lambda, \sigma^2$  为混频模型中测量方程的参数估计结果， $L_t, S_t, C_t$  分别表示水平因子、斜率因子、曲度因子； $CPI_t$  代表通胀率，

$GDP_t^*$  为日度 GDP 潜在因子， $\mu$  为状态方程中的截距项， $\Omega$  为状态方程中的方差协方差矩阵。参数估计结果为贝叶斯后验分布的中位数。方括号内的值表示 95% 的置信区间。黑体字表示参数在 5% 的显著性水平上是显著的。

如表 1 所示，我们得到如下结论：首先，参数  $\lambda$  通过了 5% 的显著性水平检验。由于参数  $\lambda$  是期限结构因子载荷的重要参数，这意味着日度混频期限结构模型显著反映期限结构因子载荷的具体作用情况，为分析利率期限结构行为以及宏观关联机制提供重要保障；其次，通货膨胀率对日度水平因子具有显著的正向影响，但未显著影响斜率和曲度因子。该结果表明宏观因子可以基于通胀预期机制作用于水平因子并最终影响整个收益率曲线。

日度高频水平因子对宏观基本面(GDP)有负向冲击。这意味收益率曲线特别是长期利率下行可以促进经济增长。但该影响机制具有不同表现形式，主要受到宏观经济政策的影响。结合我国宏观政策实践来看，2008 年受次贷危机影响，我国国债收益率曲线整体大幅下行。该时期我国实施了“四万亿”投资计划，大幅增加货币供应量，经济下行趋势得到迅速遏制，但是带来高通胀、高杠杆等负面影响。而 2020 年初受新冠疫情影响，我国国债收益率曲线再次整体下行，但该时期我国更多采用的是结构性货币政策，经济形势迅速好转。斜率因子对 GDP 具有显著的正向影响。由于斜率因子是利差的相反数，这意味着利差增加会引起通胀上升并预示着经济下行。该模型揭示了高频期限结构因子所包含的未来宏观经济预期信息，这对于预判宏观经济周期具有重要意义。

值得关注的是日度高频曲度因子对 GDP 具有显著的负面影响。Ang and Piazzesi(2003) 曾指出曲度因子对 GDP 的影响在日度和周度频率才会发挥作用。本文构建的日度混频利率期限结构模型提供直接的经验证据。我们进一步证实数据频率会影响宏观经济的作用机制，而传统的同频利率期限结构模型无法回答这一问题。

宏观基本面(GDP)对水平因子和斜率因子均有正向冲击。这意味着当经济衰退时，中长期利率也会趋于下降。结合我国结构性货币政策实践来看，2018 至 2019 年经济下行压力加大，2018 年进行四次降准，提供中长期流动性 6 万亿元，10 年期国债收益率较 2017 年末下降约 0.65 个百分点。2020 年初因新冠疫情，国内经济受到严重影响，结构性货币政策继续发挥作用，连续超量操作 MLF，采取价降量宽、放松监管的政策组合，10 年期国债从 3.1% 下行至 2.48%。这表明结构性货币政策在宏观经济与收益率曲线影响机制方面具有重要影响。

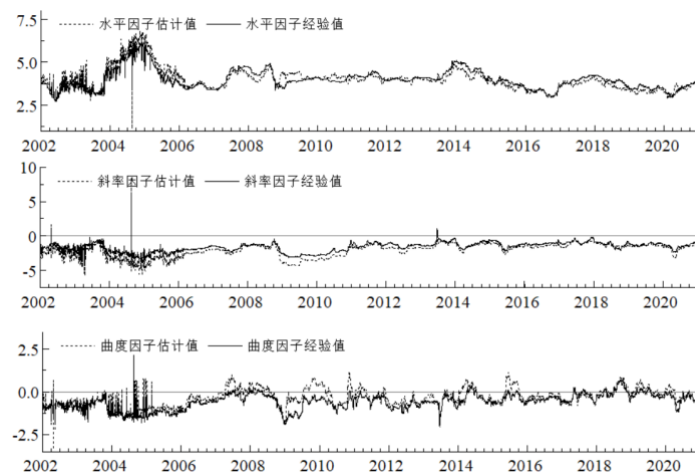


图 3 日度期限结构因子估计结果

为说明日度混频模型测度中国收益率曲线方面的适应性，图 3 给出了基于混频模型的日度期限结构因

子的估计结果，并将其与经验值进行比较。其中，因子经验值参考 Diebold and Li (2006)，这里定义：标准水平因子经验值的代理变量为债券长期收益率，以 20 年收益率曲线作为代理变量；常用斜率因子经验值的代理变量为利差，以 3 个月国债收益率与 20 年国债收益率之差作为代理变量；曲度因子主要体现对中期收益率的影响，其经验值为 2 倍的 2 年期收益率减去 3 个月与 20 年国债收益率之和。从图 3 可以得到：首先，基于日度混频模型估计的期限结构因子与经验值具有较强的协同运动趋势，这一关联性在期限结构文献中已经形成共识(Diebold and Li, 2006; 尚玉皇等 2015)，我们基于日度混频模型进一步提供了新的经验证据；其次，日度斜率因子的拟合效果更加理想。斜率因子的估计值和经验值的时间序列几乎完全一致。由于斜率因子的经验值为利差，其良好的估计结果保证我们可以基于利率期限结构模型来分析利差的影响机制；最后，曲度因子在近年来的估计效果较好，但是 2008 至 2010 年这段时期，估计值和经验值出现了一定的偏离。这表明宏观经济周期等结构性因素可能影响期限结构曲度因子。

## (二)收益率曲线及宏观指标的高频拟合

本节首先证实日度混频利率期限结构模型的样本内拟合效果，然后重点关注宏观经济指标高频拟合结果及日度收益率信息所发挥的作用。我们选取同频 Nelson-Siegel 模型作为基准模型，进而采用较为经典的损失函数准则即绝对误差平均(MAE)评价模型优劣。MAE 的具体公式如下：

$$MAE(\tau_n) = T^{-1} \sum_{t=1}^T |\hat{y}(\tau_n)_t - y(\tau_n)_t|$$

其中， $\hat{y}(\tau_n)_t$  表示期限为  $\tau_n$  的收益率曲线样本内拟合值， $y(\tau_n)_t$  代表期限为  $\tau_n$  的收益率曲线的真实值。T 表示用于实证研究的样本量。MAE 的取值越小，模型的拟合效果越好。

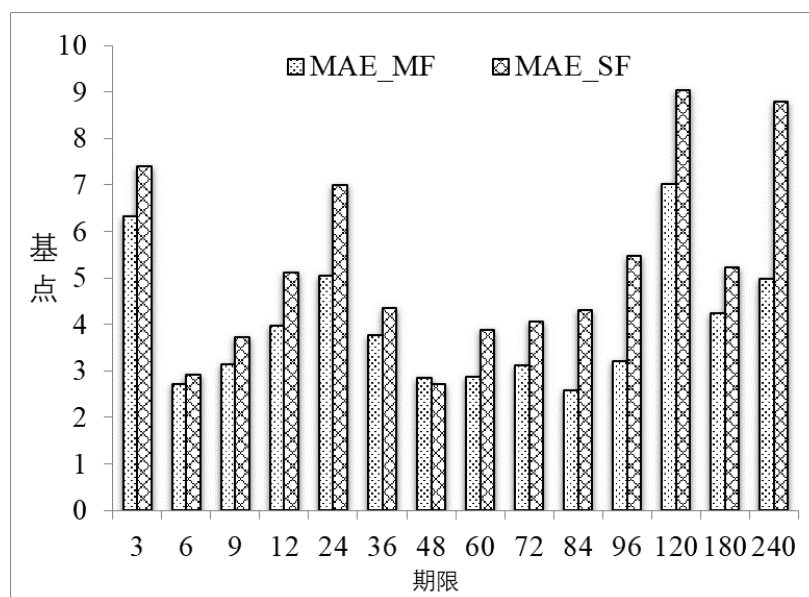


图 4 收益率曲线样本内拟合结果比较

图 4 比较了基于混频(D-MF-NS)和同频(N-S)模型计算的收益率曲线的样本内拟合结果。结果表明：除了 2 年期(48 个月)国债收益率，基于混频期限结构模型所计算的 MAE 均小于同频模型的对应计算结果，这意味着包含日度信息的混频利率期限结构模型具有更好的样本内拟合效果，也证实了日度混频模型测度中国收益率曲线方面的适应性。这一实证研究结果表明将低频宏观信息引入日度高频期限结构模型有助于改善日度收益率曲线拟合效果。相关文献均揭示了低频(月度或季度)宏观信息对收益率曲线样本内拟合的作用(如：尚玉皇等 2015)，但本文的经验研究在日度频率的收益曲线上提供了新的证据。值得关注的是，

该拟合结果包含了 2020 年新冠疫情的样本信息<sup>4</sup>。这表明即使受到新冠疫情冲击的影响，与其他同频模型相比，日度混频利率期限结构模型依然能够表现出较好的拟合效果。

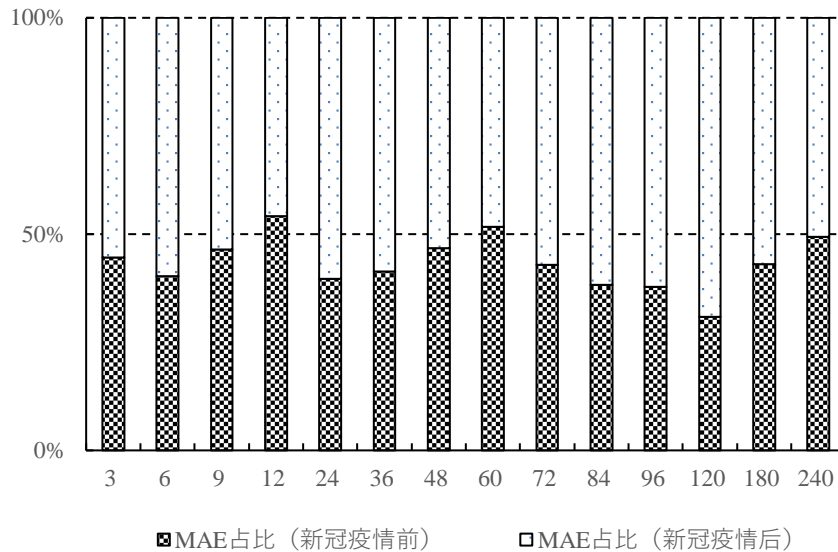


图 5 新冠疫情前后收益率曲线拟合误差占比

进一步地，由于新冠疫情冲击是极端灾难风险的一种表现形式，包含新冠疫情样本区间之后，我们提出的日度混频期限结构模型拟合效果如何？拟合效果有多大差异？这些问题的回答有助于我们进一步检验混频模型的适应性问题。在日度混频期限结构模型条件下，本文讨论新冠疫情前后不同样本区间的差异。为此，我们将样本划分为两个阶段。2002 年 1 月 1 日至 2019 年 12 月 31 日为新冠疫情前的子样本，2020 年 1 月 1 日至 2020 年 12 月 31 日为新冠疫情后的子样本。本文采用日度混频模型，每个子样本期内的绝对样本量可以满足模型估计要求。给定收益率的期限，本文计算子样本 MAE 值。进而计算子样本 MAE 占总样本 MAE 的比值。若某子样本 MAE 占比大于 50%，相对于另一个子样本而言，该子样本区间的拟合效果较差。图 5 比较了新冠疫情前后拟合误差的 MAE 占比情况。横轴表示国债收益率的不同期限，纵轴表示给定收益率期限的情况下，新冠疫情前的样本 MAE 占比以深色阴影表示，新冠疫情后的样本 MAE 占比以浅色阴影表示。

本文在图 5 中以 50% 作为分界线，标识不同样本 MAE 占比的相对大小。我们发现除 1 年期和 5 年期收益率以外，其他各期收益率在新冠疫情出现以后的 MAE 占比均大于 50%。这意味着新冠疫情的冲击会影响日度混频期限结构模型在不同样本区间的拟合改进效果，除个别短期收益率，新冠疫情会对整个收益率曲线产生系统性冲击。新冠疫情不但会改变投资者心理预期，直接影响国债投资及交易行为，从而改变收益率曲线的状态。新冠疫情还对宏观经济行为产生显著影响。尤其是中国强力有效的疫情防控措施使得宏观经济出现明显的结构性变化。

除收益率曲线的拟合外，我们还考察宏观经济指标的高频拟合效果进一步说明日度混频模型的适应性。宏观经济指标的高频估计是宏观经济研究文献中关注重点问题之一。本文基于日度混频利率期限结构模型可以同时获得 GDP 和 CPI 的高频拟合结果，结果如图 6 所示。在图 6 中，月度 CPI 和季度 GDP 为样本真实值，周度 CPI、周度 GDP 和月度 GDP 为混频期限结构模型的拟合值。结果表明：首先，无论 CPI 还是 GDP，其拟合值和真实值之间具有相似的运动趋势。但是，与传统共同因子模型不同的是，本文可以同时报告不同数据频率属性的宏观指标拟合结果；其次，我们可以观测到宏观指标(CPI 和 GDP)在更高频率上的变化趋势，而传统低频模型则无能为力，不利于从不同的时间跨度上阐释宏观经济作用机制。高频估计结果为我们更新识别及跟踪实体经济运行态势提供了实时信息。而这些实时信息进一步在基于市场预期的

<sup>4</sup> 本文还估计了不包含新冠疫情冲击的样本内拟合结果。我们发现拟合效果包含 2020 年新冠疫情样本信息的结果相类似，限于篇幅及重要性这里不再赘述，感兴趣的读者可以向作者索取。

货币政策调控中起到关键作用；最后，宏观经济变量的拟合非常接近真实值，同时在数据频率方面具有高频领先特征。这表明混频期限结构模型框架下，收益率曲线的领先因子信息可以非常有效地贡献于宏观经济变量的高频拟合值。该研究结果与 Ang and Piazzesi (2003)、Monteforte and Moretti (2013) 等相关研究结论相关，例如 Ang and Piazzesi (2003) 指出收益率曲线中包含 GDP 增长率的预测信息，Monteforte and Moretti (2013) 则认为利率期限结构中包含通胀预期信息。本文基于混频模型的估计进一步为上述研究提供新的经验支持。

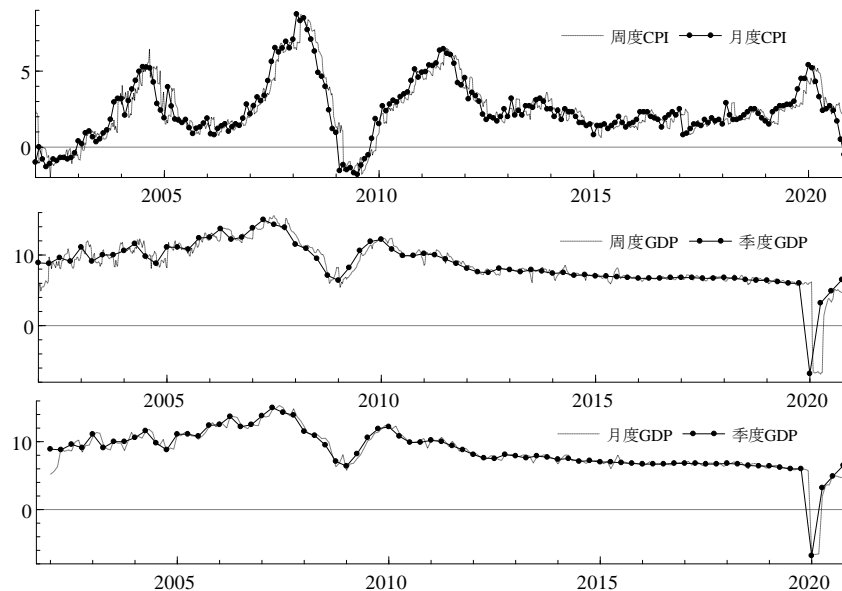


图6 宏观经济指标的样本内高频拟合结果

### (三) 宏观经济与期限结构的方差分解

这部分主要基于方差分解方法讨论宏观因子和期限结构因子对预测方差的贡献大小，基于此阐释跨周期和逆周期政策调控效应。

给定预测方差期限步长分别为 1, 2, 3, 4, 6, 9, 12, 15, 18 和 24 个月，图 7 给出了期限结构水平、斜率、曲度因子方差分解中宏观基本面的贡献情况，其中宏观基本面因子为 CPI 和 GDP。以水平因子为例，图中左半部分表示在给定预测期限步长的情况下(图示坐标横轴)，水平因子预测方差中可以被 CPI 和 GDP 所解释的部分(比例)。图 7 中左半部分的结果是预测方差中宏观因子的绝对占比。图 7 中右半部分表示给定预测期限步长，CPI 和 GDP 所解释的预测方差部分在整个宏观因子中的相对占比情况。图 7 中所报告的斜率和曲度因子方差分解的相关信息与水平因子类似。

从图 7，我们可以获得如下一些重要结果。首先，宏观经济对期限结构的方差贡献主要来自通胀指标。在预测期限步长相对较短时(12 个月以内)，GDP 因子对期限结构水平因子的方差贡献非常小，但是 CPI 对水平因子预测方差的相对贡献达到整个宏观因子 50%以上。而随着预测期限步长的增加，CPI 对水平因子预测方差的相对贡献持续走低。平均而言，宏观经济对期限结构的方差贡献主要通过通胀指标进行传导的。通胀预期机制解释了宏观经济对期限结构水平因子预测方差贡献的绝大部分。该研究结果为通胀预期假说提供了新的经验证据，其与 Gurkaynak, Sack 和 Swanson. (2003) 和 Diebold, Rudebusch 和 Aruoba (2006) 的研究结论相一致。其中，Diebold Rudebusch 和 Aruoba(2006) 发现未预期通胀冲击会引起更高的未来通胀预期，导致水平因子增加。

本文发现的通胀预期机制对于我国宏观经济跨周期和逆周期调控操作具有重要政策含义。对于逆周期政策调控而言，由于短期内通胀对收益率曲线的影响远远大于 GDP 的贡献，通胀预期机制在逆周期调控设计和实施过程中需要备受关注。对于跨周期政策调控而言，“跨周期”调控的核心在于兼顾短期和中长期，主要注重调控的前瞻性(陈润,2023)。而加强预期引导和适度目标“盯住”，都有助于跨周期调控的设计和实

施。在确定了经济整体发展方向和基本目标的基础上，能够保证各种政策工具的前瞻性和规则性，使得“跨周期”调控取得预期成效(刘金全和郭惠萍，2022)。随着时间期限的增加，预期通胀机制依旧发挥着重要影响，战明华和卢垚(2023)指出政策预期在跨周期调控中发挥了重要作用，强化预期是实现跨周期调控的关键。因此跨周期调控设计和实施过程中如货币政策调整政策的制定需要重视通胀预期机制，从而更好的发挥政策工具的前瞻性和规则性。

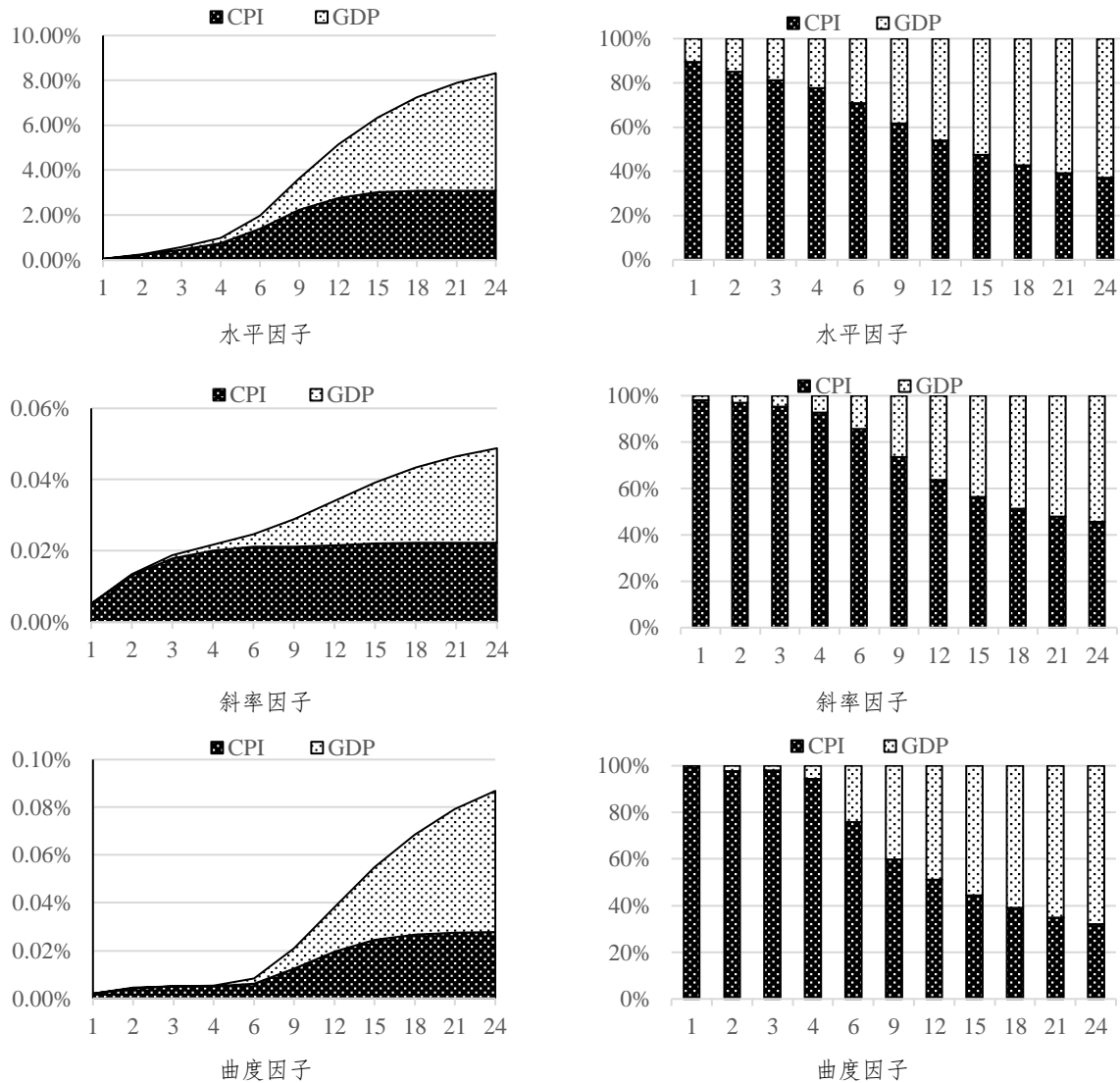


图7 宏观因子对期限结构因子方差分解的贡献

注：图中横轴表示预测步长。左侧部分表示日度高频期限结构因子预测方差中宏观因子绝对贡献的百分比。右侧表示给定预测步长(横轴)，CPI和GDP所解释的日度期限结构因子预测方差部分在整个宏观因子(CPI和GDP)中的相对占比情况。

其次，我们可以观测到宏观因子对斜率因子预测方差的贡献。与水平因子不同的是，随着预测期限步长的增加，GDP因子对斜率因子预测方差的相对贡献逐渐增加，但CPI对斜率因子预测方差的相对贡献始终在50%以上(预测步长24月期除外)。这说明CPI依旧是宏观经济对期限结构方差贡献主要变量，通胀预期机制不但影响水平因子也贡献于斜率因子。值得注意的是，与水平因子相比，宏观经济对斜率因子方差分解贡献的绝对水平较低。从长期来看，宏观经济对水平因子预测方差贡献的绝对比例接近9%，而对斜率因子预测方差贡献的绝对比例不足0.1%。由于水平因子主要影响长期利率，这意味着宏观经济跨周期和逆周期政策的调节需要更加关注宏观经济对中长期利率的影响机制。

再次，无论是绝对占比还是相对占比，CPI和GDP对曲度因子方差分解的贡献均与斜率因子的相应结

果类似。尤其是绝对占比上，从长期来看，CPI 和 GDP 对曲度因子的贡献绝对占比之和没有超过 0.1%。宏观因子对曲度因子的绝对占比于水平因子的相应结果相差甚远。实证结果表明与斜率和曲度因子相比，宏观经济对收益率曲线的影响是水平因子。而通胀预期又是作用于水平因子的关键渠道，我们认为通胀预期假说是宏观经济影响整个收益率曲线的重要机制。

最后，我们对比 CPI 和 GDP 对期限结构因子的相对贡献可以发现随着时间跨度的增加，GDP 对收益率曲线的相对贡献会增加。这里的政策含义在于跨周期和逆周期政策调控需要关注不同的经济机制。由于短期内 CPI 对期限结构因子预测方差的贡献相对较大，逆周期调节需要更加关注预期通胀机制，而长期内 GDP 对期限结构因子预测方差贡献逐渐扩大，尤其是 GDP 对期限结构曲度因子的贡献，跨周期调节除了关注预期通胀机制，也需要更加重视经济增长的财富效应等机制。

接下来进一步分析期限结构因子对宏观经济预测方差的贡献。图 8 报告了 CPI 和 GDP 的预测方差分别由水平、斜率及曲度因子所解释的比例，图 8 左半部分表示水平、斜率及曲度因子对宏观经济预测方差贡献的绝对比例，图 8 右半部分表示水平、斜率及曲度因子的贡献在整个期限结构因子中的相对比例。结果可总结如下：

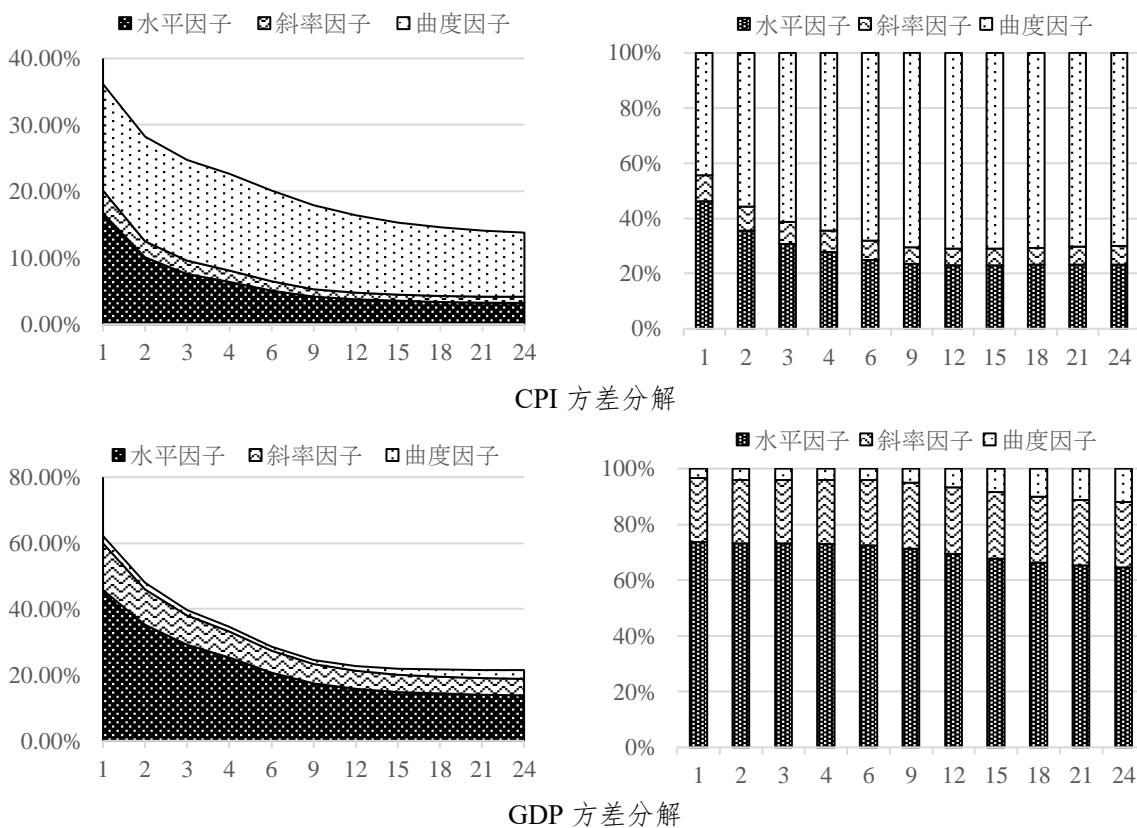


图 8 期限结构因子对宏观因子方差分解的贡献

注：图中横轴表示预测步长。左侧部分表示宏观因子预测方差中日度高频期限结构因子绝对贡献的百分比。右侧表示给定预测步长(横轴)，日度期限结构水平、斜率和曲度因子所解释的 CPI 和 GDP 预测方差部分在整个期限结构因子中的相对占比情况。

首先，期限结构因子对 CPI 预测方差贡献随着期限步长的增加而减少。给定期限步长，就方差贡献的绝对比例而言，曲度因子最大，水平因子次之，斜率因子最小。从相对比例来看，曲度因子对 CPI 预测方差的贡献占整个期限结构因子的 50%以上(预测步长 1 月期除外)。该结果表明曲度因子对 CPI 的未来波动具有较强的预测能力。这一结果与李宏瑾(2011)的研究结论相一致，李宏瑾(2011)指出中国的中期收益率曲线有更大的通货膨胀预测能力。本文基于日度混频利率期限结构模型发现曲度因子对宏观经济的解释能力，而传统文献如 Diebold 等 (2006) 则强调水平因子对通胀的预测效果。我们认为数据频率是导致研究结果差异的重要原因，Ang and Piazzesi (2003)也曾强调曲度因子在日度和周度频率才会发挥作用。而本文构建



的日度混频期限结构模型直接观察到曲度因子对 CPI 预测方差的高频作用机制，为相关研究文献提供了新的经验证据。

其次，我们还可以观察到期限结构因子对 GDP 方差分解的贡献大小。随着期限步长的增加，从绝对比例上来看，水平因子和斜率因子对 GDP 预测方差贡献的绝对比例逐渐下降，而曲度因子对 GDP 预测方差贡献的绝对比例在不断增加。但是就绝对比例的大小而言，水平和斜率因子均大于曲度因子。从相对比例来看，斜率因子对 GDP 预测方差的贡献在整个期限结构因子中所占比例最为稳定。这意味无论是长期还是短期收益率曲线斜率因子都是宏观经济的稳定驱动因素。Kurmann and Otrok(2013) 发现收益率曲线斜率增大会更加倾向于预测未来经济增长，而且斜率因子冲击与全要素生产率的冲击都是经济周期的主要驱动力。收益率曲线的斜率因子对宏观经济周期具有比较稳定或者说相对平滑的影响机制，无论是宏观经济跨周期和逆周期政策的调节都需要重视收益率曲线的斜率的影响。

综合图 7 和图 8 的方差分解信息，我们发现收益率曲线对宏观经济预测方差的作用大于宏观经济对收益率曲线的相应贡献。该实证结果不同于 Diebold 等 (2006) 的研究结论。究其原因，本文认为混频数据信息发挥关键作用。日度混频利率期限结构模型使得收益率曲线的样本数量远远多于低频宏观经济变量的样本量，收益率曲线会提供更为丰富有效的高频信息，其结果是收益率曲线解释更多的宏观经济预测方差，而宏观经济对期限结构因子预测方差的解释能力相对较弱。

#### (四) 跨周期和逆周期货币政策调控效果评估

参考张炜和妥璟旖(2022)等相关文献，我们选择新冠疫情前后两个典型的货币政策调控周期进行对比分析，以评估跨周期和逆周期货币政策调控效果。本文选取 2018 年 1 月至 2019 年 12 月作为逆周期货币政策调控区间，2020 年 1 月至 2020 年 12 月作为跨周期样本调控区间。虽然样本时间区间较短，但是混频模型具有解决小样本问题的明显优势，本文构建的混频模型为我们提供丰富的宏观经济高频信息，可以满足跨周期和逆周期货币政策调控效果评估的需求。

我们利用图 6 所提供的周度高频 GDP 和 CPI 信息并结合短期利率构建包含随机波动率的 TVP-VAR 模型，利用时变脉冲效应图进行实证分析。图 9 展示了逆周期和跨周期政策调控区间货币政策冲击对宏观经济基本面的时变脉冲响应结果。

如图 9 所示，我们发现短期利率在逆周期和跨周期政策调控区间表现存在显著差异。在逆周期政策调控时期，紧缩型货币政策(短期利率增加)对通胀时变冲击较强且正向冲击持续时间较长，而跨周期政策调控时期，短期利率对通胀时变冲击迅速衰减，紧缩型货币政策将会抑制通胀。这意味着逆周期政策调控措施使得货币政策容易产生较大的通胀风险，而跨周期政策调控措施注重中长期均衡，预期通胀风险较小。图 9 中我们还可以发现在逆周期政策调控时期，短期利率增加对 GDP 产生负向冲击，若短期利率减少则对 GDP 产生正向的时变政策冲击，但是持续时间较短，而跨周期政策调控时期，扩张型的货币政策(短期利率减少)对 GDP 的作用效果更强且持续时间较长。这意味着逆周期政策调控时期扩张型的货币政策对经济增长的作用效果较为有限，跨周期政策调控时期扩张型的货币政策对经济增长的贡献较大且持续性好。综合货币政策冲击在跨周期和逆周期调控时期的表现我们可以发现我国货币政策的跨周期调控效果表现较好。

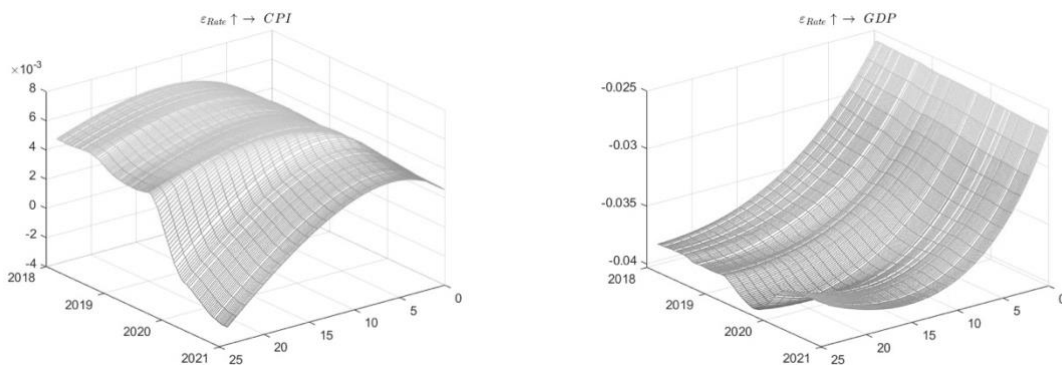


图 9 短期利率对通货膨胀和经济增长的时变冲击

## 五、结论与启示

揭示收益率曲线与宏观经济的关联机制对宏观经济政策跨周期和逆周期调控具有重要现实意义。该问题也一直是宏观金融领域关注的重点话题，但其难点在于如何实现高频收益率与低频宏观变量的混频数据联合建模。为此，本文构建了一种包含日度信息的混频利率期限结构模型即 D-MF-NS 模型。该模型的特色在于：引入累积器变量，显著降低混频状态空间模型的数据维度，从而避免可能出现的“维度灾”问题。本文的主要结论概括如下：

首先，与基准模型相比，引入宏观信息的日度混频期限结构模型对收益率曲线具有更好的拟合效果。即使包含新冠疫情期间的样本信息，日度混频模型依旧可以改善基准模型的拟合效果。无论是 CPI 还是 GDP，其高频拟合值与低频实际观测值趋势相同，但从数据频率角度来看，高频拟合值领先于低频观测值。日度混频期限结构模型估计的高频拟合值可以及时评估宏观经济走势。

其次，通货膨胀率对日度水平因子具有显著的正向影响。这意味着宏观因子可以基于通胀预期机制作用于日度高频水平因子并最终影响整个收益率曲线。方差分解的实证结果进一步发现宏观经济信息中 CPI 对日度高频水平因子预测方差的相对贡献最大。这表明宏观经济对期限结构的方差贡献主要通过通胀预期机制实现。该研究结果为通胀预期假说提供了新的经验证据。宏观经济跨周期和逆周期调节需要更加关注预期通胀机制对期限结构水平因子的影响。

再次，短期内 CPI 对期限结构因子的影响机制及贡献相对较大，逆周期调节需要更加关注预期通胀机制，而长期内 GDP 对期限结构因子的影响机制及贡献逐渐扩大，尤其是 GDP 对期限结构曲度因子的贡献，跨周期调节需要更加重视经济增长的财富效应等机制。期限结构因子贡献方面，斜率因子对 GDP 预测方差的贡献较为稳定。斜率因子是收益率曲线影响宏观经济周期主要渠道。日度高频曲度因子对 GDP 具有显著的负面影响，对 CPI 的未来波动具有较强的预测能力。

最后，时变脉冲响应分析表明逆周期政策调控措施使得货币政策容易产生较大的通胀风险，而跨周期政策调控措施注重中长期均衡，预期通胀风险较小。跨周期政策调控时期，扩张型的货币政策(短期利率减少)对 GDP 的作用效果更强且持续时间较长。与逆周期调控相比，我国货币政策的跨周期调控效果表现较好。

上述理论模型及实证研究结论揭示了一些新的行为特征及作用机制。这为我们重新认识收益率曲线及宏观经济的动态关联机制提供了重要经验支持，也为我们设计和实施跨周期逆周期政策调控提供了参考依据。本文主要启示如下：

一是提高新冠疫情等极端异常事件冲击场景下的收益率曲线拟合效果。基于本文提出日度混频利率期限结构模型还不能完全解决极端异常事件带来的结构性、系统性冲击。如何实现收益率曲线的高频实时预测、分析利率期限结构的非线性特征是我们需要进一步研究的问题。

二是设计和实施跨周期逆周期政策调控需要基于时间跨度或者数据频率的视角认识宏观经济的作用机制，主要关注宏观经济作用机制的时变特征和平滑特征。日度高频期限结构模型可以较好识别宏观经济作用机制的高频和低频效应，数据频率属性天然匹配时间跨度效应，从而在时间跨度上较好的满足跨周期逆周期政策调控需求。



## 【参考文献】

- [1] 陈润:《综合施策 加强协同 做好跨周期和逆周期宏观调控政策有机结合》,《中国经贸导刊》2023年第2期。
- [2] 郭俊芳、王雪标、周生宝:《中国国债利率期限结构突变与动因分析--基于无套利宏观金融模型的视角》,《南方经济》2017年第4期。
- [3] 刘金全、郭惠萍:《宏观调控跨周期设计的机理、特征与实施方式》,《广东社会科学》2022年第5期。
- [4] 刘元春、丁洋:《论就业管理模式的变革趋势:从逆周期到跨周期》,《管理世界》2023年第1期。
- [5] 李宏瑾:《我国中期通货膨胀压力预测--基于银行间市场国债收益率曲线的经验研究》,《经济评论》2011年第1期。
- [6] 潘敏、夏庆、刘小燕、张华华:《汇率制度改革、货币政策与国债利率期限结构》,《金融研究》2011年第11期。
- [7] 尚玉皇、郑挺国、夏凯:《宏观因子与利率期限结构:基于混频 Nelson-Siegel 模型》,《金融研究》2015年第6期。
- [8] 尚玉皇、郑挺国:《基准收益率曲线与宏观经济:基于混频 DSGE 模型的研究》,《经济研究》2018年第6期。
- [9] 尚玉皇、李炜祺、董青马:《公开市场操作与利率期限结构行为——基于混频数据信息的研究视角》,《金融研究》2022年第6期。
- [10] 尚玉皇:《国家安全体系和能力推进中国式现代化的现实特征、理论要义与实践逻辑》,《兰州财经大学学报》2022年第6期。
- [11] 战明华、卢焱:《中国货币政策存在跨周期调控吗》,《财贸经济》2023年第5期。
- [12] 张炜、晏璟琦:《货币政策跨周期调节效果研究——基于金融周期与实体经济周期视角》,《当代经济研究》2022年第5期。
- [13] Ang A, & Piazzesi M, A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables. *Journal of Monetary economics*, Vol.50, No.4, 2003, pp.745-787.
- [14] Borağan A.S, Term structures of inflation expectations and real interest rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.38, No.3, 2020, pp.542-553.
- [15] Diebold F X, Rudebusch G D, & Aruoba S B. The macroeconomy and the yield curve: a dynamic latent factor approach. *Journal of Econometrics*, Vol.131, No.1-2,2006, pp.309-338.
- [16] Diebold, F.X., & Li C., Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields, *Journal of Econometrics*, Vol.130, No.2, 2006, pp.337-364.
- [17] Gurkaynak, R.S., Sack, B., & Swanson, E., The excess sensitivity of long-term interest rates: evidence and implications for macroeconomic models. SSRN Working Paper, No. 477481,2003.
- [18] Joslin, S., Pribsch, M., & Singleton, K. J., Risk premiums in dynamic term structure models with unspanned macro risks. *Journal of Finance*, Vol.69, No.3,2014, pp.1197-1233.
- [19] Kung H., Macroeconomic linkages between monetary policy and the term structure of interest rates. *Journal of Financial Economics*, Vol.115, No.1,2015, pp.42-57.
- [20] Kurmann A, & Otrok C., News shocks and the slope of the term structure of interest rates. *American Economic Review*, Vol.103 No.6,2013, pp.2612-2632.
- [21] Levant J, & Ma J., Investigating United Kingdom's monetary policy with Macro-Factor Augmented Dynamic Nelson-Siegel models. *Journal of Empirical Finance*, Vol.37, No.6,2016, pp.117-127.
- [22] Monteforte L, & Moretti G., Real-time forecasts of inflation: The role of financial variables. *Journal of Forecasting*, Vol.32 No.1,2013, pp.51-61.
- [23] Rogers J H, Scotti C, & Wright J H., Unconventional monetary policy and international risk premia. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.50, No.8, 2018, pp.1827-1850.
- [24] Shang Y, & Zheng T., Fitting and forecasting yield curves with a mixed-frequency affine model: Evidence from China. *Economic Modelling*, Vol.68, No.2, 2018, pp.145-154.
- [25] Xiang J, & Zhu X. A regime-switching Nelson-Siegel term structure model and interest rate forecasts. *Journal of Financial*

Econometrics, Vol.11, No.3,2013, pp.522-555.

[26] Zheng T, & Wang X., High-frequency Macroeconomic Measurement with Year-on-Year Growth data. Renmin University of China Working Paper, 2021.

## China's Macroeconomy and Interest Rate Term Structure: The Mechanism of Mixed Frequency and the Effect of Cross- Reverse Cycle Regulation

SHANG Yuhuang    ZHENG Tingguo

**Abstract:** Faced with the triple pressure of demand contraction, supply shock, and weakening expectations, the Chinese government has repeatedly raised the issue of macroeconomic cross cycle and countercyclical policies. Macroeconomic theory and practice teach us that the effect mechanism between China's macroeconomic and interest rate term structure helps to meet the needs of cross-cyclical and countercyclical macroeconomic policy regulation.

From the perspective of data information frequency, the macroeconomic mechanisms of different cycles or time spans can be regarded as macroeconomic mechanisms of different data frequencies. Traditional macroeconomic theory and empirical research are often limited to quarterly or annual low-frequency mechanisms, which makes it difficult for us to apply a combination of cross cycle and countercyclical macroeconomic adjustment policies. In addition, the absolute time period of macroeconomic policy regulation within a single cycle may be relatively short, and macroeconomic policy evaluation faces the problem of small sample size.

This article advocates the construction of a mixed frequency data macroeconomic model to accurately identify the time-varying and smooth features of macroeconomic mechanisms under different time spans. The mixed model also has a unique advantage in overcoming the small sample problem. It can not only effectively utilize various available effective information, but also derive rich high-frequency information, thereby solving the problem of sample scarcity within a single cycle of (small samples).

This article integrates the unique year-on-year data attributes of China and constructs a mixed frequency term structure model, namely the D-MF-NS model. The advantage of this model lies in the introduction of accumulator variables, which significantly reduces the data dimension of the mixed state space model, thereby avoiding potential "dimension disaster" problems.

The results show that: first, compared with the benchmark model, our model still has a better fitting effect on the Yield curve even if it contains the sample information during the COVID-19 epidemic; Second, inflation rate has a significant positive impact on the level factor of high-frequency term structure. It has a significant contribution to the prediction variance of horizontal factors in both long- and short-time spans, and macroeconomic cross-cyclical and countercyclical adjustments need to pay attention to the expected inflation mechanism; Third, the daily high frequency slope factor has a significant positive impact on GDP. Slope factors are stable drivers of the both long-term and short-term macroeconomic cycle. Both cross-cyclical and counter cycle policy adjustments need to pay attention to the mechanism of the slope factor. Finally, the cross-cyclical regulation effect of China's monetary policy in preventing inflation and promoting growth is significantly better than that of countercyclical regulation.

This paper expounds the mechanism of the term structure of interest rates from the perspective of data frequency and provides new Empirical evidence for the cross-cyclical and counter cyclical adjustment of macroeconomic policies.

# 人民币货币锚地位的动态变化 及其驱动因素

贝泽赞<sup>1</sup> 程欣<sup>2</sup> 周颖刚<sup>3</sup>

**【摘要】**本文使用网络建模方法，根据货币汇率的互动关系构造了全球汇率传导网络，以反映全球货币之间锚定关系的结构演变。在此基础上，构造了衡量货币锚地位的指数——全球汇率传导指数，该指数显示：美元仍是全球货币体系中最重要锚货币，并且一直处于全球汇率传导网络的核心位置；随着人民币国际化进程的加快，人民币的锚地位波动上升。在新冠肺炎疫情和全球金融市场动荡的背景下，人民币的锚地位保持稳定。本文还参考最优货币区理论实证研究了货币锚地位的影响因素，发现经济体的经济规模、利率变动、国际贸易和跨境金融投资是驱动货币锚地位变化的主要因素。

**【关键词】**人民币 锚货币 网络分析 全球汇率传导指数

## 引言

自 2008 年金融危机以来，全球货币体系的格局发生着从量变到质变的演化，这不仅反映在各国货币用于国际贸易结算、投资、储备数额“数量”的变化上，也体现在货币汇率“价格”相互锚定、相互影响的格局嬗变上。一方面，各国货币汇率波动的共振性在加强，核心锚货币汇率的波动可能对其它国家的实体经济与资本市场造成冲击：美国依靠美元霸权向全球输出通货膨胀（Banerjee et al., 2016），加剧了其它国家金融市场的动荡（Yang & Zhou, 2017），给其它国家的长期经济增长蒙上了阴影（Georgiadis, 2016），改革以美元为核心的国际货币体系成为大势所趋。另一方面，国际货币体系的锚定格局在悄然发生着变化，无底线的量化宽松最终导致通货膨胀飙升，美联储不得不大幅快速加息。截至 2023 年 6 月，联邦政府未偿还债务总额已超过 32 万亿美元，美国的偿债能力备受质疑，动摇全球投资者对美元的信心。2023 年 8 月 1 日，国际三大信贷评级机构之一的惠誉发布报告，正式将美国长期外币发行人违约评级从最高级别的“AAA”下调至“AA+”。多国央行不断减持美债，去美元的趋势日益明显。而随着我国人民币汇率市场化改革以及金融开放政策的推进，人民币及人民币资产逐渐受到投资者关注和青睐，研究发现人民币已部分表现出避险货币的特点，但尚未成为国际避险货币（Cheng et al., 2021）。

在此背景之下，本文编制了全球汇率传导指数，估算了特别提款权（SDR）五大主要国际货币（美元、欧元、人民币、英镑、日元）在世界主要经济体货币中的锚地位。指数基于各国货币汇率的互动关系，衡量锚货币带动其它货币汇率变动的能力，反映锚货币的重要性及其演化趋势。这一研究有助于量化评估突发风险事件对全球货币体系以及人民币国际地位的影响，对监管者和外汇市场参与者具有重要的参考价值。

## 一、文献综述

一类文献主要以人民币作为交易媒介、贮藏手段和价值尺度的国际使用“量”衡量人民币的国际化水平（彭红枫和谭小玉，2017；王孝松等，2021；中国人民大学国际货币研究所，2023）。囿于数据频率限制（大多为年度或季度数据），这类依据货币国际使用“数量”衡量货币国际化水平的指数，无法实时跟踪国际货币体系的变迁和人民币国际地位的变化，且这类指标对货币汇率这一“价格”指标所释放的信号不够重

<sup>1</sup> 贝泽赞，厦门大学王亚南经济研究院、香港城市大学经济及金融系博士研究生

<sup>2</sup> 程欣，西南财经大学金融学院、中国金融研究院讲师，经济学博士

<sup>3</sup> 周颖刚，厦门大学经济学院、王亚南经济研究院教授，博士生导师，经济学博士

视。

另一类文献则从货币作为锚货币的重要性这一视角出发衡量货币的国际化水平。货币锚模型（Frankel & Wei, 1994, 2007; Frankel & Xie, 2010）基于各国货币汇率这一“价格”指标，将目标国货币汇率变动率回归在几种主要锚货币的汇率变动率上，并以回归系数衡量目标国货币的货币篮子中各（隐性）锚货币的相对权重<sup>4</sup>。基于货币锚模型，曹彤和赵然（2014）发现 2005 年之后，美元在东盟国家中锚货币地位逐渐下降，而人民币的锚货币地位却在加速上升。徐奇渊和杨盼盼（2016）发现 2008 年金融危机之后，美元和欧元在东亚的锚货币地位得到了增强，人民币的权重短暂下降但迅速恢复。部分研究发现人民币已成为亚洲和欧洲部分国家的隐性“锚货币”（杨荣海和李亚波，2017; Eichengreen & Lombardi, 2017; Ito, 2017）；一些研究发现随着人民币汇率市场化改革的推进，人民币对世界各国货币的影响逐步加强（陶士贵和胡静怡，2021; 徐扬等，2023）。张冲等（2023）测算了主要锚货币的隐性锚指数，发现人民币成为仅次于美元和欧元的第三大隐性锚货币。但是，货币锚模型本质上是线性回归模型，并不足以刻画各国货币互相关联、互相影响的现象（黄乃静和汪寿阳，2018; 万蕤叶和陆静，2018; 周颖刚等，2019），以及一些货币互相锚定（互为货币篮子的权重货币）的事实。所以传统的货币锚模型难以在考虑各国货币互动关系的基础上衡量货币的锚地位，有必要使用多元建模的方法估算货币互相锚定的程度。

在使用多元模型的相关研究中，多元 ARCH 模型或多元 GARCH 模型（韩国高等，2011; 夏南新，2016）待估参数多，能包含的货币个数较少，难以刻画多种货币主导的国际货币体系；相关系数构造的汇率溢出网络不受维度的限制（Mizuno et al., 2006），但不能反映货币汇率溢出的方向。格兰杰因果检验可以识别货币汇率溢出的方向，但无法反映溢出的强度。基于向量自回归模型的方差分解份额和脉冲响应函数，既能够识别货币汇率溢出的方向，也能识别货币汇率溢出的强度，但结果易受到模型中变量顺序的影响（Diebold & Yilmaz, 2014）。基于向量自回归模型的广义脉冲响应函数和广义方差分解可容纳更多变量，并直观地反映溢出的相对强度和方向，且结果稳定、不受变量顺序的影响（Alter & Beyer, 2014; Diebold & Yilmaz, 2014, 2023）。本文进一步拓展了 Diebold & Yilmaz（2014, 2023）的方法，使用货币汇率的历史波动程度作为权重对广义方差分解份额进行调整，构造货币汇率传导网络，度量国际货币波动引致其它货币波动的绝对强度，衡量锚货币的货币锚地位，并持续追踪各个阶段的国际大事件对人民币的货币锚地位的影响。

相较于已有研究，本文的可能贡献主要有以下三点。第一，基于各国货币汇率的互动关系，构造人民币汇率传导指数，衡量人民币的锚地位，并据此研究人民币的国际化水平，补充和丰富了人民币国际化的研究视角。第二，使用网络建模和分析方法研究锚货币的（隐性）锚地位，继承和发展了传统货币锚模型的内涵。基于各国货币汇率存在相互锚定、相互影响的现象，本文使用网络建模方法，考虑了货币之间互动关系，将货币汇率的联动关系视为一个完整的复杂系统，能够在充分反映国际货币体系结构性变化的基础上，研究各国货币锚地位的动态演变。第三，为人民币国际化的政策研究提供了新的研究视角。已有研究大多使用人民币的全球使用量，来衡量人民币的国际化水平，基于此的人民币国际化影响因素研究，只能关注宏观变量，如经济规模，对人民币国际化水平的影响，观测样本频率较低。本文构造的人民币汇率系统重要性指数为日度数据，为深入地、多视角地研究人民币国际化政策提供了更多可能性。

## 二、实证设计和研究假设

### （一）全球货币汇率传导指数

本文基于广义方差分解（Diebold & Yilmaz, 2014, 2023）构造货币汇率传导网络和指数，首先使用向量自回归模型（VAR）对货币汇率的变动率建模，如式（1）所示：

$$\Delta R_t = \mu + \sum_{i=1}^l B_i \Delta R_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

<sup>4</sup> 货币锚可分为“隐性锚”和“显性锚”，前者是未经官方宣布的、事实上所锚定的货币，后者是官方所宣布的本国货币与该锚货币维持价值稳定的货币。

其中， $\Delta R_t$ 表示世界主要经济体货币汇率的变动率； $\epsilon_t \sim iid(0, \Sigma)$ 为冲击列向量； $B_i$ 为 VAR 的系数矩阵； $I$ 是滞后项的期数，基于 AIC 和 BIC 准则进行选择。

式（1）可等价表示成无穷阶的向量移动平均（VMA）过程：

$$\Delta R_t = \mu + \sum_{l=0}^{\infty} A_l \epsilon_{t-l}, t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (2)$$

由式（2），广义方差分解份额可由式（3）表示。

$$\theta_{i \leftarrow j}^H = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{l=0}^H ((A_l \Sigma)_{ij})^2}{\sum_{l=0}^H (A_l \Sigma A_l')_{ii}}, \text{ for } i, j \in \Omega \quad (3)$$

其中， $\Omega$ 为货币的集合，货币总数为  $N$ ； $\Sigma$ 为 $\epsilon_t$ 的方差协方差矩阵； $\sigma_{jj}$ 为 $\Sigma$ 的第  $j$  个对角元素； $H$ 为向前预测期数，本文借鉴 Baruník & Krehlík（2018），选择向前预测期数  $H=100$  天，以刻画波动率溢出的长持续性； $A_l$ 为式（2）中的 VMA 的系数矩阵。由于 $\sum_{j=1}^N \theta_{i \leftarrow j}^H \neq 1$ ，可采用行加总进行标准化处理。

$$S_{i \leftarrow j}^H = \frac{\theta_{i \leftarrow j}^H}{\sum_{j=1}^N \theta_{i \leftarrow j}^H} \quad (4)$$

$S_{i \leftarrow j}^H$ 测度了货币  $i$  在  $t+H$  时刻的预测误差方差中，有多大比例是受到  $t$  时刻的来自货币  $j$  的冲击的影响，其中 $S_{i \leftarrow i}^H$ 表示自身的方差分解份额， $S_{i \leftarrow j}^H (i \neq j)$ 表示交叉方差分解份额，即波动溢出。

进一步地，为了衡量货币  $j$  对货币  $i$  波动性溢出的绝对效应，本文借鉴了 Yang et al.（2020）的方法，利用溢出接受方货币  $i$  汇率变动的历史波动率作为权重对广义方差分解份额进行调整，并以此构造货币汇率传导网络，如下所示。

	$\Delta R_1$	$\Delta R_2$	...	$\Delta R_N$
$\Delta R_1$	$\omega_1 S_{1 \leftarrow 1}^H$	$\omega_1 S_{1 \leftarrow 2}^H$	...	$\omega_1 S_{1 \leftarrow N}^H$
$\Delta R_2$	$\omega_2 S_{2 \leftarrow 1}^H$	$\omega_2 S_{2 \leftarrow 2}^H$	...	$\omega_2 S_{2 \leftarrow N}^H$
...	...	...	...	...
$\Delta R_N$	$\omega_N S_{N \leftarrow 1}^H$	$\omega_N S_{N \leftarrow 2}^H$	...	$\omega_N S_{N \leftarrow N}^H$

其中， $\omega_i$ 为波动溢出接受方货币  $i$  的汇率变动的标准差；为了研究一国货币对各货币互相锚定的程度，本文基于全球货币汇率传导网络计算一国货币对货币体系中各货币的净影响，并定义为双边传导指数，如式（5）所示：

$$NSS_{i \leftarrow j, \Omega} = \omega_i S_{i \leftarrow j}^H - \omega_j S_{j \leftarrow i}^H, \text{ for } i, j \in \Omega \quad (5)$$

式（5）中 $NSS_{i \leftarrow j, \Omega}$ 表示货币  $j$  的波动对货币  $i$  预期波动的影响减去货币  $i$  的波动对货币  $j$  的预期波动的反向影响，刻画了货币  $j$  的汇率波动带动货币  $i$  汇率波动的能力。

本文根据全球货币汇率传导网络计算货币汇率传导指数，综合观察一国货币的汇率波动在货币体系中的总体影响，如式（6）所示。

$$NET_{i, \Omega}^H = \frac{\sum_{j \neq i} \omega_j S_{j \leftarrow i}^H}{(N-1)} - \frac{\sum_{j \neq i} \omega_i S_{i \leftarrow j}^H}{(N-1)}, \text{ for } i, j \in \Omega \quad (6)$$

其中， $\frac{\sum_{j \neq i} \omega_j S_{j \leftarrow i}^H}{(N-1)}$ 为货币汇率传导网络的第  $i$  列的非主对角线元素的均值，称为网络出度，衡量了货币  $i$

的汇率波动对货币体系 $\Omega$ 中其它货币汇率的预期波动的总体影响； $\frac{\sum_{j \neq i} \omega_i S_{i \leftarrow j}^H}{(N-1)}$ 为货币汇率传导网络的第  $i$  行的非主对角线元素的均值，称为网络入度，衡量了货币  $i$  的汇率预期波动受到货币体系 $\Omega$ 中其它货币汇率波动的总体影响。货币汇率传导指数（ $NET_{i, \Omega}^H$ ）为经济体货币  $i$  的网络出度与网络入度的差，实际上也是货币  $i$  在全球货币体系 $\Omega$ 中的简单中心度（Centrality）。该指数具有明确的经济学含义，即货币  $i$  的汇率波动引领货币体系中其它货币汇率波动的平均净程度，刻画了货币  $i$  在货币体系 $\Omega$ 的重要性以及锚货币地位。若 $NET_{i, \Omega}^H > 0$ ，则说明货币  $i$  在货币体系 $\Omega$ 中主要扮演锚货币的角色，其汇率波动将对货币体系中其它货币汇率的预期波动产生正向的净影响；若 $NET_{i, \Omega}^H < 0$ ，说明货币  $i$  在货币体系 $\Omega$ 中主要扮演锚定其它货币的角色，其货币汇率的波动往往受到货币体系中其它货币的汇率波动的影响。而本文主要以特别提款权（SDR）的

五大篮子货币（美元、欧元、人民币、英镑和日元）为主要锚货币，追踪它们在全球货币汇率传导网络的中心度的动态变化，衡量其汇率波动对世界主要经济体货币汇率波动的引领效应。

本文构造的货币传导指数与货币锚模型估算的锚货币权重在内涵上是相似的，都衡量了锚货币带动其它货币变动的能力。两类指标的区别是货币汇率传导指数是一个绝对指标，货币锚权重是一个相对指标，货币锚模型测算了锚货币在货币篮子中的隐含权重，代表着锚货币对货币汇率形成的相对重要程度，而本文构造的货币汇率传导指数侧重于衡量锚货币汇率变动对体系中其他所有货币影响的绝对程度，为研究锚货币重要性提供了新角度。

为了追踪货币之间的动态信息传导和波动溢出效应，本文将通过迭代的方法估计货币汇率传导网络以及计算货币汇率传导指数。迭代估计所用的信息是基于不断扩大的样本而不是固定长度的时间窗口，刻画的是不断累积的存量效应（stock effect），而不是在某个固定时间窗口的流量效应（flow effect）。数据样本期始于欧元诞生的 1999 年初，初始估计的样本期是 1999 年初至 2007 年底，经过近 4000 次迭代估计出从 2008 年初到 2022 年 5 月的全球汇率传导指数走势。

## （二）货币国际锚地位的驱动因素及研究假设

最优货币区理论认为，如果两个国家之间一体化程度较高，那么就更有可能会形成固定汇率制（Mundell, 1961; McKinnon, 1963）。相关研究也发现贸易联系和金融联系是各国选择锚货币的考虑因素（Meissner & Oomes, 2009）。

一方面，国际贸易和跨境金融投资直接增加货币的国际使用规模，另一方面双边贸易和金融交易链接了两个经济体的商品市场和金融市场，打通货币之间汇率波动的传导渠道（朱孟楠等，2020; Fornaro, 2022），可能是货币锚地位的重要影响因素。故提出假设 H1 和 H2。

H1: 经济体 i 对经济体 j 的金融投资越大，经济体 i 的货币对经济体 j 的货币的影响越大，经济体 i 的货币被经济体 j 的货币隐性锚定的程度越大。

H2: 经济体 i 对经济体 j 的贸易联系越大，经济体 i 的货币对经济体 j 的货币的影响越大，经济体 i 的货币被经济体 j 的货币隐性锚定的程度越大。

其次，根据利率平价理论（Keynes, 1923），一个国家或地区的利率水平反映该国货币投资价值。利率的提高具有价值效应，产生货币的升值预期，而升值预期能够提高该经济体货币作为国际储备货币的竞争力（李稻葵和刘霖林，2008）。故提出假设 H3。

H3: 经济体 i 与经济体 j 的利息变动的差异越大（经济体 i 相对于经济体 j 加息（降息）幅度越大（小）），经济体 i 的货币对经济体 j 的货币的相对价值越高，经济体 i 的货币被经济体 j 的货币隐性锚定的程度越大。

最后，一国的经济实力也是影响货币国际使用和货币锚地位的重要因素，货币发行国的经济规模的增长将提振该经济体货币的国际储备水平（李稻葵和刘霖林，2008）。故提出假设 H4。

H4: 经济体 i 与经济体 j 的经济规模的差异越高，经济体 i 的货币被经济体 j 的货币隐性锚定的程度越大。

除以上主要解释变量之外，冯永琦等（2021）认为经济增长率差异和通货膨胀率差异影响人民币的锚地位。本文将控制经济增长率差异、通货膨胀率差异以及金融市场发展水平的差异。

本文参考上述文献，基于全球货币传导网络和双边传导指数（见式（5）），采用双边配对的面板回归模型，从国家之间的经济和金融联系出发，解释锚货币被隐性锚定的程度。

首先，本文以人民币对 IMF 关注的全球主要经济体货币的双边传导指数（ $NSS_{i \leftarrow CNY, t, i \in IMF}$ ）作为被解释变量，研究人民币锚地位的影响因素<sup>5</sup>，如式（7）所示。

$$\begin{aligned}
 NSS_{i \leftarrow CNY, t, i \in IMF} = & c + \beta_1 PINV_{i \leftarrow CNY, t-1} + \beta_2 TRA_{i \leftarrow CNY, t-1} + \beta_3 INT_{i \leftarrow CNY, t-1} \\
 & + \beta_4 GDP_{i \leftarrow CNY, t-1} + \beta_5 GGDPI_{i \leftarrow CNY, t-1} + \beta_6 CPI_{i \leftarrow CNY, t-1} + \beta_7 SMC_{i \leftarrow CNY, t-1} + e_{i \leftarrow CNY, t}
 \end{aligned} \quad (7)$$

<sup>5</sup> 人民币汇率传导指数为日度数据，为了匹配宏观经济数据的频率，本文通过求均值的方法把日度数据转换为月度数据。

本文进一步以 SDR 篮子货币对 IMF 关注的世界主要经济体货币的双边传导指数 ( $NSS_{i \leftarrow j, t, i \in IMF, j \in SDR, i \neq j}$ ) 为被解释变量, 研究主要锚货币锚地位的驱动因素, 如式 (8) 所示。

$$NSS_{i \leftarrow j, t, i \in IMF, j \in SDR, i \neq j} = c + \beta_1 PINV_{i \leftarrow j, t-1} + \beta_2 TRA_{i \leftarrow j, t-1} + \beta_3 INT_{i \leftarrow j, t-1} + \beta_4 GDP_{i \leftarrow j, t-1} + \beta_5 GGDP_{i \leftarrow j, t-1} + \beta_6 CPI_{i \leftarrow j, t-1} + \beta_7 SMC_{i \leftarrow j, t-1} + e_{i \leftarrow j, t} \quad (8)$$

其中,  $NSS_{i \leftarrow CNY, t, i \in IMF} = \omega_i S_{i \leftarrow CNY}^H - \omega_1 S_{CNY \leftarrow i}^H$  表示人民币对货币  $i$  汇率波动的净影响;  $NSS_{i \leftarrow j, t, i \in IMF, j \in SDR, i \neq j} = \omega_i S_{i \leftarrow j}^H - \omega_j S_{j \leftarrow i}^H$  表示锚货币  $j$  对货币  $i$  汇率波动的净影响; SDR 为 SDR 篮子货币 (人民币, 欧元、美元、日元、英镑); IMF 为 IMF 公布的具有代表性的经济体货币。  $PINV_{i \leftarrow j}$  为锚货币经济体  $j$  对经济体  $i$  的金融联系;  $TRA_{i \leftarrow j}$  为贸易联系;  $INT_{i \leftarrow j}$  代表经济体之间利率变动的差异;  $GDP_{i \leftarrow j}$  代表经济规模的差额;  $GGDP_{i \leftarrow j}$  代表经济增长速度的差额;  $CPI_{i \leftarrow j}$  代表价格水平的差距。  $SMC_{i \leftarrow j}$  代表金融发展水平的差距。

### 三、数据和变量构造

全球汇率传导指数以 IMF 公布的 38 个世界主要且具有代表性的经济体货币为研究对象, 包括美元, 欧元, 人民币, 英镑, 日元, 加元, 澳元, 瑞士法郎, 阿尔及利亚第纳尔, 博茨瓦纳普拉, 巴西里拉, 文莱元, 智利比索, 捷克克朗, 丹麦克朗, 印度卢比, 以色列新谢克尔, 韩元, 科威特第纳尔, 马来西亚林吉特, 毛里求斯卢比, 墨西哥比索, 新西兰元, 挪威克朗, 阿曼里亚尔, 秘鲁索尔, 菲律宾比索, 波兰兹罗提, 卡塔尔里亚尔, 俄罗斯卢布, 沙特阿拉伯里亚尔, 新加坡元, 南非兰特, 瑞典克朗, 泰铢, 特立尼达元, 阿联酋迪拉姆, 乌拉圭比索。

汇率数据中, 美元汇率使用美元指数代替, 其它国家货币汇率均为美元兑本币汇率, 数据来源为 Bloomberg 数据库, 样本观测区间为 1999 年 1 月 4 日至 2022 年 5 月 20 日。为了控制全球外汇市场收盘时间存在的时差, 本文以汇率的两日滚动平均变动率作为汇率变动的指标 (周颖刚等, 2019)。汇率变动的描述性统计如表 1 所示<sup>6</sup>。首先, 人民币变动率的均值为负, 说明人民币在观测区间总体呈升值态势。其次, 人民币汇率变动的偏度为正, 说明出现汇率极端贬值的概率较大。俄罗斯卢布和沙特里亚尔的汇率变动的峰度较大, 说明其币值发生极端升值或贬值的概率较高。最后, 除了美元、欧元、日元和英镑, 大部分货币汇率的 Ljung-Box 检验统计量显著, 说明汇率变动存在自相关性, 通过向量自回归建模具有合理性。

表 1 汇率变动描述性统计

	均值(%)	标准差(%)	最小值	最大值	偏度	峰度	LB-Q (10)
人民币	-0.003%	0.147%	-0.014	0.019	0.673	17.697	55.458***
美元指数	0.003%	0.480%	-0.027	0.026	-0.009	1.653	7.703
欧元	0.003%	0.591%	-0.034	0.026	-0.018	1.681	10.608
英镑	0.006%	0.569%	-0.030	0.088	0.837	11.601	14.059
瑞士法郎	-0.004%	0.671%	-0.176	0.095	-2.574	86.048	17.679*
澳大利亚元	0.001%	0.768%	-0.079	0.076	0.487	9.424	28.746***
新西兰元	0.000%	0.780%	-0.042	0.067	0.365	2.859	16.275*
韩元	0.003%	0.621%	-0.124	0.108	-0.139	49.235	49.336***
日元	0.004%	0.613%	-0.037	0.057	0.026	4.344	15.187
泰铢	0.000%	0.332%	-0.033	0.039	0.202	9.742	16.844*
巴西里拉	0.029%	1.087%	-0.098	0.105	0.430	8.946	24.313***
印度卢比	0.011%	0.373%	-0.033	0.040	0.363	9.692	64.200***
墨西哥比索	0.014%	0.723%	-0.064	0.083	0.870	10.745	29.082***
俄罗斯卢布	0.032%	0.859%	-0.159	0.185	3.337	100.816	96.581***

<sup>6</sup> 文章篇幅有限, 表 1 只列示 16 个代表性的经济体货币的描述性统计, 其他货币未予以列示, 感兴趣的读者可向作者索取。

沙特里亚尔	0.000%	0.023%	-0.006	0.006	1.590	213.712	290.403***
南非兰特	0.022%	1.064%	-0.064	0.168	1.018	12.776	16.619*

注：LB-Q(10)为滞后期为 10 的 Ljung-Box 检验统计量，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

本文使用货币汇率传导指数衡量各国货币的锚地位，并参考最优货币区理论及相关研究，使用双边贸易、双边证券投资、利率、物价水平、经济水平、经济发展增速以及金融发展水平研究一国货币锚地位的影响因素。

贸易联系（TRA）的代理变量为锚货币国家对其它国家的净出口占出口国 GDP 的比重（单位为%）；金融联系（PINV）的代理变量是锚货币国家对其它国家证券投资净额占输入国的证券投资净流入总额的比例（单位为%）；货币或利率政策的差异（INT）为锚货币国家与其他国家的短期利率变化率的差额，短期利率为 3 个月银行同业拆借利率或国库券利率（单位为%）；经济水平的差距（GDP）为锚货币国家与其他国家的国内生产总值的差额（单位为万亿美元）；经济增速的差距（GGDP）为锚货币国家与其他国家的国内生产总值同比增速的差额（单位为%）；价格水平的差异（CPI）为锚货币国家与其他国家的消费者价格指数同比增速的差额（单位为%）；金融发展水平的差距（SMC）为锚货币国家与其他国家的股票市值与国内生产总值之比的差额（单位为%）。双边贸易和金融投资数据来自 IMF，其余解释变量来源于 CEIC 数据库，数据频率为月度、季度或年度，本文借鉴了 Fama & French（2015），将季度和年度宏观经济数据与对应的月度频率的汇率市场数据以及汇率传导指数进行匹配。主要解释变量和控制变量均至少在 10%的显著性水平下通过了面板单位根检验<sup>7</sup>。

## 四、实证结果

### （一）全球货币汇率传导网络的结构变迁

本文根据 Fruchterman & Reingold（1991）的引力布局算法绘制世界主要经济体货币传导网络<sup>8</sup>（见图 1）。网络图中每个圆点代表一国货币，该货币的网络中心度越大、锚地位越高，圆点的面积越大；连接圆点的边指向受到影响的货币，受到的影响越大，边越粗短，反之边越细长；关系密切的货币将会互相靠近，所以影响力较大的锚货币通常靠近网络的核心位置。

图 1 描绘了全球货币汇率传导网络的时空对比，深灰色圆点代表人民币，中度灰色圆点代表发达经济体货币，淡灰色圆点代表发展中经济体货币。首先，美元和欧元是最重要的锚货币，处于全球汇率传导网络的中心。其次，发达经济体货币关联紧密，表现为以美元、欧元区、英镑为中心的发达经济体货币相互靠近。最后，人民币的锚地位在上升，表现为圆点面积不断扩大，并逐步接近全球汇率传导网络的中心，逐步靠近世界发达经济体货币。

<sup>7</sup> 文章篇幅有限，主要回归的解释变量的描述性统计以及单位根检验未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

<sup>8</sup> 由于篇幅有限以及图片显示等考虑，仅在正文展示 16 个具有代表性的经济体货币的传导网络，若读者有兴趣可联系作者索取完整的全球货币汇率传导网络图



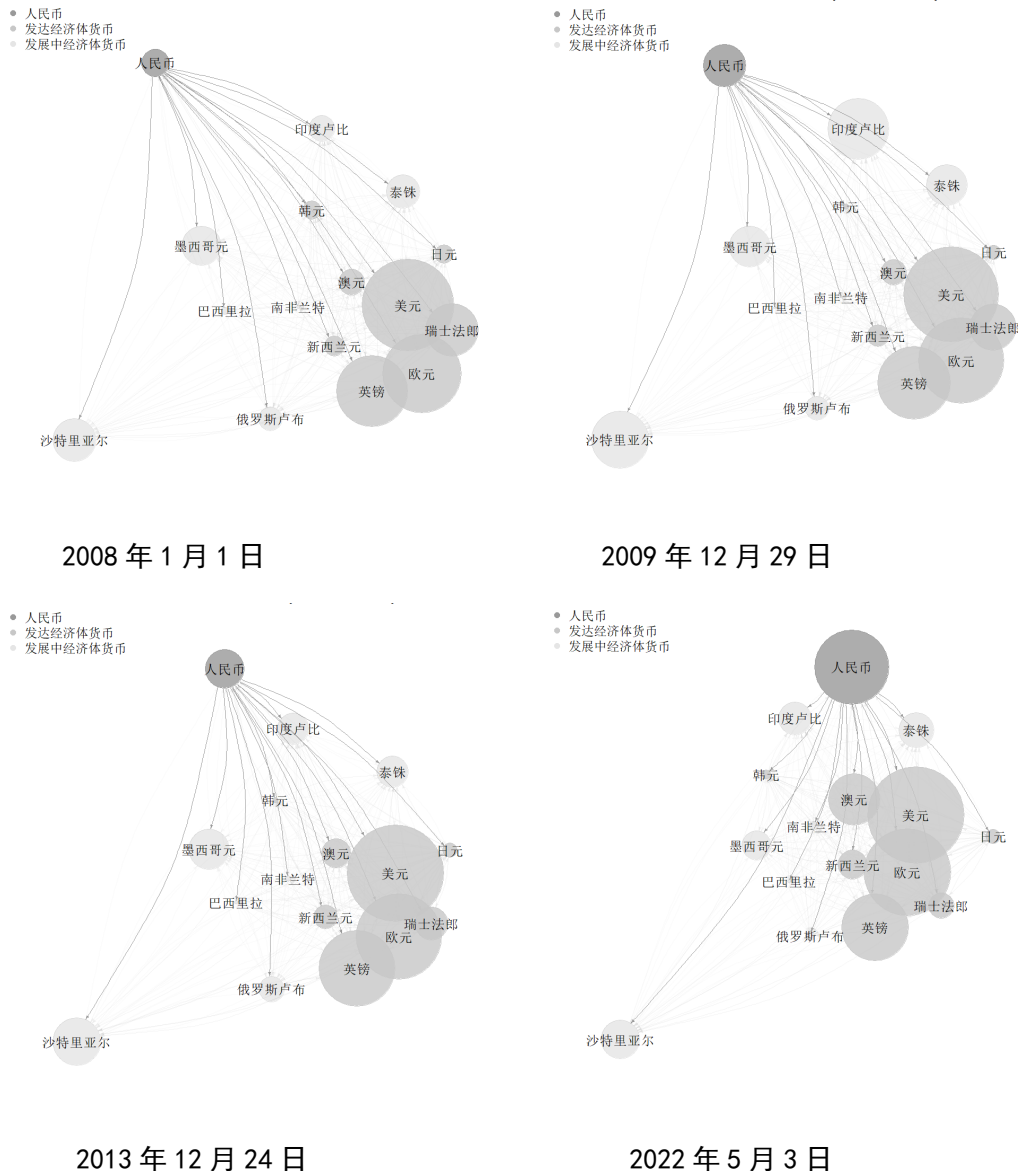


图1 全球货币汇率传导网络

## (二) 全球货币汇率传导指数

本文在全球货币汇率传导网络的基础上，根据式(6)计算了全球货币汇率传导指数(见图2)，即SDR五大锚货币(美元、欧元、人民币、英镑和日元)在世界主要经济体货币体系中的网络中心度。

美元是最重要的锚货币，截至2022年5月20日，美元的汇率传导指数为4.60，即美元汇率变动一个标准差会带动其它货币汇率平均波动4.60个基点。在五个主要锚货币中，汇率传导指数为正的货币分别是美元、欧元，人民币和英镑。人民币排名第三位，汇率传导指数为1.99，高于英镑(1.22)，低于欧元(3.02)，初步展示出人民币成为国际锚货币的潜力。日元的汇率传导指数为-2.06，日元在世界主要货币体系中的地位较低，其原因可能是危机后日本经济持续低迷，经济和贸易规模不断萎缩。本文估算的SDR篮子货币的货币锚地位的排序与张冲等(2023)基本保持一致。

人民币在世界主要货币的锚地位呈现曲折上升的趋势，2008年金融危机初期，人民币锚地位受到冲击显著下降，后迅速恢复上升趋势，这一趋势与徐奇渊和杨盼盼(2016)的发现基本一致，我国央行在金融危机期间积极干预外汇市场，维持了人民币汇率的稳定，有助于我国外贸和经济的快速恢复。除此之外，我国在金融危机后积极推动人民币国际化，试点跨境贸易和境外直接投资人民币结算业务，人民币在国际

市场上作为交易媒介的职能逐步显现（彭红枫和谭小玉，2017），一系列措施有利于提振人民币的锚地位。2015 年“811”汇改、2016 年人民币加入 SDR 货币篮子也提升了人民币货币汇率传导指数，人民币市场化改革提升了人民币国际影响力。2020 年新冠疫情也是人民币锚货币地位提升的关键时点，中国经济和外贸从疫情中率先恢复也提振了人民币在世界主要货币体系中的影响力。

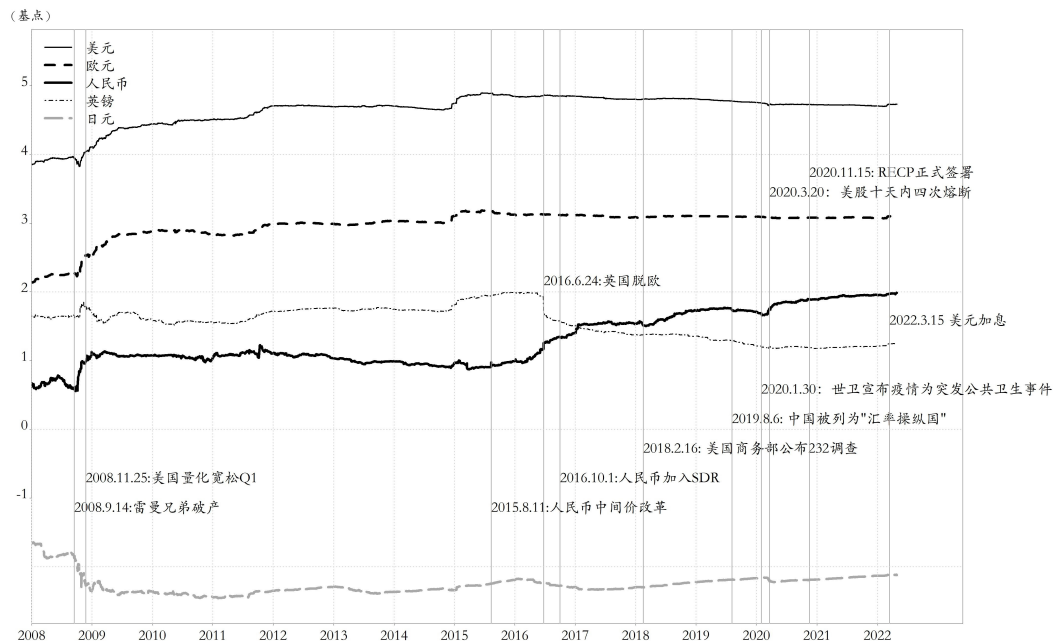


图 2 全球货币汇率传导指数

### （三）人民币汇率传导指数驱动因素

本文根据式（7）检验人民币对其它货币汇率传导强度的影响因素，回归结果见表 2。结果显示，贸易联系（TRA），利率政策（INT）和经济水平（GDP）的差距对人民币汇率传导均有显著正向的作用。首先，中国与其它国家双边贸易的增加，提高了人民币锚地位，故验证了假设 H2。其次，中国相对于其它经济体利率变化的差额增加（中国加息（降息）幅度相对较大（小）），有助于提高人民币资产的相对价值，提振人民币资产的吸引力，提高人民币的锚地位，从而验证假设 H3。此外，中国与其它经济体经济水平的差异越大、人民币对该经济体货币的影响力越大，验证了假设 H4。

表 2 人民币汇率传导指数驱动因素

被解释变量：人民币货币汇率传导指数（ $NSS_{i-CNY, i \in IMF}$ ）					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>PINV</i>	-0.024 (0.022)				-0.018 (0.022)
<i>TRA</i>		0.219*** (0.025)			0.124* (0.064)
<i>INT</i>			0.138*** (0.028)		0.127*** (0.045)
<i>GDP</i>	4.538*** (0.538)	4.147*** (0.252)	4.641*** (0.245)	3.813*** (0.244)	4.372*** (0.542)

<i>GGDP</i>	0.005** (0.003)	-0.013*** (0.002)	-0.002 (0.001)	-0.010*** (0.002)	0.007*** (0.003)
<i>CPI</i>	0.059*** (0.008)	0.003 (0.006)	-0.015*** (0.005)	0.005 (0.006)	0.058*** (0.008)
<i>SMC</i>	0.050 (0.042)	0.085** (0.040)	0.018 (0.023)	0.022 (0.028)	-0.003 (0.043)
控制国家	是	是	是	是	是
控制年份	是	是	是	是	是
控制月份	是	是	是	是	是
样本数	1,646	4,668	3,980	4,884	1,551
R <sup>2</sup>	0.074	0.076	0.103	0.058	0.078
F-stat	23.198***	72.673***	85.674***	71.894***	16.631***

注：() 内为估计参数的标准误。\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。下同。

但是，金融联系的 (*PINV*) 参数估计量并未显著为正，说明跨境金融投资并未有效提振人民币的锚货币地位，假设 H1 未能验证。

本文根据式 (8) 检验五大主要锚货币锚地位的影响因素，回归结果见表 3。列 (1) — (4) 结果显示，金融联系 (*PINV*)，贸易联系 (*TRA*)，货币政策差异 (*INV*) 以及经济水平差异 (*GDP*) 的估计参数均在 1% 的显著性水平下大于零，说明锚货币经济体对其他经济体的金融联系、贸易联系、货币政策传导以及经济水平的差距显著提高了锚货币引领其他货币波动的能力，提振锚货币的锚地位，验证了 H1-H4。列 (5) 结果显示，将所有解释变量同时加入回归时，金融联系 (*PINV*) 和经济水平差异 (*GDP*) 的回归系数仍然显著大于零，而贸易联系 (*TRA*)，货币政策差异 (*INV*) 则不显著，其解释能力被金融联系以及经济水平差异占优，说明跨境金融投资和经济水平差异是锚货币提升锚地位的最主要的渠道。

表 3 全球货币汇率传导指数驱动因素

	被解释变量：全球货币汇率传导指数 ( $NSS_{i \leftarrow j, i \in IMF, j \in SDR}$ )				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>PINV</i>	0.014*** (0.003)				0.015*** (0.003)
<i>TRA</i>		0.051*** (0.009)			0.010 (0.016)
<i>INT</i>			0.050*** (0.016)		0.037 (0.025)
<i>GDP</i>	0.579*** (0.019)	0.255*** (0.013)	0.471*** (0.013)	0.279*** (0.012)	0.626*** (0.021)
<i>GGDP</i>	0.010*** (0.002)	0.004*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.008*** (0.002)
<i>CPI</i>	0.011**	-0.0002	-0.009***	-0.005	0.010**

	(0.005)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.005)
SMC	0.034	-0.134***	0.085***	-0.083***	0.037
	(0.029)	(0.023)	(0.017)	(0.018)	(0.029)
控制国家	是	是	是	是	是
控制年份	是	是	是	是	是
控制月份	是	是	是	是	是
样本数	12,691	22,928	27,335	30,175	11,978
R <sup>2</sup>	0.070	0.021	0.052	0.020	0.074
F-stat	185.724***	97.933***	294.854***	152.401***	133.505***

横向对比表 2 与表 3，发现人民币与主要锚货币锚地位的驱动因素存在差异，贸易联系对于人民币锚地位的影响更为显著（参数估计量的值较大，统计显著性较高），而金融联系对于人民币锚地位的影响并不显著，但其却是影响其他锚货币锚地位的主要因素。这可能与我国目前不平衡的贸易和金融开放程度相关。中国早已成为全球最主要的贸易大国之一，但作为现代经济核心的金融开放却相对滞后：根据我国国际投资头寸表，截至 2022 年末，我国对外证券投资 10335 亿美元，仅占对外投资资产的 10.5%，我国储备资产占据对外金融资产的近 35.7%。而主要发达国家的对外金融资产以对外金融投资为主（2022 年美国对外证券投资占对外总资产 44.5%，日本 39.7%，英国 21.5%）。以主要发达国家的实证经验为鉴，提高金融开放水平、扩宽与其他经济体的金融联系有望成为提振人民币锚货币地位的新引擎。

## 五、结论

本文研究发现，人民币对其它主要货币的锚货币地位呈现波动上升态势，其锚地位在主要锚货币中排名第三，仅次于美元和欧元。2008 年金融危机、2015 年“811”汇改、2016 年人民币加入 SDR 货币篮子以及 2020 年新冠疫情中国经济率先恢复是人民币锚货币地位提升的关键时点。通过面板回归，本文探讨了人民币和锚货币对世界主要经济体货币影响的驱动因素。主要锚货币的锚效应的驱动因素为金融联系、贸易联系、货币政策差异以及经济发展水平。相比于主要锚货币锚效应的驱动因素，金融投资联系对人民币锚货币地位的影响不显著。可能的原因是相比于其他锚货币经济体，我国与其他经济体的金融联系，特别是对外金融投资仍然处于较低水平，尚不足以有效提振人民币对其他货币汇率的影响力。

基于本文的研究结论，提出以下政策建议。第一，人民币国际影响力和锚货币地位是以强大的经济实力和贸易规模为基础的，当前我国应该在保持经济和贸易总量稳定增长的情况下，推动产业升级，持续提高对外贸易的竞争力，夯实人民币锚地位的基础。第二，加快金融开放，拓宽金融对外投资渠道。金融联系是主要锚货币锚地位的主要驱动因素。但相比于我国经贸开放程度，我国金融开放程度仍然相对较低，应当借鉴主要锚货币的实证经验，提高金融开放水平、扩宽与其他经济体金融联系的渠道，有望使金融联系成为提振人民币锚货币地位的新引擎，进一步推进人民币的国际化。第三，当前我国一系列改革措施有助于提升人民币汇率传导指数，包括 2008 年金融危机期间启动跨境贸易和境外直接投资人民币结算试点、“811”汇改调整人民币汇率形成机制、推动人民币加入 SDR 等。我国应进一步加强人民币国际化的基础设施建设，有序推进人民币国际化进程。

## 【参考文献】

- [1] 曹彤, 赵然. 从多核心货币区视角看人民币国际化进程 [J]. 金融研究, 2014 (8): 47-63
- [2] 冯永琦, 代佳航, 瞿亢. 人民币在东亚区域货币“锚”效应及其影响因素研究[J]. 国际金融研究, 2020 (02): 56-65
- [3] 韩国高, 陈喻喆, 高铁梅. 中、美、日实际均衡汇率模型的构建及实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2011, 28 (01): 76-88
- [4] 黄乃静, 汪寿阳. 中欧货币汇率的极端风险传播研究[J]. 管理科学学报, 2018, 21 (12): 1-17
- [5] 李稻葵, 刘霖林. 人民币国际化: 计量研究及政策分析[J]. 金融研究, 2008 (11): 1-16
- [6] 彭红枫, 谭小玉. 人民币国际化研究: 程度测算与影响因素分析[J]. 经济研究, 2017, 52 (02): 125-139
- [7] 陶士贵, 胡静怡. 人民币何以成为货币锚?——基于汇改视角的直接形成渠道分析. 国际金融研究. 2021 (01): 76-86
- [8] 万蕤叶, 陆静. 金融危机期间汇率风险传染研究[J]. 管理科学学报, 2018, 21 (06): 12-28
- [9] 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, 56 (04): 126-142
- [10] 夏南新. 国际金融市场波动非线性因果性和溢出效应[J]. 管理科学学报, 2016, 19 (3): 64-76
- [11] 徐奇渊, 杨盼盼. 东亚货币转向钉住新的货币篮子? [J]. 金融研究, 2016 (3): 31-41
- [12] 徐扬, 汤珂, 谢丹夏. 人民币国际化及其影响因素: 基于汇率联动视角[J]. 国际金融研究, 2023 (03) 61-73
- [13] 杨荣海, 李亚波. 资本账户开放对人民币国际化“货币锚”地位的影响分析[J]. 经济研究, 2017, 52 (1): 134-148
- [14] 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 (01): 52-61
- [15] 周颖刚, 程欣, 王艺明. 为什么人民币越来越重要呢? ——基于网络分析的汇率数据[J], 管理科学学报, 2019 (9): 12-38
- [16] 中国人民大学国际货币研究所. 人民币国际化报告 2023 [M]. 北京: 中国人民大学出版社
- [17] 朱孟楠, 袁凯彬, 刘紫霄. 区域金融合作提升了人民币货币锚效应吗? ——基于签订货币互换协议的证据[J]. 国际金融研究, 2020 (11): 87-96
- [18] Alter A, Beyer A. The Dynamics of Spillover Effects During the European Sovereign Debt Turmoil [J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 42 (4): 134-153
- [19] Banerjee R, Devereux M B, Lombardo G. Self-oriented Monetary Policy, Global Financial Markets and Excess Volatility of International Capital Flows[J]. Journal of International Money and Finance, 2016, 68: 275-297
- [20] Baruník J, Křehlík T. Measuring the Frequency Dynamics of Financial Connectedness and Systemic Risk[J]. Journal of Financial Econometrics, 2018, 16 (2): 271-296
- [21] Cheng X, Chen H, Zhou Y. Is the Renminbi a Safe-haven Currency? Evidence From Conditional Coskewness and Cokurtosis[J]. Journal of International Money and Finance, 2021, 113: 102359
- [22] Diebold FX, Yılmaz K. On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms. Journal of Econometrics 2014, 182 (1): 119-134
- [23] Diebold F X, Yılmaz K. On the past, present, and Future of the Diebold–Yılmaz Approach to Dynamic Network Connectedness[J]. Journal of Econometrics, 2023, 234: 115-120
- [24] Eichengreen B., Lombardi D. RMBI or RMBR? Is the Renminbi Destined to Become a Global or Regional Currency? Asian Economic Papers 2017: 16, 35-59
- [25] Fama E F, French K R. A Five-Factor Asset Pricing Model[J]. Journal of Financial Economics, 2015, 116 (1): 1-22
- [26] Fornaro L. A Theory of Monetary Union and Financial Integration[J]. The Review of Economic Studies, 2022, 89 (4): 1911-1947
- [27] Frankel J, Xie D. Estimation of De Facto Flexibility Parameter and Basket Weights in Evolving Exchange Rate Regimes[J].

American Economic Review, 2010, 100 (2): 568-72

- [28] Frankel J A, Wei S J. Yen Bloc or Dollar Bloc? Exchange Rate Policies of the East Asian Economies. In *Macroeconomic Linkage: Savings, Exchange Rates, and Capital Flows*. University of Chicago Press. 1994. 295-333
- [29] Frankel J A, Wei S J. Assessing China's Exchange Rate Regime[J]. *Economic Policy*, 2007: 22 (51), 576-627
- [30] Fruchterman T M, Reingold E M. Graph Drawing by Force-Directed Placement. *Software: Practice and Experience*, 1991: 21 (11), 1129-1164
- [31] Georgiadis G. Determinants of Global Spillovers from US Monetary Policy. *Journal of International Money and Finance*, 2016, 67, 41-61
- [32] Ito T. A New Financial Order in Asia: Will a RMB Bloc Emerge? [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2017, 74: 232-257
- [33] Keynes J M. *A Tract on Monetary Reform*. London, Macmillan, 1923
- [34] McKinnon R I. Optimum Currency Areas. *American Economic Review*, 1963: 53 (4), 717-725
- [35] Meissner C M, Oomes N. Why do Countries Peg the Way They Peg? The Determinants of Anchor Currency Choice [J]. *Journal of International Money and Finance*. 2009, 28 (3) : 522—547
- [36] Mizuno T, Takayasu H, Takayasu M. Correlation Networks Among Currencies[J]. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2006, 364: 336-342
- [37] Mundell, R. A. A theory of Optimum Currency Areas. *The American Economic Review*, 1961: 51 (4), 657-665
- [38] Yang Z, Zhou Y. Quantitative Easing and Volatility Spillovers Across Countries and Asset Classes[J]. *Management Science*, 2017, 63 (2): 333-354
- [39] Yang Z, Zhou Y, Cheng X. Systemic Risk in Global Volatility Spillover Networks: Evidence from Option-Implied Volatility Indices[J]. *Journal of Futures Markets*, 2020, 40: 392-409

# 全球金融冲击、网络关联性特征与银行跨境资本流入

李兴申<sup>1</sup> 谭小芬<sup>2</sup> 苟琴<sup>3</sup>

**【摘要】**为揭示银行跨境资本流动网络关联性特征在全球金融冲击中的作用，本文构建了 2000—2022 年第一季度的银行跨境资本流动网络，分析网络关联性特征对全球金融冲击的调节作用。结果发现：网络关联性特征在全球金融冲击对各经济体的银行跨境资本流入影响中起到“倒 U 型”的调节作用。全球金融冲击会加剧银行跨境资本流动网络区域化特征进而影响各经济体的银行跨境资本流入。面对全球金融冲击，各经济体实施的资本管制政策起到“倒 U 型”调节作用，需要关注跨境资本流动监管政策实施强度。各经济体在全球金融一体化进程中需要密切关注跨境资本流动网络关联性特征变化，及时采取适度的监管措施，防范全球金融风险溢出效应。

**【关键词】**银行跨境资本流动 网络关联性 全球金融冲击 跨境资本流动管理

## 引言

新冠肺炎疫情的全球性暴发对各国经济金融发展产生重大冲击，为推动经济快速复苏，避免新一轮全球金融危机的发生，美国、日本和欧元区等主要发达经济体采取了大规模财政刺激方案和宽松货币政策，为全球金融市场注入大量流动性，各经济体间的跨境资本流动快速恢复、金融联系日益紧密。然而，世界经济在 2008 年全球金融危机后增长乏力，疫情影响下增速进一步下滑，跨境资本流动繁荣与实体经济增长乏力并存，全球风险因素不断增加，跨境风险传染快速蔓延（王有鑫等，2021）。中国的金融双向开放步伐不断加快，党和国家高度重视开放进程中的金融安全问题。党的二十大报告指出，在高水平对外开放过程中，需要“以新安全格局保障新发展格局”。国家“十四五”规划中提出要“完善跨境资本流动管理框架，加强监管合作，提高开放条件下风险防控和应对能力”。在此背景下，对于日益紧密的跨境资本流动网络能够缓解全球金融冲击影响，还是会加剧跨境资本流动网络脆弱性、放大全球金融冲击影响这一问题的研究对于保障中国金融安全至关重要。

跨境资本流动网络关联性特征在全球金融冲击的影响中扮演重要角色，但是囿于数据可得性等因素限制，少有文献从实证角度对这一问题进行深入研究。近年来，国际清算银行（Bank for International Settlements, BIS）提供的双边银行资本流动数据受到学者们的广泛关注，本文基于这一双边数据构建银行跨境资本流动网络，分析银行跨境资本流动网络关联性特征在全球金融冲击中的调节作用、全球金融冲击中银行跨境资本流动区域化特征变化等重要问题。此外，现有文献对于资本流动管理工具的有效性尚未达成共识，本文在网络视角下进一步检验各经济体实施资本流动管理工具的风险应对效果，为各经济体在全球金融一体化进程中如何防范金融风险问题提供政策参考。

本文的边际贡献在于：第一，本文构建了银行跨境资本流动网络并计算网络关联性特征等重要指标，揭示银行跨境资本流动网络关联性特征这一重要全球性因素在全球金融冲击中起到的“倒 U 型”调节作用，为丰富跨境资本流动驱动因素研究提供边际贡献；第二，本文发现全球金融冲击加剧了银行跨境资本流动网络的区域化特征，区域内经济体为保持流动性将增强合作，这有助于解释区域性金融中心作用不断增强的现象；第三，本文发现资本管制政策在全球性金融冲击影响下起到“倒 U 型”调节作用，丰富了跨境资本流动的监管政策有效性研究。

本文余下的结构安排为：第二部分为研究假说；第三部分为实证模型设计与变量选取；第四部分为实

<sup>1</sup> 李兴申，经济学博士，首都经济贸易大学经济学院讲师，上海市长三角科创产业金融服务协同创新中心

<sup>2</sup> 谭小芬，经济学博士，北京航空航天大学经济管理学院教授，博士生导师

<sup>3</sup> 苟琴，经济学博士，中央财经大学金融学院副教授

证结果及其分析：第五部分为结论与政策建议。

## 一、研究假说

### （一）银行跨境资本流动网络

随着金融全球化的推进，各经济体之间的跨境资本流动往来成为影响全球金融市场和经济发展的重要因素。在此过程中，学者们对跨境资本流动驱动因素的研究可谓成果丰富（谭小芬和李兴申，2019）。全球金融风险（Avdjiev et al., 2020）和美国等发达经济体货币政策（Correa et al., 2022）是最重要的两个全球性资本流动驱动因素。全球各经济体之间、各金融机构之间形成了日益复杂的全球金融网络，随着金融深化发展，一些经济体在全球金融网络中的重要性不断提升（Mercado & Noviantie, 2020）。全球金融网络中规模日益扩张的经济体或金融机构之间关联性不断增强，这也成为全球风险扩散的重要渠道。2008 年全球金融危机中，全球金融机构对于美国抵押贷款市场的共同风险暴露成为危机全球扩散的重要渠道（Jackson & Pernoud, 2021）。因此，学者们在危机后密切关注跨境资本流动网络的特征及其动态演进。

银行跨境资本流动网络呈现较为明显的“中心—外围”结构（Giudici & Spelta, 2016; 李兴申等, 2022），Hale（2012）基于国际辛迪加银团贷款数据构建银行跨境资本流动网络，发现经济衰退和银行危机尤其是 2008 年全球金融危机对银行间新关系的构建具有负向影响。Minoiu & Reyes（2013）、陈梦根和赵雨涵（2019）基于 BIS 的双边银行跨境信贷数据，发现过去三十多年中银行跨境资本流动网络关联性紧密度大幅加强，且随银行跨境资本流动顺周期性波动，2008 年全球金融危机对银行跨境资本流动网络造成长期冲击。同时银行跨境资本流动网络呈现区域化特征，中国在网络中重要性不断增强。苗文龙等（2021）、何德旭等（2022）在分析全球信贷网络结构变化和全球系统重要性银行网络的同时，也分析了全球跨境信贷风险网络的结构变化。总体来看，这些文献主要关注跨境资本流动网络的特征及动态演进，但是较少关注跨境资本流动网络结构变化的影响。

### （二）金融网络关联性特征与风险传染

诸多文献从理论视角研究国内金融网络的风险传染问题，对银行间关联性特征与风险传染之间关系的研究尚未达成一致结论。Allen & Babus（2009）对相关文献做了全面梳理和总结，这类文献主要从网络完备性、网络密度等角度分析整个金融网络的稳定性，发现网络特征对系统性风险以及对网络参与者的风险传染和分散效果都至关重要。Allen & Gale（2000）将银行间风险传染视为一种均衡现象。银行间相互持有存款是为了通过资产分散化来应对流动性冲击，但是当面对罕见的流动性偏好冲击时，银行间共同风险暴露就使他们体现出脆弱性。而 Chen（2022）则认为银行间关联性增加会放大银行低估风险的错误，进而损害金融稳定。Shen & Li（2020）构建银行间网络金融风险传染模型，探讨银行间交叉持有债权即具有共同的风险暴露这一现象对系统性风险传染的影响，发现随着网络中银行对外资产持有的分散化程度增加，对风险传染的概率、广度和损失程度都会起到“倒 U 型”影响。跨境资本流动网络对于金融稳定的影响究竟是风险分散作用更强还是风险传染作用更强，与跨境资本流动网络的一体化程度和分散化程度等关联性特征紧密相关（Elliott et al., 2014）。

在全球金融网络中，一国自身的金融风险和危机会通过网络传染到其他经济体，还可能由于传播中的放大机制引发全球金融危机（何德旭等，2021）。一些文献从实证层面探究金融网络关联性特征对风险传染的影响，主要发现网络关联性增强会加剧网络风险溢出效应。国内层面，Elliott et al.（2021）认为金融关联能够帮助银行之间风险共担，但也会加剧风险扩散。他们发现德国的银行出于风险转移动机，在面对相似风险时会增加金融关联。方意和荆中博（2022）在中国银行业网络中构建了度量机构之间、资产之间的间接关联性指标，发现银行体系中间接关联性越强，银行业系统性风险越大。跨国层面的研究相对较少，Conesa et al.（2020）的研究与本文最为相关，他们发现金融危机后全球辛迪加银团贷款网络集中度的下降反而增强了网络稳定性，说明全球金融网络过度繁荣可能会加剧网络风险传染。

结合上述文献可知，在网络关联性增强过程中存在两种风险调节机制，一是风险分散机制，即各经济



体的银行部门为避免资产过度集中，会进行资产跨境配置，这有助于与其他经济体银行部门合作，实现风险共担；二是风险传染机制，随着网络中各经济体银行部门之间的关联程度不断提高，风险传染作用也在不断增强，甚至在中心经济体发生危机时，网络可能会放大风险的全球性影响。那么，在全球金融冲击下，银行跨境资本流动网络的关联性起到何种调节作用？结合 Shen & Li (2020)、Conesa et al. (2020) 的研究，本文认为，在银行跨境资本流动网络关联性不断增强的过程中，可能会经历从风险分散机制占主导到风险传染机制占主导的过程，即存在“倒 U 型”影响。本文提出以下基准假设：

**假设 1：银行跨境资本流动网络的关联性紧密度在全球金融冲击中起到“倒 U 型”调节作用，在全球金融冲击对各国银行跨境资本流动的影响中，当网络关联性低于一定水平时主要起到风险分散作用，当网络关联性过高时会加剧风险传染。**

### （三）银行跨境资本流动网络的全球化与区域化特征

金融全球化与区域化相伴而生，陈梦根和赵雨涵（2019）发现银行跨境资本流动网络呈现区域化特征，中国等新兴经济体的作用不断增强。Cerutti & Zhou（2017）发现金融危机后银行跨境贷款总量收缩，同时一些地理区域内部联系比危机前更加紧密，更少依赖全球主要贷款者。面对风险时，一些区域内经济体可能会加强联系，共同应对外部风险冲击。尤其是金融危机后，在全球不确定性因素不断增加背景下，这种区域化特征可能是全球金融风险影响银行跨境资本流动的重要渠道。网络平均聚类系数反映银行跨境资本流动网络中区域性资本流动水平，该指标值越大代表网络区域化特征越明显。网络区域化水平过去二十余年中整体呈下降趋势，但对全球风险较为敏感，在全球金融危机和新冠肺炎疫情时期网络区域化特征明显加强。说明在金融全球化进程中，区域内经济体可能会加强联系共同抵御全球金融风险冲击。以英国、美国和德国为代表的主要发达经济体跨境债权占全球总债权比重呈下降趋势，而以中国为代表的新兴经济体占比稳步上升，反映出区域内经济体风险共担的需要。由此，本文提出在全球金融冲击下，银行跨境资本流动网络区域化特征变化的影响：

**假设 2：在全球金融冲击下，会加剧银行跨境资本流动网络的区域化特征进而影响各经济体银行跨境资本流入水平。**

### （四）跨境资本流动监管政策效果

为应对跨境资本流动剧烈波动风险，保持金融稳定，需要对跨境资本流动进行必要管理。国际货币基金组织（International Monetary Fund, IMF）提出资本流动管理工具（CFMs）框架，划分各类跨境资本流动管理政策，主要包括资本管制政策和宏观审慎政策（谭小芬和李兴申，2019）。2008 年全球金融危机后，探讨资本管制政策和宏观审慎政策效果的文献快速涌现，得到不一致结论。Claessens et al. (2013)、王有鑫等（2022）发现实施宏观审慎政策能够限制银行的信贷增长和外币贷款，降低银行部门杠杆率，通过调节跨境资本流动降低输入性金融风险。然而，Forbes et al. (2015) 发现除移除资本流出管制可以减少汇率升值外，大部分资本流动管理工具对于汇率、资本流动、利差等关键目标没有显著影响。因此，在银行跨境资本流动网络视角下进一步讨论各类资本流动管理工具效果具有重要的理论与政策意义。Bergant et al. (2020) 发现面对全球金融冲击时，一国使用宏观审慎政策工具对本国经济增长的影响呈“倒 U 型”。在面对全球金融冲击时，使用资本管制政策和宏观审慎政策对本国资本流动的影响是否有相似“倒 U 型”作用？为检验这一问题，本文提出以下假设：

**假设 3：资本流动管理工具的实施在全球性金融冲击中起到“倒 U 型”调节作用，在实施强度适度时能够缓解全球金融冲击对银行跨境资本流入的负向影响，而过高的实施强度可能会引发市场主体的监管规避行为和政策溢出效应，加剧全球金融冲击的负向影响。**

## 二、实证模型设计与变量选取

### （一）实证模型设计

1. 为检验假设 1 和假设 3，借鉴 Bergant et al. (2020) 检验宏观审慎政策非线性作用的模型设定方法，本文建立的基准回归模型为：

$$\begin{aligned} Inflow_{i,t} = & \alpha + \beta_1 S_{t-1} + \beta_2 Connect_{t-1} + \beta_3 Connect_{t-1}^2 + \beta_4 S_{t-1} \times Connect_{t-1} + \\ & \beta_5 S_{t-1} \times Connect_{t-1}^2 + \beta_6 C_{i,t-1} + \delta_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

其中，被解释变量  $Inflow_{i,t}$  分别为银行跨境资本流动网络中某一经济体的入度和加权入度，分别代表与某一经济体直接相关的贷款者数量和银行跨境资本流入水平。杨子暉等（2022）在构造全球股票市场网络中，使用各经济体的入度代表其面临的输入性金融风险强度。考虑到被解释分别存在一定的右偏和左偏特征，本文使用两个变量的自然对数值。核心解释变量  $S_{t-1}$  代表全球金融冲击，使用标普 500 指数期权隐含波动率（VIX）作为代理变量。核心解释变量  $Connect_{t-1}$  为银行跨境资本流动网络关联性特征，分别使用网络平均路径长度和网络密度指标衡量网络关联性。考虑到全球金融冲击在一定程度上会影响网络关联性紧密度，本文对核心解释变量进行正交化处理。 $C_{i,t-1}$  为国别层面控制变量，所有解释变量滞后一期，以缓解反向因果关系影响。模型中控制个体固定效应  $\delta_i$ ，在国家层面使用聚类稳健标准误。

假设 3 在式（1）的基础上将网络关联性指标替换为各经济体资本流动管理工具指标，分别检验资本管制政策和宏观审慎政策的作用。

2. 为检验假设 2 中提出的银行跨境资本流动网络的区域化特征渠道作用，本文建立回归模型为：

$$AvCCoefficient_{t-1} = \alpha + \beta_1 S_{t-1} + \beta_2 C_{i,t-1} + \delta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} Inflow_{i,t} = & \alpha + \beta_1 AvCCoefficient_{t-1} + \beta_2 S_{t-1} + \beta_3 AvCCoefficient_{t-1} \times S_{t-1} + \\ & \beta_4 C_{i,t-1} + \delta_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

式（2）检验全球金融冲击对银行跨境资本流动网络区域化特征的影响。本文使用银行跨境资本流动网络的平均聚类系数（AvCCoefficient）来代表网络区域化特征。式（3）中同时加入网络平均聚类系数和全球金融冲击及其交乘项，检验网络区域化特征的渠道作用。

### （二）银行跨境资本流动网络构建

本文使用由国际清算银行提供的本地银行统计双边银行总债权季度数据，为报告经济体（即贷款方）的全球性银行与对手经济体（即借款方）跨境交易加总数据。受报告经济体数量限制，许多对手经济体之间无资本流动往来，因此在本文的数据结构下更适合研究包括所有对手经济体在内的各经济体资本流入情况，而资本流出情况仅反映报告经济体贷款活动。数据包括 18 个报告经济体、124 个对手经济体，涵盖 2000—2022 年第一季度的季度数据<sup>4</sup>。

<sup>4</sup> 报告经济体包括：澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、中国台湾、丹麦、芬兰、法国、德国、爱尔兰、日本、韩国、卢森堡、荷兰、瑞典、瑞士、英国和美国。中国虽然也是报告经济体，但是中国数据只提供 2015 年以来的对外总债权数据，并未披露与对手经济体的双边往来情况，因此报告经济体中未包含中国。

对手经济体包括：阿尔巴尼亚、阿尔及利亚、阿根廷、澳大利亚、奥地利、阿塞拜疆、巴林、孟加拉、比利时、贝宁、百慕大、玻利维亚、博茨瓦纳、巴西、文莱、保加利亚、布隆迪、柬埔寨、加拿大、开曼群岛、智利、中国等。

银行跨境资本流动网络中各经济体都为一个节点，各节点之间银行跨境资本流动往来称为边，可记为  $a_{ij}$ ；节点间存在往来记为 1，否则为 0，因此  $a_{ij} = \{0, 1\}$ ，节点之间借贷关系的邻接矩阵为  $\mathbf{A}_i$ ， $\mathbf{A}_i = \{a_{ij}\}$ ，本文区分银行跨境资本流动方向，因此  $a_{ij} \neq a_{ji}$ ；以节点间银行跨境资本流动量  $w_{ij}$  为权重，节点之间资本流动量矩阵为  $\mathbf{W}_i$ ；节点之间可以产生直接银行跨境资本流动往来，也可以通过其他节点间接联系在一起，即节点之间的路径，经过最少边的路径为最短路径，最短路径长度反映节点之间直接联系程度。本文构造了网络中各经济体节点层面特征指标和网络整体层面特征指标。

## 1. 节点层面特征指标

节点入度 (Indegree) 是为经济体  $i$  提供贷款的经济体数量，体现银行跨境贷款活动的广度。节点加权入度 (Windegree) 反映节点之间的银行跨境资本流动往来强度 (经济体  $i$  的加权银行资本流入量)，节点  $i$  的入度和加权入度分别为：

$$\text{Indegree}_i = \sum_{j \neq i} a_{ji} = (\mathbf{A}_i)^T \mathbf{1} \quad (4)$$

$$\text{Windegree}_i = \sum_{j \neq i} w_{ji} = (\mathbf{W}_i)^T \mathbf{1} \quad (5)$$

## 2. 网络整体特征指标

(1) 网络密度 (Density)。代表网络中各节点间的整体关联性紧密度，用网络中各节点实际存在的关联数量与各节点之间可能存在的最大关联数量之比表示，反映银行跨境资本流动网络中两经济体存在关联的概率，该指标越大说明各节点间联系越紧密。(2) 平均路径长度 (AvPLength)。网络中各节点之间最短路径长度的均值，该指标越小说明各节点间直接联系越紧密。(3) 平均聚类系数 (AvCCoefficient)。代表网络区域化水平，为所有结节点  $i$  的局部聚类系数的均值，平均聚类系数越大，说明银行跨境资本流动网络中出现更多区域性资本流动往来，网络区域化特征越明显。假设网络中存在  $N$  个节点，节点  $\{i, j\}$  之间的最短距离记为  $d(i, j)$ ，则网络密度和平均路径长度分别为：

$$\text{Density} = \text{实际节点关联数量} / N(N-1) \quad (6)$$

$$\text{AvPLength} = \sum_{i, j} d(i, j) / N(N-1) \quad (7)$$

$$\text{AvCCoefficient} = \sum_N \text{CCoefficient}_i / N \quad (8)$$

## (三) 变量选取和数据说明

### 1. 网络特征指标

银行跨境资本流动网络关联性特征指标包括网络平均路径长度和网络密度，平均路径长度下降、网络密度上升代表网络关联性紧密度上升。使用网络平均聚类系数衡量网络区域化特征，平均聚类系数越大，区域化特征越明显。节点特征指标包括各经济体的节点入度和节点加权入度，分别衡量各经济体的贷款方数量和银行跨境资本流入量。

### 2. 全球金融冲击

本文使用 VIX 代表全球金融冲击 (Bhattarai et al., 2020)，数据来自美联储，季度数据。

### 3. 资本流动管理工具

资本流动管理工具包括资本管制政策和宏观审慎政策。(1) 资本管制政策数据使用 Fernández et al. (2015) 中各经济体综合资本管制和资本流入管制指数，涵盖 2000—2019 年的年度数据。(2) 宏观审慎政策数据来自 IMF 整合的全球宏观审慎政策数据库 (iMaPP 数据库)，综合宏观审慎政策指标包括逆周期性资本缓冲工具、资本盈余缓冲工具等 17 项政策工具，某一项政策工具收紧表示为 1，放松为 -1，不变为

0, 综合宏观审慎政策指标为某一时期 17 项政策工具变动指标之和, 样本区间为 2000—2020 年第四季度。

#### 4. 其他变量

(1) GDP 增长率, 能够大致反映各经济体综合投资回报率和宏观经济基础。(2) 汇率变动, 本文计算直接标价法下当期各经济体货币兑美元汇率相对上一期的增长率。(3) 资本账户管制程度, 本文采用 Fernández et al. (2015) 构建的各经济体综合资本管制指数。(4) 综合宏观审慎政策指标, 数据来自 iMaPP 数据库。(5) 金融发展水平, 使用 Svirydzhenka (2016) 构建的各经济体金融发展指数, 是对金融深度、广度和效率的综合评价。(6) 全球性变量包括美国影子利率, 衡量全球性无风险利率水平变化, 数据来自美联储。全球经济政策不确定性指数, 用以控制全球经济政策不确定性影响, 数据来自 Baker 等人构造的全球经济政策不确定性数据库。本文对所有连续变量在 1%和 99%分位数上做缩尾处理。

表 1 变量描述性统计

变量名	变量定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Indegree	节点入度	7434	13.2987	3.722	1	18
Windegree	节点加权入度	7434	153000	468000	1	5650000
AvPLength	网络平均路径长度	7434	1.2178	0.0616	1.092	1.3285
Density	网络密度	7434	0.106	0.0145	0.076	0.13
AvCCoefficient	网络平均聚类系数	7434	0.8782	0.0091	0.862	0.897
VIX	标普 500 期权隐含波动率	7434	19.9934	7.7583	10.3079	58.5878
USSSR	美国影子利率	7434	1.0548	2.3371	-2.922	6.4393
GEPU	全球经济政策不确定性	7434	138.0977	67.3162	55.3197	372.3936
DGDP	经济增长率	7434	0.0208	0.067	-0.5633	1.5689
DER	本币兑美元汇率变动	7434	0.0244	1.5628	-0.2925	151.2653
FD	金融发展水平	7434	0.3833	0.2375	0.026	1
Ka	综合资本管制指数	7434	0.3321	0.3171	0	1
Kai	资本流入管制指数	7434	0.3229	0.3037	0	1
MAPP	综合宏观审慎政策	7434	0.14709	0.6803	-2	3

### 三、实证结果及其分析

#### (一) 基准回归

为检验基准假设 1, 对式 (1) 进行检验, 表 2 为基准回归结果。第 (1) - (2) 列被解释变量为节点入度的自然对数 (Lnindegree), 为某一经济体直接贷款者数量的自然对数, 衡量直接跨境借贷关系数量。第 (1) - (2) 列检验网络关联性紧密度指标 (Connect) 中平均路径长度 (AvPLength)、网络密度 (Density) 在全球金融冲击 VIX 影响下的调节作用, 解释变量中的 L 代表滞后一期。两列中  $L.VIX \times L.Connect \times L.Connect$  系数皆显著为负, 说明网络平均路径长度、网络密度存在“倒 U 型”调节作用。图 1 为在平均 VIX 冲击下, 网络关联性紧密度变化的调节效应图, 说明在一定的全球金融冲击下, 在本文样本范围内网络平均路径长度和网络密度主要起到单调调节作用, 现有网络关联性紧密度能够缓解全球金融冲击对各经济体间借贷关系的负向冲击, 网络关联性紧密度此时主要起到风险分散作用。这也能解释在全球金融危机后虽然风险因素增多, 但是衡量各经济体之间借贷关系的节点入度指标迅速恢复并保持在较高水平, 各经济体之间借贷关系具有较强韧性。

第 (3) - (4) 列被解释变量为节点加权入度的自然对数 (Lnwindegree), 衡量各经济体银行跨境资本流入水平。各列中  $L.VIX \times L.Connect \times L.Connect$  项系数显著为负, 说明网络平均路径长度和网络密度起到“倒 U 型”调节作用。图 2 为在平均 VIX 冲击下, 网络关联性紧密度变化的调节效应图。说明在一定的全球金融冲击下, 网络平均路径长度和网络密度这两个代表网络关联性紧密度的指标起到“倒 U 型”调

节作用，即适度的网络关联性紧密度能缓解全球金融冲击对各国银行跨境资本流入的负向影响，此时网络关联性主要起到风险分散作用，但是网络关联性紧密度过高会加剧全球金融冲击对各经济体银行跨境资本流入负向影响，此时网络关联性主要起到风险传染作用。在全球经济增长乏力和不确定性因素增多背景下，银行跨境资本流动网络关联性紧密度过高一定程度上放大了全球金融冲击影响，抑制全球金融危机后银行跨境资本流动水平上升。

表 2 基准回归结果

	Lnindegree		Lnwindegree	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	AvPLength	Density	AvPLength	Density
L.VIX	-0.0006 (0.0007)	-0.0017* (0.0009)	-0.0002 (0.0028)	-0.0024 (0.0035)
L.Connect	-0.0310* (0.0170)	0.4412*** (0.0643)	0.2335*** (0.0850)	0.7781** (0.3656)
L.VIX×L.Connect	-0.0046*** (0.0006)	0.0114*** (0.0027)	-0.0187*** (0.0031)	0.0263*** (0.0087)
L.Connect×L.Connect	0.0829*** (0.0175)	0.3218 (0.3638)	0.0278 (0.0829)	-6.6513*** (1.3119)
L.VIX×L.Connect ×L.Connect	-0.0085*** (0.0010)	-0.0740*** (0.0217)	-0.0269*** (0.0053)	-0.1486* (0.0822)
观测值	7434	7434	7434	7434
调整后 R <sup>2</sup>	0.5608	0.6089	0.5270	0.5729
控制变量	是	是	是	是
国家个体固定效应	是	是	是	是
国家聚类稳健标准误	是	是	是	是

注：括号内为聚类稳健的标准误；\*，\*\*，\*\*\*分别表示在 10%，5%，1%的置信水平上显著。下同。

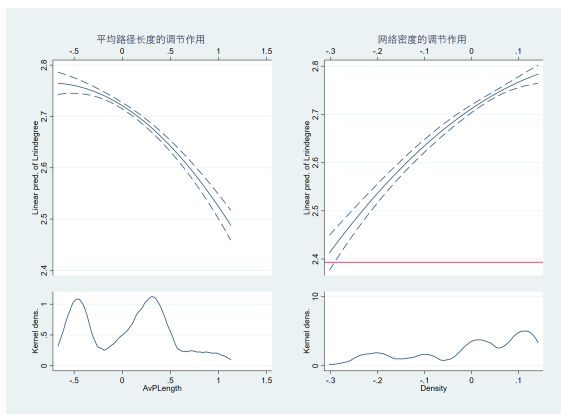


图 1 网络关联性对节点入度的调节作用

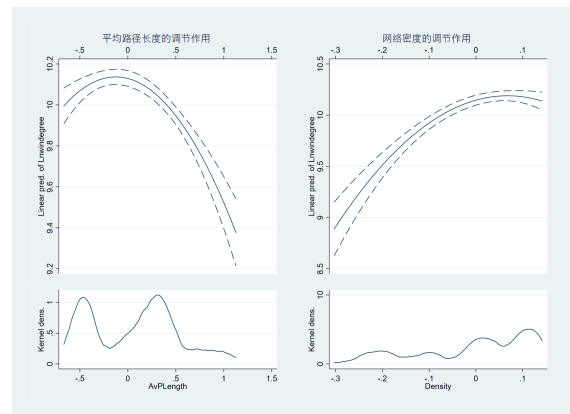


图 2 网络关联性对节点加权入度的调节作用

## (二) 进一步研究

### 1. 银行跨境资本流动网络的区域化特征

为检验假设 2，对式 (2) 和式 (3) 进行检验。由第 (1) 列可知，全球金融风险上升会加剧银行跨境资本流动网络区域化特征，说明在全球金融冲击影响下，一些区域内经济体可能会增强跨境资本流动联系，共同抵御全球性风险冲击，实现风险共担。由第 (2) 列 L.VIX×L.AvCCoefficient 这一交乘项系数显著为负可知，在全球金融冲击下，银行跨境资本流动网络区域化特征的加强对各经济体银行跨境资本流入起到抑

制作用，说明银行跨境资本流动网络区域化特征是影响各经济体银行跨境资本流入的重要因素。随着网络区域化增强，区域内银行跨境资本流动量的增加暂时无法替代全球性金融中心提供的银行跨境资本流动量，这一特征可能是造成银行跨境资本流动量难以恢复到危机前水平的重要原因。

表 3 全球金融冲击影响渠道检验

	(1)	(2)
	L.AvCCoefficient	Lnwindegree
L.VIX	0.0075***	1.7735***
	(0.0014)	(0.2651)
L.AvCCoefficient		0.1507***
		(0.0479)
L.VIX× L.AvCCoefficient		-0.0203***
		(0.0030)
观测值	7434	7434
R2	0.5989	0.5196
控制变量	是	是
国家个体固定效应	是	是
国家聚类稳健标准误	是	是

## 2. 跨境资本流动管理工具的调节作用

表 4 为假设 3 的检验结果，被解释变量为节点加权入度的自然对数（Lnwindegree）。第（1）-（2）列分别为某一经济体综合资本管制指数和资本流入管制指数（CFMs）对全球金融冲击的调节作用。综合资本管制和资本流入管制的实施在全球金融冲击中起到“倒 U 型”调节作用，保持合理的资本管制水平有助于缓解全球金融冲击影响，稳定跨境资本流动，但是过高的资本管制强度会加剧全球金融冲击影响，一方面可能由于过高的资本管制强度会影响国际投资者的投资意愿，另一方面可能会增加投资者的监管规避行为。这一结论有助于整合现有关于资本管制政策有效性的文献，这些文献可能由于忽视资本管制政策“倒 U 型”调节作用而得到不一致结论。第（3）列为各经济体综合宏观审慎政策（CFMs）对全球金融冲击的调节作用，综合宏观审慎政策调节作用并不显著，这可能由于综合宏观审慎政策采用虚拟变量加总指标，无法很好地反映各经济体宏观审慎政策实施强度。

表 4 资本流动管理工具的调节作用

	(1)	(2)	(3)
	综合资本管制	资本流入管制	综合宏观审慎
L.VIX	-0.0279***	-0.0282***	-0.0093**
	(0.0100)	(0.0102)	(0.0036)
L.CFMs	-0.6666	-1.1591	0.0441
	(1.3393)	(1.3617)	(0.0470)
L.VIX×L.CFMs	0.1388***	0.1372***	-0.0009
	(0.0485)	(0.0492)	(0.0014)
L.CFMs×L.CFMs	0.5345	1.0690	-0.0219
	(1.2722)	(1.2661)	(0.0316)
L.VIX×L.CFMs ×L.CFMs	-0.1360***	-0.1370***	0.0012
	(0.0450)	(0.0455)	(0.0014)
观测值	7434	7434	7434
R <sup>2</sup>	0.0661	0.0664	0.0596
控制变量	是	是	是

国家个体固定效应	是	是	是
国家聚类稳健标准误	是	是	是

## （二）稳健性检验与内生性问题处理<sup>5</sup>

### 1. 稳健性检验

（1）考虑全球金融冲击水平的影响。正如 Acemoglu et al.（2015）探究负向冲击大小、网络结构与金融体系稳定性之间的关系，为进一步检验全球金融冲击大小的影响，本文分别检验 VIX 低于和高于 50% 分位数下网络关联性紧密度的调节作用。发现在面对较强全球金融冲击时，较高的网络关联性主要起到风险传染作用。（2）排除样本数据极端变化的影响。分别排除 2008 年全球金融危机时期、2020 年新冠肺炎疫情时期的样本，结果依然稳健。

### 2. 内生性问题处理

（1）工具变量法。本文引入全球信息技术发展作为工具变量。使用国际电信联盟提供的各经济体固定宽带渗透率、蜂窝网渗透率、互联网用户率三个信息技术发展指标均值的一阶主成分增速。（2）排除反向因果关系。一是在将核心解释变量滞后 2 期；二是将网络关联性紧密度变化分为 2008 年全球金融危机前、2008—2013 年、2013 年后三个阶段，使用各阶段指标均值衡量网络关联性紧密度变化。

## 四、结论与政策建议

本文基于国际清算银行提供的双边银行贷款数据构建 2000—2022 年第一季度的银行跨境资本流动网络，研究网络关联性特征对全球金融冲击的调节作用。研究发现：第一，在全球金融冲击下，当前银行跨境资本流动网络关联性紧密度有助于稳定各经济体间的跨境借贷关系，而对各经济体的银行跨境资本流入量起到“倒 U 型”调节作用，网络关联性紧密度过高会加剧全球金融风险传染，对各经济体银行跨境资本流入产生负向影响；第二，全球金融冲击会加剧银行跨境资本流动网络区域化特征，增强区域内经济体联系，在一定程度上会减少各经济体的银行跨境资本流入；第三，面对全球金融冲击，各经济体使用的资本管制政策同样起到“倒 U 型”调节作用，采取适度的资本管制会增强面对全球性金融冲击时的韧性，但是过高的监管力度可能会降低全球投资者的投资意愿、增加市场参与者的监管规避行为，反而会加剧全球性金融冲击的影响。

本文关注在全球金融一体化背景下，银行跨境资本流动网络自身的结构特征变化在全球金融冲击中的影响，为各经济体防范全球金融风险提供经验证据。本文发现资本管制政策的影响呈“倒 U 型”，保持合理的监管力度有助于稳定本国跨境资本流动、降低外部金融风险。新兴经济体的金融体系相对脆弱，容易遭遇资本流动大幅波动冲击，有必要保持合理的跨境资本流动监管力度。随着中国金融市场双向开放步伐不断加快，需要格外关注外部金融风险传染，保持金融稳定。首先，要高度重视全球性金融风险和跨境资本流动网络结构变化带来的风险传染问题，防范跨境资本流动“大出大进”风险；其次，在全球金融风险因素不断增多的背景下，中国的对外债权全球占比不断提高，在发生全球性风险冲击时可以通过加强与区域内和域外相关经济体的合作，避免短时间内双边资本流动水平急剧下降，提高共同应对外部风险冲击的能力，进而为全球资本流动稳定做出贡献，不断提高自身在区域和全球金融治理中的影响力和辐射力；最后，监管部门需要完善金融市场监管制度和法律规范，保持合理的跨境资本流动监管力度，增强金融体系抵御外部冲击的能力。

<sup>5</sup> 文章篇幅有限，稳健性检验和内生性问题处理的结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

## 【参考文献】

- [1] 陈梦根, 赵雨涵. 中国银行业跨境联系的测度与分析——兼论国际银行业网络结构的动态特征[J]. 经济研究, 2019, 54 (4): 49-66
- [2] 方意, 荆中博. 外部冲击下系统性金融风险的生成机制[J]. 管理世界, 2022, 38 (5): 19-35+102+36-46
- [3] 何德旭, 苗文龙, 李硕. 全球系统重要性银行: 网络结构与风险治理[J]. 经济社会体制比较, 2022 (3): 57-71
- [4] 何德旭, 苗文龙, 闫娟娟, 沈悦. 全球系统性金融风险跨市场传染效应分析[J]. 经济研究, 2021, 56 (8): 4-21
- [5] 李兴申, 谭小芬, 苟琴. 美国贸易政策不确定性与银行跨境资本网络[J]. 管理科学学报, 2022, 25 (9): 108-126
- [6] 苗文龙, 张思宇, 钟伊云. 全球跨境信贷网络结构与系统性金融风险传染效应[J]. 财贸经济, 2021, 42 (12): 118-132
- [7] 谭小芬, 李兴申. 新兴经济体应对国际资本流动: 文献综述[J]. 经济社会体制比较, 2019 (4): 179-191
- [8] 王有鑫, 王祎帆, 杨翰方. 外部冲击类型与中国经济周期波动——兼论宏观审慎政策的有效性[J]. 国际金融研究, 2021 (3): 14-26
- [9] 王有鑫, 王祎帆, 杨翰方. 跨境资本流动宏观审慎政策防范输入性金融风险机制研究[J]. 经济学家, 2022 (9): 88-97
- [10] 杨子晖, 李东承, 王姝黛. 合成网络新视角下的输入性金融风险研究[J]. 中国工业经济, 2022 (3): 38-56
- [11] Acemoglu D, Ozdaglar A, Tahbaz-Salehi A. Systemic Risk and Stability in Financial Networks[J]. American Economic Review, 2015, 105 (2): 564-608
- [12] Allen F, Babus A. Network Challenge (Chapter 21), The: Networks in Finance[R]. Working Paper, 2009
- [13] Allen F, Gale D M. Financial Contagion[J]. Journal of Political Economy, 2000, 108 (1): 1-33
- [14] Avdjiev S, Gambacorta L, Goldberg L S, Schiaffi S. The Shifting Drivers of Global Liquidity[J]. Journal of International Economics, 2020, 125: 103324
- [15] Bergant K, Grigoli F, Hansen N J, Sandri D. Dampening Global Financial Shocks: Can Macroprudential Regulation Help (More than Capital Controls) ? [R]. IMF Working Paper, 2020, No. 106
- [16] Bhattarai S, Chatterjee A, Park W Y. Global Spillover Effects of US Uncertainty[J]. Journal of Monetary Economics, 2020, 114: 71-89
- [17] Cerutti E, Zhou H. The Global Banking Network in the Aftermath of the Crisis: Is There Evidence of De-globalization? [R]. IMF Working Paper, 2017, No. 232
- [18] Chen Y. Bank Interconnectedness and Financial Stability: The Role of Bank Capital[J]. Journal of Financial Stability, 2022, 61: 101019
- [19] Claessens S, Ghosh S R, Mihet R. Macro-prudential Policies to Mitigate Financial System Vulnerabilities[J]. Journal of International Money & Finance, 2013, 39: 153-185
- [20] Conesa M, Lotti G, Powell A. Resilience and Fragility in Global Banking: Impacts on Emerging Economies[R]. IDB Working Paper, 2020, No.1133
- [21] Correa R, Paligorova T, Sapriza H, Zlate A. Cross-Border Bank Flows and Monetary Policy[J]. The Review of Financial Studies, 2022, 35 (1): 438-481
- [22] Elliott M, Georg C, Hazell J. Systemic Risk shifting in Financial Networks[J]. Journal of Economic Theory, 2021, 191: 105157
- [23] Elliott M, Golub B, Jackson M O. Financial Networks and Contagion[J]. American Economic Review, 2014, 104 (10): 3115-3153
- [24] Fernández A, Klein M W, Rebucci A, Schindler M, Uribe M. Capital Control Measures: A New Dataset[R]. NBER Working Paper, 2015, No. 20970
- [25] Forbes K J, Straub R, Frastzsch M. Capital-flow Management Measures: What are they Good for? [J]. Journal of International Economics, 2015, 96: 76-97



- [26] Giudici P, Spelta A. Graphical Network Models for International Financial Flows[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2016, 34 (1): 128–138
- [27] Hale G. Bank Relationships, Business Cycles, and Financial Crises[J]. *Journal of International Economics*, 2012, 88 (2): 312–325
- [28] Jackson M O, Pernoud A. Systemic Risk in Financial Networks: A Survey[J]. *Annual Review of Economics*, 2021, 13: 171–202
- [29] Mercado R, Noviantie S. Financial Flows Centrality: Empirical Evidence Using Bilateral Capital Flows[J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2020, 69: 101255
- [30] Minoiu C, Reyes J A. A Network Analysis of Global Banking: 1978–2010[J]. *Journal of Financial Stability*, 2013, 9 (2): 168–184
- [31] Shen P, Li Z. Financial Contagion in Inter-bank Networks with Overlapping Portfolios[J]. *Journal of Economic Interaction and Coordination*, 2020, 15: 845–865
- [32] Svirydzenka K. Introducing a New Broad-based Index of Financial Development[R]. *IMF Working Paper*, 2016, No. 16/5

## Global Financial Shocks, Network Connectivity Characteristics and

### Cross-border Banking Inflows

Li Xingshen Tan Xiaofen Gou Qin

**Summary:** After the 2008 global financial crisis, the prosperity of cross-border capital flows coexisted with the sluggish growth of real economy, and the global risk factors were increasing, and the study of whether the increasingly close cross-border capital flow network could mitigate the impact of global financial shocks, or whether it would exacerbate the vulnerability of cross-border capital flow networks and amplify the impact of global financial shocks was crucial to ensuring China's financial security.

This paper uses the quarterly data of total bilateral bank claims provided by the Bank for International Settlements to construct the cross-border banking flow network from 2000 to the first quarter of 2022, and analyzes the moderating effect of network correlation characteristics on global financial shocks. The results show that the network correlation feature plays an "inverted U-shaped" moderating role in the impact of global financial shocks on cross-border banking inflows in various economies. Global financial shocks will exacerbate the regionalization of banks' cross-border capital flow networks, which in turn will affect cross-border banking inflows in various economies. In the face of global financial shocks, the capital control policies implemented by various economies play an "inverted U-shaped" regulating role, and it is necessary to pay attention to the intensity of the implementation of cross-border capital flow regulatory policies.

This paper provides marginal contributions to the study of the drivers of cross-border capital flows and the effectiveness of regulatory policies. In the process of global financial integration, all economies need to pay close attention to the changes in the correlation characteristics of cross-border capital flow networks, and take appropriate regulatory measures in a timely manner to prevent global financial risk spillovers.

**Keywords:** Cross-border Banking Flow; Network Connectivity; Global Financial Shocks; Cross-border Capital Flow Management

# 外部不确定性冲击的来源甄别及其对中国货币政策有效性的影响

邓创<sup>1</sup> 吴健<sup>2</sup> 王哲<sup>3</sup>

**【摘要】**明晰外部不确定性冲击的驱动因素及其对货币政策效果的作用机理，对全面推进中国高水平对外开放进程、确保中国经济发展的安全和可持续性具有重要政策意义。本文采用高维动态因子模型和两步加权法分离测度中国外部不确定性冲击并动态甄别冲击来源，通过拓展经典的蒙代尔-弗莱明模型，从理论层面解析外部不确定性因素对数量型与价格型货币政策有效性的影响机制并展开实证检验，在此基础上进一步考察外部不确定性尾部冲击对中国货币政策效果的非线性影响特征。研究发现：全球金融危机和新冠病毒感染等极端事件显著推升中国外部不确定性；随着中国对外开放水平的不断提高，更需警惕来自国外的消费、债券市场和银行信贷领域的不确定性冲击；外部不确定性会藉由“避险效应渠道”（提升全球投资者风险厌恶程度）、“利率渠道”（弱化投资与资本净流出对利率变动的敏感程度）影响货币政策调控效果；在较高的汇率稳定度下，外部不确定性还会削弱货币政策独立性即通过“汇率渠道”制约货币政策有效性；外部不确定性的极端右尾冲击会显著弱化数量型与价格型货币政策有效性，受此影响，实行紧缩性利率政策在短期内可能会增加经济滞胀风险，相较于数量型货币政策，价格型货币政策受外部不确定性特别是外部金融不确定性的负面影响更为明显。本文的研究为健全极端外部事件冲击下的货币政策调控机制、构建更高水平开放型经济新体制提供了理论依据和经验支撑。

**【关键词】**外部不确定性 蒙代尔-弗莱明模型 避险情绪 汇率制度 货币政策

## 一、引言

党的二十大报告强调，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。扎实推进高水平对外开放战略，不仅需要内部政策体系的协调运用与系统性支撑（李海舰等，2022；郭楚晗和张燕，2023），同时也需要密切关注和应对外部环境变迁特别是各类不确定性风险事件的冲击（杨翰方等，2020）。近年来，中国积极加强高水平对外开放的政策顶层设计并取得了显著成效，逐步形成了贸易与资本市场等领域全方位多层次的对外开放新格局（黄仁全和李村璞，2022）。然而与此同时，当今世界局势正发生着深刻复杂的变化，各国在经济发展和政策调控过程中面临的不确定性因素不断增多，彼此叠加共振进一步延缓了全球经济复苏的进程，同时也为中国经济安全与对外开放带来了严峻挑战（林凌等，2022；Beckmann等，2023）。官方数据显示，在2018年中美贸易摩擦升级期间，中国对美国的货物贸易出口增速较2017年同期下降13.9个百分点；2022年4月世界银行发布的《大宗商品市场展望》报告指出，俄乌冲突爆发后布伦特原油期货平均价格较2021年上涨约42%，包括金属和农产品在内的非能源价格预计将会上涨19.2%。由此可见，当前错综复杂的外部环境对中国经济安全产生了深刻影响，并可能持续挤压中国宏观调控政策空间。现阶段做好外部不确定性的识别预警、来源解构和政策应对工作，有效筑牢防范外部重大输入性风险的政策“防火墙”机制，不仅可以为推进高水平对外开放进程保驾护航，更有助于提升中国宏观经济现代化治理能力、维护经济金融安全稳定。

就学术层面而言，迄今为止有关中国外部不确定性（即除本国以外的外部国际环境中的不确定性因素，本文称之为外部不确定性）的文献并不多见。全球经济已然成为命运共同体，一国经济会不可避免地受到来自其他国家不确定性因素的溢出影响（Zhou等，2022；Bhattarai等，2020），孤立地考察国内不确定性

<sup>1</sup> 邓创，教授，吉林大学数量经济研究中心

<sup>2</sup> 吴健，博士研究生，吉林大学商学与管理学院

<sup>3</sup> 王哲，硕士研究生，吉林大学商学与管理学院

因素可能会掩盖一国内部和外部不确定性之间的交互反馈效应。从实践层面来看, 货币政策作为稳增长、调结构和防风险的重要宏观调控手段, 在当前国外各类矛盾与风险交织叠加的背景下面临实现内外部双重均衡的难题, 一方面需要有效应对和缓解“需求收缩、供给冲击、预期转弱”三重压力下宏观经济的下行趋势, 另一方面也需防范化解发达国家利率调整、国外金融市场异常波动等输入性风险(易宇寰和潘敏, 2022; 王有鑫等, 2022)。如何精准识别和系统解构外部多维不确定性并深刻把握其与货币政策调控效果之间的复杂关系, 既是不确定性研究领域有待突破的学术难题, 更是高水平对外开放格局下确保中国经济安全可持续发展所亟需解决的实践问题。

准确合理地测度不确定性是推进上述研究议题的前提基础。在现有研究中有关不确定性的测度方法大体可分为以下五类: 一是采用实体经济层面的 GDP 与 TFP 的波动率指标(Bloom 等, 2018)、金融机构波动关联指数(Hsu 等, 2020)等代理变量代指不确定性。二是基于大数据从媒体中挖掘与不确定性有关的信息(Baker 等, 2020; Huang 和 Luk, 2020)。三是将不确定性视为经济系统状态变量, 通过数理模型构建不确定性与系统观测值之间的映射关系, 从而估计出潜在的不确定性冲击成分(Fernández-Villaverde 等, 2015)。四是基于预测偏差构建不确定性指数(Scotti, 2016)。五是计算经济变量非预期条件波动率(Jurado 等, 2015; 王博等, 2019)。

近几年来随着中国对外开放战略的持续推进, 学术界与实务界开始关注开放经济条件下中国外部不确定性因素的演变态势。然而, 由于世界各国经济与金融形势复杂多变并且存在显著差异, 如何有效识别一国外部不确定性因素一直以来是个难题, 已有学者从一国外部环境的单一层面刻画不确定性, 主要有以下三类: 一是外部实体经济层面, 例如李捷瑜和巩加美(2019)采用中国的出口国消费需求增长率的标准差衡量中国外部需求的不确定性; 二是外部金融市场层面, 例如鲁晓东等(2017)基于中国 59 个进口国的股指方差对中国外部不确定性进行了评估; 三是外部政策层面, 赵茜(2020)直接采用 Baker 等(2020)构建的 EPU 指数作为中国外部政策不确定性的度量指标。

上述有关外部不确定性测度研究的落脚点都是在外国需求、政策等单一对象上, 然而一国外部不确定性的产生和演变可能是不同国家不同经济金融变量叠加冲击的结果, 仅从某一方面展开测度研究难以清晰刻画一国外部不确定性的全貌。邓创等(2022)借鉴并改进 Jurado 等(2015)的不确定性合成方法, 遴选能反映中国外部经济金融形势的多维指标体系, 通过差异化动态赋权的方式合成中国外部经济与金融不确定性指数, 这一做法更为综合全面地捕捉中国外部形势的波动态势, 同时也考虑到了外部不同国家不同经济金融指标间的差异, 从而能够较为可靠地识别中国外部不确定性冲击。

货币政策有效性是指采用货币政策工具可以实现对产出与价格等宏观目标的有效调控。现有大量研究已经证实, 不确定性冲击是影响货币政策有效性的重要因素。有研究指出经济不确定性对宏观经济指标波动的贡献程度较高(Zhang 和 Hamori, 2021), 经济不确定性的增加并不会改变货币政策调控方向, 仅会在量上削弱货币政策效果(Tenreiro 和 Thwaites, 2016; Aastveit 等, 2017; 苏治等, 2019)。还有部分学者发现货币政策调控效果高度依赖于经济政策不确定性的状态(Balcilar 等, 2021), 较高的经济政策不确定性会通过信贷渠道降低政策有效性(段梅, 2017), 其中传统货币政策和前瞻性指引的效果受削弱更明显(Niko 等, 2021)。另外, 货币政策本身就可能会衍生出不确定性, 特别是宽松货币政策冲击会显著增加货币政策不确定性(Yoshito, 2022), 高不确定性区间内货币政策冲击的影响较微弱(Nain 和 Kamaiah, 2020; Lien 等, 2021), 会显著增加违约风险、加剧宏观经济波动, 其中当违约风险较高时, 货币政策不确定性对于产出的负向冲击明显更强(王博等, 2019)。在通货膨胀不确定性方面, Choi 等(2022)发现较低的通货膨胀不确定性可以提升货币政策对经济增长的促进作用。

综合来看, 目前学术界已在外部不确定性的识别及其与货币政策有效性的关联方面取得了不少进展, 但仍有值得进一步拓展的空间: 首先, 在外部不确定性的测度上, 虽然已有学者通过构建高维数据集捕捉总体外部不确定性的波动特征(邓创等, 2022), 但依托整体的外部不确定性冲击监测体系而忽视冲击来源和具体结构特征的动态分析, 难以明确外部风险防范和政策调控的具体方向, 有必要进一步厘清冲击来源从而为政策应对提供强有力抓手。其次, 有关外部不确定性对货币政策有效性影响的研究明显偏少。一方面, 相关研究仍然在封闭经济框架下考察一国国内的宏观环境与货币政策调控体系(Aastveit 等, 2017;

苏治等, 2019), 并且缺乏外部不确定性冲击对货币政策有效性深层次作用机理的翔实分析; 另一方面, 少数关于如何应对外部输入性风险的文献主要围绕跨境资本宏观审慎管理政策展开 (陆磊等, 2022; 温兴春和梅冬州, 2020), 鲜有关注货币政策的作用效果。然而, 在中国经济与世界联系日益紧密的背景下, 理论与经验研究的底层逻辑均不可忽视一国外部不确定性冲击的作用, 并且相关分析需要跨越宏观表象, 进一步拓宽至开放经济环境并厘清背后深层次的影响机制。最后, 现有文献缺乏不同程度的外部不确定性冲击对货币政策效果影响差异的对比研究。在当前极端事件频发的背景下, 着重考察外部不确定性的尾部冲击效应, 对于完善有效应对极端输入性风险的货币政策调控框架具有更为深远的现实价值。

为此, 作为对现有研究的补充, 本文边际贡献主要体现在以下几方面: 一是在测度中国外部不确定性冲击的基础上, 进一步尝试基于不同指标层面动态甄别外部不确定性的冲击源头, 初步定性厘清外部不确定性因素的驱动机理, 以期有效抵御外部不确定性冲击、确保我国经济增长的稳定性和可持续性提供有益启示。二是拓展了经典的蒙代尔-弗莱明模型, 较早地建立起包含外部不确定性与货币政策工具在内的理论框架, 从理论上明晰外部不确定性对货币政策有效性的影响机理并提供了较为翔实的经验佐证。具体来说, 本文在蒙代尔-弗莱明模型中创新性地引入一国外部不确定性因素和央行的外汇储备管理行为, 使拓展后的理论模型能更为全面准确地刻画外部不确定性冲击下决策层和经济个体的行为模式; 本文还进一步考虑到避险情绪、利率稳定器和汇率制度安排等因素的调节作用, 明确区分出外部不确定性影响货币政策调控的三条关键机制即“避险效应渠道”、“利率渠道”和“汇率渠道”, 这些研究将为当前防范外部输入性风险、维护我国经济金融安全提供重要理论支撑和经验依据。三是从不同分位数的崭新视角, 进一步探究外部不确定性的极端尾部冲击对货币政策效果的非线性影响特征, 这或可为政策当局在全面推进高水平对外开放进程中有效制定宏观经济政策、化解极端外部不确定性事件的负面影响提供有用参考。

本文剩余部分结构安排如下: 第二节构建了引入外部不确定性因素的蒙代尔-弗莱明理论框架, 第三节为中国外部经济和金融不确定性指数的合成与冲击来源动态甄别, 第四节围绕外部不确定性对中国货币政策有效性的影响渠道展开实证检验, 第五节进一步讨论外部不确定性尾部冲击对中国货币政策效果的非线性影响特征, 最后为本文的结论与政策启示。

## 二、引入外部不确定性因素的蒙代尔-弗莱明理论框架

### (一) 投资者行为方程

投资者行为具有避险特征。从金融摩擦的角度来看, 不确定性升高会提高投资者的融资约束, 出于保持现金流稳定的需要, 投资者会谨慎投资; 从实物期权的角度而言, 不确定性升高会提高投资的等待价值, 也同样会抑制当期的投资需求。因此, 本文通过常绝对风险规避系数 (CARA) 效用函数来刻画投资者的避险特征, 具体形式为:

$$U_{\theta}(x) = -\frac{1}{\theta} e^{-\theta x}, \theta > 0 \quad (1)$$

其中,  $\theta$  为风险规避系数, 由于金融不确定性升高是导致投资者风险厌恶程度加大的因素之一, 本文参考 Ludvigson 等 (2021) 以  $\theta$  作为金融不确定性的度量。投资者净收益为  $x = (g - r)I$ , 其中  $I$  为投资额,  $g$  为预期投资收益率,  $r$  为实际利率。代表性投资者会基于信息集  $X_t$  预测未来投资收益率分布, 假定  $g$  的条件预测概率分布函数为正态分布形式:

$$g|X_t \sim N(e, \sigma^2) \quad (2)$$

其中,  $e$  为条件期望,  $\sigma^2$  为非预期条件波动率, 根据 Jurado 等 (2015) 定义和 Aastveit 等 (2017) 的

思路, 可以将  $\sigma^2$  作为经济不确定性的度量,  $\sigma^2$  越大代表经济不确定性越高。进而对于风险规避的投资者, 可以构造冯诺依曼-摩根斯坦 (VNM) 效用函数:

$$U = \int_{-\infty}^{+\infty} U(x)f(x)dx \quad (3)$$

其中,  $x$  是投资收益  $(g-r)I$ ,  $f(x)$  为概率密度函数。VNM 效用函数的最值问题可以转化为确定性等值 (CE) 的最值问题, 在正态分布和 CARA 效用函数的假定下可知:

$$CE = (e-r)I - \frac{1}{2}\theta\sigma^2 I^2 \quad (4)$$

在投资者风险厌恶的假定下, 进行风险投资的期望收益率应大于进行无风险投资的期望收益率, 其差值是投资者要求的风险补偿。同时, 代表性投资者的行为具有普适性, 在经济未出现严重衰退时, 投资需求不会普遍地为负值, 本文假定  $e > r$ 。为避免投资出现负值在条件  $I \geq 0$  下求解式 (4) 最大化条件, CE 是投资的二次函数, 当  $e > r$  时, 条件  $I \geq 0$  不构成约束, 直接求解可得到引入不确定性因素的投资者行为方程:

$$I = \frac{1}{\theta\sigma^2}(e-r) \quad (5)$$

进一步考虑投资者跨国投资行为。假定投资者将  $\lambda$  比例总投资用于对内投资, 剩余用于对外投资, 本国的投资预期收益率为  $g_w$ , 国外投资预期收益率为  $g_d$ , 两者服从预期的二元条件正态分布  $(g_d, g_w) | X \sim N(e_d, e_w; \sigma_d^2, \sigma_w^2; \rho)$ ;  $e_d$  和  $e_w$  分别为  $g_d$  和  $g_w$  预测分布条件期望,  $e_d > r$  且  $e_w > r$ ;  $\sigma_d^2$  和  $\sigma_w^2$  分别为  $g_d$  和  $g_w$  预测分布的非预期条件波动率,  $\rho$  为相关系数。

假定国内外投资收益均由国际经济形势与自身经济形势决定, 即:

$$g_d = g^0 + g_d^1 \quad (6)$$

$$g_w = g^0 + g_w^1 \quad (7)$$

其中,  $g^0$  是国内外投资收益受国际经济形势影响共同因子,  $g_d^1$  和  $g_w^1$  分别为国内外投资收益率的特殊成分, 假定  $g^0$ 、 $g_d^1$  和  $g_w^1$  相互独立,  $\sigma_0^2$  为  $g^0$  的方差,  $\sigma_{g_d}^2$  为  $g_d^1$  的方差,  $\sigma_{g_w}^2$  为  $g_w^1$  的方差。由相互独立的特性可知:

$$\sigma_d^2 = \sigma_0^2 + \sigma_{g_d}^2 \quad (8)$$

$$\sigma_w^2 = \sigma_0^2 + \sigma_{g_w}^2 \quad (9)$$

$$\rho = \frac{\sigma_0^2}{\sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_{g_d}^2} \sqrt{\sigma_0^2 + \sigma_{g_w}^2}} \quad (10)$$

根据式 (8) 至式 (10) 可知,  $\rho < \min\{\sigma_d / \sigma_w, \sigma_w / \sigma_d\}$ 。使用  $I^d = \lambda I$  代表对本国投资,  $I^w = (1-\lambda)I$  代

表对外国投资，投资者的净收益为：

$$x = [\lambda(g_d - r) + (1 - \lambda)(g_w - r)]I \quad (11)$$

$X$  服从条件正态分布：

$$x | X \sim N(e_0 - r, \sigma_0^2) \quad (12)$$

其中，

$$e_0 - r = \lambda(e_d - r) + (1 - \lambda)(e_w - r) \quad (13)$$

$$\sigma_0^2 = \lambda^2 \sigma_d^2 + (1 - \lambda)^2 \sigma_w^2 + 2\lambda(1 - \lambda)\rho\sigma_d\sigma_w \quad (14)$$

在条件  $e_d > r$ ， $e_w > r$  成立时，投资者的最优总投资额  $I^A$  为：

$$I^A = \frac{1}{\theta\sigma_0^2}(e_0 - r) \quad (15)$$

将  $I^A$  带入公式 (4)，可得到相应的确定性等值为：

$$CE_0(\lambda) = \frac{1}{2\theta} \frac{(e_0 - r)^2}{\sigma_0^2} \quad (16)$$

$CE_0(\lambda)$  是  $\lambda$  的函数，通过求解  $CE_0(\lambda)$  函数的最大值点，可以确定投资者最优的国内投资比例。设定

$\alpha = \frac{e_d - r}{\sigma_d} / \frac{e_w - r}{\sigma_w}$ ， $(e_d - r)/\sigma_d$  代表国内单位风险收益， $(e_w - r)/\sigma_w$  代表国外单位风险收益， $\alpha$  代表国内单位风险收益相对于国外单位风险收益的比值。结合模型假定<sup>4</sup>，当  $-1 < \rho \leq \min\{\alpha, \frac{1}{\alpha}\}$  且

$\rho < \min\{\sigma_d/\sigma_w, \sigma_w/\sigma_d\}$  时，对式 (16) 进行变换可得：

$$CE_0(\varphi) = \frac{1}{2\theta} \frac{(e_w - r)^2}{\sigma_w^2} \frac{(\alpha\varphi + 1)^2}{\varphi^2 + 2\rho\varphi + 1} \quad (17)$$

$$\varphi = \frac{\sigma_d}{\sigma_w} \frac{\lambda}{1 - \lambda} \quad (18)$$

其中， $\lambda$  取值范围为  $[0, 1]$ ， $\varphi \in R_{\{+\infty\}}$  且  $\varphi \geq 0$ ，当  $\varphi = +\infty$  时代表  $\lambda = 1$ 。

当  $\varphi = \frac{\alpha - \rho}{1 - \alpha\rho}$  时，式 (17) 取最大值，此时对国内投资需求函数为：

<sup>4</sup> 有关模型假定、数学推导细节以及边界解的分析详见《数量经济技术经济研究》杂志网站，下同。

$$I^d = (1 - \frac{\rho}{\alpha}) \frac{1}{1 - \rho^2} \frac{1}{\theta \sigma_d^2} (e_d - r) = \frac{1}{1 - \rho^2} \frac{1}{\theta} [\frac{1}{\sigma_d^2} (e_d - r) - \frac{\rho}{\sigma_w \sigma_d} (e_w - r)] \quad (19)$$

对国外投资需求函数为:

$$I^w = (1 - \rho \alpha) \frac{1}{1 - \rho^2} \frac{1}{\theta \sigma_w^2} (e_w - r) = \frac{1}{1 - \rho^2} \frac{1}{\theta} [\frac{1}{\sigma_w^2} (e_w - r) - \frac{\rho}{\sigma_w \sigma_d} (e_d - r)] \quad (20)$$

总投资需求函数为:

$$I^A = I^d + I^w \quad (21)$$

$$I^A = \frac{1}{1 - \rho^2} \frac{1}{\theta} [(1 - \rho \frac{\sigma_d}{\sigma_w}) \frac{1}{\sigma_d^2} (e_d - r) + (1 - \rho \frac{\sigma_w}{\sigma_d}) \frac{1}{\sigma_w^2} (e_w - r)] \quad (22)$$

## (二) 资本净流出函数和总投资需求函数

设定国内和国外投资者分别为在国内和国外融资并进行投资活动的经济主体, 本国利率为  $r_d$ , 世界利率为  $r_w$ ; 国内外投资者的风险规避系数分别为  $\theta_d$  和  $\theta_w$ , 分别表示国内外金融不确定性;  $\sigma_d^2$  和  $\sigma_w^2$  分别表示国内外经济不确定性。由于外部不确定性的提高同样会导致内部不确定性的增加 (Miranda-Agrippino 和 Rey, 2020), 将一国内部经济不确定性表示为  $k^2 \sigma_w^2$ , 其中  $k$  为经济不确定性的相对比率,  $k$  在短期不变且  $k > 0$ ; 将一国内部金融不确定性表示为  $l \theta_w$ ,  $l$  为金融不确定性相对比率,  $l$  在短期不变且  $l > 0$ 。即:

$$\sigma_d = k \sigma_w, \quad \theta_d = l \theta_w \quad (23)$$

本国投资者以本国利率为融资成本, 外国投资者以世界利率水平作为融资成本, 并假设  $r_w < \min\{e_d, e_w\}$ ,

$r_d < \min\{e_d, e_w\}$ ,  $-1 < \rho < \min\{\alpha_d, \frac{1}{\alpha_d}, \alpha_w, \frac{1}{\alpha_w}\}$ ,  $\rho < \min\{\frac{\sigma_d}{\sigma_w}, \frac{\sigma_w}{\sigma_d}\}$ 。则根据式 (19) 和式 (20) 可得到以下三个具体的投资需求函数:

$$I^{dd} = \frac{1}{1 - \rho^2} \frac{1}{\theta_d} [\frac{1}{\sigma_d^2} (e_d - r_d) - \frac{\rho}{\sigma_w \sigma_d} (e_w - r_d)] \quad (24)$$

$$I^{dw} = \frac{1}{1 - \rho^2} \frac{1}{\theta_d} [\frac{1}{\sigma_w^2} (e_w - r_d) - \frac{\rho}{\sigma_w \sigma_d} (e_d - r_d)] \quad (25)$$

$$I^{wd} = \frac{1}{1 - \rho^2} \frac{1}{\theta_w} [\frac{1}{\sigma_d^2} (e_d - r_w) - \frac{\rho}{\sigma_w \sigma_d} (e_w - r_w)] \quad (26)$$

其中,  $I^{dd}$  为本国投资者对本国投资,  $I^{dw}$  为本国投资者对外投资,  $I^{wd}$  为外国投资者对本国投资。本

国国内总投资等于本国投资者的对内投资加上外国投资者的对本国投资, 使用  $I^{Ad}$  表示国内总投资, 则根据式 (24)、式 (25) 以及式 (26) 并整理可得:

$$I^{Ad} = I^{dd} + I^{wd} \quad (27)$$

$$I^{Ad} = \frac{1}{1 - \rho^2} \frac{1}{\theta_w} \frac{1}{\sigma_w^2} [\frac{1}{lk^2} (e_d - r_d) - \frac{\rho}{lk} (e_w - r_d) + \frac{1}{k^2} (e_d - r_w) - \frac{\rho}{k} (e_w - r_w)] \quad (28)$$



一国除官方储备外的资本净流出等于本国投资者的对外投资减外国投资者对本国的投资，使用  $K$  表示资本净流出，应用式 (25)、式 (26) 以及式 (23) 并整理可得：

$$K(r_d, \theta_w, \sigma_w^2) = \delta[r_w - r_d - \beta] \quad (29)$$

$$\delta = \frac{1}{1-\rho^2} \frac{1}{\theta_w} \frac{1}{\sigma_w^2} \frac{1}{l} \left(1 - \frac{\rho}{k}\right) \quad (30)$$

$$\beta = \frac{1}{k-\rho} (e_w - r_w) \left[ (l+\rho) \frac{1}{k} \frac{e_d - r_w}{e_w - r_w} - l\rho - 1 \right] \quad (31)$$

### (三) 蒙代尔-弗莱明模型的理论拓展

本节在经典的蒙代尔-弗莱明模型框架下，引入反映外部经济、金融不确定性的变量  $(\sigma_w^2, \theta_w)$  以及反映官方储备的变量  $R$ ，完成对模型的拓展和理论分析。具体模型如下：

$$IS \text{ 曲线: } y - C(y) - I^{Ad}(r_d, \theta_w, \sigma_w^2) - G - N(y, \varepsilon) = 0 \quad (32)$$

$$LM \text{ 曲线: } L(y, r_d) - M = 0 \quad (33)$$

$$BP \text{ 曲线: } N(y, \varepsilon) - K(r_d, \theta_w, \sigma_w^2) = R \quad (34)$$

上述模型中， $y$  为总产出（总收入）， $C$  为消费且是总收入的函数， $G$  为政府购买， $\varepsilon$  为实际汇率， $N$  为净出口且是产出和实际汇率的函数， $L(y, r_d)$  为货币需求且是收入和国内利率的函数， $M$  为实际货币余额，且  $M = M_s / P$ ，这里  $M_s$  为货币供给， $P$  为价格， $R$  为央行的官方储备， $K(r_d, \theta_w, \sigma_w^2)$  是资本净流出函数， $I^{Ad}(r_d, \theta_w, \sigma_w^2)$  是总投资需求函数。

### (四) 外部不确定性对货币政策有效性的影响机制

本节将讨论在数量型货币政策和价格型货币政策的调控下，外部不确定性对货币政策有效性的多种影响渠道。IS-LM-BP 曲线可以形成映射  $\Phi(y, r_d, \varepsilon, \sigma_w^2, \theta_w, M) = (IS, LM, BP)$ ，设：

$$J\Phi_1 = \begin{pmatrix} 1 - C' - N_y & -I_{r_d}^{Ad} & -N_\varepsilon \\ L_y & L_{r_d} & 0 \\ N_y & -K_{r_d} & N_\varepsilon \end{pmatrix}, \quad J\Phi_2 = \begin{pmatrix} -I_{\sigma_w^2}^{Ad} & -I_{\theta_w}^{Ad} & 0 \\ 0 & 0 & -1 \\ -K_{\sigma_w^2} & -K_{\theta_w} & 0 \end{pmatrix} \quad (35)$$

其中，符号下标代表对相关函数求偏导，偏导符号的正负设定符合经典模型和前文设定， $C'$  表示边际消费倾向，本文假定在短期内  $C'$ 、 $L_y$ 、 $L_{r_d}$  不变。计算得到  $\det J\Phi_1 = N_\varepsilon (L_{r_d} (1 - C') + L_y (I_{r_d}^{Ad} + K_{r_d}))$ ，假设  $\det J\Phi_1$  不为 0 且均衡点存在。根据隐映射定理，在均衡点附近存在映射  $\varphi(\sigma_w^2, \theta_w, M) = (y, r_d, \varepsilon)$  且  $J\varphi = -(J\Phi_1)^{-1} J\Phi_2$ ，经过计算可得产出和利率对实际货币余额的偏导数分别为：

$$\frac{\partial y}{\partial M} = \frac{I_{r_d}^{Ad} + K_{r_d}}{L_y(I_{r_d}^{Ad} + K_{r_d}) + L_{r_d}(1 - C')} \quad (36)$$

$$\frac{\partial r_d}{\partial M} = \frac{1 - C'}{L_y(I_{r_d}^{Ad} + K_{r_d}) + L_{r_d}(1 - C')} \quad (37)$$

$$I_{r_d}^{Ad} + K_{r_d} = -\frac{1}{1 - \rho^2} \frac{1}{\theta_w} \frac{1}{\sigma_w^2} \frac{1}{l} \left[ \left( \frac{1}{k} - \rho \right)^2 + 1 - \rho^2 \right] \quad (38)$$

根据式 (36) 和式 (37) 可得到产出对利率的偏导数为:

$$\frac{\partial y}{\partial r_d} = \frac{\partial y}{\partial M} \frac{\partial M}{\partial r_d} = \frac{I_{r_d}^{Ad} + K_{r_d}}{1 - C'} \quad (39)$$

本文以  $\partial y / \partial M$  作为数量型货币政策有效性的度量, 以  $\partial y / \partial r_d$  作为价格型货币政策有效性的度量, 通过式 (36) 至式 (39) 可知,  $\partial y / \partial M > 0$ ,  $\partial y / \partial r_d < 0$ , 可见在引入了外部不确定性因素之后, 扩张性货币政策仍对总需求具有正向影响, 而紧缩性货币政策仍对总需求产生负向影响。下面对外部不确定性对货币政策有效性的影响机制展开讨论。具体地, 能够发现外部不确定性变动会通过三种不同的渠道对本国货币政策调控产生影响:

第一, 避险效应渠道。根据式 (28)、式 (29) 和式 (30) 可知:

$$I_{r_d}^{Ad} = -\frac{1}{1 - \rho^2} \frac{1}{\theta_w} \frac{1}{\sigma_w^2} \frac{1}{l} \frac{1}{k} \left( \frac{1}{k} - \rho \right) \quad (40)$$

$$K_{r_d} = -\frac{1}{1 - \rho^2} \frac{1}{\theta_w} \frac{1}{\sigma_w^2} \frac{1}{l} \left( 1 - \frac{\rho}{k} \right) \quad (41)$$

结合式 (23) 与假设  $\rho < \min\{\sigma_d / \sigma_w, \sigma_w / \sigma_d\}$  知  $I_{r_d}^{Ad} < 0, K_{r_d} < 0$ , 说明外部不确定性会影响总投资与资本净流出对利率变动的敏感程度。根据式 (36)、式 (37)、式 (40) 与式 (41) 知  $|I_{r_d}^{Ad}|$  与  $|K_{r_d}|$  为外部不确定性的减函数、 $\partial y / \partial M$  是  $\theta_w$  和  $\sigma_w^2$  的减函数、 $\partial y / \partial r_d$  是  $\theta_w$  和  $\sigma_w^2$  的增函数。因此, 外部不确定性会增加国内外投资者风险厌恶程度, 使其选择更加保守的投资决策, 导致国内总投资的下降, 还会削弱投资与资本流动对利率变动的敏感程度。由于货币政策需要通过利率传导机制发挥作用, 此时外部不确定性会影响货币政策效果。

第二, 利率渠道。通过理论模型可以推论出货币政策有效性与投资和资本净流出对利率敏感程度有关, 数量型货币政策有效性弱于价格型货币政策有效性, 而这种差异会随外部不确定性增大而减弱。具体地, 通过将  $\partial y / \partial r_d$  乘以  $1 / L_{r_d}$  来消除两种货币政策有效性在符号和量纲上的差异, 根据式 (36)、式 (37)、式 (39) 以及前文的符号分析得到以下不等式:

$$\frac{\partial y}{\partial r_d} \frac{1}{L_{r_d}} = \frac{\partial y}{\partial M} \frac{\partial M}{\partial r_d} \frac{1}{L_{r_d}} = \frac{\partial y}{\partial M} \left[ 1 + \frac{L_y}{L_{r_d}} (I_{r_d}^{Ad} + K_{r_d}) \right] > \frac{\partial y}{\partial M} \quad (42)$$

在仅实行数量型货币政策条件下, 国内利率水平未受到直接干预, 利率作为一种价格信号, 其市场调节作用得以保留。当实行扩张的数量型货币政策时, 产出的增加会刺激总需求增加, 总需求的增加又会提

高货币需求，从而使实际利率提高，并削弱数量型货币政策的调控效果。而价格型货币政策直接作用于利率本身，调控效果更加显著。

第三，汇率渠道。根据前文分析，使用  $k = \sigma_d^2 / \sigma_w^2$  表示国内外投资者避险情绪的差异， $k$  越小反映国际避险情绪越高。当假定内部经济不确定性比较稳定时（ $\sigma_d$  不变），外部经济不确定性的增加会导致  $k$  相对变小，此时会出现外国投资者加大对本国投资，本国投资者减少对外国投资的现象，即资本净流出增加，具体如下：

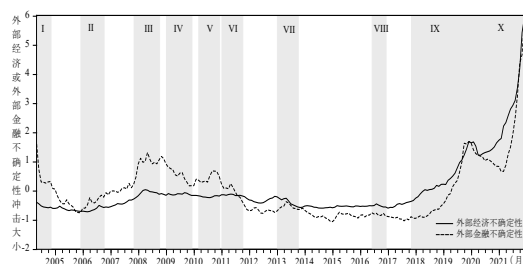
根据式（25）、式（26）对  $k$  求导可得：

$$\frac{\partial K}{\partial k} = \frac{1}{1-\rho^2} \frac{1}{\theta_d} \frac{1}{\sigma_w^2} (e_d - r_d) (2k \frac{e_w - r_d}{e_d - r_d} - \rho) + \frac{1}{1-\rho^2} \frac{1}{\theta_w} \frac{1}{\sigma_d^2} (e_w - r_w) \quad (43)$$

### 三、中国对外开放进程中外部不确定性冲击的测度和来源甄别

#### （一）中国对外开放进程中外部不确定性冲击的测度与波动特征分析

本文参考邓创等（2022），综合选取 111 维中国外部形势指标体系，包括 60 维的外部经济指标体系（ $EE_t$ ）和 51 维的外部金融指标体系（ $EF_t$ ），囊括了外国产出、消费、投资、通货膨胀、对外贸易、实体经济景气、股票市场、债券市场、期货市场、银行信贷市场、货币市场和外汇市场等 12 个子系统指标。样本区间为 2004 年 1 月至 2021 年 12 月，数据来源于 Wind 数据库，下同。在此基础上，基于 Jurado 等（2015）使用的高维动态因子模型对外部经济和金融不确定性指数进行合成。由于在不同时期中国面临的外部环境存在显著差异，并且中国对外开放水平及其与世界经济金融体系的关联程度也在不断变化中，为体现中国外部形势的波动和对外开放的动态调整特征，本文将通过两步加权法对单一指标不确定性进行赋权。限于篇幅，具体方法在此省略。下面直接给出测度结果（预测步长设为 3），如图 1 所示。



图一 外部经济和金融不确定性指数

本文还对指数进行了稳健性检验并同时测算出 12 个子系统的不确定性指数。为结合中国对外开放进程对外部不确定性的演化趋势进行系统分析，以期高水平开放背景下防范外部输入性不确定性冲击提供有益参考，本文还一并梳理了样本期间内重大外部经济金融事件以及中国对外开放进程中的标志性事件（如表 1 所示）。

可以看出，在样本初期，国际油价飙升，2004 年美联储开始进入加息周期，及时缓解通货膨胀压力，使得外部不确定性从高处回落。2006 年，由于石油价格上涨，外部期货市场不确定性开始上升，期间中国对外开放水平也在逐渐扩大，关税不断降低。2008 年全球金融危机期间外部各层面不确定性均显著攀升。从 2010 年开始，外部消费、债券市场、银行信贷市场和货币市场不确定性上升。该时期内欧债危机的爆发是推升外部不确定性的一个可能原因。在此期间，中国与诸多国家和地区签订自贸协定，对外贸易开放水

平达到新高度。在2011年，欧债危机不断蔓延，与此同时中国对外开放迎来一个里程碑事件即开展人民币合格境外机构投资者（RQFII）制度试点，这标志着中国资本市场的进一步开放。从2013年中期开始，外部不确定性再次上升，这是由于2013年5月美联储首度向市场释放退出量化宽松（QE）信号，各国货币贬值风险上升，金融市场反应强烈。从2016年中期开始，逆全球化趋势抬头，2018年中美贸易摩擦可能是导致外部不确定性持续升高的主要原因。在此期间，中国进一步降低多种商品进口关税，并扩大金融业开放程度。2019年末，新冠病毒感染疫情冲击全球价值链，尽管中国率先控制住了国内疫情，但此后境外疫情输入风险依然居高不下，外部不确定性跃升至样本期间最高水平。

表1 中国外部重大经济金融事件与对外开放进程中的标志性事件

时间节点	外部重大经济金融事件	中国对外开放进程中的标志性事件
I	2004年国际油价飙升至每桶50美元，全球通货膨胀压力加重；6月美联储连续5次加息。	2004年1月31日，国务院出台《关于推进资本市场改革开放和稳定发展的若干意见》。
II	2006年7月14日，纽约商品交易所轻质原油期货价格达到每桶78.40美元，创油价新高；多哈回合全球贸易谈判暂时中断。	对外开放持续扩大，关税水平不断下降；中国与东盟自贸区服务贸易谈判宣布成功；成功举办首届中部投资贸易博览会。
III	2008年全球次贷危机爆发，雷曼兄弟破产，全球股市震荡，原油价格暴跌，发达经济体陷入衰退。	2008年12月31日，国务院出台《珠江三角洲地区改革发展规划纲要（2008-2020年）》。纲要强调，珠三角要在参与亚太地区区域合作和全球经济竞争等方面发挥先行示范作用。
IV	在各国宏观政策刺激下，世界经济从危机中逐步复苏。	中国上海、深圳、珠海、东莞四个城市开展跨境贸易人民币结算试点。
V	2010年4月希腊爆发主权债务危机，10月爱尔兰爆发债务危机，欧债危机愈演愈烈。巴西、印度等新兴市场国家通货膨胀压力加剧，先后多次加息。	2010年1月，中国-东盟自贸区正式全面启动，此后中国还先后与瑞士、韩国等国签订自贸协定。
VI	欧债危机不断蔓延，全球经济复苏缓慢。利比亚危机引发国际原油价格上涨，突破每桶110美元。	2011年2月，国务院印发文件要求建立外资并购安全审查制度；2011年底，人民币合格境外机构投资者（RQFII）制度开展试点。
VII	2013年5月美联储退出长达5年的量化宽松货币政策；日本政府加大量化宽松货币政策，日元贬值；欧洲债务危机得到控制。	2013年9月，中国（上海）自由贸易试验区正式成立；10月，中国向世界发出共建“一带一路”的合作倡议。
VIII	2016年6月英国举行脱欧公投，11月特朗普当选美国总统，逆全球化趋势抬头；欧佩克通过减产协议。	2016年10月，人民币正式加入国际货币基金组织特别提款权（SDR）货币篮子。
IX	2018年3月，美国宣布对中国部分商品加征关税，实施出口禁令；美联储四次加息；11国跨太平洋伙伴关系协定（CPTPP）正式生效。	中国宣布降低多种商品进口关税；放宽银行和证券等行业外资股比限制，放宽金融业市场准入，扩大外资金融机构在华业务范围；设立中国海南自由贸易试验区；首届国际进口博览会成功举办。
X	2021年海外新冠病毒感染持续蔓延，中国外部疫情输入风险不断攀升；国际大宗商品价格上涨，各国能源问题突出，通货膨胀水平高企。	缩减外商投资准入负面清单；再次削减多种商品进口关税；中欧班列保持高位运行；首届中国国际消费品博览会成功举行。

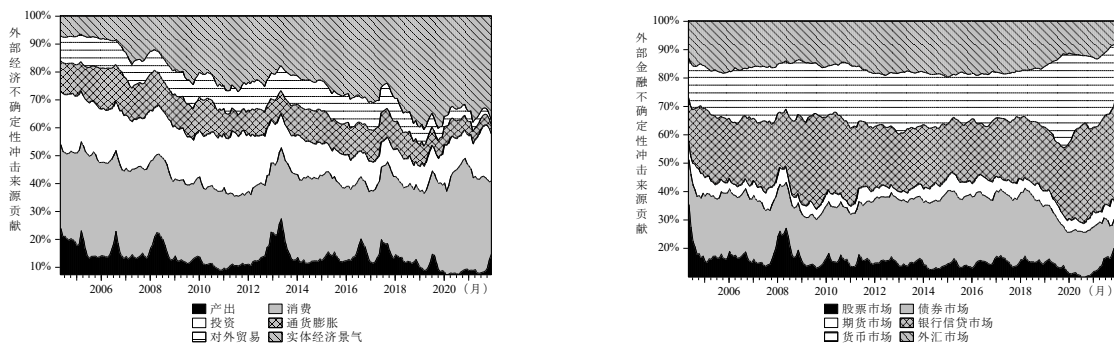
资料来源：作者自行整理。

结合表1、图1以及各子系统不确定性指数可知，无论外部不确定性因素如何变化，中国一直以来都“坚持集中精力办好自己的事”，积极推进高水平开放进程，但在推进对外开放的过程中，同样需要警惕外

部不确定性可能给开放新格局造成的负面冲击。观察外部子系统不确定性的演化态势并结合中国对外开放进程，本文得出两点重要结论：一是自金融危机之后，中国外汇市场不确定性呈现逐渐下降的趋势，这在一定程度上反映随着中国汇率机制和跨境资本审慎管理制度的完善，以及央行前瞻性指引透明化的加强，外汇市场抵御外部冲击的韧性和稳定性显著提升；二是从 2011 年中期开始，外部经济和金融总体不确定性的相对位置水平发生了变化，外部经济不确定性由先前的普遍低于外部金融不确定性转变为相对更高状态，可见实体经济层面的不确定性因素开始成为中国外部不确定性的主要来源。

## （二）中国外部不确定性冲击来源的动态甄别

为精准追溯和动态甄别中国外部不确定性冲击的主要来源，本文对 12 个子系统不确定性进行贡献度分解，如图 2 所示，其中纵轴表示各子系统不确定性贡献度占比。综合来看，在外部经济不确定性方面，消费和实体经济景气层面的贡献度较高，可见二者是中国外部经济不确定性冲击的主要源头。在外部金融不确定性冲击方面，债券市场、银行信贷和货币市场不确定性贡献度更高，说明上述金融子市场是外部金融不确定性冲击的主要源头，近年来中国放宽外资准入、扩大资本账户开放，同样也要提防上述外部金融冲击。另外还可发现，部分子系统不确定性贡献度的变动表现出一定的事件驱动特征，例如，外部产出不确定性贡献度在 2008 年全球金融危机、2013 年美联储即将退出 QE、2021 年境外新冠病毒感染等时期明显升高，而外部股票市场不确定性贡献度在 2008 年显著上升，等等。这也从侧面说明对中国外部不确定性冲击进行来源追溯和系统解构是极为必要的。



(a) 外部经济不确定性冲击来源贡献度分解

(b) 外部金融不确定性冲击来源贡献度分解

图 2 外部不确定性冲击来源贡献度分解

综合来看，全球金融危机和新冠病毒感染等极端事件的发生，会显著推升中国外部不确定性水平。外汇市场不确定性自金融危机之后表现出逐渐下降的趋势。从 2011 年中期开始，外部经济和金融总体不确定性的相对大小关系出现反转。进一步对冲击来源进行动态甄别发现，外部经济不确定性冲击源头主要在消费层面，而外部金融不确定性冲击源头主要分布在债券市场和银行信贷市场层面。随着中国贸易与资本市场开放度的逐步提升，更需进一步完善外部不确定性冲击监测预警体系，及时捕捉冲击源头，适时采取政策应对。

## 四、外部不确定性冲击对中国货币政策有效性影响的机制检验

### （一）“避险效应渠道”检验

本部分借鉴 Karras (2001)、宋清华等 (2021) 的建模思路，通过将外部不确定性、货币政策工具与避险情绪间的交互项引入货币政策效应方程，检验避险情绪在外部不确定性对货币政策有效性影响中的调节机制，具体方程设定如式 (44) 和 (45) 所示：

$$Y_t = c_1 + \sum_{k=1}^N \alpha_{1k} Y_{t-k} + \sum_{k=1}^Q \alpha_{2k} MP_{t-k} + \sum_{k=1}^Q \alpha_{3k} EU_{t-k} \times MP_{t-k} + \sum_{k=1}^Q \alpha_{4k} EU_{t-k} \times MP_{t-k} \times RA_{t-k} + \xi_t \quad (44)$$

$$P_t = c_2 + \sum_{k=1}^N \beta_{1k} P_{t-k} + \sum_{k=1}^Q \beta_{2k} MP_{t-k} + \sum_{k=1}^Q \beta_{3k} EU_{t-k} \times MP_{t-k} + \sum_{k=1}^Q \beta_{4k} EU_{t-k} \times MP_{t-k} \times RA_{t-k} + \gamma_t \quad (45)$$

其中， $Y_t$  和  $P_t$  分别代表经济增速和通货膨胀率， $MP_t$  代表不同类型货币政策工具，包括数量型和价格型货币政策工具， $EU_t$  表示不同的外部不确定性冲击（外部经济不确定性  $EEU_t$  或外部金融不确定性  $EFU_t$ ）， $RA_t$  代表避险情绪， $N$  和  $Q$  表示滞后阶数， $c_1$  和  $c_2$  为常数项， $\xi_t$  和  $\gamma_t$  为随机误差项。参考 Karras (2001)，为避免各滞后项系数正负摇摆造成解释困难问题，本文以解释变量对被解释变量各阶滞后项回归系数的累计值来判断货币政策有效性。采用规模以上工业增加值增速和居民消费价格指数作为经济增速和通货膨胀率的代理变量，使用 M2 同比增速和银行间 7 天同业拆借加权平均利率分别作为数量型和价格型货币政策工具的代表，采用 VIX 指数作为全球避险情绪的代表。经多重共线性检验，不同货币政策工具和外部不确定性与其余变量的交互项之间存在共线性，因此分别构建引入外部经济和金融不确定性冲击下的数量型和价格型货币政策效应方程进行估计。估计结果如表 2 所示。

表 2 外部经济、金融不确定性对货币政策有效性影响：“避险效应”机制检验结果

解释变量	外部经济不确定性				外部金融不确定性			
	数量型货币政策		价格型货币政策		数量型货币政策		价格型货币政策	
	产出效应 方程	价格效应 方程	产出效应 方程	价格效应 方程	产出效应 方程	价格效应 方程	产出效应 方程	价格效应 方程
$Y_{t-1} (P_{t-1})$	0.800*** (0.045)	0.945*** (0.025)	0.884*** (0.034)	0.942*** (0.027)	0.808*** (0.042)	0.036 (0.074)	0.909*** (0.032)	0.014 (0.076)
$MP_{t-1}$	0.086 (0.149)	0.090 (0.122)	0.063 (0.060)	0.062 (0.050)	0.352 (0.167)	0.750** (0.387)	0.057 (0.053)	0.061 (0.131)
$MP_{t-2}$	0.128 (0.217)	-0.416** (0.174)	-0.081 (0.079)	0.003 (0.064)	-0.075 (0.217)	-1.214** (0.527)	-0.051 (0.061)	-0.124 (0.152)
$MP_{t-3}$	-0.208 (0.218)	0.493*** (0.174)	0.070 (0.079)	-0.054 (0.064)	-0.151 (0.218)	1.273** (0.538)	-0.030 (0.061)	-0.011 (0.152)
$MP_{t-4}$	0.160 (0.149)	-0.124 (0.121)	-0.100* (0.059)	-0.005 (0.048)	0.085 (0.160)	-0.678* (0.378)	-0.040 (0.052)	-0.057 (0.129)
$EU_{t-1} \times MP_{t-1}$	-0.454 (0.260)	-0.108 (0.200)	0.033 (0.141)	0.064 (0.114)	0.023 (0.115)	-0.221 (0.179)	0.037 (0.076)	0.264 (0.189)
$EU_{t-2} \times MP_{t-2}$	0.592 (0.379)	-0.109 (0.304)	-0.095 (0.202)	0.095 (0.164)	0.030 (0.172)	0.238 (0.278)	-0.033 (0.095)	-0.087 (0.238)
$EU_{t-3} \times MP_{t-3}$	-0.281 (0.389)	0.428 (0.311)	0.344 (0.209)	-0.164 (0.170)	-0.121 (0.169)	-0.455* (0.268)	0.064 (0.096)	-0.190 (0.238)
$EU_{t-4} \times MP_{t-4}$	0.031 (0.258)	-0.235 (0.205)	-0.308** (0.142)	0.043 (0.114)	0.057 (0.112)	0.348 (0.164)	-0.092 (0.073)	-0.052 (0.181)
$EU_{t-1} \times MP_{t-1} \times RA_{t-1}$	-0.079** (0.037)	0.042 (0.029)	-0.107** (0.052)	0.023 (0.042)	-0.087** (0.038)	-0.014 (0.122)	-0.092** (0.046)	0.011 (0.115)
$EU_{t-2} \times MP_{t-2} \times RA_{t-2}$	0.008 (0.040)	-0.005 (0.031)	0.019 (0.057)	0.004 (0.046)	0.056 (0.048)	-0.188 (0.150)	0.026 (0.062)	0.276 (0.156)
$EU_{t-3} \times MP_{t-3} \times RA_{t-3}$	0.001	-0.007	-0.024	-0.029	-0.019	0.064	0.045	-0.264*

	(0.043)	(0.034)	(0.055)	(0.045)	(0.047)	(0.151)	(0.062)	(0.157)
$EU_{t-4} \times MP_{t-4} \times RA_{t-4}$	-0.006 (0.034)	0.022 (0.027)	0.016 (0.050)	0.042 (0.040)	-0.038 (0.040)	-0.226* (0.128)	-0.003 (0.045)	0.094 (0.114)
$c_1$ ( $c_2$ )	-0.049 (0.034)	-0.020 (0.024)	-0.027 (0.030)	-0.006 (0.025)	0.001 (0.030)	0.000 (0.071)	-0.025 (0.031)	-0.008 (0.078)
$\sum_{k=1}^4 MP_{t-k}$	0.166	0.043	-0.048	0.006	0.211	0.131	-0.064	-0.131
$\sum_{k=1}^4 EU_{t-k} \times MP_{t-k}$	-0.112	-0.024	-0.026	0.038	-0.011	-0.090	-0.024	-0.065
$\sum_{k=1}^4 EU_{t-k} \times MP_{t-k} \times RA_{t-k}$	-0.076	0.052	-0.096	0.040	-0.088	-0.364	-0.024	0.117
$R^2$ 值	0.858	0.908	0.850	0.902	0.858	0.135	0.850	0.102

注：括号内表示标准误；\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

从表 2 可以看出，在产出效应方程中，引入外部不确定性和避险情绪后，其与不同货币政策工具交互项滞后一期的回归系数均显著为负，且三者交互项的累计回归系数也均为负值。在价格效应方程中，通货膨胀率、外部不确定性与利率三者的交互项系数出现正值，其可能原因是利率提升会吸引国外资本流入，并且在外部不确定性升高并伴随避险情绪提升的情况下，会进一步引发大规模“热钱”涌入，抬升国内资产价格使得通货膨胀率不减反增。总的来说，表 2 的机制检验结果表明，外部经济、金融不确定性会经过“避险效应渠道”影响货币政策有效性，假说 1 得到验证。

## （二）“利率渠道”检验

理论分析表明，货币政策为（即投资与资本净流出对国内利率的敏感性）的函数，而又是外部不确定性的函数，因此外部不确定性会通过影响投资与资本流动对国内利率的敏感程度进一步影响货币政策有效性。为此，本部分参考伍戈和陆简（2016）的模型设定形式，通过引入利率与外部不确定性交互项的方程检验“利率渠道”的存在性：

$$INV_t = c_3 + \sum_{k=1}^N \phi_k INV_{t-k} + \sum_{k=1}^Q \phi_{2k} I_{t-k} + \sum_{k=1}^Q \phi_{3k} EU_{t-k} \times I_{t-k} + \varsigma_t \quad (46)$$

$$CAP_t = c_4 + \sum_{k=1}^N \chi_{1k} CAP_{t-k} + \sum_{k=1}^Q \chi_{2k} I_{t-k} + \sum_{k=1}^Q \chi_{3k} EU_{t-k} \times I_{t-k} + \upsilon_t \quad (47)$$

其中， $INV_t$  和  $CAP_t$  分别代表投资和资本净流出， $I_t$  代表利率， $EU_t$  表示不同的外部不确定性冲击（外部经济不确定性  $EEU_t$  或外部金融不确定性  $EFU_t$ ）， $N$  和  $Q$  表示滞后阶数， $c_3$  和  $c_4$  为常数项， $\varsigma_t$  和  $\upsilon_t$  为随机误差项。

本文使用支出法求得的 GDP 总额中的投资部分作为  $INV_t$  的代理变量。在前文的理论模型分析中，除官方储备外的资本净流出被表示为本国对外国的投资减去外国对本国的投资。对应地，本国对外国投资采用对外直接投资总额代替，外国对本国的投资采用外国直接投资 FDI 数额代替，则资本净流出为二者之差。经多重共线性检验，利率和不同类型外部不确定性冲击的交互项之间存在共线性，因此分别构建引入外部经济、金融不确定性冲击与利率的交互项方程进行估计，估计结果如表 3 所示。

表 3 外部经济、金融不确定性对货币政策有效性影响：“利率渠道”检验结果

解释变量	外部经济不确定性		外部金融不确定性	
	被解释变量：投资	被解释变量：资本净流出	被解释变量：投资	被解释变量：资本净流出
$INV_{t-1}$ ( $CAP_{t-1}$ )	0.788*** (0.041)	0.958*** (0.010)	0.830*** (0.040)	0.977*** (0.008)
$I_t$	-0.002 (0.148)	-0.069** (0.030)	-0.007 (0.156)	-0.037 (0.031)
$I_{t-1}$	-0.268 (0.207)	-0.039 (0.042)	-0.222 (0.207)	-0.028 (0.041)
$I_{t-2}$	0.081 (0.148)	-0.055* (0.030)	0.104 (0.153)	0.033 (0.030)
$EU_t \times I_t$	0.024 (0.052)	-0.020* (0.011)	0.001 (0.050)	-0.022** (0.010)
$EU_{t-1} \times I_{t-1}$	-0.132** (0.066)	-0.003 (0.013)	0.110 (0.080)	-0.007 (0.016)
$EU_{t-2} \times I_{t-2}$	0.015 (0.053)	0.012 (0.011)	-0.093* (0.051)	-0.029*** (0.010)
$c_3$ ( $c_4$ )	0.015 (0.029)	-0.006 (0.006)	-0.008 (0.028)	-0.010* (0.006)
$R^2$ 值	0.858	0.852	0.856	0.868

注：同表 2。

表 3 展现了在利率对投资与资本流动的影响路径中外部不确定性冲击的调节作用。可以看出，当被解释变量为投资时，利率与外部经济不确定性交互项滞后一期的系数在 5%的水平上显著为负；利率与外部金融不确定性交互项滞后两期的系数在 10%的水平上显著为负。这说明外部经济和金融不确定性会显著降低投资对利率的敏感性。在资本流动方面，在第 3 列中，交互项当期回归系数在 10%的置信水平下显著为负；在第 5 列中，交互项当期和滞后两期回归系数分别在 5%和 1%的置信水平下显著为负。这表明外部经济与金融不确定性也会明显影响资本净流出对利率的敏感程度。综合来说，本部分的实证分析表明“利率渠道”在外部不确定性对货币政策有效性的影响过程中扮演重要角色，假说 2 得到验证。

### （三）“汇率渠道”检验

理论模型指出，外部不确定性的升高会导致除官方储备外的资本净流出下降，进一步导致本币出现升值压力，如果央行选择干预汇率的波动，维持汇率的稳定，根据“不可能三角”理论，在资本自由流动的前提下，较高的汇率稳定程度会降低货币政策的独立性，从而进一步影响政策有效性。为此，本部分的实证检验设计将先考察外部不确定性对资本净流出的影响，然后进一步探究在不同的汇率稳定区制下，外部不确定性对货币政策独立性影响的状态依赖特征。

具体来说，首先构建包含外部经济、金融不确定性和资本净流出在内的三变量 VAR 模型。其中，资本净流出选用“利率渠道”检验部分的代理变量，资本净流出对外部经济、金融不确定性冲击的脉冲响应函数分别如图 3 (a) 和 (b) 所示。可以看出，外部经济不确定性冲击在第 2 期至第 4 期内对资本净流出产生了显著的负向影响，而外部金融不确定性冲击在第 1 期至第 6 期内对资本净流出产生显著的负向影响。这说明外部经济与金融不确定性会在短期降低除官方储备外的资本净流出。



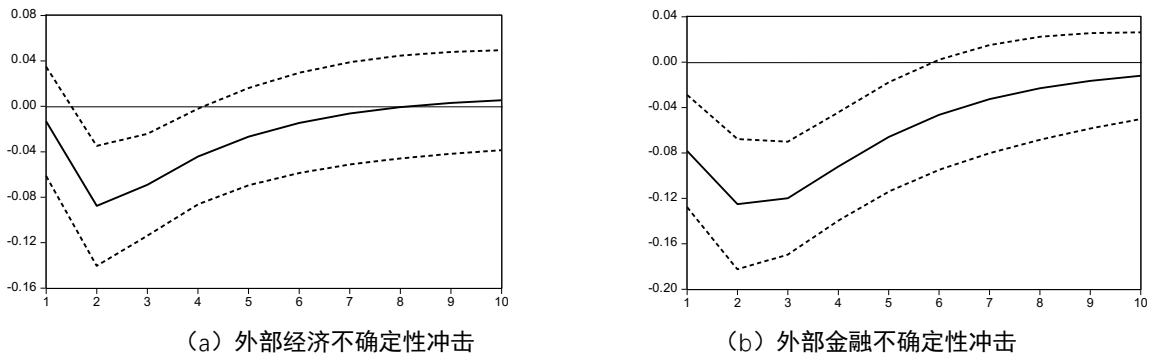


图3 外部不确定性对资本净流出的影响

注：上下两条虚线间的区域为95%的置信区间。

接着，本文基于平滑迁移向量自回归（STVAR）模型考察在不同区制状态的汇率稳定程度下，外部经济与金融不确定性对货币政策独立性的非线性影响差异。其中，遵循 Aizenman 等（2010）的做法，采用本国和货币中心国的利率相关系数作为货币政策独立性的代理变量，通过本国对货币中心国的汇率波动程度刻画汇率稳定程度。指标数据来源于 Wind 数据库。图4（a）和（b）分别展示了在高低两种区制的汇率稳定度下，货币政策独立性对一单位标准差的外部经济或外部金融不确定性冲击的响应动态。

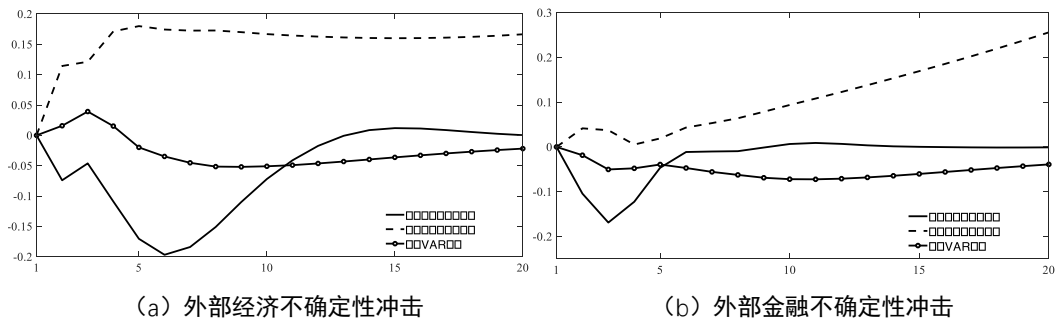


图4 不同汇率稳定度下外部不确定性对货币政策独立性影响的状态依赖性

从图中可以看出，在资本自由流动的前提下，当汇率稳定程度较高时，外部经济和金融不确定性都会更为显著地削弱货币政策独立性。在目前中国资本市场较为开放的背景下，为确保外汇市场的平稳有效运行，央行可能会被迫调整货币政策，这在一定程度上削弱了政策独立性。在货币政策独立性较低时，货币政策往往难以维持内外部双重平衡，对经济增长和通货膨胀的调控效果明显降低。综合来说，本部分的实证检验表明，“汇率渠道”是外部经济和金融不确定性对货币政策有效性影响的重要机制，假说3得到验证。

#### （四）稳健性检验

##### 1. 替换核心变量

针对数量型货币政策，本文采用金融机构各项贷款余额进行指标替换以展开稳健性分析。针对价格型货币政策，目前随着中国人民银行逐步推进利率市场化改革进程、有序推出公开市场操作等一系列工具举措，价格型货币政策工具的传导机制逐步畅通，结构性货币政策体系也在不断完善发展中。为此本文选取公开市场操作 OMO 利率、7 天银行间债券抵押回购利率、1 年期中期借贷便利（MLF）利率分别对价格型货币政策指标进行替换。结果显示，上述所有回归方程中相应的交互项系数符号未发生明显改变。

##### 2. 考虑内生性

本文回归分析使用的均是宏观数据，由于宏观变量之间本身就存在明显的内生性问题，特别是双向因果问题，完全干净地识别单向因果关系较为困难。为此，一方面本文对外部不确定性与货币政策调控间的关系研究重在理论框架的构建，这一点已在第三部分作出了有益尝试；另一方面，本文尝试采用非线性局部投影模型重新识别上述变量间关系，该模型能较为有效地缓解内生性问题带来的影响，而且未对系统中

的变量施加任何潜在的限制，得到的后期预测值不会因迭代而受模型的设定误差影响。结果发现核心结论仍然成立。

## 五、进一步讨论：外部不确定性尾部冲击对货币政策效果的影响

当前中国经济发展所处的国际环境日趋复杂严峻，俄乌冲突等极端事件冲击频繁发生，在这一背景下，探究国外极端事件冲击对中国货币政策调控的影响更具鲜明的现实意义。为此，本文依托多元分位数向量自回归（MQVAR）模型进一步讨论外部不确定性尾部冲击对中国货币政策效果的非线性影响特征。

### （一）模型构建与数据处理

本部分借鉴 Chavleishvili 和 Manganelli（2019）提出的 MQVAR 模型识别变量间的尾部依赖关系，该模型对于本文考察对比外部不确定性的尾部冲击对货币政策调控效果的影响差异提供了重要的工具支持。具体模型设定内容不再赘述。为考察外部不确定性冲击对货币政策工具调控效果的非对称影响，本文将每种政策工具进一步分成扩张性和紧缩性状态。具体做法参考刘金全（2002），首先对 M2 同比增速和利率原始数据进行 H-P 滤波，剔除潜在趋势分别得到循环成分和，当、时表示货币政策是扩张的，当、时则表示货币政策是紧缩的。为剔除财政政策和国内不确定性因素对货币政策调控效果的影响，本文参考苏治等（2019）、邓创等（2022）的思路，将财政政策工具和中国国内不确定性作为控制变量同步纳入模型内生系统内。其中财政政策工具用公共财政支出同比增速作为代理变量，中国国内不确定性使用邓创和吴超（2021）合成的指数代替。模型估计过程在 Stata 中完成。

### （二）外部不确定性尾部冲击对数量型货币政策有效性的影响

图 5 展现外部经济不确定性尾部冲击对数量型货币政策调控效果的影响。可以看出，当外部经济不确定性位于不同分位数点时，经济增速与通货膨胀率均对扩张性数量型货币政策冲击产生正向响应，并对紧缩性数量型货币政策冲击产生负向响应。但在外部经济不确定性位于 0.9 与 0.95 分位数点时，数量型货币政策效果有所降低。这说明外部经济不确定性不会改变数量型货币政策调控方向，但是极端右尾冲击会在量上降低货币政策有效性。

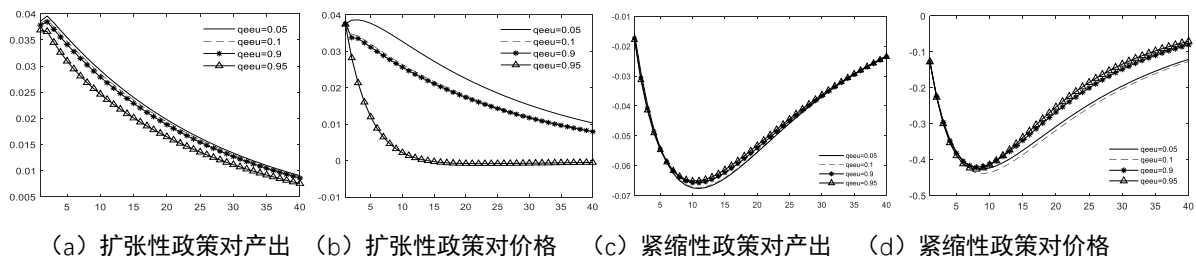


图 5 外部经济不确定性尾部冲击对数量型货币政策调控效果的影响

图 6 展现外部金融不确定性尾部冲击对数量型货币政策调控效果的影响。可以看出，当外部金融不确定性位于不同分位数点时，数量型货币政策冲击都产生了应有的效果。但当外部金融不确定性冲击位于 0.9 与 0.95 分位数点时，数量型货币政策的产出与价格效应有所下降。上述结果说明，外部金融不确定性也不会改变数量型货币政策调控方向，但右尾冲击会削弱数量型货币政策有效性。

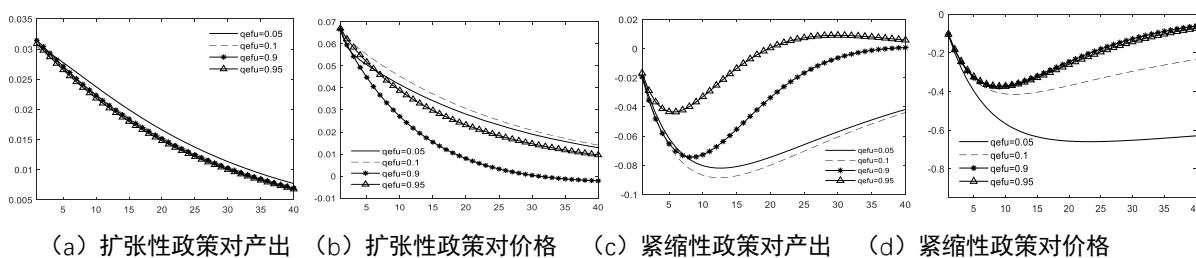


图 6 外部金融不确定性尾部冲击对数量型货币政策调控效果的影响

### (三) 外部不确定性尾部冲击对价格型货币政策有效性的影响

图7展现外部经济不确定性尾部冲击对价格型货币政策调控效果的影响。当外部经济不确定性位于不同分位数点时，经济增速均对扩张性价格型货币政策冲击产生正向响应，并对紧缩性价格型货币政策冲击产生负向响应。说明在对经济增速的调控上，外部经济不确定性不会改变价格型货币政策对经济增速的调控方向，并且政策效果在中长期有所降低。但通货膨胀反而对紧缩性利率政策产生正向响应，说明外部经济不确定性会改变利率对通货膨胀的调控方向，并且在施行紧缩性利率政策时可能会提升中国宏观经济滞胀风险。

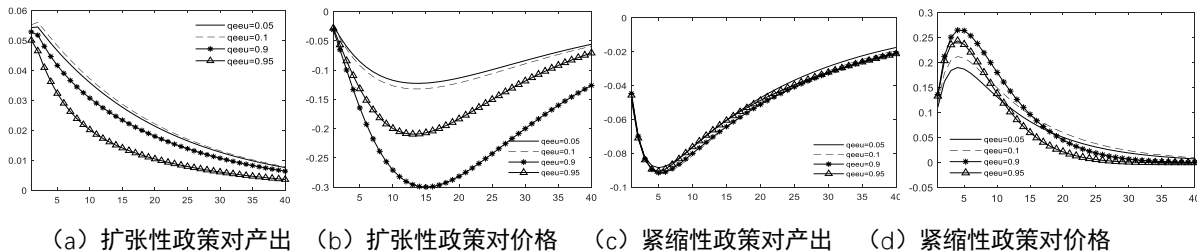


图7 外部经济不确定性尾部冲击对价格型货币政策调控效果的影响

图8展现外部金融不确定性尾部冲击对价格型货币政策调控效果的影响。一方面，在外部金融不确定性冲击下，经济增速均对扩张性利率政策冲击产生正向响应，并对紧缩性利率政策冲击产生负向响应，并且当外部金融不确定性处于0.95分位数点时，扩张性利率政策产出效应显著下降。这表明，在对经济增速的调控上，外部金融不确定性右尾冲击会削弱利率政策效力。另一方面，当外部金融不确定性位于0.9与0.95分位数点时，通货膨胀对扩张性利率政策在中长期产生负向响应，在短期内对紧缩性利率政策产生正向响应，但在中长期转为负向响应，这说明外部金融不确定性同样会改变利率政策对通货膨胀的调控方向，在外部金融不确定性右尾冲击下，紧缩性利率政策在短期也可能会增加经济滞胀风险，但在中长期，政策效力开始显现，转而降低通货膨胀水平。其可能原因在于资本的逐利属性决定了“热钱”的涌入仅是短期现象，在中长期随着金融监管力度的加强，跨境资本会逐渐回归理性，紧缩性利率政策的调控效果开始恢复。这说明目前央行利率对价格调控的政策时滞性较长，并且跨境资本的异常流动是造成这一现象的重要原因。可见目前利率在对价格调控的传导路径上仍然不够通畅，加快推动利率对价格调控机制的完善并辅以跨境资本审慎管理或许是有益的政策尝试。

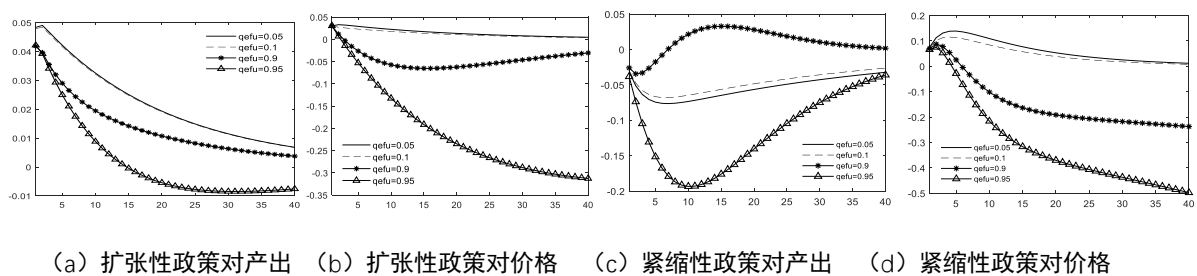


图8 外部金融不确定性尾部冲击对价格型货币政策调控效果的影响

最后，通过横向比较实证结果还可以得出以下几点重要结论。一是将数量型和价格型货币政策效果进行比较可知，相比于数量型货币政策，价格型货币政策调控效果受外部不确定性冲击的干扰更为明显。理论部分提到，仅实施数量型货币政策时，利率在面对外部不确定性时充当自动稳定器的角色，若实行价格型货币政策，利率的价格信号功能丧失，此时外部不确定性对政策效果的影响更显著。因此，进一步完善价格型和数量型工具相互支撑、协调互补的货币政策调控框架，应是当前中国宏观经济调控实践和体制机制改革的重点之一。

二是将外部经济和金融不确定性的影响进行对比可知，无论是数量型还是价格型货币政策，外部金融不确定性对政策效果的影响都要更大。不难理解，货币政策调控工具的传导都需要经过金融部门，外部金

融不确定性一般首先会破坏国内的外汇、货币等金融市场的稳定，而金融市场往往会放大诸多负面冲击带来的不利影响即金融加速器效应，进一步阻滞货币政策传导渠道，从而更为明显地影响货币政策调控效果。因此，决策部门还需尤为关注外部金融层面的不确定性，加强国外金融市场风险的监测预警，这有助于减轻央行的政策调整压力，从而最大限度对冲外部金融不确定性对货币政策调控的干扰。

综上所述，外部不确定性的极端右尾冲击会显著降低货币政策有效性，并且价格型货币政策效果受外部不确定性冲击的干扰更大，紧缩性利率政策在短期内可能会增加经济滞胀风险，外部金融不确定性对货币政策效果的影响要大于外部经济不确定性的影响。上述实证结果为决策部门健全抵御外部极端不确定性冲击的政策协调应对机制提供了经验依据。

## 六、结论与政策启示

本文基于开放经济背景，拓展了经典的蒙代尔-弗莱明理论模型，将一国内部和外部不确定性因素、央行外汇管理行为引入模型框架内，从理论层面探讨了外部经济和金融不确定性对货币政策有效性的影响机制，进一步采用高维动态因子模型和两步加权法分离测度中国外部经济和金融不确定性并对冲击来源进行动态甄别，在此基础上对理论假说进行了实证检验，最后采用 MQVAR 模型考察外部不确定性尾部冲击对货币政策调控效果的影响差异。得到的主要结论包括：（1）中国外部不确定性冲击的源头主要分布在消费、债券市场和银行信贷层面，随着中国对外开放进程的不断推进，更须警惕来自上述层面的外部不确定性冲击；全球金融危机和新冠病毒感染等极端事件的发生会显著推升中国外部不确定性。（2）外部不确定性会藉由“避险效应渠道”、“利率渠道”和“汇率渠道”影响货币政策有效性。具体来说，外部不确定性会提升全球投资者风险厌恶程度、弱化投资与资本净流出对利率变动的敏感程度，最终影响货币政策调控；在较高的汇率稳定度下，外部不确定性还会削弱货币政策独立性进而制约政策有效性。（3）外部不确定性的极端右尾冲击会显著降低货币政策效果，受此影响，紧缩性利率政策在短期内可能会增加经济滞胀风险；价格型货币政策效果受外部不确定性冲击干扰更明显，外部金融不确定性对货币政策效果的影响更大。

结合本文的研究，可以得到如下政策启示：首先，构建能有效识别外部不确定性冲击的预警指标体系，切实保障中国经济安全稳定发展。本文的研究表明外部不确定性的主要来源分布在消费、债券市场和银行信贷层面，为此一方面需要在积极优化贸易结构的同时，着力提振国内消费需求。政府部门应出台必要措施扶持本土企业，通过挖掘地方特色文化旅游等产业潜力引导企业发展导向回归本土消费群体，同时持续优化收入分配结构、提升居民消费能力，以国内需求的确定性对冲外部消费需求的不确定性。另一方面，监管部门应动态监测国外主要经济体债券市场和银行信贷市场风险波动，并通过在国内金融机构开展外部金融压力测试构建分级预警响应机制，有效降低来自国外债券与信贷部门的负面溢出效应。

其次，在面对较大的外部不确定性冲击时，有关部门应适时发布利好资本市场和实体经济平稳运行的政策信息，稳定国内外投资者对国内宏观经济与金融市场的良好预期，改善国内外投资者避险情绪；继续推进利率市场化改革，推动市场报价利率的运用和存量浮动利率贷款定价基准的转换，尤其需要畅通市场化和结构化利率政策向实体经济传导通道，强化投资与资本净流出对利率变动的敏感程度，促进利率政策及时落地生效；央行等政策部门可以在借鉴均衡汇率理论确定中国汇率最优波动区间的同时，借助大数据技术实时监测产出价格等重要宏观目标变量对汇率浮动的反应动态，不断调整汇率波动边界，以吸收外部不确定性冲击带来的不利影响，同时辅以适当的资本账户监管措施，有效提升金融系统对跨境资本异常流动的调节能力，确保国内经济与金融体系的协调稳定和货币政策调控的有效性。

最后，政策当局需要因情施策，依据国内国际局势的动态发展特点，灵活调整货币政策工具组合框架。具体来说，当外部不确定性因素增多、国内经济下行和通货紧缩压力激增时，有必要协调运用扩张性数量型和价格型货币政策工具，避免使用单一政策使得政策效果大打折扣；而当国内经济过热与国外不确定性冲击并存时，应更多地依靠紧缩性数量型货币政策工具缓解通货膨胀，片面的加息调整可能导致经济进一步陷入滞胀，以此尽可能化解外部输入性不确定性对货币政策调控效果产生的负面效应，切实提升货币政策工具效能。另外，本文的稳健性检验结果还指出，结构性货币政策有效性也会受到外部不确定性冲击的

干扰。为此,在继续坚持结构性货币政策优先保障国内中小微企业等薄弱领域信贷供给的基础上,还需进一步强化跨境融资宏观审慎监管措施,以确保结构性货币政策红利直达国内重要市场主体,助力实体经济高质量发展。

## 【参考文献】

- [1] 邓创,吴超.中国经济、金融不确定性的交互影响动态与宏观经济效应分析[J].系统工程理论与实践,2021,41(07):1625~1639.
- [2] 邓创,吴健,吴超.外部经济、金融不确定性与我国的宏观经济下行风险[J].统计研究,2022,39(06):36~51.
- [3] 段梅.经济政策不确定性会影响货币政策有效性吗——基于信贷渠道的视角[J].当代财经,2017, (06):18~27.
- [4] 郭楚晗,张燕.二十大报告蕴含的时代课题:五个文明协调发展如何塑造中国经济学[J].中国经济学,2023, (01):37-59+309~312.
- [5] 黄仁全,李村璞.中国经济国内国际双循环的测度及增长动力研究[J].数量经济技术经济研究,2022,39(08):80~99.
- [6] 李海舰,朱兰,孙博文.新发展格局:从经济领域到非经济领域——加速启动“五位一体”新发展格局的构建[J].数量经济技术经济研究,2022,39(10):5~25.
- [7] 李捷瑜,巩加美.外部需求不确定性、出口网络与企业出口行为[J].国际经贸探索,2019,35(11):4~18.
- [8] 林凌,胡冰川,孙艳华.全球经济政策不确定性对中国经济增长的时变性影响效应研究——基于时域与频域视角分析[J].中国软科学, 2022, (12):1~12.
- [9] 刘金全.货币政策作用的有效性和非对称性研究[J].管理世界,2002, (03):43-51+59~153.
- [10] 鲁晓东,刘京军.不确定性与中国出口增长[J].经济研究,2017,52(09):39~54.
- [11] 陆磊,李力,冯业倩,尚昕昕.跨境融资宏观审慎管理与外部输入性风险防范[J].经济研究,2022,57(10):18~34.
- [12] 宋清华,谢坤,邓伟.金融科技与货币政策有效性:数量型与价格型工具的比较研究[J].国际金融研究,2021, (07):24~35.
- [13] 苏治,刘程程,位雪丽.经济不确定性是否会弱化中国货币政策有效性[J].世界经济,2019,42(10):49~72.
- [14] 王博,李力,郝大鹏.货币政策不确定性、违约风险与宏观经济波动[J].经济研究,2019,54(03):119~134.
- [15] 王有鑫,王祎帆,杨翰方.跨境资本流动宏观审慎政策防范输入性金融风险机制研究[J].经济学家,2022, (09):88~97.
- [16] 温兴春,梅冬冬.金融业开放、金融脆弱性以及危机跨部门传递[J].世界经济,2020,43(10):144~168.
- [17] 伍戈,陆简.全球避险情绪与资本流动——“二元悖论”成因探析[J].金融研究,2016, (11):1-14.
- [18] 杨翰方,王祎帆,王有鑫.中国输入性金融风险:测算、影响因素与来源[J].数量经济技术经济研究,2020,37(07):113~133.
- [19] 易宇寰,潘敏.美联储加息冲击下中国双支柱调控政策的协调研究——基于“稳增长”与“防风险”的视角[J].财贸经济,2022,43(11):75~90.
- [20] 赵茜.外部经济政策不确定性、投资者预期与股市跨境资金流动[J].世界经济,2020,43(05):145~169.
- [21] Aastveit A., Natvik J., Sola S., 2017, Economic Uncertainty and the Influence of Monetary Policy [J], Journal of International Money and Finance, 76(9), 50~67.
- [22] Aizenman J., Chinn M. D., Ito H., 2010, The Emerging Global Financial Architecture: Tracing and Evaluating New Patterns of The Trilemma Configuration [J], Journal of International Money and Finance, 29(4), 615~641.
- [23] Baker S. R., Bloom N., Davis S. J., Terry S. J., 2020, COVID-Induced Economic Uncertainty [R], NBER Working Paper, No.26983.
- [24] Balcilar M., Zeynel A.O., Huseyin O., Gurcan A., Mark E.W., 2021, Effectives of Monetary Policy under the High and Low Economic Uncertainty States: Evidence from the Major Asian Economies [R], IZA Discussion Papers, No.14420.
- [25] Beckmann J., Davidson S. N., Koop G., Schüssler R., 2023, Cross-country Uncertainty Spillovers: Evidence from International Survey Data [J], Journal of International Money and Finance, 130(C), 102760.

- [26] Bhattarai S., Chatterjee A., Park W. Y., 2020. Global Spillover Effects of US Uncertainty [J], *Journal of Monetary Economics*, 114, 71~89.
- [27] Bloom N., Floetotto M., Jaimovich N., 2018, Really Uncertain Business Cycles [J], *Econometrica*, 86(3), 1031~1065.
- [28] Chavleishvili S., Manganelli S., 2019, Forecasting and Stress Testing with Quantile Vector Autoregression [R], ECB Working Paper, No.2330.
- [29] Choi S., Furceri D., Loungani P., Shim M., 2022, Inflation Anchoring and Growth: The Role of Credit Constraints [J], *Journal of Economic Dynamics and Control*, 134(C), 1~57.
- [30] Fernández-Villaverde J., Guerrón-Quintana P., Kuester K., Rubio-Ramírez J., 2015, Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity [J], *American Economic Review*, 105(11), 3352~3384.
- [31] Hsu C. H., Lee H.C., Lien D., 2020, Stock Market Uncertainty, Volatility Connectedness of Financial Institutions, and Stock-Bond Return Correlations [J], *International Review of Economics & Finance*, 70(C), 600~621.
- [32] Huang Y., Luk P., 2020, Measuring Economic Policy Uncertainty in China [J], *China Economic Review*, 59(C), 1~18.
- [33] Jurado K., Ludvigson S.C., Ng S., 2015, Measuring Uncertainty [J], *American Economic Review*, 105(3), 1177~1216.
- [34] Karras G., 2001, Openness to Trade and the Potency of Monetary Policy: How Strong is the Relationship? [J], *Open Economies Review*, 12(1), 61~73.
- [35] Lien D., Sun Y.C., Zhang C.S., 2021, Uncertainty, Confidence, and Monetary Policy in China [J], *International Review of Economics & Finance*, 76(C): 1347~1358.
- [36] Ludvigson S. C., Ma S., Ng S., 2021, Uncertainty and Business Cycles: Exogenous Impulse or Endogenous Response? [J], *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13(4), 369~410.
- [37] Miranda-Agrippino S., Rey H., 2020, Monetary Policy and the Global Financial Cycle [J], *Review of Economic Studies*, 87(6), 2754~2776.
- [38] Nain Z., Kamaiah B., 2020, Uncertainty and Effectiveness of Monetary Policy: A Bayesian Markov Switching-VAR Analysis [J], *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 9, 237~265.
- [39] Niko H., Michael P., Anna S., 2021, On the Effectiveness of the European Central Bank's Conventional and Unconventional Policies under Uncertainty [J], *Journal of Economic Behavior & Organization*, 191(C), 822~845.
- [40] Scotti C., 2016, Surprise and Uncertainty Indexes: Real-Time Aggregation of Real-Activity Macro Surprise [J], *Journal of Monetary Economics*, 82, 1~19.
- [41] Tenreyro S., Thwaites G., 2016, Pushing on a String: US Monetary Policy is Less Powerful in Recessions [J], *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8(4), 43~74.
- [42] Yoshito F., 2022, Effects of Unanticipated Monetary Policy Shocks on Monetary Policy Uncertainty [J], *Finance Research Letters*, 46(PA).
- [43] Zhang Y., Hamori S., 2021, Do News Sentiment and the Economic Uncertainty Caused by Public Health Events Impact Macroeconomic Indicators? Evidence from a TVP-VAR Decomposition Approach [J], *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 82(C), 145~162.
- [44] Zhou Y.Q., Liu Z. H., Wu S., 2022. The Global Economic Policy Uncertainty Spillover Analysis: In the Background of COVID-19 Pandemic [J], *Research in International Business and Finance*, 61(C), 101666.

## Screening Sources of External Uncertainty Shocks and Their Impacts on the Effectiveness of China's Monetary Policy

DENG Chuang   WU Jian   WANG Zhe

**Summary:** The report of the 20th National Congress of the CPC emphasizes that "we will adhere to a high level of opening up to the outside world and accelerate the construction of a new development pattern with a large domestic cycle as the mainstay and dual domestic and international cycles promoting each other". The solid promotion of the high-level opening-up strategy requires not only the coordinated application and systematic support of the internal policy system, but also close attention to the impact of external environmental changes. We should do a good job in identifying and warning external uncertainties, deconstructing sources and responding to policies, and effectively building a policy "firewall" mechanism to prevent major external imported risks, which will not only escort the process of promoting high-level opening up, but also help improve China's macroeconomic modernization and governance ability, and maintain economic and financial security and stability.

This paper separately measures external uncertainty shocks and dynamically screen the sources of shocks. By extending the classical Mundell-Fleming model, we analyze the theoretical mechanism of external uncertainty factors on the effectiveness of monetary policy and conduct an empirical test, then we further examine the nonlinear characteristics of the impact of external uncertainty tail shocks on the effectiveness of monetary policy. The study finds that: extreme events push up China's external uncertainty; it is more important to be alert to uncertainty shocks from foreign consumption, bond markets, and bank credit; external uncertainty can affect the effect of monetary policy regulation through the "risk aversion channel", the "interest rate channel" and the "exchange rate channel"; the right-tail shocks of external uncertainty weaken the effectiveness of quantitative and price-based monetary policy more significantly; influenced by external uncertainty, tight interest rate policy may increase the risk of economic stagflation in the short term; the effect of price-based monetary policy is more obviously disturbed by external uncertainty shocks; external financial uncertainty has a greater impact on the effectiveness of monetary policy than external economic uncertainty.

The marginal contributions of this paper are mainly in the following aspects: first, it dynamically identifies the sources of external uncertainty shocks and initially clarifies the driving mechanism of external uncertainty factors qualitatively. Second, it establishes an early theoretical framework that includes external uncertainty and monetary policy instruments, and provides theoretical clarification of the mechanism of the impact of external uncertainty on the effectiveness of monetary policy and provides more informative empirical evidence. Third, we further explore the nonlinear impact of extreme tail shocks of external uncertainty on the effectiveness of monetary policy from a new perspective of different quartiles, this may provide a useful reference for policy authorities to effectively formulate macroeconomic policies in the process of fully promoting a high level of openness and to mitigate the negative impact of extreme external uncertainty events.

The policy implications are as follows: first, to build an early warning indicator system that can effectively identify external uncertainty shocks and effectively ensure the safe and stable development of China's economy. Second, stabilize domestic and foreign investors' good expectations of the domestic macroeconomic and financial markets, and continue to promote interest rate market reform, complemented by appropriate capital account regulation measures. Finally, when external uncertainties increase and domestic economic downside and deflationary pressures surge, it is necessary to coordinate the use of expansionary quantitative and price-based monetary policy tools; when the domestic economy is overheated and foreign uncertainty shocks coexist, more reliance should be placed on tighter quantitative monetary policy tools to ease inflation, and it is also necessary to further strengthen macroprudential supervision measures for cross-border financing to ensure that structural

monetary policy dividends reach important domestic market players directly.

**Keywords:** External Uncertainties; Mundell-Fleming Model; Risk Aversion; Exchange Rate System; Monetary Policy



## RCEP、全国统一大市场与中国区域福利效应

任桐瑜<sup>1</sup> 谢建国<sup>2</sup> 洪小羽<sup>3</sup>

**【摘要】**构建新发展格局和推动高质量发展要求在推进高水平对外开放的同时，还要促进区域协调发展。为此，本文基于 Caliendo and Parro (2015) 的模型，探讨了 RCEP 关税减让对中国国内区域的福利效应，并对该福利效应进行分解。研究发现，RCEP 关税减让会促进中国整体经济发展和福利水平的上升，且这主要是由贸易额效应所引致；同时，区域福利分布并不平衡，部分省区市由于所面临的出口竞争上升，使得其贸易条件效应下降，并导致福利水平下降。行业福利测算结果显示，RCEP 关税减让后受益最大的行业为交通设备、纺织品和服装、机械和电气以及仪表、通用和专用设备。反事实分析表明，在 RCEP 关税减让的同时，降低阻碍商品流通和劳动力要素迁移的壁垒，不仅能够促进中国整体经济发展和福利水平的进一步上升，还能够降低东部和中西部地区福利水平的差距；但是若仅降低劳动力要素迁移壁垒，中西部地区特别是中部地区省区市的福利水平反而可能因为劳动力流出的增加值效应呈现出下降的态势。本文的结果表明，紧抓 RCEP 发展机遇，推动高水平对外开放和建设全国统一大市场的协同并进，有助于增强发展的整体性和协调性。

**【关键词】**RCEP 全国统一大市场 区域发展 劳动力迁移

## 一、引言

党的二十大报告要求加快构建新发展格局，推动高质量发展。既要促进区域协调发展，又要推进高水平对外开放，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。作为近年来中国高水平对外开放的重要事件之一，2020 年中国正式与东盟十国、日本、韩国、澳大利亚以及新西兰签署了《区域全面经济伙伴关系协定》（下文简称 RCEP），2022 年 1 月 1 日正式生效后，RCEP 将显著加强区域内国家经贸合作的紧密度，为中国全面提升对外开放水平和质量带来新的契机，有效提升中国在国内和国际两个市场的资源配置能力，为中国双循环发展提供有力支撑（林发勤等，2021）。那么 RCEP 在促进中国高水平对外开放的同时，对中国国内不同区域的发展有何影响？是否有利于推动区域协调发展？在这一过程中，畅通国内大循环，促进全国统一大市场的建设又会起到什么样的作用？对这些问题的探讨和回答，不仅能够合理评估 RCEP 关税减让导致的贸易利益在中国不同区域间的分配，还能够客观认识推动高水平对外开放和建设全国统一大市场对区域协调发展的作用，从而为构建新发展格局和推动高质量发展提供借鉴，具有重要的理论和现实意义。

目前国内外学者对 RCEP 的研究大多聚焦于以下几个方面：首先，探讨 RCEP 对区域内外各个国家经济水平和社会福利的影响（Ahman et al., 2020; Ding et al., 2022; 韩剑和许亚云, 2014; Ji et al., 2018; Li et al., 2016; 李春顶等, 2018a; 李春顶等, 2018b; Petri and Plummer, 2020），大多研究均表明，RCEP 关税减让会提高成员国尤其是中国的经济和福利水平，但可能会对非成员国的利益造成损害。其次，探讨 RCEP 对中国和区域内其他国家的制造业（钱学锋和龚联梅, 2017）、产业链（陈凤兰和陈爱贞, 2021; 秦若冰和马弘, 2022）以及价值链（张志明, 2022; 彭水军和吴腊梅, 2022）的影响，研究结果表明，RCEP 将会促进中国和区域内伙伴国家制造业出口和规模的提升，同时会推动区域产业链联动以及区域价值链重塑。最后，从消费者角度出发，探讨中国加入 RCEP 对消费者福利的影响（Balistreri and Tarr, 2020; li and Moon, 2018; Mahadevan and Nugroho, 2019; Narayanan et al., 2019; 张洁等, 2022）。通过梳理文献可以发现，目前已有文献大多将中国作为一个整体，来探讨 RCEP 关税减让对中国福利水平的影响，鲜有文献

<sup>1</sup> 任桐瑜，南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心，南京大学商学院

<sup>2</sup> 谢建国，南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心。

<sup>3</sup> 洪小羽，南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心，南京大学商学院

探讨 RCEP 关税减让对中国国内各区域的福利效应。由于中国国内各区域发展水平、行业构成以及地理位置差异, RCEP 关税减让对不同区域的影响可能存在异质性, 单单讨论对中国整体的影响会导致无法全面认识 RCEP 关税减让对不同区域的福利效应。此外, 在双循环背景下充分考虑畅通国内大循环、建设全国统一大市场对上述福利效应的影响具有重要意义。据此, 本文将 Caliendo and Parro (2015) 的模型由国家层面沿用至国家-地区层面, 具体而言: 首先, 本文假设中国国内各省区市的关税收入之和平均分配给国内所有家庭。这样假设的原因在于, 中国的关税收入归于中央财政而非地方, 而且平均分配关税收入之后, 劳动力在国内各省区市间的迁移不会受到各省份关税收入的影响, 而仅与除关税收入之外的其他家庭收入有关, 与现实相符; 其次, 本文考虑了劳动力在中国国内各省区市之间的迁移。基于国家-地区层面的 Caliendo and Parro 模型, 本文探讨了 RCEP 关税减让对中国各省区市的福利效应; 此外, 通过设定不同的情形, 分析了建设全国统一大市场对上述福利效应的影响。

全国统一大市场是指在政策统一、规则一致、执行协同的基础上, 通过充分竞争与社会分工所形成的全国一体化运行的大市场体系(刘志彪, 2022)。建设全国统一大市场的特征之一就是要畅通区域间的产品和要素的流动, 降低省际间贸易壁垒。因此, 不少文献聚焦于国内贸易壁垒的测度以及降低国内贸易壁垒的影响(陈朴等, 2021; 韩佳荣, 2021); 还有文献将劳动力迁移成本考虑在内, 探讨降低该成本的影响(Tombe and Zhu, 2019; Hao et al., 2020)。遵循现有文献的做法, 本文以省际贸易壁垒和劳动力迁徙壁垒下降表征的全国统一大市场建设, 在分析 RCEP 关税减让对中国不同区域福利效应的同时, 进一步研究促进全国统一大市场建设对上述福利效应的影响。本文的研究结果表明, RCEP 关税减让会促进中国整体经济发展和福利水平的上升, 这主要是由贸易额效应所引致; 若在 RCEP 关税减让的同时, 降低成员国之间的非关税贸易壁垒, 能进一步促进中国各省区市以及其他 RCEP 成员国经济发展和福利水平的上升, 其中贸易额效应仍起主导作用。但是, 从促进区域协调发展角度看, 福利效应呈现出较强的区域差异性, 原因在于贸易条件效应导致部分省区市的福利水平有所下降, 贸易条件效应在东部省区市的主要制造业出口行业中表现得尤为明显; 此时, 若在 RCEP 关税减让时协同推进全国统一大市场建设, 不仅能够促进中国整体经济发展和福利水平的进一步上升, 还能降低东部和中西部地区福利水平的差距, 进而有效促进区域协调发展, 其中推动各省区市间的贸易壁垒和劳动要素迁移壁垒的“双降”是关键所在。

相比已有文献, 本文的边际贡献在于: 首先, 已有文献大多将中国作为一个整体来探讨 RCEP 关税减让的福利效应, 鲜有文献探讨 RCEP 关税减让对中国国内各区域的影响。本文基于国家-地区层面的 Caliendo and Parro 模型, 结合福利效应分解, 关注了 RCEP 对中国国内各个省区市的经济发展和福利效应的影响及其中的作用机制, 为深入理解 RCEP 与中国国内各个区域经济发展和福利水平变化的关系提供了依据。其次, 本文将省际间贸易壁垒和劳动力迁徙壁垒下降作为建设全国统一大市场的表征变量引入到反事实估计中, 进一步研究建设全国统一大市场对上述福利效应的影响。近年来关于区域协调发展的文献主要从价值链和对外开放(陈启斐和巫强, 2018; 余丽丽和彭水军, 2022)、数字经济(陈晓东和刘冰冰, 2022)以及产业分布、投资和升级(范剑勇和谢强强, 2010; 林晨等, 2022; 余林微和马博文, 2022)等角度出发, 鲜有文献将 RCEP 这一高水平对外开放事件和畅通国内大循环结合起来, 探讨对区域协调发展的影响, 本文的研究则是对这一主题的有效补充。最后, 本文的研究内容从双循环视角为促进区域协调发展提供了启示。既探讨了从国际大循环视角, 推动 RCEP 成员国之间更高水平开放对中国各省区市的积极影响, 也从国内大循环视角, 突出了推动各省区市间贸易壁垒和劳动要素迁移壁垒的“双降”在带动 RCEP 实施促进区域协调发展中的重要地位, 廓清了 RCEP 实施背景下国际大循环、国内大循环以及区域协调发展三者之间的关系。

下文的结构安排为: 第二部分为模型构建; 第三部分为数据来源和参数校准; 第四部分为反事实分析, 在探讨 RCEP 关税减让对中国各省区市的福利效应的基础上, 进一步设定了四种反事实情形, 分析了国内各省区市间的贸易壁垒和劳动力迁移壁垒的降低对上述福利效应的影响; 第五部分为稳健性检验; 第六部分为结论及政策启示。

适当的资本账户监管措施, 有效提升金融系统对跨境资本异常流动的调节能力, 确保国内经济与金融体系的协调稳定和货币政策调控的有效性。

最后，政策当局需要因情施策，依据国内国际局势的动态发展特点，灵活调整货币政策工具组合框架。具体来说，当外部不确定性因素增多、国内经济下行和通货紧缩压力激增时，有必要协调运用扩张性数量型和价格型货币政策工具，避免使用单一政策使得政策效果大打折扣；而当国内经济过热与国外不确定性冲击并存时，应更多地依靠紧缩性数量型货币政策工具缓解通货膨胀，片面的加息调整可能导致经济进一步陷入滞胀，以此尽可能化解外部输入性不确定性对货币政策调控效果产生的负面效应，切实提升货币政策工具效能。另外，本文的稳健性检验结果还指出，结构性货币政策有效性也会受到外部不确定性冲击的干扰。为此，在继续坚持结构性货币政策优先保障国内中小微企业等薄弱领域信贷供给的基础上，还需进一步强化跨境融资宏观审慎监管措施，以确保结构性货币政策红利直达国内重要市场主体，助力实体经济高质量发展。

## 二、模型构建

### (一) 模型

假设有  $N$  个地区和  $J$  个行业，以  $i$  和  $n$  表示地区，以  $j$  和  $k$  表示行业。 $N$  个地区区分为中国国内各省区市  $[1, D]$  以及国外其他国家  $[D+1, N]$ 。 $J$  个行业区分为可贸易和不可贸易行业。经济中只有一种生产要素即劳动。假设劳动力在同一地区内的不同行业之间自由流动，在同一国家内的不同地区之间不完全流动，在不同国家之间完全不流动。所有市场均完全竞争。

#### 1. 家庭

每个地区  $n$  均有  $L_n$  个代表性家庭，消费最终品  $c_n^j$ 。家庭的效用函数为：

$$U(c_n^j) = \prod_{j=1}^J (c_n^j)^{\alpha_n^j} \quad (1)$$

同时， $\alpha_n^j$  满足  $\sum_{j=1}^J \alpha_n^j = 1$ 。 $n$  地区家庭总收入为  $I_n = w_n L_n + S_n + R_n$ ；其中， $w_n L_n$  表示  $n$  地区增加

值， $S_n$  表示  $n$  地区贸易逆差， $R_n$  表示  $n$  地区关税收入。当  $n \in [1, D]$ ，本文假设中国各省区市的关税收入之和平均分配给国内所有家庭<sup>4</sup>。这样假设的原因在于：首先，中国的关税收入归于中央财政而非地方。其次，平均分配关税收入之后，劳动力在国内各省区市间的迁移不会受到各省份关税收入的影响，而仅与除关税

收入外的其他家庭收入有关，与现实相符。因此， $R_n$  的表达式可写为：

$$R_n = \begin{cases} \frac{L_n}{L_D} \sum_{n=1}^D \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^N \tau_{ni}^j M_{ni}^j, & n \in [1, D] \\ \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^N \tau_{ni}^j M_{ni}^j, & n \in [D+1, N] \end{cases} \quad (2)$$

<sup>4</sup> 本文利用中央对地方的转移支付数据来验证该假定的合理性，详细内容见本文附录。

其中， $L_n$  表示  $n$  地区劳动力数量， $L_D = \sum_{i=1}^D L_i$  表示中国各省区市劳动力总量。 $\tau_{ni}^j$  表示  $j$  行业商品从  $i$

地区运输到  $n$  地区所面临的关税税率，对于  $i, n \in [1, D]$ ，有  $\tau_{ni}^j = 0$  成立。 $M_{ni}^j$  表示  $n$  地区  $j$  行业从  $i$  地区的进口。

## 2. 中间品生产商

$n$  地区  $j$  行业中，代表性企业以生产率  $z_n^j$  生产一个连续的中间品  $\omega^j \in [0, 1]$ 。假设生产率  $z_n^j$  服从  $Frechet(\lambda_n^j, \theta^j)$ 。生产中间品需要投入劳动要素和最终品，中间品生产商的生产函数为：

$$q_n^j(\omega^j) = z_n^j [L_n^j(\omega^j)]^{\gamma_n^j} \prod_{k=1}^J [m_n^{k,j}(\omega^j)]^{\gamma_n^{k,j}} \quad (3)$$

其中， $L_n^j$  表示投入的劳动要素； $m_n^{k,j}$  表示  $n$  地区  $j$  行业的中间品生产中来自  $k$  行业的最终品投入。 $\gamma_n^j$  表示  $n$  地区  $j$  行业增加值份额； $\gamma_n^{k,j}$  表示  $n$  地区  $j$  行业中间品生产的最终品投入中来自  $k$  行业的份额；且满

足  $\gamma_n^j + \sum_{k=1}^J \gamma_n^{k,j} = 1$ 。通过最小化成本，可以得到投入成本函数为：

$$x_n^j = \Upsilon_n^j(w_n) \prod_{k=1}^J (P_n^k)^{\gamma_n^{k,j}} \quad (4)$$

其中， $\Upsilon_n^j = (\gamma_n^j)^{-\gamma_n^j} \prod_{k=1}^J (\gamma_n^{k,j})^{-\gamma_n^{k,j}}$ 。 $P_n^k$  表示  $n$  地区  $k$  行业最终品价格。

## 3. 最终品生产商

最终品生产商采用价格最低的中间品来生产最终品，其生产函数为：

$$Q_n^j = \left[ \int \tilde{q}_n^j(\omega^j)^{1-1/\sigma^j} d\omega^j \right]^{\sigma^j/(\sigma^j-1)} \quad (5)$$

其中， $\tilde{q}_n^j$  表示投入的中间品数量； $\sigma^j$  表示替代弹性。最终品被用于其他部门的中间品投入以及消费。

## 4. 贸易与价格

假设最终品不可贸易，中间品区分为可贸易品和不可贸易品。可贸易品的贸易成本  $k_{ni}^j$  由关税  $\tau_{ni}^j$  和冰山贸易成本  $d_{ni}^j$  组成。 $d_{ni}^j \geq 1$  表示从  $i$  地区运输一单位可贸易品到  $n$  地区，则需要生产  $d_{ni}^j$  单位的可贸易品。

因此，有  $k_{ni}^j = (1 + \tau_{ni}^j) d_{ni}^j$  成立。 $n$  地区  $j$  行业可贸易中间品的进口价格为  $P_{ni}^j = x_i^j k_{ni}^j / z_i^j$ ，由于采用价格最低的中间品来生产最终品，因此中间品价格为  $P_n^j = \min\{P_{ni}^j, i = 1, 2, \dots, N\}$ 。中间品生产商的生产率  $z_n^j$

服从  $Frechet(\lambda_n^j, \theta^j)$ ，根据 Eaton and Kortum (2002)，可求得  $n$  地区  $j$  行业最终品价格为：

$$P_n^j = \Gamma \left( 1 + \frac{1 - \sigma^j}{\theta^j} \right)^{1/(1-\sigma^j)} \left[ \sum_{i=1}^N \lambda_i^j (x_i^j k_{ni}^j)^{-\theta^j} \right]^{-1/\theta^j} \quad (6)$$

$$P_n = \prod_{j=1}^J (P_n^j / \alpha_n^j)^{\alpha_n^j}$$

根据 C-D 形式的消费者效用函数，可求得  $n$  地区消费价格指数为  $P_n$ 。此外， $n$  地区  $j$  行业生产投入中来自  $i$  地区的中间品份额为：

$$\pi_{ni}^j = \frac{\lambda_i^j (x_i^j k_{ni}^j)^{-\theta^j}}{\sum_{m=1}^N \lambda_m^j (x_m^j k_{nm}^j)^{-\theta^j}} \quad (7)$$

## 5. 区域间劳动力迁移与市场出清

考虑劳动力在中国国内不同地区之间的迁移。当  $i, n \in [1, D]$ ，由于不同地区间劳动力迁移壁垒的存在，劳动力由  $i$  地区向  $n$  地区迁移时需要付出迁移成本，即劳动力只能收到  $\bar{R} + u_{ni} h_n / P_n$  的实际收入。其中， $\bar{R}$  表示中国国内各地区人均关税收入； $h_n$  表示  $n$  地区除关税收入外的人均收入，为  $h_n = (w_n L_n + S_n) / L_n$ ； $1 - u_{ni}$  的部分即为劳动力迁移成本， $u_{ni}$  越高则表明劳动力迁移不需要付出高昂的成本，劳动力迁移壁垒越低。参考 Jiang and Shi (2015)，引入一个服从  $Frechet(1, \eta)$  的随机变量  $\varphi$ 。

在该冲击下，劳动力由  $i$  地区向  $n$  地区迁移后的实际收入为  $\bar{R} + \varphi u_{ni} h_n / P_n$ 。计算得到劳动力由  $i$  地区向  $n$  地区的迁移比例为：

$$\delta_{ni} = \Pr \left[ \varphi u_{ni} h_n / P_n \geq \max_{s \neq n, s \in [1, D]} \varphi u_{si} h_s / P_s \right] = \frac{(u_{ni} h_n / P_n)^\eta}{\sum_{s=1}^D (u_{si} h_s / P_s)^\eta} \quad (8)$$

进一步可求得  $n$  地区劳动力数量为  $L_n = \sum_{i=1}^D \delta_{ni} L_i^{-1}$ 。其中， $L_i^{-1}$  表示  $i$  地区上一期劳动力数量。

最终品市场出清条件为：

$$X_n^j = \sum_{k=1}^J \gamma_n^{j,k} \sum_{i=1}^N X_i^k \frac{\pi_{in}^k}{1 + \tau_{in}^k} + \alpha_n^j (w_n L_n + S_n + R_n) \quad (9)$$

其中， $S_n = \sum_{j=1}^J S_n^j$ ， $S_n^j = \sum_{i=1}^N M_{ni}^j - \sum_{i=1}^N E_{ni}^j$ ； $M_{ni}^j = X_n^j \frac{\pi_{ni}^j}{1 + \tau_{ni}^j}$  表示  $n$  地区  $j$  行业从  $i$  地区的进口，

$E_{ni}^j = X_i^j \frac{\pi_{in}^j}{1 + \tau_{in}^j}$  表示  $n$  地区  $j$  行业向  $i$  地区的出口。由  $S_n$  可得：

$$\sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^N X_n^j \frac{\pi_{ni}^j}{1 + \tau_{ni}^j} - S_n = \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^N X_i^j \frac{\pi_{in}^j}{1 + \tau_{in}^j} \quad (10)$$

## (二) 求解均衡

根据帽子代数算法 (hat algebra)，以  $\hat{x} = x'/x$  表示变量  $x$  的相对变动。国家间关税税率变动后， $n$  地区  $j$  行业中间品生产商投入成本的相对变动为：

$$\hat{x}_n^j = (w_n)^{\gamma_n^j} \prod_{k=1}^J (P_n^k)^{\gamma_n^{k,j}} \quad (11)$$

$n$  地区  $j$  行业最终品价格的相对变动为：

$$P_n^j = \left[ \sum_{i=1}^N \pi_{ni}^j (\hat{x}_i^j \hat{k}_{ni}^j)^{-\theta^j} \right]^{-1/\theta^j} \quad (12)$$

其中， $\hat{k}_{ni}^j = \frac{1 + \tau_{ni}^{j'}}{1 + \tau_{ni}^j} \hat{d}_{ni}^j$ 。 $n$  地区  $j$  行业生产投入中来自  $i$  地区的中间品份额的相对变动为：

$$\pi_{ni}^j = \left( \frac{\hat{x}_i^j \hat{k}_{ni}^j}{P_n^j} \right)^{-\theta^j} \quad (13)$$

当  $n \in [1, D]$ ， $n$  地区劳动力数量的相对变动为：

$$\hat{L}_n = \frac{\sum_{i=1}^D \delta_{ni}' L_i^{-1}}{\sum_{i=1}^D \delta_{ni} L_i^{-1}} = \frac{\sum_{i=1}^D \frac{(u_{ni} \hat{u}_{ni} h_n \hat{h}_n / P_n P_n)^\eta}{\sum_s (u_{si} \hat{u}_{si} h_s \hat{h}_s / P_s P_s)^\eta} L_i^{-1}}{\sum_{i=1}^D \frac{(u_{ni} h_n / P_n)^\eta}{\sum_s (u_{si} h_s / P_s)^\eta} L_i^{-1}} \quad (14)$$

其中， $\hat{u}_{ni}$  表示劳动力迁移壁垒参数的相对变动；除关税收入外的人均收入的相对变动为

$\hat{h}_n = (w_n w_n L_n + S_n / \hat{L}_n) / (w_n L_n + S_n)$ ；消费价格指数的相对变动为  $P_n = \prod_{j=1}^J (P_n^j)^{\alpha_n^j}$ 。当  $n \in [D+1, N]$ ，

有  $\hat{L}_n = 1$  成立。

$n$  地区  $j$  行业的市场出清条件为：

$$X_n^{j'} = \sum_{k=1}^J \gamma_n^{j,k} \sum_{i=1}^N X_i^{k'} \frac{\pi_{in}^{k'}}{1 + \tau_{in}^{k'}} + \alpha_n^j (w_n \hat{L}_n w_n L_n + S_n + R_n') \quad (15)$$

其中， $R_n'$  的表达式可写为：

$$R_n' = \begin{cases} \frac{L_n \hat{L}_n}{\sum_{i=1}^D L_i \hat{L}_i} \sum_{n=1}^D \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^N \tau_{ni}^{j'} \frac{\pi_{ni}^{j'}}{1 + \tau_{ni}^{j'}} X_n^{j'}, & n \in [1, D] \\ \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^N \tau_{ni}^{j'} \frac{\pi_{ni}^{j'}}{1 + \tau_{ni}^{j'}} X_n^{j'}, & n \in [D+1, N] \end{cases} \quad (16)$$

贸易平衡条件为：

$$\sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^N X_n^{j'} \frac{\pi_{ni}^{j'}}{1 + \tau_{ni}^{j'}} - S_n = \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^N X_i^{j'} \frac{\pi_{in}^{j'}}{1 + \tau_{in}^{j'}} \quad (17)$$

给定外生参数  $\left\{ \hat{k}_{ni}^j, \gamma_n^j, \gamma_n^{k,j}, w_n L_n, S_n, \pi_{ni}^j, u_{ni}, \hat{u}_{ni}, L_n, L_n^{-1}, P_n, \eta, \theta^j \right\}$  的值后, 即可由上述模型求解得到内生参数  $\left\{ w_n, P_n^j, \hat{x}_n^j, \pi_{ni}^j, \hat{L}_n, X_n^j \right\}$  的值。

### (三) 福利效应分解

#### 1. 地区层面福利效应分解

本文以实际收入来衡量福利水平, 其可表示为  $W_n = I_n/P_n$ 。本文主要关注中国各省区市的福利效应分解, 即  $n \in [1, D]$ 。对于其他国家即  $n \in [D+1, N]$  的情形, 福利分解过程和结果与 Caliendo and Parro (2015) 相一致。最终, 对于  $n \in [1, D]$ , 在考虑劳动力跨地区间的迁移后,  $n$  地区的福利效应分解公式为<sup>5</sup>:

$$\begin{aligned}
 d \ln W_n = & \underbrace{\frac{w_n L_n}{I_n} d \ln L_n}_{\text{增加值效应}} + \underbrace{\frac{1}{I_n} d \left( \frac{L_n}{L_D} \right) \sum_{n=1}^D \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^N \tau_{ni}^j M_{ni}^j}_{\text{关税分配效应}} \\
 & + \underbrace{\frac{1}{I_n} \frac{L_n}{L_D} \sum_{n=1}^D \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^N \tau_{ni}^j M_{ni}^j d \ln M_{ni}^j - \frac{1}{I_n} \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^N \tau_{ni}^j M_{ni}^j d \ln x_i^j + \frac{1}{I_n} \frac{L_n}{L_D} \sum_{n=1}^D \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^N X_n^j \pi_{ni}^j d \ln \tilde{\tau}_{ni}^j - \sum_{j=1}^J \frac{X_n^j}{I_n} \sum_{i=1}^N \pi_{ni}^j d \ln k_{ni}^j}_{\text{贸易额效应}} \quad (18) \\
 & + \underbrace{\frac{1}{I_n} \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^N (E_{ni}^j d \ln x_n^j - M_{ni}^j d \ln x_i^j)}_{\text{贸易条件效应}}
 \end{aligned}$$

在式 (18) 中, 实际收入变动被分解为四个部分: 增加值效应、关税分配效应、贸易额效应和贸易条件效应。首先, 增加值效应表示劳动力流入对劳动收入和经济增长的促进作用, 关税分配效应则表示劳动力流入对省区市所分配到的关税收入的促进作用, 两者均是劳动力迁移所引发的空间溢出效应, 是由于本文的模型中考虑了劳动力的跨地区迁移而引致的。具体而言, ①增加值效应与劳动力流入的数量  $d \ln L_n$  相关。对于劳动力净流入省区市而言, 一方面劳动收入上升, 另一方面劳动力的流入促进了该省

区市经济增长, 因此增加值效应为正。其中有  $d \ln L_n = \sum_{i=1}^D (L_i^{-1}/L_n) d \delta_{ni}$  成立, 劳动力数量的变动取决

于迁移比例的变动。②关税分配效应与劳动力占比的变动  $d(L_n/L_D)$  相关。本文假设一个省区市分配到的关税收入与人口成正比 (因为关税收入在劳动力间平均分配), 因此对于劳动力占比上升的省区市而言, 其分配到的关税收入也会上升, 此时关税分配效应为正。同样, 有

$$d(L_n/L_D) = \frac{L_n}{L_D} \left[ \sum_{i=1}^D \frac{L_i^{-1}}{L_n} d \delta_{ni} - \sum_{i=1}^D \frac{L_i}{L_D} \sum_{s=1}^D \frac{L_s^{-1}}{L_i} d \delta_{is} \right] \text{成立, 劳动力占比的变动也取决于迁移比例的变动。}$$

其次, 贸易额效应表示贸易额的增长对省区市福利的改进效应 (秦若冰和马弘, 2022)。其由四个式子组成, 其中后两个式子在 Caliendo and Parro (2015) 的求解过程中被抵消了, 因为本文允许劳动力流动且假设关税收入在劳动力间平均分配, 因此劳动力流动会影响省区市的总收入和总支出。此外与 Caliendo and Parro (2015) 的另一不同是, 由于本文在反事实中进一步探讨了国内贸易壁垒降低的影响, 因此在贸易额效应的第四个式子中, 有  $d \ln k_{ni}^j = d \ln \tilde{\tau}_{ni}^j \hat{d}_{ni}^j \neq d \ln \tilde{\tau}_{ni}^j$  成立。在放松国内各省区市间的贸易壁

垒后,  $d_{ni}^j$  的降低会进一步促进贸易额效应的上升。最后, 贸易条件效应与 Caliendo and Parro (2015) 相

<sup>5</sup> 感谢匿名审稿人的评审意见。福利效应分解的详细推导过程见本文附录。

一致，其衡量了关税政策变化后本国出口产品价格相对于进口产品价格的上升幅度，如果本国出口产品价格相对提高而进口产品价格相对减少，则本国的贸易条件得到改善，福利水平得到提升（秦若冰和马弘，2022）。

## 2. 行业层面福利效应分解

计算得到地区层面的福利分解公式后，将其进一步分解到地区-行业层面。本文引入一个辅助参数  $\phi_n^j$  来处理增加值效应，该参数表示  $n$  地区增加值中  $j$  行业的份额。此时地区-行业层面的福利效应分解公式为：

$$\begin{aligned}
 d \ln W_n^j = & \underbrace{\phi_n^j \frac{w_n L_n}{I_n} d \ln L_n}_{\text{增加值效应}} + \underbrace{\frac{1}{I_n} d \left( \frac{L_n}{L_D} \right) \sum_{n=1}^D \sum_{i=1}^N \tau_{ni}^j M_{ni}^j}_{\text{关税分配效应}} \\
 & + \underbrace{\frac{1}{I_n} \frac{L_n}{L_D} \sum_{n=1}^D \sum_{i=1}^N \tau_{ni}^j M_{ni}^j d \ln M_{ni}^j - \frac{1}{I_n} \sum_{i=1}^N \tau_{ni}^j M_{ni}^j d \ln x_i^j + \frac{1}{I_n} \frac{L_n}{L_D} \sum_{n=1}^D \sum_{i=1}^N X_n^j \pi_{ni}^j d \ln \tilde{\tau}_{ni}^j - \frac{X_n^j}{I_n} \sum_{i=1}^N \pi_{ni}^j d \ln k_{ni}^j}_{\text{贸易额效应}} \quad (19) \\
 & + \underbrace{\frac{1}{I_n} \sum_{i=1}^N (E_n^j d \ln x_n^j - M_n^j d \ln x_i^j)}_{\text{贸易条件效应}}
 \end{aligned}$$

在求得上述地区-行业层面的福利变动后，通过简单平均计算得到中国可贸易行业的福利变动  $d \ln W^j$ 。

## 三、数据来源和参数校准

本文选取中国 30 个省区市以及 35 个其他国家的 2017 年数据进行分析<sup>6</sup>，35 个其他国家中包含了除中国外的 11 个 RCEP 成员国以及 24 个非 RCEP 成员国。对除中国外的其他国家的选取主要参考 Caliendo and Parro (2015)，其选取了世界上 30 个主要经济体，除了中国以外，其他 29 个国家分别为澳大利亚、奥地利、加拿大、智利、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、爱尔兰、意大利、日本、韩国、墨西哥、荷兰、新西兰、挪威、波兰、西班牙、瑞典、土耳其、英国、美国、阿根廷、巴西、印度、印度尼西亚、南非。本文在上述 29 个国家的基础上，又增加了部分 RCEP 成员国，分别为柬埔寨、马来西亚、菲律宾、新加坡、泰国和越南，共计 35 个其他国家。根据联合国数据，2020 年上述 36 个国家（包括中国）的 GDP 之和占世界 GDP 总额的比重为 84.005%；进出口贸易之和占世界进出口贸易总额的比重为 76.254%；因此，这 36 个国家可以对世界经济进行较好的拟合。同时，将每个地区的行业划分为 14 个可贸易行业和 6 个不可贸易行业<sup>7</sup>，对行业的划分标准需要结合多个数据源的行业分类来确定；本文参考了张洁等（2022）对行业的划分标准，因此本文的行业分类与其基本一致。

本文需要校准的参数包括  $\left\{ \hat{k}_{ni}^j, \gamma_n^j, \gamma_n^{k,j}, w_n L_n, S_n, \pi_{ni}^j, u_{ni}, \hat{u}_{ni}, L_n, L_n^{-1}, P_n, \eta, \theta^j \right\}$ 。其中， $\hat{k}_{ni}^j$  表示贸易

<sup>6</sup> 中国的 30 个省区市为剔除了西藏自治区、香港和澳门特别行政区以及台湾省后的其余省区市。其他 35 个国家分别为：澳大利亚、奥地利、加拿大、智利、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、爱尔兰、意大利、日本、韩国、墨西哥、荷兰、新西兰、挪威、波兰、西班牙、瑞典、土耳其、英国、美国、阿根廷、巴西、柬埔寨、印度、印度尼西亚、马来西亚、菲律宾、新加坡、南非、泰国和越南。

<sup>7</sup> 20 个行业依次为农林牧渔、采矿业、食品和烟草、纺织品和服装、木材和家具、纸制品和印刷业、石油和炼焦以及核燃料、化学产品、非金属制品、基本金属和金属制品、通用和专用设备、机械和电气以及仪表、交通设备、其他制造业、电力和燃气以及水的供应、建筑、批发和零售、住宿和餐饮、运输和仓储、其他服务业。



$$\hat{k}_{ni}^j = \frac{1 + \tau_{ni}^{j'}}{1 + \tau_{ni}^j} \hat{d}_{ni}^j$$

成本的相对变动，可表示为关税成本相对变动和冰山贸易成本相对变动的乘积，即

年各国关税数据  $\tau_{ni}^j$  来自于 WITS 数据库<sup>8</sup>，参考张洁等（2022），若国家间存在多边贸易协定，则采用协

定税率；若不存在，则采用最惠国税率。RCEP 签署后，RCEP 成员国的关税数据  $\tau_{ni}^{j'}$  通过《关税承诺表》计算所得。本文参考了张洁等（2022）的处理方式，将 HS 八位数产品层面的关税税率通过简单平均计算得到 HS 四位数产品层面的关税税率，并参考 Wang et al.（2017）提供的 HS 四位数编码和部门对照

表，加总平均为 14 个可贸易行业的关税税率。冰山贸易成本的相对变动  $\hat{d}_{ni}^j$  则通过外生给定。

增加值份额  $\gamma_n^j$ 、投入产出系数  $\gamma_n^{k,j}$ 、增加值  $w_n L_n$  以及贸易逆差  $S_n$  可由 2017 年中国区域间投入产

出表和 2017 年经合组织国家间投入产出表获得。贸易份额  $\pi_{ni}^j$  的计算中，中国各省区市之间的贸易数据可由中国区域间投入产出表获得，其他国家之间的贸易数据可由经合组织国家间投入产出表获得，中国各省区市和其他国家之间的贸易数据则来自于国研网的国际贸易研究与决策支持系统。

$u_{ni}$  表示中国国内劳动力迁移壁垒参数。 $\hat{u}_{ni}$  则表示该参数的相对变动，通过外生给定。由式（8）可得：

$$\delta_{ii} = \frac{(u_{ii} h_i / P_i)^\eta}{\sum_{s=1}^D (u_{si} h_s / P_s)^\eta} \quad (20)$$

其中，有  $u_{ii} = 1$  成立。因此，结合式（8）和式（20）可以得到  $u_{ni}$  的计算公式为：

$$u_{ni} = \left( \frac{\delta_{ni}}{\delta_{ii}} \right)^{\frac{1}{\eta}} \frac{h_i / P_i}{h_n / P_n} \quad (21)$$

参考陈朴等（2021），本文利用 2020 年全国人口普查数据计算得到中国各省区市之间的人口迁移率  $\delta_{ni}$ 。

除关税收入外的人均收入  $h_n = (w_n L_n + S_n) / L_n$ ，其中，2017 年各省区市劳动力数量  $L_n$  采用 15 至 64 岁人口数量表示，各省区市总人口以及 15 至 64 岁人口占比等数据均来自《中国统计年鉴》。2016 年各省区市劳动力数量  $L_n^{-1}$  的获取同理。消费价格指数  $P_n$  同样来自于《中国统计年鉴》。

参数  $\eta$  表示劳动力迁移对收入的弹性，该弹性越高，表明某一省区市劳动力收入水平的上升越会吸引外来劳动力的流入。参考 Tombe and Zhu（2019），本文利用实际数据对该参数进行估计<sup>9</sup>。将式（21）简单变换可得：

<sup>8</sup> 柬埔寨、马来西亚和泰国没有 2017 年关税数据，因此前两者采用 2016 年关税数据，后者则采用 2015 年关税数据。

<sup>9</sup> 感谢匿名审稿人的评审意见。

$$\frac{\delta_{ni}}{\delta_{ii}} = (u_{ni} V_n / V_i)^\eta \quad (22)$$

其中  $V_n = h_n / P_n$  表示  $n$  地区人均收入。参考 Tombe and Zhu (2019)，假设  $u_{ni} = \bar{u}_i d_{ni}^\rho \zeta_{ni}$ ，其中  $d_{ni}$  表示  $n$  地区和  $i$  地区之间的空间距离。将式 (22) 取对数可得：

$$\ln \left( \frac{\delta_{ni}}{\delta_{ii}} \right) = \eta \ln(V_n) + \eta \rho \ln(d_{ni}) + \gamma_i + \xi_{ni}, n \neq i \quad (23)$$

对式 (23) 中的变量进行取值。被解释变量  $\delta_{ni}/\delta_{ii}$  的数据来源与上文一致，利用 2020 年全国人口普查数据计算得到。劳动力迁移的来源省区市和目的地省区市之间的空间距离  $d_{ni}$  则参考自 Tombe and Zhu (2019)。劳动力迁移目的地省区市的人均收入  $V_n$  则考虑多种数据来源进行构建：①利用 2017 年各省区市人均可支配收入表示  $V_n$ ；同时利用某省区市的相邻省区市的收入均值来构建工具变量，基于两阶段最小二乘法进行估计。②利用 2015 年至 2019 年各省区市人均可支配收入均值表示  $V_n$ ；同样利用相邻省区市的均值构建工具变量。③利用 2017 年各省区市人均工资收入表示  $V_n$ ；同样利用相邻省区市的均值构建工具变量。④利用 2015 年至 2019 年各省区市人均工资收入均值表示  $V_n$ ；同样利用相邻省区市的均值构建工具变量。上述人均收入数据均来自《中国统计年鉴》。最终，对式 (23) 的估计结果如表 1 所示。

表 1 劳动力迁移弹性的估计

	2017 年人均可支配收入		2015-2019 年人均可支配收入均值		2017 年人均工资收入		2015-2019 年人均工资收入均值	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
$V_n$	1.539*** (0.079)	1.408*** (0.112)	1.539*** (0.079)	1.409*** (0.113)	1.344*** (0.067)	1.265*** (0.092)	1.343*** (0.067)	1.263*** (0.093)
$d_{ni}$	-0.844*** (0.049)	-0.854*** (0.049)	-0.842*** (0.049)	-0.852*** (0.049)	-0.836*** (0.049)	-0.843*** (0.048)	-0.835*** (0.049)	-0.842*** (0.048)
来源省份 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Obs	870	870	870	870	870	870	870	870
R <sup>2</sup>	0.647	0.646	0.646	0.645	0.653	0.653	0.653	0.653
第一阶段 回归		0.997*** (0.036)		0.994*** (0.036)		0.968*** (0.033)		0.961*** (0.034)
F 统计量		25.27		25.15		28.26		27.44

注：\*\*\*表示在 1% 的置信水平上显著。括号内为标准误。

由表 1 可知，在多种数据来源下估计得到的劳动力迁移弹性基本位于 1.5 附近，因此本文将参数  $\eta$  赋值为 1.5，这也与 Tombe and Zhu (2019) 的选值一致。后文中本文将扩大该参数的选值范围进行稳健性检验。

$\theta^j$  表示各行业贸易弹性，参考 Egger et al. (2021) 对该参数值进行选取<sup>10</sup>。最终，参数的校准结果汇总为表 2。

表 2 参数校准结果

参数	含义	来源
$\hat{k}_{ni}^j$	贸易成本变动	WITS、关税承诺表
$\gamma_n^j$	增加值份额	投入产出表
$\gamma_n^{k,j}$	投入产出系数	投入产出表
$w_n L_n$	增加值	投入产出表
$S_n$	贸易逆差	投入产出表
$\pi_{ni}^j$	贸易份额	投入产出表、国研网
$u_{ni}$ 、 $\hat{u}_{ni}$	劳动力迁移壁垒参数及其变动	式 (21) 计算得到
$L_n$ 、 $L_n^{-1}$	劳动力数量	《中国统计年鉴》
$P_n$	消费价格指数	《中国统计年鉴》
$\eta$	劳动力迁移弹性	式 (23) 计算得到
$\theta^j$	贸易弹性	Egger et al. (2021)

## 四、反事实分析

在该节中，本文探讨了 RCEP 关税减让的福利效应，并构造了四种反事实情形进行分析，将上述五种情形依次称为基准情形、第二种至第五种情形。具体而言，第二种情形为，在 RCEP 关税减让的同时，降低中国国内贸易壁垒，探讨其福利效应；第三种情形为，在第二种情形的基础上，进一步降低 RCEP 成员国之间的贸易壁垒，探讨其福利效应；第四种情形为，在 RCEP 关税减让的同时，降低中国国内劳动力迁移壁垒，探讨其福利效应；第五种情形为，在第四种情形的基础上，进一步降低中国国内贸易壁垒，探讨其福利效应。

在分析之前，我们首先对协定生效前后 RCEP 成员国的关税减让情况进行概述<sup>11</sup>。我们分别计算了协定生效前后中国对其他 RCEP 成员国 14 个可贸易行业的关税减让（均值），如图 1(a)所示；以及协定生效前后其他 RCEP 成员国对中国 14 个可贸易行业的关税减让（均值），如图 1(b)所示。图中黑色和灰色柱体分别表示协定生效前和生效后的关税水平。

<sup>10</sup> 贸易弹性的具体选取值见本文附录。

<sup>11</sup> 感谢匿名审稿人的评审意见。

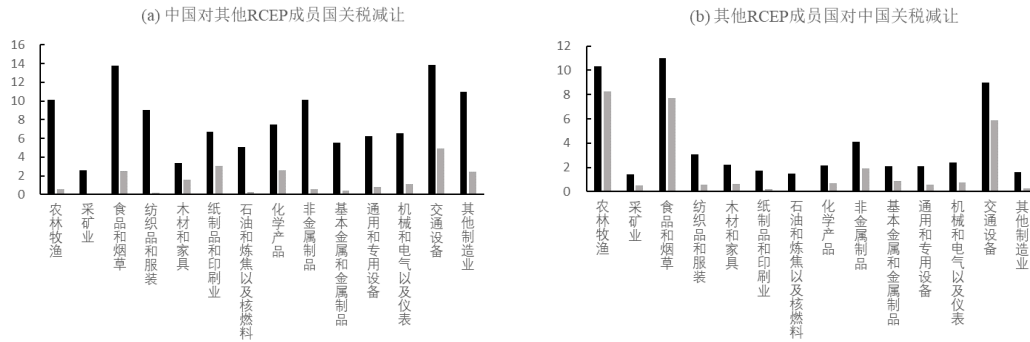


图 1 协定生效前后 RCEP 成员国关税减让情况

可以看出，首先，无论是图 1(a)还是图 1(b)，大多数可贸易行业的关税均显著下降。其次，相比于图 1(b)，图 1(a)即中国对其他 RCEP 成员国关税减让的幅度更大。所有可贸易行业的关税减让幅度均超过了一半，其中关税减让幅度最小的木材和家具业是原本关税水平的 0.473 倍，关税减让幅度最大的纺织品和服装业则是原本关税水平的 0.025 倍。整体而言，中国对其他 RCEP 成员国可贸易行业的关税水平从协定生效前的 7.955%下降为协定生效后的 1.521%。最后，在图 1(b)的 14 个可贸易行业中，农林牧渔、食品和烟草以及交通设备等行业的关税减让幅度较小，主要原因在于：日本和韩国对中国的农林牧渔、食品和烟草行业的关税较高且并未有较大幅度减让；同理，印度尼西亚和马来西亚同样对中国的食品和烟草行业的关税较高且并未有较大幅度减让；泰国和越南则对中国交通设备行业的关税较高且并未有较大幅度减让。整体而言，其他 RCEP 成员国对中国可贸易行业的关税水平从协定生效前的 3.918%下降为协定生效后的 2.074%；若不考虑上述三个关税减让幅度较小的行业，则后者为 0.650%。

### (一) 基准情形：RCEP 关税减让的福利效应

#### 1. 对中国各省区市的福利效应

本小节探讨 RCEP 关税减让的福利效应，同时设定冰山贸易成本和劳动力迁移壁垒参数不变，即对于  $\forall i, n, j$ ，有  $\hat{d}_{ni}^j = 1$  成立；且对于  $i, n \in [1, D]$ ，有  $\hat{u}_{ni} = 1$  成立。此时，RCEP 关税减让对中国各省区市的福利效应及分解如表 3 所示。

表 3 RCEP 关税减让对中国各省区市的福利效应 (%)

	$d \ln W_n$	增加值效应	关税分配效应	贸易额效应	贸易条件效应
北京	0.0475	0.0279	0.0001	0.0372	-0.0177
天津	-0.0518	0.0337	0.0003	0.0583	-0.1441
河北	0.0563	-0.0074	-0.0001	0.0919	-0.0281
山西	0.1232	-0.0027	-0.0000	0.1220	0.0039
内蒙古	0.0753	-0.0026	-0.0000	0.0740	0.0039
辽宁	0.0994	0.0004	0.0000	0.0888	0.0101
吉林	0.0274	-0.0026	-0.0000	0.0969	-0.0668
黑龙江	0.1183	-0.0042	-0.0001	0.1379	-0.0154
上海	-0.1959	0.0775	0.0003	0.0247	-0.2984
江苏	-0.2451	-0.0005	-0.0000	0.0308	-0.2754
浙江	0.0453	0.0037	0.0000	0.0446	-0.0029
安徽	-0.0207	-0.0108	-0.0001	0.0757	-0.0854
福建	-0.0563	0.0000	0.0000	0.0436	-0.0999
江西	0.0494	-0.0058	-0.0001	0.0829	-0.0276

山东	0.0076	-0.0018	-0.0000	0.0600	-0.0505
河南	0.0241	-0.0086	-0.0001	0.0793	-0.0466
湖北	0.0628	-0.0051	-0.0000	0.0710	-0.0032
湖南	0.0362	-0.0053	-0.0000	0.0735	-0.0319
广东	-0.2696	0.0088	0.0001	0.0438	-0.3222
广西	0.0597	-0.0031	-0.0000	0.1039	-0.0410
海南	0.0449	-0.0052	-0.0001	0.0852	-0.0350
重庆	-0.0893	-0.0018	-0.0000	0.0558	-0.1433
四川	0.0647	-0.0038	-0.0000	0.0914	-0.0229
贵州	0.0854	-0.0054	-0.0001	0.1028	-0.0120
云南	0.1223	-0.0028	-0.0000	0.1146	0.0105
陕西	0.0389	-0.0020	-0.0000	0.0645	-0.0236
甘肃	0.1103	-0.0045	-0.0001	0.1776	-0.0626
青海	0.1255	-0.0055	-0.0001	0.1301	0.0009
宁夏	0.1072	-0.0016	-0.0000	0.0826	0.0261
新疆	0.0769	-0.0034	-0.0000	0.0923	-0.0119

表3第一列为RCEP关税减让对中国各省区市的总福利效应,第二列至第五列则为福利效应分解项,分别为增加值效应、关税分配效应、贸易额效应和贸易条件效应。首先,由表3第二列和第三列可知,在所有省区市中,仅有北京、天津、辽宁、上海、浙江、福建和广东的增加值效应以及关税分配效应为正。这表明在允许劳动力的跨地区迁移后,上述东部地区较为发达省区市成为了劳动力迁移的主要目的地,劳动力的流入促进了这些省区市经济的增长以及所分配到的关税收入的上升。在其他劳动力流出省区市中,中部地区省区市的增加值效应下降的更多,如增加值效应下降最多的八个省区市中五个属于中部地区,安徽的增加值效应最小,达到了-0.011%。其可能的原因是靠近长三角以及其他经济较发达省区市,导致了劳动力的流出。

其次,对比第四列和第五列可知,大多数省区市的贸易额效应占据主导,要远高于贸易条件效应。这表明RCEP关税减让后,各省区市福利效应上升的主要原因是出口的增长。图2计算了RCEP关税减让后,各省区市可贸易行业的增长率均值。由图2可知:第一,所有省区市的出口均有所增长,排序最高的福建增长了5.162%,排序最低的吉林增长了0.471%。第二,东部地区省区市的出口增长率最高,除了河北外,其余九个东部地区省区市均位于排序最高的前十四个省份,福建和江苏则位于第一名和第二名。相比而言,中西部地区省区市的出口增长率相对较低,基本位于2.5%以下。因此RCEP关税减让尤其促进了东部地区省区市出口额的上升。

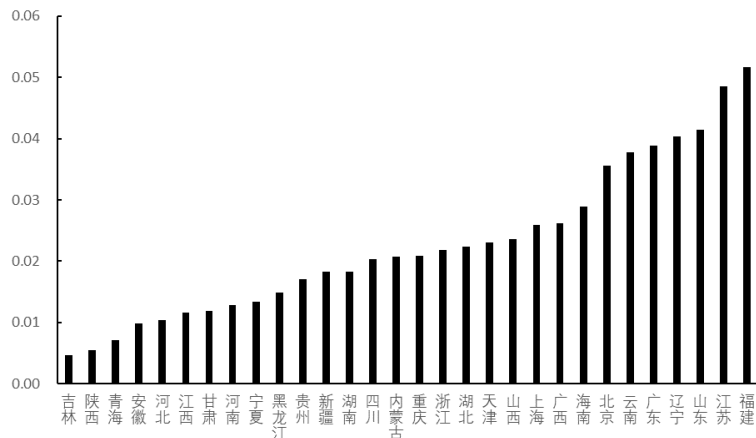


图2 基准情形：中国各省区市出口增长率排序

最后，由第一列即总的福利效应可知，大多数省区市的福利效应均为正，表明 RCEP 关税减让促进了大多数省区市福利水平的上升。但是，部分东部地区省区市如天津、上海、江苏、福建和广东的福利效应反而为负。观察其福利分解可知，主要是由于贸易条件效应的下降导致了总福利水平的下降，这几个省区市也是贸易条件效应占据主导的少数几个省区市。为了探讨上述五个省区市贸易条件效应下降的可能原因，本文分别计算了上述五个省区市的主要出口行业，以及 RCEP 关税减让后上述五个省区市和日本、韩国主要出口行业的出口变动，分别如图 3 和图 4 所示。由图 3 可知，上述五个省区市的主要出口行业集中于化学产品、基本金属和金属制品、通用和专用设备、机械和电气以及仪表、交通设备这五个制造业行业。这五个行业的出口占据了天津、上海、江苏、福建和广东总出口的 79.967%、85.157%、79.460%、39.803%和 70.092%，是这些省区市的主要出口行业。由图 4 可知，在 RCEP 关税减让后，天津、上海、江苏、福建和广东的五个制造业行业出口增长相对较小，如对于天津、上海和广东而言，其机械和电气以及仪表业的出口增长率最高，分别为 6.926%、6.135%和 5.071%；对于江苏和福建而言，出口增长率最高的行业为基本金属和金属制品业、交通设备业，分别为 5.080%和 9.100%。相比而言，RCEP 区域内的发达国家如日本和韩国上述五个制造业行业的出口增长要更高，日本的交通设备业出口增长达到了 25.132%，基本金属和金属制品业、通用和专用设备业的出口增长率同样达到了 16.837%和 14.737%。韩国的交通设备业、机械和电气以及仪表业、基本金属和金属制品业的出口增长率也分别达到了 16.210%、11.901%和 10.786%。因此，天津、上海、江苏、福建和广东贸易条件效应下降的原因可能为，在 RCEP 关税减让后，其主要出口行业受到了来自于日本和韩国等国家的竞争，表现为出口价格下降，贸易条件效应下降。对于这些省区市而言，应该加大科技研发投入，促进技术创新和产品质量的双重提升，从而在对外出口竞争中获得有利地位。

通过上述分析可知，RCEP 关税减让促进了大多数省区市福利水平的上升，其主要来自于贸易额效应的上升。但是仍然有部分省区市的福利水平出现下降，主要原因为出口竞争的上升导致贸易条件效应的下降。因此，各省区市仍然需要采取措施促进技术创新，提升出口产品质量，从“量”和“质”两个方面促进福利水平的上升。

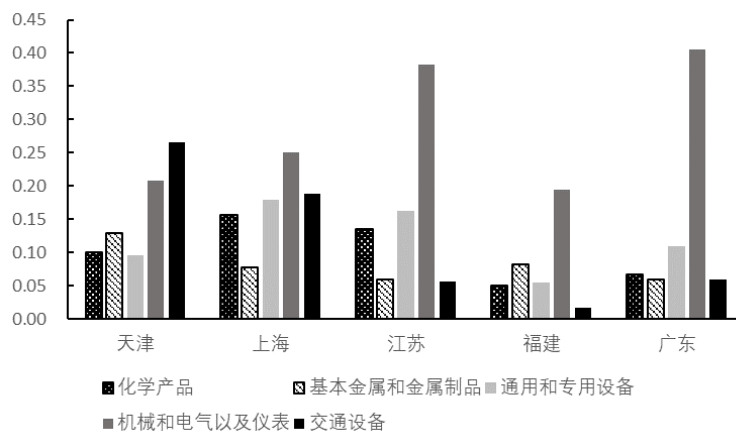


图3 基准情形：五个省区市主要行业出口份额

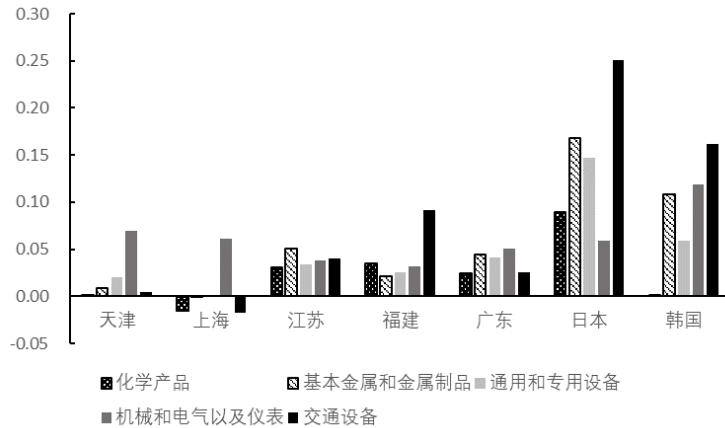


图4 基准情形：五个省区市及日本、韩国主要行业出口增长率

## 2. 对 RCEP 成员国的福利效应

RCEP 关税减让对样本中 11 个 RCEP 成员国的福利效应及分解如表 4 所示<sup>12</sup>，其中第一列为总的福利效应，第二列和第三列则为贸易额和贸易条件效应。可以看出，11 个 RCEP 成员国的福利效应均为正。但是各国福利效应的大小却不一，其中东南亚国家的福利效应相对较高，最低的印度尼西亚为 0.224%，最高的越南则达到了 1.535%；而澳大利亚和新西兰等国家的福利效应却较低，不足 0.10%。首先，观察澳大利亚和新西兰的福利效应分解可知，其福利效应的上升主要来自于贸易条件效应的改善，原因在于关税减让后，中日韩等国家制造业的生产成本降低，工业制成品价格下降。作为工业制成品净进口国，澳大利亚和新西兰的进口价格下降，提升了福利水平（秦若冰和马弘，2022）。其次，由上文的分析可知，日本和韩国的制造业出口上升较大，且其出口竞争力较强，在表 4 中也得到了印证，贸易额效应和贸易条件效应共同促进了这两个国家福利水平的上升。最后，东南亚国家的整体福利水平提升较大，观察福利效应分解可知，贸易额效应和贸易条件效应均起到了较为重要的作用。对于贸易额效应而言，图 5(a) 展示了 RCEP 关税减让后各成员国的平均出口增长率。可以看出，东南亚国家的出口增长率均位于 10% 以上，RCEP 关税减让极大的促进了这些国家出口额的上升，提升了其福利水平。对于贸易条件效应而言，图 5(b) 展示了 RCEP 关税减让后各成员国的平均进口增长率。同样，东南亚国家的进口增长率基本位于 15% 以上，受益于中日韩三国工业制成品成本和价格的下降，东南亚国家的进口价格下降，改善了其贸易条件效应，并促进福利水平的上升。

表 4 RCEP 关税减让对 RCEP 成员国的福利效应 (%)

	$d \ln W_n$	贸易额效应	贸易条件效应
澳大利亚	0.0755	0.0024	0.0731
日本	0.1502	0.0569	0.0932
韩国	0.1546	0.1356	0.0190
新西兰	0.0805	0.0059	0.0746
柬埔寨	0.8644	1.0338	-0.1694
印度尼西亚	0.2240	0.1233	0.1007
马来西亚	0.9069	0.4588	0.4481
菲律宾	0.5337	0.1207	0.4130
新加坡	0.4895	0.0015	0.4880
泰国	0.9112	0.4705	0.4407

<sup>12</sup> RCEP 关税减让对样本中全部 35 个其他国家的福利效应及分解见附录，其中非 RCEP 成员国的福利效应基本都有所下降。

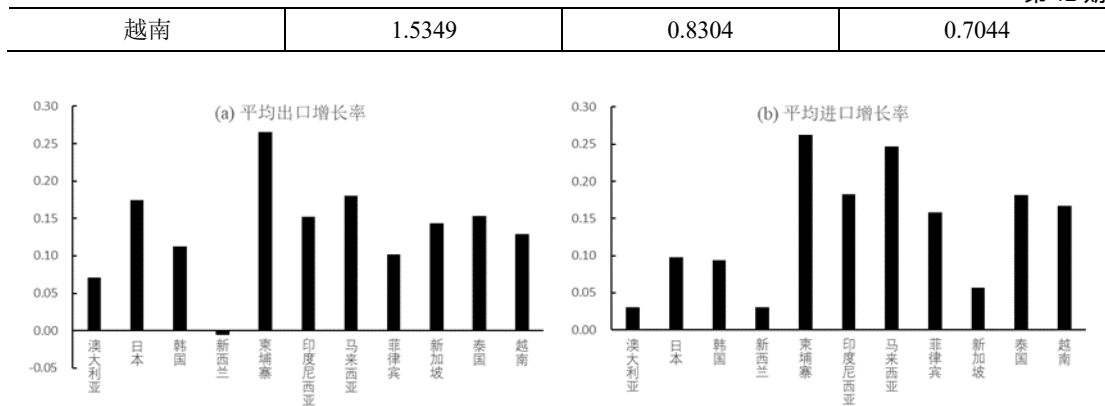


图 5 RCEP 成员国各行业平均出口和进口增长率

### 3. 对中国各行业的福利效应

RCEP 关税减让对中国可贸易行业的福利效应及分解如表 5 所示，其中第一列为总的福利效应，第二列至第五列则为福利效应分解项，分别为增加值效应、关税分配效应、贸易额效应和贸易条件效应。首先，由第四列可知，除了木材和家具业外，其余所有可贸易行业的贸易额效应均为正，表明 RCEP 关税减让促进了中国大多数可贸易行业出口的上升。其次，由第一列可知，在可贸易行业中，采矿业、木材和家具业、化学产品业、基本金属和金属制品业等的福利水平存在较为显著的下降。观察福利的分解项可知，对于福利水平上升的行业而言，贸易额效应基本起主导作用，表明 RCEP 关税减让后中国可贸易行业出口的上升促进了福利水平的上升。但是对于福利水平下降的行业而言，贸易条件效应基本起主导作用。为了探讨其原因，本文计算了 RCEP 关税减让后成员国农林牧渔业、采矿业、木材和家具业的出口增长率，如图 6 所示。可以看出，几乎所有成员国的农林牧渔业出口均大幅提升，上升幅度最大的为柬埔寨，达到了 29.498%。对于采矿业而言，大多数成员国该行业的出口均小幅提升。对于木材和家具业而言，东南亚国家尤其是柬埔寨、印度尼西亚、马来西亚和新加坡等的出口增长率较高。因此，中国农林牧渔业、采矿业、木材和家具业可能受到来自东南亚国家的出口竞争，使得出口价格下降，贸易条件效应为负。对于化学产品业、基本金属和金属制品业而言，正如上文分析所示，日本和韩国是主要的竞争来源，出口竞争的增加同样降低了这些行业的出口价格，贸易条件效应为负。

表 5 RCEP 关税减让对中国各行业的福利效应 (%)

	$d \ln W^j$	增加值效应	关税分配效应	贸易额效应	贸易条件效应
农林牧渔	0.0001	-0.0003	-0.0000	0.0078	-0.0073
采矿业	-0.0073	-0.0001	-0.0000	0.0001	-0.0073
食品和烟草	0.0016	-0.0000	-0.0000	0.0035	-0.0019
纺织品和服装	0.0048	-0.0000	-0.0000	0.0079	-0.0031
木材和家具	-0.0015	-0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0015
纸制品和印刷业	-0.0000	0.0000	-0.0000	0.0003	-0.0003
石油和炼焦以及核燃料	-0.0000	0.0000	-0.0000	0.0010	-0.0010
化学产品	-0.0017	0.0001	-0.0000	0.0063	-0.0081
非金属制品	0.0026	-0.0001	-0.0000	0.0031	-0.0004
基本金属和金属制品	-0.0089	-0.0001	-0.0000	0.0031	-0.0119
通用和专用设备	0.0077	0.0001	-0.0000	0.0058	0.0018
机械和电气以及仪表	0.0183	0.0001	-0.0000	0.0348	-0.0166
交通设备	0.0052	0.0001	-0.0000	0.0070	-0.0020
其他制造业	-0.0002	0.0000	-0.0000	0.0005	-0.0007



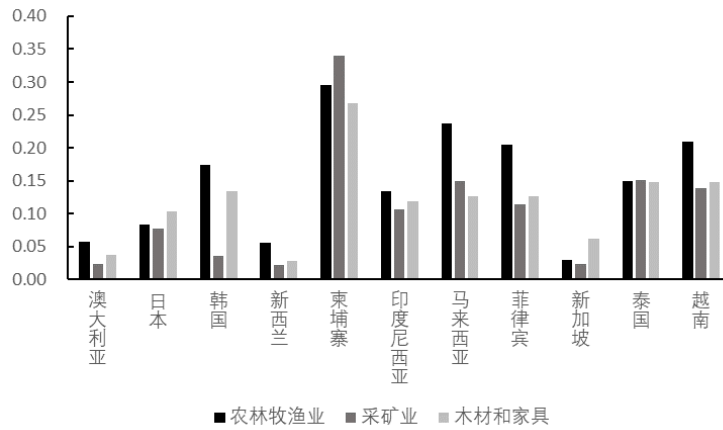


图 6 RCEP 关税减让后成员国部分行业出口增长率

## (二) 第二种情形：RCEP 关税减让的同时降低中国国内贸易壁垒

### 1. 对中国各省区市的福利效应

由于中国各省区市之间不存在关税，贸易成本的表现形式主要为冰山贸易成本。因此，降低中国各省区市之间的冰山贸易成本，同时保持劳动力迁移壁垒参数不变。即对于  $\forall j$ ，当  $i, n \in [1, D]$  且  $i \neq n$  时，有  $\hat{d}_{ni}^j = 0.9$  成立；同时对于  $i, n \in [1, D]$ ，有  $\hat{u}_{ni} = 1$  成立。此时，RCEP 关税减让和降低国内贸易壁垒后中国各省区市的福利效应及分解如表 6 所示。

表 6 第二种情形：对中国各省区市的福利效应 (%)

	$d \ln W_n$	增加值效应	关税分配效应	贸易额效应	贸易条件效应
北京	2.0507	0.0847	0.0004	1.3811	0.5844
天津	1.5729	0.0467	0.0004	1.2653	0.2606
河北	1.2265	-0.0289	-0.0003	1.3515	-0.0957
山西	1.8628	-0.0031	-0.0000	1.6836	0.1824
内蒙古	1.8119	-0.0046	-0.0000	1.5458	0.2707
辽宁	1.5714	-0.0072	-0.0001	1.5068	0.0719
吉林	2.8267	0.0259	0.0003	2.7903	0.0102
黑龙江	2.5534	0.0108	0.0002	2.0566	0.4858
上海	1.8136	0.1356	0.0006	0.9269	0.7506
江苏	0.6410	-0.0353	-0.0002	0.8947	-0.2183
浙江	2.0229	0.0253	0.0001	2.6795	-0.6821
安徽	1.6509	-0.0083	-0.0001	1.8166	-0.1573
福建	0.6994	-0.0363	-0.0002	0.9025	-0.1666
江西	1.7390	-0.0016	-0.0000	1.9705	-0.2299
山东	0.6679	-0.0320	-0.0002	0.8101	-0.1100
河南	2.1697	0.0059	0.0001	2.3055	-0.1417
湖北	0.7808	-0.0371	-0.0003	0.9336	-0.1154
湖南	0.8787	-0.0275	-0.0002	1.0085	-0.1021
广东	1.2692	0.0104	0.0001	1.8057	-0.5469

广西	1.7510	-0.0008	-0.0000	1.6973	0.0544
海南	2.1875	0.0499	0.0005	1.6307	0.5064
重庆	1.9978	0.0286	0.0002	2.3539	-0.3849
四川	0.8161	-0.0443	-0.0005	1.0135	-0.1525
贵州	2.3092	0.0156	0.0002	1.9717	0.3217
云南	2.4134	0.0095	0.0001	1.9251	0.4786
陕西	1.1470	-0.0252	-0.0002	1.3252	-0.1528
甘肃	6.2363	0.1049	0.0023	4.4717	1.6574
青海	6.1000	0.3329	0.0053	5.8966	-0.1348
宁夏	4.0563	0.1403	0.0014	3.0284	0.8861
新疆	2.0332	-0.0093	-0.0001	1.7348	0.3078

表 6 的第一列和第二列至第五列分别表示了 RCEP 关税减让和降低国内贸易壁垒后中国各省区市的福利效应及其分解项。首先，对比表 6 和表 3 可知，相比于基准情形，第二种情形中所有省区市的福利效应均显著上升，且全部为正。对比表 6 第四列和第五列可知，贸易额效应起主导作用，即降低国内贸易壁垒后，促进了国内各省区市的出口。将一个省区市的出口进一步分为对内出口和对外出口，前者指一个省区市对其他国内省区市的出口，后者则指对其他国家的出口。图 7 计算了相比基准情形，第二种情形在降低国内贸易壁垒后，各省区市出口总增长中对内出口增长和对外出口增长所占比重。可以看出，对于所有省区市，对内出口增长的幅度远高于对外出口，即相比基准情形，第二种情形中各省区市出口的上升主要来自于对内出口的上升。因此，在 RCEP 关税减让的同时，进一步降低国内贸易壁垒，能够推进国外大循环和国内大循环的协同发展，挖掘经济发展的新的增长点，促进中国整体经济水平和福利水平的上升。

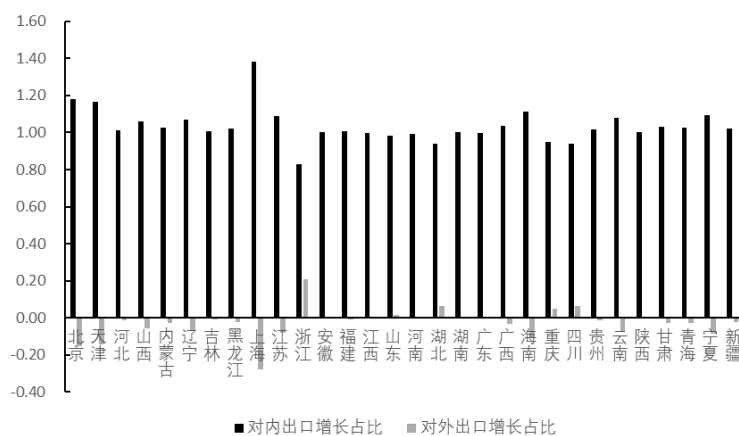


图 7 第二种情形 VS 基准情形：对内出口和对外出口增长占比

其次，计算第二种情形和基准情形中各省区市福利效应变动的差值并排序，结果如图 8 所示。可以看出，整体而言中西部省区市福利效应的上升幅度更大，平均福利效应提升了 2.093%；东部地区省区市福利效应的上升幅度则相对更小，平均福利效应提升了 1.477%。这表明在 RCEP 关税减让的同时，降低国内贸易壁垒后，区域间的发展更加协调，中西部地区省区市从中获益更多。对比各省区市的贸易额效应和贸易条件效应可以发现：第一，尽管所有省区市的贸易额效应均为正，但是相对而言中西部地区省区市的贸易额效应更高。如对贸易额效应排序可以发现，贸易额效应最大的十三个省区市中仅有浙江和广东属于东部地区，其他均为中西部地区。结合对图 7 的分析可知，降低国内贸易壁垒促进了中西部地区省区市对内出口的上升，提升了其福利水平。第二，对于大多数中部和东部地区省区市，贸易条件效应均为负；而大多数西部地区省区市的贸易条件效应反而为正。其可能原因在于，降低国内贸易壁垒推动了全国统一大市场的建设和完善，中部和东部地区生产的工业制成品竞争上升，对内出口价格下降，

贸易条件效应为负。对于进口其工业制品的西部地区省区市而言，进口价格下降，贸易条件效应为正，推动了总福利水平的上升。

通过上述分析可知，在 RCEP 关税减让的同时，降低阻碍商品流通的壁垒，不仅能够促进中国整体经济发展和福利水平的进一步上升，还能够降低东部和中西部地区福利水平的差距，促进区域协调发展。

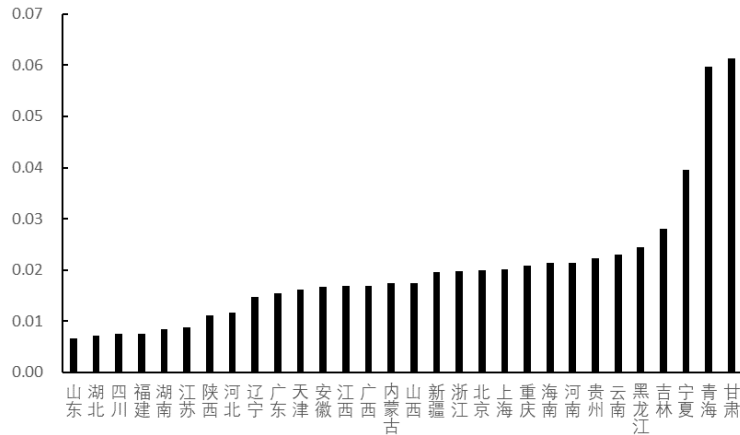


图 8 第二种情形 VS 基准情形：福利效应上升幅度排序

## 2. 对中国各行业的福利效应

RCEP 关税减让和降低国内贸易壁垒后中国可贸易行业的福利效应及分解如表 7 所示。首先，由表 7 第四列可知，贸易额效应是各行业福利水平提升的主要来源，与上述分析一致，降低国内贸易壁垒促进了各行业的对内出口贸易。其次，对比表 7 和表 5 可知，所有行业的福利效应均显著上升，且全部为正。其中，受益最大的行业为食品和烟草业、交通设备业、机械和电气以及仪表业、基本金属和金属制品业、化学产品业等。

中西部省区市在部分行业中占据优势。本文计算了在农林牧渔业、采矿业、食品和烟草业等行业的出口增长中各省区市所占份额，对于农林牧渔业和采矿业而言，份额最高的九个省区市中八个省区市属于中西部地区；对于食品和烟草业而言，份额最高的九个省区市中七个省区市属于中西部地区。在降低国内贸易壁垒后，上述行业福利效应的上升带动了中西部地区省区市平均福利效应的上升，尤其是注意到在基准情形中福利效应为负的行业，其福利效应在第二种情形中均变为正。因此，在 RCEP 关税减让的同时，降低国内贸易壁垒，不仅能够促进中国各行业福利水平上升，还能够降低东部和中西部地区省区市行业福利效应的差距，推动区域协调发展。

表 7 第二种情形：对中国各行业的福利效应 (%)

	$d \ln W^j$	增加值效应	关税分配效应	贸易额效应	贸易条件效应
农林牧渔	0.2723	0.0017	0.0000	0.2489	0.0217
采矿业	0.0434	0.0015	0.0000	0.0311	0.0108
食品和烟草	0.4301	0.0004	0.0000	0.4232	0.0064
纺织品和服装	0.1693	-0.0000	0.0000	0.1729	-0.0037
木材和家具	0.0429	0.0000	0.0000	0.0432	-0.0002
纸制品和印刷业	0.0533	0.0000	0.0000	0.0514	0.0019
石油和炼焦以及核燃料	0.0480	0.0004	0.0000	0.0405	0.0070
化学产品	0.2641	0.0009	0.0000	0.2412	0.0218
非金属制品	0.0693	0.0001	0.0000	0.0670	0.0022
基本金属和金属制品	0.2659	0.0011	0.0000	0.2226	0.0422
通用和专用设备	0.2921	0.0001	0.0000	0.2808	0.0112

机械和电气以及仪表	0.3317	0.0002	0.0001	0.3472	-0.0158
交通设备	0.3103	0.0004	0.0000	0.3010	0.0089
其他制造业	0.0165	0.0000	0.0000	0.0163	0.0002

### (三) 第三种情形：同时降低 RCEP 成员国之间和中国国内的贸易壁垒

#### 1. 对中国各省区市和 RCEP 成员国的福利效应

由于关税的相对变动已经给定，贸易成本的表现形式主要为冰山贸易成本<sup>13</sup>。因此，降低 RCEP 成员国之间和中国国内各省区市之间的冰山贸易成本，同时保持劳动力迁移壁垒参数不变。即对于  $\forall j$ ，当  $i, n \in [1, D]$  以及  $i, n$  为其他 11 个 RCEP 成员国且  $i \neq n$  时，有  $\hat{d}_{ni}^j = 0.9$  成立；同时对于  $i, n \in [1, D]$ ，有  $\hat{u}_{ni} = 1$  成立。此时，中国各省区市的福利效应及分解如表 8 所示，其他 RCEP 成员国的福利效应及分解如表 9 所示<sup>14</sup>。

由表 8 可知，相比基准情形和第二种情形（即只降低中国国内贸易壁垒），各省区市的福利效应均得到进一步的提升，其中贸易额效应仍然起主导作用，是福利效应上升的主要来源。其原因在于，贸易壁垒的降低会促进各省区市和其他地区的经贸往来，促进出口的上升。本文计算了第三种情形和第二种情形各省区市总出口的比值，如图 9 所示。可以看出，首先，在降低 RCEP 成员国之间和中国国内的贸易壁垒后，各省区市的出口均显著上升；其中最高的山东上升了 12.995%，最低的甘肃上升了 0.252%。其次，进一步对比各省区市的福利效应可知，东部地区中福利效应最高的省区市为上海、天津、北京、广东和浙江；西部地区中福利效应最高的省区市为青海、甘肃、宁夏、云南、贵州、重庆和广西。这也与上文的分析相一致：在降低贸易壁垒后，东部地区五个省区市的出口进一步上升，推动了其福利水平的上升；青海、甘肃和宁夏等深居内陆的省区市则主要从国内贸易壁垒的降低中获益；云南、贵州、重庆和广西则是由于靠近西南边境，贸易壁垒的降低能够促进其与东南亚各国的经贸往来，从而推动福利水平的上升。

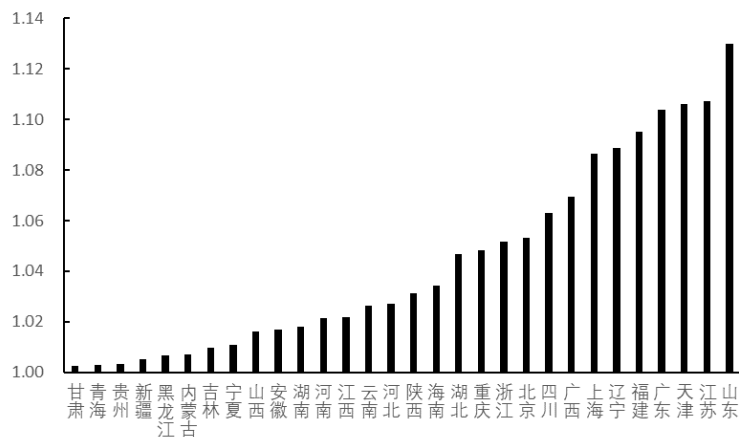


图 9 第三种情形与第二种行求各省区市出口比值

由表 9 可知，相比基准情形和第二种情形，在进一步降低 RCEP 成员国之间的贸易壁垒后，11 个国家的福利水平均得到了进一步的提升。其中，获益最大的国家仍然是越南、马来西亚、柬埔寨和泰国；日本、澳大利亚和新西兰等国家的福利效应相对而言仍然较小。观察其福利效应分解可知，澳大利亚、新西兰以及东南亚国家的贸易条件效应均较为显著，其原因与上文分析一致，随着成员国间贸易成本的

<sup>13</sup> 在本文中贸易成本由关税和冰山贸易成本组成，冰山贸易成本表示了除关税壁垒外的其他贸易壁垒，因此可以将其视为非关税贸易壁垒。

<sup>14</sup> 第三种情形下样本中全部 35 个其他国家的福利效应及分解见附录。

降低，中日韩三国的工业制成品成本和价格下降，因此工业制成品进口国的进口价格下降，贸易条件效应为正，促进了其福利效应的上升。

上述分析的启示在于，在 RCEP 关税减让后，可以通过进一步降低各成员国之间的非关税贸易壁垒，促进各成员国出口增长和福利水平的上升。

表 8 第三种情形：对中国各省区市的福利效应 (%)

	$d \ln W_n$	增加值效应	关税分配效应	贸易额效应	贸易条件效应
北京	3.2738	0.1923	0.0009	2.2597	0.8209
天津	2.8839	0.1506	0.0011	2.6265	0.1058
河北	1.5959	-0.0529	-0.0006	1.7861	-0.1367
山西	2.2717	-0.0147	-0.0002	2.0720	0.2146
内蒙古	2.0361	-0.0155	-0.0001	1.7716	0.2801
辽宁	2.4845	-0.0035	-0.0000	2.2671	0.2209
吉林	3.1993	0.0161	0.0002	3.1924	-0.0094
黑龙江	3.0033	-0.0033	-0.0000	2.4453	0.5613
上海	3.8246	0.3742	0.0015	2.8805	0.5684
江苏	1.3861	-0.0321	-0.0001	1.9662	-0.5479
浙江	2.6894	0.0349	0.0002	3.2287	-0.5744
安徽	1.9502	-0.0436	-0.0004	2.2419	-0.2476
福建	1.2730	-0.0333	-0.0002	1.5203	-0.2138
江西	2.0700	-0.0215	-0.0002	2.3394	-0.2478
山东	1.2594	-0.0382	-0.0003	1.4220	-0.1241
河南	2.5476	-0.0214	-0.0002	2.6897	-0.1205
湖北	1.0569	-0.0562	-0.0005	1.1955	-0.0820
湖南	1.1150	-0.0469	-0.0004	1.2935	-0.1312
广东	2.2968	0.0401	0.0003	3.0551	-0.7987
广西	2.4171	-0.0081	-0.0001	2.1934	0.2320
海南	2.8355	0.0479	0.0005	2.1022	0.6848
重庆	2.4173	0.0208	0.0002	2.9346	-0.5382
四川	1.2296	-0.0582	-0.0006	1.3950	-0.1066
贵州	2.6431	-0.0030	-0.0000	2.2746	0.3715
云南	2.9130	0.0016	0.0000	2.2503	0.6611
陕西	1.4953	-0.0326	-0.0002	1.6822	-0.1540
甘肃	6.7841	0.0960	0.0021	4.9499	1.7361
青海	6.4941	0.3082	0.0050	6.2479	-0.0670
宁夏	4.3294	0.1181	0.0012	3.3183	0.8918
新疆	2.3036	-0.0229	-0.0002	1.9852	0.3415

表 9 第三种情形：对 RCEP 成员国的福利效应 (%)

	$d \ln W_n$	贸易额效应	贸易条件效应
澳大利亚	0.3708	0.0027	0.3681

日本	0.2655	0.1476	0.1179
韩国	0.5631	0.4612	0.1020
新西兰	0.3529	0.0222	0.3308
柬埔寨	1.7548	2.0099	-0.2551
印度尼西亚	0.3815	0.2700	0.1114
马来西亚	1.9893	1.3398	0.6495
菲律宾	0.9224	0.3024	0.6200
新加坡	1.1550	0.0063	1.1487
泰国	1.6401	1.0136	0.6265
越南	2.1458	1.9076	0.2382

## 2. 对中国各行业的福利效应

同时降低 RCEP 成员国之间和中国国内的贸易壁垒后,中国各行业的福利效应及分解如表 10 所示。可以看出,相比基准情形和第二种情形,各行业的福利效应均得到了进一步的提升。其原因依然在于,贸易壁垒的降低促进了各行业出口的增加,因此贸易额效应起主导作用。例如,通过计算第三种情形与第二种情形中国各行业出口的比值可知,该比值基本全部大于 1 (如图 10 所示),其中机械和电气以及仪表行业的比值最高,达到了 1.120。

14 个可贸易行业中,福利效应最大的五个行业依次为机械和电气以及仪表、食品和烟草、化学产品、交通设备、通用和专用设备。其中,除了食品和烟草行业外,其余四个行业中东部地区省区市尤其是上海、天津、北京、广东和浙江的出口增长值最大。其他行业如食品和烟草、采矿业、石油和炼焦以及核燃料、非金属制品、其他制造业中,部分中西部省区市的排序也较为靠前,因此,这些行业福利效应的上升带动了中西部省区市平均福利效应的上升。

与上述结论相一致,进一步降低 RCEP 成员国之间和中国各省区市之间的贸易壁垒尤其是非关税贸易壁垒,能够促进中国各行业出口增长和福利水平的上升。

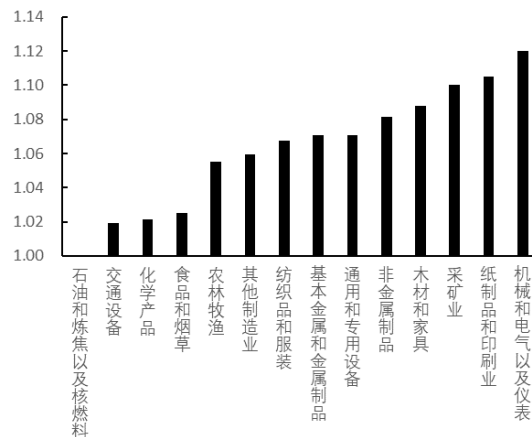


图 10 第三种情形和第二种情形中国各行业出口比值

表 10 第三种情形：对中国各行业的福利效应 (%)

	$d \ln W^j$	增加值效应	关税分配效应	贸易额效应	贸易条件效应
农林牧渔	0.3151	0.0007	0.0000	0.2881	0.0263
采矿业	0.1205	0.0012	0.0000	0.1196	-0.0003
食品和烟草	0.4449	0.0003	0.0000	0.4366	0.0080
纺织品和服装	0.1971	-0.0000	0.0000	0.1993	-0.0022
木材和家具	0.0516	-0.0000	0.0000	0.0516	0.0000

纸制品和印刷业	0.0639	0.0001	0.0000	0.0609	0.0029
石油和炼焦以及核燃料	0.0582	0.0005	0.0000	0.0515	0.0062
化学产品	0.3741	0.0011	0.0000	0.3497	0.0233
非金属制品	0.0800	-0.0001	0.0000	0.0777	0.0024
基本金属和金属制品	0.3088	0.0009	0.0000	0.2639	0.0440
通用和专用设备	0.3610	0.0003	0.0000	0.3439	0.0168
机械和电气以及仪表	0.5964	0.0005	0.0001	0.6156	-0.0198
交通设备	0.3608	0.0008	0.0000	0.3464	0.0135
其他制造业	0.0291	0.0001	0.0000	0.0305	-0.0014

### 3. 拓展分析

同时降低 RCEP 成员国间的贸易壁垒在实施操作上具有较高的难度，本文进一步考虑以下两种可行的替代措施<sup>15</sup>：首先，在 RCEP 关税减让的同时，降低中国对其他 RCEP 成员国的单边关税壁垒；其次，在 RCEP 关税减让的同时，通过“一带一路”合作倡议或者泛北部湾区域合作来降低相关省区市和国家间的贸易壁垒。估计结果表明，相比于基准情形，上述两种替代措施的实施同样会进一步促进相关省区市经济发展和福利水平的上升；但是相比于情形三即降低所有 RCEP 成员国间的贸易壁垒，上述两种替代措施情形中相关省区市的福利效应均显著更低。这也表明，在 RCEP 关税减让后，不仅可以采取更具自主权和政策操作性的措施如继续降低中国的单边关税壁垒来促进各省区市经济发展和福利水平的上升；还可以通过“一带一路”合作倡议以及泛北部湾区域合作来降低特定省区市和合作国家间的贸易壁垒，以促进相关省区市经济发展和福利水平的上升。同时从长远来看，也应该致力于达成所有成员国之间非关税壁垒的下降，在更大程度上推动区域内各国经济发展和福利水平的上升。

#### （四）第四种情形：RCEP 关税减让的同时降低中国国内劳动力迁移壁垒

考虑降低中国各省区市之间的劳动力迁移壁垒，同时保持冰山贸易成本不变。即对于  $\forall i, n, j$ ，有

$\hat{d}_{ni}^j = 1$  成立；且对于  $i, n \in [1, D]$  且  $i \neq n$ ，有  $\hat{u}_{ni} = 1.1$  成立。此时，RCEP 关税减让和降低国内劳动力迁移壁垒后中国各省区市的福利效应及分解如表 11 所示。

首先，整体而言东部地区省区市的平均福利效应最高，为 0.282%；西部地区次之，为 0.232%；中部地区则为负，为 -0.066%。其中，福利效应最高的六个省区市中四个属于东部地区，依次为北京、海南、天津和上海；西部地区中的青海、宁夏和新疆的福利效应同样较高。

其次，观察表 11 中的福利分解项，增加值效应和关税分配效应为正代表着劳动力迁移壁垒降低所引致的劳动力流入所产生的影响。第一，在所有省区市中，增加值效应和关税分配效应为正的省区市有十三个，其中六个属于东部地区，分别为北京、天津、上海、浙江、福建和海南；其余七个属于西部地区，分别为内蒙古、吉林、广西、重庆、青海、宁夏和新疆。第二，进一步对比增加值效应和关税分配效应可知，尤其对于东部地区省区市而言前者起主导作用。对上述十三个省区市的增加值效应排序，东部地区省区市和深居内陆的三个西部地区省区市如青海、宁夏和新疆排序靠前。因此，降低劳动力迁移壁垒后，劳动力流入上述省份，促进了其经济发展和福利效应的提升。第三，对比表 11 和表 3（基准情形）的福利分解项可知，上述十三个省区市福利效应的上升主要来自于增加值效应的提升，进一步佐证了上述观点。

最后，从区域经济一体化的视角来看，京津冀区域中经济较发达省区市如北京和天津的福利效应均为正，而河北的福利效应则为负，即使是周边省区市如山西和山东的福利效应也全部为负。长三角区域中经济较发达省区市如上海和浙江的福利效应全部为正，而江苏和安徽的福利效应则为负。由此可知，

<sup>15</sup> 感谢匿名审稿人的评审意见。拓展分析的详细估计结果和分析内容见附录。

放松劳动力迁移壁垒后，劳动力会由中西部地区尤其是中部地区流向东部地区中的经济较发达省区市，推动这些省区市经济发展和福利水平的上升。中部地区由于毗邻东部地区，因此是劳动力迁出地，所有中部地区省区市的增加值效应和关税分配效应均为负。其中，河南和安徽的增加值效应下降最多，分别为-0.363%和-0.153%。

西部地区省区市的平均福利效应要高于中部地区省区市，其原因在于部分省区市如宁夏、青海和新疆的福利效应较高，拉高了均值。对此的可能解释为：①这些省区市受益于少数民族政策或者边疆开发政策的实施，吸引了跨省区市人口的流入（王桂新，2021）；②由于这些省区市本身的经济水平较低，因此劳动力流入的增加值效应较为显著，福利水平提升较大。此外，还有一些西部地区省区市的福利效应为正，如内蒙古、吉林、广西和重庆。其中内蒙古、吉林和广西福利效应的提升主要受益于RCEP关税减让的贸易额效应；重庆则主要受益于劳动力迁移壁垒降低后的增加值效应，劳动力的流入促进了其经济发展和福利水平的上升。

对比基准情形可知，在降低中国国内劳动力迁移壁垒后，虽然各省区市的福利效应有正有负，但是总体而言，各省区市的平均福利效应是上升的。基准情形中平均福利效应为0.023%；在降低中国国内劳动力迁移壁垒后，平均福利效应为0.171%。因此，在RCEP关税减让的同时，降低劳动要素的迁移壁垒，同样能够促进中国经济发展和整体福利水平的提升。当然需要注意的是，东部地区中部分较发达省区市从中获益最大，中西部地区尤其是中部地区省区市的福利水平可能会出现下降。因此在降低劳动力迁移壁垒的同时，应该加大对中西部地区的政策扶持力度和转移支付力度，促进区域协调发展。

表 11 第四种情形：对中国各省区市的福利效应（%）

	$d \ln W_n$	增加值效应	关税分配效应	贸易额效应	贸易条件效应
北京	0.9678	1.0029	0.0047	0.0377	-0.0775
天津	0.7126	0.8328	0.0063	0.0592	-0.1856
河北	-0.1595	-0.2278	-0.0025	0.0933	-0.0225
山西	0.0838	-0.0458	-0.0006	0.1239	0.0063
内蒙古	0.1628	0.0835	0.0008	0.0751	0.0033
辽宁	0.0736	-0.0275	-0.0002	0.0902	0.0112
吉林	0.0781	0.0466	0.0006	0.0983	-0.0674
黑龙江	0.0239	-0.1056	-0.0017	0.1400	-0.0088
上海	0.8308	1.1837	0.0048	0.0250	-0.3828
江苏	-0.3175	-0.0755	-0.0003	0.0313	-0.2730
浙江	0.2469	0.2091	0.0012	0.0452	-0.0086
安徽	-0.1577	-0.1531	-0.0014	0.0768	-0.0801
福建	0.1405	0.1979	0.0011	0.0442	-0.1028
江西	0.0324	-0.0257	-0.0002	0.0842	-0.0259
山东	-0.1357	-0.1499	-0.0011	0.0609	-0.0456
河南	-0.3173	-0.3625	-0.0035	0.0805	-0.0317
湖北	0.0162	-0.0558	-0.0004	0.0721	0.0004
湖南	-0.0532	-0.0968	-0.0008	0.0746	-0.0302
广东	-0.3646	-0.0927	-0.0005	0.0445	-0.3159
广西	0.0715	0.0045	0.0001	0.1054	-0.0385
海南	0.8947	0.8625	0.0091	0.0864	-0.0634
重庆	0.1037	0.1968	0.0015	0.0567	-0.1513
四川	-0.1278	-0.1998	-0.0022	0.0928	-0.0186



贵州	0.0885	-0.0052	0.0000	0.1043	-0.0107
云南	0.0959	-0.0345	-0.0004	0.1163	0.0145
陕西	0.0250	-0.0173	-0.0001	0.0655	-0.0231
甘肃	0.0509	-0.0840	-0.0017	0.1802	-0.0436
青海	0.8616	0.7733	0.0125	0.1321	-0.0562
宁夏	0.8432	0.7459	0.0076	0.0839	0.0058
新疆	0.3733	0.2893	0.0033	0.0937	-0.0130

### (五) 第五种情形：同时降低中国国内贸易壁垒和劳动力迁移壁垒

在 RCEP 关税减让的同时，考虑降低中国国内贸易壁垒和劳动力迁移壁垒，即对于  $\forall j$ ，当  $i, n \in [1, D]$  且  $i \neq n$  时，有  $\hat{d}_{ni}^j = 0.9$  成立；同时，对于  $i, n \in [1, D]$  且  $i \neq n$ ，有  $\hat{u}_{ni} = 1.1$  成立。此时，中国各省区市的福利效应及分解如表 12 所示。

由表 12 可知，第五种情形中中国各省区市的平均福利效应为 2.180%，要高于只降低国内贸易壁垒（第二种情形）或者只降低国内劳动力迁移壁垒（第四种情形）的平均福利效应，后两者分别为 2.029% 和 0.171%。事实上，同时降低国内贸易壁垒和劳动力迁移壁垒的平均福利效应基本等于单独降低两种壁垒的平均福利效应之和。

东部地区省区市中的上海、北京、天津、海南和浙江的福利效应最高，其中海南主要受益于劳动力迁移壁垒的下降；而其余省区市则同时从国内贸易壁垒和劳动力迁移壁垒的下降中获益。西部地区省区市中，青海、甘肃、宁夏、云南、新疆和重庆的福利效应最高，其中甘肃和云南主要受益于国内贸易壁垒的下降，而其余省区市则同时从两种壁垒的下降中获益。中部地区省区市的福利效应较小，主要原因在于劳动力迁移壁垒的下降使其福利受损。这一点也可以从三个地区的平均福利效应中看出，中部地区省区市的平均福利效应为 1.401%，要低于东部地区省区市的 1.759% 和西部地区省区市的 2.957%。

通过上述分析可知，一方面，在 RCEP 关税减让的同时，考虑降低中国国内贸易壁垒和劳动力迁移壁垒，此时各省区市的平均福利效应要远高于基准情形，同时也要高于单独降低两种壁垒的平均福利效应。另一方面，中西部地区尤其是西部地区省区市的平均福利效应与东部地区省区市的差距得到缩小，其主要原因在于，同时降低国内贸易壁垒和劳动力迁移壁垒的效应中，前者的效应占据主导，而前文的分析也已经表明，降低国内贸易壁垒有利于促进区域协调发展，从而缩小中西部地区和东部地区的发展差距。

上述分析的启示在于，在 RCEP 关税减让的同时，推动构建全国统一大市场，降低阻碍商品流通和劳动力要素迁移的壁垒，尤其是推动各省区市之间的贸易壁垒的下降，这不仅能够促进中国整体经济发展和福利水平的进一步上升，还能够降低东部和中西部地区福利水平的差距，促进区域协调发展。

表 12 第五种情形：对中国各省区市的福利效应 (%)

	$d \ln W_n$	增加值效应	关税分配效应	贸易额效应	贸易条件效应
北京	2.9748	1.0669	0.0050	1.3816	0.5213
天津	2.3373	0.8469	0.0064	1.2661	0.2180
河北	1.0080	-0.2523	-0.0028	1.3529	-0.0899
山西	1.8235	-0.0462	-0.0006	1.6854	0.1849
内蒙古	1.8990	0.0812	0.0008	1.5469	0.2702
辽宁	1.5444	-0.0363	-0.0003	1.5081	0.0729
吉林	2.8813	0.0794	0.0010	2.7916	0.0092
黑龙江	2.4618	-0.0883	-0.0014	2.0587	0.4928

上海	2.8442	1.2490	0.0051	0.9273	0.6628
江苏	0.5634	-0.1154	-0.0005	0.8952	-0.2159
浙江	2.2278	0.2339	0.0014	2.6802	-0.6876
安徽	1.5145	-0.1500	-0.0014	1.8177	-0.1519
福建	0.8909	0.1561	0.0009	0.9032	-0.1693
江西	1.7228	-0.0208	-0.0001	1.9717	-0.2280
山东	0.5204	-0.1845	-0.0013	0.8110	-0.1048
河南	1.8313	-0.3456	-0.0033	2.3066	-0.1264
湖北	0.7299	-0.0926	-0.0008	0.9346	-0.1114
湖南	0.7861	-0.1223	-0.0010	1.0096	-0.1002
广东	1.1745	-0.0908	-0.0005	1.8064	-0.5406
广西	1.7633	0.0071	0.0002	1.6989	0.0572
海南	3.0436	0.9252	0.0098	1.6319	0.4767
重庆	2.1946	0.2316	0.0017	2.3548	-0.3935
四川	0.6179	-0.2463	-0.0027	1.0148	-0.1479
贵州	2.3154	0.0189	0.0003	1.9732	0.3230
云南	2.3892	-0.0203	-0.0002	1.9268	0.4829
陕西	1.1298	-0.0440	-0.0003	1.3262	-0.1521
甘肃	6.1938	0.0419	0.0011	4.4743	1.6765
青海	6.8821	1.1610	0.0187	5.8985	-0.1961
宁夏	4.8117	0.9087	0.0093	3.0296	0.8641
新疆	2.3289	0.2825	0.0033	1.7361	0.3070

综上所述，本文通过构建反事实情形探讨了 RCEP 签署以及全国统一大市场建设对各省区市所产生的福利效应。首先，RCEP 实施与全国统一大市场建设的协同并进，不仅有利于进一步促进各省区市经济发展和福利水平提升，还有助于降低东部地区和中西部地区省区市间的发展差距，促进区域协调发展。需要注意的是，虽然降低商品要素流通的壁垒会显著促进各省区市间贸易的发展，且有利于缩小区域发展差距；但降低劳动力要素流动的壁垒却会使得劳动力更多的从中西部地区尤其是中部地区流入东部地区省区市，增加值效应和关税分配效应作用下区域发展差距反而扩大。因此，全国统一大市场建设应该尤其注重推动各省区市间贸易壁垒的下降。其次，在 RCEP 关税减让的基础上，推动成员国之间更高水平的开放，能够进一步促进中国各省区市经济发展和福利水平的上升。从政策角度看，可以采取更具有政策操作性的措施如降低中国的单边关税壁垒、通过“一带一路”合作倡议以及泛北部湾区域合作来降低贸易壁垒；但是从长远来看，也应该致力于达成所有成员国之间非关税壁垒的下降，在更大程度上推动区域内各国经济发展和福利水平的上升。

## 五、稳健性检验

本文考虑了三种稳健性检验：首先，重新选取可贸易行业的贸易弹性参数  $\theta^j$ 。具体而言，参考 Lashkaripour and Lugovskyy (2022) 对可贸易行业的贸易弹性进行估计，并分析 RCEP 关税减让的福利效应。其次，上文中估计了劳动力迁移弹性，并将其赋值为 1.5，在稳健性检验中本文扩大对该参数的选取，分别赋值为 1、3 和 5，并分析 RCEP 关税减让的福利效应。最后，重新选取样本中的国家。参考张洁等 (2022)，重新选取了除中国外的其他 21 个国家进行估计<sup>16</sup>，并分析 RCEP 关税减让的福利效应。

<sup>16</sup> 其他 21 个国家分别为：澳大利亚、加拿大、法国、德国、意大利、日本、韩国、墨西哥、新西兰、土耳其、英国、美国、

最终，RCEP 关税减让对中国各省区市的福利效应如表 13 所示，对 11 个 RCEP 成员国的福利效应如表 14 所示，对中国 14 个可贸易行业的福利效应如表 15 所示。可以看出，稳健性检验中 RCEP 关税减让的福利效应与基准情形基本一致，本文的结论具有稳健性。

表 13 稳健性检验：RCEP 关税减让对中国各省区市的福利效应（%）

省区市	更换 $\theta^j$ 的选取	$\eta = 1$	$\eta = 3$	$\eta = 5$	变换国家选取
北京	0.1492	0.0386	0.0739	0.1087	0.0401
天津	-0.0435	-0.0626	-0.0197	0.0230	-0.0483
河北	0.0416	0.0587	0.0491	0.0396	0.0586
山西	0.0987	0.1240	0.1207	0.1175	0.1265
内蒙古	0.0602	0.0761	0.0729	0.0697	0.0763
辽宁	0.0954	0.0992	0.1000	0.1008	0.1038
吉林	0.0046	0.0282	0.0251	0.0220	0.0279
黑龙江	0.0883	0.1195	0.1145	0.1095	0.1223
上海	-0.2047	-0.2198	-0.1250	-0.0319	-0.2146
江苏	-0.2524	-0.2450	-0.2454	-0.2457	-0.2327
浙江	0.0418	0.0441	0.0492	0.0545	0.0643
安徽	-0.0336	-0.0172	-0.0310	-0.0446	-0.0142
福建	-0.0633	-0.0564	-0.0562	-0.0559	-0.0446
江西	0.0379	0.0512	0.0439	0.0366	0.0533
山东	0.0045	0.0081	0.0060	0.0039	0.0156
河南	0.0099	0.0268	0.0160	0.0054	0.0304
湖北	0.0641	0.0644	0.0580	0.0516	0.0665
湖南	0.0191	0.0380	0.0311	0.0242	0.0374
广东	-0.2716	-0.2725	-0.2610	-0.2495	-0.2495
广西	0.0355	0.0606	0.0570	0.0534	0.0695
海南	0.0259	0.0465	0.0401	0.0339	0.0689
重庆	-0.1190	-0.0887	-0.0909	-0.0931	-0.0824
四川	0.0410	0.0659	0.0611	0.0564	0.0692
贵州	0.0609	0.0871	0.0803	0.0736	0.0879
云南	0.1006	0.1231	0.1199	0.1167	0.1285
陕西	0.0251	0.0395	0.0370	0.0344	0.0395
甘肃	0.0578	0.1116	0.1065	0.1014	0.1200
青海	0.0286	0.1271	0.1207	0.1144	0.1310
宁夏	0.1449	0.1077	0.1054	0.1031	0.1060
新疆	0.0488	0.0779	0.0738	0.0696	0.0785

表 14 稳健性检验：RCEP 关税减让对 RCEP 成员国的福利效应（%）

国家	更换 $\theta^j$ 的选取	$\eta = 1$	$\eta = 3$	$\eta = 5$	变换国家选取
----	-------------------	------------	------------	------------	--------

巴西、柬埔寨、印度、印度尼西亚、马来西亚、菲律宾、南非、泰国和越南。

	取				
澳大利亚	0.0636	0.0754	0.0756	0.0758	0.0717
日本	0.1606	0.1501	0.1502	0.1503	0.1473
韩国	0.0976	0.1546	0.1548	0.1549	0.1509
新西兰	0.0472	0.0805	0.0806	0.0807	0.0808
柬埔寨	0.9415	0.8642	0.8649	0.8655	0.9462
印度尼西亚	0.2193	0.2239	0.2241	0.2242	0.2321
马来西亚	0.6471	0.9068	0.9075	0.9081	0.9223
菲律宾	0.4632	0.5336	0.5339	0.5342	0.5352
新加坡	0.4846	0.4893	0.4899	0.4905	—
泰国	0.7659	0.9111	0.9114	0.9117	0.8979
越南	1.1489	1.5347	1.5354	1.5362	1.5328

表 15 稳健性检验：RCEP 关税减让对中国各行业的福利效应 (%)

行业	更换 $\theta^j$ 的 选取	$\eta = 1$	$\eta = 3$	$\eta = 5$	变换国家选 取
农林牧渔	-0.0000	0.0002	-0.0002	-0.0006	0.0001
采矿业	-0.0053	-0.0073	-0.0073	-0.0074	-0.0071
食品和烟草	0.0015	0.0016	0.0016	0.0015	0.0018
纺织品和服装	0.0043	0.0048	0.0048	0.0048	0.0053
木材和家具	-0.0013	-0.0015	-0.0015	-0.0015	-0.0014
纸制品和印刷业	-0.0001	-0.0000	-0.0000	0.0000	0.0001
石油和炼焦以及核燃料	-0.0001	-0.0000	-0.0000	0.0000	-0.0002
化学产品	-0.0009	-0.0018	-0.0017	-0.0016	-0.0013
非金属制品	0.0036	0.0026	0.0025	0.0025	0.0026
基本金属和金属制品	-0.0086	-0.0089	-0.0090	-0.0091	-0.0093
通用和专用设备	0.0104	0.0077	0.0077	0.0078	0.0085
机械和电气以及仪表	0.0008	0.0183	0.0184	0.0185	0.0214
交通设备	0.0032	0.0052	0.0053	0.0055	0.0055
其他制造业	0.0003	-0.0002	-0.0002	-0.0002	0.0000

## 六、结论及政策启示

在新冠疫情于全球范围内蔓延扩散、世界经济下行压力加大和中国经济结构调整、增长方式转变的背景下，中国提出以内循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局，RCEP 的成功签署有助于提升中国在国内和国际两个市场的资源配置能力，为中国双循环发展提供有力支撑。从 2012 年 RCEP 谈判伊始到 2020 年最终签署期间，大量文献聚焦于 RCEP 对区域内外国家经济发展和福利水平的影响，然而鲜有文献基于双循环视角，探讨 RCEP 对中国国内各区域福利水平的影响。为此，本文构建了一个国家-区域层面的一般均衡模型，量化评估了 RCEP 关税减让对中国国内各区域的福利效应；同时，通过构造反事实情形分析了降低国内各省区市间的贸易壁垒和劳动力迁移壁垒对上述福利效应的影响。

本文的研究发现：第一，RCEP 关税减让促进了中国大多数省区市福利水平的上升，且这主要是由贸易额效应所引致，贸易条件效应大多为负。部分东部省区市的福利水平出现下降，原因在于这些省区市中主要的制造业出口行业面对来自日韩等国的竞争，出口价格有所下降，贸易条件效应导致福利水平

下降。第二，在 RCEP 关税减让的同时，降低成员国之间的非关税贸易壁垒，能够进一步促进中国各省区市以及其他 RCEP 成员国经济发展和福利水平的上升，其中贸易额效应仍起主导作用。第三，在 RCEP 关税减让的同时，降低中国国内贸易壁垒，所有省区市的福利水平均会显著上升，贸易额效应仍是福利水平上升的主要来源，从行业福利分布看，东部和中西部地区省区市行业福利效应的差距显著缩小。第四，在 RCEP 关税减让的同时，降低国内劳动力要素迁移的壁垒，劳动力会由中西部尤其是中部地区流向东部地区中经济较发达的省区市，在增加值效应的作用下这些省区市的福利水平上升，但所有中部地区省区市由于劳动力迁出，福利效应均为负。第五，在 RCEP 关税减让的同时，降低中国国内各省区市间的贸易壁垒和劳动要素迁移壁垒，既能促进中国所有省区市福利水平上升，也能缩小东部和中西部地区福利水平的差距。

以上结论对于我国利用 RCEP 强化国内国外循环共进，实现经济更高水平对外开放和促进区域协调发展具有重要启示。首先，RCEP 关税减让对促进中国经济发展和整体福利水平的上升具有重要意义，且进一步降低 RCEP 成员国之间的非关税贸易壁垒还将会释放更大的福利效应，这对于正处于结构转型期的中国经济具有积极影响。面临国际保护主义盛行、美欧等发达国家从供应链上对中国企业进行打压遏制的形势，RCEP 有助于打造中国经济新的增长点。为此，中国要紧抓 RCEP 发展机遇，全面对标落实 RCEP 经贸规则，并将降低和消除非关税壁垒作为中国进一步推进高水平开放的关键选项，这也能为中国下一步加入涵盖更高标准经贸规则的 CPTPP 等打下基础，进而稳步推动从“边境开放”向“边境内开放”不断延伸和深化的制度型开放。其次，贸易额效应是 RCEP 促进中国福利水平上升的主要来源，而贸易条件效应大多为负，东部省区市的部分出口制造业受到了区域内发达国家的竞争。因此，在 RCEP 生效后，中国还应着重推进这些省区市中出口制造业行业的技术升级和产品质量提升，尤其是与日韩等国竞争较为激烈的通用和专用设备、机械和电气以及仪表、交通设备等行业，通过“量”和“质”两个方面来促进中国福利水平的提升。最后，从区域协调发展的角度来看，要以 RCEP 建成为契机，通过高水平对外开放和全国统一大市场建设的协同并进以促进区域协调发展。RCEP 促进区域协调发展的积极影响须建立在各省区市间的贸易壁垒和劳动要素迁移壁垒均明显降低的基础之上，若仅是降低劳动要素迁移壁垒，中西部地区特别是中部地区省区市的福利水平反而可能因为劳动力流出的增加值效应呈现出下降的态势。但是，这并非意味着推动劳动力在区域间的顺畅流动是不可取的，因为进一步降低劳动要素迁移壁垒对中国整体福利水平的提升是十分可观的，一方面重视各省区市间的贸易壁垒和劳动要素迁移壁垒的“双降”，另一方面加大对中西部地区的民生支出和再分配调节的力度，才是应对该问题的合理举措。

## 【参考文献】

- [1] 陈启斐, 巫强. 国内价值链、双重外包与区域经济协调发展: 来自长江经济带的证据[J]. 财贸经济, 2018, 39(07): 144-160.
- [2] 陈朴, 林焱, 刘凯. 全国统一大市场建设、资源配置效率与中国经济增长[J]. 经济研究, 2021, 56(06): 40-57.
- [3] 陈凤兰, 陈爱贞. RCEP 区域产业链发展机制研究——兼论中国产业链升级路径[J]. 经济学家, 2021(06): 70-80.
- [4] 陈晓东, 刘冰冰. 数字经济推动区域协调发展的实证研究——基于 2013~2019 年中国省级面板数据[J]. 经济研究参考, 2022(04): 78-97.
- [5] 范剑勇, 谢强强. 地区间产业分布的本地市场效应及其对区域协调发展的启示[J]. 经济研究, 2010, 45(04): 107-119+133.
- [6] 韩剑, 许亚云. RCEP 及亚太区域贸易协定整合——基于协定文本的量化研究[J]. 中国工业经济, 2021(07): 81-99.
- [7] 韩佳容. 中国区域间的制度性贸易成本与贸易福利[J]. 经济研究, 2021, 56(09): 124-140.
- [8] 林发勤, 刘梦珣, 吕雨桐. 双循环新发展格局下区域经济一体化策略——兼论 RCEP 潜在影响[J]. 长安大学学报(社会科学版), 2021, 23(01): 80-92.
- [9] 李春顶, 郭志芳, 何传添. 中国大型区域贸易协定谈判的潜在经济影响[J]. 经济研究, 2018a, 53(05): 132-145.
- [10] 李春顶, 何传添, 林创伟. 中美贸易摩擦应对政策的效果评估[J]. 中国工业经济, 2018b, (10): 137-155.
- [11] 刘志彪. 全国统一大市场[J]. 经济研究, 2022, 57(05): 13-22.
- [12] 林晨, 陈荣杰, 徐向宇. 外部产业投资与区域协调发展——来自“三线建设”地区的证据[J]. 经济研究, 2022, 57(03): 173-190.
- [13] 彭水军, 吴腊梅. RCEP 的贸易和福利效应: 基于全球价值链的考察[J]. 经济研究, 2022, 57(08): 98-115.
- [14] 钱学锋, 龚联梅. 贸易政策不确定性、区域贸易协定与中国制造业出口[J]. 中国工业经济, 2017(10): 81-98.
- [15] 秦若冰, 马弘. RCEP 的贸易和福利效应: 基于结构模型的量化分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(09): 26-49.
- [16] 王桂新. 中国人口流动与城镇化新动向的考察——基于第七次人口普查公布数据的初步解读[J]. 人口与经济, 2021, No.248(05): 36-55.
- [17] 余丽丽, 彭水军. 全面对外开放与区域协调发展: 基于价值链互动视角[J]. 世界经济, 2022, 45(01): 3-29.
- [18] 余林徽, 马博文. 资源枯竭型城市扶持政策、制造业升级与区域协调发展[J]. 中国工业经济, 2022(08): 137-155.
- [19] 张志明. 区域贸易协定深化与亚太价值链合作模式重塑[J]. 国际贸易问题, 2022(05): 85-102.
- [20] 张洁, 秦川义, 毛海涛. RCEP、全球价值链与异质性消费者贸易利益[J]. 经济研究, 2022, 57(03): 49-64.
- [21] Ahmed Y N, Delin H, Reeberg B G, Shaker V. Is the RCEP a Cornerstone or Just Collaboration? Regional General Equilibrium Model Based on GAMS[J]. Journal of Korean Trade, 2020(24): 171 -207.
- [22] Balistreri E J, Tarr D G. Comparison of deep integration in the Melitz, Krugman and Armington models: The case of The Philippines in RCEP[J]. Economic Modelling, 2020, 85: 255-271.
- [23] Caliendo L, Parro F. Estimates of the Trade and Welfare Effects of NAFTA[J]. The Review of Economic Studies, 2015(1): 1-44.
- [24] Ding G, Guo G, Wu C, et al. China-US trade friction and welfare: The role of regional trade agreements[J]. Economic Modelling, 2022, 113.
- [25] Eaton B, Kortum S. Technology, Geography, and Trade[J]. Econometrica, 70: 1741-1779.
- [26] Egger P, Larch M, Nigai S, et al. Trade costs in the global economy: Measurement, aggregation and decomposition[J]. WTO Staff Working Papers, 2021.
- [27] Hao T T, Sun R Q, Tombe T, Zhu X D. The effect of migration policy on growth, structural change, and regional inequality in China[J]. Journal of Monetary Economics, 2020(113): 112-134.
- [28] Jiang Z, Shi H. Sectoral technological progress, migration barriers, and structural change in China[J]. Journal of Comparative Economics, 2015, 43(2): 257-273.
- [29] Ji X, Rana P, Chia W M, et al. Post-TPP Trade Policy Options for ASEAN and Its Dialogue Partners: 'Preference Ordering' Using CGE Analysis[J]. Social Science Electronic Publishing, 2018.
- [30] Li C D, Wang J, Whalley J. Impact of mega trade deals on China: A computational general equilibrium analysis[J]. Economic

Modelling, 2016(57): 13-25.

[31] Li Q, Moon H C. The Trade and Income Effects of RCEP: Implications for China and Korea. *Journal of Korea Trade*, 2018, 22(3): 306-318.

[32] Lashkaripour, Ahmad and Lugovskyy, Volodymyr, Profits, Scale Economies, and the Gains from Trade and Industrial Policy[J]. CAEPR Working Paper, 2022.

[33] Petri P A , Plummer M G . East Asia Decouples from the United States: Trade War, COVID-19, and East Asia's New Trade Blocs[J]. Working Paper Series, 2020.

[34] Mahadevan R , Nugroho A . Can the Regional Comprehensive Economic Partnership minimise the harm from the United States-China trade war?[J]. *The World Economy*, 2019, 42(11):3148-3167.

[35] Narayanan B G, Sen R, Srivastava S. Traiff Liberalization in the RCEP Trade Agreement and Impact on India's Automobile Industry: An Applied General Equilibrium Analysis. ARTNeT Working Paper, 2019.

[36] Tombe T, Zhu X D. Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China[J]. *American Economic Review*, 2019, 109 (5): 1843-72.

[37] Wang, H., Zhang, Y., Zhao, H. et al. Trade-driven relocation of air pollution and health impacts in China[J]. *Nat Commun*, 2017,8, 738.

## RCEP, National Unified Market and China's Regional Welfare Effect

**Summary:** Building a new development pattern and promoting high-quality development require not only promoting high-level opening-up to the outside world, but also promoting regional coordinated development. Therefore, this article explores the welfare effects of RCEP tariff reduction on China's domestic regions based on an improved Caliendo and Parro (2015) model. Research has found that the reduction of tariffs will promote the overall economic development and welfare level of China, and this is mainly caused by the trade volume effect. At the same time, the distribution of regional welfare is uneven, and some provinces face increased export competition, which leads to a decrease in their terms of trade effect and a decrease in welfare levels. The industry welfare calculation results show that the industries that benefit the most after the RCEP tariff reduction are transportation equipment, textiles and clothing, machinery and electrical, as well as instrumentation, general and specialized equipment, etc. Counterfactual analysis indicates that, while reducing tariffs, lowering barriers that hinder commodity circulation and labor factor migration can not only promote China's overall economic development and further increase welfare levels, but also reduce the gap in welfare levels between the eastern and central western regions. However, if only the barriers to labor factor migration are reduced, the welfare level of the central and western regions, especially the provinces in the central region, may actually show a downward trend due to the value-added effect of labor outflow. The results of this article indicate that seizing the development opportunities of RCEP, promoting high-level opening up to the outside world, and building a coordinated national unified market can help enhance the overall and coordinated development.

**Keywords:** RCEP, National Unified Market, regional development, labor migration



# 征稿启事



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

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

## 作品要求：

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

## 投稿方式：

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

## 邮寄地址：

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

《国际货币评论》编辑部

1937

**HDFH**  
瀚信网



Global FinTech Lab  
全球金融科技实验室

**HDFH**  
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN  
金融联盟链



扫码关注