

# I 国际货币评论

## International Monetary Review

主编：张杰



金融支持绿色低碳发展

“一带一路”倡议提升了中国先进制造业的创新能力和

金融调整渠道下人民币汇率波动的传递效应研究

数字普惠金融能否改善不平衡不充分的发展局面

财政支出类型和货币政策规则的组合效应及稳定性研究

陈雨露

曹虹剑、赵雨、李姣

许建伟、刘琨

肖威

杨兵、杨扬、杜剑

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery	Yaseen Anwar	陈雨露	陈云贤
Steve H. Hanke	李扬	李若谷	马德伦
Robert A. Mundell	任志刚	潘功胜	苏宁
王兆星	吴清	夏斌	

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贲圣林	曹 彤	陈卫东	丁剑平	丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL Hounq Lee	刘 珺	陆 磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿 强	Alfred Schipke	涂永红	曾颂华
张晓朴	张之骧	赵锡军	庄毓敏		

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 苏 治 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：韩美娟

栏目编辑：陈 婷

美术编辑：包 晗

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：<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】

- 金融支持绿色低碳发展 ————— 陈雨露 01
- “一带一路”倡议提升了中国先进制造业的创新能力吗 ————— 曹虹剑、赵雨、李姣 03
- 金融调整渠道下人民币汇率波动的传递效应研究 ————— 许建伟、刘琨 26
- 数字普惠金融能否改善不平衡不充分的发展局面 ————— 肖威 42
- 财政支出类型和货币政策规则的组合效应及稳定性研究 ————— 杨兵、杨杨、杜剑 62
- 疫情冲击下全球股市的风险溢出效应研究 ————— 袁梦怡、胡迪 79
- 宏观审慎与微观审慎协调的国际经验及启示 ————— 熊婉婷 98

# 金融支持绿色低碳发展<sup>1</sup>

陈雨露<sup>2</sup>

尊敬的各位来宾:

我谨代表中国人民银行,对参加 2021 金融街论坛年会和“金融支持绿色低碳发展”分论坛的各位来宾表示热烈欢迎。借此机会,我想与大家分享中国发展绿色金融的几点做法和经验。

第一,中国高度重视金融在绿色与低碳发展中的作用,是最早发展绿色金融的国家之一。过去五年间,中国积极构建绿色金融政策框架,支持绿色与低碳发展。截至目前,中国绿色贷款余额接近 14 万亿元,绿色债券存量规模接近 1 万亿元,均位居世界前列。同时,中国绿色金融资产质量整体良好,绿色贷款不良率低于全国商业银行不良贷款率平均水平,绿色债券尚无违约案例。

第二,绿色发展成为疫情后国际经济复苏的亮点,中国是绿色复苏的积极践行者。2020 年,中国是全球唯一实现正增长的主要经济体,GDP 突破 100 万亿元,单位 GDP 能耗持续下降,清洁能源消费量占比较 2019 年提高 1 个百分点。这表明中国在应对疫情期间,仍然坚持了绿色发展的主基调。绿色金融发挥重要作用,为中国经济高质量复苏做出了贡献。

第三,中国正在不断完善和优化绿色金融政策框架。中国发展绿色金融初期的主要目的在于解决环境污染问题,并为污染防治、节能改造等项目筹措资金。随着环境问题逐步得到缓解,气候变化成为下一段时期需要着力解决的主要问题。为此,我们修订了《绿色债券支持项目目录》,提高了有关标准,发布了金融机构环境信息披露指南。此外,人民银行还将继续贯彻好新发展理念,推动金融系统加大支持生物栖息地环境优化、推动高原湖泊生态修复、践行生物多样性保护义务,为筑牢生态屏障、助力人与自然和谐共生贡献金融力量。

第四,中国不仅注重自身绿色金融发展,还积极参与和引领绿色金融相关领域国际合作。中国是 G20 中最早提出绿色金融议题的国家,也是最积极的倡导者。在主要国家坚持绿色与低碳发展的背景下,2021 年 G20 主席国意大利决定恢复可持续金融议题并将其升级为工作组,人民银行继续作为牵头方推动相关工作。此外,由人民银行参与发起的绿色金融网络(NGFS),现已扩展至 90 多家正式成员和 14 家观察机构,致力于从央行和监管机构的角

<sup>1</sup> 本文系作者在“2021年金融街论坛年会”的讲话。

<sup>2</sup> 陈雨露,十三届全国政协经济委员会副主任,中国人民银行副行长。



度分析气候变化可能带来的风险，支持扩大绿色融资。中国还与欧盟等经济体共同发起可持续金融国际合作平台（IPSF），重点就绿色金融标准的国际趋同等议题开展研究，预计很快发布中欧绿色金融共同标准，有效推动更多国家和地区绿色与低碳发展。

各位同仁，绿色金融发展已经成为重要国际共识。中国将继续秉持开放态度，坚定不移地推动绿色金融国际合作，就国际社会共同关心的核心议题开展深入研究、探讨和实践，为实现全球碳达峰碳中和目标及经济绿色低碳转型贡献卓越力量。

预祝本届论坛圆满成功。谢谢！

# “一带一路”倡议提升了中国先进制造业创新能力吗

曹虹剑<sup>1</sup> 赵雨<sup>2</sup> 李姣<sup>3</sup>

**【摘要】**文章将 2015 年“一带一路”倡议正式实施视为一项准自然实验, 实证检验参与这一倡议对中国先进制造业创新能力的影响。基于 2011-2017 年 A 股先进制造业上市公司数据的实证研究发现, 参与“一带一路”倡议可以显著提升中国先进制造业的创新能力, 这一结论通过工具变量法等一系列检验后依然稳健。中介效应检验表明, 参与“一带一路”倡议通过两个渠道提升中国先进制造业创新能力, 一是政府补贴, 二是对外直接投资; 在现阶段, 参与“一带一路”倡议的企业主要通过政府补贴来提升创新能力。异质性检验显示, 参与“一带一路”倡议能显著提升国有企业和非国有企业的创新能力; 参与“一带一路”倡议对计算机通信和其他电子设备制造业、专用设备制造业、仪器仪表制造业的创新激励效应很显著。研究为“一带一路”倡议提升中国先进制造业创新能力提供了微观证据, 丰富了“一带一路”经济效果评估的研究。

**【关键词】** “一带一路”倡议; 先进制造业; 创新能力; 准自然实验; 政府补贴

## 一、引言

党的十九大报告强调, 要“加快建设制造强国, 加快发展先进制造业”, “促进中国产业迈向全球价值链中高端”。中国虽然是少数拥有完整现代工业体系的制造大国, 但是制造业“大而不强”的问题依然严峻。从国内视角来看, 面对“人口红利”消失(蔡昉, 2013)、结构性产能过剩(谢富胜等, 2019; 王欣等, 2020), 以及要素市场化改革相对滞后(徐朝阳等, 2020)等制约因素, 中国制造业必须提升创新能力, 加快创新驱动步伐。从全球视角来看, 不仅高端制造业逐步向发达国家回流, 而且全球价值链中低端环节也逐步向更低成本国家和地区分流。同时, 一些发达国家对中国高技术产品进出口和先进制造业海外投资设置了诸多

<sup>1</sup> 曹虹剑, 湖南师范大学商学院副院长、教授、博士生导师, 经济学博士。

<sup>2</sup> 赵雨, 湖南师范大学商学院博士研究生。

<sup>3</sup> 李姣, 湖南师范大学商学院副教授、经济学博士。

障碍。因此，着力提升先进制造业创新能力，使制造业企业向全球价值链中高端升级，是推动我国经济高质量发展的必经之路。

2013年，习近平主席在出访中亚和东南亚国家时提出了“一带一路”倡议的构想。2015年，国家发展和改革委员会（以下简称发改委）等部门联合颁布了《推动共建丝绸之路经济带和21世纪海上丝绸之路的愿景与行动》（以下简称《愿景与行动》），“一带一路”倡议由设想变成行动。倡议的实施不仅有利于中国先进制造业向“一带一路”国家或地区转移低端产能，为产业发展提供广阔空间和充足资金支持，而且有利于发挥中国在“一带一路”国家和地区的技术优势，将全球价值链体系进行优化和重构（Haggai, 2016; 戴翔和宋婕, 2019），将“一带一路”国家和地区纳入包容性区域价值链体系（毛海欧和刘海云, 2019），成为价值链上的先进制造创新中心及标准制定者。

技术研发外向型对外直接投资常常是基于研发资源寻求和生产率提升动因，因此，中国制造企业对发达国家的该类型投资规模长期大于其他国家（蒋冠宏等, 2013）。但是近几年逆全球化思潮开始涌动（刘清杰等, 2019），致使中国制造业在世界产业格局中的发展空间锐减，与此同时，部分发达国家以及发展中大国以“保护国家安全”为由提高先进制造领域的投资准入门槛，中国制造业针对发达国家的技术引进变得愈发困难，传统的“东向发展模式”显然已经不合时宜（刘志彪和吴福象, 2018）。在这种形势下，中国制造业须要整合“一带一路”倡议给自身带来的资源优势，积极开展与“一带一路”国家和地区在经济、科技等领域的经贸投资合作，着力提升自主创新能力，进而打造中国制造业的海外竞争新支点。

少量文献研讨了“一带一路”倡议影响企业创新的机理机制。一方面，“一带一路”倡议的实施以微观企业活动为基础，因此，从企业行为视角解读倡议的创新促进效应更有针对性，如王桂军和卢潇潇（2019a）利用双重差分模型，实证发现“一带一路”倡议依托企业开展对外直接投资活动提升中国科技创新实力。另一方面，“一带一路”倡议的提出是基于政府层面，政府在倡议实施中始终占据资源分配的主体地位，因此，有必要将政府因素纳入“一带一路”倡议影响机制，如阎波等（2019）通过案例研究发现，在“一带一路”建设中，地方政府的政策回应有利于推动科技创新合作。

总的来看，有关“一带一路”倡议的研究主要集中在经贸合作（王雄元和卜落凡, 2019）、对外直接投资（陈胜蓝和刘晓玲, 2018）、产业升级（王桂军和卢潇潇, 2019b; 张述存和顾春太, 2018）以及对沿线国家经济（Kong 和 Dong, 2015）的影响等，研讨的产业类型也以传统产业和一般制造业（刘志彪和吴福象, 2018; 王桂军和卢潇潇, 2019a）为主，只有少量文献探讨了“一带一路”倡议对沿线国家技术升级的影响（Haggai, 2016），针对中国先进

制造业及其创新能力的研究则十分少见。那么,“一带一路”倡议能否提升中国制造业的创新能力呢?如果可以,是经过哪些机制得以实现的?这种促进作用会因为产权性质和行业等不同而产生差异吗?以上问题的回答对于中国制造业响应“一带一路”倡议,进而实现创新能力提升与高质量发展,具有一定的理论启示和政策价值。

本文主要贡献如下:本文从先进制造业创新能力视角研究“一带一路”倡议的经济影响,为探讨“一带一路”倡议的经济影响开辟了一个新视角。在影响机制研究中,选取对外直接投资和政府补贴分别代表“一带一路”倡议中的企业行为和政府行为,经过中介效应模型实证检验了对外直接投资和政府补贴对中国先进制造业创新能力的影响,丰富了关于“一带一路”倡议的影响机制研究。此外,本文将中国先进制造业上市公司注册地所在省级行政区划与古代丝绸之路途径省份进行对照,构造工具变量处理潜在内生性,提升了基准检验结果的可靠性。

## 二、机制分析与研究假设

“一带一路”倡议中很多项目既需要企业主体参与,又依赖政府的支持(宋彪等,2018)。一方面,已有研究显示,中国制造企业一般通过开展对外直接投资活动参与“一带一路”建设(Zhang 和 Xu, 2017; 王桂军和卢潇潇, 2019a)。在沪深 A 股制造业上市公司中,目前约有 300 家企业对“一带一路”国家或地区开展投资活动<sup>1</sup>,表 1 为制造业各行业企业数量的所占比重。从表 1 易得,在制造业中共有 28 个行业对“一带一路”国家或地区开展投资活动,其中,先进制造行业数量约占全部行业的 25%,企业数量约占全部企业的 57.002%,表明先进制造业在对“一带一路”国家和地区开展投资活动的制造业中占据重要地位<sup>2</sup>。与此同时,对外直接投资能显著提升中国企业创新能力(赵宸宇和李雪松,2017),如张先锋等(2017)利用中国上市公司面板数据实证发现,对外直接投资有利于帮助技术密集型企业解决过剩产能问题,从而推动企业技术革新。因此,本文选择对外直接投资代表“一带一路”倡议中的企业行为。另一方面,政府补贴是在“一带一路”建设中政府鼓励企业创新的重要政策工具。创新活动本身具有成本与风险并重的特征(黎文靖和郑曼妮,2016),这都增加了先进制造企业的创新难度。政府补贴不仅可以通过“信号传递效应”帮助企业更容易获得银

<sup>1</sup> 数据整理来自中国商务部网站和 ifind 同花顺。

<sup>2</sup> 中国工程院确定了 10 大领域 23 个方向作为未来十年的发展重点,基于技术优势特征,按照《国民经济行业分类(GB/T 4754-2011)》标准,本文将上述 10 大重点发展领域划分为 7 个行业大类,分别是医药制造业、专用设备制造业、仪器仪表制造业、汽车制造业、通用设备制造业、电气机械和器材制造业、计算机通信和其他设备制造业。



行贷款，缓解由于高成本和高风险所带来的融资困境（Narayanan 等，2000），而且可以有效弥补创新正外部性给企业造成的损失（黎文靖和郑曼妮，2016），进而激发企业的创新热情。因此，本文选择政府补贴代表“一带一路”倡议中的政府行为。

表 1 制造业对“一带一路”国家或地区对外直接投资占比

行业	占比 (%)
医药制造业	4.667
通用设备制造业	10.000
专用设备制造业	9.000
汽车制造业	9.334
电气机械和器材制造业	7.667
计算机、通信和其他电子设备制造业	14.334
仪器仪表制造业	2.000
纺织服装、服饰业	1.667
纺织业	2.667
非金属矿物制品业	5.334
黑色金属冶炼和压延加工业	2.334
化学纤维制造业	1.000
化学原料和化学制品制造业	5.667
家具制造业	2.334
金属制造业	3.334
酒、饮料和精制茶制造业	1.000
木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业	0.667
农副食品加工业	3.334
皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业	0.334
其他制造业	0.334
石油、煤炭及其他燃料加工业	0.334
食品制造业	1.334
铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业	2.000
文教、工美、体育和娱乐用品制造业	0.667
橡胶和塑料制品业	4.000
印刷和记录媒介复制业	0.334
有色金属冶炼和压延加工业	2.667
造纸和纸制品业	2.000

注：数据来自中国商务部网站和 Wind 数据库，并经过作者的整理。

“一带一路”倡议可能通过对外直接投资提升中国先进制造业创新能力。首先，在“一带一路”倡议中，通过对外直接投资“虹吸”全球先进技术，中国先进制造业可以获得先进技术和优质生产要素，支持国内先进制造企业深入创新（佟家栋等，2017）。其次，随着“一带

一路”建设工作的深入开展, 中国制造业的产品和技术与“一带一路”国家和地区结合得也愈发紧密(王博等, 2019)。中国先进制造企业可以利用“一带一路”国家和地区潜力巨大的市场空间来获得可观的交换价值, 进而有效缓解企业的高昂研发成本压力(王桂军和卢潇潇, 2019a)。最后, 部分发达国家以保护“国家安全”和“知识产权”为借口限制中国先进制造业在欧美市场扩张(胡振虎等, 2017)。面对上述局面, 中国先进制造业将对外直接投资目标向“一带一路”国家和地区转移, 不仅有助于通过国家和地区之间的互利共赢打造中国制造业的海外竞争新支点, 而且有助于搭建以中国为核心的研发网络系统, 进而促使中国先进制造业占据海外竞争优势地位。综上所述, 对外直接投资是“一带一路”倡议促进中国先进制造业创新能力提升的关键路径之一。

“一带一路”倡议可能通过政府补贴提升中国先进制造业创新能力。一方面, 创新活动本质所具有的信息不对称、回报周期长特点使得创新回报率难以估量(黎文靖和郑曼妮, 2016), 且许多“一带一路”国家和地区客观存在一定的信息不完全和环境不确定性(王桂军和卢潇潇, 2019a), 这种情况类似于柠檬市场效应, 此时投资者可能会索取额外风险补偿, 这容易令创新企业陷入外部融资困境(孙焱林和覃飞, 2018)。政府补贴不仅为先进制造企业直接提供了外部资金流, 而且通过“信号传递效应”(Lerner, 2000)能够带动更多的社会资源向相关项目倾斜, 进而有效缓解企业的创新融资压力。另一方面, “一带一路”国家和地区的知识产权保护制度不尽相同(Si 和 Li, 2019), 这可能会加剧知识溢出效应, 抑制企业创新效率提升(游达明和朱桂菊, 2014)。此时, 政府给予先进制造企业补贴资源, 不仅可以弥补企业技术外溢损失, 而且有助于充分激励企业个人部门增加创新投资(卢洪友等, 2019), 推进中国先进制造企业创新能力不断升级。综上所述, 政府补贴是“一带一路”倡议促进中国先进制造业创新的重要渠道之一。

基于以上的机制分析, 本文提出如下三个待检验假设:

H<sub>1</sub>: “一带一路”倡议有利于提升中国先进制造业创新能力。

H<sub>2</sub>: “一带一路”倡议通过企业对外直接投资提升中国先进制造业创新能力。

H<sub>3</sub>: “一带一路”倡议通过政府补贴提升中国先进制造业创新能力。

### 三、模型设定、变量与数据说明

#### (一) 模型设定

本文应用双向固定效应模型来检验“一带一路”倡议是否能提升中国先进制造业创新能

力。构建的基准回归模型如下：

$$\text{inpatent}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{treat}_{it} \times \text{policy}_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $i$  表示企业； $t$  表示年份； $\text{inpatent}$  为衡量企业创新能力的代理变量； $\text{treat}$  为企业分组虚拟变量，若企业参与“一带一路”倡议则为 1，代表实验组，否则为 0，代表对照组； $\text{policy}$  为“一带一路”倡议实施的虚拟变量，实施的年份取值为 1，否则取值为 0； $X_{it}$  为控制变量组， $\mu_i$  为企业固定效应， $\lambda_t$  为时间固定效应， $\varepsilon_{it}$  为一般扰动项。本文重点关注  $\text{treat}_{it} \times \text{policy}_{it}$  系数  $\beta_1$ ，该系数测量的是在排除其他干扰的情况下，“一带一路”倡议对中国先进制造业创新能力的影响。

## （二）变量设定

1. 因变量。企业创新能力  $\text{inpatent}_{it}$ 。因为发明专利更加符合创新的特征且要求更高，更能体现先进制造企业的创新能力（黎文靖和郑曼妮，2016）。因此，本文选择通过中国先进制造企业的发明专利申请数量测度其创新能力。

2. 自变量。 $\text{policy}$  表示“一带一路”倡议的正式实施。 $\text{policy}$  表示“一带一路”倡议的正式实施。本文所进行的研究本质上属于政策效果评估，弗兰克·费希尔（2003）在《公共政策评估》中提到，“政策是对一项行动在政治上的决议，目的在于解决和缓解那些政治上的问题”，由此可见，一项政策的实施，需要有关部门提出相应的决议作为具体行动的参考依据。2013 年，习近平主席在 9 月和 10 月出访期间分别提出了“新丝绸之路经济带”和“21 世纪海上丝绸之路”的“一带一路”构想，该构想在 2014 年首次出现在两会的政府工作报告上，但是报告并没有形成一套系统的指导性文件。直到 2015 年 3 月 28 日，国家发展与改革委员会等部门联合发布了《愿景与行动》，才给“一带一路”倡议的具体实施做了详细规划。《愿景与行动》首次系统公布了“一带一路”倡议的基本地理路线、共建原则、框架思路等（张原，2018），并在共建原则中明确提出要“推动新型产业合作，按照优势互补、互利共赢的原则，促进沿线国家加强在新一代信息技术、生物、新能源、新材料等新兴产业领域的深度合作”。本文所研究的先进制造业，正属于上述原则所涵盖的范畴，这是政府层面首次以文件形式将包含新一代信息技术等先进制造业在内的科技创新合作明确纳入“一带一路”倡议的重点实施范畴（阎波等，2019），因此，本文认为，研究“一带一路”倡议对先进制造业创新能力的影响时，将《愿景与行动》颁布的 2015 年作为时间节点是比较合适的（陈胜蓝和刘晓玲，2018；王桂军和卢潇潇，2019a；唐晓彬和崔茂生，2020；李延喜等，

2020)。

基于上述事实, 本文将 2015-2017 年定义为企业受到“一带一路”倡议影响的年份, 2011-2014 年定义为没有受到“一带一路”倡议影响的年份, 即 2015-2017 年  $policy$  为 1, 2011-2014 年则为 0。

$treat$  是对样本企业的分组。本文参照中国先进制造领域各个上市公司官网、中国“一带一路”网以及新华丝路网的同时, 借助百度、Google 等搜索引擎, 将中国先进制造领域中投资“一带一路”国家项目、与“一带一路”国家和地区签订协议或合约、在“一带一路”国家和地区设立子公司或分支机构的企业考虑在内, 来判断先进制造企业是否参与“一带一路”倡议。企业参与了“一带一路”倡议则  $treat$  取值为 1, 否则取值为 0。

3. 中介变量。上市公司对外直接投资以  $fdi_i$  表示。基于中国商务部官方网站, 本文手工整理《境外投资企业名录(截至 2017 年)》(以下简称《名录》)。截至 2019 年 11 月底, 中国已经和 137 个国家签订了“一带一路”合作文件<sup>1</sup>, 本文将《名录》中企业的目标投资国家与 137 个“一带一路”倡议签署国进行匹配, 最终得到上市公司是否对“一带一路”国家进行对外直接投资的虚拟变量  $fdi_i$ , 若企业  $i$  在第  $t$  年有“一带一路”国家和地区进行对外直接投资取值为 1, 否则取值为 0。

政府补贴以  $sub_i$  表示。本文通过 Wind 数据库搜集到企业 2011-2017 年所获得的政府补贴资金。 $sub_i$  代表企业  $i$  在第  $t$  年取得的政府补贴数额。

4. 控制变量。参考以往文献(王桂军和卢潇潇, 2019a; 王雄元和卜落凡, 2019; 黎文靖和郑曼妮, 2016), 本文选择企业规模(size)、资本结构(lev)、流动比率(liqu)、科技人员数量(techstaff)、盈利能力(ROA)、研发强度(R&D)、股权集中度(top10)作为控制变量。

变量定义参见表 2, 其中,  $M$  代表中介变量,  $X$  代表控制变量。

表 2 主要变量定义

变量名称	类别	变量符号	变量说明
创新能力	因变量	inpatent	年度发明专利申请数量加 1 取自然对数
实验组	自变量	treat	参与“一带一路”倡议的企业取值为 1, 否则取值为 0

1 据中国“一带一路”网的数据, 截至 2019 年底, 中国已经和 137 个国家签订“一带一路”合作文件, 涵盖了韩国、新加坡、南非、俄罗斯、泰国、缅甸等主要贸易国家。



“一带一路”倡议	自变量	policy	2015—2017 年取值为 1, 2011—2014 年取值为 0
对外直接投资	M	fdi	企业参与对外直接投资取值为 1, 否则取值为 0
政府补贴	M	sub	公司获得的政府补贴加 1 取自然对数
企业规模	X	size	企业期末资产总额加 1 取自然对数
资本结构	X	lev	总资产/总负债
流动比率	X	liqu	流动资产/流动负债
盈利能力	X	ROA	息税前利润/平均资产总额
科技人员数量	X	techstaff	公司科技人员数量
研发强度	X	R&D	研发支出/营业收入
股权集中度	X	top10	前十大股东持股比例

### (三) 数据说明

本文选取 2011—2017 年沪深 A 股先进制造业上市公司作为初始研究样本，并参考以往的相关研究，将以下数据进行删减：ST 类、金融类企业；数据缺失无法补齐的样本；截至 2017 年底上市不满一年的企业；退市的企业（黎文靖和郑曼妮，2016；王桂军和卢潇潇，2019a；王桂军和卢潇潇，2019b）。中国工程院确定了 10 大领域 23 个方向作为未来十年的发展重点，基于技术优势特征，按照《国民经济行业分类（GB / T 4754—2011）》标准，本文将上述 10 大重点发展领域划分为 7 个行业大类，分别是医药制造业、专用设备制造业、仪器仪表制造业、汽车制造业、通用设备制造业、电气机械和器材制造业、计算机通信和其他设备制造业。经统计，最终获得 522 个企业共 3277 条观测值，其中，实验组企业 192 家，共 1227 条观测值，对照组企业 330 家，共 2050 条观测值。公司财务数据来自 Wind 和国泰安数据库；上市公司注册地数据来自国泰安数据库；企业对外直接投资数据来自于中国商务部网站；企业发明专利数据源于国泰安数据库；企业是否参与“一带一路”建设主要来自上市公司官网、中国“一带一路”网、新华丝路网等官方数据，辅之百度、Google 等搜索引擎。此外，为避免异常值影响回归结果，本文对连续变量进行了 1% 的缩尾（Winsorize）处理。

本文将以下满足以下三种情形中的一种的先进制造企业归为参与“一带一路”倡议企业：

(1) 在“一带一路”倡议参与国家和地区有投资项目的先进制造业企业，(2) 与“一带一路”倡议参与国家和地区政府或企业签订协议或合同的先进制造企业，(3) 在“一带一路”倡议参与国家和地区设立子公司或分支机构的先进制造企业。经手工统计发现，在样本企业中，共有 192 个企业参与了“一带一路”倡议。本文按照以上 3 种衡量路径，将参与倡议的企业

进行归类整理, 统计结果如表 3 所示。由表可知, 先进制造企业最热衷于在“一带一路”国家和地区设立子公司或分支机构, 其次是投资“一带一路”国家项目, 以及与“一带一路”国家或地区签订协议或合约。

表 3 “一带一路”倡议中先进制造企业的 3 种途径归类

参与途径	先进制造业企业个数
在“一带一路”倡议参与国家和地区有投资项目	93
和“一带一路”倡议参与国家和地区政府或企业签订协议或合约	91
在“一带一路”倡议参与国家和地区设立子公司或分支机构	103

注: 由于实验组企业会以至少一种途径参与“一带一路”倡议, 因此 3 条路径中的企业个数加总数量大于参与倡议的企业总量。

表 4 为主要变量的描述性统计结果, 其中, 创新能力 (inpatent) 的均值为 2.591, 标准差为 1.555, 表明在样本期间, 企业之间的发明专利申请数量差距悬殊, 企业创新能力良莠不齐。实验组变量 (treat) 的均值为 0.374, 表明样本中约有 37.4% 的企业参与“一带一路”倡议, 标准差为 0.484, 说明在企业数量上, 实验组和对照组差距较小。中介变量 sub 的均值为 16.402, 标准差为 1.463, 表明在所获得的政府补贴上, 中国先进制造企业之间差距较大, fdi 的均值为 0.488, 标准差为 0.500, 说明样本中约有 50% 的企业开展对外直接投资业务。

表 4 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
inpatent	3277.000	2.591	1.555	0.000	6.843
treat	3277.000	0.374	0.484	0.000	1.000
policy	3277.000	0.466	0.499	0.000	1.000
sub	3263.000	16.402	1.463	12.437	20.333
fdi	3277.000	0.488	0.500	0.000	1.000
size	3277.000	5.001	1.444	3.741	9.958
lev	3276.000	40.690	19.483	5.512	90.442
liqu	3277.000	2.613	2.436	0.595	16.105
techstaff	3208.000	1048.748	2333.658	8.000	31703.000
ROA	3270.000	6.259	5.928	-11.331	26.117
R&D	2513.000	0.048	0.034	0.001	0.205
top10	3275.000	57.578	15.431	20.680	91.040

注: 接下来, 为了更细致地描绘样本数据特征, 本文分别进行区分实验组和对照组、产权性质的分组描述性统计, 其中, 均值和标准差均采用 T 检验。

首先, 表 5 为实验组和对照组的分组描述性统计, 由表可知, 实验组 (参与“一带一路”的先进制造企业) 的创新能力显著高于对照组 (未参与“一带一路”的先进制造企业), 且实

验组的政府补贴、对外直接投资、企业规模、资本结构、科研人员数量以及股权集中度也显著高于对照组。对照组的流动比率更高，研发强度更大，而在盈利能力上，两组企业没有显著差别。

表 5 实验组和对照组描述性统计

	整体		实验组		对照组	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
inpatent	2.591	1.555	3.212***	1.661	2.219	1.358
sub	16.402	1.463	16.909***	1.476	16.099	1.369
fdi	0.488	0.500	0.634***	0.482	0.400	0.490
size	5.001	1.444	5.160***	1.330	4.906	1.500
lev	40.690	19.483	46.246***	18.759	37.368	19.152
liqu	2.613	2.436	2.170	1.750	2.878***	2.733
techstaff	1048.748	2333.658	1821.242***	3528.046	582.163	801.843
ROA	6.259	5.928	6.367	5.532	6.195	6.155
R&D	0.048	0.034	0.047	0.031	0.050**	0.037
top10	57.578	15.431	58.453***	15.630	57.054	15.290

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

其次，本文根据产权性质差异，对中国先进制造业进行区分产权性质的描述性统计，表 6 即为描述性统计结果。由表 6 可得，国有企业的创新能力显著高于非国有企业，国有企业的政府补贴显著高于非国有企业，而非国有企业的对外直接投资显著高于国有企业。控制变量方面，国有企业在企业规模、资本结构、科技人员数量上显著高于非国有企业，非国有企业在流动比率、盈利能力、研发强度和股权集中度上显著高于国有企业。

表 6 产权性质分组描述性统计

	整体		国有企业		非国有企业	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
inpatent	2.591	1.555	2.882***	1.667	2.399	1.445
sub	16.402	1.463	16.692***	1.581	16.209	1.345
fdi	0.488	0.500	0.441	0.497	0.519***	0.500
size	5.001	1.444	5.124***	1.413	4.919	1.459
lev	40.690	19.483	45.425***	20.092	37.568	18.421
liqu	2.613	2.436	2.210	1.807	2.879***	2.742
techstaff	1048.748	2333.658	1341.545***	2075.017	854.613	2471.851
ROA	6.259	5.928	5.514	5.969	6.753***	5.851
R&D	0.048	0.034	0.0463	0.035	0.050***	0.034
top10	57.578	15.431	55.014	15.200	59.272***	15.352

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

## 四、实证分析

### (一) 基准检验及平行趋势检验

首先, 本文对模型 (1) 进行了基准检验, 回归结果见表 7, 其中, 第 (1) 列仅为核心解释变量  $treat \times policy$  的回归结果, 第 (2) 列在第 (1) 列的基础上控制了年份固定效应和行业固定效应, 第 (3) 列在第 (1) 列的基础上加入了控制变量, 第 (4) 列不仅加入控制变量, 而且同时控制了年份固定效应和行业固定效应。从第 (1) 至 (4) 列可以发现,  $treat \times policy$  系数的符号和显著性水平无实质性差别。第 (4) 列显示, 在控制了其他因素之后, 交互项  $treat \times policy$  的系数为 0.534, 并且达到了 1% 的显著性水平, “一带一路” 倡议显著提升了中国先进制造业的创新力, 提升程度大约为 53.4%, 假设  $H_1$  成立。

表 7 基准检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	inpatent	inpatent	inpatent	inpatent
$treat \times policy$	1.005*** (0.073)	1.044*** (0.079)	0.430*** (0.062)	0.534*** (0.069)
常数项	2.417*** (0.029)	1.765*** (0.085)	1.580*** (0.176)	1.177*** (0.232)
控制变量	No	No	Yes	Yes
年份	No	Yes	No	Yes
行业	No	Yes	No	Yes
样本量	3277	3277	2494	2494
R-squared	0.060	0.103	0.328	0.355

注: ①括号内的为稳健标准差, \*\*\*, \*\*, \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。②也有学者将“一带一路”倡议的实施年份界定为 2013 或 2014 年, 本文实证检验了将 2013 或 2014 年作为实施年份的创新效应, 发现影响并不显著, 这可能说明“一带一路”倡议提出带来的创新效应具有一定的滞后效应, 直到 2015 年 3 月多个国家部委联合发布的《愿景与行动》给“一带一路”倡议的实施做了详细规划之后, 倡议才给先进制造业带来了创新效应。

其次, 本文进行平行趋势检验。双向固定效应模型是广义上的 DID 模型, 倘若在估计之前有未被识别的与先进制造业创新能力相关的因素影响到企业参与“一带一路”倡议, 那么未参与“一带一路”倡议的先进制造企业就不能作为本文的对照组, 因为在这种情况下, 实验组企业和对照组企业的创新能力变化趋势可能本身就不同。因此本文借鉴黄溶冰等 (2019)、Moser 和 Voena (2012) 的做法, 利用“事件研究法” (Event Study) 构建模型 (2) 进行平行趋势检验:

$$inpatent_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 year_t \times treat_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$



其中， $year_t$ 代表2015年之前的年份虚拟变量，被解释变量 *inpatent* 代表中国先进制造企业的创新能力，关键解释变量  $year \times treat$  代表522个先进制造企业在“一带一路”倡议正式实施之前4年的窗口期变量，其他各项定义与模型（1）相同。本文重点关注  $year \times treat$  系数  $\alpha_1$ ，如果系数显著不为零，那么在政策冲击发生之前，DID估计中的实验组与对照组不具有可比性，则本文回归结果不成立。表8报告了模型（2）的回归结果，本文发现，在控制其他因素之后，关键解释变量  $year \times treat$  的系数  $\alpha_1$  都不显著，表明实验组企业和对照组企业创新能力的变化趋势是相同的，本文的DID估计满足平行趋势假定。

表8 平行趋势检验

	<i>inpatent</i>
$year_{2011} \times treat$	0.049 (0.291)
$year_{2012} \times treat$	-0.071 (0.235)
$year_{2013} \times treat$	-0.015 (0.184)
$year_{2014} \times treat$	-0.037 (0.181)
常数项	1.571*** (0.249)
控制变量	Yes
年份	Yes
行业	Yes
样本量	2494
R-squared	0.346

注：括号内的为稳健标准差，\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的统计水平上显著。

## （二）稳健性检验

### 1. 稳健性检验一：工具变量法

使用DID模型估计政策效应的一个重要前提是政策的实施必须是外生的，也就是这项政策对实验组样本的选择要满足随机性要求。某些企业参与“一带一路”倡议可能是因为政府对其存在某些特殊优待，或者由于“一带一路”倡议缺乏政策先验性，有关部门可能会选择某些企业发挥典型示范带头作用，这就导致实验组样本企业的选择可能会受到政策内生性的干扰，回归结果的准确性可能会受到影响。因此，本文选择工具变量法（IV）解决内生性

问题。本文根据上市公司注册地所在省级行政区划是否与古代丝绸之路途径省份相吻合, 构建先进制造企业是否参与“一带一路”倡议的工具变量。有效工具变量需要满足两个条件: 相关性和外生性。首先, “一带一路”倡议的实施是对古代丝绸之路的继承和突破, 上市公司的注册地是否在古代丝绸之路途径省份, 与先进制造企业是否参与“一带一路”倡议是相关的, 即与  $treat$  相关, 相关性成立; 其次, 古代丝绸之路并不会对中国先进制造业创新能力产生直接影响, 外生性成立。

通过将古代路上丝绸之路和海上丝绸之路途径地, 与中国省级行政区划对比, 发现甘肃、青海、宁夏等 9 个省份位于古代丝绸之路沿线。本文设置工具变量  $ancient$ , 如果上市公司注册地所处省级行政区划属于上述 9 个省份,  $ancient$  取值为 1, 否则就取值为 0。两阶段最小二乘 (2SLS) 模型如下所示:

$$treat_{it} \times policy_{it} = \beta_0 + \beta_1 ancient_{it} \times policy_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$inpatent_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_{it} \times policy_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

表 9 汇报了工具变量法的回归结果。第 (1) 列中,  $ancient \times policy$  交互项系数为 0.340, 并且在 1% 的水平上显著, 同时, Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 86.010, 达到了 1% 的显著性水平, Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 128.770, 大于 Stock-Yogo weak ID test 在 10% 水平上 16.380 的临界值, 两个统计量分别拒绝了识别不足和弱工具变量的原假设, Anderson-Rubin Wald 统计量对应的 P 值远小于 1%, 拒绝“内生回归系数之和等于零”原假设, 以上检验统计量证实了本文工具变量的正确性。第 (2) 列汇报了两阶段最小二乘模型第二阶段的回归结果,  $treat \times policy$  的系数值为 1.008, 且在 1% 的水平上显著。以上结果表明, 在缓解了政策可能存在的内生性后, 本文验证结论保持不变。

表 9 工具变量法

	(1)	(2)
	$treat \times policy$	$inpatent$
$ancient \times policy$	0.340*** (0.030)	
$treat \times policy$		1.008*** (0.229)
控制变量	Yes	Yes
样本量	1373	1373
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	86.010 [0.000]	
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	128.770 {16.380}	

Anderson-Rubin Wald 统计量

23.220

[0.000]

注：① ( ) 内的为回归系数的稳健标准差，[ ] 内为统计量的 P 值，{ } 内为 Stock-Yogo weak ID test 在 10%水平上的临界值。②\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

2. 稳健性检验二：倾向评分匹配检验

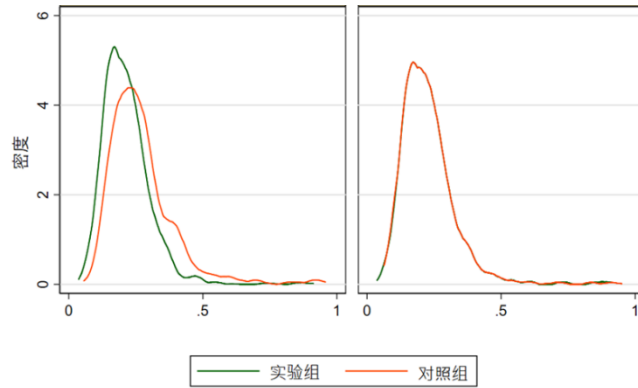


图 1 样本匹配前后的核密度分布图

为了进一步避免样本选择偏误影响检验结果的可靠性，本文利用倾向评分匹配进行稳健性检验。在进行倾向评分匹配之前，需要判定实验组和对照组样本是否满足共同支撑假设和平行假设。图 1 为无放回的 1:1 核匹配前后的核密度分布图，容易发现匹配之后两组样本的分布形态基本吻合，表明样本通过共同支撑检验。由表 10 可知，匹配之后的标准化偏差绝对值基本小于 6%，其中最大值为 15.7%，小于 20%，说明实验组和对照组在匹配之后没有明显差异，样本通过平行假定检验。

表 10 倾向评分匹配平衡性检验结果

变量	匹配类型	平均值			T 检验		
		处理组	控制组	偏误比率%	偏误绝对值 降低比率%	T 值	P 值
size	匹配前	5.135	4.909	16.800		4.030	0.000
	匹配后	5.114	5.051	4.700	72.100	1.060	0.289
lev	匹配前	46.189	36.968	49.900		12.170	0.000
	匹配后	45.813	44.792	5.500	88.900	1.190	0.232
liqu	匹配前	2.121	2.822	-32.000		-7.450	0.000
	匹配后	2.140	2.159	-0.800	97.400	-0.230	0.817
techstaff	匹配前	2004.700	641.830	49.200		13.380	0.000
	匹配后	1531.600	1528.000	0.100	99.700	0.040	0.972
ROA	匹配前	6.211	5.991	3.900		0.930	0.352
	匹配后	6.224	7.123	-15.700	-308.800	-3.200	0.001
R&D	匹配前	0.047	0.050	-9.000		-2.160	0.031
	匹配后	0.046	0.048	-6.100	33.000	-1.380	0.167

top10	匹配前	58.338	56.713	10.600		2.590	0.010
	匹配后	58.121	58.921	-5.200	50.800	-1.160	0.247

接下来, 本文进行倾向评分匹配检验。检验结果如表 11 所示, inpatient 的 ATT 平均处理效应为 0.479, 且达到了 1% 的显著性水平, 估计系数和显著性水平与基准回归结果没有明显差异, 说明在控制了其他因素之后, “一带一路” 倡议对中国先进制造业创新能力的促进作用达到 47.9%, 这与本文的基准回归结果相似, 进一步证明了本文结论的正确性。

表 11 匹配前后的政策效应

匹配变量	样本	处理组	对照组	差值	标准误	T 值
inpatient	匹配前	3.382	2.376	1.006	0.060	16.70***
	ATT	3.314	2.835	0.479	0.076	6.26***

注: 括号内的为稳健标准差, \*\*\*, \*\*, \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。

### 3. 稳健性检验三: 负二项回归

本文用来衡量企业创新能力的发明专利申请数量属于离散计数变量, 部分学者认为此类数据更加适合 Poisson 分布 (Cameron 和 Trivedi, 2005)。Poisson 回归的局限是 Poisson 分布的期望和方差一定相等, 而本文因变量 inpatient 的方差和均值不相等, 因此本文通过负二项回归进行稳健性检验来验证基准结果的正确性。

表 12 负二项回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	inpatient	inpatient	inpatient	inpatient
treat $\times$ policy	0.348*** (0.023)	0.363*** (0.026)	0.153*** (0.021)	0.203*** (0.024)
常数项	0.883*** (0.012)	0.597*** (0.040)	0.562*** (0.069)	0.393*** (0.090)
控制变量	No	No	Yes	Yes
年份	No	Yes	No	Yes
行业	No	Yes	No	Yes
样本量	3277	3277	2494	2494
Pseudo R2	0.014	0.025	0.063	0.070

注: 括号内的为稳健标准差, \*\*\*, \*\*, \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。

负二项回归结果如表 12 所示, 且表 12 中第 (1) 至 (4) 列的结构安排与表 7 相同, 此处不再赘述。从第 (1) 至 (4) 列可知, treat $\times$ policy 系数都在 1% 的水平上显著为正, 符号和显著性水平均与基准回归结果相似。第 (4) 列显示, 在控制了其他因素之后, treat $\times$ policy 的系数为 0.203, 且通过了 1% 的显著性检验, 说明 “一带一路” 倡议显著提升了中国先进制造业创新能力约 20 个百分点, 证明了本文结论的稳健性。

#### 4. 稳健性检验四：考虑省份特征影响

考虑到先进制造企业的创新能力可能受到所在省份因素的影响，本文在该部分引入省份特征进行稳健性检验，检验结果如表 13 所示。表中第（1）列和第（2）列加入省份特征影响之后，无论是否引入控制变量， $treat \times policy$  的系数都在 1% 的水平上显著为正，进一步，第（3）列和第（4）列进一步引入年份与省份的交互固定效应来控制随时间变化的省份特征，检验结果显示， $treat \times policy$  的估计系数依然显著，证明了省份特征因素不会影响“一带一路”倡议对中国先进制造业创新能力的影响。

表 13 考虑省份特征的 DID 结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	inpatent	inpatent	inpatent	inpatent
$treat \times policy$	0.977*** (0.077)	0.500*** (0.067)	1.015*** (0.079)	0.524*** (0.070)
常数项	2.093*** (0.113)	1.506*** (0.238)	1.893*** (0.206)	1.432*** (0.337)
控制变量	No	Yes	No	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes
年份 $\times$ 省份	No	No	Yes	Yes
样本量	3277	2494	3277	2494
R-squared	0.159	0.399	0.176	0.423

注：括号内的为稳健标准差，\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

### （三）中介效应模型

“一带一路”倡议对中国先进制造业存在创新促进效应，这种促进效应是否会通过对外直接投资和政府补贴两条路径实现呢？本文在该部分将针对这一问题进行中介效应检验。

就对外直接投资（fdi）而言，本文基于中国商务部网站整理了《名录》，将公司投资的东道国和地区与 137 个“一带一路”倡议签署国和地区进行匹配，得到样本企业是否对“一带一路”国家和地区开展对外直接投资的二元离散变量  $fdi_{it}$ ，如果第  $i$  个样本公司在第  $t$  年有对“一带一路”国家和地区开展对外直接投资业务，则将  $fdi_{it}$  赋值为 1，反之，则赋值为 0。就政府补贴（sub）而言，本文将从 Wind 数据库搜集到的样本企业于 2011-2017 年每年所获得的政府补贴金额作为中介变量进行中介效应检验， $sub_{it}$  表示第  $i$  个企业在第  $t$  年所获得的政府补贴。

在模型设计上, 本文参考李宏兵等 (2019) 和王桂军和卢潇潇 (2019a) 的做法, 利用中介变量构造中介效应程序 (温忠麟和叶宝娟, 2014) 识别“一带一路”倡议对中国先进制造业创新能力的影响机制, 并利用 Sobel 法进行进一步的验证。中介效应模型设定如下:

$$\text{inpatent}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{treat}_{it} \times \text{policy}_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\text{fdi}_{it} (\text{sub}_{it}) = \sigma_0 + \sigma_1 \text{treat}_{it} \times \text{policy}_{it} + \sigma_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\text{inpatent}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{treat}_{it} \times \text{policy}_{it} + \gamma_2 \text{fdi}_{it} (\text{sub}_{it}) + \gamma_3 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, fdi 和 sub 分别代表“对外直接投资”和“政府补贴”, 两项分别为中介变量, 其他各项的定义与模型 (1) 相同。

中介效应检验结果如表 14 所示。第 (1) - (3) 列是中介变量为 fdi 的检验结果, 第 (4) - (6) 列是中介变量为 sub 的检验结果。由表 14 可知, 对外直接投资和政府补贴都在“一带一路”倡议和中国先进制造业创新能力之间发挥正向中介效应, 具体表现为部分中介效应, 假设  $H_2$ 、 $H_3$  成立。

表 14 中介效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	inpatent	fdi	inpatent	inpatent	sub	inpatent
treat×policy	0.534*** (0.069)	0.140*** (0.027)	0.514*** (0.070)	0.534*** (0.069)	0.254*** (0.061)	0.375*** (0.063)
fdi			0.141*** (0.052)			
sub						0.439*** (0.022)
常数项	1.177*** (0.232)	0.536*** (0.088)	1.102*** (0.233)	1.177*** (0.232)	15.138*** (0.213)	-5.350*** (0.399)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2494	2494	2494	2494	2487	2487
R-squared	0.355	0.111	0.365	0.355	0.373	0.467
Sobel 检验	$\delta_1$ 、 $\gamma_2$ 显著, 无需 Sobel 检验			$\delta_1$ 、 $\gamma_2$ 显著, 无需 Sobel 检验		
中介效应	显著			显著		
部分中介效应	4.105%			26.006%		

注: 括号内的为稳健标准差, \*\*\*, \*\*, \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。

进一步, 本文采用 Bootstrap 法检验中介变量 fdi 和 sub 在“一带一路”倡议与先进制造业创新之间的中介效应, 来增强中介效应结果的说服力 (温忠麟和叶宝娟, 2014)。Bootstrap

检验结果如表 15 所示，表中 *fdi* 和 *sub* 的间接效应和直接效应的偏差校正百分位法（Bias-corrected Percentile Method）和百分位法（Percentile Method）都在 95% 的置信区间上不包括零，这进一步证明 *fdi* 和 *sub* 表现为部分中介效应，与上文估计结果一致。

表 15 Bootstrap 检验

中介变量	检验内容	偏差校正 95% 置信区间		百分位 95% 置信区间	
		下限	上限	下限	上限
<i>fdi</i>	间接效应	0.004	0.036	0.003	0.035
	直接效应	0.284	0.536	0.285	0.539
<i>sub</i>	间接效应	0.059	0.148	0.059	0.148
	直接效应	0.179	0.396	0.181	0.397

此外，由表 14 可得，政府补贴的部分中介效应占比为 26.006%，大于对外直接投资 4.105% 的比重，表明与对外直接投资相比，现阶段参与“一带一路”倡议的中国先进制造企业更多通过政府补贴来促进创新能力提升。其可能的原因如下：一方面，国有企业比非国有企业天然具备更多的先发优势，在“一带一路”倡议中能够率先实现产业转移，为自身科技创新提供充裕资金和空间支持（王桂军和卢潇潇，2019b）；而非国有企业面临比国有企业更为严峻的融资约束问题（王雄元和卜落凡，2019），且抵御风险能力较弱（衣长军等，2019），使其在“一带一路”倡议中开展创新活动的难度较高。因此，在“一带一路”倡议中，国有企业处于创新优势地位。与此同时，国有企业获得的政府补贴相对较多（见表 6），所以“一带一路”倡议更多通过政府补贴发挥创新促进效应。另一方面，“一带一路”倡议中的许多国家和地区的市场机制尚且不成熟，潜在风险较多，企业为规避风险考虑可能会选择制度环境较完善的国家进行投资（郭焯和许陈生，2016），因此对“一带一路”国家和地区外直接投资对创新促进作用较弱。

#### （四）异质性检验

##### 1. 产权性质异质性检验

产权性质异质性检验结果如表 16 所示。表 16 中的两列分别为国有企业和非国有企业，可以看到，控制行业和年份后，第(1)列中 *treat*×*policy* 的系数为 0.671，第(2)列中 *treat*×*policy* 的系数则减少为 0.381，且二者都达到了 1% 的显著性水平。产权性质异质性结果表明，“一带一路”倡议对先进制造业中的国有企业和非国有企业都发挥显著的创新促进作用，分别达到了 67.1% 和 38.1%。可见，先进制造领域的国有企业和非国有企业在“一带一路”倡议中不是“非你即我”的对立关系（王桂军和卢潇潇，2019b），“一带一路”倡议对中国先进制



造业的创新促进作用不存在所有制歧视问题。

表 16 产权性质异质性分析

	(1)	(2)
	inpatent	inpatent
treat $\times$ policy	0.671*** (0.119)	0.381*** (0.084)
常数项	1.367*** (0.345)	1.567*** (0.318)
控制变量	Yes	Yes
年份	Yes	Yes
行业	Yes	Yes
样本量	1006	1488
R-squared	0.446	0.319

注：括号内的为稳健标准差，\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

## 2. 行业异质性检验

表 17 汇报了先进制造业中 7 个行业的回归结果，其中，第 (1) - (7) 列分别为医药制造业、通用设备制造业、专用设备制造业、汽车制造业、电气机械和器材制造业、计算机通信和其他设备制造业、仪器仪表制造业。从第 (4) 列结果来看，“一带一路”倡议对于汽车制造业的创新促进效果并不明显。从第 (5) 列结果来看，倡议对电气机械和器材制造业的创新促进效果也不明显。从第 (1) 列和第 (2) 来看，倡议能显著提升医药制造业和通用设备制造业的创新能力。这可能由于“一带一路”国家和地区的医药制造业和通用设备制造业的专利申请结构与中国较为相似，且中国通用设备制造业的专利布局较为完善（蔡中华等，2016）。从第 (3) 列、第 (6) 列和第 (7) 列来看，倡议对于专用设备制造业、计算机通信和其他电子设备制造业、仪器仪表制造业的创新能力提升效果非常显著，提升幅度很大。中国与“一带一路”国家和地区加快了新型基础设施的互联互通，帮助“一带一路”国家和地区产业升级，为专用设备制造业、计算机通信和其他电子设备制造业、仪器仪表制造业创新能力提升提供了必要条件。

表 17 行业异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	inpatent	inpatent	inpatent	inpatent	inpatent	inpatent	inpatent
treat $\times$ polic	0.321* (0.182)	0.325* (0.174)	0.711*** (0.136)	0.110 (0.204)	0.046 (0.148)	0.685*** (0.141)	1.891*** (0.526)
常数项	2.358*** (0.385)	1.383* (0.745)	1.568*** (0.582)	0.711 (0.884)	0.673 (0.485)	2.098*** (0.441)	0.737 (1.996)

控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	428	297	357	409	294	677	32
R-squared	0.285	0.382	0.449	0.460	0.462	0.366	0.883

注：括号内的为稳健标准差，\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

## 五、结论与政策启示

“一带一路”倡议为中国先进制造业“走出去”创造了历史性机遇。研究“一带一路”倡议对于中国先进制造业创新能力的影响，具有重要的政策价值和现实意义。本文利用 2011-2017 年 522 家沪深 A 股先进制造业上市公司数据，并以是否参与“一带一路”倡议为标准，将上市公司划分为实验组和对照组，以发改委等部门联合颁布《愿景与行动》的 2015 年为时间分界，通过双向固定效应模型检验了“一带一路”倡议对于中国先进制造业创新能力的影响。基准回归结果表明，“一带一路”倡议显著提升了中国先进制造业的创新能力。上述结论经过工具变量法、倾向评分匹配、负二项回归等一系列检验之后依然显著。中介效应检验显示，政府补贴和对外直接投资产生部分中介作用，现阶段中国先进制造业主要依靠政府补贴提升创新能力。异质性检验结果显示：“一带一路”倡议对国有企业和非国有企业都产生显著的创新促进作用；倡议对专用设备制造业、计算机通信和其他电子设备制造业、仪器仪表制造业的创新激励作用很强，但没有显著提升汽车制造业、电气机械和器材制造业的创新能力。根据以上结论可以得到以下几点政策启示：

第一，积极响应“一带一路”倡议，以此提升中国先进制造业创新能力。在部分发达国家逆全球化思潮抬头，对中国先进制造业发展设置诸多限制的局面下，中国先进制造业要依靠“一带一路”国家和地区的市场和资源，重构全球价值链和区域价值链，有规模经济和品牌优势的大企业要成为“一带一路”区域和全球价值链的整合者，技术领先的企业要成为区域和全球价值链核心技术标准的制定者，中小企业要向区域和全球价值链更高环节或模块升级。

第二，减少先进制造业对政府补贴的依赖，提升对“一带一路”国家和地区投资的质量。从目前的情况来看，参与“一带一路”倡议的先进制造业创新能力提升主要依靠政府补贴，这种创新能力驱动方式是不可持续的。要切实巩固企业在“一带一路”建设中的主体地位，逐步减少企业对政府补贴的依赖，充分发挥对外直接投资在“一带一路”建设中的创新促进作用。在扩大对“一带一路”国家和地区投资规模的基础上，提升先进制造企业的对外投资

质量。

第三, 提升政府治理能力, 为中国先进制造业高质量“走出去”保驾护航。近年来一些国家对中国先进制造业海外投资的安全审查不断收紧, 中国先进制造业海外投资面临很多困难。政府要进一步提升国际经济与政治治理能力, 积极与“一带一路”国家和地区开展战略对接, 降低贸易壁垒, 提升贸易便利化程度, 减少企业对外投资障碍。同时, 制定和完善支持中国企业参与“一带一路”倡议的投资保护条例, 帮助先进制造企业熟悉和适应东道国的制度背景和投资环境, 提升对外直接投资对中国先进制造业创新的促进作用。

第四, 优化竞争环境, 为中国先进制造企业参与“一带一路”建设提供竞争中性的市场环境。中国企业高质量“走出去”需要高质量的竞争环境与市场环境, 在发挥国有先进制造企业参与“一带一路”建设领头羊地位的基础上, 提升非国有先进制造企业参与“一带一路”建设的广度与深度。在各种不同所有制企业参与“一带一路”建设时, 要保证市场在资源配置, 尤其是研发资源、金融资源配置中的决定性地位。

第五, 考虑行业异质性, 提升不同行业参与“一带一路”建设的协同效果。继续保持“一带一路”倡议对专用设备制造业、计算机通信和其他电子设备制造业、仪器仪表制造业等行业创新能力的促进作用, 进一步提升“一带一路”倡议对医药制造业和通用设备制造业创新能力的促进作用, 重点提升“一带一路”倡议对汽车制造业和电气机械和器材制造业创新能力的促进作用, 在“一带一路”建设中实现中国先进制造全行业创新驱动发展。

## 【参考文献】

- [1] Cameron, A. C. , Trivedi, P. K. Micro-Econometrics: Methods and Applications[M]. Cambridge University Press, 2005.
- [2] Haggai, K. One Belt One Road Strategy in China and Economic Development in the Concerning Countries[J]. World Journal of Social Sciences and Humanities, 2016, 2(1): 10-14.
- [3] Kong, Q. , Dong, H. Trade Facilitation and Trade Potential of Countries along “One Belt One Road” Route[J]. Journal of International Trade, 2015(12): 158-168.
- [4] Lerner, J. The Government as Venture Capitalist: the Long-Run Impact of the SBIR Program[J]. The Journal of Private Equity, 2000, 3(2): 55-78.
- [5] Moser, P. , Voena, A. Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act[J]. American Economic Review, 2012, 102(1): 396-427.
- [6] Narayanan, V. K. , Pinches, G. E. , Kelm, K. M. , Lander, D. M. The Influence of Voluntarily Disclosed Qualitative Information[J]. Strategic Management Journal, 2000, 21(7): 707-722.
- [7] Si-Wei, D. A. I. , Li-Wen, C. Research on International Cooperation among Countries along the Belt and Road in the New Era Background[C]. DEStech Transactions on Economics, Business and Management, 2019.
- [8] Zhang, L. , Xu, Z. How do Cultural and Institutional Distance Affect China’s OFDI towards the OBOR Countries?[J]. Baltic Journal of European Studies, 2017, 7(1): 24-42.
- [9] 蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J]. 中国社会科学, 2013 (1): 56-71+206.
- [10] 陈胜蓝, 刘晓玲. 公司投资如何响应“一带一路”倡议?——基于准自然实验的经验研究[J]. 财经研究, 2018, 44(4): 20-33.
- [11] 蔡中华, 王一帆, 董广巍. 中国在“一带一路”国家专利与出口结构关系的研究——基于行业层面相似度指数的分析[J]. 国际贸易问题, 2016(7): 61-71.
- [12] 戴翔, 宋捷. “一带一路”有助于中国重构全球价值链吗?[J]. 世界经济研究, 2019(11): 108-121+136.
- [13] 弗兰克·费希尔. 公共政策评估[M]. 吴爱明译. 北京: 中国人民大学出版社, 2003.
- [14] 郭焯, 许陈生. 双边高层会晤与中国在“一带一路”沿线国家的直接投资[J]. 国际贸易问题, 2016(2): 26-36.
- [15] 胡振虎, 贾英姿, 于晓. 美国外资国家安全审查机制对中国影响及应对策略分析[J]. 财政研究, 2017(5): 89-99.
- [16] 黄溶冰, 赵谦, 王丽艳. 自然资源资产离任审计与空气污染防治: “和谐锦标赛”还是“环保资格赛” [J]. 中国工业经济, 2019(10): 23-41.
- [17] 蒋冠宏, 蒋殿春, 蒋昕桐. 我国技术研发型外向 FDI 的“生产率效应”——来自工业企业的证据[J]. 管理世界, 2013(9): 44-54.
- [18] 刘清杰, 刘倩, 任德孝. 中国对“一带一路”沿线国家投资倾向于出口平台型吗[J]. 财贸经济, 2019, 40(6): 101-116.
- [19] 刘志彪, 吴福象. “一带一路”倡议下全球价值链的双重嵌入[J]. 中国社会科学, 2018(8): 17-32.
- [20] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, 51(4): 60-73.
- [21] 卢洪友, 邓谭琴, 余锦亮. 财政补贴能促进企业的“绿化”吗?——基于中国重污染上市公司的研究[J]. 经济管理, 2019, 41(4): 5-22.
- [22] 李宏兵, 文磊, 林薛栋. 中国对外贸易的“优进优出”战略: 基于产品质量与增加值率视角的研究[J]. 国际贸易问题, 2019(7): 33-46.

- [23]李延喜,何超,刘彦文,孔令文.对“一带一路”国家直接投资能否促进中国企业创新?[J].科学学研究,2020,38(08):1509-1525.
- [24]毛海欧, 刘海云. 中国对外直接投资对贸易互补关系的影响: “一带一路”倡议扮演了什么角色[J]. 财贸经济, 2019, 40(10): 81-94.
- [25]宋彪, 徐沙沙, 丁庆洋. “一带一路”战略下企业合作及政府监管的机会主义行为演化博弈分析[J]. 管理评论, 2018, 30(1): 118-126.
- [26]孙焱林, 覃飞. “一带一路”倡议降低了企业对外直接投资风险吗[J]. 国际贸易问题, 2018(8): 66-79.
- [27]佟家栋, 谢丹阳, 包群, 黄群慧, 李向阳, 刘志彪, 金碚, 余淼杰, 王孝松. “逆全球化”与实体经济转型升级笔谈[J]. 中国工业经济, 2017(6): 5-59.
- [28]唐晓彬, 崔茂生. “一带一路”货物贸易网络结构动态变化及其影响机制[J]. 财经研究, 2020, 46(07): 138-153.
- [29]王桂军, 卢潇潇. “一带一路”倡议可以促进中国企业创新吗?[J]. 财经研究, 2019, 45(1): 19-34.
- [30]王桂军, 卢潇潇. “一带一路”倡议与中国企业升级[J]. 中国工业经济, 2019(3): 43-61.
- [31]王雄元, 卜落凡. 国际出口贸易与企业创新——基于“中欧班列”开通的准自然实验研究[J]. 中国工业经济, 2019(10): 80-98.
- [32]王博, 陈诺, 林桂军. “一带一路”沿线国家制造业增加值贸易网络及其影响因素[J]. 国际贸易问题, 2019(3): 85-100.
- [33]王欣, 余吉祥, 陈劼琦. “一带一路”倡议与中国企业产能利用率[J]. 世界经济研究, 2020(6): 121-134+137.
- [34]温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [35]谢富胜, 高岭, 谢佩瑜. 全球生产网络视角的供给侧结构性改革——基于政治经济学的理论逻辑和经验证据[J]. 管理世界, 2019, 35(11): 89-101+118.
- [36]徐朝阳, 白艳, 王韡. 要素市场化改革与供需结构错配[J]. 经济研究, 2020(2): 20-35.
- [37]阎波, 程齐佳徽, 杨泽森, 武龙. 地方政府如何回应“推进‘一带一路’建设科技创新合作”?——一项比较案例研究[J]. 管理评论, 2019, 31(2): 278-290.
- [38]游达明, 朱桂菊. 不同竞争模式下企业生态技术创新最优研发与补贴[J]. 中国工业经济, 2014(8): 122-134.
- [39]衣长军, 刘晓丹, 王玉敏, 黄健. 制度距离与中国企业海外子公司生存——所有制与国际化经验的调节视角[J]. 国际贸易问题, 2019(9): 115-132.
- [40]张述存, 顾春太. “一带一路”倡议背景下中德产业合作——以山东省为分析重点[J]. 中国社会科学, 2018(8): 44-57.
- [41]赵宸宇, 李雪松. 对外直接投资与企业技术创新——基于中国上市公司微观数据的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2017(6): 105-117.
- [42]张先锋, 蒋慕超, 刘有璐, 吴飞飞. 化解过剩产能的路径: 出口抑或对外直接投资[J]. 财贸经济, 2017, 38(9): 63-78.
- [43]张原. 中国对“一带一路”援助及投资的减贫效应——“授人以鱼”还是“授人以渔”[J]. 财贸经济, 2018, 39(12): 111-125.

# 金融调整渠道下人民币汇率波动的传递效应研究

许建伟<sup>1</sup> 刘琨<sup>2</sup>

**【摘要】**随着中国双向直接投资存量规模的扩大，人民币汇率波动通过金融调整渠道对中国经济产生的传递效应日益显著，金融调整渠道逐渐成为贸易调整渠道之外，又一条重要的汇率传递通道。本文通过开放宏观经济模型分析，发现汇率波动通过金融调整渠道对国内经济增长产生的传递效应主要受到投资开放程度、投资替代弹性、投资偏好等相关因素的影响。进一步，本文利用 2003-2019 年月度数据构建单变量自回归分布滞后模型（ARDL）实证模型，发现汇率波动通过金融调整渠道对经济增长的影响较通过贸易调整渠道对经济增长的影响更加复杂，除表现为传递的不完全性与滞后性外，汇率波动分别通过基于 FDI 和 OFDI 资产的金融调整渠道对经济增长的影响，在即期和存续期还呈现出相互抵消态势。本研究结论不仅有效拓宽了汇率传递理论，并对优化中国涉外经济政策以及推动开放型经济新体制的构建具有现实价值。

**【关键词】**汇率传递效应；金融调整渠道；经济增长；投资开放；直接投资

## 一、引言

伴随经济全球化国际经济联系愈发紧密，作为影响国际经济联系的一项重要因素，汇率波动对国家内部经济的传递效应逐渐得到学界关注，并成为国际经济学的一项研究课题。通常而言，汇率波动的传递效应反映为汇率一单位的变化对进口或出口价格以及国内相关价格的影响程度，而相应价格的变动又将进一步影响国内经济增长，因此汇率波动通常成为一国制定对外经济政策所需考量的一项重要因素。自汇率超调理论（Dornbusch, 1976）的提出，学者们从宏观经济视角逐渐发现汇率波动对进出口价格以及国内整体价格的传递效应是不完全的。随后，出口厂商依市定价理论（Krugman, 1986）进一步将汇率传递效应的研究从宏观视角引向微观企业行为视角。然而，纵观近半个世纪以来围绕汇率传递效应的研究，其研究范围依然主要限定在国际贸易领域，也就是说，汇率波动对国家内部经济的影响仅通过汇率波动对国际贸易商品进出口价格以及国内相关价格的影响进行考察。

21 世纪以来，随着国际经济联系密切程度的稳步提升，全球国际投资总体规模不断扩

<sup>1</sup> 许建伟，福建工程学院科技创新政策研究中心。

<sup>2</sup> 刘琨，福州大学经济与管理学院。

大, 其增长速度已超过同期国际贸易总量的增长速度。由于国际投资存量规模的扩大, 因汇率波动产生国际投资的变动价值也随之增大, 而该类变动价值被称为由汇率波动所引致的估值效应 (IMF, 2005), 且通过估值效应影响国内整体经济的传导路径被称为“金融调整渠道” (Gourinchas 和 Rey, 2007; Lane 和 Milesi-Ferretti, 2007), 为与之区别, IMF (2005) 定义通过国际贸易影响国内经济的路径为“贸易调整渠道”。随着汇率波动引致的估值效应不断增强, 基于金融调整渠道的相关国际经济问题研究逐渐得到重视 (范小云等, 2011; 贺力平, 2015; 张明, 2018)。例如, 自次贷危机以来美国采用宽松货币政策刺激经济复苏, 由此形成的美元贬值在一定程度上缓解了其国际贸易逆差; 同时, 美元贬值令其庞大的海外投资存量得到价值提升, 由此形成的正向估值效应进一步缓解了美国外部债务危机, 也有助于其推动经济复苏 (Gourinchas 和 Rey, 2014; 刘琨和郭其友, 2016)。由此可见, 较之贸易调整渠道, 汇率波动通过金融调整渠道也能对一国国内经济产生系列显著影响。因此探析汇率波动的传递效应若同时考虑金融调整渠道和贸易调整渠道, 可令研究更为完善。

随着“一带一路”倡议、人民币国际化等开放战略的持续推进, 中国国际贸易与国际投资总量逐步提升并稳居世界前列。根据中国与美国等世界主要经济体的国际收支平衡表与国际投资头寸表数据, 2019 年度, 中国进出口贸易总额达 5.12 万亿美元, 同年底中国双向直接投资累计存量达 5.02 万亿美元, 两项数据均仅次于美国, 位居世界第 2 位。这说明中国经济在国际贸易与国际投资方面都已深度融入世界经济, 开放型经济新体制正在逐步健全, 同时也说明在考察人民币汇率波动的传递效应问题上, 金融调整渠道与贸易调整渠道同样重要。因此, 较之传统汇率传递效应的研究, 本文不仅考察汇率波动通过贸易调整渠道的传递效应, 还着重考察汇率波动通过金融调整渠道的传递效应。

## 二、文献综述

21 世纪以来, 国际贸易失衡和国际投资头寸失衡成为国家外部失衡的两种表现形式, 前者表示外部资产流量失衡, 后者表现为外部资产存量失衡 (Devereux 和 Sutherland, 2010; 肖立晟和陈思翀, 2013; 刘琨和许建伟, 2019)。汇率作为一项调整外部失衡的重要政策工具, 传统的研究主要集中在考察汇率对国际贸易失衡的调整作用方面。然而, 21 世纪以来越来越多学者发现汇率政策对国际投资头寸失衡的调整也能起到重要作用, 进而对国际经济的各种研究问题产生一定影响 (Obstfeld 和 Rogoff, 2000; Lane 和 Milesi-Ferretti, 2001; Corsetti 和 Konstantinou, 2005)。例如, 对于美国主权债务可持续性的研究, 若仅从汇率对国际贸易失衡的调整作用展开分析, 美国主权债务的可持续性令人悲观的 (Mann, 2004;



Edwards, 2005; Blanchard 等, 2005), 但若从汇率对国际投资头寸失衡的调整作用展开分析, 汇率贬值产生的正向估值效应却缓解了美国外债危机 (Lane 和 Milesi-Ferretti, 2007)。因此, 反映估值效应变化路径的金融调整渠道成为新开放经济宏观经济理论的一项重要补充 (Gourinchas 和 Rey, 2014; 范小云等, 2011; 贺力平, 2015; 张明, 2018)。随着全球化程度加深和国际投资规模的扩大, 基于国际投资存量的估值效应越发显著 (Bénétrix 等, 2015; 杨权和鲍楠, 2017; 刘威等, 2018; 刘琨和郭其友, 2020), 金融调整渠道逐渐成为除贸易调整渠道外另一条探索外部经济波动对国内经济影响的重要路径 (Georgiadis 和 Mehl, 2016; 丁志杰等, 2017)。

综合前文所述, 汇率不仅是一项重要的国际经贸政策工具, 而且汇率波动还将对一国经济产生传递影响, 因此围绕汇率传递效应的研究一直是国际经济的热点问题之一。通过对汇率传递效应现有研究的梳理。可以发现, 现有研究主要围绕着汇率波动对进口价格、出口价格以及国内相关价格的影响展开分析。首先, 针对汇率波动对进口价格影响的研究, Campa 和 Goldberg (2002)、Choudhri 和 Hakura (2006)、施建淮等 (2007)、王晋斌和李南 (2008)、项后军和许磊 (2011) 等主要从宏观与中观产业角度探析汇率波动的影响, 其发现汇率传递效应具有不完全性, 并且汇率波动对进口价格、国内生产者价格以及消费者价格的传递程度依次递减, 同时, 通货膨胀、开放程度等宏观因素将对上述传递产生影响。Mallick 和 Marques (2012)、曹伟等 (2019) 等研究进一步深化上述研究内容, 引入依市定价理论、产品价格黏性以及配送成本等微观因素, 细化对汇率传递效应不完全性的解释, 同时, 发现汇率传递效应具有明显的异质性和不对称性, 其中异质性是指进口企业在区域和产业分布等差异因素将决定传递效应的差异, 而不对称性是指汇率升值和贬值、波动幅度大小对于汇率传递效应都有不对称的反应。其次, 针对汇率波动对出口价格影响的研究, Corsetti 和 Dedola (2005)、Berman 等 (2012)、Kugler 和 Verhoogen (2012)、Chen 和 Juvenal (2016)、向训勇等 (2016)、韩剑等 (2017)、程惠芳等 (2018)、易靖韬等 (2019) 等主要从微观企业的异质性着手考察汇率波动对出口价格的传递影响, 上述研究普遍认为汇率波动对出口价格具有显著传递影响, 但企业在出口产品质量、出口企业生产效率、出口企业全球产业链参与程度、出口产品核心程度等方面的异质性将对传递效果的构成影响。再次, 针对汇率波动对一系列决定经济增长相关价格指数影响的研究, Devereux 和 Engel (2007)、黄志刚 (2009)、Shi 和 Xu (2010)、王胜 (2015)、石峰等 (2018) 等利用新开放宏观经济分析范式, 引入中间品生产与贸易部门, 构建动态均衡模型对汇率传递机理展开分析, 研究发现中间品部门的引入将弱化马歇尔-勒纳条件, 进而对汇率传递的不完全性以及传递方向形成全新阐释, 然而关于汇率传递效

应不完全性对整体社会福利影响的研究在学界还未形成统一的解释。

通过梳理上述文献,可以发现,探析汇率传递对国内经济影响的研究仍主要从贸易调整渠道展开,鲜有研究是通过金融调整渠道探析汇率传递效应,而同时考虑金融调整渠道和贸易调整渠道探析汇率传递效应,则可令研究结论更加完善。陈晓莉和刘晓宇(2020)是少有通过金融调整渠道探析人民币汇率传递效应的研究,其发现汇率波动引致外币负债产生的估值效应对国内经济具有显著影响。然而,其外币负债的概念范畴仅限于中国外币借款这个国际投资头寸科目,根据中国国际投资头寸表,截至2019年底中国外币借款仅为1.29万亿美元,占国际投资头寸总额的份额偏小,仅为9.71%。对此,本文在考虑金融调整渠道探析汇率传递效应时,将以双向直接投资作为产生估值效应的资产与负债范围。一方面是因为双向直接投资在中国国际投资头寸总额中占比较大,汇率波动通过金融调整渠道对国内经济的影响将更为显著。根据中国国际投资头寸表,截至2019年底由对外直接投资(2.09万亿美元)与外商直接投资(2.93万亿美元)共同构建的双向直接投资总额达5.02万亿美元,占国际投资头寸总额的37.75%。另一方面是因为双向直接投资属于权益型资产,其价格波动较其他国际投资头寸科目更为活跃,所产生估值效应更为明显(刘琨和郭其友,2016),金融调整程度也能得到充分体现。

### 三、理论模型推导

本文基于对Coourdacier等(2010)、Tille和wincoop(2010)构建经典“两国两商品两投资品”开放宏观经济理论模型的改造,考察汇率波动同时通过金融调整渠道和贸易调整渠道所产生的传递效应。

#### (一) 居民消费

假设居民效用函数如下式所示,H代表本国,F代表外国。

$$\max : E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \frac{1}{1-\sigma} C_{H,t}^{1-\sigma} - \frac{1}{1+\omega} L_{H,t}^{1+\omega} \right) \quad \max : E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \frac{1}{1-\sigma} C_{F,t}^{1-\sigma} - \frac{1}{1+\omega} L_{F,t}^{1+\omega} \right)$$

其中C表示消费,L表示劳动, $\sigma$ 表示消费跨期替代弹性, $\omega$ 表示劳动替代弹性,进而本国与外国的消费函数用常数替代弹性(CES)函数表示为:

$$C_{H,t} = [a_C^{1/\phi_C} (c_{H,t}^H)^{(\phi_C-1)/\phi_C} + (1-a_C)^{1/\phi_C} (c_{F,t}^H)^{(\phi_C-1)/\phi_C}]^{\phi_C/(\phi_C-1)} \quad (1)$$

$$C_{F,t} = [a_C^{1/\phi_C} (c_{F,t}^F)^{(\phi_C-1)/\phi_C} + (1-a_C)^{1/\phi_C} (c_{H,t}^F)^{(\phi_C-1)/\phi_C}]^{\phi_C/(\phi_C-1)} \quad (2)$$

$a_C$ 为消费母国产品的偏好系数, $c_{H,t}^H$ 为t期本国生产且本国消费的产品, $c_{F,t}^H$ 为t期外

国生产且进口至本国消费的产品，相反， $c_{H,t}^F$  为 t 期本国生产且出口至外国消费的产品， $\phi_C$  为消费商品的替代弹性。本国和外国一揽子消费价格  $P_{H,t}^C$  和  $P_{F,t}^C$  表示如下：

$$P_{H,t}^C = [a_C (p_{H,t}^C)^{1-\phi_C} + (1-a_C)(p_{F,t}^C)^{1-\phi_C}]^{1/(1-\phi_C)} ; \quad P_{F,t}^C = [a_C (p_{F,t}^C)^{1-\phi_C} + (1-a_C)(p_{H,t}^C)^{1-\phi_C}]^{1/(1-\phi_C)} \quad (3)$$

其中， $p_{H,t}^C$  为本国商品在本国的售价，相应  $p_{F,t}^C$  为外国商品在本国的售价，所有价格均以本国货币计价，由此，根据消费最优化原则，消费与价格之间的关系可表示为：

$$c_{H,t}^H = a_C \left( \frac{p_{H,t}^C}{P_{H,t}^C} \right)^{-\phi} C_{H,t} \quad ; \quad c_{F,t}^H = (1-a_C) \left( \frac{p_{F,t}^C}{P_{H,t}^C} \right)^{-\phi} C_{H,t} \quad (4)$$

## (二) 企业投资

利用道格拉斯函数描述生产函数，其中， $Y_{H,t}$  为产出， $K_{H,t}$  为资本累积， $z_{H,t}$  为全要素生产率， $\kappa$  为资本与劳动间的替代弹性。

$$Y_{H,t} = z_{H,t} (K_{H,t})^\kappa (L_{H,t})^{1-\kappa} \quad ; \quad Y_{F,t} = z_{F,t} (K_{F,t})^\kappa (L_{F,t})^{1-\kappa}$$

假设对企业的资本投资主要由本国居民与外国居民的投资构成，其中本国居民对外国企业的投资表述为对外直接投资，外国居民对本国企业的投资表述为外商直接投资，因此投资方程可表示为：

$$I_{H,t} = [a_I^{1/\phi_I} (i_{H,t}^H)^{(\phi_I-1)/\phi_I} + (1-a_I)^{1/\phi_I} (i_{F,t}^H)^{(\phi_I-1)/\phi_I}]^{\phi_I/(\phi_I-1)} \quad (5)$$

$$I_{F,t} = [a_I^{1/\phi_I} (i_{F,t}^F)^{(\phi_I-1)/\phi_I} + (1-a_I)^{1/\phi_I} (i_{H,t}^F)^{(\phi_I-1)/\phi_I}]^{\phi_I/(\phi_I-1)} \quad (6)$$

同消费函数类似， $a_I$  为投资母国的偏好系数， $i_{H,t}^H$  为 t 期本国居民对本国的投资， $i_{F,t}^H$  为 t 期外国居民对本国的投资，即外商直接投资， $i_{H,t}^F$  为 t 期本国居民对外国的投资，即对外直接投资， $\phi_I$  为投资替代弹性，本国和外国一揽子投资价格  $P_{H,t}^I$  和  $P_{F,t}^I$  表示为：

$$P_{H,t}^I = [a_I (p_{H,t}^I)^{1-\phi_I} + (1-a_I)(p_{F,t}^I)^{1-\phi_I}]^{1/(1-\phi_I)} ; \quad P_{F,t}^I = [a_I (p_{F,t}^I)^{1-\phi_I} + (1-a_I)(p_{H,t}^I)^{1-\phi_I}]^{1/(1-\phi_I)} \quad (7)$$

其中， $p_{H,t}^I$  为本国投资品价格，相应  $p_{F,t}^I$  为外国投资品价格，由此，根据最优投资原则，投资品与其价格之间的关系表示为：

$$i_{H,t}^H = a_I \left( \frac{p_{H,t}^I}{P_{H,t}^I} \right)^{-\phi_I} I_{H,t} \quad ; \quad i_{F,t}^H = (1-a_I) \left( \frac{p_{F,t}^I}{P_{H,t}^I} \right)^{-\phi_I} I_{H,t} \quad (8)$$

## (三) 约束与均衡

根据居民和企业构建“两国两商品两投资品”模型，居民约束函数表示为：

$$P_{H,t} C_{H,t} + p_{H,t+1}^I i_{H,t+1}^H + p_{F,t+1}^I i_{H,t+1}^F = w_{H,t} L_{H,t} \quad (9)$$

$$P_{F,t} C_{F,t} + p_{F,t+1}^I i_{F,t+1}^F + p_{H,t+1}^I i_{F,t+1}^H = w_{F,t} L_{F,t} \quad (10)$$

进一步将约束函数与效用函数构建拉格朗日方程, 求解欧拉方程为:

$$E_t \left[ \left( \frac{C_{H,t+1}^{-\sigma}}{C_{H,t}^{-\sigma}} \right) \left( \frac{P_{H,t}}{P_{H,t+1}} \right) \right] = E_t \left[ \left( \frac{C_{F,t+1}^{-\sigma}}{C_{F,t}^{-\sigma}} \right) \left( \frac{P_{F,t}}{P_{F,t+1}} \right) \right] \quad (11)$$

同时, 本国与外国的市场出清方程表示为:

$$c_{H,t}^H + c_{H,t}^F + i_{H,t}^H + i_{H,t}^F = Y_{H,t} \quad ; \quad c_{F,t}^F + c_{F,t}^H + i_{F,t}^F + i_{F,t}^H = Y_{F,t} \quad (12)$$

#### (四) 稳态线性化

假定  $p_t^C = p_{H,t}^C / p_{F,t}^C$  且  $p_t^I = p_{H,t}^I / p_{F,t}^I$ , 两式分别表示为本国消费品和投资品相对外国消费品和投资品的价格, 根据 Coeurdacier 等 (2010), 为得到模型稳态值, 将一国的总产出划分为由消费构成的产出  $Y_{C,t}$  和由投资构成的产出  $Y_{I,t}$ , 分别表示为:

$$Y_{C,t} = \frac{c_{H,t}^H + c_{H,t}^F}{c_{F,t}^F + c_{F,t}^H} = (p_t^C)^{-\phi_C} \Omega_{a_C} \left[ \left( \frac{P_{F,t}^C}{P_{H,t}^C} \right)^{\phi_C} \frac{C_{F,t}}{C_{H,t}} \right] \quad \text{其中, } \Omega_{a_C}(x) \equiv \frac{1+x(\frac{1-\alpha}{\alpha})}{x+(\frac{1-\alpha}{\alpha})} \quad (13)$$

$$Y_{I,t} = \frac{i_{H,t}^H + i_{H,t}^F}{i_{F,t}^F + i_{F,t}^H} \equiv (p_t^I)^{-\phi_I} \Omega_{a_I} \left[ \left( \frac{P_{F,t}^I}{P_{H,t}^I} \right)^{\phi_I} \frac{I_{F,t}}{I_{H,t}} \right] \quad (14)$$

假定由产品进出口贸易形成的实际贸易汇率表示为  $CRER_t \equiv P_{H,t}^C / P_{F,t}^C$ , 根据消费的欧拉方程 (11) 和价格 CES 函数 (3) 的线性化求解得到:

$$-\sigma(\hat{C}_{H,t} - \hat{C}_{F,t}) \equiv \hat{CRER}_t = \hat{P}_{H,t}^C - \hat{P}_{F,t}^C = (2a_C - 1) \hat{p}_t^C \quad (15)$$

将 (13) 式进行线性化后联立 (15) 式可得:

$$\hat{Y}_{C,t} = -[\phi_C(1 - (2a_C - 1)^2 + (2a_C - 1)^2 \frac{1}{\sigma})] \left( \frac{1}{2a_C - 1} \right) \hat{CRER}_t \quad (16)$$

假定由投资跨国流动形成的实际投资汇率表示为  $IRER_t \equiv P_{H,t}^I / P_{F,t}^I$ , 将投资一揽子价格公式 (7) 以及表示投资与投资价格间关系的公式 (8) 线性化后, 可得:

$$(\hat{i}_{F,t}^H - \hat{i}_{H,t}^F) = (\hat{i}_{H,t}^H - \hat{i}_{F,t}^F) + 2\phi_I \hat{p}_t^I \quad (17)$$

假设两国严格对称, 本国居民新投资 1 单位至本国企业, 意味本国居民对外国企业的投资少 1 单位, 同时, 利用  $e^{-\tau}$  表示本国对外国的投资障碍,  $\tau$  值越高投资障碍越大, 关系为:

$$i_{H,t}^H = -(1-i)e^{-\tau} i_{H,t}^F$$

进一步将上式代入 (17), 联立线性化后的 (14) 式, 可得:

$$\hat{Y}_{I,t} = [2\phi_I(2a_I - 1) \frac{(1-i)e^{-\tau}}{ie^{-\tau} + i - e^{-\tau}} - 2\phi_I(2 - a_I)] \frac{1}{(2a_I - 1)} \hat{IRER}_t \quad (18)$$

由此, (16) 和 (18) 式分别反映了汇率波动通过贸易调整渠道对产出的传递效应, 以

及汇率波动通过金融调整渠道对产出的传递效应，其中，产出  $\hat{y}$  可表示本国经济总量偏离稳态的变动幅度，即经济增长。因此，由（16）式可看出，汇率  $\hat{CER}$  的系数为负，表示若本币汇率升值，通过贸易调整渠道对本国经济增长具有负面传递效应。反观（18）式，汇率  $\hat{IRER}$  系数的正负号难以判断，因此，汇率波动通过金融调整渠道对本国经济增长的传递效应方向和程度将取决于投资替代弹性、投资障碍和投资母国偏好系数这三个外生变量的取值。

#### 四、实证分析与传递机制检验

##### （一）模型设定

根据模型推导的结果，汇率波动分别通过金融调整渠道和贸易调整渠道对国内经济增长的传递效应得以反映，然而，汇率波动通过金融调整渠道对国内经济增长的传递效应方向和程度仍需由投资障碍、投资偏好以及投资替代弹性等外生变量的取值决定。因此，为进一步考察该传递效应的方向、程度以及持续性，本文基于 2003-2019 年中国月度经济数据，利用单变量自回归分布滞后模型（ARDL）展开实证分析，具体回归模型如下：

$$\Delta Y_t^j = \sum_{i=1}^1 \gamma Y_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \zeta \Delta CRER(\nu \Delta IRER) + \theta X_t + \varepsilon_t \quad (19)$$

设定被解释变量  $\Delta Y_t^A$  表示为中国整体经济增长，此外，基于本文构建的“两国两商品两投资品”开放经济模型发现，构成经济增长的两个重要内容分别是消费拉动的经济增长和投资拉动的经济增长，并分别以  $\Delta Y_t^C$  和  $\Delta Y_t^I$  予以表示。 $\Delta Y_{t-1}^j$  表示被解释变量的滞后项，核心解释变量  $CRER$  和  $IRER$  分别表示实际贸易汇率和实际投资汇率，并分别反映通过贸易调整渠道和金融调整渠道的汇率波动。同时，考虑实证分析的内生性问题，参考已有研究，模型进一步控制国外需求、本国物价水平、本国生产成本、外国生产成本（曹伟等，2019；易靖韬等，2019；陈晓莉和刘晓宇，2020）和双方投资障碍等变量的影响。

##### （二）数据选取

对于反映整体经济增长的变量  $\Delta Y_t^A$ ，其数据来源于利用内插法得到的 2003-2019 年月度经济增长数据。对于  $\Delta Y_t^C$  和  $\Delta Y_t^I$ ，其数据分别来源于国家统计局公布的“最终消费支出对 GDP 增长贡献率”和“资本形成总额对 GDP 增长贡献率”与变量  $\Delta Y_t^A$  数据的乘积。此外，根据本文所构建的开放经济模型可知，国内外商品实际价格形成的实际贸易汇率与国内外投资价格形成的实际投资汇率具有明显区别，其中，对于实际投资汇率的测算，本文参考 Lane 和 Shambaugh（2010），分别按对外直接投资（OFDI）和外商直接投资（FDI）中中国每年与世界其他国家投资往来存量作为权重，计算公式为：

$$IRER_t^{OFDI} = \sum_{j=1}^{j=N} \chi_{jt}^{OFDI} \times \% \Delta E_{jt} ; \quad IRER_t^{FDI} = \sum_{j=1}^{j=N} \vartheta_{jt}^{FDI} \times \% \Delta E_{jt} \quad (20)$$

$IRER_t^{OFDI}$  和  $IRER_t^{FDI}$  表示由中国对外直接投资和外商直接投资构成的实际投资汇率,  $\chi_{jt}^{OFDI}$  表示中国对外直接投资中各国投资额所占的比重,  $g_{jt}^{FDI}$  表示国外各国对中国直接投资的投资额所占的比重。 $\% \Delta E_{jt}$  各国货币兑人民币的汇率波动程度, 本文实证部分的汇率数据采用直接标价法表示, 即汇率上升表示人民币贬值, 汇率下降表示人民币升值。由于中国与世界各国的投资往来较多, 本文分别选取对外直接投资和外商直接投资规模前 30 位的国家, 并将中国与该 30 国的投资存量作为总投资存量, 即公式 (20) 中 N 为 30。从所选取的前 30 国与中国投资往来的存量规模来看, 该 30 国与中国之间发生的 OFDI 与 FDI 存量占总规模的比重达 90% 以上, 具有较强代表性。由于投资存量中国商务部每年公布仅一次, 因此, 权重  $\chi_{jt}^{OFDI}$  和  $g_{jt}^{FDI}$  每年更新一次,  $\% \Delta E_{jt}$  源自人民币与该 30 国货币之间的每月月末汇率牌价所计算的月度汇率波动。最后, 根据公式 (20) 计算  $IRER_t^{OFDI}$  和  $IRER_t^{FDI}$  的月度数据。此外, 实际贸易汇率  $CRER$  以及 ARDL 模型中相关控制变量的释义与计算详见表 1。

表 1 变量含义及数据来源

变量属性	变量简称	定义	来源	数据计算
被解释变量	$\Delta Y^A$	整体经济增长	中国统计局	基于 2003-2019 年中国季度经济增长数据, 利用内插法平滑得到 2003-2019 年月度经济增长数据
	$\Delta Y^C$	通过消费拉动的经济增长	中国统计局	以国家统计局公布的“最终消费支出对 GDP 增长贡献率”与上述整体经济增长月度数据乘积
	$\Delta Y^I$	通过投资拉动的经济增长	中国统计局	以国家统计局公布的“资本形成总额对 GDP 增长贡献率”与上述整体经济增长月度数据乘积
核心解释变量	$CRER$	贸易实际汇率	BIS	基于国际货币清算中心 (BIS) 公布的月度人民币实际贸易汇率指数, 计算贸易实际汇率变化率
	$IRER_t^{OFDI}$	对外直接投资加权汇率	中国商务部	根据公式 (20) 计算而得
	$IRER_t^{FDI}$	外商直接投资加权汇率	中国商务部	根据公式 (20) 计算而得
控制变量	$CPI$	中国物价变化	WIND	以 CPI 价格指数计算月度变动率
	$PPI$	中国产品成本变化	WIND	以 PPI 价格指数计算月度变动率
	$FPPI$	进口产品成本变化	WIND	利用美国 PPI 价格指数计算月度变动率
	$FGDP$	外国总需求变化	WIND	以美国、日本和欧元区三大经济体合计数代表外国总需求, 并计算该合计数的月度 GDP 变化率
	$OPEN$	中国金融开放度变化率	中国商务部	每月末 OFDI 和 FDI 总额除以月度经济总量

### (三) 滞后、平稳性与协整检验

针对被解释变量以及核心解释变量, 本文首先采用 HQIC、AIC 及 SBIC 等信息准则进行选取, 发现反映整体经济增长 ( $\Delta Y^A$ )、通过投资和通过消费拉动的经济增长 ( $\Delta Y^I$  和  $\Delta Y^C$ ) 最优滞后期数都为 1 期或 4 期; 外商直接投资的实际投资汇率的  $IRER_t^{FDI}$  最优滞后期数为 3 期, 对外直接投资的实际投资汇率  $IRER_t^{OFDI}$  最优滞后期数为 2-3 期, 实际贸易汇率  $CRER$  最

优滞后期数为 4 期。此外，为了推动中国开放型经济新体制建设，本文进一步发掘投资开放程度在汇率传递效应中发挥的作用，引入投资开放程度与两类实际投资汇率的交乘项  $OPEN \times IREER_t^{OFDI}$  和  $OPEN \times IREER_t^{FDI}$ ，并判断其最优滞后期数均为 1 期。控制变量中  $FGDP$  最优滞后期为 3 期，其余控制变量无最优滞后期。为了进一步降低实证分析的内生性，在回归模型 (19) 式中加入经济增长第 1 期和第 4 期滞后项，并且在实证过程中引入上述最优滞后项以反映汇率波动传递的时滞。所有滞后变量均在原变量名前加“Ln”予以表示。

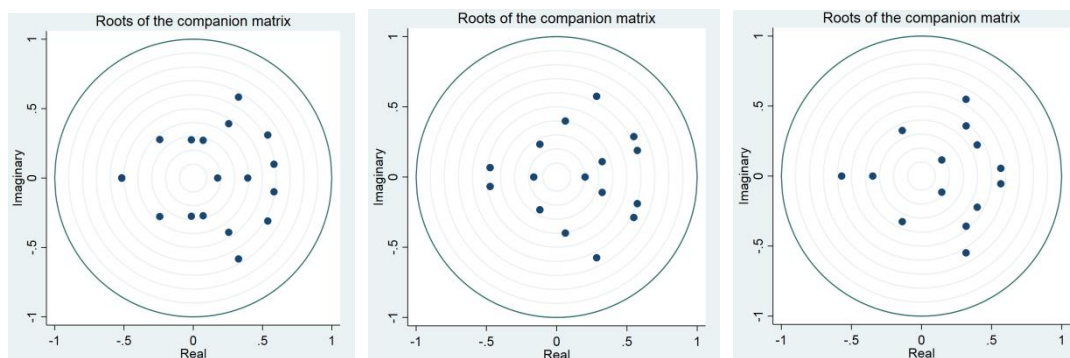


图 1 三组变量的单位圆系统稳定性判别图

表 2 平稳性检验结果

检验方法	第一组		第二组		第三组	
	Statistic	Prob.**	Statistic	Prob.**	Statistic	Prob.**
LLC	-16.1695	0.0000	-18.6473	0.0000	-14.7488	0.0000
IMP	-22.7284	0.0000	-20.8598	0.0000	-17.3746	0.0000
ADF	476.9147	0.0000	405.7990	0.0000	310.3770	0.0000
PP	654.9643	0.0000	579.7750	0.0000	484.2070	0.0000

由于本文实证采用时间序列数据，需考察变量的平稳性，根据开放经济模型的推导结果，将上述被解释变量与解释变量分三组进行平稳性检验。其中，总体经济增长与实际投资汇率、实际贸易汇率的关系构成一组，包括  $\Delta Y_t^A$  与  $IREER_t^{OFDI}$ 、 $IREER_t^{FDI}$ 、 $CRER_t$  以及相关控制变量；通过投资拉动的经济增长与实际投资汇率关系构成一组，包括  $\Delta Y_t^I$  与  $IREER_t^{OFDI}$ 、 $IREER_t^{FDI}$  以及相关控制变量；通过消费拉动的经济增长与实际贸易汇率关系构成一组，包括  $\Delta Y_t^C$  与  $CRER_t$  以及相关控制变量。三组变量在 VAR 单位根平稳性检验后，依次发现所有特征值都落在单位圆之内（图 1），三组数据都通过 ADF、PP、IM 以及 LLC 四种平稳性检验（表 2），故变量是稳定的。由于三组变量均以变化率形式反映，因此进行协整关系检验时，无需差分处理，通过 Johansen 检验发现上述三组变量均存在可靠的协整关系（表 3）。



表 3 协整检验结果

存在协整	第一组		第二组		第三组	
	Statistic	Prob.**	Statistic	Prob.**	Statistic	Prob.**
None *	527.0096	0.0001	442.1078	0.0000	453.4026	0.0001
At most 1 *	389.1739	0.0000	325.0843	0.0000	320.8107	0.0000
At most 2 *	277.6024	0.0000	217.2088	0.0000	202.2634	0.0000
At most 3 *	206.5956	0.0000	165.8013	0.0000	130.7835	0.0000
At most 4 *	159.5238	0.0000	120.1857	0.0000	83.3552	0.0000

## (四) 实证结果及分析

接下来, 利用 ARDL 模型检验汇率波动通过金融调整渠道与贸易调整渠道对国内经济增长的传递效应, 即考察实际投资汇率波动、实际贸易汇率波动对 GDP 增长率的影响。为详细刻画回归关系, 以下分四组检验: (1) 人民币汇率波动通过金融调整渠道和贸易调整渠道对整体经济增长的传递效应; (2) 人民币汇率波动通过贸易调整渠道对以消费拉动的经济增长的传递效应; (3) 人民币汇率波动通过金融调整渠道对以投资拉动的经济增长的传递效应; (4) 人民币汇率波动通过金融调整渠道和贸易调整渠道对以投资拉动的经济增长的传递效应, 并探析投资对外开放程度在该传递机制中的作用。回归结果如表 4 所示。

表 4 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\Delta Y^A$	$\Delta Y^A$	$\Delta Y^C$	$\Delta Y^I$
$L1 - \Delta Y^A$	0.323*** (5.27)	0.313*** (5.09)		
$L4 - \Delta Y^A$	0.022 (0.46)	0.0287 (0.60)		
$L1 - \Delta Y^I$				0.303*** (5.08)
$L4 - \Delta Y^I$				0.0303 (0.66)
$L1 - \Delta Y^C$			0.351*** (5.18)	
$L4 - \Delta Y^C$			0.0309 (0.57)	
$IRER^{FDI}$	-2.294*** (-3.38)	-2.677*** (-3.72)		-1.292*** (-3.83)
$L3 - IRER^{FDI}$	1.428** (2.19)	1.440** (2.20)		1.191*** (3.82)
$IRER^{OFDI}$	1.273** (2.11)	1.567** (2.47)		0.711** (2.35)
$L2 - IRER^{OFDI}$	-0.436** (-2.10)	-0.422** (-2.03)		-0.049 (-0.46)
$L3 - IRER^{OFDI}$	-0.387 (-0.64)	-0.45 (-0.74)		-0.704** (-2.42)

$OPEN \times IRRER^{FDI}$		5.421 (1.07)		
$L1 - OPEN \times IRRER^{FDI}$		10.03** (2.07)		
$OPEN \times IRRER^{OFDI}$		-6.565 (-0.84)		
$L1 - OPEN \times IRRER^{OFDI}$		-13.93* (-1.82)		
$CRER$	0.0252 (0.17)	0.0923 (0.60)	-0.0165 (-0.16)	
$L4 - CRER$	0.584*** (3.35)	0.608*** (3.45)	0.465*** (4.00)	
$OPEN$	-0.291*** (-9.49)	-0.289*** (-9.11)	-0.202*** (-10.18)	-0.159*** (-10.53)
$L1 - OPEN$	0.162*** (4.61)	0.134*** (3.56)	0.104*** (4.52)	0.0815*** (4.59)
$CPI$	-0.621* (-1.77)	-0.531 (-1.50)	-0.595** (-2.43)	-0.248 (-1.52)
$PPI$	0.0317 (0.09)	-0.0443 (-0.13)	-0.0782 (-0.33)	-0.00768 (-0.04)
$FGDP$	1.044*** (5.26)	1.117*** (5.54)	0.275*** (3.44)	0.588*** (5.92)
$L3 - FGDP$	-1.197*** (-6.12)	-1.197*** (-6.12)	-0.526*** (-5.34)	-0.444*** (-4.73)
$FPPI$	0.114 (0.50)	0.112 (0.48)	0.15 (0.94)	-0.0507 (-0.45)
$_cons$	0.0109*** (5.15)	0.0108*** (5.05)	0.00640*** (4.62)	0.00510*** (4.89)
$N$	200	200	200	200
$R-squared$	0.8456	0.8500	0.7485	0.8304

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5% 和 1% 的置信水平显著，括号内为回归系数的 t 值。

首先，第（1）组检验结论反映的汇率波动通过贸易调整渠道对经济增长的传递效应，与本文第三部分理论模型的推导结论相同，即人民币汇率贬值将对促进中国通过消费拉动的经济增长，进而推动整体经济增长，并且该促进效应在汇率波动通过贸易调整渠道之后的第 4 期开始显著，汇率传递效应具有一定时滞。同时，从系数上看，汇率贬值幅度 1%，对经济增长的推动反应为 0.58%，说明人民币汇率通过贸易调整渠道的传递效应还具有显著的不完全性。上述结论与大部分以国际贸易为基础的现有研究基本一致。

其次，第（1）组检验结论反映的汇率波动通过金融调整渠道对经济增长的传递效应，也与本文第三部分理论模型的推导结论相同，但仍无法直接判定传递效应的方向，需要在考虑直接投资双向性的前提下，进一步分解实证结论。基于投资双向性的考虑，汇率的单向变动对于外商直接投资（FDI）和对外直接投资（OFDI）这两类资产的价值变化可产生不同方向的影响，并且传递效应也会随着时间的推移产生显著变化。

从 FDI 角度分析，外资的引入是推动中国经济增长的一项重要因素，若即期人民币汇率贬值对当期以人民币计价的 FDI 将产生负向估值效应，从而带动 FDI 整体价值下降，以此导致支持经济增长的投资存量价值下降，不利于当期经济增长；但是人民币汇率贬值也可

导致国内以人民币计价的资产价值相对下降, 国外资本投资国内资产的意愿提升, 带动 FDI 流量提升, 进而对经济增长起到显著正向作用。因此, 即期汇率 ( $IRER^{FDI}$ ) 贬值对当期经济增长显著为负, 而对滞后期的经济增长有正向作用。

从 OFDI 角度分析, 基于获取市场、资源、技术、战略资产等动机 (文余源和杨钰倩, 2021) 而实施的对外投资也能有效推动中国经济增长, 若即期人民币汇率贬值对当期以外币计价的 OFDI 资产将产生正向估值效应, 从而带动中国企业海外投资存量资产价值的上升, 有利于当期中国经济增长; 但是人民币汇率贬值将导致以外币计价的海外资产价值相对上升, 通过对外直接投资或并购的成本将上升, 一定程度上阻碍中国企业通过“走出去”实现市场、资源、技术、战略资产获取等动机, 进而对中国经济增长起到一定消极影响。因此, 即期汇率 ( $IRER^{OFDI}$ ) 贬值对当期经济增长显著为正, 而对滞后期的经济增长有负向作用。

从回归系数来看, 由于中国 OFDI 存量份额占外部资产份额的比重较 FDI 存量份额占外部负债份额的比重低, 汇率  $IRER^{OFDI}$  波动引致的金融调整程度相对于汇率  $IRER^{FDI}$  波动引致的金融调整程度, 对整体经济的影响程度偏弱。即不论是即期还是滞后期的影响, 虽然方向相反, 但前者都明显弱于后者。如即期  $IRER^{OFDI}$  系数为 1.273 小于即期  $IRER^{FDI}$  系数 -2.294 的绝对值; 滞后期  $IRER^{OFDI}$  系数为 -0.436 的绝对值小于滞后期  $IRER^{FDI}$  系数 1.428。因此, 从整体来看, 人民币汇率波动通过金融调整渠道对中国经济增长的传递效应, 在即期起到阻碍作用, 但在滞后期起到一定的推动作用。由于直接投资双向分布比例的不对称性, 汇率波动通过金融调整渠道对经济增长的传递效应呈现明显的不对称性。因此, 对于 OFDI 比重偏大的国家, 如英国、荷兰等, 其汇率波动通过金融调整渠道的传递效应可能则与中国相反。

第三, 基于 (2) 组实证检验结论, 发现在考察汇率波动通过金融调整渠道对经济增长传递效应的过程中, 投资开放程度起到了显著作用。投资开放在即期虽然阻碍经济增长, 但在滞后期则显著推动经济增长, 这与中国持续推进改革开放的基本理念相吻合。进一步结合汇率波动传递效应与金融调整渠道来看, 滞后期交乘项  $OPEN \times IRER^{FDI}$  对中国经济增长的作用系数显著为正值, 表明当人民币贬值引致国内资产价值相对下降, 外资投资中国资产的意愿增强, 这时投资开放程度较高可令引进外资的渠道更加通畅, 对中国经济增长的推动作用越强。然而, 投资开放也具有两面性, 滞后期交乘项  $OPEN \times IRER^{OFDI}$  对中国经济增长的作用系数显著为负值, 表明当人民币贬值引致国外资产价值相对上升, 中国企业在海外的投资存量获得升值, 投资收益目标变得更容易实现, 但继续对海外投资的成本将加大, 此时若投资开放程度较高, 容易令中国企业产生短视行为, 即转回经营利润而非以经营利润继续投资。因此, 投资开放程度提高可加速汇率波动通过金融调整渠道对经济增长的传递效应。同时,

基于该结论，围绕中国经济增长目标，结合汇率波动方向、投资双向性与不对称性以及汇率波动通过金融调整渠道传递效应的时滞，政策方面可考虑设定更丰富且更具有弹性的投资开放程度，实现更高对外开放水平促进经济增长的目标。例如，在人民币发生贬值期间内，外资具有配置价格相对偏低国内资产的需求，此时可适当扩大外资引进力度，提高投资开放水平，进而推动经济增长；相反，在人民币发生升值期间内，国内资本具有配置价格偏低海外资产的需求，此时可适当鼓励人民币资本“走出去”，采用签订投资协定等方式扩大对外直接投资配置，获取更高的资本获利空间。

第四，在实证结果的稳健性检验方面，本文基于变量平稳性与协整检验之外，将整体经济增长水平依照开放经济模型的推导结果拆分为通过消费拉动的经济增长和通过投资拉动的经济增长，并依次分别对于汇率波动通过贸易调整渠道对经济增长的传递效应以及通过金融调整渠道对经济增长的传递效应展开实证检验，根据第（3）和（4）组的实证结论，其关键变量的显著程度以及方向都与第（1）和（2）组相近，说明实证结论稳健。此外，本文采用 ARDL 模型展开实证检验，控制了被解释变量的滞后项以及相关影响经济增长的常用变量，一定程度上降低了本实证检验的内生性。

## 五、结论与政策启示

### （一）结论

基于经济全球化发展的现状，金融调整渠道对国际经贸的影响已然显著，然而，通过梳理汇率传递效应以及相关金融调整渠道的研究文献，发现基于贸易调整渠道研究汇率波动传递效应的研究成果已相当丰富，但是基于金融调整渠道研究汇率波动传递效应的研究却鲜有涉及。本文通过构建开放宏观模型，同时考察汇率波动通过贸易调整渠道和金融调整渠道对国内经济的传递效应，发现本币贬值后通过贸易调整渠道将有利于本国经济的增长，但是本币贬值后通过金融调整渠道对本国经济增长的影响较为复杂，其与投资开放程度、国内外资产替代弹性及投资偏好等外生变量的取值相关，无法直接判断。

本文进一步利用 ARDL 模型展开实证分析，发现汇率波动通过贸易调整渠道对经济增长的影响与理论模型的推导结论相符，且存在传递的不完全性和时滞性，该结论与现有汇率传递效应的研究基本一致。然而，考虑到直接投资资产具有双向性，在实证过程中，将汇率波动通过金融调整渠道的影响分为两部分展开，即将实际投资汇率分为对外直接投资加权汇率（ $IRER^{OFDI}$ ）和外商直接投资汇率（ $IRER^{FDI}$ ），两类汇率波动在通过金融调整渠道后对经济增长的传递效应在即期和滞后期都呈现相互抵消的态势，使得通过金融调整渠道的汇率传

递效应呈现出一定复杂性。其中, 汇率  $IRER^{OFDI}$  的贬值通过金融调整渠道对经济增长产生滞后的不利影响, 而汇率  $IRER^{FDI}$  的贬值作用则相反。与此同时, 实证分析还发现投资开放程度的提升将有利于放大汇率波动通过金融调整渠道对经济增长的传递效应。

## (二) 政策启示

随着经济全球化, 国家间相互投资的存量规模日趋庞大, 基于汇率波动的估值效应也随之日益显著, 因而汇率波动通过金融调整渠道对经济增长的影响已较为明显, 金融调整渠道逐渐成为贸易调整渠道之外, 又一条重要的汇率传递通道。进一步看, 随着近年来中国 OFDI 存量的快速增长, 在金融调整渠道下, 基于 OFDI 资产的汇率 ( $IRER^{OFDI}$ ) 波动传递效应较之基于 FDI 资产的汇率 ( $IRER^{FDI}$ ) 波动传递效应, 将呈现日益显著的态势。

基于本文理论模型推导与实证分析的结果, 为更加全面考察或制定涉及汇率传递的相关经济政策, 首先不仅应考虑汇率传递的贸易调整渠道, 也需要充分考虑汇率传递的金融调整渠道; 其次不仅应关注基于 FDI 资产下的汇率传递效应, 也应关注基于 OFDI 资产汇率传递效应; 最后应注重设计更丰富且更有弹性的投资开放策略, 在汇率波动通过金融调整渠道对经济增长的传递影响过程中, 减少投资开放的不利影响, 放大其有利效用, 进而推动高水平开放新格局的构建。

## 【参考文献】

- [1]曹伟,万谍,钱水土,金朝辉.“一带一路”背景下人民币汇率变动的进口价格传递效应研究[J].经济研究,2019,54(06):136-150.
- [2]陈晓莉,刘晓宇.人民币汇率传递的金融渠道——理论分析与实证检验[J].金融论坛,2020,25(02):31-43.
- [3]程惠芳,成蓉.全球价值链中的汇率价格传递效应、生产率调节效应与贸易增长——基于 WIOD 和 PWT 匹配数据的研究[J].国际贸易问题,2018(05):78-91.
- [4]丁志杰,李少昆,张堃.我国国际收支的金融调整渠道分析[J].国际贸易,2017(09):61-65.
- [5]范小云,肖立晟,方斯琦,从贸易调整渠道到金融调整渠道——国际金融外部调整理论的新发展[J].金融研究,2011(02):194-206.
- [6]韩剑,郑秋玲,邵军.多产品企业、汇率变动与出口价格传递[J].管理世界,2017(08):14-26+187.
- [7]贺力平.估值效应和货币错配再定义:兼论汇率风险概念的一个宏观经济新应用[J].国际金融研究,2015(09):86-96.
- [8]黄志刚.加工贸易经济中的汇率传递:一个 DSGE 模型分析[J].金融研究,2009(11):32-48.
- [9]刘琨,郭其友.《估值效应规模及结构对外部均衡调整的影响——基于中、美、日及欧元区的实证研究》[J].亚太经济,2016(1):37-43.
- [10]刘琨,郭其友.估值效应与外部权益资产结构:基于 NOEM 分析框架的研究[J].世界经济研究,2020(01):54-67+81+136.
- [11]刘琨,许建伟.外部失衡下的金融调整:理论发展及对中国启示[J].兰州学刊,2019(04):60-75.
- [12]刘威,黄晓琪,陈继勇.金融发展、估值效应与外部失衡调节——基于两类金融渠道的比较研究[J].国际贸易问题,2018(01):164-174.
- [13]施建淮,傅雄广,许伟.人民币汇率变动对我国价格水平的传递[J].经济研究,2008(07):52-64.
- [14]石峰,王忬,龚六堂.汇率传递异质性、中间品贸易与中国货币政策[J].世界经济,2018,41(07):25-48.
- [15]王晋斌,李南.中国汇率传递效应的实证分析[J].经济研究,2009,44(04):17-27+140.
- [16]王胜.国际货币、汇率传递与货币政策[J].金融研究,2015(03):18-35.
- [17]文余源,杨钰倩.投资动机、制度质量与中国对外直接投资区位选择[J].经济学家,2021(01):81-90.
- [18]向训勇,陈婷,陈飞翔.进口中间投入、企业生产率与人民币汇率传递——基于我国出口企业微观数据的实证研究[J].金融研究,2016(09):33-49.
- [19]项后军,许磊.汇率传递与通货膨胀之间的关系存在中国的“本土特征”吗?[J].金融研究,2011(11):74-87.
- [20]肖立晟,陈思翀.中国国际投资头寸表失衡与金融调整渠道[J].经济研究,2013(07):20-34.
- [21]杨权,鲍楠.金砖国家估值效应的规模及结构分析:1970~2015年[J].世界经济研究,2017,(10):93-110+137.
- [22]易靖韬,刘昕彤,蒙双.中国出口企业的人民币汇率传递效应研究[J].财贸经济,2019,40(05):112-126.
- [23]张明.全方位透视中国外汇储备下降:估值效应、适度规模与资产结构[J].学术研究,2018(07):97-102.
- [24]B é n é trix A.S., Lane, P.R., Shambaugh, J.C.. International currency exposures, valuation effects and the global financial crisis[J].Journal of International Economics,2015.96(S1): 98-109.
- [25]Berman,N., MartinP., Mayer T.. How Do Different Exporters React to Exchange Rate Changes?[J]. Quarterly Journal of Economics, 2012,127(1):437—492.
- [26]Blanchard O., Francesco G., Filipa S.. International Investors, the U.S. Current Account, and the Dollar[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2005,36(1):1-66
- [27]Campa J.M., Goldberg L.S.. Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro

Phenomenon?[R]. NBER Working Paper No.8934,2002.

[30]Chen N., Juvenal L.. Quality, Trade,and Exchange Rate Pass-through[J], Journal of International Economics, 2016(100):61-80.

[31]Choudhri E.U., Hakura D.S.. Exchange Rate Pass-through to Domestic Prices:Does the Inflationary Environment Matter?[J]. Journal of International Money and Finance, 2006,25(4):.614-639.

[32]Coeurdacier N., Kollmann, R., Martin, P.. International portfolios, capital accumulation and foreign assets dynamics[J]. Journal of International Economics, 2010, 80(1): 100-112.

[33]Corsetti G., Konstantinou P.T.. Current Account Theory and the Dynamics of US Net Foreign Liabilities[R]. CEPR Discussion Papers 4920, 2005.

[34]Corsetti, G., Dedola, L.. A Macroeconomic Model of International Price Discrimination[J]. Journal of International Economics, 2005,67(1): 129-155.

[35]Devereux M, Sutherland A.. Valuation effects and the dynamics of net external assets[J]. Journal of International Economics, 2010,80(1): 129-143.

[36]Devereux M, Engel C.. Expenditure Switching versus Real Exchange Rate Stabilization: Competing Objectives for Exchange Rate Policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2007, 54(8): 2346-2374.

[37]Dornbusch R.. Expectations and Exchange Rate Dynamics[J]. Journal of Political Economy, 1976, 84(6): 1161-1176.

[38]Edwards, S.. The end of large current account deficits: 1970-2002: are there lessons for the United States?[J].Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole, 2005:205-268.

[39]Georgiadis G., Mehl A.. Financial globalisation and monetary policy effectiveness[J] Journal of International Economics, 2016, 103(C): 200-212.

[40]Gourinchas P.O., Rey H.. International Financial Adjustment[J]. Journal of Political Economy, 2007, 115(4): 665-703.

[41]Gourinchas P.O., Rey H.. External Adjustment, Global Imbalances, Valuation Effects[M]. Handbook of International Economics, Elsevier, 2014.

[42]IMF. World Economic Outlook--Globalization And External Imbalances[M]. Washington,D.C: IMF Multimedia Service Division,2005.

[43]Krugman P.. Pricing to Market when the Exchange Rate Changes[R]. NBER Working Papers 1926, 1986.

[44]Kugler M., Verhoogen E.. Prices, Plant Size, and Product Quality. Review of Economic Studies, 2012, 79(1): 307-339.

[45]Lane P.R., Milesi-Ferretti G.M.. The external wealth of nations: measures of foreign assets and liabilities for industrial and developing countries[J]. Journal of International Economics, 2001(55): 263 - 294.

[46]Lane P.R., Milesi-Ferretti G.M.. The external wealth of nations mark II Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004[J]. Journal of International Economics, 2007, 73(2):223-250.

[47]Lane P.R., Shambaugh J.C.. Financial Exchange Rates and International Currency Exposures[J]. American Economic Review, 2010, 100(1): 518-40.

[48]Mallick S., Marques H.. Pricing to Market with Trade Liberalization: The Role of Market Heterogeneity and Product Differentiation in India's Exports[J]. Journal of International Money and Finance, 2012(31): 310-336.

[49]Mann, C.L.. The US Current Account, New Economy Services, and Implications for Sustainability[J]. Review of International Economics, 2004,12(2): 262-276.

[50]Obstfeld M., Rogoff K.. Global current account imbalances and exchange rate adjustments[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2005, 36(1): 67-123.

[51]Shi K., Xu J.Y.. Intermediate Goods Trade and Exchange Rate Pass-Through[J].Journal of Macroeconomics,2010,32(2):571-583.

[52]Tille C., Wincoop V.. International capital flows[J]. Journal of International Economics, 2010, 80(2): 157-175.

# 数字普惠金融能否改善不平衡不充分的发展局面？

肖 威<sup>1</sup>

**【摘要】**中国经济发展的区域不平衡已经成为亟待解决的重要问题。本文利用县域经济数据和城市经济数据分别进行面板分位数回归研究，发现数字普惠金融发展能够通过存款机制和贷款机制有效促进经济增长，并且经济增长效应在经济欠发达地区强于经济较发达地区。数字普惠金融的二级指标覆盖广度、使用深度和数字化程度都能促进经济增长，其中覆盖广度对缩小区域经济发展差距的作用最大，而使用深度对促进经济增长的作用最大。分地区回归结果表明数字普惠金融促进中西部地区经济增长的作用大于东部地区，它既能缩小中西部地区与东部地区的经济发展差距，也能缩小区域内部的经济发展差距。最后，本文提出实施数字普惠金融优先发展战略、平衡区域之间数字普惠金融发展等政策建议。

**【关键词】**数字普惠金融；地区经济增长；区域经济发展差距；面板数据分位数回归

## 一、引言

自改革开放以来，中国经济增长取得了举世瞩目的骄人成绩，人均 GDP 从 1978 年的 385 元增长到 2020 年的 72447 元<sup>2</sup>，脱贫人数超过 7 亿<sup>3</sup>。然而在经济增长的同时，中国的区域经济发展差距问题也日益突出。党的十九大报告指出，中国特色社会主义进入新时代，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。不平衡不充分的发展体现在经济社会发展的方方面面，其中一个重要表现就在于当前中国存在较大的区域经济发展差距。习近平(2019)指出，我国当前“区域经济发展分化态势明显、发展动力极化现象日益突出、部分区域发展面临较大困难”。区域经济发展的不平衡已经形成对中国经济可持续、高质量发展的严峻挑战。如何进一步提高区域经济发展水平，缩小区域间的经济发展差距，成为中国宏观经济管理工作的重要课题。

近年以来，信息技术的飞速进步，推动了数字经济和数字金融的蓬勃发展。中国充分地抓住了这一场深刻的技术进步与变革的机遇，在数字金融的推广应用方面走在了世界的前列。支付宝作为中国数字金融的代表之一，拥有的活跃用户至 2020 年已经超过 7 亿<sup>4</sup>。数字

<sup>1</sup> 肖威，华侨大学经济与金融学院。

<sup>2</sup> 数据来源于国家统计局网站。

<sup>3</sup> 数据来源于国务院新闻办公室 2021 年 4 月 6 日发布的《人类减贫的中国实践》白皮书。

<sup>4</sup> 数据来源于《蚂蚁科技集团股份有限公司首次公开发行股票并在科创板上市招股意向书》。



金融被广泛地应用于经济活动的各个角落, 必然会对中国经济发展产生深远的影响。首先, 数字金融本身具备金融属性。金融发展理论认为, 一个好的金融体系, 以及金融深化能够通过影响储蓄投资等决策, 进而推动经济增长(McKinnon, 1973)。因此, 数字金融发展对于经济增长具有一定的促进作用。其次, 数字金融对经济增长的促进作用不同于传统金融。它以零边际成本甚至是边际收益递增的特征, 将传统金融难以覆盖的客户纳入进来, 大幅改善了金融服务的可得性和便利性, 特别是对于原先无法接触到金融市场的群体而言(张勋等, 2019)。正是由于这些特性, 数字金融能够有效促进城乡间和区域间的机会平等, 在推动经济增长和缩小经济发展差距方面被人们寄予厚望。本文正是在这样的现实背景下, 着重探讨数字金融的普惠特性(下文简称为数字普惠金融)对于缩小区域经济发展差距的作用。

对于数字普惠金融发展是否能够促进经济增长和缩小经济发展差距这一问题进行深入而细致的研究, 具有十分重要的理论和实践价值。一方面, 数字经济发展是近年的新现象, 其理论构建目前还方兴未艾。本文对其经济影响的研究能够深化人们对数字经济的认识, 完善数字金融的经济效应理论。另一方面, 建设中国特色社会主义, 必须大力促进经济欠发达地区的发展, 缩小地区之间的经济发展差距。贫穷不是社会主义, 两极分化也不是社会主义。区域之间均衡发展是社会主义的应有之义。本文的研究能够为促进数字普惠金融发展、缩小区域经济发展差距的政策制订提供一定参考。相对于现有文献, 本文的边际贡献主要是拓展了数字普惠金融福利评估的范围。既有文献大多集中于讨论数字普惠金融对于缩小城乡差距的作用, 而本文对于数字普惠金融如何缩小区域间的经济发展差距提供了理论与实证层面的解释。此外, 本文还就数字普惠金融推动经济增长的具体机制进行了讨论, 对当前文献起到了补充作用。

## 二、文献综述

本文讨论的核心问题有两个, 一是数字普惠金融发展对地区经济增长的影响, 二是数字普惠金融发展影响经济增长在地区之间的差异性。相关研究集中于以下几个方面:

一是研究金融发展和普惠金融发展对经济增长的影响。这一支文献最早应追溯到金融发展和金融抑制理论(McKinnon, 1973)。学者们普遍认同金融发展对于经济增长的促进作用, 如 Levine(1999)从动员储蓄、优化资源配置、促进风险管理、便利交易和改善公司治理等方面讨论了金融发展对于经济增长的积极作用。中国的学者们也对这一问题进行了积极的研究(陈斌开、林毅夫, 2012), 多数研究认为金融发展能够促进经济增长(易信、刘凤良, 2015)。

关于普惠金融和数字普惠金融对经济增长影响的研究, 大部分学者认为, 金融市场不完

善导致缺乏抵押品和信用记录的低收入者及小微企业面临更严重的金融排斥,这会导致资金配置效率低下,因而阻碍了经济增长(Beck et al., 2004)。反之,普惠金融能够通过改善低收入者和小微企业面临的金融排斥,从而促进经济增长。普惠金融让更多人拥有金融账户,能够提高消费,从而促进企业发展(Karlan and Zinman, 2010; Dupas and Robinson, 2013)。普惠金融还能通过增加国内储蓄量等手段来提高金融中介的效率,从而促进经济增长。大量实证研究表明了普惠金融对经济增长的正向影响(Anand and Chhikara, 2013; 刘亦文等, 2018)。但李涛等(2016)基于跨国截面数据的研究发现,普惠金融对经济增长并没有稳健且显著的影响。

二是研究数字普惠金融对地区经济增长的影响。一支文献讨论了数字普惠金融对经济增长产生正向影响的微观机制,如张勋等(2019)、谢绚丽等(2018)、何婧和李庆海(2019)的研究认为数字金融的发展对创业有显著的促进作用,并以此促进了经济的包容性增长。易行健和周利(2018)研究发现数字普惠金融的发展通过缓解流动性约束、便利居民支付显著促进了居民消费。傅秋子和黄益平(2018)研究了数字金融对农村金融需求的异质性影响。另一支文献大多利用省际面板数据,实证研究了数字普惠金融发展对地区经济增长的影响(钱海章等, 2020)。研究基本一致地认为数字金融发展促进了经济增长。

三是研究数字普惠金融对收入差距的影响。一批学者研究发现数字普惠金融能够缩小城乡收入差距(李建军、韩珣, 2019; 宋晓玲, 2017)。任碧云和李柳颖(2019)的研究指出数字普惠金融的数字支付服务、数字借贷服务的使用以及数字金融服务可得性能够显著促进农村包容性增长。Soekarno 等(2020)研究发现,金融普惠是金融科技减少收入不平等的关键渠道。

还有一批文献讨论数字普惠金融的减贫效应。一部分文献利用国家或地区宏观经济数据,构建面板模型进行实证研究。如 Park 和 Mercado(2016)利用 37 个亚洲国家和地区的数据进行实证研究,发现普惠金融的发展可以显著减缓贫困。李建军和韩珣(2019)利用县域数据研究发现信息化普惠金融的发展能够提高农户居民人均可支配收入,降低贫困发生率。陈慧卿等(2021)同样利用省际面板数据模型研究发现,数字普惠金融具有显著的减贫效应,且存在一定的门槛效应。另一部分文献利用微观数据进行实证研究,何宗樾等(2020)研究认为,数字金融可能挤占了未能接触到互联网的居民原先所可能获得的资源,这种数字鸿沟使得位于贫困线附近和贫困线以下的居民由于数字金融的发展而愈加贫困。周利等(2021)研究发现,数字普惠金融发展能通过增加信贷可得性、促进收入增长和缩小收入差距机制减缓居民贫困。张栋浩和尹志超(2018)的研究指出,金融普惠通过提高农村家庭风险应对水平缓解风险性问题,进而对降低其贫困脆弱性产生积极影响,且金融科技发展带来的数字金融服务可以比传统金融服务发挥更大的作用。

综上所述, 现有文献已经从多个方面分析了数字普惠金融对经济增长产生影响的微观机制和宏观效应。大部分研究表明数字普惠金融能够促进经济增长、缩小收入差距。但是, 目前专门研究数字普惠金融对地区经济发展差距影响的文献尚不多见。而区域间不平衡的发展已经成为影响中国经济社会的重要问题, 缩小地区之间的经济发展差距迫在眉睫。因此, 有必要对这一问题进行深入的研究。另外, 目前关于数字普惠金融对地区经济增长的研究, 绝大部分使用的是省际面板数据, 只有较少文献利用信息更加丰富的城市数据和县域数据。现有文献的第三个不足之处在于, 未能很好地解决数字普惠金融发展与经济增长之间存在的内生性问题。此外, 目前研究数字普惠金融的经济增长效应的文献, 大部分没能通过实证研究进一步探讨其对经济增长的具体影响机制。因此, 本文聚焦于数字普惠金融发展对地区经济增长的差异化影响, 利用县域数据和城市数据构建面板分位数回归模型, 研究数字普惠金融发展是否具有缩小地区经济发展差距的作用及其发挥作用的具体机制。

二是研究数字普惠金融对地区经济增长的影响。一支文献讨论了数字普惠金融对经济增长产生正向影响的微观机制, 如张勋等 (2019)、谢绚丽等 (2018)、何婧和李庆海 (2019) 的研究认为数字金融的发展对创业有显著的促进作用, 并以此促进了经济的包容性增长。易行健和周利 (2018) 研究发现数字普惠金融的发展通过缓解流动性约束、便利居民支付显著促进了居民消费。傅秋子和黄益平 (2018) 研究了数字金融对农村金融需求的异质性影响。另一支文献大多利用省际面板数据, 实证研究了数字普惠金融发展对地区经济增长的影响 (钱海章等, 2020)。研究基本一致地认为数字金融发展促进了经济增长。

三是研究数字普惠金融对收入差距的影响。一批学者研究发现数字普惠金融能够降低城乡收入差距 (李建军、韩珣, 2019; 宋晓玲, 2017)。任碧云和李柳颖 (2019) 的研究指出数字普惠金融的数字支付服务、数字借贷服务的使用以及数字金融服务可得性能够显著促进农村包容性增长。

还有一批文献讨论数字普惠金融的减贫效应。一部分文献利用国家或地区宏观经济数据, 构建面板模型进行实证研究。如 Park 和 Mercado (2016) 利用 37 个亚洲国家和地区的数据进行实证研究, 发现普惠金融的发展可以显著减缓贫困。李建军和韩珣 (2019) 利用县域数据研究发现信息化普惠金融的发展能够提高农户居民人均可支配收入, 降低贫困发生率。陈慧卿等 (2021) 同样利用省际面板数据模型研究发现, 数字普惠金融具有显著的减贫效应, 且存在一定的门槛效应。另一部分文献通过利用微观数据进行实证, 如何宗樾等 (2020) 研究认为, 数字金融可能挤占了未能接触到互联网的居民原先所可能获得的资源, 这种数字鸿沟使得位于贫困线附近和贫困线以下的居民由于数字金融的发展而愈加贫困。周利等 (2021)

研究发现，数字普惠金融发展能通过增加信贷可得性、促进收入增长和缩小收入差距机制减缓居民贫困。张栋浩和尹志超（2018）的研究指出，金融普惠通过提高农村家庭风险应对水平缓解风险性问题，进而对降低其贫困脆弱性产生积极影响，且金融科技发展带来的数字金融服务可以比传统金融服务发挥更大的作用。

综上所述，现有文献已经从多个方面分析了数字普惠金融对经济增长产生影响的微观机制和宏观效应。大部分研究都表明数字普惠金融能够促进经济增长、降低收入差距。但是遗憾的是，目前尚未见到专门研究数字普惠金融对地区经济发展差距影响的文献。而区域间不平衡的发展已经成为影响中国经济社会的重要问题，缩小地区之间的经济发展差距迫在眉睫。因此，有必要对这一问题进行深入的研究。另外，目前关于数字金融对地区经济增长的研究，绝大部分使用的都是省际面板数据，只有较少文献利用信息更加丰富的城市数据和县域数据。现有文献的第三个不足之处在于，未能很好地解决数字普惠金融发展与经济增长之间存在的内生性问题。此外，目前研究数字普惠金融的经济增长效应的文献，大部分没能通过实证研究进一步探讨其对经济增长的具体机制。因此，本文聚焦于数字普惠金融发展对地区经济增长的差异性影响，利用县域数据和城市数据构建面板分位数回归模型，研究数字普惠金融发展是否具有缩小地区经济发展差距的作用及其发挥作用的具体机制。

### 三、理论分析框架

地区经济发展水平可以用人均产出表示。根据柯布一道格拉斯生产函数，假定人口数量和规模报酬不变，则经济的总供给由技术水平和人均资本决定，而总需求由消费、投资和政府支出决定。短期内的经济均衡由供给方和需求方共同决定，从而决定人均产出。数字普惠金融发展可能改变人们的存款、贷款、投资等金融活动，从而进一步对经济的总供给或总需求的多个不同方面产生影响。因此数字普惠金融对经济增长的影响，应该是复合的、多层次的。需要说明的是，数字普惠金融包括两个层面：一是互联网公司的金融服务，二是正规金融机构科技化后的金融服务。本文探讨的数字普惠金融主要是指狭义上的概念，即互联网企业开展的新型金融模式和金融业务所实现的普惠金融服务(郭峰等，2020)。

第一，数字普惠金融发展会对人们的存款行为产生影响，进而影响经济发展。数字普惠金融业务尤其是数字投资理财业务的发展为人们提供了新型的金融账户，并且以其灵活方便的使用，为人们的存款和投资理财活动提供了便利。此外，由于数字普惠金融的业务如支付清算、投资理财均需要通过存款完成，现金无效，因此可能会引致人们将现金转化为存款。综合而言，人们很可能会因为使用数字普惠金融而增加存款。存款的增加可以为地区的经济

发展提供资本, 从而促进地区经济增长。因此本文提出以下研究假设:

假设 1: 数字普惠金融发展能够通过促进存款增加提高经济发展水平。

第二, 数字普惠金融还能提高小微企业的贷款可获得性。数字普惠金融能够利用其独特的风险评估体系, 将对于正规金融而言成本过高、收益过低的小微企业和个体经营者纳入其客户群体, 并对他们放款, 从而实现数字普惠金融的长尾效应。根据《蚂蚁科技集团股份有限公司首次公开发行股票并在科创板上市招股意向书》, 其公司平台促成的小微经营者信贷余额已经达到 4217 亿元。蚂蚁集团平台下促成的信贷余额中, 由金融机构合作伙伴进行实际放款或已证券化的比例合计约为 98%。数字普惠金融拓展了传统金融服务的覆盖面, 提高了普惠金融水平, 同时也增加了地区的贷款余额。通过数字普惠金融发展而推动地区贷款余额的增长, 显然能够进一步促进资本的形成和信贷资源的有效配置, 从而促进经济增长。据此, 本文提出以下研究假设:

假设 2: 数字普惠金融发展能够通过促进贷款增加推动经济增长。

从宏观层面上看, 数字普惠金融通过降低交易成本、动员存款和促进地区贷款增加等方式推动地区经济增长。这种经济增长效应在不同地区是存在差异的。数字普惠金融促进经济增长的基础是通过降低交易成本和提高金融服务的触达性(宋晓玲, 2017; 钱海章等, 2020), 将一些被传统金融排斥的客户群体纳入进来, 从而动员存款、增加贷款等。因此, 数字普惠金融发挥经济增长效应关键在于它的长尾效应(黄益平、陶坤玉, 2019; 宋晓玲, 2017)。这一部分客户群体原本是被传统金融所排斥在外的, 互联网企业为他们提供数字金融服务, 对于传统金融来说是补充性质的。此外, 黄益平和黄卓(2018)指出, 数字金融在贷款和其他一些领域是对传统金融部门的补充。而数字金融在中国得到快速发展的主要原因是传统金融服务的供给短缺(黄益平、陶坤玉, 2019), 也暗示了数字金融对传统金融的补充性质。总之, 数字普惠金融与传统金融的关系目前来看更多的是互补(黄益平, 2016)。因此, 传统金融发展越落后, 地区的金融排斥现象越严重, 则受到传统金融排斥的群体数量就越大。那么数字普惠金融的这种补充效果应当越强, 其带来的经济增长效应也应该越大。而现实中, 经济欠发达地区的金融排斥现象比经济较发达地区严重, 中西部地区比东部地区严重(田霖, 2007)。因此, 数字普惠金融推动经济欠发达地区和中西部地区的增长效应应该更强。从微观上看, 根据周利等(2021)的研究, 收入越低的家庭, 数字普惠金融的减贫效应越显著。张勋等(2019)的研究也认为数字普惠金融的包容性增长效应十分显著, 特别有助于促进低物质资本或低社会资本家庭的创业行为。根据这些微观证据, 一个合理的推断是, 一地区的经济发展程度越低, 低收入家庭占比越高, 则数字普惠金融发展水平每提高一个单位, 受益的家庭也

越多，其经济增长效应则应当越大。据此提出以下研究假设：

假设 3：数字普惠金融发展能够提高地区经济发展水平，并且对经济欠发达地区的经济增长效应高于对经济较发达地区的经济增长效应。

假设 4：数字普惠金融发展能够提高东部、中西部地区的经济增长，但是对东部地区的经济增长效应小于对中西部地区的经济增长效应。

## 四、研究方法

### （一）数据来源

本文将数字普惠金融指数和中国县域经济数据进行合并，作为实证研究的数据集。城市数据用于稳健性检验。其中，数字普惠金融指数数据来源于北京大学数字金融研究中心，县域经济数据来源于《中国县域统计年鉴》和历年各县市统计公报，城市数据来源于《中国城市统计年鉴》、历年城市统计公报和 CEIC 数据库。由于数据的可得性，最后形成的县域数据时间范围为 2014—2016 年，城市数据为 2011—2018 年。面板数据分别包括 1382 个县域和 314 个城市的样本。

### （二）变量选取

#### 1. 被解释变量。

本文研究的核心问题是数字普惠金融对区域经济发展不平衡不充分两方面的影响。因此既要讨论数字普惠金融对经济增长的绝对影响，也要讨论对不同区域的相对影响差异。既有文献大部分用于描述区域发展不平衡的变量主要有泰尔指数、变异系数法和基尼系数法等，但它们多是用一个指标来概括一国或地区内部的区域发展差异。如果采用这类指标，则实证研究需要采用更宏观层面的数据，从而损失了县域和城市级数据的信息量。此外，采用上述指标只能衡量数字普惠金融对区域经济发展的相对影响，难以衡量绝对影响。综合考虑，本文在实证研究中，采用的被解释变量为人均 GDP，用 PGDP 来表示。同时利用面板分位数回归的方法，既能得到数字普惠金融对经济增长的绝对影响和相对影响结果，也能充分利用现有县域和城市级数据。

#### 2. 解释变量。

核心的解释变量是数字普惠金融指数及其三个子项：覆盖广度指数、使用深度指数和数字化程度指数。本文直接使用北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数。

#### 3. 控制变量。

参考多数研究的控制变量选取(朱一鸣、王伟，2017)，兼顾数据的可获得性，本文选取

了产业结构、人口增长率、教育水平、固定资产投资水平、财政支出水平、宏观税负水平作为控制变量。为了避免变量的时间序列相关性,对绝大部分变量都做了增长率的计算来替代水平值。此外,在分析具体机制时,本文还引入了人均消费、人均存款、人均贷款等变量。

上述变量度量方法和简单的描述性统计见表 1。为了避免由于极端值导致的回归偏差,本文对人均 GDP、人均消费、人均存款、人均贷款进行了 5%的缩尾处理。

表 1: 变量的含义、度量与描述性统计 (县域数据)

变量	含义	度量	均值	方差
<i>PGDP</i>	地区经济发展水平	地区 GDP/人口 (单位: 元/人)	34349.4	21482.5
<i>DFI</i>	数字普惠金融指数	来源于北大数字普惠金融指数;	69.9	20.4
<i>Coverage</i>	覆盖广度指数	来源于北大数字普惠金融指数子项;	71.8	24.7
<i>Depth</i>	使用深度指数	来源于北大数字普惠金融指数子项;	73.6	21.3
<i>Digit</i>	数字化程度指数	来源于北大数字普惠金融指数子项;	57.0	22.2
<i>SecondIndustry</i>	第二产业占比	第二产业增加值/地区 GDP	0.4462	0.1351
<i>ThirdIndustry</i>	第三产业占比	第三产业增加值/地区 GDP	0.3691	0.0963
<i>Pop</i>	人口增长率	当年人口/去年人口-1	0.0037	0.0237
<i>Edu</i>	教育水平	(高校在校学生人数+中学在校学生人数)/总人口	0.0501	0.0151
<i>Invest</i>	固定资产投资水平	当年固定资产投资/去年固定资产投资-1	0.0606	0.03
<i>FiscalExpend</i>	财政支出水平	当年财政支出/去年财政支出-1	0.1127	0.1416
<i>TaxBurden</i>	宏观税负水平	财政收入/GDP	0.1429	0.1744
<i>Consumption</i>	人均消费	社会消费零售品总额/总人口 (单位: 元/人)	11465	6898
<i>Deposit</i>	人均存款	居民储蓄存款余额/总人口 (单位: 元/人)	22993	11416
<i>Loan</i>	人均贷款	年末金融机构各项贷款余额/总人口 (单位: 元/人)	20687	16330

### (三) 模型构建

本文研究的核心问题是数字普惠金融发展对区域经济增长的影响及其差异性,因此面板分位数回归模型十分契合本文的研究。通过对人均 GDP 不同分位点进行回归,我们可以看到数字普惠金融发展对经济增长的影响在不同经济发展水平的地区有何差异,这种差异是否会缩小地区之间的经济发展水平差距。因此,本文构建了如下的面板分位数回归模型:

$$PGDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DFI_{it} + \gamma X_{it} + \delta_1 D_i + \delta_2 T + \varepsilon_{it}$$

其中,  $PGDP_{it}$  表示第  $i$  个县市在第  $t$  年的人均 GDP,用以衡量经济发展水平。 $DFI_{it}$  代表数字普惠金融指数。 $X_{it}$  代表控制变量,  $D_i$  代表个体固定效应,  $T$  代表时间固定效应,  $\varepsilon_{it}$  代表残差项。

## 五、基准模型回归结果

### (一) 基准模型

为了验证数字普惠金融对不同发展水平的地区的经济增长效应,本文采用面板分位数回归模型进行实证检验。根据大部分分位数回归研究的分位点选择(朱一鸣和王伟,2017),本文选取了10%、25%、50%、75%、90%五个分位点进行固定效应的面板分位数回归。回归结果见表2。

本文最关心的是数字普惠金融指数对经济发展水平不同分位点上的地区的经济增长效应。由回归结果可见,数字普惠金融在任一分位点上,都对经济增长产生了正向的影响,也就是说数字普惠金融推动了县域地区的经济增长。而且这种经济增长效应是与分位点负相关的。在经济发展水平为最低10%的地区,数字普惠金融每提高一个点,人均GDP将提高79元。随着分位点的提高,回归系数从79逐渐下降。到90%分位点时,数字普惠金融每提高一个点,人均GDP将提高65元。为了消除量纲的影响,本文还对人均GDP和数字普惠金融指数DFI取对数后进行了回归,10%和90%分位点的回归系数分别为0.164和0.132,即数字普惠金融指数每增长1个百分点,能够使得发展程度最低的10%的县域人均GDP增长0.16个百分点,使得发展程度最高10%的县域人均GDP增长0.13个百分点<sup>1</sup>。也就是说,数字普惠金融的经济增长效应确实存在差异:经济发展水平越低的地方,数字普惠金融的经济增长效应就越大。本文的研究假设三得以验证,因此如果能推动数字普惠金融在不同地区同步增长,那么地区之间的经济发展水平差距将在一定程度上逐步缩小。在控制变量方面,回归结果表明,第二产业和第三产业占比的提高在较多的分位点上都能够显著促进县域经济发展水平的提高,而其他控制变量大多并不显著,只有人口增长率和宏观税负水平在部分分位点上显著阻碍了经济发展水平的提高。

表2: 基准模型的回归结果

变量	(10%)	(25%)	(50%)	(75%)	(90%)
<i>DFI</i>	79.1***	77.0***	72.4***	67.3***	65.2***
	(25.6)	(20.6)	(13.7)	(18.8)	(23.4)
<i>SecondIndustry</i>	99560.2***	97249.1***	92207.9***	86673.4***	84459.1**
	(36648.6)	(29457.4)	(19612.0)	(26990.5)	(33502.1)
<i>ThirdIndustry</i>	61321.5	60678.0*	59274.3**	57733.3*	57116.8

<sup>1</sup> 限于篇幅,未报告实证回归的详细结果,感兴趣的读者可通过邮件索取。



	(44836.1)	(36037.4)	(23987.7)	(33019.2)	(40987.4)
<i>Pop</i>	-10486.2	-10719.5	-11228.3**	-11786.9*	-12010.4
	(9622.4)	(7734.1)	(5148.1)	(7086.4)	(8796.5)
<i>Edu</i>	1739.4	-1401.2	-8251.8	-15772.9	-18782.0
	(81617.1)	(65600.5)	(43667.1)	(60106.5)	(74611.1)
<i>Invest</i>	1620.5	1352.0	766.3	123.2	-134.1
	(1988.0)	(1597.9)	(1064.2)	(1464.1)	(1817.3)
<i>FiscalExpend</i>	759.1	335.1	-589.8	-1605.1	-2011.3
	(1749.4)	(1406.3)	(937.5)	(1288.6)	(1599.2)
<i>TaxBurden</i>	-30375.2	-30588.6	-31054.0*	-31565.0	-31769.5
	(35174.1)	(28271.5)	(18818.4)	(25903.7)	(32154.8)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3806	3806	3806	3806	3806

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平下显著, 括号内为标准误。下同。

## (二) 机制探讨

为了进一步验证数字普惠金融促进经济增长的具体机制, 本文在面板模型中加入了交互项进行回归分析, 结果如下表 3 所示。从表 3 可以看到, 人均存款及其与数字普惠金融指数的乘积对经济增长的影响显著为正, 这就意味着数字普惠金融通过动员存款机制对经济增长起到了促进作用。人均贷款一项回归系数为负, 但交互项的回归系数显著为正, 由于 DFI 指数均值为 69.9, 因此最终人均贷款对经济增长的影响也是正向的, 数字普惠金融通过贷款机制对经济增长发挥了正向作用。此外, 本文还利用了 Sobel 检验和 Bootstrap 方法进行了中介效应的检验, 回归结果显著, 表明存在明显的中介效应<sup>1</sup>。因此前文的研究假设 1 和假设 2 均得到验证, 数字普惠金融发展能够通过动员存款和增加贷款机制促进经济增长。

表 3 数字普惠金融促进经济增长的机制研究回归结果

变量	PGDP	PGDP
<i>Deposit</i>	0.379***	
	(0.048)	
<i>DFI*Deposit</i>	0.0012***	

<sup>1</sup> 限于篇幅, 未报告实证回归的详细结果, 感兴趣的读者可通过邮件索取。

	(0.00023)	
<i>Loan</i>		-0.023 (0.027)
<i>DFI*Loan</i>		0.0025*** (0.00018)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
观测值	3797	3802
拟合度	0.383	0.348

### (三) 地区差异分析

通过理论分析, 本文认为越是在不发达的地区, 数字普惠金融对经济增长的影响可能越大, 因此数字普惠金融发展能够降低地区之间的经济发展差距。中国在经济发展过程中, 存在明显的地区间差距, 东部地区发展程度较高, 中西地区经济相对落后。因此本文将数据分为东部与中西部地区进行分别回归<sup>1</sup>。回归结果见表 4、表 5 和图 1。

表 4 东部地区回归结果

变量	(10%)	(25%)	(50%)	(75%)	(90%)
<i>DFI</i>	81.7** (36.7)	76.7*** (29.7)	68.3*** (20.0)	54.2** (21.2)	49.7* (26.2)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1162	1162	1162	1162	1162

表 5 中西部地区回归结果

变量	(10%)	(25%)	(50%)	(75%)	(90%)
<i>DFI</i>	79.2*** (19.9)	77.8*** (14.5)	74.6*** (22.2)	71.0 (44.6)	69.7 (54.0)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2644	2644	2644	2644	2644

<sup>1</sup> 东、中、西部地区的划分依据来源于国家统计局网站。

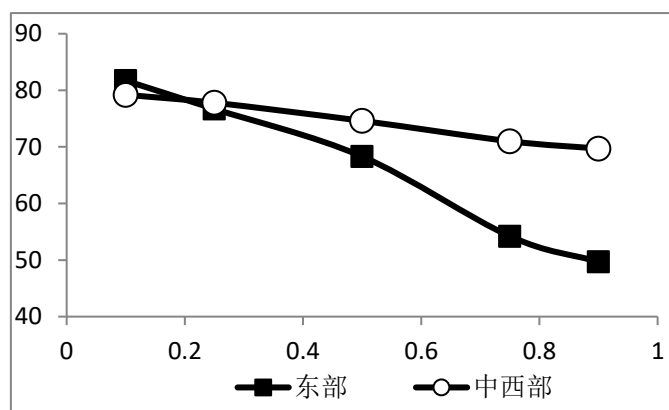


图 1: 数字普惠金融指数对经济增长在不同分位点的回归系数

首先, 回归结果表明无论在东部还是中部西部, 数字普惠金融发展都促进了经济增长, 并且缩小了区域内的经济发展差距。第二, 从回归系数的大小来看, 如图 1 所示, 中西部地区普遍高于东部地区。这意味着数字普惠金融发展, 不但缩小了东部地区内部和中西部地区内部的发展差距, 同时也缩小了中西部地区与东部地区之间的发展差距。第三, 在最低的 10% 分位点上, 东部地区回归系数大于西部地区。这一点表明东部地区的落后县域相对于中部地区, 更能从数字普惠金融发展中受益。这可能是由于东部地区经济较落后县域在地理位置上更靠近经济较发达地区, 因此其接受经济较发达地区经济辐射和发展经济的其他条件如物流等都相对更好。如果数字普惠金融在当地发展, 则能更大幅度地促进经济增长。

#### (四) 数字普惠金融指数的二级指数回归结果

北京大学数字普惠金融指数的构成有覆盖广度指数 (*Coverage*)、使用深度指数 (*Depth*) 和数字化程度指数 (*Digit*) 三个子项。为了进一步验证数字普惠金融指数的构成子项对于经济增长影响的不同作用, 本文进行了二级指数的实证回归, 结果合并并在表 6 中。

表 6 数字普惠金融指数二级指标的回归结果

变量	(10%)	(25%)	(50%)	(75%)	(90%)
<i>Coverage</i>	54.5***	52.2***	46.2***	40.1***	37.5**
	(12.3)	(9.8)	(8.3)	(14.2)	(17.6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3806	3806	3806	3806	3806
变量	(10%)	(25%)	(50%)	(75%)	(90%)
<i>Depth</i>	96.3***	93.9***	89.0***	83.1***	80.8***
	(12.7)	(10.2)	(7.3)	(10.9)	(13.4)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制

个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3806	3806	3806	3806	3806
变量	(10%)	(25%)	(50%)	(75%)	(90%)
<i>Digit</i>	58.2	58.8	60.3***	61.7**	62.3*
	(44.2)	(36.2)	(22.7)	(29.4)	(36.5)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3806	3806	3806	3806	3806

从回归结果来看，覆盖广度和使用深度都对经济增长产生了显著的促进作用，且都随分位点的提高而下降。这表明，提高数字普惠金融的覆盖广度和使用深度，能够有效促进经济增长，并且缩小地区之间的经济发展差距。从比例上而言，覆盖广度在最低和最高分位点之间系数相差 31%，而使用深度相差 16%。因此在缩小地区经济发展差距方面，覆盖广度的作用更大。使用深度指数的回归系数比覆盖广度指数的回归系数更大，表明使用深度促进经济增长的效应更大。而数字化程度在大于 50%的分位点上比较显著，对经济也发挥了促进作用。但是，对那些位于较低分位点的县市而言，它对经济的促进作用远没有另外二者更显著。

究其原因，本文认为，数字普惠金融是通过缓解金融抑制缩小地区发展差距的。覆盖广度指数与缓解金融抑制的关系最为紧密，因此它对于缩小地区经济发展差距的影响最强。使用深度指数越高，则人均业务量越高，数字普惠金融发展对地区经济发展水平的影响应该越大，因此它的系数最高，促进经济增长作用最明显。而数字化程度主要体现了数字普惠金融的价值，即便利化和实惠化程度，同样应该对经济增长起到促进的作用。但对于经济发展较为落后的地区而言，数字普惠金融发挥作用首要是通过覆盖广度的提高和使用深度的提高达到的，数字化程度提高的作用还不显著。

## 六、稳健性检验：城市数据回归结果

### （一）变换城市数据

上文通过构建县域数据面板分位数回归模型进行实证研究，对数字普惠金融的经济增长效应及其在不同经济发展水平地区的差异性进行了检验。实证结果支持了本文的理论假说。为了得到更稳健的结果、进一步证明上述观点，本文构建了城市数据面板分位数回归模型进行实证研究。基准回归结果如下表 7 所示。

表 7 城市数据的基准模型回归结果

变量	(10%)	(25%)	(50%)	(75%)	(90%)
<i>DFI</i>	185.2*** (19.6)	182.3*** (15.2)	177.9*** (9.7)	172.7*** (9.2)	169.4*** (12.9)
<i>SecondIndustry</i>	70856.4** (34544.8)	64302.1** (26650.1)	54421.8*** (17001.2)	42829.0*** (16242.9)	35353.6 (22730.5)
<i>ThirdIndustry</i>	-44876.5 (34740.6)	-42185.8 (26802.2)	-38129.7** (17084.5)	-33370.6** (16323.3)	-30301.7 (22849.7)
<i>Pop</i>	41048.7 (46283.3)	39483.1 (35707.5)	37122.9 (22758.2)	34353.7 (21744.5)	32568.0 (30439.7)
<i>Edu</i>	164526.0 (108595.6)	177347.3** (83780.2)	196674.7*** (53412.2)	219351.9*** (51031.1)	233975.0*** (71431.2)
<i>Invest</i>	3085.3 (3839.0)	2529.7 (2961.7)	1692.0 (1888.5)	709.2 (1804.3)	75.5 (2525.4)
<i>FiscalExpend</i>	249.2 (6248.7)	715.4 (4820.8)	1418.2 (3072.8)	2242.9 (2935.8)	2774.7 (4109.8)
<i>TaxBurden</i>	56521.1 (68900.9)	34599.1 (53151.4)	1552.6 (33943.8)	-37221.5 (32421.1)	-62224.4 (45358.3)
<i>Loan</i>	685.3 (9281.2)	2183.5 (7160.3)	4442.0 (4566.5)	7091.9 (4362.9)	8800.7 (6106.1)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1950	1950	1950	1950	1950

城市数据回归结果与县域数据的回归结果一致表明, 数字普惠金融的发展, 无论是在城市层面上, 还是在县域层面上, 都有助于促进经济增长。而且这种经济增长效应在不同经济发展水平的地区存在差异: 经济发展越落后的地区, 从数字普惠金融的发展里获益更多, 经济增长提高得更快。在城市层面, 数字普惠金融对位于人均 GDP 分位点最低的 10% 和最高的 90% 的经济增长效应分别为 185.2 和 169.4, 相差 9%。

为了保证结果的稳健性, 本文还进行了剔除省会和直辖市数据的实证研究。回归结果没有根本性变化, 系数仍然显著为正, 从 10% 分位点到 90% 分位点系数分别为 170.4、168.0、164.4、160.0、157.4。从最低分位点到最高分位点, 系数下降了 8%。这表明, 上文的研究结果是稳健的<sup>1</sup>。

## (二) 工具变量法

本文采用了面板分位数回归的方法进行实证分析, 虽然能在一定程度上减弱遗漏变量

<sup>1</sup> 限于篇幅, 未报告实证回归的详细结果, 感兴趣的读者可通过邮件索取。

的问题,但仍然可能由于存在双向因果关系而产生内生性问题,导致实证研究结果的可信度下降。为了进一步得到稳健的结果,本文采取面板分位数回归模型的工具变量法进行研究。由于县域数据难以找到有效的工具变量,本文在城市数据层面(为避免特殊城市剔除了省会城市和直辖市)进行工具变量法的实证研究。参考黄群慧等(2019),互联网的普及率与历史上固定电话的普及率有着密切关系,因为二者之间存在着技术上的关联。另外,邮电业务量也在一定程度上体现了人们在信息技术上的使用程度。因此二者可能与数字普惠金融之间存在着相关性。而固定电话普及情况和历史上的邮电业务量对当前经济发展的影响已经逐渐消失,因此二者应该在一定程度上是满足相关性和排他性要求的。基于以上分析,本文选取了各城市 1984 年的每万人固定电话数量(Phone)和每人邮电业务量(Post)作为数字普惠金融指数的工具变量。由于本文研究基于面板数据而非截面数据,为了获取年份上的变异性,本文借鉴黄群慧等(2019)的方法,构造了每万人固定电话数量(Phone)和每人邮电业务量(Post)乘以当年中国数字普惠金融平均指数的交乘项作为工具变量。借鉴邹灵等(2019)的估计方法,本文进行了工具变量法的实证回归,第二阶段回归结果见表 8 和表 9。

表 8 城市数据的工具变量(每万人固定电话数量)估计结果

变量	(10%)	(25%)	(50%)	(75%)	(90%)
<i>DFI</i>	324.9*** (126.1)	309.4*** (96.1)	286.2*** (66.4)	256.9*** (84.5)	240.5** (113.7)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1609	1609	1609	1609	1609

表 9 城市数据的工具变量(每人邮电业务量)估计结果

变量	(10%)	(25%)	(50%)	(75%)	(90%)
<i>DFI</i>	304.3*** (104.5)	294.3*** (81.6)	276.1*** (62.4)	253.8*** (95.7)	240.9* (128.7)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1609	1609	1609	1609	1609

两个工具变量的回归结果都表明,数字普惠金融对经济增长的影响在所有分位点上都是显著为正的。以每万人固定电话数量作为工具变量的模型回归系数从 10%分位点上的 324.9 下降到 90%分位点上的 240.5,下降的幅度为 26%;以每人邮电业务量作为工具变量

的模型回归系数从 10%分位点上的 304.3 下降到 90%分位点上的 240.9, 下降的幅度为 21%。这说明数字金融发展促进经济增长确实存在缩小区域间差距的效应。工具变量法的估计结果说明前文的研究结论是可靠的。

## 七、对实证结果的进一步分析：数字鸿沟还是数字红利？

本文上述的研究结论说明数字普惠金融对经济增长的影响的确存在差异性，经济发展越落后的地区，数字普惠金融的经济增长效应就越强。我们可以把这种影响称之为数字普惠金融的地区收敛效应。无论是在城市层面上，还是在县域层面，这种地区收敛效应都显著存在。但是，数字普惠金融发展是否真的缩小了地区之间的发展差距，还取决于它们的数字普惠金融增长速度是否一致。如果经济较发达地区的数字普惠金融发展远快于经济欠发达地区，那就造成了所谓的“数字鸿沟”：数字普惠金融发展不但未能缩小地区之间的差距，反而导致了差距的进一步扩大。

为了进一步探讨数字普惠金融发展在现实中到底是扩大了还是缩小了地区发展差距，本文根据各城市 2011 年的人均 GDP 进行了分位组 10 等分，进一步统计各组数字普惠金融均值的变化，如下表 10 所示：

表 10 城市人均 GDP 分组统计的数字普惠金融指数增长

分位组	DFI2011	DFI2018	差值
1	31.2	207.4	176.2
2	39.1	215.8	176.7
3	39.1	216.1	177.0
4	42.5	219.2	176.6
5	47.9	228.0	180.1
6	50.8	230.0	179.2
7	53.1	236.1	183.0
8	57.9	240.7	182.8
9	63.6	249.2	185.6
10	69.9	258.2	188.3

很明显，尽管分位组越高，人均 GDP 越高的城市，其数字普惠金融指数的增加也更多，但相差不大。代入表 7 的回归系数，2011—2018 年间数字普惠金融对低分位点的城市人均 GDP 增长贡献为 32632.24 元，而对高分位点城市人均 GDP 的增长贡献为 31898.02 元<sup>1</sup>。这

<sup>1</sup> 计算方法为用表 7 的回归系数乘以相应分位点在表 10 中的 DFI 增长值。下同。根据模型的计算结果由于遗漏变量等原因可能夸大其经济增长效应，本文在此仅作相对效应比较使用。

种情况下数字普惠金融缩小了城市之间的发展差距，尽管缩小的幅度不大。究其原因，还是落后城市的数字普惠金融发展速度略慢了一些，数字普惠金融指数发展水平上，当前最高分位点城市比最低分位点的城市要高出 24.5%。如果未来能加快落后城市的数字普惠金融发展，那么城市之间经济增长的收敛效应会更大。

与城市相比，县域数据的分析结果大不相同。如表 11 所示，虽然 2014 年人均 GDP 分位点低的县域数字普惠金融指数也显著低于高分位点的县域，但是分位组越低，其数字普惠金融增长得越多。2016 年后各分位点上的数字普惠金融指数明显更接近。若将指数的增长值代入表 2 县域数据基准回归模型进行估计，那么最低分位组的县市由数字普惠金融的发展而导致的人均 GDP 提高为 3846 元，而最高分位组仅为 1480 元。数字普惠金融发展显然很大程度地缩小了县域地区经济发展差距。

总之，就经济增长效应而言，数字普惠金融发展在城市层面和县域层面都带来了“数字红利”，且缩小了地区之间的发展差距。本文的结论与周利等（2021）、胡鞍钢等（2016）的关于数字红利和数字鸿沟的研究结论基本一致。这种红利在城市层面要小于县域层面，主要原因是相对于经济较发达城市来说，经济较落后城市数字普惠金融发展略慢；而相对于经济较发达县域来说，经济较落后县域数字普惠金融发展速度基本一致。

表 11 县域人均 GDP 分组统计的数字普惠金融指数增长

分位组	DFI2014	DFI2016	差值
1	33.9	82.5	48.6
2	38.6	85.1	46.5
3	42.6	86.5	43.9
4	44.7	86.4	41.6
5	44.9	86.4	41.5
6	47.4	87.9	40.5
7	54.0	89.1	35.1
8	56.0	89.5	33.5
9	62.8	91.3	28.5
10	71.6	94.3	22.7

## 八、结论与政策建议

中国特色社会主义进入新时代，如何进一步推动经济增长，并同时缩小区域经济发展水平差距，是宏观经济管理工作中的当务之急。本文通过研究数字普惠金融发展的经济增长效应及其在不同经济发展水平地区间的差异性，尝试对这一问题进行回答。首先对数字普惠金



融影响经济增长的机制和原理进行了理论分析,提出了数字普惠金融通过动员存款和促进贷款的机制促进了经济增长,且这种促进作用在经济欠发达地区更强等研究假设;然后通过构建县域数据和城市数据面板分位数模型,采用传统回归和工具变量回归,对研究假设进行了实证。本文得出了如下研究结论:第一,数字普惠金融发展能明显促进经济增长。它对经济增长的促进作用,至少是通过动员存款和促进贷款两个机制实现的。第二,数字普惠金融发展的经济增长效应在经济欠发达地区更显著,因此能够缩小地区之间的经济发展水平差距。第三,在数字普惠金融指数的二级指标中,对经济增长促进作用最大的是使用深度指数,但对缩小经济发展水平差距作用最大的是覆盖广度指数。第四,数字普惠金融的发展,不但能缩小中西部与东部地区之间的经济发展差距,还能缩小东部和中西部地区内部的经济差距。第五,数字普惠金融发展对地区经济增长差异的收敛效应在县域层面表现更大,而在城市层面表现相对较小。原因在于经济较落后县域数字普惠金融发展追赶更快,因而数字普惠金融的收敛效应在县域之间更加显著。

本文的研究结论有着明确的政策涵义。首先,应当实施数字金融优先发展战略。数字普惠金融发展既能有效地促进经济增长,又能缩小区域之间的经济发展差距,因此政府应当在进一步加快发展数字普惠金融中发挥积极作用,尤其是要做好数字基础设施建设和制度建设。其次,经济欠发达地区发展数字普惠金融应当遵循先扩大覆盖广度、后提升使用深度的策略。数字普惠金融有一个从广度到深度的自然发展过程,覆盖广度的扩大是相对容易的。另外本文的研究发现数字普惠金融尤其是它的覆盖广度扩张能够显著缩小区域之间的经济发展差距。因此,推动辖区内的覆盖广度扩张有利于缩小经济欠发达地区与经济较发达地区之间的经济发展差距。地方政府应当先提高覆盖广度,然后在此基础上推动使用深度的发展。第三,平衡区域之间的数字普惠金融发展。我国目前仍然存在一定程度上的“数字鸿沟”,具体表现在经济较发达地区数字普惠金融发展程度高于经济欠发达地区。这种情况在城市之间比县域之间更加严重。为进一步发展经济、缩小地区之间的经济发展差距,政府应当制定相应政策以缩小数字普惠金融发展的差距。中央可以采取“数字扶贫”的政策,鼓励经济欠发达地区的数字经济发展和数字普惠金融建设,在培育数字产业、培养数字化人才、建设数字基础设施、试点发展新业态等多个方面予以支持。此外,政府还可以推动手机下乡、信息下乡和网络下乡,促进经济欠发达地区的居民机会平等地获取信息、获取数字金融服务。

## 【参考文献】

- [1] 陈斌开、林毅夫, 2012:《金融抑制、产业结构与收入分配》,《世界经济》第1期。
- [2] 陈慧卿、陈国生、魏晓博、彭六妍、张星星, 2021:《数字普惠金融的增收减贫效应——基于省际面板数据的实证分析》,《经济地理》第3期。
- [3] 傅秋子、黄益平, 2018:《数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据》,《金融研究》第11期。
- [4] 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云, 2020:《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》第19卷第4期。
- [5] 何婧、李庆海, 2019:《数字金融使用与农户创业行为》,《中国农村经济》第1期。
- [6] 何宗樾、张勋、万广华, 2020:《数字金融、数字鸿沟与多维贫困》,《统计研究》第10期。
- [7] 胡鞍钢、王蔚、周绍杰、鲁钰锋, 2016:《中国开创“新经济”——从缩小“数字鸿沟”到收获“数字红利”》,《国家行政学院学报》第3期。
- [8] 黄群慧、余泳泽、张松林, 2019:《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》第8期。
- [9] 黄益平, 2016:《互联网金融普惠了吗?》,《社会科学报》第2016-11-17期。
- [10] 黄益平、黄卓, 2018:《中国的数字金融发展:现在与未来》,《经济学(季刊)》第17卷第4期。
- [11] 黄益平、陶坤玉, 2019:《中国的数字金融革命:发展、影响与监管启示》,《国际经济评论》第6期。
- [12] 李建军、韩珣, 2019:《普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择》,《金融研究》第3期。
- [13] 李涛、徐翔、孙硕, 2016:《普惠金融与经济增长》,《金融研究》第4期。
- [14] 刘亦文、丁李平、李毅、胡宗义, 2018:《中国普惠金融发展水平测度与经济增长效应》,《中国软科学》第3期。
- [15] 钱海章、陶云清、曹松威、曹雨阳, 2020:《中国数字金融发展与经济增长的理论与实证》,《数量经济技术经济研究》第6期。
- [16] 任碧云、李柳颖, 2019:《数字普惠金融是否促进农村包容性增长——基于京津冀2114位农村居民调查数据的研究》,《现代财经(天津财经大学学报)》第4期。
- [17] 宋晓玲, 2017:《数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验》,《财经科学》第6期。
- [18] 田霖, 2007:《我国金融排除空间差异的影响要素分析》,《财经研究》第04期。
- [19] 习近平, 2019:《推动形成优势互补高质量发展的区域经济布局》,《求是》第24期。
- [20] 谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰, 2018:《数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》第17卷第4期。
- [21] 易行健、周利, 2018:《数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据》,《金融研究》第11期。
- [22] 易信、刘凤良, 2015:《金融发展、技术创新与产业结构转型——多部门内生增长理论分析框架》,《管理世界》第10期。
- [23] 张栋浩、尹志超, 2018:《金融普惠、风险应对与农村家庭贫困脆弱性》,《中国农村经济》第4期。
- [24] 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第8期。
- [25] 周利、廖婧琳、张浩, 2021:《数字普惠金融、信贷可得性与居民贫困减缓——来自中国家庭调查

的微观证据》,《经济科学》第 1 期。

[26] 朱一鸣、王伟, 2017:《普惠金融如何实现精准扶贫?》,《财经研究》第 10 期。

[27] 邹灵、吴东晟、杨宜平, 2019:《面板数据分位数回归模型的工具变量估计》,《应用数学》第 4 期。

[28] Anand, S., and K.S. Chhikara. 2013. "A Theoretical and Quantitative Analysis of Financial Inclusion and Economic Growth." *Management and Labour Studies* 38(1): 103-133.

[29] Beck, T., A. Demirgüç-Kunt, and R. Levine. 2004. "Finance, Inequality, and Poverty: Cross-Country Evidence." NBER Working Paper 10979.

[30] Dupas, P., and J. Robinson. 2013. "Why don't the Poor Save More? Evidence from Health Savings Experiments." *American Economic Review* 103(4): 1138-71.

[31] Karlan, D., J. Zinman. 2010. "Expanding Credit Access: Using Randomized Supply Decisions to Estimate the Impacts." *The Review of Financial Studies* 23(1): 433-464.

[32] Levine, R. 1999. "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda." *The World Bank Policy Research Working Paper*, No. 178.

[33] McKinnon, R.I., 1973. "Money and Capital in Economic Development." Washington DC: Brookings Institution Press.

[34] Park, C.Y., and R.V. Mercado. 2016. "Does Financial Inclusion Reduce Poverty and Income Inequality in Developing Asia?" *Financial Inclusion in Asia*, (Author: Gopalan, S., and T. Kikuchi) 61-92, London: Palgrave Macmillan.

[35] Soekarno, S., I. Y. Mamba, and M. Setiawati. 2020. "Women and Digital Financial Inclusion in Indonesia as Emerging Market." *International Review of Management and Marketing* 10(5): 46-49.

# 财政支出类型和货币政策规则的组合效应 及稳定性研究

杨兵<sup>1</sup> 杨杨<sup>2</sup> 杜剑<sup>3</sup>

**【摘要】**本文基于动态随机一般均衡视角，将财政支出类型和货币政策规则纳入DSGE模型中，讨论了财政支出类型与货币政策规则组合的有效性及其稳定性。结果表明，第一，积极的财政支出有利于熨平政府支出冲击对投资的影响，温和的财政支出有利于熨平政府支出和政府债务的波动，而产出和通货膨胀对财政支出类型变动的反应不大。第二，在货币政策规则调整过程中，面对政府支出冲击，货币政策更倾向于采取价格型规则为主、数量型规则为辅的混合型规则；面对货币政策冲击，单一的数量型规则更有效。第三，从财政支出类型与货币政策规则的组合效应来看，积极的财政支出与混合型货币政策组合规则最有效，且不同目标下组合效应存在差异；从社会福利损失来看，三目标的社会福利损失大于双目标。第四，在1998—2019年期间，中国财政政策与货币政策的组合遵循PMPF范式，说明财政政策稳定、货币政策不稳定，此时货币政策被动配合财政政策以保证预算约束平衡。

**【关键词】**财政支出类型；货币政策规则；组合效应；DSGE模型

## 一、引言

当前，中国经济面临多重考验，一方面，在新冠肺炎疫情暴发以后，通过实施积极的财政政策和稳健的货币政策，中国快速稳定了经济形势，在全球率先实现经济复苏，但扩张性的财政政策同时也带来了高杠杆问题；另一方面，现阶段中国经济已由高速增长向高质量发展转变，但在稳增长的同时仍需控制通货膨胀水平。新形势下实现中国经济高质量发展，货币政策和财政政策作为调控宏观经济的重要手段，在此过程中发挥着重要作用。因此，财政支出类型的选择及货币政策调控模式的选择关系到政策调控的效果。

由于货币政策与财政政策存在交互影响（Traum & Yang, 2015），宏观经济要同时实现保持经济增长、稳定通货膨胀、降低政府债务水平等多重目标，除采取单一政策外，还需要财政政策与货币政策协调配合（杨兵等，2020），不仅要充分发挥财政政策对经济的拉动作用

<sup>1</sup> 杨兵，贵州财经大学经济学院，博士研究生。

<sup>2</sup> 杨杨，贵州财经大学大数据应用与经济学院教授，博士生导师。

<sup>3</sup> 杜剑，贵州财经大学会计学院教授，博士生导师。

用和结构优化作用 (Liu, 2019), 还要发挥货币政策对经济的调节作用 (朱军等, 2019)。现有研究对财政支出类型、货币政策规则的宏观经济效果做出了单独讨论 (贾俊雪和郭庆旺, 2012), 但关于不同财政支出类型与不同货币政策规则的组合效应及其稳定性研究却相对较少。因此, 不同财政支出类型和不同货币政策规则组合的政策效果如何? 财政支出类型与货币政策规则组合在促进中国经济高质量发展过程中的政策效果如何? 从保持经济增长、稳定通货膨胀或保持经济增长、稳定通货膨胀及降低政府债务水平为目标的财政支出类型与货币政策规则组合是否存在差异? 财政支出类型与货币政策规则组合是否使中国宏观经济保持稳定? 本文的研究将回答上述问题, 为中国经济实现高质量发展、为财政支出类型与货币政策规则的选择提供参考。

## 二、文献综述

关于财政政策规则的相关研究。Leeper (1991) 将财政政策规则划分为主动型和被动型两类。胡永刚和郭长林 (2013) 将财政政策规则划分为外生财政政策与财政政策规则。贾俊雪和郭庆旺 (2012) 将财政政策规则划分为积极财政政策和消极财政政策。从财政政策规则实施效果来看, 财政政策“逆周期”调控方式对经济的调控效果较弱 (Taylor, 2000)。财政政策的效果与财政框架的一致性、资源的可预测性和透明度相关 (Alessandra & Luisa, 2013)。关于货币政策规则的相关研究, 主要将货币政策规则划分为数量型规则和价格型规则, 并对两种规则的有效性进行研究。Taylor (1993) 认为, 对于稳定宏观经济而言, 利用利率手段比调控货币供应量更有效。Meinusch & Tillmann (2016) 认为, 数量型规则对宏观经济的冲击更大, 回到稳态水平的周期更短, 数量型规则优于价格型规则。虽然现有文献对两种货币政策规则调控宏观经济效果的看法并不一致, 但从整体来看, 无论是数量型规则还是价格型规则, 都是调控宏观经济的重要方式 (Glasner, 2017), 在不同经济发展时期扮演着不同角色。随着经济环境的日益复杂, 单一货币政策规则已经不能完全应对逐渐复杂的经济形势 (Mehrotra et al., 2010), 混合型货币政策规则成为研究重点, 王曦等 (2017) 将数量型规则和价格型规则分别赋予不同的权重进行组合, 构建了可供选择的混合型货币政策规则。

关于财政政策规则与货币政策规则组合的相关研究, 部分学者基于 IS-LM 理论探讨财政政策与货币政策之间的协调搭配效果 (李成等, 2020); 部分学者基于一般均衡构建 DSGE 模型检验搭配效果 (Al-Shawarby & Mossallam, 2019)。除研究财政政策规则与货币政策规则的组合效果外, 财政政策与货币政策的稳定性也备受关注, 而货币政策与财政政策的稳

定性主要由其组合所遵循的范式决定。Leeper (1991) 认为, 如果利率对通货膨胀的反应充分, 则称为主动型货币政策 (AM), 如果利率对通货膨胀的反应不充分, 则称为被动型货币政策 (PM); 如果税收政策对政府债务的反应充分, 则称为被动型财政政策 (PF), 如果税收政策对政府债务的反应不充分, 则称为主动型财政政策 (AF)。马勇 (2016) 基于中国的相关数据研究认为, 中国的货币政策与财政政策组合总体符合 PMPF 范式。

关于不同经济目标下政策组合有效性的相关研究。Kollmann & Zeugner (2012) 认为, 货币政策无法同时实现保持经济增长和降低政府债务水平的双重目标。刘晓光和张杰平 (2016) 研究货币政策对保持经济增长和降低政府债务水平的政策效果指出, 仅采用紧缩型货币政策对降低政府债务水平的影响可能与预期相反。朱军等 (2018) 认为, 不同政策调控目标下, 外部冲击所导致的社会福利损失存在差异, 目标越多, 社会福利损失程度越大。胡小文 (2020) 通过构建包含“双目标、双工具”的 DSGE 模型指出, “双目标、双工具”框架会降低货币政策调控经济的独立性和有效性。

现阶段关于财政支出类型与货币政策规则组合效应的研究相对较少, 基于不同目标制的财政支出类型与货币政策规则组合效应的研究也相对较少, 随着货币政策规则的转变和财政支出类型的变化, 财政政策和货币政策的稳定性也相应变动。本文的边际贡献主要体现在: 第一, 将不同的财政支出类型和货币政策规则引入 DSGE 模型, 研究财政支出类型与货币政策规则的组合效应。第二, 通过构建不同目标制下的社会福利函数, 对比分析双目标 (保持经济增长、稳定通货膨胀) 和三目标 (保持经济增长、稳定通货膨胀及降低政府债务水平) 的社会福利损失差异, 并分析双目标和三目标的财政支出类型与货币政策规则的最优组合是否一致。第三, 基于 Leeper (1991) 的研究, 通过构建包含混合型货币政策规则的 DSGE 模型, 研究货币政策规则渐进转变过程中财政、货币政策组合的稳定性。

### 三、DSGE 模型构建

#### (一) 家庭部门

家庭的效用函数具体表达如下:

$$\text{Max} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \frac{1}{1-\sigma_c} C_t^{1-\sigma_c} - \frac{1}{1+\sigma_L} L_t^{1+\sigma_L} + \frac{1}{1-\sigma_m} \left( \frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\sigma_m} \right] \quad (1)$$

其中,  $\beta$  表示家庭中消费者的耐心程度,  $E_0$  表示期望算子,  $C_t$  表示居民  $t$  期实际消费需求,  $L_t$  表示居民的劳动时间,  $m_t$  和  $M_t$  分别表示家庭的实际货币余额数量和名义货币供

给, 且  $m_t = M_t / p_t$ ,  $P_t$  表示名义价格水平。  $\sigma_C$ 、  $\sigma_L$  和  $\sigma_m$  分别表示消费的跨期替代弹性、劳动供给对真实工资弹性、货币需求对利率弹性的倒数。

家庭的预算约束条件为:

$$C_t + I_t + \frac{B_t}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} = \frac{R_{t-1}B_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + W_t L_t + R_t^K K_t + Tax_t \quad (2)$$

其中,  $W_t$  表示居民在  $t$  时期所获得实际工资,  $B_t$  表示债券持有量,  $R_{t-1}$  表示  $t-1$  期政府债券利率,  $I_t$  表示代表性家庭在  $t$  期的投资水平,  $R_t^K$  表示名义资本价格,  $K_t$  表示私人资本积累,  $Tax_t$  表示政府的税收收入, 其他变量定义同上。

## (二) 企业部门最优行为

### 1. 最终产品生产企业

在生产技术规模保持不变的条件下, 企业投入的中间产品为  $Y_{it}$ , 其中第  $i$  个中间商品的名义价格为  $P_{it}$ , 得在  $t$  时期最终产品价格  $P_t$  必须满足  $P_t = (\int_0^1 P_{it}^{1-\varepsilon} di)^{1/(1-\varepsilon)}$ 。

### 2. 中间厂商生产企业

假设产品的生产是垄断的, 中间产品的产出水平受生产技术水平的影 响, 则中间产品生产产出水平可表示为  $Y_{it} = A_t K_{i,t-1}^\alpha L_{it}^{1-\alpha}$ 。其中,  $L_t$  表示生产中间产品所需要投入的劳动数量,  $A_t$  为生产技术水平, 其变动均服从 AR(1) 过程,  $\alpha$  私人资本产出弹性。

由于假定中间企业具有垄断性质, 由于垄断竞争的企业对商品拥有定价能力, 这样商品的价格会产生粘性。借鉴 Calvo (1983) 企业的定价法则, 在每一期内, 只有  $1-\theta$  的企业可以优化价格, 其余的企业只能保持上一期的价格  $P_{it}$ 。中间厂商可以单独指定商品价格时, 假定所有厂商都选择同样的价格  $P_{it}^*$ , 则厂商的利润最大化问题可以表示为:

$$Max E_t \left[ \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s \Lambda_{t,t+s} (P_{it}^* Y_{i,t+s} - P_{t+s} MC_{i,t+s} Y_{i,t+s}) \right] \quad (3)$$

其中,  $Y_{it}$  表示中间产品产出,  $Y_t$  表示最终产品产出, 且  $Y_{it} = (P_t / P_{it})^\varepsilon Y_t$ ,  $P_t$  表示最终产品价格, 将需求方程和成本方程带入上述方程, 并通过求解一阶倒数得到中间企业的最优价格  $P_{it}^*$  为:

$$P_{it}^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s \Lambda_{t+s} Y_{t+s} P_{t+s}^\varepsilon MC_{t+s}}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s \Lambda_{t+s} P_{t+s}^{\varepsilon-1} Y_{t+s}} \quad (4)$$

由于所有的企业相同的边际成本，在每个时期  $P_{it}^*$  对所有能够调整价格的企业都相同。

在 Calvo (1983) 的交错价格调整模型基础上，假定调整价格的厂商中有  $1 - \gamma$  比例的厂商遵循前向行为的拇指法则，剩下的厂商遵循后向预期法则，可以得到如下形式的混合型新凯恩斯菲利普斯曲线：

$$\pi_t = \frac{\beta\theta}{\Delta} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{\gamma}{\Delta} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{(1-\gamma)(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\Delta} \hat{MC}_t + \varepsilon_t^c \quad (5)$$

其中， $\Delta = \gamma + \theta - \gamma\theta(1-\beta)$ ， $\gamma$  和  $\theta$  分别表示后顾型定价厂商比例和价格黏性参数，

$\pi_t$  和  $E_t \pi_{t+1}$  分别表示通货膨胀率和预期通胀， $MC_t$  表示实际边际成本， $\varepsilon_t^c$  表示成本推动冲击<sup>1</sup>，其变动服从 AR (1) 过程，并假定其服从标准正态分布。

### (三) 政府部门

政府收入来自于税收收入和发行债券所获得的收入，设定政府预算约束为：

$$B_t + Tax_t = R_{t-1} B_{t-1} + G_t \quad (6)$$

其中， $G_t$  表示政府购买性支出，其他变量含义同上。对于政府支出规则的设定，本文借鉴朱军 (2018) 的研究，政府购买性支出规则设定为“相机决策”与盯住“通胀”的复合型规则如下所示：

$$\frac{G_t}{G} = \left(\frac{G_{t-1}}{G}\right)^{\gamma_G} \left[\left(\frac{\pi_{t-1}}{\bar{\pi}}\right)^{\kappa_\pi} \left(\frac{Y_{t-1}}{\bar{Y}}\right)^{\kappa_Y}\right]^{1-\rho_G} * e^{\varepsilon_t^G} \quad (7)$$

其中， $Y_{t-1}$  表示  $t-1$  期的产出水平， $\pi_{t-1}$  表示  $t-1$  期的通胀水平， $\gamma_G$  表示政府支出的平滑系数， $G_t$  和  $G_{t-1}$  分别表示  $t$  期和  $t-1$  的政府支出水平， $\kappa_Y$  和  $\kappa_\pi$  分别表示  $t-1$  期政府支出对产出和通货膨胀的反应系数， $\varepsilon_t^G$  表示政府支出冲击<sup>2</sup>，其变动服从 AR (1) 过程，并假定其服从标准正态分布。

<sup>1</sup> 本文在混合型新凯恩斯菲利普斯曲线中考虑成本推动冲击，由于本文研究财政货币政策的组合效应，并且目标中设置了“稳通胀”的目标。因此，在混合型新凯恩斯菲利普斯曲线中考虑成本型通胀，目的是研究存在成本型通胀下财政货币政策的组合效应以及社会福利从变动情况。

<sup>2</sup> 本文研究不同财政支出类型与货币政策规则的组合效应，因此，在政府购买性支出规则中考虑政府支出冲击，目的研究政府支出扩张的经济环境下，不同财政支出类型和货币政策规则的组合效应。



政府税收规则的设定, 借鉴马勇 (2015) 的研究, 政府税收政策规则可表示为:

$$\frac{Tax_t}{\bar{Tax}} = \left( \frac{Tax_{t-1}}{\bar{Tax}} \right)^{\gamma_{Tax}} \left[ \left( \frac{B_{t-1}}{\bar{B}} \right)^{\tau_B} \left( \frac{Y_{t-1}}{\bar{Y}} \right)^{\tau_Y} \right]^{1-\rho_{Tax}} * e^{\varepsilon_t^{Tax}} \quad (8)$$

其中,  $Y_{t-1}$  表示  $t-1$  期的产出水平,  $B_{t-1}$  表示  $t-1$  期的债务水平,  $\gamma_{Tax}$  表示税收的平滑系数,  $Tax_t$  表示  $t$  期的政府税收水平,  $Tax_{t-1}$  表示  $t-1$  期的政府税收水平,  $\tau_Y$  和  $\tau_B$  分别表示  $t-1$  期税收政策对产出和债务的反应系数,  $\varepsilon_t^{Tax}$  表示税收冲击<sup>1</sup>, 其变动服从 AR (1) 过程, 并假定其服从标准正态分布。

#### (四) 中央银行

本文借鉴王曦 (2017) 的研究, 构建一个具有渐进性特征的混合型货币政策工具规则, 如下所示:

$$\begin{aligned} \omega \hat{R}_t + (1-\omega)(-\hat{U}_t) = & \omega \gamma_R \hat{R}_{t-1} + (1-\omega) \gamma_u (-\hat{U}_{t-1}) + [\omega(1-\gamma_R) \rho_\pi + (1-\omega)(1-\gamma_u) \varphi_\pi] E \hat{\pi}_t \\ & + [\omega(1-\gamma_R) \rho_y + (1-\omega)(1-\gamma_u) \varphi_y] \hat{Y}_t + \mu_t^{mp} \end{aligned} \quad (9)$$

其中,  $\gamma_u$  表示数量型规则惯性,  $\omega$  表示价格型规则所占的权重大小,  $\varphi_\pi$  和  $\varphi_y$  分别表示数量型规则下货币政策对通胀和产出缺口的反应系数,  $\gamma_R$  表示价格型规则惯性,  $\rho_\pi$  和  $\rho_y$  分别表示数量型规则下货币政策对通胀和产出缺口的反应系数,  $\mu_t^{mp}$  表示混合型规则下的货币政策冲击, 其变动均服从 AR(1)过程,  $\mu_t^{mp} = \rho_{mp} \mu_{t-1}^{mp} - \varepsilon_t^{mp}$ ,  $\rho_{mp}$  表示货币政策冲击的一阶自回归系数,  $\varepsilon_t^{mp}$  表示混合型货币政策冲击的随机扰动项<sup>2</sup>, 其他变量含义同上。

#### (五) 市场均衡

当整体经济系统均衡时, 经济体供求相等, 模型中的市场同时实现出清。总产出水平等于消费水平、投资水平和政府支出水平之和, 整体均衡条件为:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t \quad (10)$$

<sup>1</sup> 在税收规则中考虑税收冲击, 研究税收冲击环境下, 不同财政支出类型与货币政策规则的组合效应。

<sup>2</sup> 本文研究不同财政支出类型与货币政策规则的组合效应, 并且考虑不同货币政策工具权重下的政策效应, 因此, 在混合型货币政策规则中设置混合型货币政策冲击, 目的是研究在货币供给量增加和利率水平上升的经济环境下, 财政支出类型与货币政策规则的组合效应。

### 三、参数校准与估计

#### (一) 参数校准

根据现有文献及确定事实对模型的静态参数赋值。家庭部门的参数校准：借鉴马勇（2015）、隋建利和张龙（2021）的研究，将居民消费者的耐心程度（ $\beta$ ）设定为 0.99，相对应的稳态时的利率水平为其倒数，即  $R = 1/\beta$ 。借鉴刘海波等（2019）的研究，将消费的跨期替代弹性的倒数（ $\sigma_c$ ）设定为 2.0，将劳动跨期供给弹性的倒数（ $\sigma_L$ ）设定为 1.5。借鉴庄子罐（2018）的研究，将货币需求对利率弹性的倒数（ $\sigma_m$ ）设定为 3.13。

企业部门的参数校准：借鉴杨兵等（2020）的研究，将季度折旧率（ $\delta$ ）和私人资本产出弹性（ $\alpha$ ）分别设定为 0.025 和 0.6，将中间品替代弹性（ $\varepsilon$ ）设定为 6。借鉴胡小文和章上峰（2015）的研究，将后向型定价厂商比例（ $\gamma$ ）和价格粘性参数（ $\theta$ ）分别设定为 0.25 和 0.75，这与马勇（2015）通过贝叶斯估计的结果 0.779 较为接近。政府部门和中央银行部门的参数均采用贝叶斯估计方法进行估计。

#### (二) 参数估计

政府部门和中央银行部门的参数均采用贝叶斯方法进行估计。选取中国 1998 年第一季度—2019 年第四季度的产出、通货膨胀、政府支出、税收和货币供应量作为观测变量，数据来源于中国国家统计局网站、中经网和 Wind 数据库，并参考杨兵等（2020）的方法对数据进行处理。进一步对模型中待估参数的先验分布、先验均值及标准差进行设定，参考王曦等（2017）、胡永刚和郭长林（2013）的方法，对模型中待估动态参数的先验分布进行设定，并运用贝叶斯方法对动态参数进行估计，结果如表 1 所示。

表 1 贝叶斯参数估计结果

参数	先验分布	后验均值	95%置信区间	参数	先验分布	后验均值	95%置信区间
$\gamma_G$	Beat[0.5,0.1]	0.3788	[0.3133,0.4369]	$\varphi_y$	Gamma[0.25,0.05]	0.1860	[0.1650,0.2056]
$\kappa_Y$	Normal[-0.8,0.1]	-0.7920	[-0.8560,-0.7375]	$\rho_A$	Beat[0.5,0.1]	0.7530	[0.6687,0.8244]
$\kappa_\pi$	Normal[-0.8,0.1]	-0.7728	[-0.8310,-0.7226]	$\rho_C$	Beat[0.5,0.1]	0.3145	[0.2493,0.3755]
$\gamma_{Tax}$	Beat[0.5,0.1]	0.2106	[0.1592,0.2558]	$\rho_G$	Beat[0.5,0.1]	0.3977	[0.3614,0.4339]

$\tau_Y$	Normal[0.3,0.1]	0.2171	[0.1640,0.2763]	$\rho_{Tax}$	Beat[0.5,0.1]	0.6836	[0.6408,0.7294]
$\tau_B$	Normal[0.6,0.1]	0.5931	[0.5306,0.6630]	$\rho_{mp}$	Beat[0.5,0.1]	0.2124	[0.1685,0.2479]
$\omega$	Beat[0.5,0.1]	0.5661	[0.4866,0.6605]	$\sigma_A$	Inv_Gamma[0.01,inf]	0.0072	[0.0049,0.0094]
$\gamma_R$	Beat[0.4,0.15]	0.2622	[0.1034,0.3898]	$\sigma_C$	Inv_Gamma[0.01,inf]	0.0306	[0.0273,0.0342]
$\rho_\pi$	Gamma[1.5,0.15]	1.5567	[1.4329,1.6583]	$\sigma_G$	Inv_Gamma[0.01,inf]	0.1302	[0.1126,0.1447]
$\rho_y$	Gamma[0.25,0.05]	0.2609	[0.2306,0.3006]	$\sigma_{tau}$	Inv_Gamma[0.01,inf]	0.0044	[0.0037,0.0051]
$\gamma_u$	Beat[0.4,0.15]	0.1695	[0.0927,0.2507]	$\sigma_{mp}$	Inv_Gamma[0.01,inf]	0.0147	[0.0121,0.0171]
$\varphi_\pi$	Gamma[1.5,0.15]	1.5549	[1.5022,1.6398]				

#### 四、财政政策支出类型与货币政策规则的动态模拟

##### (一) 不同财政政策支出类型的动态模拟

为研究不同财政支出类型下宏观经济的波动,参考胡永刚和郭长林(2013)的研究,将财政支出对产出水平的反应系数( $\kappa_Y$ ),设置为[-2,0]的区间内,以0.2为间隔渐进调整。当政府支出对产出水平的反应系数在[-2,-1)区间内时,为积极的财政支出;当政府支出对产出水平的反应系数在[-1,0)区间内时,为温和的财政支出;当政府支出对产出水平的反应系数为0时,财政支出为连续支出与盯住通货膨胀的复合规则。设x轴为财政支出类型变动趋势,y轴为冲击周期,z轴为脉冲响应值<sup>1</sup>。

##### 1. 政府支出冲击下不同财政政策支出类型的脉冲响应

不同财政支出类型下政府支出冲击对各变量的脉冲响应如图1所示,一个百分点的正向政府支出冲击,挤出了私人投资,导致投资水平负向波动;政府支出的增加从需求侧拉动了产出水平并推高了通货膨胀,产出水平的增加推动了就业和工资水平的上升;政府的扩张性支出增加了政府债券余额,在政府预算约束下,采取逆周期的调控政策,增加税收以缓解政府债务和财政压力。从不同财政支出类型来看,在财政支出类型从积极向温和变化的过程中,政府支出冲击除对投资和消费水平有影响外,对其他宏观经济变量的影响程度不大,而投资水平在积极的财政支出下有利于熨平政府支出冲击所导致的波动,而消费水平在温和

<sup>1</sup> 本文只汇报了政府支出冲击和货币政策冲击的脉冲响应图,宏观变量方面只汇报了部分变量,同时,本文还研究了不同冲击下各宏观经济变量的波动率,未汇报部分有需要的可向作者索取。

的财政支出下更有利于熨平政府支出冲击所带来的波动。

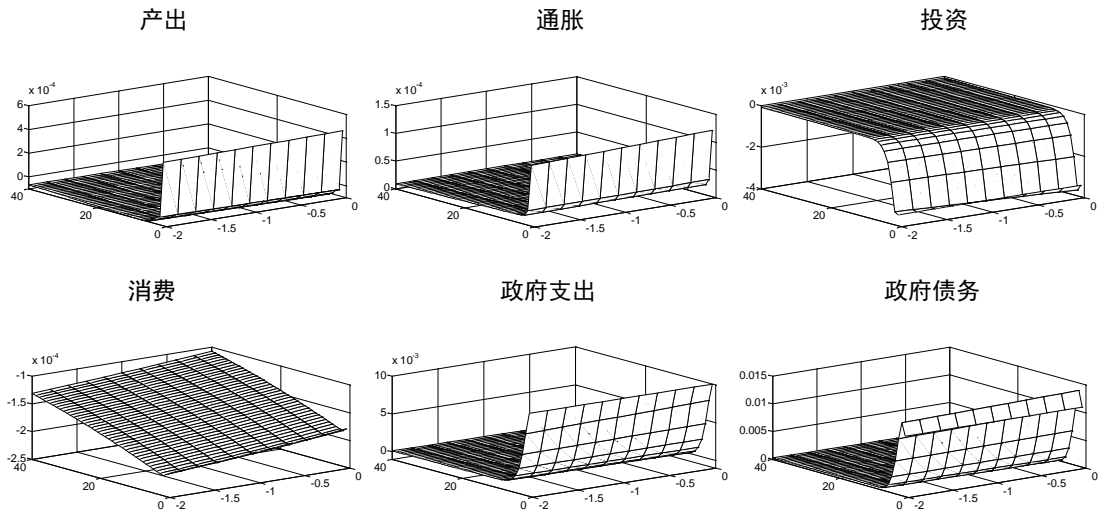
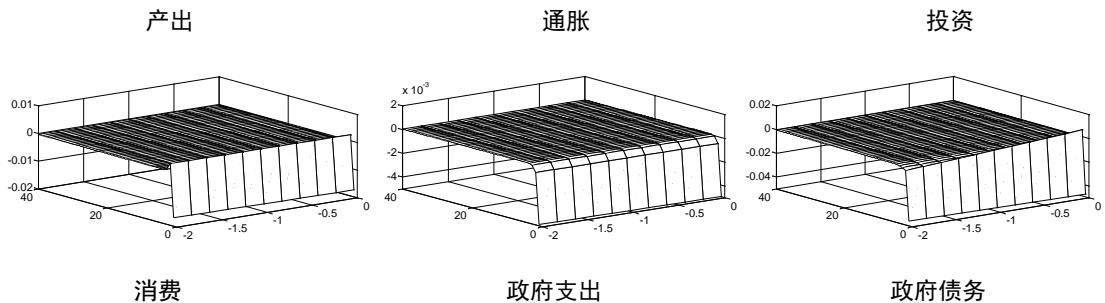


图 1 政府支出冲击下不同财政支出类型的脉冲响应图

## 2. 货币政策冲击下不同财政政策支出类型的脉冲响应

不同财政支出类型下货币政策冲击对各变量的脉冲响应如图 2 所示，一个百分点的正向货币政策冲击，导致产出、通货膨胀和消费水平的快速下降；产出水平的下降抑制了投资。为稳定产出和缓解消费水平的降低，政府实行积极的财政政策，扩大政府支出以稳定产出和消费。政府支出水平的增加使政府财政压力和债务水平增加，政府消减支出并增加税收以控制债务水平，保证宏观经济有序健康运行。从不同财政支出类型来看，在财政支出类型由积极向温和变化的过程中，投资和消费的波动程度增加，说明积极的财政支出政策更有利于稳定投资；产出和通货膨胀在不同财政支出类型下的波动不明显，说明财政支出并未直接作用于产出和通货膨胀；政府支出和政府债务的波动程度逐渐减小，说明积极的财政支出加大了政府支出和债务波动，而温和的财政支出更有利于熨平货币政策冲击对政府支出和政府债务的影响。



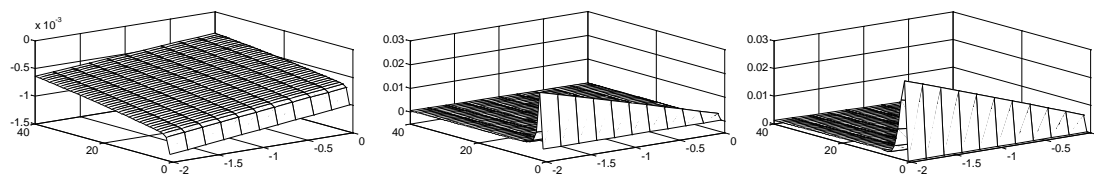


图 2 货币政策冲击下不同财政支出类型的脉冲响应图

## (二) 不同货币政策规则下的动态模拟

为比较不同货币政策规则下各宏观变量的脉冲响应和波动率。首先,在脉冲响应分析中, $x$ 轴表示不同货币政策规则(当价格型规则所占权重 $\omega=0$ 时,为单一数量型规则;当 $0<\omega\leq 0.5$ 时,为“数量型为主价格型为辅”的混合型规则;当 $0.5<\omega<1$ 时,为“数量型为辅价格型为主”的混合型规则;当 $\omega=1$ 时,为单一价格型规则)。 $y$ 轴表示冲击周期。 $z$ 轴表示脉冲响应值。

### 1. 政府支出冲击下不同货币政策规则的有效性

不同货币政策规则下,政府支出冲击对宏观经济变量的脉冲响应如图 3 所示,随着价格型规则所占权重( $\omega$ )的增加,即货币政策规则从数量型到价格型规则的转变,政府支出冲击下产出的初始效应不断减小,且相较于单一数量型规则,以价格型为主、数量型为辅的混合型规则和单一价格型规则更有利于熨平政府支出冲击对产出的影响。从通货膨胀、投资的波动来看,随着价格型规则所占权重( $\omega$ )的增加,以价格型为主、数量型为辅的混合型规则更有利于熨平政府支出冲击对通货膨胀和投资的影响。

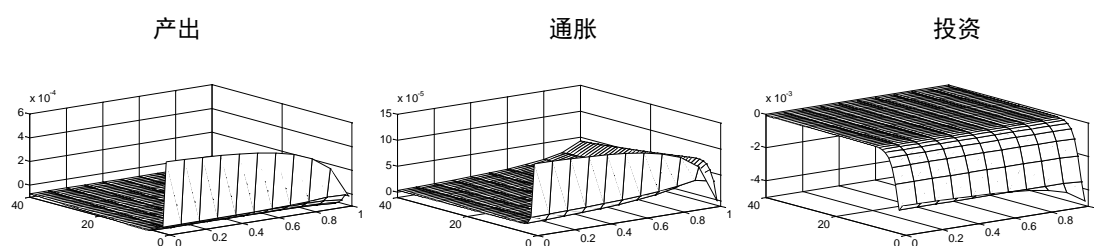


图 3 政府支出冲击下不同货币政策规则的脉冲响应图

### 2. 货币政策冲击下不同货币政策规则的有效性

不同货币政策规则下货币政策冲击对宏观经济变量的脉冲响应如图 4 所示,随着价格型规则所占权重( $\omega$ )的增加,即货币政策规则从数量型向价格型的转变,货币政策冲击下产出、通货膨胀和投资的初始效应不断增加,波动程度不断增大,说明货币政策冲击下,相较于混合型规则和单一价格型规则,单一数量型规则更有利于熨平货币政策冲击对产出、通货膨胀和投资的影响。

产出

通胀

投资

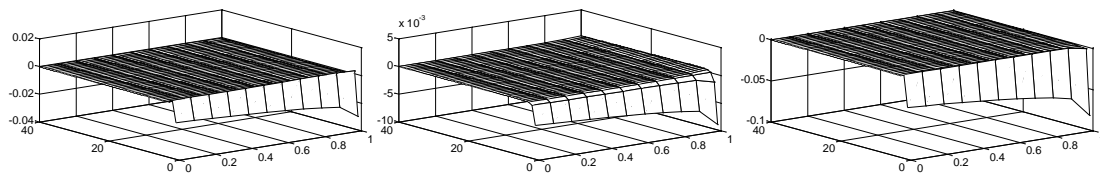


图4 货币政策冲击下不同货币政策规则的脉冲响应图

## 五、财政支出类型和货币政策的组合效应

以上研究单独分析了不同财政支出类型和货币政策规则的宏观经济效应,本文进一步研究“财政支出类型+货币政策规则”的组合效应,主要分析不同组合下的社会福利损失。对于社会福利水平的刻画。本文借鉴杨兵等(2020)的研究,构建包含通货膨胀和产出方差波动(双目标)的社会福利损失函数如下所示:

$$\underset{u}{\text{Min}}(L) = E_t[\psi_\pi \text{var}(\hat{\pi}_t) + \psi_Y \text{var}(\hat{Y}_t)] \quad (23)$$

其中,  $\hat{\pi}_t$  和  $\hat{Y}_t$  分别表示通货膨胀和产出水平的波动,  $\psi_\pi$  和  $\psi_Y$  分别表示中央银行对通货膨胀波动和产出波动的偏好程度,然而,随着中国经济的发展,社会福利损失不仅仅只关注产出和通胀,而政府债务同样是社会福利损失的重要组成部分,借鉴朱军(2018)的研究,构建包含政府债务水平(三目标)的社会福利函数如下所示:

$$\underset{u}{\text{Min}}(L) = E_t[\psi_\pi \text{var}(\hat{\pi}_t) + \psi_Y \text{var}(\hat{Y}_t) + \psi_B \text{var}(\hat{B}_t)] \quad (24)$$

其中,  $\hat{B}_t$  为政府债务水平的波动,其他变量含义同上。

双目标下不同财政支出类型与货币政策规则组合的社会福利损失矩阵如图5所示<sup>12</sup>,从财政支出类型来看,政府支出冲击和货币政策冲击下,财政支出类型从积极向温和变化的过程中,社会福利损失的变动幅度基本一致,说明应对政府支出冲击和货币政策冲击,财政支出类型对社会福利变化的影响效果较弱。从货币政策规则来看,随着货币政策规则从数量型向价格型的转变,政府支出冲击下,随着货币政策价格型规则权重( $\omega$ )的增加,社会福利损失不断减小,且当价格型规则权重( $\omega$ )超过0.7以后,社会福利损失变动加快。货币政策冲击下,随着货币政策规则从数量型向价格型变化,社会福利损失增加,说明单一数

<sup>1</sup> 由于篇幅限制,双目标社会福利函数下只报道了  $\psi_Y = 0.4$ ,  $\psi_\pi = 0.6$  权重组合下财政支出类型与货币政策规则组合的社会福利损失矩阵,三目标社会福利函数下只报道了  $\psi_Y = 0.3$ ,  $\psi_\pi = 0.5$ ,  $\psi_B = 0.2$  权重组合下财政支出类型与货币政策规则组合的社会福利损失矩阵,其它目标函数以及权重组合下的社会福利损失矩阵,感兴趣的读者可向作者索取。

<sup>2</sup> 由于财政支出类型与货币政策规则组合的社会福利损失矩阵中的社会福利损失通过表格形式无法清晰地呈现,本文通过图的形式在文中呈现,有需要原始数据的读者可向作者索取。

量型规则对货币政策冲击更有效。从财政支出类型和货币政策规则组合效应来看, 政府支出冲击下, 积极的财政支出与混合型货币政策规则的组合更有利于增加社会福利水平, 且混合型规则应以价格型为主、数量型为辅。货币政策冲击下, 财政支出类型对社会福利损失的影响较小, 应更加关注对货币政策规则的选择。

三目标下不同财政支出类型与货币政策规则组合的社会福利损失矩阵如图 6 所示, 相比双目标社会福利损失, 三目标社会福利损失更大, 说明在社会福利损失函数中考虑债务目标不利于增加社会福利。从财政支出类型与货币政策规则组合来看, 政府支出冲击下, 积极的财政支出与混合型货币政策规则组合的社会福利损失最小。货币政策冲击下, 相比双目标社会福利损失, 财政支出类型同样影响社会福利损失, 且财政支出类型与货币政策规则的最优组合为温和的财政支出与单一数量型规则。

对比双目标和三目标的社会福利损失可知, 在应对相同的外部冲击时, 三目标社会福利损失高于双目标社会福利损失。

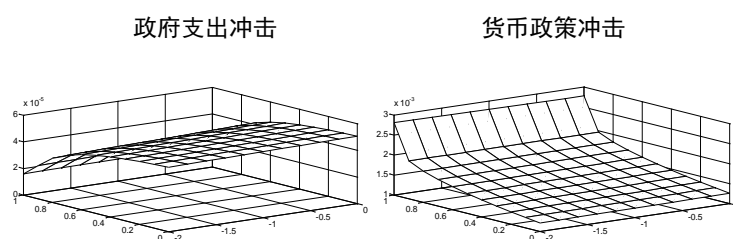


图 5 双目标下财政支出类型与货币政策组合的社会福利损失

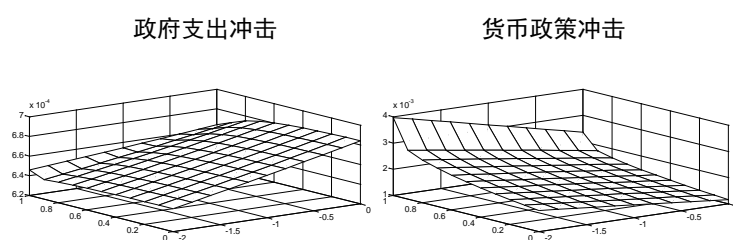


图 6 三目标下财政支出类型与货币政策组合的社会福利损失

## 六、财政支出类型和货币政策规则的稳定性研究

考察财政支出类型与货币政策规则的稳定性, 首先要分别计算出财政政策调控与货币政策调控遵循的范式, 从而得到财政政策与货币政策的组合范式。本文在 Leeper (1991) 研究的基础之上, 构建混合型货币政策规则下货币政策调控遵循的范式  $\Omega_M$  表示为<sup>1</sup>:

<sup>1</sup> 由于篇幅限制, 具体计算过程未给出, 有需要的向作者索取。

$$\Omega_M = \frac{\Delta}{\beta\theta} \frac{(1-\gamma)(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\beta\theta} * \frac{\omega(1-\gamma_R)\rho_\pi + (1-\omega)(1-\gamma_u)\varphi_\pi}{\omega(1-\gamma_R)\rho_y + (1-\omega)(1-\gamma_u)\varphi_y} \quad (11)$$

财政政策调控遵循的范式，借鉴 Leeper（1991）、马勇（2015）、杨兵等（2020）的研究，通过政府预算部门的税收反应方程，根据税收对债务缺口的反应程度测度财政政策调控遵循的范式，财政政策调控所遵循的范式  $\Omega_F$  构建如下：

$$\Omega_F = 1/\beta - \tau_B \quad (12)$$

其中， $\Omega_M$  表示货币政策调控遵循的范式， $\Omega_F$  表示财政政策调控遵循的范式<sup>1</sup>，根据全文的参数校准和估计，从而计算出货币政策规则下货币政策调控遵循的范式  $\Omega_M$ ，以及财政政策调控所遵循的范式  $\Omega_F$ ，结果如表 2 所示。

财政政策调控遵循的范式  $\Omega_F$  为 0.4170，说明财政政策稳定，即税收对政府债务反应充分。货币政策调控遵循的范式  $\Omega_M$  随货币政策规则权重的不同，取值存在差异，但无论是数量型规则、价格型规则，还是混合型规则， $\Omega_M$  均小于 1，说明货币政策不稳定，即利率对通货膨胀反应不充分。由财政政策调控遵循的范式  $\Omega_F$  和货币政策调控遵循的范式  $\Omega_M$  的值可知，在 1998—2019 年期间，中国财政政策与货币政策的组合遵循 PMPF 范式，财政政策稳定、货币政策不稳定。这与马勇（2015）和杨兵等（2020）的研究结果一致。

表 2 财政与货币政策组合范式及稳定性

货币政策规则类型	权重	$\Omega_M$	$\Omega_F$	遵循的范式	财政政策与货币政策的稳定性
单一数量型规则	$\omega = 0$	0.9469<1	0.4170<1	PMPF	财政政策稳定，
混合型货币政策规则	$\omega = 0.1$	0.8102<1	0.4170<1	PMPF	货币政策则是不稳定
	$\omega = 0.2$	0.8282<1	0.4170<1	PMPF	
	$\omega = 0.3$	0.8454<1	0.4170<1	PMPF	

<sup>1</sup> 若  $\Omega_M > 1$ 、 $\Omega_F < 1$ ，则货币政策和财政政策的组合符合 AMPF 范式，且货币政策和财政政策都稳定；若  $\Omega_M < 1$ 、 $\Omega_F > 1$ ，则货币政策和财政政策的组合符合 PMAF 范式，且货币政策和财政政策都不稳定；若  $\Omega_M > 1$ 、 $\Omega_F > 1$ ，则货币政策和财政政策的组合符合 AMAF 范式，货币政策稳定，但财政政策不稳定；若  $\Omega_M < 1$ 、 $\Omega_F < 1$ ，则货币政策和财政政策的组合符合 PMPF 范式，货币政策不稳定，但财政政策稳定。



	$\omega = 0.4$	0.8618<1	0.4170<1	PMPF
	$\omega = 0.5$	0.8775<1	0.4170<1	PMPF
	$\omega = 0.6$	0.8926<1	0.4170<1	PMPF
	$\omega = 0.7$	0.9070<1	0.4170<1	PMPF
	$\omega = 0.8$	0.9208<1	0.4170<1	PMPF
	$\omega = 0.9$	0.9340<1	0.4170<1	PMPF
单一价格型规则	$\omega = 1$	0.7916<1	0.4170<1	PMPF

## 七、结论和政策建议

本文在 DSGE 模型中引入数量型、价格型及混合型货币政策规则, 以及三种财政支出类型, 研究不同财政支出类型与货币政策规则组合的宏观经济效应, 探讨双目标和三目标的财政支出类型与货币政策规则组合的最优选择, 主要得到以下结论。

第一, 从财政支出类型来看, 积极的财政支出有利于熨平政府支出冲击对投资的影响, 温和的财政支出有利于熨平政府支出冲击对消费的影响, 政府支出冲击对其他宏观变量的波动与财政支出类型无关。货币政策冲击下, 积极的财政支出更有利于稳定投资和消费, 温和的财政支出更有利于熨平政府支出和政府债务。在货币政策规则转变过程中, 价格型为主、数量型为辅的混合型规则更有利于熨平政府支出冲击对产出、通货膨胀和投资的影响。货币政策冲击下, 数量型规则更有效。

第二, 从财政支出类型与货币政策规则的组合效果来看, 双目标社会福利函数中, 为应对政府支出冲击, 积极的财政支出与混合型货币政策规则的组合更有利于增加社会福利水平, 且混合型规则应以价格型为主、数量型为辅; 为应对货币政策冲击, 财政支出类型对社会福利损失的影响较小, 更应关注货币政策规则的选择。三目标社会福利函数中, 为应对政府支出冲击, 积极的财政支出与混合型货币政策规则组合的社会福利损失最小; 为应对货币政策冲击, 财政支出类型与货币政策规则的最优组合为温和的财政支出和数量型货币政策规则。比较而言, 应对相同的外部冲击时, 三目标的社会福利损失高于双目标。

第三, 从财政政策和货币政策组合所遵循的范式来看, 在 1998—2019 年期间, 中国财政政策与货币政策的组合遵循 PMPF 范式, 说明财政政策稳定、货币政策不稳定, 即税收对政府债务反应充分、利率对通货膨胀反应不充分, 此时货币政策被动配合财政政策以保证预算约束平衡。

**基于研究结论，本文提出如下政策建议。**

第一，完善宏观调控体系，构建高效协调的组合型宏观调控框架。运用货币政策调控宏观经济时，应根据经济目标、外部冲击类型选择恰当的货币政策工具（杨兵等，2020），根据目标的差异调整货币政策工具的使用权重。财政政策需密切关注货币政策动向，充分发挥财政政策和货币政策的组合优势，确保财政、货币政策在调控宏观经济时有效。

第二，合理设定目标，确保政策实施效果。由研究结果可知，设定过多的目标并不能起到降低社会福利损失的效果，过度夸大货币政策的功能将削弱货币政策在实际调控中的有效性。财政支出类型与货币政策规则应有效配合，根据经济目标，选择合理的组合方式，确保政策实施效果，有效稳定宏观经济。

第三，在实行财政政策和货币政策稳定宏观经济时，应提高中央银行的独立性，增强货币政策制定和实施的自主性与责任意识，同时实施积极的财政政策，增加对政府债务的防范意识（马勇，2015），约束地方政府的非理性财政支出，通过有效的规范、调节，将政府债务控制在一定水平，确保宏观经济健康、有序发展。

## 【参考文献】

- [1] 胡永刚, 郭长林. 财政政策规则、预期与居民消费——基于经济波动的视角[J]. 经济研究, 2013, 48 (3) : 96-107.
- [2] 胡小文. 汇率制度改革能否提升货币政策独立性与有效性?: 双目标双工具政策的视角[J]. 世界经济研究, 2020 (5) : 45-58.
- [3] 胡小文, 章上峰. 利率市场化对中国财政政策效应的影响——基于动态随机一般均衡的研究[J]. 贵州财经大学学报, 2015 (3) : 21-30.
- [4] 贾俊雪, 郭庆旺. 财政支出类型、财政政策作用机理与最优财政货币政策规则[J]. 世界经济, 2012, 35 (11) : 3-30.
- [5] 李成, 李一帆, 张炜. 财政政策与货币政策的动态搭配和组合模式[J]. 改革, 2020 (1) : 100-110.
- [6] 刘晓光, 张杰平. 中国杠杆率悖论——兼论货币政策“稳增长”和“降杠杆”真的两难吗[J]. 财贸经济, 2016 (8) : 5-19.
- [7] 隋建利, 张龙. 货币政策、消费偏好与双预期管理[J]. 国际金融研究, 2021(4): 33-42.
- [8] 刘海波, 邵飞飞, 钟学超. 我国结构性减税政策及其收入分配效应——基于异质性家庭 NK-DSGE 的模拟分析[J]. 财政研究, 2019 (1) : 30-46.
- [9] 马勇. 中国的货币财政政策组合范式及其稳定效应研究[J]. 经济学(季刊), 2016, 15 (1) : 173-196.
- [10] 王曦, 王茜, 陈中飞. 货币政策预期与通货膨胀管理——基于消息冲击的 DSGE 分析[J]. 经济研究, 2016, 51 (2) : 16-29.
- [11] 杨兵, 杨杨, 李峰. 货币政策与减税政策的组合效应研究[J]. 财政研究, 2020 (7) : 93-112.
- [12] 朱军, 李建强, 张淑翠. 财政整顿、“双支柱”政策与最优政策选择[J]. 中国工业经济, 2018 (8) : 24-41.
- [13] 朱军, 李建强, 张淑翠. 财政-货币政策的协调配合: 理论综述与展望[J]. 金融评论, 2019, 11 (4) : 43-53.
- [14] 庄子罐, 贾红静, 刘鼎铭. 货币政策的宏观经济效应研究: 预期与未预期冲击视角[J]. 中国工业经济, 2018 (7) : 80-97.
- [15] Al-shawarby S, Mossallamy M E. Monetary-fiscal policies interactions and optimal rules in Egypt. *Review of Economics and Political Science*, 2019, 4 (2) : 138-157.
- [16] Alessandra C, Luisa G. Expenditure rules for a sounder fiscal position: New perspectives for Italy[J]. *Politica Economica*, 2013 (2) : 197-228.
- [17] Calvo G A. Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12 (3) : 383-398.
- [18] Glasne R D. Rules versus discretion in monetary policy historically contemplated [J]. *Journal of Macroeconomics*, 2017, 54 (4) : 24-41.
- [19] Kollmann R, Zeugner S. Leverage as a predictor for real activity and volatility [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2012, 36 (8) : 1267-1283.
- [20] Leeper E. “Equilibria Under ‘Active’ and ‘Passive’ Monetary and Fiscal Policies”[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1991, 27 (1) : 129-147.
- [21] Liu Z. Thinking and Countermeasures of Optimizing Fiscal Expenditure Structure from the Perspective of High-Quality Economy[J]. *World Scientific Research Journal*, 2020, 6 (2) : 231-240.
- [22] Mehrotra A N, Sánchez-Fung, José R. China's Monetary Policy and the Exchange Rate[J]. *Social Science*

Electronic Publishing, 2010, 52 (4) : 497-514.

[23] Meiusch A, Tillmann P. The macroeconomic impact of unconventional monetary policy shocks[J]. Journal of Macroeconomics, 2016, 47 (1) : 58-67.

[24] Taylor J B. Discretion Versus Policy Rules in Practice [J]. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1993 (39) : 195-221.

[25] Taylor J B. "Reassessing Discretionary Fiscal Policy"[J]. Journal of Economic Perspectives, 2000, 14 (3) : 21 -36.

[26] Traum N, Yang S C. When Does Government Debt Crowd Out Investment?[J]. CAEPR Working Paper, 2010, 30 (1) : 24-45.

# 疫情冲击下全球股市的风险溢出效应有多强?

袁梦怡<sup>1</sup> 胡迪<sup>2</sup>

**【摘要】** 本文通过构建全球股市风险溢出网络, 测度了疫情期间全球股市风险溢出强度, 研究了各国股市风险的传递方向及溢出机制。同时, 通过与 2008 年金融危机的横向比较以及全样本纵向分析, 探究了不同阶段全球股市风险溢出效应的差异。研究发现: 第一, 疫情期间全球股市风险总溢出强度先上升后下降, 其强度明显高于 2008 年金融危机与全样本均值。第二, 不同时期全球股市风险溢出中心存在差异, 中国是全球股市的主要风险接受国。危机时期, 美国是全球单一的风险溢出中心; 疫情期间, 疫情严重的欧洲国家成为全球股市的风险溢出中心。

**【关键词】** 疫情冲击; 股市风险; 溢出网络; 溢出效应

## 一、引言

2020 年新年伊始, 突然爆发的新型冠状病毒肺炎(下文简称“新冠肺炎”)疫情, 在全球范围内持续蔓延, 短短几个月间, 新冠肺炎已经席卷全球 200 多个国家和地区, 造成数百万人被确诊感染。疫情的扩散速度与猛烈程度, 大大超出此前各国预期。受此疫情影响, 全球经济在短时间内遭受到巨大冲击, 资本市场的恐慌情绪与日俱增, 各主要经济体股票市场出现了剧烈动荡。2020 年 1 月底至 2 月初, MSCI 新兴市场指数连续下跌; 2 月 3 日, 即春节假期后中国股市开盘的第一日, 沪深 300 指数全天暴跌 7.9%; 以英、法、德为代表的欧洲股市, 也因其股指在半月之内跌幅超过 20% 而进入技术性熊市; 作为全球资本中心的美国股票市场, 更是在 3 月的短短 8 个交易日之内, 接连发生 4 次一级熔断, 全球股市甚至出现了一周之内跌掉过去六个月收益的惨烈状况。

现有研究表明, 重大突发公共事件所特有的紧迫性与不确定性, 为全球经济的发展带来了极大的挑战(杨子晖等, 2020), 从而对宏观经济与金融市场造成严重负面影响, 比如引发股票市场价格出现剧烈波动(Worthington and Valadkhani, 2004)。而随着经济全球化趋势的不断发展, 地理距离早已无法构成各国间资本流动的障碍, 国际金融市场正逐渐演变成为一个不可分割的有机整体(Rey, 2015), 全球股市呈现出愈发紧密的联动现象(Dimitris, et al., 2011), 单个股票市场的风险会迅速传染至其他市场, 并在全球范围内蔓延放大, 即

<sup>1</sup> 袁梦怡, 首都经济贸易大学金融学院讲师、硕士生导师, 博士。

<sup>2</sup> 胡迪, 首都经济贸易大学统计学院讲师、硕士生导师, 博士。

全球股市的“风险溢出效应”（崔金鑫、邹辉文，2020）。那么，此次由新冠肺炎疫情引发的全球股市暴跌现象，是否也存在这种风险溢出效应？如果存在，溢出效应有多强？疫情期间，全球股市风险的传递方向与网络结构又是什么样子？作为全球最先大规模爆发新冠肺炎疫情的国家，中国股市是否成为此次全球“股灾”的风险溢出中心？与2008年全球金融危机相比，此次新冠疫情期间全球股市的风险溢出效应又呈现出哪些新的变化？这些都是本文致力于回答的问题。

厘清上述问题，有助于在当今复杂多变的国际形势下，准确把握中国资本市场所面临的外部冲击，这对于防范系统性金融危机，促进我国金融体系的长效稳定运行，都具有至关重要的意义。有鉴于此，本文通过测算全球各主要经济体股票市场的极差波动率溢出指数，构建了能够剖析全球股市风险溢出效应的网络结构图，分别从溢出强度与溢出方向两个方面，深入探究新冠疫情冲击下全球股票市场的风险溢出效应。同时，为了更加直观地呈现疫情对全球股市的冲击影响，本文基于全样本纵向分析与分样本横向比较，重点考察了新冠疫情与2008年全球金融危机两次突发事件下各国股市风险溢出效应的差异，进一步加深了对疫情冲击下全球股市风险传染态势的理解。

本文的主要贡献有以下两个方面：首先，文章构建了新冠疫情期间全球股市风险溢出网络结构，从外溢强度与传递方向两个层面，综合考察了新冠疫情对全球股市的冲击影响。一方面，文章描绘了疫情之下各国股票市场风险溢出强度的动态变化趋势；另一方面，刻画了各国股市间的风险传递路径，探寻此次全球性股灾的风险源头。其次，本文选取2008年全球金融危机作为疫情期间全球股市暴跌的比较对象，对比分析了21世纪以来两次最严重的全球性突发事件冲击下，国际股市联动效应与风险溢出效应的异同之处，在此基础上进一步结合全样本纵向分析，总结了不同时期内全球股市风险的溢出机制与传递规律，以期对已有研究进行有益补充。

本文接下来的结构安排如下：第二部分是关于全球股票市场联动性与风险传染效应研究的文献综述；第三部分是基于风险溢出指数构建全球股市关联网络结构的研究设计；第四部分为实证检验，主要利用2008-2020年间世界各主要经济体的股指数据，测度了国际股市风险的溢出强度，识别了各国股市风险的传递方向，并就不同阶段全球股市溢出效应的差异进行了比较分析；最后为本文的研究结论及相应的政策建议。

## 二、文献综述

探析全球主要股票市场的联动原因，厘清跨境金融风险的传染渠道，这对于防范系统性风险与维护国家金融安全稳定至关重要。目前，学术界认为不同股票市场的联动机制与其风险传染渠道大致可分为以下三类。第一，基于宏观经济变量的协同传递。这类研究普遍认为，频繁的贸易往来使得不同国家或地区之间通常存在着相似的经济基本面，一旦遭受冲击，各经济体的宏观经济变量将会出现协同变动，继而引发不同股票市场产生联动现象（Adler and

Dumas, 1983; Karolyi and Stulz, 1996)。与之类似地, Forbes 和 Chinn (2004) 认为, 在追逐利润最大化的目的下, 不同经济体之间存在着贸易往来与金融关联, 这成为股票市场之间的风险传染渠道。第二, 基于信息传导和投资者行为视角的市场传染假说。King 和 Wadhvani (1990) 抛开经济基本面, 将传染看作是投资者根据外部市场价格波动进行信息推断的结果, 通过构建包含理性预期价格均衡模型, 提出了收益波动传染渠道。也有研究认为, 不确定性会导致投资者产生悲观情绪, 诱使其做出规避风险的投资决策, 例如盲目抛售股票等非理性行为, 继而对股票市场持续产生负面影响, 造成市场出现过度反应 (Cen, et al., 2013; Bash and Alsaifi, 2019)。第三, 基于资本自由流动的全球化金融周期理论。Rey (2015) 指出, 在资本账户开放的情况下, 全球金融体系的中心国家将会对其他外围经济体产生溢出效应, 从而引发不同市场的联动效应。

关于全球股市联动效应与风险传递的实证研究, 现有文献主要采用了四种研究方法。一是 GARCH 族模型分析法 (陈国进等, 2009; 何德旭、苗文龙, 2015; Rejeb and Arfaoui, 2016)。二是 Copula 函数分析法 (龚朴、黄荣兵, 2009; 吴吉林、张二华, 2010; Aloui, et al., 2011; 黄在鑫、覃正, 2012)。三是广义 Granger 因果检验法 (Hong, et al., 2009; 李红权等, 2011; 赵胜民等, 2013)。四是溢出指数法。Diebold 和 Yilmaz (2009、2012) 利用向量自回归模型与方差分解方法, 建立了度量溢出效应的溢出指数。随着全球化程度的不断提升, 溢出指数方法因其在定量方面的精准度而受到学术界广泛关注, 并逐渐成为测度金融风险溢出效应的主流方法 (Zhou, et al., 2012; 梁琪等, 2015; Antonakakis and Badinger, 2016; 杨子晖和周颖刚, 2018; 李政等, 2019a、b)。

近年来, 随着我国金融开放水平的不断提升, 中国金融系统与全球金融体系的融合程度持续加深。防范金融风险的跨境传染, 避免外部波动对国内金融环境产生叠加共振, 已经成为新时代中国金融安全工作的重要任务之一, 受到当局与学术界的普遍关注。对此国内学者也分别从均值、波动率以及尾部等三个维度进行了深入研究。例如均值层面, 蔡义杰等 (2009) 选用各国股指收益率研究了次贷危机影响下全球主要股票市场的反应, 并分析了欧亚五个股市同美国股市联动关系的变化过程。波动率层面, 李岸等 (2016) 通过 DCC-MVGARCH 模型波动率网络对中国股市与全球股市的联动性进行了实证分析。尾部层面, 李政等 (2019c) 在左尾视角的基础上进一步引入右尾视角, 构建了系统性风险的同期度量指标和前瞻预警指标, 对我国金融的系统性风险溢出进行检测与预警; 卜林等 (2020) 基于厚尾特征构建了系统性风险度量指标, 考察了全球股票市场系统性风险传递特征。

综上所述, 全球股票市场的联动性以及各国股票市场之间的风险溢出效应, 得到了学术界的普遍认同, 该领域已取得较为丰硕的研究积累。而纵观新冠疫情在世界各国的发展过程, 疫情冲击对全球股市的负面影响不言而喻, 但究竟影响几何, 目前却鲜有文献对此进行深入探究。因此, 本文试图通过构建全球股市风险溢出网络结构, 从风险溢出强度与传递方向两个维度, 系统剖析了新冠疫情冲击下全球股市的风险溢出效应, 并通过不同阶段的对比研究,

进一步比较分析了突发事件冲击下，全球股市风险传递机制的异同之处，以期为我国防范金融风险与应对全球疫情挑战提供相应的参考依据。

### 三、研究设计与样本选择

#### (一) 溢出指数的构建

已有研究表明，波动率溢出指数能够有效地反映证券市场之间的风险传染程度 (Diebold and Yilmaz, 2009、2012)。因此，本文参考 Diebold 和 Yilmaz (2014)，采用 VAR 模型与广义方差分解方法，基于波动率构建了表 1 所示的 5 个股票市场风险溢出指数，从而能够在静态与动态两个维度上定量考察，疫情冲击下全球股票市场的风险传染强度与风险溢出方向。

表 1 股票市场风险溢出指数定义

溢出指数名称	符号	含义
全球股市总风险溢出指数	$TRS$	全球股票市场的总风险溢出水平
单个股市的总风险溢出指数	$SSP_i$	股票市场 $i$ 对其他所有市场的总风险溢出强度
单个股市的净风险溢出指数	$NSP_i$	股市 $i$ 对其他市场的总风险溢出强度与其他市场对股市 $i$ 的总风险溢出强度之差
股市的方向性风险溢出指数	$NET_{ij}$	股票市场 $i$ 对股票市场 $j$ 的单边风险溢出强度与股市 $j$ 对股市 $i$ 的单边风险溢出强度之差
股市的双边风险溢出指数	$BIL_{ij}$	股票市场 $i$ 与股票市场 $j$ 二者之间的关联程度

风险溢出指数的构建过程大体分为三个步骤，其具体描述如下：

第一步，构建关于股市风险  $R_t$  的  $N$  维 VAR ( $p$ ) 模型，即  $R_t$  满足：

$$R_t = \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 R_{t-2} + \dots + \alpha_p R_{t-p} + \mu_t \quad (1)$$

公式 (1) 中， $R_t = (r_{1t}, r_{2t}, \dots, r_{Nt})'$  为表示  $N$  个股票市场风险的  $N$  维列向量，且为协方差平稳过程； $\mu_t$  为互相独立的  $N$  维扰动序列，服从独立同分布  $N(0, \Sigma_\mu)$ ， $\Sigma_\mu$  为协方差矩阵。

第二步，对 VAR 模型进行广义方差分解。根据 Diebold 和 Yilmaz (2014) 的研究结论，与传统的 Cholesky 方差分解相比，广义方差分解能够有效克服对变量次序的依赖性，因此能够更准确地度量 VAR 模型中任一变量  $R_i$  向前  $H$  步的预测误差方差受到自身或其他变量的冲击程度。

设 VAR 模型的  $H$  步广义方差结果为矩阵  $\Phi$ ，其表达式如 (2) 所示：

$$\Phi(H) = \begin{pmatrix} \phi_{11}(H) & \phi_{12}(H) & \dots & \phi_{1N}(H) \\ \phi_{21}(H) & \phi_{22}(H) & \dots & \phi_{2N}(H) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi_{N1}(H) & \phi_{N2}(H) & \dots & \phi_{NN}(H) \end{pmatrix} \quad (2)$$



其中,  $\phi_{ij}(H)$  表示变量  $r_i$  的  $H$  步预测误差方差中受到  $r_j$  冲击的比例, 其具体表达式为式 (3)。

$$\phi_{ij}(H) = \frac{\delta_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \Theta_h \Sigma_{\mu} e_j)}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \Theta_h \Sigma_{\mu} \Theta_h' e_i)} \quad (3)$$

式 (3) 中,  $\Theta$  为  $R_t$  的向量移动平均形式系数矩阵, 即  $R_t = \sum_{k=0}^{\infty} \Theta_k \mu_{t-k}$ , 且  $\Theta$  服从递归形式:  $\Theta_k = \theta_1 \Theta_{k-1} + \dots + \theta_p \Theta_{k-p}$ , 其中  $\Theta_0$  为  $N$  维单位矩阵, 当  $k < 0$  时,  $\Theta_k = 0$ 。  $\Sigma_{\mu}$  为式 (1) 中  $\mu_t$  的协方差矩阵,  $\delta_{jj}$  是第  $j$  个方程的误差向量的标准差。  $e_i$  为指示向量, 表示第  $i$  个元素为 1, 其余元素为 0。实际上, 至此已经测得了股票市场  $j$  对股票市场  $i$  的总风险溢出作用  $\phi_{ij}(H)$ 。

第三步, 标准化处理。由于广义方差分解无须对冲击进行正则化处理, 这就可能导致, 单一变量预测误差方差分解的冲击总和不等于 1, 即  $\sum_{j=1}^N \phi_{ij}(H) \neq 1$ 。为解决这一问题, 还需对 (3) 式进行标准化处理:

$$\tilde{\phi}_{ij}(H) = \frac{\phi_{ij}(H)}{\sum_{j=1}^N \phi_{ij}(H)} \quad (4)$$

经标准化处理后,  $\tilde{\phi}_{ij}(H)$  即为股票市场  $j$  对股票市场  $i$  的总风险溢出效应。而为了计算股票市场  $i$  的总风险溢出指数  $SSP_i$ , 即股票市场  $i$  对其他市场的风险溢出总和, 还需进行如下计算:

$$SSP_i(H) = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{\phi}_{ji}(H)}{N} \times 100 \quad (5)$$

从前文推导过程可以看出, 总风险溢出指数  $SSP_i$  测度的是单个市场对其他市场的总风险溢出强度。而根据方差分解矩阵 (2) 式及表达式 (3) 式、(5) 式, 可以得到全球股票市场总风险溢出强度指数  $TRS$  的表达式为:

$$TRS(H) = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{\phi}_{ij}(H)}{N} \times 100 \quad (6)$$

为了进一步考察股票市场  $i$  对其他市场的风险溢出方向, 本文继续构建了股票市场  $i$  的净风险溢出指数  $NSP_i$ , 其表达式为:

$$NSP_i = \left( \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{\phi}_{ji}(H) - \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{\phi}_{ij}(H)}{N} \right) \times 100 \quad (7)$$

若  $NSP_i > 0$ ，表示股票市场  $i$  对其他股票市场存在风险的正向净溢出；若  $NSP_i < 0$ ，则表示股票市场  $i$  对其他股票市场存在负向的净风险溢出，即净风险溢出方向为外部市场指向股票市场  $i$ 。

除此之外，本文还借鉴国际贸易领域中“净出口”与“双边贸易额”<sup>1</sup>这两个概念，继续构建了股票市场  $i$  与股票市场  $j$  两两之间的方向性溢出指数与双边溢出指数，前者表达式为 (8)，其大小体现的是股市  $i$  对股市  $j$  的风险净溢出强度，其正负符号进一步显示出风险的溢出方向；后者表达式为 (9)，反映出  $i$  与  $j$  两个股市之间的联动效应。

$$NET_{ij} = \left( \frac{\tilde{\phi}_{ji}(H) - \tilde{\phi}_{ij}(H)}{N} \right) \times 100 \quad (8)$$

$$BIL_{ij} = \left( \frac{\tilde{\phi}_{ji}(H) + \tilde{\phi}_{ij}(H)}{N} \right) \times 100 \quad (9)$$

## (二) 样本选择

### 1. 样本区间的选择

为了更加精准地分析疫情冲击下全球股市的风险溢出效应，本文将全样本区间设定为 2008 年 9 月 15 日-2020 年 4 月 24 日，从而既能够将疫情期间全球股市的风险溢出效应与 2008 年金融危机时期的全球股灾进行横向比较；同时又可以通过全样本纵向分析，深入探究突发事件与正常状态下全球股市风险溢出效应的差异，以便得到更为直观和明确的研究结论。两次横向比较的突发事件样本区间分别为：(1) 2008 年全球金融危机样本期和 (2) 新冠肺炎疫情样本期。对于 2008 年全球金融危机时期的股市溢出风险样本时间，本文以雷曼兄弟倒闭这一标志性事件作为样本起点，将这一时期的样本区间设定为 2008 年 9 月 15 日至 2009 年 3 月 31 日。同时，由于官方通报第一例新冠肺炎病例的时间为 2019 年 12 月 12 日，本文以此为依据，将新冠疫情的样本区间设定为 2019 年 12 月 12 日至 2020 年 4 月 24 日。

### 2. 样本数据的选取

依据样本期内疫情爆发的严重程度，本文共选取了表 2 所示的 12 个全球疫情较为严重的国家或地区的股指数据，对其进行风险溢出效应的考察。样本数据中，此 12 个国家和地区既囊括了欧洲、美国、日本等发达市场经济体，也包含中国和俄罗斯等新兴市场经济体，且该 12 个股票市场的市值总和占全球股市总市值的半成以上，因此样本数据具有代表性和广泛性，能够在一定程度上反映出新冠疫情冲击下全球股市的风险溢出效应。

<sup>1</sup> 双边贸易额，即出口额加上进口额，体现了两国贸易间的紧密联系程度。

表 2 股票市场样本及其对应股指选取

市场	股指	市场	股指
澳大利亚 (AUS)	澳洲标普 200 指数	意大利 (ITA)	意大利富时 MIB 指数
中国 (CHN)	上证指数	日本 (JPN)	日经 225 指数
德国 (DEU)	德国 DAX 指数	韩国 (KOR)	韩国综合指数
西班牙 (ESP)	西班牙 IBEX35 指数	俄罗斯 (RUS)	俄罗斯 RTS 指数
法国 (FRA)	法国 CAC40 指数	新加坡 (SGP)	富时新加坡海峡指数
英国 (GBR)	英国富时 100 指数	美国 (USA)	道琼斯工业指数

### 3. 样本数据的描述性统计

在进行实证分析之前, 本文需要测度关键变量  $R_t = (r_{1t}, r_{2t}, \dots, r_{Nt})'$ , 即  $N$  个市场的股市风险。现有研究表明, 极差波动率对于股票市场风险具有较高的估计效率 (Alezaheh, et al., 2002)。因此, 参考 Diebold 和 Yilmaz (2009) 的研究, 本文采用开盘价、收盘价、最高价与最低价这 4 个日度频率的股指数据, 构造 12 个经济体股指的日度极差波动率<sup>1</sup>, 作为这 12 个经济体股票市场风险的代表性指标, 其描述性统计结果如表 3 所示。根据统计结果进行初步分析, 总体而言, 在此次新冠疫情中, 欧美地区股市的波动性大于亚洲国家, 单日极差波动率最大值出现在意大利, 能够在一定程度上说明新冠肺炎疫情对欧美地区股票市场的冲击要大于亚洲市场。

表 3 样本数据描述性统计

国家	最大值	最小值	平均值	中位数	标准差
澳大利亚	$7.55 \times 10^{-3}$	$2.04 \times 10^{-6}$	$4.48 \times 10^{-4}$	$8.18 \times 10^{-5}$	$1.04 \times 10^{-3}$
中国	$8.02 \times 10^{-4}$	$4.53 \times 10^{-6}$	$1.03 \times 10^{-4}$	$5.36 \times 10^{-5}$	$1.30 \times 10^{-4}$
德国	$4.43 \times 10^{-3}$	$6.05 \times 10^{-6}$	$4.44 \times 10^{-4}$	$9.76 \times 10^{-5}$	$8.30 \times 10^{-3}$
西班牙	$4.75 \times 10^{-3}$	$5.10 \times 10^{-6}$	$4.48 \times 10^{-4}$	$8.60 \times 10^{-5}$	$8.52 \times 10^{-4}$
法国	$3.81 \times 10^{-3}$	$3.78 \times 10^{-6}$	$4.26 \times 10^{-4}$	$1.07 \times 10^{-4}$	$7.72 \times 10^{-4}$
英国	$3.53 \times 10^{-3}$	$6.29 \times 10^{-6}$	$4.02 \times 10^{-4}$	$9.39 \times 10^{-5}$	$6.71 \times 10^{-4}$
意大利	$1.02 \times 10^{-2}$	$6.49 \times 10^{-6}$	$5.70 \times 10^{-4}$	$1.19 \times 10^{-4}$	$1.40 \times 10^{-3}$
日本	$3.00 \times 10^{-3}$	$3.79 \times 10^{-6}$	$2.54 \times 10^{-4}$	$6.39 \times 10^{-5}$	$4.87 \times 10^{-4}$
韩国	$2.76 \times 10^{-3}$	$8.14 \times 10^{-6}$	$2.70 \times 10^{-4}$	$9.49 \times 10^{-5}$	$4.79 \times 10^{-4}$
俄罗斯	$5.49 \times 10^{-3}$	$1.13 \times 10^{-5}$	$7.25 \times 10^{-4}$	$2.33 \times 10^{-4}$	$1.17 \times 10^{-3}$
新加坡	$1.70 \times 10^{-3}$	$5.27 \times 10^{-6}$	$1.49 \times 10^{-4}$	$4.33 \times 10^{-5}$	$2.68 \times 10^{-4}$
美国	$3.13 \times 10^{-3}$	$1.90 \times 10^{-6}$	$4.16 \times 10^{-4}$	$6.75 \times 10^{-5}$	$7.24 \times 10^{-4}$

数据来源: Wind 数据库, 经作者整理计算得到。

## 四、实证分析

本文实证研究主要可分为全球股市风险的溢出强度与溢出方向两部分内容。具体而言, 第一, 采用疫情期间的样本数据, 滚动测算全球股票市场的总风险溢出指数 (TRS)、各样本本国股市的总风险溢出指数 (SSP) 以及净风险溢出指数 (NSP), 探究疫情期间全球股市风

<sup>1</sup> 根据 Diebold 和 Yilmaz (2009) 的构造方法, 以  $o$ 、 $c$ 、 $h$ 、 $l$  分别表示开盘价、收盘价、最高价和最低价和收盘价的自然对数值, 则日度股指极差波动率的计算公式为:

$$0.511 \times (h - l)^2 - 0.019 \times [(c - o)(h + l - 2o) - 2(h - o)(l - o)] - 0.383 \times (c - o)^2$$

险溢出强度的动态变化趋势，分析其时变特征。同时，通过比较疫情样本区间与 2008 年金融危机样本区间以及全样本区间的股市风险溢出指数大小，更直观地度量并分析疫情冲击下全球股市的风险溢出强度。第二，通过测度新冠疫情与 2008 年全球金融危机两个样本期内，各样本本国股市的单边风险净溢出指数（NET）与双边风险溢出指数（BIL），构建全球股市风险溢出的网络结构图，剖析全球股市风险的主要溢出方向，并通过对两个样本区间网络结构的横向比较，进一步区分两次突发事件期间全球股市风险传递渠道与溢出机制的差异，从而加深对疫情冲击下全球股票市场风险溢出效应的理解。

### （一）新冠疫情期间全球股票市场风险溢出强度分析

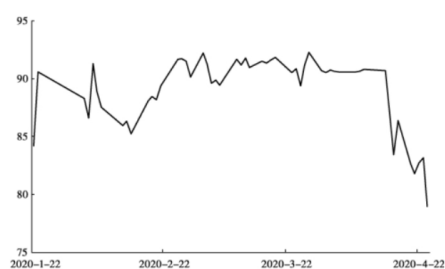
#### 1. 新冠疫情期间全球股市风险溢出指数的动态时变特征

在这一部分，本文通过测算疫情样本区间的滚动 TRS、SSP 与 NSP 指数，考察新冠肺炎疫情期间全球股票市场风险溢出强度的动态时变特征，三个指数的滚动测算结果分别如图 1、图 2 与图 3 所示。对各个样本国的股指极差波动序列进行了 ADF 检验，其结果表明，各样本本国股指序列的日度极差波动率均为平稳序列。由 SC 准则确定的 VAR 模型滞后阶数为 1，本文选取的预测步长为 10，滚动窗口为 20。

首先，分析新冠疫情期间全球股票市场总风险溢出水平 TRS 指数的动态特征。根据图 1 中 TRS 的测算结果可知，疫情期间全球股票市场的总风险溢出强度主要集中在 80%-90% 区间范围内波动，这表明新冠疫情期间全球股市的跨境风险传染程度较高。具体而言，由于在新冠肺炎爆发初期，疫情的发展态势尚不明朗，因此，在 2019 年 12 月至 2020 年 1 月全球疫情发展初期，TRS 指数的表现并不稳定，呈现出较为明显的波动态势。说明在这段时期内，全球股市的总风险溢出强度高低起伏不定，尚未有明确趋势，疫情冲击对各国股票市场的影响还较为有限。但在新冠肺炎“人传人”特征被医学专家明确证实之后，疫情对全球股市的冲击致使 TRS 指数在疫情爆发初期出现了两个明显的极值。随后恐慌情绪逐渐在全球资本市场蔓延，受疫情的负面影响，自 2020 年 2 月中旬起，全球股票市场的总风险溢出强度呈现出明显的上升趋势，TRS 指数从 85% 一路上升至 90% 以上的区间范围。与此同时，2 月之后新型冠状病毒开始在全球范围内迅速传播，一个又一个国家相继发现感染病例，除中国之外，日本、韩国与意大利等国家的疫情局势不断失控，这势必会对全球经济造成巨大冲击，衰退趋势迫在眉睫。根据芝加哥交易所数据显示，代表资本市场恐慌情绪的 VIX 恐慌指数在 2 月一度升至 50 高位附近，这种全球性恐慌必然会在证券市场有所反映。进入 2 月下旬之后，随着各国新冠肺炎感染人数的不断上升，全球股市出现 2008 年全球金融危机之后最大的下跌幅度，2008 年 3 月美国股市甚至史无前例地在短短几天之内接连 4 次触发熔断机制，继而引发全球股票市场总风险溢出强度的大幅攀升。图 1 的测算结果显示，2 月下旬之后 TRS 指数持续维持在 90% 以上的高位区间，这表明随着新冠肺炎疫情在世界各国加速蔓延，全球股市的总风险溢出效应不断加剧。这种高风险溢出强度一直持续到 4 月中旬。进入 4 月下旬，随着疫情逐渐步入常态化以及各国当局相继出台了应对政策，全球股市的风

险溢出强度出现回调。由图 1 的测算结果, 4 月中旬 TRS 溢出指数由 90% 高位区间回落至 85% 区间范围, 4 月下旬 TRS 指数进一步降至 80% 以下, 全球股市的风险溢出强度逐渐步入下降通道。

其次, 继续分析疫情期间各样本国股票市场风险溢出强度的时变特征。图 2 与图 3 分别给出了各样本国股市总风险溢出指数 (SSP) 与净风险溢出指数 (NSP) 的动态变化趋势。根据两图的测算结果可得出结论: 其一, 中国并非全球股市风险的主要输出国; 其二, 在疫情样本区间内, 欧美地区股票市场的风险溢出效应整体强于亚洲国家; 其三, 疫情期间各样本国股市风险溢出指数的变化趋势并不一致, 存在较为明显的时序差异, 且该差异与一国疫情的爆发程度存在密切关系。具体分析, 尽管作为全球最早爆发新冠疫情的国家, 但中国的股票市场的风险溢出指数仅在疫情初期出现过个别极值, 在 80% 以上的样本区间内, 中国股票市场的净风险溢出指数 (NSP) 均为负值, 这表明样本期内中国主要为全球股市风险的输入国, 而非风险输出国。与中国股市表现相似的还有韩国与新加坡等亚洲国家。在进入 2 月下旬之后, 随着日本与欧美地区相继进入新冠疫情爆发期, 美国、日本、意大利等国的股市风险外溢强度显著增加, 成为全球股票市场风险的主要溢出国。2 月下旬至 3 月上旬, 日本股票市场 SSP 指数始终维持在 100%-200% 高位区间范围内, 期间峰值高达 201.42%; 与此同时, 这一阶段内日本股市的 NSP 风险溢出指数均位于正值区间, 表明在此期间日本股市对全球股票市场存在风险正溢出效应。随着 3 月美国疫情开始大规模爆发, 在 2020 年第 4 次触碰熔断机制后, 3 月中下旬美国股市风险溢出 SSP 指数与 NSP 指数一度飙升至 203.14% 与 121.22% 的历史高位, 成为全球股市风险溢出中心。由此说明, 作为国际金融中心, 若美国遭遇突发事件冲击, 引发其股市出现暴跌, 那么美股强劲的风险溢出效应, 势必会将暴跌风险向其他国家蔓延, 继而引发全球资本市场动荡。进入 4 月之后, 除美国之外, 新冠疫情继续席卷欧洲, 西班牙、法国、英国与意大利等欧洲国家的股市风险溢出 NSP 指数由负转正, 表明进入 4 月之后, 欧洲股票市场逐渐演变成为全球股市风险的主要溢出中心。



注: 图 1 横轴列示的时间为滚动时窗的末端, 横轴起点为 2020 年 1 月 22 日, 起点所对应的 TRS 指数含义为 2019 年 12 月 12 日-2020 年 1 月 22 日这 20 个交易日中的全球股市总风险溢出强度。与之类似, 图 2 与图 3 横轴时间点也均为滚动时窗的末端。

图 1 疫情期间全球股票市场总风险溢出强度 (TRS) 的动态变化趋势<sup>1</sup>

<sup>1</sup> 注: 图 1 横轴列示的时间为滚动时窗的末端, 横轴起点为 2020 年 1 月 22 日, 起点所对应的 TRS 指数含义为 2019 年 12 月 12 日-2020 年 1 月 22 日这 20 个交易日中的全球股市总风险溢出强度。与之类似, 图 2 与图 3 横轴时间点也均为滚动时窗的末端。

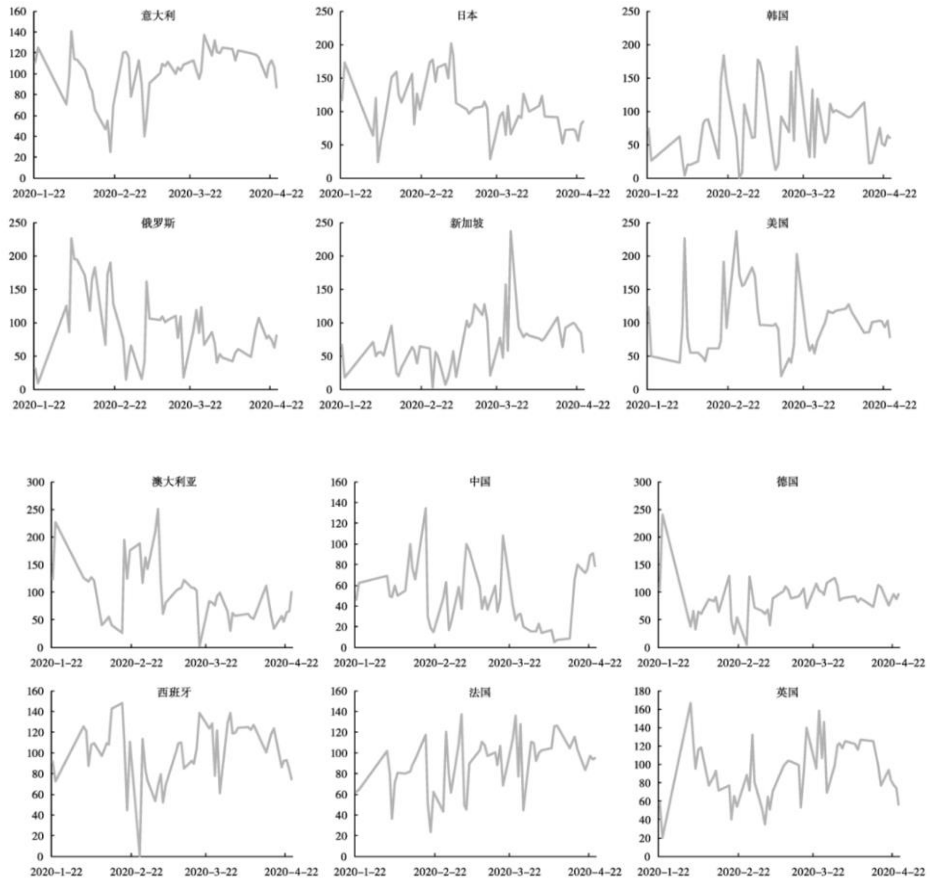


图2 疫情期间各样本本国总风险溢出指数 (SSP) 的动态变化趋势

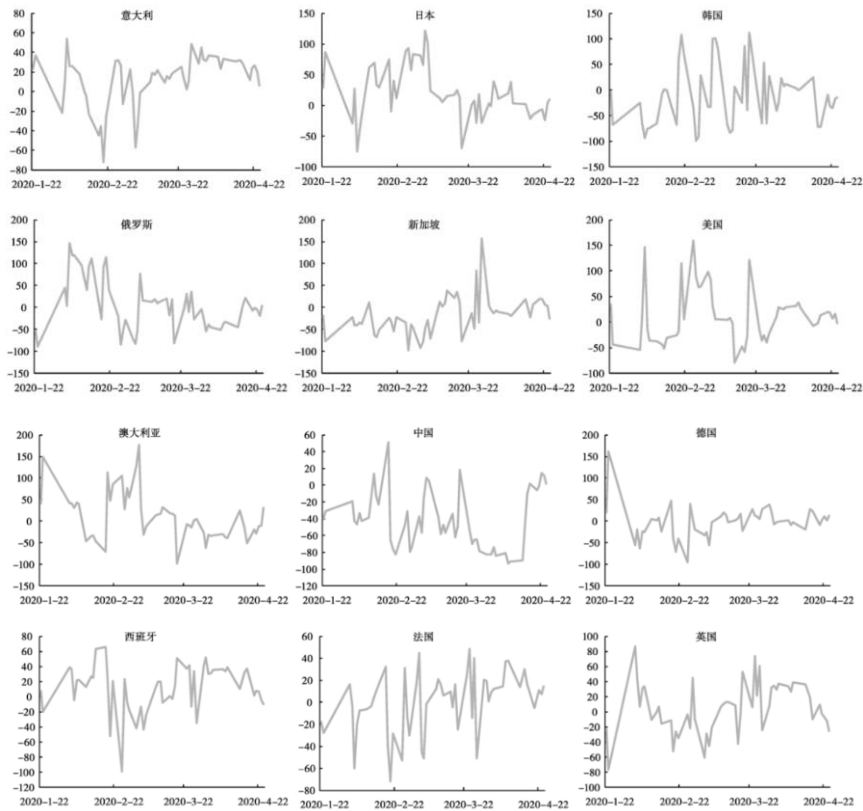


图3 疫情期间各样本本国净风险溢出指数 (NSP) 的动态变化趋势

## 2. 不同时期全球股市风险溢出强度的对比分析

为了更加直观地判断此次疫情对全球股票市场的冲击程度,在这一部分的实证分析中,一方面,本文选取了 2008 年全球金融危机作为比较对象,对比了两次突发事件期间全球各主要经济体股票市场的风险外溢强度;另一方面,通过全样本区间股市风险溢出效应的纵向分析,进一步探究疫情对全球股市风险的冲击程度。具体结果如表 4 所示,根据表 4 报告的测算结果,我们可以得出以下结论。

第一,总体而言,新冠疫情期间全球股票市场的总风险溢出强度高于 2008 年全球金融危机时期。横向比较“新冠肺炎疫情”与“2008 年全球金融危机”两个样本阶段全球总风险溢出指数 (TRS) 大小,前者为 89.39%,明显大于后者 74.49% 的水平,这表明相比于 2008 年全球金融危机,新冠疫情期间全球股票市场的总风险溢出效应更强,各国股票市场之间的风险传染强度更大。

第二,通过对比两个样本期内各国股票市场的总风险溢出指数 (SSP) 与净风险溢出指数 (NSP) 可以发现,2008 年全球金融危机期间,美国是全球股市风险的核心溢出国;而在新冠疫情期间,美国的风险总溢出效应虽仍然较强,但其风险净溢出效应极为有限。且除美国之外,一些疫情发展较为严重的欧洲国家,也成为此次全球股市风险的主要输出国。根据表 4 的结果,新冠疫情期间,净溢出强度为正的国家分别为德国(4.41%)、西班牙(40.84%)、法国(18.99%)、英国(50.48%)、意大利(41.57%)与美国(0.62%),这意味着上述国家为新冠疫情期间全球股票市场的风险溢出国,而这些国家之中,欧洲国家股市风险的绝对溢出强度与净溢出强度均大于美国,则进一步证明,此次疫情期间,股市风险传染强度与疫情的严重程度有关,疫情较为严峻的欧洲国家,是此次全球股市风险的主要输出方。

第三,新冠肺炎疫情期间,中国是全球股市的风险输入国,且接受外部风险输入的程度最为严重。表 4 的结果显示,疫情期间,中国股市的 SSP 指数与 NSP 指数分别为 6.48% 与 -87.24%,二者均处于所有样本国的最低水平,且明显低于日本(85.89%与-4.07%)、韩国(85.79%与-3.86%)、新加坡(82.92%与-7.14%)等其他疫情较为严重的亚洲国家。这意味着,尽管中国作为全球最早一个大规模爆发新冠疫情的国家,但疫情期间全球股市的暴跌风险却并非由中国引起,反而中国是此次全球股灾中受外部风险输入程度最重的国家,遭受到全球其他国家股票市场的风险传染。继续对比两个样本期内中国股市的 SSP 与 NSP 指数,能够看到危机期间中国股市的两个溢出指数均为正值,分别为 56.95% 与 0.26%,这表明与 2008 年全球金融危机时期相比,新冠疫情期间中国股市受到的外部风险冲击程度更大。

第四,突发事件冲击会导致全球股市风险溢出总水平显著上升。根据表 4 的测算结果,全样本区间内全球股市的总风险溢出水平为 71.12%,明显低于新冠疫情期间期间的 89.39%,同时也低于 2008 年全球金融危机时期的 74.49%。这意味着全球股市风险的总溢出强度具有一定的不确定性,呈现出随时间波动的特征,在正常运行期与突发事件冲击阶段存在明显差异。当世界经济遭遇内生危机或外生冲击时,极端事件所引发的恐慌情绪更易暴露资本市场的系

统性风险，放大股灾的风险传染效应，提高各国股市的风险关联程度，加剧全球股市风险的外溢强度。与此同时，通过考察全样本期不同区间各国股票市场的风险溢出特征还可以发现，一般而言，在极端事件冲击下，单个股市风险外溢程度的变化幅度大于全球股市的总风险溢出强度，但各国股市的表现迥然不同，2008 年全球金融危机与新冠疫情两次突发事件冲击下，欧美等成熟股票市场的反应普遍较为激烈，风险外溢强度较大，而中国等新兴股票市场对外的风险溢出水平相对有限。

表 4 不同时期各国股市的风险溢出强度

国家	新冠肺炎疫情		2008 年 全球金融危机		全样本区间	
	总溢出 强度 SSP	净溢出 强度 NSP	总溢出 强度 SSP	净溢出 强度 NSP	总溢出 强度 SSP	净溢出 强度 NSP
澳大利亚	73.94	-14.45	21.24	-57.86	53.93	-20.70
中国	6.48	-87.24	56.95	0.26	7.17	-30.28
德国	94.65	4.41	53.55	-33.68	122.95	41.53
西班牙	128.07	40.84	144.60	72.49	115.05	38.15
法国	108.44	18.99	57.67	-29.31	115.12	32.49
英国	136.91	50.48	68.93	-12.97	111.47	32.30
意大利	128.65	41.57	50.24	-32.10	110.81	32.86
日本	85.89	-4.07	88.21	18.95	34.10	-32.73
韩国	85.79	-3.86	32.48	-43.76	31.13	-42.76
俄罗斯	51.64	-39.16	88.22	26.59	11.64	-38.43
新加坡	81.98	-8.13	78.23	1.20	49.26	-30.23
美国	90.25	0.62	153.63	90.19	90.81	17.80
TRS 总溢出		89.39		74.49		71.12

## （二）全球股市风险溢出网络及其传递方向的分析

在前文关于疫情期间全球股市风险溢出强度分析的基础上，本文进一步通过测算各样本国股票市场之间的双边风险溢出指数（BIL）与单边风险净溢出指数（NET），分别构建新冠疫情与 2008 年全球金融危机两个样本期内全球股市的双边溢出网络图和净风险传递结构图，并对两个样本区间的测算结果进行横向比较，从而系统地分析疫情冲击下全球股市的关联网络及其风险溢出的结构特征。

### 1. 全球股市的关联网络分析

2008 年全球金融危机与新冠肺炎疫情两个样本期内，全球股市关联网络结构图的测算结果分别如图 4 与图 5 所示，两图中各国之间的连线线条粗细表示了其股票市场的相关性大小，线条越粗，代表两个股票市场之间关联性越强。根据两图测算结果本文发现，两个样本期内，各样本国股票市场的联动网络结构存在显著差异。由图 4 可知，2008 年全球金融危机期间，全球股市联动程度最为紧密的五组市场分别为韩国与新加坡（32.14%）、美国与西班牙（27.92%）、德国与西班牙（26.41%）、德国与法国（26.26%）、美国与日本（26.06%）。而中国与其他国家股市的联动程度总体偏低，其中与中国股票市场联动性最高的五个国家分别为：俄罗斯（16.40%）、日本（16.20%）、美国（15.61%）、新加坡（13.62%）、韩国（12.42%）。



由此可见, 2008 年全球金融危机期间, 与中国股票市场联动性较高的国家主要为中国重要的贸易往来国以及地理位置较近的亚洲国家, 而危机期间中国与欧洲国家股票市场的联动程度普遍较低, 其双边溢出指数均位于个位数区间范围。这也能够间接反映出, 全球金融危机期间, 中国股市的风险传染渠道可能主要为贸易与地理等宏观层面的渠道。

而根据图 5 新冠疫情期间全球股市联动网络结构的测算结果, 全球股市联动程度最为紧密的五组市场分别为意大利与英国 (25.04%)、英国与西班牙 (24.79%)、意大利与西班牙 (24.63%)、法国与西班牙 (23.02%)、法国与英国 (22.90%)。因此, 疫情期间, 全球股市联动性最强的国家都集中在欧洲地区, 其次为欧美股市之间的联动性, 例如美国与英国、美国与西班牙的双边溢出指数分别为 20.81% 与 20.79%。而不同于危机期间美国与亚洲国家存在较强的股市联动性, 新冠疫情期间, 其联动程度并不紧密, 美国与日本、韩国的双边溢出指数分别仅为 15.42% 与 16.19%。对于亚洲地区, 整体而言, 亚洲国家股票市场彼此之间联动性均不强, 其中韩国与新加坡之间的联动性最高, 其双边溢出指数为 17.23%。疫情期间, 中国与其他经济体股市联动性的测算结果与 2008 年危机期间大相径庭。在新冠疫情样本期内, 中国与其他样本本国股市联动程度均处于较低水平, 且中国与欧洲国家股市联动程度总体高于亚洲国家。作为金砖国家, 中国与俄罗斯之间的双边溢出指数仅为 5.75%, 为所有市场的最低水平。上述结果表明, 新冠肺炎疫情期间, 全球股市的风险传染渠道与地理距离、经贸往来等宏观因素无绝对关系, 而主要是恐慌情绪等微观传导因素。

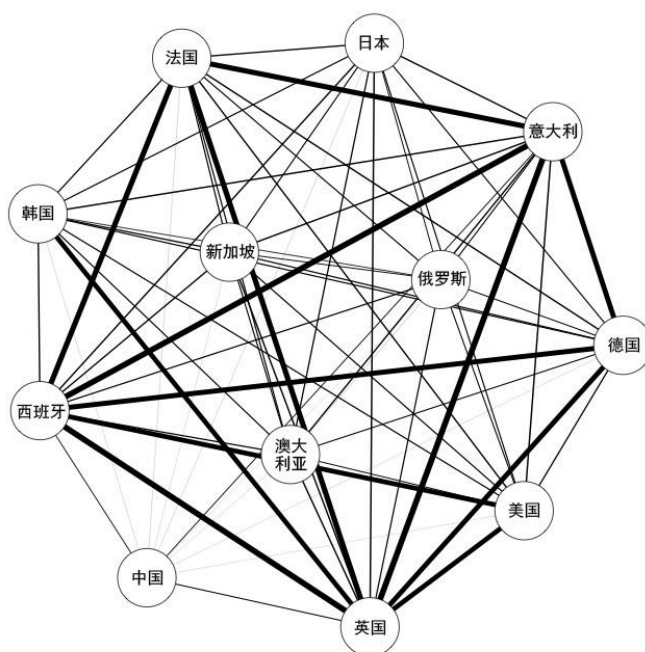


图 4 疫情期间全球股市关联网络结构图

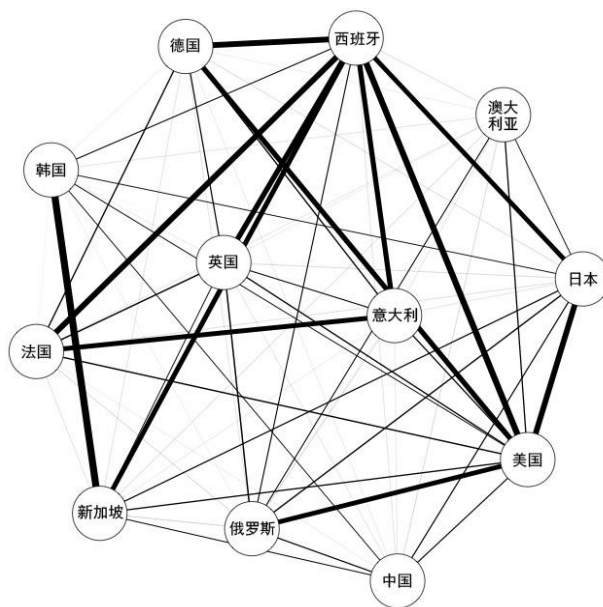


图 5 金融危机期间全球股市关联网络结构图

## 2. 全球股票市场的风险溢出网络结构

在关联网络结构分析的基础上，本文需要进一步明确究竟哪些国家是全球股市的风险溢出端，又有哪些国家是风险输入端。因此，本文在这部分的实证过程中，将继续测算各样本本国股票市场两两之间的单边净溢出指数（NET），构建全球股市风险净溢出网络结构图，从而深入探究新冠疫情期间全球股市风险的传递方向与溢出机制。新冠疫情与 2008 年全球金融危机两个样本期对应的净溢出网络结构分别如图 6 与图 7 所示，结构图中的箭头指向表示两个股票市场之间的风险净溢出方向，而线条的粗细则表示股市风险净溢出水平的大小<sup>1</sup>。

根据图 6 的测算结果，首先，在 2008 年全球金融危机期间，美国是全球股市最主要的风险溢出国，对其他各个国家均存在风险正溢出效应，这其中，受美国股市风险溢出强度最大的五个国家分别为：澳大利亚（15.21%）、韩国（10.64%）、日本（10.57%）、法国（9.82%）、德国（8.94%），这些国家与美国的经贸往来较为密切，包括了欧洲、亚洲与大洋洲市场。而在所有国家中，美国对中国股市风险溢出水平较弱，其单边风险净溢出指数仅为 3.49%。其次，我们还可以从图 6 中看到，在金融危机期间，中国对其他国家股票市场的风险溢出结果呈现出明显的地域特征。除俄罗斯之外，中国对其他欧洲国家的股票市场存在风险净溢出效应，但同时却是其他亚洲国家的风险净输入国。因此，这也再次印证本文在股市关联性实证部分所得到的推论，即 2008 年金融危机期间，全球股市的风险传染渠道主要为贸易与地理等宏观层面渠道。

<sup>1</sup>为保证全球股市风险净溢出结构图能够清晰直观地呈现全球股市风险的主要溢出方向，本文未画出净溢出指数大小在 0.5 以下的线条，从而避免网络图中的线条过多，对重要信息的解读产生干扰。

然而, 图 7 所呈现的新冠疫情样本期测算结果, 却与 2008 年金融危机时期出现了较大的差异。其一, 在疫情期间, 虽然美国股市对中国 (6.29%)、俄罗斯 (4.40%)、新加坡 (2.14%) 等国家依然存在风险净溢出, 但它已经不再是全球股市唯一的风险净溢出国。疫情期间, 疫情发展较为严重的欧洲国家, 例如英国、意大利与西班牙等国, 对美国股票市场存在明显的风险净溢出效应, 其单边风险净溢出强度分别为 4.65%、4.14% 与 4.03%。其二, 在新冠疫情时期, 中国不再是风险输出国, 而是全球股票市场最大的风险输入国, 这与前文关于股市风险溢出强度实证结论保持一致。由图 7 可以看到, 新冠疫情期间, 所有样本国均对中国的股票市场存在风险净溢出效应。其中, 欧洲股票市场对中国风险净溢出效应较高, 英国、意大利、西班牙、法国与德国对中国的风险净溢出强度分别为 13.27%、11.55%、11.36%、9.05%、7.45%; 其次为美国与亚洲国家, 亚洲国家当中, 日本、韩国与新加坡对中国股市的溢出水平差异不大, 与美国输出水平相似, 均在 6% 左右。结合图 7 的实证结果, 经综合分析可以推断出, 疫情期间, 全球股市的风险传染效应可能与一国疫情的严重程度有关, 而受宏观经济因素传导的影响有限。新冠疫情期间, 全球股市风险的溢出中心位于欧洲, 并通过美国股票市场进一步向全球其他国家传递, 继而引发国际金融市场的大幅震荡。另外, 还需特别说明的是, 虽然新冠疫情最先在中国大规模爆发, 但结合前文实证的分析, 此次疫情冲击下全球股票市场的剧烈动荡, 其风险并非由中国资本市场传递出去, 相反, 疫情期间其他各个国家均对中国股市存在显著的风险净溢出效应, 中国才是全球股票市场最大的风险输入国, 遭受到巨大的外部风险冲击。

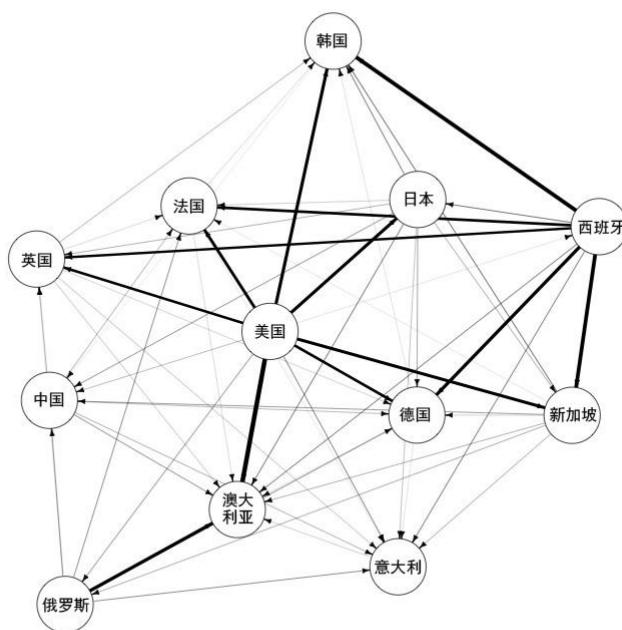


图 6 金融危机期间全球股市风险净溢出网络

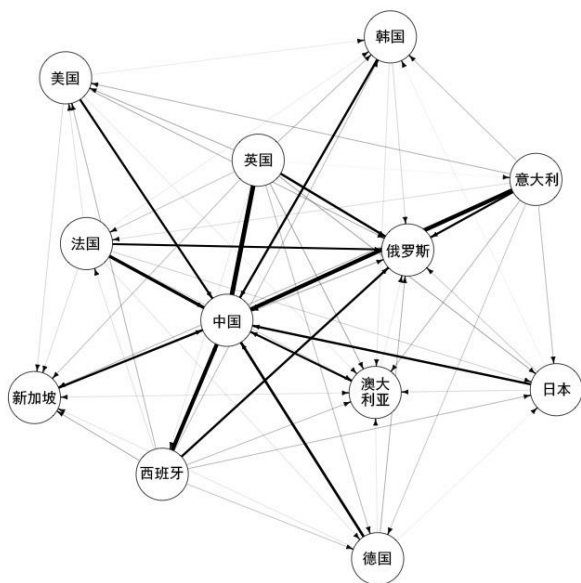


图 7 疫情期间全球股市风险净溢出网络

### (三) 稳健性检验

本文实证分析基于的是预测步长为 10 的溢出指数模型。为避免实证结果受模型预测步长影响，本文选取了预测步长为 8 和 12 的情况进行稳健性分析，结果如图 8 所示，稳定性分析结果表明，预测步长变化，未改变文章的实证结论，因此本文研究结论具有稳健性。<sup>1</sup>

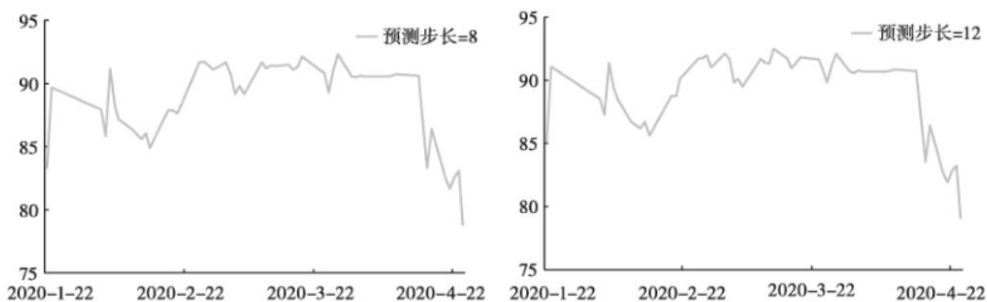


图 8 不同预测步长的 TRS 指数稳定性分析

## 五、研究结论与政策建议

2020 年新冠肺炎疫情的爆发，对国际金融市场造成巨大冲击，世界各主要经济体的股票市场均经历大幅动荡，全球股市的风险溢出效应成为时下热点问题。本文采用广义方差分

<sup>1</sup> 限于篇幅，正文中仅给出 TRS 指数在步长为 8 与 12 下的稳健性检验结果，略去了不同步长条件下 SSP 指数与 NSP 指数的稳健性检验结果。同时为避免实证结果受模型窗口期宽度的影响，本文还将滚动窗口期分别设定为 15 和 25，再次对三指数进行稳定性检验。感兴趣读者可向作者索取上述结果。

解的方法, 构建了多维度衡量全球股票市场风险溢出效应的溢出指数, 建立了全球股市风险溢出网络结构图, 动态分析了疫情期间全球股市风险溢出强度的时变特征, 深入探究了全球股市风险的传递方向及其溢出机制。同时, 通过突发事件的横向比较与全样本纵向分析, 进一步分析了不同时期全球股市风险溢出效应的异同之处。文章的主要研究结论为: 第一, 新冠肺炎疫情爆发之后, 全球股市风险总溢出强度呈现出先上升后下降的动态变化趋势, 且疫情期间全球股市的总风险溢出强度明显大于 2008 年全球金融危机时期与经济正常运行时期。第二, 疫情期间各国股票市场的风险溢出强度存在明显差异, 整体而言, 欧美地区股市风险溢出强度高于亚洲国家。而中国虽然是全球最先爆发新冠肺炎疫情的国家, 但在所有样本本国之中, 我国股市的风险外溢程度最低, 是全球最大的股市风险接受国。第三, 新冠疫情与 2008 年金融危机两次突发冲击下, 全球股市风险的溢出中心有所不同。2008 年金融危机时期, 美国是全球股市的单一风险溢出中心; 而新冠疫情期间, 全球股市风险溢出结构有所改变, 除美国之外, 疫情爆发程度严重的欧洲国家也成为全球股市的风险溢出中心。

根据本文对疫情冲击下全球股市风险溢出效应的研究结论, 可得到如下政策启示: 首先, 当前全球疫情尚未结束, 未来也仍然面临着外部环境中经济、政治等多层面不确定性的挑战, 应当继续警惕疫情蔓延对我国金融市场的负面影响。股票市场波动是经济增长预期、公司盈利能力以及市场信心等多重因素的综合反映, 在全球范围内疫情还没有得到有效控制的情况下, 全球经济增长前景黯淡, 多数企业盈利下跌, 市场信息明显不振, 未来全球股市很可能再次出现大幅动荡。而依据本文研究结论, 在新冠疫情爆发期内, 我国是全球股市风险的主要输入方。一旦个别国家出现疫情“二次爆发”, 抑或美联储、欧洲央行等货币当局转变其政策方向、收紧流动性, 都有可能导全球股市再度出现大幅下跌的风险, 继而殃及我国资本市场。因此, 尽管目前我国国内疫情已基本遏止, 但我们仍要警惕重视外部环境的严峻性, 坚守底线思维, 防范系统性风险, 避免出现金融危机。其次, 应当在疫情冲击下的动荡国际局势中, 寻找我国发展的重要机遇。面对疫情的突然爆发, 在政府、医疗机构与各方居民的大力配合下, 我国高效迅速地遏制了疫情在国内的持续蔓延, 率先走出疫情冲击。后疫情时代, 为降低疫情对我国经济的负面影响, 我国积极落实各项企业扶植政策, 将“六稳”、“六保”等民生目标放在首位, 有效地恢复了全国经济生产, 在二季度实现了经济增速的由负转正。这一系列显著的政策效果, 向世界证明了中国的能力。在解决自身问题的基础上, 我国还积极向意大利、西班牙、日本、韩国等疫情严重国家伸出援助之手, 充分展示了我国的大国担当精神。这无疑也为我国后续与各国开展经贸往来、进行政治交往奠定下良好的基础。虽然疫情冲击无法避免, 但中国在此次全球抗疫中的突出表现, 大力提升了我国的综合国力, 这也为中国由经济大国向经济强国转变赢得了难得的历史机遇, 相信我国一定能够抓住这次机遇, 以积极主动的姿态迎接疫情后全球经济政治关系的重大调整。

## 【参考文献】

- [1] 卜林、王雪杰、刘志强, 2020. 全球股票市场系统性风险传递网络研究. 国际金融研究, (3):87-96.
- [2] 蔡义杰、周雨田、李丹, 2009. 次贷危机下美国 and 全球股市之联动. 国际金融研究, (9):34-42.
- [3] 陈国进、许德学、陈娟, 2009. 我国股票市场和外汇市场波动溢出效应分析. 数量经济技术经济研究, (12):109-119.
- [4] 崔金鑫、邹辉文, 2020. 时频视角下国际股市间高阶矩风险溢出效应研究. 国际金融研究, (6): 75-85.
- [5] 龚朴、黄荣兵, 2009. 次贷危机对中国股市影响的实证分析——基于中美股市的联动性分析. 管理评论, (2): 21-32.
- [6] 何德旭、苗文龙, 2015. 国际金融市场波动溢出效应与动态相关性. 数量经济技术经济研究, (11):23-40.
- [7] 黄在鑫、覃正, 2012. 中美主要金融市场相关结构及风险传导路径研究——基于 Copula 理论与方法. 国际金融研究, (5): 74-82.
- [8] 李岸、粟亚亚、乔海曙, 2016. 中国股票市场国际联动性研究——基于网络分析方法. 数量经济技术经济研究, (8):113-127.
- [9] 李红权、洪永淼、汪寿阳, 2011. 我国 A 股市场与美股、港股的互动关系研究: 基于信息溢出视角. 经济研究, (8): 15-25.
- [10] 李政、鲁晏辰、刘淇, 2019a. 尾部风险网络、系统性风险贡献与我国金融业监管. 经济学动态, (7): 65-79.
- [11] 李政、刘淇、梁琪, 2019b. 基于经济金融关联网络的中国系统性风险防范研究. 统计研究, (2): 23-37.
- [12] 李政、梁琪、方意, 2019c. 中国金融部门间系统性风险溢出的监测预警研究——基于下行和上行  $\Delta$ CoES 指标的实现与优化. 金融研究, (2): 40-58.
- [13] 梁琪、李政、郝项超, 2015. 中国股票市场国际化研究: 基于信息溢出的视角. 经济研究, (4): 150-164.
- [14] 吴吉林、张二华, 2010. 次贷危机、市场风险与股市间相依性. 世界经济, (3): 95-108.
- [15] 杨子暉、陈雨恬、张平淼, 2020. 重大突发公共事件下的宏观经济冲击、金融风险传导与治理应对. 管理世界, (5): 13-35+7.
- [16] 杨子暉、周颖刚, 2018. 全球系统性金融风险溢出与外部冲击. 中国社会科学, (12): 69-90+200-201.
- [17] 赵胜民、谢晓闻、方意, 2013. 中国在全球股市风险传染网络中的角色研究——基于次贷危机和欧债危机时期的样本分析. 财经论丛, (5): 59-65.
- [18] Adler, M., and Dumas, B., 1983. International portfolio choice and corporation finance: A synthesis. The Journal of Finance, 38(3):925-984.
- [19] Aloui, R., M. Aïssa, S. B. and Nguyen, D. K., 2011. Global financial crisis, extreme interdependences, and contagion effects: The role of economic structure?. Journal of Banking & Finance, 35(1):130-141.
- [20] Antonakakis, N. and Badinger, H., 2016. Economic Growth, Volatility, and Cross-country Spillovers: New Evidence for the G7 Countries. Economic Modelling, 52:352-365.
- [21] Bash, A., and Alsaifi, K., 2019. Fear from uncertainty: An event study of Khashoggi and stock market returns. Journal of Behavioral and Experimental Finance, 23:54-58.
- [22] Cen, L., Lu, H., and Yang, L., 2013. Investor sentiment, disagreement, and the breadth–return relationship. Management Science, 59(5):1076-1091.

- [23] Diebold, F.X. and Yilmaz, K., 2009. Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers with Application to Global Equity Markets. *The Economic Journal*, 119:158-171.
- [24] Diebold, F.X. and Yilmaz, K., 2012. Better to Give than to Receive: Predictive Directional measurement of volatility Spillovers. *International Journal of Forecasting*, 28:57-66.
- [25] Diebold, F. and Yilmaz, K., 2014. On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms. *Journal of Econometrics*, 182:119-134.
- [26] Dimitris, K., Aristeidis, S. and Nikos, P., 2011. Financial Crises and Stock Market Contagion in a Multivariate Time-varying Asymmetric Framework. *Journal of International Financial Markets*, 21:92-106.
- [27] Forbes, K. J., and Chinn, M. D., 2004. A decomposition of global linkages in financial markets over time. *Review of economics and statistics*, 86(3): 705-722.
- [28] Hong, Y., Liu, Y., and Wang, S., 2009. Granger causality in risk and detection of extreme risk spillover between financial markets. *Journal of Econometrics*, 150(2): 271-287.
- [29] Karolyi, G. A. and Stulz, R. M., 1996. Why do markets move together? An investigation of US-Japan stock return comovements. *The Journal of Finance*, 51:951-986.
- [30] King, M.A. and Wadhvani, S., 1990. Transmission of Volatility between Stock Markets. *Review of Financial Studies*, 3(1): 5-33.
- [31] Rejeb, A.B. and Arfaoui, M., 2016. Financial Market Interdependencies: A Quantile Regression Analysis of Volatility Spillover. *Research in International Business and Finance*, 36:140-157.
- [32] Rey, H., 2015. Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence. *National Bureau of Economic Research*, No. w21162.
- [33] Worthington, A., and Valadkhani, A., 2004. Measuring the impact of natural disasters on capital markets: an empirical application using intervention analysis. *Applied Economics*, 36(19): 2177-2186.
- [34] Zhou, X., Zhang, W., and Zhang, J., 2012. Volatility Spillovers between the Chinese and World Equity Markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 20:247-270.

## 宏观审慎与微观审慎协调的国际经验 及对中国的启示

熊婉婷<sup>1</sup>

**【摘要】**宏观审慎以减少金融危机对经济稳定产生影响为政策目标，着眼于防范整个金融体系的系统性风险。微观审慎以保护消费者为政策目标，着眼于防范单个金融机构的个体性风险。二者目标相辅相成，政策效果也相互依赖。然而，由于监管部门不同但监管对象和政策工具高度重叠，二者可能出现政策冲突，尤其在经济下行、银行高度集中且业务同质化、以及不同监管机构权责不分的情形之下。英美经验表明，无论是独立委员会机制还是央行统筹协调机制，有效的监管协调都离不开明确的权责划分、常态化的沟通协调机制以及流畅透明的信息共享。为了加强宏观审慎管理与微观审慎政策之间的协同配合，我国可从三方面着手改革。一是打造“一体多翼”的组织治理架构，增强行为监管部门的独立性，在金融委下根据需要设立专家工作组。二是进一步完善信息共享和沟通协调机制，鼓励不同监管机构领导人交叉任职，提高微观审慎机构在系统性风险分析中的参与度，以及借助“服从-解释”机制提高跨部门决策的透明度。三是为潜在政策冲突做好预案，包括预先设定政策目标优先级、进一步完善系统性风险预警机制、拓展宏观审慎政策工具箱、以及鼓励金融机构积累逆周期安全缓冲等。

2008 年全球金融危机之后，世界各国开启了一轮以宏观审慎机制建设为重点的金融监管改革。随着宏观审慎内涵的不断丰富，不仅整个监管体系的复杂性攀升至前所未有的水平，实现宏观审慎和微观审慎之间协调配合的重要性和紧迫性也愈发凸显。宏观审慎和微观审慎政策一般由不同监管机构负责，着眼于实现不同监管目标，同时政策工具和监管对象高度重叠。这种机制导致宏观审慎和微观审慎既互为补充，又存在冲突的可能。宏观审慎和微观审慎之间的政策冲突不仅会导致监管效率低下、加大金融机构的合规成本，而且可能产生监管真空或助长监管套利，加剧金融脆弱性。为了应对这些挑战，金融监管部门必须高度重视宏观审慎和微观审慎政策之间的协调配合，充分发挥二者的互补性、尽量降低冲突性。然而，无论是在国内还是国外，宏观审慎和微观审慎的协调机制建设仍在摸索中前行。在这一背景下，厘清宏观审慎和微观审慎概念的区别与联系、明确二者的冲突和互补机制以及梳理有关国际经验和分析我国差距，将对我国金融监管体制建设具有重要借鉴含义。

---

<sup>1</sup>熊婉婷，中国社会科学院世界经济与政治研究所助理研究员。



本文第一部分从历史背景、监管目标、监管工具和监管模式等角度对比了宏观审慎和微观审慎的主要内容, 并对二者的区别与联系进行了总结。第二部分从理论上探讨了宏观审慎与微观审慎政策在执行过程中可能存在的潜在冲突和协同互补机制。第三部分总结了英美两国的宏观审慎与微观审慎协调经验, 并对其优势和劣势进行了分析。第四部分讨论了我国在监管实践中面临的挑战, 结合国际经验提出了关于促进宏观审慎管理和微观审慎监管政策协调的政策建议。

## 一、宏观审慎和微观审慎的主要内容

在 2008 年全球金融危机之前, 微观审慎是金融监管的主流视角。微观审慎的典型表述可见 1997 年巴塞尔委员会发布的《有效银行监管的核心原则》<sup>2</sup>。其监管的重点在于维护个体机构的稳定性, 纠正由于信息不对称和权责不对称所造成的市场失灵。在这种观念下, 监管当局普遍认为“个体机构安全即为整体系统安全”, 因此缺乏宏观层面的风险防范。此后 1988 年推出的巴塞尔协议 I 和 2004 年推出的巴塞尔协议 II 都可看作是对微观审慎监管政策的不断完善。这些协议的内容都是针对银行资本结构、风险加权计算和资本充足率等监管规则和实施细则的一系列国际标准。

另一方面, 宏观审慎的概念在历次危机中不断丰富, 经历了从理论观点到政策实践、从监管视角到政策框架的拓展过程。作为一个理论观点, 宏观审慎最早可见于二十世纪 70~80 年代的一些政策讨论文件。1979 年, 时任欧洲货币委员会主席和国际清算银行顾问的 Alexandre Lamfalussy 在一次政策讨论中首次提出要更多关注系统性金融风险, 并主张在微观审慎的基础上增加宏观审慎监管<sup>3</sup>。但是, 这一观点在当时只是作为对微观审慎不足的补充讨论, 并没有真正得到重视, 没有形成任何有效的政策实践, 更多是一种全局性理念的体现。

1997 年亚洲金融危机爆发后, 宏观审慎的含义得到拓展, 逐步形成一种不同于微观审慎但与之并立的监管理念。2000 年, 时任国际清算银行主席的 Crockett<sup>4</sup>按照政策目标的差异对微观审慎和宏观审慎进行了区分, 认为前者的目标是维护单个机构的稳健性, 后者的目标是维护整个金融体系的稳定性。Crockett 还进一步指出, 二者最主要的差别并不在于政策工具, 而是政策目标和影响经济运行机制的不同。在这一基础上, Borio(2003) 从作用机制、风险类型、监管标准调整等角度对微观审慎与宏观审慎的关系进行了进一步区分(详见表 1), 为后续研究奠定了重要基础。

<sup>2</sup> <https://www.bis.org/publ/bcbs30a.pdf>

<sup>3</sup> BIS (2010). The term 'Macroprudential: Origins and Evolution, BIS Quarterly Review, Mar., 2010.

<sup>4</sup> Borio, C(2003). Towards a macroprudential framework for financial supervision and regulations? BIS working paper, no 128.

表 1 宏观审慎与微观审慎的区别

	宏观审慎	微观审慎
直接目标	防范系统性危机爆发	防范个体机构危机爆发
最终目标	避免造成宏观经济产出损失	保护消费者（投资人/存款人）
风险性质	部分内生	外生
金融机构之间的相关性与共同风险暴露	重要	不重要
审慎监管标准的调整	自上而下，根据系统性风险的变化来进行政策调整	自下而上，根据单个机构的风险变化来进行政策调整

资料来源：Borio, C (2003). Towards a macroprudential framework for financial supervision and regulation? BIS Working Paper, no 128。

2008 年全球金融危机后，宏观审慎的重要性进一步提高，从一种监管视角(supervision)上升为与货币政策和财政政策相并列的政策选项(policy)<sup>5-6</sup>。在国际货币基金组织、二十国集团和国际清算银行等国际组织的不断努力下，宏观审慎的政策目标更为明确，对系统性风险的识别更为清晰，政策工具箱不断丰富，组织架构也更为完备。时至今日，宏观审慎管理的内涵已远远超出宏观审慎监管的范畴，成为一种包括明确政策目标、风险评估标准、政策工具、治理架构和危机救助机制等一系列组合的政策框架。在我国，“宏观审慎管理”（macroprudential management）常与“宏观审慎政策”（macroprudential policy）混用，作为制定金融监管规则（regulation）和落实监管（supervision）的统称。

除了对宏观审慎认识的加深，危机后人们对行为监管的重视也进一步增强。部分国家开始对审慎监管与行为监管进行区分，并形成二者并重的“双峰监管”模式。2008 年金融危机中出现的羊群效应、正反馈机制和危机传染现象表明，金融活动参与者自身的非理性或认知不足可能带来隐藏风险和加剧市场动荡。因此，除了以维护金融机构和金融体系稳健性为目标的审慎监管以外，还需要对金融机构的经营和交易进行行为监管。与审慎监管通过设置和调整资本充足率、流动性比率等安全标准来维护金融稳健性的做法不同，行为监管主要通过制定公平的市场规则来实现对消费者的保护，包括禁止金融机构对消费者进行误导或欺诈、加大经营和交易信息披露力度、加强个人金融信息保护、打击操纵市场及内幕交易、规范债务催收等。国际清算银行金融稳定研究院认为<sup>7</sup>，区分审慎监管和行为监管的“双峰监管”模式可以缓解保障金融机构偿付能力和保护金融消费者利益两大目标之间的矛盾，并且能够更好地适应混业经营的金融市场发展趋势。

<sup>5</sup> Blanchard, O, Giovanni Dell, Ariccia, Paolo Mauro (2013). Rethinking Macro Policy II: Getting Granular, IMF Staff Discussion Note, April, 2013.

<sup>6</sup> Blanchard, O (2013). Rethinking Macro Policy II: First Steps and Early Lessons.

<sup>7</sup> FSI (2018).“Financial Supervisory Architecture: what has changed after the crisis?” ,FSI Insights on policy Implementation No.8.

## 二、微观审慎与宏观审慎监管之间的冲突与互补

微观审慎和宏观审慎监管之间既有差异又有共性, 只有充分协调配合才能实现最优政策效果。实现二者的协调配合主要包括两方面。一是充分发挥二者的互补性, 更为全面地对可能引发金融不稳定的风险进行防控。二是降低两类监管政策之间的潜在冲突, 提前做好政策应对方案。

### (一) 宏观审慎监管与微观审慎监管的区别与联系

在具体监管实践中, 宏观审慎和微观审慎对应着两种不同的监管理念。对比微观审慎监管和宏观审慎监管, 可以发现二者对系统性风险的认知、政策目标、监管模式和对相同经济形势的政策反应等诸多方面均存在差异。

第一, 微观审慎和宏观审慎监管分化的逻辑起点在于对系统性风险的认知差异。微观审慎认为个体机构的安全是整个金融系统维持稳定的基础, 系统性风险更多是一种外生冲击, 微观审慎监管更强调提高每个机构的风险管理水平和增强应对外部冲击的能力。宏观审慎认为, 即使个体机构都保持稳健, 金融危机仍然可能发生, 因为系统性风险内生于整个经济金融体系。因此, 与微观审慎相比, 宏观审慎监管更强调对金融机构顺周期行为的管理和对不同机构之间复杂关联风险的防范。

第二, 微观审慎和宏观审慎的政策目标和监管模式不同。微观审慎监管侧重于防范单个金融机构的个体性风险, 以保护消费者(储户和投资者)为最终目标, 一般根据个体机构所面临的风险大小、自下而上地调整监管标准。宏观审慎监着眼于防范整个金融体系的系统性风险, 以避免金融危机造成宏观经济损失为最终目标, 一般根据系统性风险的大小、自上而下地调整监管标准。

第三, 微观审慎和宏观审慎在政策实践中的监管手段和侧重点不同。以我国为例, 中国人民银行负责宏观审慎管理, 银保监会负责微观审慎监管。和人民银行相比, 银保监会的监管抓手主要是更频繁的现场检查、更详尽的数据报送、更具体的人员准入和创新业务准入、以及更宽泛的行政处罚权。此外, 银保监会对银行的风险管理和处罚手段也比央行丰富, 授权更为充分。在评级层面, 银保监会用的是 CAMLES+骆驼评级体系, 而人民银行采用的是宏观审慎评估(Macroprudential Assessment, MPA)体系。央行 2018 年开始也推广其金融机构央行评级, 但应用场景要少一些, 主要是与央行再贷款、存款保险的费率挂钩<sup>8</sup>。

第四, 微观审慎和宏观审慎对相同经济场景的政策反应不完全一致。虽然微观审慎和宏观审慎都强调风险防范, 但二者在面对相同经济形势时的政策考量和监管行动并非完全

---

<sup>8</sup> 刘诚燃和孙海波(2019) MPA 通关秘籍, 金融监管研究院。  
[https://mp.weixin.qq.com/s/8MJP\\_xST8HBiChIGsSijXw](https://mp.weixin.qq.com/s/8MJP_xST8HBiChIGsSijXw)

一致（见表 2）。在繁荣时期，金融机构一般各项指标正常并且可以比较容易地建立安全缓冲并满足传统的监管要求。此时微观审慎往往倾向于无为而治，但宏观审慎却会要求金融机构开始积累逆周期安全缓冲。在衰退时期，各个金融机构面对的违约和流动性风险普遍上升。此时微观审慎为了恢复消费者信心，往往要求金融机构提高资本金或流动性资产等安全缓冲规模以应对更高风险。与此相反，宏观审慎为了避免集中去杠杆化的负面经济效应，反而倾向于降低监管要求以促进金融部门对实体经济的信贷支持。

表 2 不同金融周期阶段下的微观和宏观审慎的政策应对

周期阶段	微观审慎的目标和行动	宏观审慎的目标和行动
<p>▲ 繁荣时期</p> <p>信贷和资产价格增长强劲，风险较高（但看起来得到了抑制），高回报、过于乐观、放贷标准下降；杠杆率扩张</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ 认为不需要干预，因为银行高度盈利，可以自主补充资本和流动性</li> <li>○ 干预放贷标准以调查更为边缘和“泡沫式”的交易是否合适</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ 着眼于解决系统性风险的起因、纠正过度失衡和/或强化金融体系的抗冲击能力</li> <li>○ 积累较强的逆周期资本和流动性缓冲</li> </ul>
<p>▲ 萧条类型（不会导致危机）</p> <p>信贷增长放缓、资产价格稳定或者下降、回报减少，但信心尚在</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ 维护金融机构稳定</li> <li>○ 稳定或部分提高资本和流动比率；对股息有一定限制，审查更为严格</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ 避免严重的去杠杆化</li> <li>○ 释放积累的逆周期资本和流动性缓冲</li> </ul>
<p>▲ 萧条类型（导致危机）</p> <p>去杠杆化，资产价格因廉价抛售而大幅下跌，造成大量财政损失，市场信心崩溃</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ 恢复对机构的信心</li> <li>○ 提高资本和流动性比率，使之与风险状况相匹配；进行范围更广的审查</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ 恢复对金融体系的信心、避免去杠杆化</li> <li>○ 减少资本和流动性缓冲；如果缓冲水平是信心不足的原因，就提高缓冲</li> </ul>
<p>▲ 复苏</p> <p>谨慎地重新去杠杆，信贷温和增长，资产价格开始增长</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ 维持危机期间重建的资本和流动性比率，或者必要时提高比率</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ 不需要干预</li> </ul>

资料来源：IMF（2013）. Macroprudential and microprudential policies: Toward Cohabitation, IMF Staff Discussion Note, June 2013, SDN 13/05.

尽管存在差异，微观审慎和宏观审慎监管之间保持密切关联。一方面，微观审慎和宏观审慎的政策目标实现相互依赖。从目标角度看，有效的微观审慎监管是实现宏观金融稳定的基础，宏观环境的稳定性也会影响到所有微观主体。从信息共享角度看，宏观审慎部门在判断系统性风险大小和识别风险来源时需要微观审慎部门提供微观市场信息。微观审慎监管也需要宏观审慎部门所得出的系统性风险评估作为政策实践的宏观背景参考。

另一方面，微观审慎和宏观审慎的政策工具高度重叠。如表 3 所示，很多情况下微观审慎和宏观审慎政策的工具并没有明显界限，但微观审慎和宏观审慎当局会从不同角度运用这些工具。以资本监管为例，微观审慎机构要求金融机构保持一定资本水平以应对该机构可能面临的潜在损失，此时最低资本要求往往取决于该机构所持有的资产的风险状况。如果该机构的规模较大、倒闭后可能引发系统性风险，那么宏观审慎机构会在微观审慎已有最低资本要求的基础上，对该机构提出一个系统重要性附加资本要求。二者都是对个体

金融机构设定了最低资本要求，只是希望实现的政策目标并不相同。此外，一些微观审慎监管政策工具本身就包含了宏观审慎要素。例如，巴塞尔 III 框架下的支柱 II 资本缓冲要求在计算与风险对应的最低资本缓冲水平时就包括了周期性风险等系统性风险因素。

表 3 微观审慎和宏观审慎工具的重叠案例

	微观审慎	宏观审慎
对单个机构的最低资本要求	√	
风险加权资本要求	√	√
支柱 II 下的资本要求	√	√
逆周期资本缓冲		√
资本留存缓冲	√	
系统重要性机构的附加资本要求		√
动态拨备	√	√
杠杆率	√	√
大额敞口限额	√	√
贷款价值比	√	√
债务收入比	√	√
外汇限制	√	√
流动性要求	√	√
风险管理标准	√	
执照发放标准	√	

资料来源：IMF (2013). Key Aspects of Macroprudential Policy, IMF Policy Paper, June. <http://www.imf.org/external/np/pp/eng/2013/061013b.pdf>

## (二) 微观审慎与宏观审慎监管之间的潜在冲突

微观审慎与宏观审慎监管之所以会产生冲突的一个重要原因在于两类监管政策的作用对象完全相同，因此政策传导机制也会相互影响。此外，二者的政策工具高度重叠但所追逐的政策目标却不尽相同 (Alessandri 和 Panetta, 2016)<sup>9</sup>。宏观审慎和微观审慎政策的冲突可能导致两种结果。一是监管真空，即出现某些业务或机构无人监管。在监管变革跟不上金融创新或监管套利行为的情况下就容易出现这种问题。事实上，在加强对传统业务的监管过程中，市场主体总会试图通过金融创新或其他途径绕开监管以追求监管外的超额收益。影子银行的快速发展就是一个例证。二是过度监管，即多头监管下金融机构的合规成本过重，降低金融市场效率。2008 年全球金融危机后，全球进入强监管期，在经历数十年密集的规则变更过程后，全球已不同程度滋生了政策疲劳情绪，作为全球金融监管改革风向标的《巴塞尔 III》的落地时间不断推后。此外，美国沃尔克规则的修订<sup>10</sup>也可看作逆

<sup>9</sup> <https://european-economy.eu/leading-articles/the-coordination-of-micro-and-macro-prudential-supervision-in-europe/>

<sup>10</sup> “沃尔克规则”是 2010 年以来美国最大金融监管改革法《多德—弗兰克法案》的一部分。该规则由前美联储主席保罗·沃尔克 (Paul Volcker) 提出，核心内容为禁止银行进行自营交易、投资对冲基金或者私募基金等。2019 年，美联储签署了沃尔克规则修订案，允许银行增加与某些基金的交易，并取消了银行在与下属机构交易衍生品时必须持有保证金的要求。如果说沃尔克规则是 2008 年全球金融危机后强监管的产物，那么 2019 年的沃尔克规则修订案就是美国逆监管的一大体现。

监管的一个案例。

从时间维度看，微观审慎与宏观审慎政策在经济紧缩的情况下更容易产生冲突。导致这种冲突的原因在于宏观审慎和微观审慎监管对提高安全缓冲要求的政策成本感知不同。在经济紧缩时，金融机构在补充资本金或提高流动性资产比例时不仅面临更高的融资成本，而且更容易影响对实体经济的信贷决策。宏观审慎的最终目标是减少金融不稳定性对实体经济造成的负面影响，对在经济萎缩时期提高安全缓冲的负面影响更为敏感，因此更倾向于放松监管、允许银行减少资本金以更多释放信贷资源来支持实体经济。与此相对，微观审慎监管以保护消费者利益为目标，并不关注收紧监管是否会对实体经济产出造成损失，因此更倾向于要求个体机构提高资本金或资产流动性，从而增加安全缓冲、提高抵御外部冲击的能力。

从空间维度看，微观审慎与宏观审慎政策之间的冲突在银行业高度集中且业务严重同质化的经济体中更为显著。假设有两个经济体，一个只有一个银行，另一个包括多个业务高度异质化的银行。在第一个经济体，如果唯一的银行资产质量下降，那么就会触发宏观审慎和微观审慎监管的不同政策反应。一方面，为了提高该银行的稳健性，微观审慎监管机构会要求其增加资本金，以保持基于风险加权的资本充足率不变（甚至提高）。另一方面，为了避免信用紧缩，宏观审慎监管会放松逆周期资本缓冲要求，允许该银行减少资本金从而释放更多信贷资源。这种情况下，二者的干预措施就会出现相互抵消的效果。在第二个经济体，由于银行业务具有异质性，宏观审慎和微观审慎监管可以作用于不同机构，因此不会完全相互抵消。对一部分资产质量差的银行，微观审慎监管可以要求其提高资本金以增强稳健性。对另一部分资产质量好的银行，宏观审慎监管可以通过降低对这些机构的逆周期资本缓冲要求来促进其放贷。换言之，在这种场景下，微观审慎和宏观审慎监管的政策效果并没有被抵消，反而相互配合，同时实现了增加个体机构稳健性和增加信贷供应以支持实体经济复苏的目标。

在政策实践中，我国也曾出现微观审慎和宏观审慎监管相互削弱的现象。2018年7月，为了支持商业银行通过回表消化存量表外理财，央行曾调节宏观审慎评估考核中与最低资本充足率要求有关的参数，以放松对银行的考核要求和配合此前鼓励银行放贷的政策导向。发挥宏观审慎政策的逆周期调节作用。然而，对当时的商业银行而言，限制其信贷供给的短板并非宏观审慎资本充足率，而是银保监会资本充足率，所以仅仅央行调整宏观审慎资本充足率的参数并未对商业银行产生太大影响。这一案例表明，在宏观审慎和微观审慎政策共同作用于相同金融主体时，影响银行信贷供给的往往是最紧约束。央行在采用宏观审慎政策工具进行逆周期调节时，必须考虑微观审慎的政策立场，否则就容易出现徒劳无功的政策调节。

### （三）微观审慎与宏观审慎监管的互补机制

虽然宏观审慎和微观审慎监管在具体执行过程中可能存在相互抵消的情况，但是二者

在更多情况下可以通过相互配合, 弥补各自的监管短板, 实现多元化政策目标。

首先, 微观审慎和宏观审慎监管机构具有不同信息优势, 二者之间的信息共享可以提高彼此决策的准确性。一方面, 微观审慎监管机构对个体机构信息掌握得更为全面, 不仅可以为宏观审慎机构判断系统性风险大小和识别风险来源奠定微观基础, 而且可以为宏观审慎政策效果的评估提供个体机构的行为反馈, 进而为后者的政策调整提供参考。另一方面, 宏观审慎监管机构更了解宏观经济和金融趋势, 更能发掘跨机构、跨部门和逆周期的系统性风险。这些宏观信息可以为微观审慎监管部门的政策实践提供宏观背景参考, 帮助后者确定风险监督目标的优先次序和调整监督标准。

其次, 微观审慎和宏观审慎监管机构的政策工具在使用中具有独立性, 可以用来实现不同政策目标。丁伯根法则指出, 政策工具的数量至少要等于政策目标的数量。在消费者利益与金融稳定性目标不完全重合时, 宏观审慎和微观审慎监管可以通过使用独立政策工具来实现各自的政策目标。以房地产部门为例, 在个体机构层面, 房屋抵押贷款往往被认为是一种优质资产, 对应的风险权重可能比无抵押的企业贷款还低, 因此微观审慎监管并不会对这种特定类型的贷款提出更高资本充足率要求。但是, 由于房地产部门容易出现资产价格和信贷增长的正反馈, 产生房地产泡沫, 因此在一般的微观审慎监管之外还需要适用独立的宏观审慎监管工具来进行逆周期调节, 如贷款价值比等。

最后, 微观审慎和宏观审慎监管对金融机构的政策影响可以相互促进、发挥更大效用。个体机构的稳健性虽然不等于整体体系的稳健性, 但可以为整个体系的有效运行奠定良好的微观基础。在一些经济体量较小的国家, 如瑞典和加拿大等, 整个金融部门由几个系统重要性银行主导, 针对这些机构的微观审慎政策本身就会对整个金融系统产生影响。换言之, 可以认为有效的微观审慎监管本身就是宏观审慎管理的一部分。反过来, 在银行数量多、业务关联复杂的国家, 即使微观审慎监管在个体机构层面已经构建了较为充分的安全缓冲, 但由于跨部门传染和羊群效应的存在, 个体机构依然可能因为整个体系的冲击放大效应而出现危机, 因此必须依赖宏观审慎监管政策来控制跨部门和逆周期系统性风险。总之, 微观审慎和宏观审慎监管相辅相成, 可以通过相互配合发挥更大效用。

### 三、宏观审慎与微观审慎政策协调的国际经验

在 2010 年巴塞尔银行监管委员会提出强调宏观审慎的国际监管改革后, 各国金融监管体系都进行了重新调整。为了促进宏观审慎和微观审慎的政策协调, 各国也采取了不同协调方案。按照监管协调部门与实际监管部门的关系, 各国采用的监管协调机制主要可分为设置独立协调委员会和由央行统筹两种。英国和美国分别是这两种模式的典型代表。下面我们将对这两个国家的宏观审慎和微观审慎协调机制进行介绍, 并对它们的优缺点进行点评。英美经验表明, 无论是独立协调委员会机制还是央行统筹协调机制, 有效的监管协调

都离不开明确的权责划分、常态化的沟通协调机制以及流畅透明的信息共享。其他可采用的监管协调措施还包括部门负责人交叉任职、部门间联席会议和签署谅解备忘录等。

## （一）美国：在宏观和微观监管机构之外设立跨部门监管协调委员会

美国的金融监管体系具有“双层、多头”的特征，政策协调难度极高。其中，“双层”指该体系同时包含联邦政府和州政府两层架构；“多头”指分业监管，即保险、证券、期货等金融企业分别由不同监管部门负责。整个监管体系不仅涉及部门广泛，而且层级结构复杂，不仅容易出现“四不管”的监管真空，而且也存在重复监管问题，因此对监管协调提出了极高挑战。

为了应对这些挑战，美国在《多德-弗兰克华尔街改革和消费者保护法》指导下，对金融监管体系进行了大幅改革。美国不仅强化了美联储的宏观审慎监管职责，并且在已有监管部门之上设立了负责统筹规划的独立协调委员会——金融稳定监督委员会。美联储和金融稳定监督委员会都具有防范和应对系统性风险的宏观审慎职能。改革后，美联储不仅负责制定所有系统重要性机构的审慎监管标准，而且可以直接监管所有系统重要性金融机构、5000余家其他金融实体以及支付、清算、结算活动等金融市场基础设施建设。此外，美联储还下设消费者金融保护局，负责以保护消费者权益为目标的行为监管。例如，对金融服务和产品进行评估、制定规则和处理违约事件、实施金融教育和处理投诉等。

与美联储不同，金融稳定监督委员会没有对金融机构的直接监管权，但具有部分宏观审慎政策的制定权和对监管部门的建议权。该机构的主要职责是识别和应对系统性风险，以及促进不同监管部门之间的协调配合。在具体职能上，美国金融稳定监督委员会有六大任务授权。一是负责促进监管政策协调，缩小不同成员机构之间关于金融服务规则、审查、报告和执法行动之间的差距。二是负责促进成员机构之间的数据信息共享。三是有权对非银行金融公司进行综合监管和认定非银行系统重要性机构。四是对支付、清算和结算等金融市场公共设施进行监督。五是提高对特定机构的监管要求。六是有权拆分对金融稳定构成严重威胁的公司。

在机制设置上，美国金融稳定监督委员会以委员会的形式运营，主席由财政部长担任，成员来自多个联邦金融监管机构。成员类型分为投票型和非投票型两种。投票成员有10个，分别是美联储董事会主席、货币审计长、消费者金融保护局局长、证券交易协会主席、商品期货交易委员会主席、联邦房地产金融机构主席、国家信用合作管理局局长、以及由美国总统任命的独立保险专家。以顾问身份任职的非投票成员有5个，分别是金融研究办公室主任、联邦保险办公室主任、州保险专员代表、州银行监管代表、州证券专员代表。除了理事会外，美国金融稳定监督委员会还下设副手级委员会和专业委员会。

在具体运营中，金融稳定监督委员会每年需要发布金融稳定报告，主席定期代表委员会出席国会听证会报告委员会行动和金融稳定威胁。委员会定期召开会议形成各项决策，会议可由主席或过半投票权成员提议召开，会议频率每季度不低于一次。



美国金融稳定监督委员会作为独立监管协调机构有三大优势。一是独立的监管协调机构具有中立性, 可以为不同审慎监管机构之间的管辖争议提供调解平台。此外, 美国金融稳定监督委员会主席由财政部部长担任, 一定程度上可以起到避免央行权责过于集中的作用。二是构成人员多元化, 不仅包含了不同金融市场的监管部门, 而且兼顾了联邦政府和州政府两个层面的监管部门。这种多元化的成员结构有助于跨部门信息沟通和政策协调。三是可以实现跨部门的信息和数据共享。金融稳定监督委员会下设金融研究办公室(Office of Financial Research, OFR)<sup>11</sup>, 专门负责促进金融服务监管机构之间的信息共享。在需要的情况下, 还可以要求个别金融公司提供信息, 以扫除监管盲点。

然而, 金融稳定监督委员会在进行监管协调时也面临诸多挑战。第一, 美国的金融监管体系依然以传统的分业监管为主, 与混业经营的金融市场结构存在冲突。虽然有金融稳定监督委员会在宏观层面负责监管协调, 但仍然容易出现监管真空, 可能出现因为监管套利而产生的系统性风险。第二, 作为独立机构, 金融稳定监督委员会的实际规模和运营能力不足。金融稳定监督委员会的年度预算仅 600 万美元, 其设在财政部秘书处的全职员工只有 18 人, 专业分析能力也有限。与此相对, 美联储华盛顿总部专职负责金融稳定和金融监管的专业人员有 548 人, 年度预算约 1.65 亿美元。这种悬殊的力量对比意味着, 在面临危机时美联储仍是最重要的系统性风险处置部门<sup>12</sup>。第三, 金融稳定监督委员会的成员结构复杂, 多数投票机制难以达成迅速有效的危机应对决议。金融稳定监督委员会的投票成员多达 10 个, 并且投票机制要求委员会决策须至少半数(某些情况下三分之二)有投票权的成员审议通过, 因此决策可能存在高度不确定性和政治化因素。

## (二) 英国: 由中央银行统筹协调宏观和微观审慎监管

在英国, 宏观和微观审慎监管部门均隶属于中央银行, 大部分监管协调由中央银行内部统筹完成, 少部分与行为监管部门的外部协调通过联系会议和共同签署谅解备忘录等方式实现。2008 年全球金融危机后, 英国开始在中央银行下设货币政策委员会(Monetary Policy Committee, MPC)、金融政策委员会(Financial Policy Committee, FPC)和审慎监管委员会(Prudential Regulation Committee, PRC), 分别负责货币政策、宏观审慎和微观审慎监管。除了英格兰银行负责的审慎监管以外, 英国还单独设立了金融行为监管局(Financial Conduct Authority, FCA)来负责行为监管。这种审慎监管与行为监管相分离的治理模式更适应混业经营的市场结构, 体现了目标导向的监管理念, 也称为双峰监管模式(Twin Peak Model)。

作为宏观审慎管理的主体, 金融政策委员会的主要目标是识别、监测和处置系统性风险, 提高金融系统稳定性。该委员会主要有两项权力, 一是“指令权”(Power of direction),

<sup>11</sup> <https://www.financialresearch.gov/>

<sup>12</sup> 何鹏宇和王信(2020), 《美英宏观审慎政策框架比较及对中国的启示》, 第一财经。  
<https://m.yicai.com/news/100744923.html>

即有权就逆周期资本缓冲、差异化资本金要求两项宏观审慎工具做出决策，并要求审慎监管委员会或金融行为监管局来负责具体实施。二是“建议权”（Power of recommendation），即有权就其他审慎监管工具的使用向审慎监管委员会或金融行为监管局提出建议，监管机构若不执行，需要做出公开解释（comply or explain）。例如，金融政策委员会可以指导审慎监管委员会或金融行为监管局限制金融机构住房抵押贷款的发放，主要工具包括贷款价值比和债务收入比等。此外，金融政策委员的职责还包括发布金融稳定报告、起草压力测试指引、完善破产机构处置等。

微观审慎监管由审慎监管委员会负责。与金融政策委员会一样，审慎监管委员会也隶属于英格兰银行。审慎监管委员会负责制定微观审慎政策规则和监管成员机构，主要职责包括增强受监管机构的稳健性、为投保人提供合理的保护以及促进企业间的有益竞争。受审慎监管委员会监管的成员机构约 1500 家。机构类型包括银行、房屋信贷互助会、信用合作社和主要投资企业。

行为监管主要由金融行为监管局负责。该机构独立于英格兰银行，负责对所有金融机构进行行为监管。受其监管的成员机构包括近 60000 家企业。金融行为监管局的三大核心目标是保护消费者、提高市场诚信度和促进有益竞争<sup>13</sup>。金融行为监管局既有权规范金融机构与投资者之间的交易行为，也有权监管金融机构之间、金融机构与非金融企业之间的交易行为。除了行为监管以外，该机构也承担一部分微观审慎监管职责，主要面向不属于审慎监管局监管范畴内的 23000 余家金融机构。尽管职责有所重叠，但审慎监管委员会和金融行为监管局的侧重有所不同。前者更关注监管机构的安全与稳健性、强调各类安全缓冲标准的达标。后者更关注对消费者利益的保护、强调金融服务的公平性与合规性。例如，消费者关于信用卡服务的不满由金融行为监管局负责处理，而银行倒闭对存款人造成的损失则由审慎监管局负责。多数情况下审慎监管局和金融行为监管局分别进行调查，少数情况下进行联合调查，但处罚都是由两个监管机构分别进行<sup>14</sup>。

为了实现上述机构之间的协调配合，英国采用了交叉任职、建立沟通机制、互相提供政策支持等措施。一方面，审慎监管委员会和金融政策委员会的协调主要通过人员的交叉任职来实现。金融政策委员会一般包括十三名成员。其中六位是英格兰银行官员，分别是行长、四位副行长和金融稳定战略与风险执行总监。五位是在金融服务方面具备专业知识和经验的外部成员，如学者、银行高层等。剩余两位无投票权成员分别是金融行为管理局局长和一位来自英国财政部的官员。审慎监管委员会与金融政策委员会在成员构成上的差异仅在于负责专业顾问和政策建议的外部成员不同。换言之，英格兰银行内部负责宏观审慎和微观审慎监管政策决定的基本是同一套人马。类似机制也适用于宏观审慎政策和货

<sup>13</sup> <https://www.fca.org.uk/about>

<sup>14</sup> 孙国峰：英国双峰监管实践与借鉴 <http://jcr.whu.edu.cn/jjgc/6/2018-03-21/4552.html>

币政策的协调。

另一方面, 英格兰银行与金融行为监管局的协调更多通过联席会议和签署谅解备忘录的方式实现。首先, 英格兰银行做出审慎监管决策的过程中, 金融行为监管局负责人作为外部成员列席金融政策委员会和审慎监管委员会会议, 但不具有表决权。其次, 审慎监管局与行为监管局之间签订了多份合作备忘录, 先后建立了联合数据管理委员会、监管联席会、争端解决会议等协调统筹机制。此外, 英格兰银行行长和金融行为监管局负责人均由财政大臣遴选和提名。

英国模式主要有两大优势。一是实现了审慎监管与行为监管的分离, 区分了维护消费者利益和提高金融机构稳健性两个政策目标, 并为之提供了不同监管工具, 因此可以更好地适应混业经营的金融市场变革趋势。二是由央行统筹微观审慎和宏观审慎, 主要决策由相同政策制定者在不同外部顾问的专业建议下完成, 这种做法极大地降低了政策协调成本, 保证了政策制定的高效性和专业性。但是, 英国模式也面临两个挑战。一是央行承担责任较多, 货币政策和审慎政策之间缺乏独立性。二是审慎监管局与金融行为监管局之间的职责有所重叠, 可能导致重复监管和部门争端。

### (三) 我国政策协调机制与英美的对比

目前我国已形成了“一委、一行、两会”的金融监管体系。其中, “一委”指国务院金融稳定发展委员会, 国务院统筹协调金融稳定和改革发展重大问题的议事协调机构, 承担监管协调和金融稳定职责。“一行”指中国人民银行, 负责健全货币政策和宏观审慎政策的“双支柱”调控框架, 承担系统性风险防范和处置职责。“两会”指银保监会和证监会, 负责针对银行业、保险业和证券市场的微观审慎监管。

与英美两国相比, 我国宏观审慎与微观审慎的政策协调机制既有共性又有不同。从组织架构来看, 我国与美国的机构设置更为相似。两国都在微观和宏观审慎监管部门之上成立了独立监管协调委员会, 并且都呈现出中央政府和地方政府并存和分业监管为主的“双层、多头”特征。这种复杂的监管结构与中美两国金融体系的庞大规模、机构的多样化、以及中央与地方监管机构的职能分离有关。由于都采用分业监管, 我国和美国一样也面临分业监管难以满足混业经营需求的挑战。此外, 在行为监管方面, 我国与英美两国都有差距。虽然我国也在各监管机构内部增设了消费者行为保护部门。但是这些内设部门并不具备行政上的相对独立性, 距离标准的双峰监管模式还有较大差距。随着我国金融市场混业经营的普及和金融服务的复杂化, 近期关于增强行为监管部门独立性的呼声也越来越高<sup>15</sup>。因此, 无论是美国在美联储下设消费者金融保护局的做法, 还是英国在英格兰银行外设置金融行为管理局的做法, 都值得我国进一步参考借鉴。

从人员安排上看, 我国也采取了与英格兰银行类似的交叉任职机制。我国自 2018 年 3

<sup>15</sup> <https://finance.sina.com.cn/jjxw/2021-05-22/doc-ikmxzfm4044835.shtml>

月开始由银保监会主席兼任中国人民银行党委书记、副行长，形成了人民银行行长负责央行全面工作、党委书记负责党委职责、副行长协助行长工作的特殊人事架构。但是，从跨部门合作的角度来看，我国财政部门在宏观审慎管理中的参与度较低，尤其是在宏观审慎分析阶段与英美两国存在差距。

从政策工具箱看，我国宏观审慎工具依然不足。2019年中国首创2项工具，即宏观审慎评估（MPA）和全口径跨境融资宏观审慎管理。2020年陆续建立了逆周期资本缓冲机制、针对金融控股公司的审慎监管、系统重要性银行评估、以及房地产贷款集中度管理制度。但总体上看，28项国际通行的宏观审慎工具中有21项未在中国实施，我国宏观审慎政策工具箱仍有很大扩充空间<sup>16</sup>。

从沟通合作方式看，英美两国在交叉任职以外，还采用了签署谅解备忘录、定期召开联席会议、“遵从建议或解释不遵从原因”等跨部门沟通方案。其中，要求执行部门“遵从决策部门建议或解释不遵从原因”的做法不仅可以促进跨部门沟通协调，而且有助于提高跨部门决策的公开性和透明度，非常值得我国学习。

#### 四、对我国宏观审慎和微观审慎政策协调的政策建议

2008年全球金融危机以来，我国宏观审慎管理框架的建设取得了长足进步，不仅形成了各司其职的“一委、一行、两会”组织架构，而且构建了货币政策与宏观审慎政策“双支柱”调控框架。但是，随着我国经济结构转型和金融市场的蓬勃发展，以监管套利或规避监管为目的的金融创新层出不穷，P2P网贷违约、部分城商行信用违约、影子银行业务无序发展等金融乱象频繁发生。这些金融乱象反映出现有金融监管体制的局限性，尤其是宏观审慎管理和微观审慎政策之间存在配合不充分、协调机制不完善等问题。参考国际金融监管改革经验和金融监管理论，我国可在组织架构建设和政策执行配合两个层面进一步完善宏观审慎管理和微观审慎监管之间的协同配合机制。

##### （一）组织架构层面的协调配合

合理高效的组织架构设计是有效监管的基础。参考英美两国的组织结构改革经验并结合我国国情，我国还可在以下三个方面进一步完善现有宏观审慎管理框架。

第一，加强法律基础建设，在立法层面进一步完善对不同监管机构的权责认定。与国外金融监管立法相比，我国现有的金融监管法律对于监管者权力边界的规定过于宽泛和原则化。以对监管机构的权责定位为例，美国《多德—弗兰克华尔街改革与消费者保护法》对新成立的金融稳定监管委员会、金融调查办公室、消费者保护局的职能定位、成员组成、办事程序、责任主体都做出了详细规定。与此相对，《中国人民银行法》仅原则性地规定了

<sup>16</sup> [https://www.financialnews.com.cn/zt/20211h/taya/202103/t20210308\\_213439.html](https://www.financialnews.com.cn/zt/20211h/taya/202103/t20210308_213439.html)

中国人民银行监管金融机构和金融市场的权力。再以监管处罚为例,我国金融监管机构在行使监管处罚权时,原则上应参照《行政处罚法》的相关规定。但《行政处罚法》是关于政府机关实施行政的一般法律,难以兼顾金融监管的专业性和特殊性。如果参照适用,恐难实现金融监管的目的和初衷。<sup>17</sup>

第二,根据政策需要,设置专门工作组以提高决策专业性。金融监管协调具有高度业务交叉性和专业复杂性,因此无论是英国还是美国,都采取了设置专业委员会或专门工作组的方式来增强决策专业性和促进监管协调。以美国为例,金融稳定监督委员会根据职责需要下设多个专业委员会,包括数据委员会、金融市场设施和支付结算清算活动委员会、非银行金融机构认定委员会、监管和处置委员会以及系统性风险委员会等。这些委员会为金融稳定监督委员会提供专业化的决策支持并协助其履行职责。英国方面,英格兰银行下设的三大委员会也根据各自需求引入了不同的外部成员,主要包括金融市场专业人士、学术界专家等。参考这些经验,我国也可以在金融委办公室下,根据具体监管需求设置若干专门工作组,汇聚多种力量、多方资源为金融委提供专业化的决策支持,如风险识别委员会、危机救助委员会等。

第三是鼓励不同监管机构间的人员交叉任职,或以委员会成员的方式参与其他部门决策。英美经验表明,不同机构领导人的交叉任职有助于实现部门间的顶层协调。美国采用独立委员会结构进行宏观审慎管理和政策协调,委员会成员由不同监管部门的领导人担任,并根据监管职能分为有投票权成员和无投票权成员两种。英国在央行下设不同委员会,采用同一套领导班子配合不同外部成员的方式来进行投票决策。我国金融委、央行、银保监会在一定程度上也实践了人员交叉任职的协调模式,未来或许可进一步拓展。此外,我国还可以根据政策需要成立跨部门委员会,按照有关监管职能赋予成员投票权。这一点在宏观审慎分析中尤其重要。近年来,我国大型银行的金融稳健性普遍增强,但中小银行的风险却不断加剧,尤其是与地方政府融资平台有关的金融风险不断积累。最值得关注的系统性风险已从“大而不能倒型威胁”变为“小广散型威胁”,即小型问题机构集中倒闭带来的市场风险<sup>18</sup>。要想提前对这些风险进行识别和防范,不能仅依靠金融委或中央银行自上而下的顶层监管,而是必须加强与其他政府部门的信息沟通合作,尤其要提高微观监管部门在压力测试、系统性风险识别、系统重要性机构认定等宏观审慎分析中的参与度。

## (二) 政策执行层面的协调配合

在政策执行层面,宏观审慎和微观审慎之间的协调配合主要应包括两方面内容。一是充分发挥二者的互补性,更为全面地对可能引发金融不稳定的风险进行防控。二是降低两类监管政策之间的潜在冲突,尤其是在经济萧条时期和银行业高度集中和同质化的经济体。

<sup>17</sup> 刘志超(2015),《我国宏观审慎监管与微观审慎监管协调机制初探》,《区域金融研究》第8期。

<sup>18</sup> 张斌和熊婉婷(2019),《经济结构转型与“双支柱”调控框架》,《金融研究》,第12期。

虽然不同经济体的协调机制各有特色，但有效的政策协同往往遵循以下三个原则。

第一，应当在不同监管部门之间构建常态化的信息共享和沟通协调机制。近年来，我国已经对信息共享和常态化沟通机制进行了完善与升级，如建立独立协调委员会、定期举办部门间联席会议、跨部门跨国别签署谅解备忘录、优化金融业综合统计等。但是，我国仍面临地方政府债务信息不透明、金融基础设施相互割裂、交易数据库无法互联互通等挑战。未来我国可以在建设统一数据库、搭建数字化监管平台、运用人工智能等监管科技手段等方面进一步提高和完善。

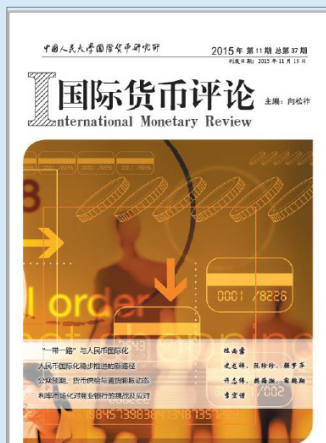
第二，应当保持宏观审慎政策工具箱的开放性和动态性，从而减少宏观审慎与微观审慎在政策工具层面的重叠与冲突。就补充宏观审慎工具箱的来源而言，有两种思路可供参考。一是借鉴国际经验。例如，欧盟国家在经历 2010-2012 主权债务危机后，不仅增加了欧洲金融稳定机制、欧洲金融稳定基金等危机救助机制，而且形成了欧洲整体层面的单一监管规则和单一监管机制。这些创新在化解从主权债务危机到银行亏损乃至评级下调的联动危机中发挥了重要作用<sup>19</sup>。我国与欧洲都属于银行业高度集中的经济体，我国当前面临的地方债务风险与欧盟成员国的主权债务风险也有相似性。因此，欧洲国家的宏观审慎政策工具创新对我国化解地方债务风险具有借鉴意义。二是紧跟市场变化趋势。近年来，气候变化问题越来越受到关注。在我国向“碳达峰”和“碳中和”等目标迈进的过程中，金融监管机构必须把气候变化和绿色能源转型等风险纳入考量，加快有关政策调整，如在现有宏观审慎框架内增加有关气候变化的压力测试、修订绿色债券标准等。

第三，应当为宏观审慎和微观审慎之间的冲突做好预案。首先要重视压力测试等系统性风险评估和预警机制，提前对可能影响金融稳定的潜在风险进行识别和政策干预。其次应尽量在正常时期提高金融机构的安全缓冲水平，从而降低宏观审慎和微观审慎在经济萎缩时期关于降低/提高安全缓冲水平的矛盾，为政策应对留出空间。最后，可以考虑预先设定政策优先级。一般认为，在微观审慎目标与宏观审慎目标产生冲突时应优先保障宏观审慎目标的实现。这一选择背后的逻辑在于系统性风险必然会对个体机构的稳定性造成影响，但个体机构的倒闭并不一定会产生外溢效应。

---

<sup>19</sup> 胡坤、刘东民（2013），《欧债危机下欧盟银行规制与监管体系的转型与创新》，《欧洲研究》第3期。

## 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”。

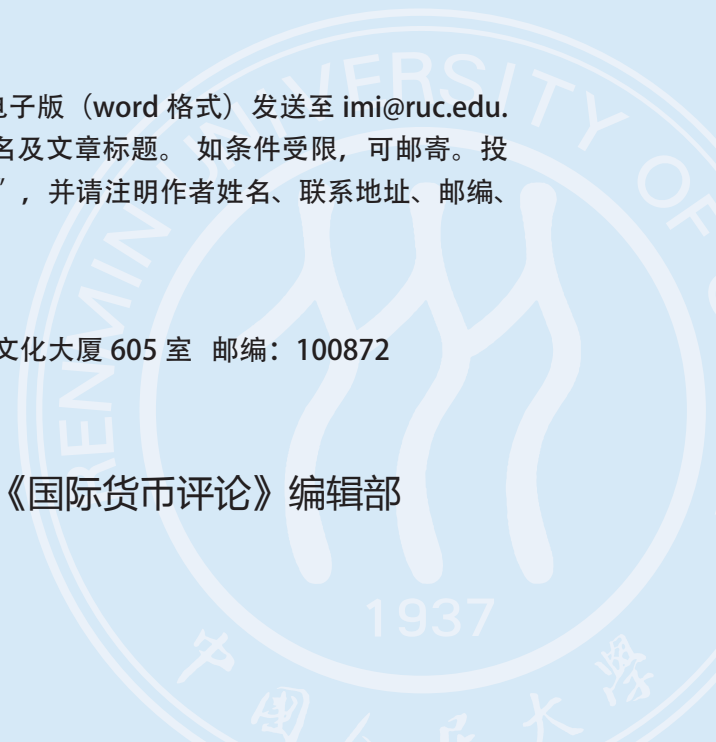
### 投稿方式：

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







## 元素征信 专业的信用大数据服务商

北京|上海|深圳|辽宁|陕西|云南|山西|天津|河北|湖北  
山东|广西|贵州|南京

地址：北京市海淀区北坞村路23号创新园北区5号楼  
电话：010-82602070