

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张 杰



我国经济实现可持续增长的优势与资金配置问题

市场利率、零售存款和银行风险承担

基于FRTB的商业银行市场风险计量管理与未来展望

人民币离在岸价差及其波动行为

数字普惠金融对经济高质量发展的影响研究

夏 斌

曹 啸、卜俊飞

沈建明、叶 舟、蓝国瑜

肖 文、尚玉皇、李建勇

姜 松、周鑫悦

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）

賁圣林	曹 彤	陈卫东	丁剑平	丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL HOUNG LEE	刘 珺	陆 磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿 强	Alfred Schipke	涂永红	曾颂华
张晓朴	张之骥	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：www.imi.org.cn
电 话：86-10-62516755
传 真：86-10-62516725
邮 箱：imi@ruc.edu.cn



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

目 录

【卷 首】

我国经济实现可持续发展的优势与资金配置问题 ————— 夏斌 01

市场利率、零售存款和银行风险承担：

理论和中国的证据 ————— 曹啸、卜俊飞 05

基于 FRTB 的商业银行市场风险计量管理与未来展望 ————— 沈建明、叶舟、蓝国瑜 25

人民币离在岸价差及其波动行为：

逆周期因子的视角 ————— 肖文、尚玉皇、李建勇 33

数字普惠金融对经济高质量发展的影响研究 ————— 姜松、周鑫悦 50

人民币汇率预期不确定性的影响因素研究

——基于时变脉冲响应和时变信息溢出的视角 ————— 王爱俭、刘浩杰、王璟怡 71

数字金融时代金融包容的全球空间效应 ————— 付争、周帅 88

我国经济实现可持续发展的优势与资金配置问题

夏 斌¹

一个国家的经济发展如同一个企业的发展。企业的发展需要有资金、人才与技术，还要有市场。国民经济的发展也需要保持供给和需求的基本平衡。中国经济就实现长期可持续发展而言，在供给方面有三个优势：一是资金供给比较充分。与多数国家特别是与发达国家相比，中国有相对较高的国民储蓄率，同时也是 2021 年世界第一大吸引外资国。中国经济建设不缺资金。二是人才供给比较充分。经过 40 多年改革开放的积累和历练，中国目前有数量庞大的高素质的劳动力资源和人才资源。三是制度创新优势。中国的改革开放释放出巨大的制度红利和创新潜力。在需求方面有两个积极因素：一是拥有以 4 亿多中等收入者群体为主组成的全球领先的大国消费市场；二是由于存在巨大的城乡差距与地区差距，国内投资需求和消费需求还存在进一步扩展的广阔空间。

基于上述实体经济要素方面的分析，如果排除意外因素，就纯经济逻辑而言，未来一个历史时期内，中国经济完全可以保持可持续稳定增长。但是如果资金配置问题处理不好，即使有较高的国民储蓄率和总供给与总需求水平，国民经济同样不可能实现可持续稳定发展。

市场经济的重要特征是信用经济、借贷经济。2020 年我国全年 GDP 约为 101.6 万亿元，而全社会融资量高达 285 万亿元，二者之差为 GDP 的 1.8 倍。2020 年，我国 GDP 比上年增长 2.3%，增加量约为 2.34 万亿元，而社会融资量却增加了 34.86 万亿元，较上年同比增长 35.8%（不排除 2020 年有源于新冠肺炎疫情方面的特殊原因）。与此同时，2020 年全国一般公共预算支出为 24.6 万亿元，仅约社会融资总量的 8%。2021 年，全国财政赤字安排为 3.2%，专项债额度为 3.65 万亿元，中央预算内投资规模仅为 0.61 万亿元。由此可见，整个国民经济建设中投资资金绝大多数是通过金融中介方式筹集的，是需要偿还的，不用偿还的财政资金占比微乎其微。

因此，经济建设中总的投资收益如果不能覆盖借贷成本、覆盖利息，甚至低于借贷成本、低于利息，就会表现为到期无法偿还利息或引发债务危机，进而引发新的建

¹ 夏斌，中国人民大学国际货币研究所顾问委员，国务院发展研究中心金融研究所名誉所长、国务院参事。

设资金筹集困难，导致经济活动中断、企业破产倒闭、经济增长不可持续。即使全国总体上投资收益可以覆盖借贷成本、覆盖利息，但是如果在局部、在某些企业不能覆盖，引起局部债务危机，同样会影响总体的经济增长。

2008 年美国金融危机之后的十几年里，我国经济中逐步暴露了一些金融风险。到 2017 年，党的十九大报告提出，全党在全面建成小康社会决胜期要完成“得到人民认可，经得起历史检验”的三大历史任务，其中第一项任务就是要重点防范金融风险。近几年我国经济基本保持稳定，守住了在全国不发生系统性风险的底线。但同时，我们也应注意到，曾经被社会热炒一时的金融产品、被一些地方政府极力推崇的金融产品，纷纷被取缔了，其中有的已经暴露风险。在风险处置中，有的责任人“跑路”“跳楼”，有的机构血本无归。在整顿过程中，银行巨额表外业务在回归表内时，触发了其他中小金融机构的一系列问题。5000 多家 P2P 公司被关闭，巨额债权、债务遗留问题迄今难以处理；一些地方 PPP 项目与特色小镇项目遗留的债务问题层出不穷；各类无序发展的理财业务正在接受资管新规的严厉整顿。在近几年的金融秩序整顿过程中，我们可以得到诸多经验和教训。

社会各界要从总体上认识到，资金配置是个动态的市场过程。在经济发展过程中，我们可以制定理想的长远发展规划，制定成百上千的工程规划，但是一定要明白，所有规划都需要依赖借贷来支撑和完成。特别要注意的是，在市场经济、信用经济条件下，很难根据理想的发展规划提前制定未来每年、每个季度的资金总量规划和配置规划。现实经济活动中，如果资金配置不好，就容易引发局部性金融风险或系统性金融风险。一旦发生较大的风险，为了确保社会稳定、不发生动荡，处理方式往往只能是三选一：一是央行多发货币，最终以货币贬值来解决问题（输今天的钱）；二是某些经济主体破产重组、缩减资产、冲减资本，以抵消过去若干年积累的财富为代价（输昨天的钱）；三是增加新的负债以掩盖旧的风险，以消耗后人的资本为代价（输明天的钱）。无论哪一种方式，最终都会影响未来的经济增长。所以，中央深化改革委员会 2021 年 7 月 9 日会议提出，经济建设“决不能脱离实际硬干，更不能为了出政绩不顾条件、什么都想干”。在市场经济中，一定要尊重市场规律，一定要学习并熟悉市场条件下资金配置的市场动态过程。制定规划、建设项目，既要考虑其必要性，又要充分考虑其可行性。

在当前的国情下，实现资金的有效配置，重点要抓好国企改革。经过 40 多年的改革开放，在全社会资金已基本实现自由流动的情况下，要实现有效的资金配置，一

定要遵循市场准则。尤其是企业，特别是规模巨大的国有企业，一切经营活动必须坚持市场准则。与民营企业“56789”贡献相形见绌的国有企业，占用全社会 66%以上的信贷资金，如果国有企业（包括地方政府融资平台）不能坚持市场准则，相应的金融活动就不可能实现资金的有效配置。正因为如此，我们要看到金融发展中的问题，更要看到国企发展中的问题；要呼吁加快金融改革与创新，更需要呼吁加快国企改革与创新。目前，相对于国企改革，金融改革的速度不是慢了，而是快了。因为金融领域中存在很多扭曲的现象，其根本原因在于国企的改革仍没有到位。

第三方金融服务机构要坚持“穿透管理”的金融创新原则。不断避开金融监管现有规定的金融创新，是金融市场持续发展、保持活力的动力。但是，不论金融工具和金融产品的设计如何新颖、复杂，也不论金融创新是否经常游走在金融监管规定的边缘“打擦边球”，金融机构不可能长期“自娱自乐”，通过创新金融工具筹集的资金，最终是要投入到实体经济、投入到企业，最终的投资收益来自于实体经济。所以，金融机构要不要创新设计，要不要向市场积极推销某一款金融产品，关键在于根据“穿透管理”原则，看清最后使用资金的实体企业经营状况如何、能否赚钱，看清金融产品的投资回报率。否则就会“坑”投资者，且自毁声誉，甚至也被“拖下水”。

在琳琅满目的金融产品世界里，要做一个清醒的投资者。作为投资者，要注意三点：一是判断某个金融机构推出的某款金融产品是否值得购买。首先要看清楚该产品是否符合金融监管规定，一定要杜绝人云亦云、抱着“赌一把”的心态去“打擦边球”。这方面的教训是非常深刻的，特别是近几年 P2P 造成老百姓巨大的经济损失。二是投资者也要尽量学会运用“穿透管理”的原则。面对眼花缭乱的金融产品，要学会分析清楚所筹资金最后的使用者是谁，其经营状况如何，能否兑现对投资回报的承诺。三是在地方政府融资平台操作中，对于地方政府各种形式的担保与增信，投资者一定要了解 1995 年颁布的《中华人民共和国担保法》所规定的法律底线。该法第八条规定“国家机关不得为保证人”，第九条规定“学校、幼儿园、医院等以公益为目的的事业单位、社会团体不得为保证人”。2021 年最高人民法院最新的担保法司法解释仍旧坚持，违背上述原则的担保，被视为“担保合同无效”。所以投资者和债券承销商一定要心里有数，各级政府作为国家机关是不能做担保和增信的。而地方政府融资平台是公司、是企业，不是政府机关。作为公司、作为企业，如果经营不善，理论上完全有可能倒闭破产。为打破刚兑、确保市场秩序，对于个别地方政府乱举债的行为，对于个别经营

不善、严重违规的地方政府融资平台公司，决策者一定会作出严肃处理，“杀鸡给猴看”的举措不足为怪。投资者必须保持清醒的头脑，不能抱任何侥幸心理。

市场利率、零售存款和银行风险承担： 理论和中国的证据

曹 啸¹ 卜俊飞²

【摘 要】存款为什么对于商业银行是至关重要的？本文从商业银行风险跨期平滑的视角，为此提供了一个新的解释。我们的理论模型表明，零售存款的利率粘性特征使其能够发挥自动稳定器的作用，使得商业银行得以跨期平滑短期市场利率变化引起的收益波动，从而降低银行的风险承担水平。基于这样的理论视角，合乎逻辑的假说就是零售存款越多的银行风险越低。因此，本文用中国商业银行的数据做进一步的实证分析，为存款在风险管理中的重要性假说提供了经验证据。实证检验发现，零售存款更多的银行对市场利率变化的风险承担意愿更弱，而且这在零售存款相对较少的非上市银行中更为明显。综上，本文的研究结果对商业银行的风险管理以及监管当局的政策制定，具有一定的启发意义。

【关键词】市场利率；零售存款；存款利率粘性；银行风险承担；风险跨期平滑

一、引言

“次贷”危机发生的原因之一，就在于短期市场利率较低弱化了贷款的标准引发银行风险承担增加（Maddaloni 和 Peydró，2010；Andries 等，2015）。而自“次贷”危机过后，欧美国家的银行纷纷从大量的批发融资³转向了更稳健的零售存款融资，风险承担意愿更低，银行体系也比危机前更稳健（Crespi 和 Mascia，2018 等）。另一方面，虽然国内银行零售存款融比率均值 *mcdtlr*（数据说明见第三节，下同）从 2011 年的 74.86% 下降到了 2018 年的 70.04%；但其在总负债中的占比始终维持在 70% 左右，说明零售存款融资仍是国内银行最主要的融资来源。而且比较存款利率、市场利率 *repo3m* 和 *mcdtlr* 的变化，发现三者 2012 年的变化率分别为 -0.005、-0.0083 和 0.0134；到 2018 年又变为 0.0000、-0.0069 和 0.0092。存款利率和零售存款融比率均值的整体变化更小且趋于平缓，而市场利率 *repo3m* 的变化相对更大。因此，无论从零售存款利率还是其自身来说，中国银行零售存款都应具有利率粘性；基于大量的零售存款，应该可利用其利率粘性以降低银行风险承担。

¹ 曹啸，上海财经大学金融学院院长助理、教授。

² 卜俊飞，上海财经大学金融学院博士研究生。

³ 注：批发融资指的是除银行零售存款以外的同业拆借存款、回购和商业票据等低风险银行负债。

具体地，在中国利率市场化已基本实现的背景下，同时考虑短期市场利率给银行资产端所带来的负面影响和负债端的银行融资偏好的变化，如果零售存款的增加能够降低银行体系的风险承担，那么零售存款融资越多的银行其对市场利率变化的风险承担意愿是否就更低？大量的研究也证实，银行存款¹的利率和规模对市场利率的变化都具有利率粘性（Rosen, 2002；张青龙和刘明亮，2013；Chiu 和 Hill，2015 等）。那么，零售存款降低银行对市场利率变化的风险承担意愿，是否是基于存款的利率粘性特征呢？

为回答这些问题，首先要涉及利率对银行风险承担的影响和银行存款对银行风险承担的影响两个方面的研究。一方面，在利率对银行风险承担影响的研究中，以 Borio 和 Zhu(2008) 提出的银行风险承担渠道为基础，主要的研究方向有三类。第一，研究各类长短期市场利率与银行风险承担的关系，发现市场利率对银行风险承担有显著的负向影响（Delis 和 Kouretas，2011）。第二，进一步考察货币政策中的货币政策利差度量的货币政策立场（张雪兰和何德旭，2012；牛晓健和裘翔，2013）、同业拆借和回购利率（王晋斌和李博，2017）等短期市场利率对银行风险承担的影响（Andries 等，2015）。并且，在此基础上加入资本结构（方意等，2012；金鹏辉等，2014；Dell'Ariccia 等，2014）、其它银行微观特征异质性（刘晓欣和王飞，2013；Afanasyeva，2019）和影子银行发展（胡利琴等，2016）等宏微观因素的考察。但这些研究并未考虑银行的负债结构，也没有加入银行存款因素。第三，中国学者对银行风险承担渠道有较多考察（张强等，2013；金鹏辉等，2014），并对国内外文献进行了系统梳理（张强和张宝，2011；项后军等，2016）。研究表明，市场利率的变化在银行风险承担渠道中会通过同时影响银行的资产端和负债端，经由银行的估值-收入-现金流效应、利益搜寻效应（Borio 和 Zhu，2008）和利率传递与风险转移效应（Dell'Ariccia 等，2011）三类主要渠道影响银行的风险承担。但这些研究忽视了负债端的存款利率粘性的作用，因而三类效应的实际影响会存在差异。

另一方面，从负债结构（融资结构）（Khan 等，2017），尤其是零售存款的角度，来考察银行风险承担的文献较少；而且，这些研究都未明确考察存款利率粘性。Jin 等（2018）发现金融危机期间，零售存款比率更高的美国银行，其资产恶化风险更低。Angeloni 等（2015）区分了货币政策的银行风险承担的两种不同的渠道，即通过资产方和负债方两个渠道。在后者中，货币政策会影响银行负债的构成，资本和短期融资组合随之改变。Khan 等（2017）在研究美国银行控股公司的融资流动性对银行风险承担的影响中，发现融资流动性越高的银

¹ 注：本文中的银行存款一般是指零售存款，主要是指：包括零售交易存款、少量定期存款、货币市场存款账户和其他储蓄存款在内的核心存款。

行其风险承担更多。他们认为存款降低了市场纪律和存款保险制度作用,使得银行有动机增加风险承担而不受过多约束。但他们没有考虑存款的利率粘性特征,忽视了零售存款在银行风险承担中的积极影响。因此,其结论是值得商榷的。

上述两方面的分析表明:市场利率下降会增加银行的风险承担,但这些研究未考虑银行存款的影响;而好的负债结构会降低银行的风险承担,但其中零售存款利率粘性的作用缺少考察。因此,本文在市场利率变化的银行风险承担研究中引入零售存款,并基于零售存款利率粘性特征分析其对银行的风险承担的影响。具体地,基于存款的稳定性,本文将银行存款的风险跨期平滑思想(Allen 和 Gale, 1997)融入银行风险承担渠道中,分析零售存款利率粘性在银行对市场利率变化的风险承担中的作用,然后建立相应的理论模型,并提出研究假设。接着,先验证中国市场存款利率和规模的利率敏感性,以呼应前面的理论分析和模型;再以零售存款融资比率指标度量零售存款,实证检验零售存款在市场利率变化的银行风险承担中的具体影响,并且分情况讨论分析。结果印证了猜想,银行的存款利率和规模对市场利率的变动都不敏感;而且,零售存款融资越多的银行,其对市场利率变动的风险承担意愿更低。

本文的边际贡献体现在理论和实践两个方面。在理论上,首先在市场利率变化的银行风险承担研究中引入零售存款,补充和完善了这方面的研究。其次,基于存款的稳定性特征,引入存款的风险跨期平滑思想,加深了对银行风险承担渠道内部作用的认识,拓展了其解释力。最后,与 Angeloni 等(2015)、Khan 等(2017)仅考虑负债结构在银行风险承担中的作用不同,本文从该影响的机制入手,明确考察了存款的利率粘性,提出其市场利率变动的银行风险承担中的影响并实证检验。在实践中,明确零售存款的风险跨期平滑功能,为中国银行增强自身风险管理能力和监管部门制定更完善的流动性风险监管指标提供了参考。

二、理论模型和研究假设

(一) 理论分析

Allen 和 Gale(1997)的风险跨期平滑理论,指的是居民在代际风险分担的基础上通过金融中介累积安全资产(一般指银行存款)储备,从而在长期平滑总禀赋的随机性带来的总体不确定性。对商业银行自身来说,可以通过更高比率的银行存款融资更多地发挥存款的利率粘性,从而跨期平滑宏观利率变化导致的银行收益的剧烈波动,以降低整体的风险水平。

存款利率粘性在银行对短期市场利率变化的风险承担中的跨期平滑作用,可以从两个方面来分析。一方面,可以比较负债端的零售存款融资和批发融资。Hirtle 和 Stiroh(2007)发

现,具有零售存款融资结构的美国银行的扩张策略更保守,对收入平滑等主动盈余管理行为的意愿也更低。相反,虽然批发融资能使银行迅速扩张并追求高回报,但批发融资更多的银行面对系统性风险冲击时的收益波动也更大。而且,批发融资会降低银行资产收益率 (Demirgüç-Kunt 和 Huizinga, 2010)。因此,批发融资的高成本和利率敏感性使得银行负债端的整体成本增加,为了搜寻更多的利益,银行会倾向于在资产端去承担更多的风险;相反,零售存款的低成本和利率粘性特性,会降低银行对市场利率变化的风险承担。

另一方面,从银行资产、负债的价值和净收益变化来看,存贷款的利率粘性,使得短期内市场利率变化在银行资产端和负债端的传递受阻。此时,银行的盈利变动较小。尤其是零售存款的利率粘性比贷款更强,使得负债端的成本变动更小,盈利质量更高。具体地,利率粘性使得零售存款的稳定性更高,高稳定性的零售存款能够推动产生预期收益和现金流所需的资金,有利于银行采用保守的盈余管理策略 (Jin 等, 2018)。这样,在市场利率波动的冲击下,零售存款的利率粘性特征使其能够缓冲资产端和负债端的盈利波动风险,降低银行的风险承担,银行也不会更频繁调整经营。此时,银行能保持稳定的融资流动性,因而不会有利益搜寻激励,进而承担更多风险。

综上,短期市场利率的变动,会通过利率传导改变银行资产、负债的价值以及净收益,从而影响银行的风险承担行为。而零售存款的利率粘性,赋予其在该传导路径中的风险跨期平滑功能;相对银行贷款更强的利率粘性,其负债端的成本变动更小。这体现了 Allen 和 Gale (1997) 的风险跨期平滑的理念。换言之,商业银行可以不用进行过度的主动盈余管理,而是通过持有更多的存款,以跨期平滑宏观利率变动带来的银行收益波动,从而降低银行的风险承担。因此,零售存款越多的银行,对利率变化的风险承担意愿就越低,风险也随之降低。

(二) 理论模型

与以往的研究中仅考虑股东利益最大化以及仅考虑贷款净收益 (Dell'Ariccia 等, 2014; 汪莉, 2017 等) 不同。模型考虑银行整体收益的稳定性,将收益波动最小化作为银行的最优经营目标。分析表明,可以围绕资产收益率 ROA 及其波动率建立理论模型。模型有如下假设:首先,根据 Allen 和 Gale (1997) 的风险跨期平滑思想,假定银行追求一段时期内跨期收益 ROA 的稳定性,也就是 ROA 波动率整体变动风险最小化。其次,假定银行的权益资本及其要求的回报率在短期内固定不变。最后,假设总体时间为离散的 T 。市场利率为 r_t , $t \in [0, T]$ 。

具体地,对单个银行,在 T 时间段内选取 0 到 $t+2$ 时期,并给定三个时期的资产收益率 R_t 、 R_{t+1} 和 R_{t+2} ; 三个时期的 ROA 波动率则分别为 $Var(R_t)$ 、 $Var(R_{t+1})$ 和 $Var(R_{t+2})$ 。这里的 ROA 波

动率均采用的是三年移动平均波动率, 下同。\$t+1\$ 时期, 市场利率为 \$r_1\$, 且相对于上一时期上升; \$t+2\$ 时期, 市场利率为 \$r_2\$, 且相对于上一时期的 \$r_1\$ 下降。而且, 首先假定三个时期零售存款规模均为 \$D_t=D_1\$。

定义, \$t\$ 到 \$t+1\$ 时期 ROA 波动率的变化量为:

$$\Delta Var(R_1) = Var(R_{t+1}) - Var(R_t) \quad (2-1)$$

且, \$t\$ 到 \$t+2\$ 时期 ROA 波动率的变化量为:

$$\Delta Var(R_2) = Var(R_{t+2}) - Var(R_{t+1}) \quad (2-2)$$

则最优化问题变为 (\$i=1,2\$):

$$\min \sum \Delta Var(R_i) = \min [\Delta Var(R_1) + \Delta Var(R_2)] \quad (2-3)$$

$$s.t. \quad TA_t = TL_t + TE_t$$

$$\& \quad TL_t = D_t + ND_t$$

其中, \$TA_t\$ 表示银行总资产, \$TL_t\$ 表示银行总负债, \$TE_t\$ 表示银行总权益。\$D_t\$ 表示零售存款, 且不包括银行同业存款; \$ND_t\$ 表示除 \$D_t\$ 以外的银行负债。

为得到最优的跨期波动率组合, 可分两步来证明存款利率粘性对银行整体收益率波动的风险跨期平滑作用。

1. 零售存款对资产收益率的跨期平滑功能

对单个银行, 在 \$T\$ 时间段内选取 \$0\$ 到 \$t+2\$ 时期, 并给定三个时期的资产收益率 \$R_t\$、\$R_{t+1}\$ 和 \$R_{t+2}\$。市场利率和零售存款规模与前面的初始假设一致。

由于市场利率和零售存款规模是影响银行 ROA 的核心变量, 首先考虑 ROA 与两者的关系。经推导, 资产收益率可重新表述为下式:

$$R_t = R_t(r_t, D_t) = \frac{NII_t + II_t(r_t)}{NBL_t(r_t) + kD_t} = \frac{NII_t + LI_t(r_t) - DI_t}{NBL_t(r_t) + kD_t} \quad (2-4)$$

\$NII_t\$ 代表银行的其它收入, \$II_t\$ 代表银行的净利息收入; \$NBL_t\$ 是银行资产中非银行贷款部分, \$LI_t\$ 代表贷款利息收入, \$DI_t\$ 代表存款的利息支出。零售存款 \$D_t\$ 与银行贷款 \$BL_t\$ 之间存在重要的固定关系, 假设满足: \$BL_t = kD_t\$。其中, \$k \in (0, K)\$; \$K\$ 取固定值, 为 \$k\$ 的上界。经推导, 资产收益率与市场利率的关系, 以及资产收益率与零售存款规模的关系, 如下所示:

$$\frac{\partial R_t(r_t, D_t)}{\partial D_t} < 0 \quad (2-5)$$

$$\frac{\partial^2 R_t(r_t, D_t)}{\partial D_t^2} > 0 \quad (2-6)$$

$$\frac{\partial R_t(r_t, D_t)}{\partial r_t} > 0 \quad (2-7)$$

那么，从 t 到 $t+1$ 时期，结合银行资产收益率与市场利率的关系，资产收益率的变动为：

$$\Delta R_1 = R_{t+1} - R_t > 0 \quad (2-8)$$

同理，从 t 到 $t+1$ 时期，结合银行资产收益率与市场利率的关系，资产收益率的变动为：

$$\Delta R_2 = R_{t+2} - R_{t+1} < 0 \quad (2-9)$$

结合（2-8）和（2-9）式，我们得到：

$$|\Delta R_1 + \Delta R_2| < 2|\Delta R_1| \quad (2-10)$$

并且

$$|\Delta R_1 + \Delta R_2| < 2|\Delta R_2| \quad (2-11)$$

如果从 t 到 $t+2$ 时期，零售存款的规模变成 $D_t = D_2$ ，且 $D_2 > D_1$ 。此时资产收益率在两个时期的变动分别变成 $\Delta R'_1$ 和 $\Delta R'_2$ 。结合银行资产收益率与零售存款规模的关系，可以得到：

$$\Delta R_1 > \Delta R'_1 > 0 \quad (2-12)$$

且

$$\Delta R'_2 < \Delta R_2 < 0 \quad (2-13)$$

结合（2-12）和（2-13）式，我们得到：

$$\Delta R'_1 + \Delta R'_2 < \Delta R_1 + \Delta R_2 \quad (2-14)$$

也就是说，银行的存款规模越大，其对资产收益率的跨期平滑作用是越大的。而且， $R_t(r, D_t)$ 是 D_t 的凹函数。所以，当零售存款规模上升到一定的程度，零售存款对资产收益率的作用将会反转，（2-12）和（2-13）式将不再成立。至此，我们完成了第一部分的证明，表明零售存款确实能够缓冲银行的收益变化。

2. 零售存款对银行风险的跨期平滑功能

我们已经证明，在一定的合理范围之内，零售存款能够缓冲银行的收益 ROA 变化。只要证明银行 ROA 波动率变化也能够被缓冲，就说明零售存款可以通过缓冲银行的 ROA 变化来跨期平滑银行的 ROA 波动风险。为证明最优化问题（2-3），只需证明：

$$|\Delta \text{Var}(R_1) + \Delta \text{Var}(R_2)| < 2|\Delta \text{Var}(R_1)| \quad (2-15)$$

及

$$|\Delta \text{Var}(R_1) + \Delta \text{Var}(R_2)| < 2|\Delta \text{Var}(R_2)| \quad (2-16)$$

而且，如果从 t 到 $t+2$ 时期，零售存款的规模变成 $D_t = D_2$ ，且 $D_2 > D_1$ 。ROA 的波动率分别变为 $\text{Var}(R_t)'$ 、 $\text{Var}(R_{t+1})'$ 和 $\text{Var}(R_{t+2})'$ ，相应地其变化量变为 $\Delta \text{Var}(R_1)'$ 和 $\Delta \text{Var}(R_2)'$ 。

此时，要满足：

$$\Delta \text{Var}(R_1)' + \Delta \text{Var}(R_2)' < \Delta \text{Var}(R_1) + \Delta \text{Var}(R_2) \quad (2-17)$$

也就是说, 存款的规模越大, ROA 的波动率的变化越小, 存款对银行风险跨期平滑作用越强。

经证明, 式 (2-15) 和 (2-16) 成立, 式 (2-17) 的充分非必要条件存在, 零售存款能够跨期平滑利率波动对 ROA 波动率的影响, 起到对利率变动的银行风险承担的自动稳定器作用。

以上二部分证明了零售存款在利率变动的银行风险承担中的跨期平滑作用。总之, 给定利率变化, 零售存款能够缓冲利率的变动, 使得 ROA 及其波动率更小; 给定利率变化, 在一定范围内, 零售存款规模越大, 利率波动对银行资产收益率 ROA 及其波动率的影响越小。而银行风险承担的代表性度量就是 Z 得分, 收益的变化主要体现在 Z 得分的分母项的变动。ROA 及其波动率变动的减弱, 表明了银行单个时点 Z 得分以及在总体时间段内 Z 得分更大, 从而其风险承担水平相应更低。也就是说, 零售存款通过自身的利率粘性, 跨期平滑了银行的收益和现金流变化, 成为银行风险承担的自动稳定器。根据上述分析, 提出本文假设 1。

假设: 零售存款融资越多的银行, 其对市场利率变化的风险承担更少, 银行风险更低。

三、实证设计

为了验证零售存款在利率变动的银行风险承担中的影响, 分两步建立实证模型验证。首先, 参考 Lago-González 和 Fumás (2005) 的研究, 建立零售存款的利率敏感性模型。其次, 在存款利率粘性的基础之上, 通过交互项建立零售存款融资对市场利率变化的银行风险承担的调节效应模型, 检验零售存款在银行风险承担中的风险缓冲效果。

(一) 利率敏感性模型

由于现实中存在金融摩擦, 且银行的存款规模一般都会有长期的目标和预期值 (例如, 存款的业绩目标等)。因此, 使用局部调整模型 (PAM), 设定长期目标存款利率和存款规模, 能够较好地模拟现实情形。参照 Lago-González 和 Fumás (2005) 的模型, PAM 中的长期银行利率目标和短期的调整过程, 用 (3-1) 的两个方程定义:

$$\begin{cases} y_{it}^{l,d} = \alpha_0 + \alpha_1 M\text{Rates}_t + \alpha X_t + \varepsilon_{it} \\ \Delta y_{it}^{l,d} = \delta (y_{it}^{*,l,d} - y_{it-1}^{l,d}) + \epsilon_{it} \end{cases} \quad (3-1)$$

$y_{it}^{l,d}$ 为被解释变量, 包括: 存款利率 $drates_t$ 和存款规模 $lntd_w_{it}$ 两个变量。 $M\text{Rates}_t$ 作为市场利率变量, 分别包括 3 月期质押式国债回购利率 $repo3m_t$ 、3 月期上海银行间同业拆借利率 $shibor3m_t$ 、3 月期同业拆借利率 $ibor3m_t$ 和 3 月期国债收益率 $gby3m_t$ 。 X_t 为其它控制变量, 在

被解释变量 $y_{it}^{l,d}$ 为存款利率时, X_t 包括: 消费物价指数 cpi_t , 按照 GDP 平减指数计算的的实际 GDP 增长率 ΔGDP_t (即: $grgdp_t$) 和股票市场筹资额占 GDP 比率 $sfaratio_t$; 而在被解释变量 $y_{it}^{l,d}$ 为存款规模时, X_t 除了包括: cpi_t , ΔGDP_t 和 $sfaratio_t$, 还包括城镇居民人均可支配收入占人均 GDP 比率 $cpdiratio_t$ 。 δ 表示在局部调整模型中, $y_{it}^{l,d}$ 相对于长期均衡目标值的调整速度 (SOA)。当然, 根据 Lago-González 和 Fumás (2005) 的研究, 调整速度 δ 也可能受到银行特征因素的影响, 但我们的目标主要是检验存款规模及其利率对市场利率的敏感性。因此, 模型 (3-1) 就能够满足检验要求。而且, 该模型扩大了检验范围, 并增加了相应控制变量。

由 (3-1) 式中的第一个方程, 得到长期均衡目标公式:

$$y_{it}^{*,l,d} = \alpha_0^* + \alpha_l^* Mirates_t + \alpha^* X_t \quad (3-2)$$

将 (3-2) 式带入 (3-1) 中的第二个方程, 并整理得到扩展的 PAM:

$$y_{it}^{l,d} = \gamma_0 + (1-\delta)y_{it-1}^{l,d} + \gamma_l Mirates_t + \gamma X_t + v_{it} \quad (3-3)$$

其中, $\gamma_0 = \delta\alpha^*$, $\gamma_l = \delta\alpha_l^*$, $\gamma = (\gamma_2, \dots) = (\delta\alpha_2^*, \dots)$, 而误差项 $v_{it} = \epsilon_{it}$ 。在式 (3-3) 中, 我们主要关心的是 $y_{it-1}^{l,d}$ 的系数 $(1-\delta)$ 和 $Mirates_t$ 的系数 γ_l 。通过计算 $(1-\delta)$ 和 γ_l , 即可得到存款的短期调整系数 δ 和长期调整系数 α_l^* 。

(二) 银行风险承担模型

分两步建立银行风险承担模型。首先, 与理论模型相对应, 设定风险来源为市场利率变动, 控制零售存款等变量。实证研究给定零售存款融资时, 市场利率对银行风险承担的影响, 与下一步零售存款变化时的调节效应模型形成对照。建立 (3-4) 的模型:

$$RISKtaking_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Mirates_t + \alpha_2 DEPOSITS_{it} + \alpha_3 Bcontrols_{it} + \alpha_4 Mcontrols_t + \mu_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (3-4)$$

被解释变量 $RISKtaking_{it}$ 代表银行风险承担, 包括: 衡量银行事前风险承担的贷款损失准备金比率 $llpr_w_{it}$, 以及衡量银行事后风险承担的 $ln_zscore_5ye_w_{it}$ 。 $Mirates_t$ 表示市场利率变量, 分别用三月期质押式国债回购利率 $repo3m_t$ 和三月期上海银行间同业拆借利率 $shibor3m_t$ 度量。 $DEPOSITS_{it}$ 表示零售存款, 用零售存款融资比率 $cdtlr_w_{it}$ 表示。 $Bcontrols_{it}$ 是银行层面的控制变量, 主要包括: 资产规模 $lnta_w_{it}$ 、总资本充足率 $capitalratio_w_{it}$ 、权益资产比 $equityta_w_{it}$ 、贷款资产比 $loanta_w_{it}$ 和银行业集中度 $hhi5_asset_w_{it}$ 。 $Mcontrols_t$ 是宏观层面控制变量, 包括: 实际 GDP 增长率 $rgdpg_t$ 、年末消费物价指数 $ecpi_t$ 和滞后一期银行贷款审批指数 $l.biaindex_t$ 。

在模型 (3-4) 的基础之上, 加入 $Mirates_t$ 和 $DEPOSITS_{it}$ 的交互项, 以进一步验证零售存款在银行风险承担中的调节作用, 得到 (3-5) 模型:

$$RISKtaking_{it} = \beta_0 + \beta_1 Mirates_t + \beta_2 DEPOSITS_{it} + \beta_3 Mirates_t * DEPOSITS_{it} + \beta_4 Bcontrols_{it} + \beta_5 Mcontrols_t + \varphi_i + \omega_t + \epsilon_{it} \quad (3-5)$$

其中, $Mirates_t * DEPOSITS_{it}$ 是市场利率与零售存款的交互项, 其它变量与 (3-4) 式相同。

(三) 数据与变量说明

本文的银行数据主要来源于 Bank Focus, 考虑数据的可得性, 采用 2011 至 2018 年的中国银行的年度数据。具体地, 参考 Delis 和 Kouretas (2011) 的数据选择标准, 数据中包括商业银行 224 家、储蓄银行 2 家和合作银行 6 家, 以商业银行为主体。其次, 样本中既包含上市银行, 也包含非上市银行。上市银行在资产和业务规模上占主导地位, 而非上市银行在数量上占主导地位。第三, 样本中大部分使用的是合并报表数据; 在没有合并报表数据的情况下, 采用非合并报表数据。此外, 为排除异常值的影响, 银行层面的数据都在 1% 的水平上做了缩尾处理。

就具体的指标来看, 分别考虑两个实证模型中的核心变量。首先, 在利率敏感性模型中, 被解释变量的存款利率 $drates_t$ 为世界银行提供的年度数据; 而存款规模则是用对数的存款规模 $lntd_w_{it}$ 来度量。市场利率变量, 分别采用了 3 月期质押式国债回购利率 $repo3m_t$ 、3 月期上海银行间同业拆借利率 $shibor3m_t$ 、3 月期同业拆借利率 $ibor3m_t$ 和 3 月期国债收益率 $gby3m_t$ 来度量, 以增加检验的稳健性。

其次, 在银行风险承担模型中, 银行风险承担变量采用较多的是 Z 得分。Z 得分综合考虑了银行的收益率、杠杆率和收益率的波动, 能够更加全面地反映银行的风险承担。综合考虑数据的可得性和度量的精确性, 被解释变量分别采用了贷款损失准备金比率 $llpr_w_{it}$ 和 Z 得分 $ln_zscore_5ye_w_{it}$ (Khan 等, 2017)。其中, 前者衡量银行事前风险承担; 后者衡量事后风险承担, 并作为主要被解释变量。

核心解释变量中, 零售存款采用零售存款占总负债的比率指标, 以衡量零售存款融资在负债中的占比。另一方面, 参考 Scholnick (1996) 的研究, 市场利率采用 3 月期质押式国债回购利率 $repo3m_t$, 并以 3 月期上海银行间同业拆借利率 $shibor3m_t$ 作稳健性的参考。而且, VIF 检验发现, 无论采用 $repo3m_t$ 还是 $shibor3m_t$, 银行风险承担模型的方差膨胀因子均小于 10, 说明无明显多重共线性。

(四) 描述性统计

主要核心变量的描述性统计, 如表 1 所示。从表 1 的统计结果来看, 首先, $drates$ 的均值为 2.28%, 与一年期的定期存款利率接近。存款融资比率 $cdtlr_w$ 的均值为 0.7216, 说明从总体上来说, 银行的负债结构中仍然是以零售存款为主导的, 这是中国银行的零售存款发

挥其稳定性作用的一个重要基础。但是也要看到，存款融资比率的最小值为 0.0107，说明该银行主要资金来源并非零售存款，可能是同业存款等其它来源。其次，在四种市场利率中，平均来看 *shibor3m*、*repo3m* 和 *ibor3m* 的取值和变动是比较相似的，而 *loanta_w* 的平均值等明显小于前三种市场利率。

表 1：主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>drates</i>	1,392	0.0228	0.0080	0.0150	0.0350
<i>lntd_w</i>	1,025	16.6549	1.7968	11.2029	21.4988
<i>cdtlr_w</i>	1,025	0.7216	0.1361	0.0107	0.9841
<i>loanta_w</i>	1,025	0.4316	0.1045	0.1025	0.6282
<i>shibor3m</i>	1,392	0.0420	0.0069	0.0291	0.0522
<i>repo3m</i>	1,392	0.0435	0.0066	0.0309	0.0514
<i>ibor3m</i>	1,392	0.0458	0.0062	0.0324	0.0529
<i>gby3m</i>	1,392	0.0282	0.0072	0.0195	0.0423
<i>lpr_w</i>	1,016	0.0101	0.0073	-0.0094	0.0405
<i>ln_zscore_5ye_w</i>	851	3.9281	0.8662	2.3249	6.8699

四、实证结果

（一）存款利率敏感性检验

根据利率敏感性模型中的扩展局部调整模型（3-3），首先对存款利率 *drates* 和存款规模 *lntd_w* 进行回归，以得到存款的长期调节系数和短期调节系数。其中，*repo3m* 代表市场利率。采用 OLS 和含有固定效应（FE）的面板回归，得到扩展的 PAM 的回归系数。主要结果以固定效应的检验参数为标准，OLS 回归的结果作为稳健性的参照¹。其次，考虑到检验的稳健性，我们还分别采用了 *shibor3m*、*ibor3m* 和 *gby3m* 作为市场利率变量，进行 PAM 回归，得到长期和短期的调整参数。

将上述所有的 FE 回归结果进行整理和计算，可得到表 2 中的参数。 δ_d 为存款指标对市场利率的短期调整参数， α_{ld}^* 为存款指标对市场利率的长期调整参数。

表 2 的结果可从以下三个方面来分析：第一，所有的短期调整参数显示，存款利率和存款规模在短期内对市场利率变化的调整都不充分，说明存款是利率不敏感的。以 *repo3m* 对 *drates* 的回归结果为例：其中短期调整参数 δ_d 为 0.2508，说明市场利率 *repo3m* 变动 1%，存款利率 *drates* 相应调整的幅度为 0.2508%，远小于 *repo3m* 的变动幅度。因此，存款利率对短期市场利率的变化不敏感。第二，在存款利率的调整参数中，*shibor3m*、*ibor3m* 和 *gby3m*

¹ 注：限于篇幅，不在文章中列出扩展 PAM 回归结果。

这三个利率的调整参数比较相近, 而 *repo3m* 的短期调整参数明显要小于对前三个利率变动的短期调整参数。该差异的原因, 可能是在于这些利率自身的区别。最后, 从长期调整参数来看, 大部分指标的长期调整参数都相对短期调整参数高出了很多, 这也比较符合实际情况。

综上, 零售存款利率及其规模均具有利率粘性。该特性, 是零售存款融资减弱银行风险承担的基础特征。

表 2: 局部调整模型 PAM 回归参数

		<i>repo3m</i>	<i>shibor3m</i>	<i>ibor3m</i>	<i>gby3m</i>
<i>drates</i>	$1-\delta_d$	0.7492*** (0.0000)	0.3111*** (0.0000)	0.4316*** (0.0000)	0.4177*** (0.0000)
	δ_d	0.2508	0.6889	0.5684	0.5823
	α_{ld}^*	5.0375	0.8962	2.1137	0.6158
	γ_d	1.2634*** (0.0000)	0.6174*** (0.0000)	1.2014*** (0.0000)	0.3586*** (0.0000)
<i>lntd_w</i>	$1-\delta_d$	0.6945*** (0.0000)	0.6948*** (0.0000)	0.6948*** (0.0000)	0.6906*** (0.0000)
	δ_d	0.3055	0.3052	0.3052	0.3094
	α_{ld}^*	-33.2023	-15.3132	-29.3381	-10.1332
	γ_d	-10.1433*** (0.0034)	-4.6736*** (0.0043)	-8.9540*** (0.0041)	-3.1352** (0.0149)

(二) 银行风险承担基本检验

利率敏感性检验表明, 零售存款对市场利率的变化是不敏感的。在检验零售存款融资在降低银行风险承担中的作用前, 先考察市场利率变动的银行风险承担, 检验结果如表 3。

表 3 的回归中, 分别使用了两种市场利率, 采用 *repo3m* 的为 A 组, 采用 *shibor3m* 的为 B 组。每组中的被解释变量均使用了 *llpr_w* 度量事前的银行风险承担; 使用 *Z* 得分 *ln_zscore_5ye_w* 度量事后的银行风险承担。在控制变量中, 均控制了存款融资比率的影响。

表 3: 银行风险承担基本检验

	A 组		B 组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>llpr_w</i>	<i>ln_zscore_5ye_w</i>	<i>llpr_w</i>	<i>ln_zscore_5ye_w</i>
<i>repo3m</i>	-0.2995*** (0.0024)	7.1893** (0.0216)		
<i>shibor3m</i>			-0.3400*** (0.0022)	5.9912** (0.0238)
<i>cdtlr_w</i>	-0.0078*** (0.0010)	1.0112** (0.0115)	-0.0079*** (0.0010)	1.0051** (0.0114)
<i>lnta_w</i>	0.0025***	-0.4444***	0.0025***	-0.4218***

	(0.0003)	(0.0026)	(0.0003)	(0.0038)
<i>capitalratio_w</i>	0.0259***	0.3729**	0.0258***	0.4033**
	(0.0000)	(0.0262)	(0.0000)	(0.0212)
<i>ciratio_w</i>	-0.0163***	-0.5756***	-0.0163***	-0.5738***
	(0.0000)	(0.0053)	(0.0000)	(0.0056)
<i>loanta_w</i>	0.0130**	0.3686	0.0124**	0.4351
	(0.0180)	(0.4619)	(0.0194)	(0.3870)
<i>hhi5_assets_w</i>	-0.5174*	328.6828***	0.4433*	299.7519***
	(0.0866)	(0.0005)	(0.0581)	(0.0016)
<i>rgdpg</i>	0.5462**	-26.5016**	0.3454**	-16.0370**
	(0.0215)	(0.0120)	(0.0374)	(0.0270)
<i>ecpi</i>	-0.4641***	34.3426**	-0.5160***	31.7298**
	(0.0059)	(0.0223)	(0.0049)	(0.0209)
<i>l.biaindex</i>	0.0146***	0.3351	0.0133***	0.4620
	(0.0062)	(0.3242)	(0.0052)	(0.2215)
<i>Constant</i>	0.0603	-59.9658***	-0.1325**	-54.7586***
	(0.1878)	(0.0008)	(0.0232)	(0.0020)
Bank FE	YES	YES	YES	YES
Observations	918	798	918	798
R-squared	0.5177	0.6847	0.5189	0.6844

注：括号内报告的是稳健的 p 值，且*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

以 A 组为例，第（1）列中，*repo3m* 对 *llpr_w* 的影响为-0.2995，且在 5%的水平上显著。也就是说，如果市场利率下降一个百分点，贷款损失准备金率上升 0.2995，银行的风险承担水平随之上升。其次，第（2）列中，*repo3m* 对 *ln_zscore_5ye_w* 的影响系数为 7.1893，且在 5%的水平上显著。也就是说，市场利率下降 1%，Z 得分的对数下降 7.1893。而 Z 得分越高，银行风险承担水平越低。因此，市场利率的下降，增加了银行风险承担。另一方面，B 组将市场利率换成 *shibor3m*，检验的结果是类似的。第（3）列中 *shibor3m* 对 *llpr_w* 的影响为-0.3400，在 1%的水平上显著；而其对 Z 得分的影响为 5.9912，在 5%水平上也是显著的。事前和事后的银行风险承担结果是一致的，表明银行风险承担的行为和最终结果一致，存在对市场利率变动的银行风险承担。

其次，控制变量存款融资比率 *cdtlr_w* 对 *llpr_w* 的影响显著为负；而对 Z 得分的影响显著为正。具体地，A 组第（1）列中，*cdtlr_w* 的回归系数为-0.0078。说明存款融资比率越高，贷款损失准备金率就越低，相应的银行风险承担就越低。另一方面，第（2）列中的 *cdtlr_w* 的回归系数为 1.0112，说明存款融资比率越高，银行的风险承担是越低的。这些都与现实相符。

上述分析表明, 在市场利率下降中, 银行的风险承担动机增大; 而如果银行存款融资比率越高, 尤其是利率粘性更强的零售存款融资的比率越高, 其风险承担的意愿更低。我们认为零售存款融资越多的银行, 其自动调节市场利率变化引起的风险能力越强, 从而降低风险承担意愿。因此, 下一小节研究零售存款融资在市场利率变动的银行风险承担中的调节作用。

(三) 零售存款在银行风险承担中的作用检验

与表 3 中的回归类似, 在表 4 的回归中加入了市场利率与零售存款融资比率的交互项, 以检验零售存款在银行风险承担中的调节作用。

表 4: 零售存款在银行风险承担中的影响检验

	A 组		B 组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>llpr_w</i>	<i>ln_zscore_5ye_w</i>	<i>llpr_w</i>	<i>ln_zscore_5ye_w</i>
<i>cdtlr_w</i>	-0.0120*** (0.0009)	-0.9912** (0.0446)	-0.0144*** (0.0003)	-1.2317** (0.0398)
<i>repo3m</i>	-0.3684*** (0.0010)	-27.6455** (0.0190)		
<i>repo3m * cdtlr_w</i>	0.0991*** (0.0059)	48.8845** (0.0134)		
<i>shibor3m</i>			-0.4540*** (0.0012)	-34.5894** (0.0155)
<i>shibor3m * cdtlr_w</i>			0.1626*** (0.0003)	56.6008*** (0.0072)
<i>Constant</i>	0.0646 (0.1665)	-58.0491*** (0.0007)	-0.1198** (0.0284)	-51.8724*** (0.0019)
Other Controls	YES	YES	YES	YES
Bank FE	YES	YES	YES	YES
Observations	918	798	918	798
R-squared	0.5178	0.6867	0.5192	0.6872

注: 括号内报告的是稳健的 p 值, 且*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

A 和 B 两组的回归结果, 无论是单项还是交互项的系数都是显著的。也就是说, 零售存款融资在市场利率变化的银行风险承担中起到了调节作用。具体先看 A 组中的回归结果, 在第 (1) 列中, *cdtlr_w* 与 *repo3m* 的交互项系数为 0.0991, 在 1% 水平上显著。因此, 市场利率对贷款损失准备金率的边际作用为 $(-0.3684 + 0.0991 * cdtlr_w)$ 。由于 *cdtlr_w* 始终小于 1, 所以边际效用始终是为负, 说明零售存款对市场利率变化的银行风险承担具有削弱作用。而且, 随着 *cdtlr_w* 的上升, *repo3m* 对 *llpr_w* 的影响随之减弱。此时, 市场利率下降, 则贷款损失准备金比率的上升相对减少, 银行的风险承担意愿更低。考虑第 (2) 列中, 交互项

系数为 48.8845,且在 5%水平上是显著的。此时的边际效应为 $(-27.6455+48.8845*cdtlr_w)$ 。这里明显发现,在样本区间的范围内, $cdtlr_w$ 越高,其对市场利率变化的银行风险承担的削弱作用越大。而且, $cdtlr_w$ 必须高于 56.55%时,才会有明显的削弱作用,与理论模型证明相吻合。

再看 B 组中, $shibor3m$ 对贷款损失准备金比率的边际影响为 $(-0.4540+0.1626*cdtlr_w)$,与第(1)列中的结果是类似的;同理,第(4)列中, $shibor3m$ 对 Z 得分的边际效应为 $(-34.5894+56.6008*cdtlr_w)$,与第(2)列也是类似的。

研究证实,零售存款能够跨期平滑利率风险,零售存款越多,银行风险承担越低。具体来说,零售存款融资比率 $cdtlr_w$ 越高的银行,市场利率下降引起的 Z 得分的下降越少。此时,Z 得分的分母项,即 ROA 的波动率的相对变化更小。而零售存款又具有利率粘性特征,零售存款融资越多,就越有利于银行发挥该特性来跨期平滑利率波动的风险。因此,其它条件不变时,Z 得分相对更大,银行风险承担水平相对更低。综上,假设得证。

(四) 样本分组检验

基于前三个部分的检验,我们已知零售存款融资比率越高,越能够发挥其利率粘性作用,从而降低银行对市场利率变动的风险承担意愿。该部分,进一步分组讨论。首先,按照零售存款融资比率的均值分组检验,以进一步验证零售存款融资比率高低——也就是零售存款在总的融资结构中的多少——对市场利率变化的银行风险承担的调节作用有什么区别。

表 5 的第 I 步检验中,A 组的被解释变量为 $llpr_w$,B 组中的被解释变量为 $ln_zscore_5ye_w$ 。A 和 B 两组中,分别按照零售存款融资比率 $cdtlr_w$ 的均值 0.7216 分组比较研究。由于上一小节的检验发现,存款融资比率的高低能够影响银行的风险承担;因此,此处进一步的分组检验不再加入交互项。A 组中市场利率 $repo3m$ 的系数都显著,但不知其组间差异;而 B 组中 $repo3m$ 的系数只在零售存款融资比率小于均值时显著。为简化分析,可直观比较 B 组的结果。

具体地,B 组中 $cdtlr_w$ 较大的银行样本,市场利率对 Z 得分的影响不显著;而第(4)列的 $cdtlr_w$ 较小的样本中,市场利率的系数为 9.9247,在 5%的水平上显著。这说明,在 $cdtlr_w$ 小于 0.7216 时,银行存款能够发挥其跨期平滑功能,从而降低银行的风险承担。综合前面的分析,我们得到零售存款发挥风险跨期平化作用的区间段在 (0.5655, 0.7216) 之间。

该结果存在比较合理的现实解释:零售存款融资比率较低的银行,由于本身稳定的零售存款较少,所以其零售存款融资的增加的作用效果明显会更好。相反,零售存款融资比率较

高的银行, 由于本身的零售存款融资比率已经比较高, 存款利率粘性所带来的稳定性作用已经不明显。因此, 同等程度的零售存款增加, 其作用效果并不显著。

其次, 按照银行是否是上市银行, 检验零售存款融资在这两类银行中对市场利率波动的风险承担的调节作用的差异。在被解释变量为 $llpr_w$ 时, 交互项的系数都不显著; 而在被解释变量为 $ln_zscore_5ye_w$ 时, 非上市银行的交互项系数在 1% 的水平上显著, 前者可能跟样本内部的差异以及样本减少后估计精度下降有关。因此, 直接观察 B 组的结果。该结果说明, 零售存款融资比率在市场利率变化的银行风险承担中的调节作用主要体现在非上市银行上。其原因, 在于非上市银行一般规模较小, 监管约束更弱, 自我风险管理能力也不强。

表 5: 样本分组检验

I: 按照零售存款融资比率均值分组的风险承担检验				
	A 组: $llpr_w$		B 组: $ln_zscore_5ye_w$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$cdtlr_w > 0.7216$	$cdtlr_w \leq 0.7216$	$cdtlr_w > 0.7216$	$cdtlr_w \leq 0.7216$
$repo3m$	-0.2620*** (0.0048)	-0.3897** (0.0185)	2.1380 (0.2028)	9.9247** (0.0270)
$cdtlr_w$	-0.0112*** (0.0082)	-0.0267*** (0.0037)	0.2850 (0.7477)	1.5664*** (0.0045)
Constant	-0.0038 (0.9073)	0.1268* (0.0655)	-57.7781*** (0.0066)	-60.9944*** (0.0051)
Other Controls	YES	YES	YES	YES
Bank FE	YES	YES	YES	YES
Observations	433	453	353	409
R-squared	0.6106	0.5383	0.7337	0.7179
II: 按照银行是否上市分类的风险承担检验				
	上市	非上市	上市	非上市
$repo3m$	-0.3660* (0.0741)	-0.3472*** (0.0047)	-37.7085 (0.1115)	-16.0788** (0.0217)
$cdtlr_w$	-0.0115 (0.1465)	-0.0071*** (0.0028)	-0.5995 (0.3643)	-0.6905** (0.0291)
$repo3m \cdot cdtlr_w$	0.2109 (0.2255)	0.0111 (0.3387)	4.6068 (0.7391)	44.6506*** (0.0003)
Constant	0.1534* (0.0533)	-0.0193 (0.6937)	-59.0624** (0.0357)	-52.5658*** (0.0018)
Other Controls	YES	YES	YES	YES
Bank FE	YES	YES	YES	YES
Observations	258	660	239	559
R-squared	0.7146	0.5040	0.7635	0.6681

注: 括号内报告的是稳健的 p 值, 且*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

综合上述两个分组结果可知，零售存款融资降低银行的风险承担的调节作用，主要体现在存款融资比率本身较少且是非上市的银行之中。

（五）银行风险承担模型的内生性处理和稳健性检验

本文还对实证结果进行了内生性处理和稳健性检验，这里提供内生性处理结果。考虑到市场利率和零售存款可能与误差项相关，以及零售存款与银行风险承担互为因果的内生性问题，进一步采用工具变量法，并基于差分 GMM 进行动态面板回归。市场利率采用 *repo3m*，*repo3m* 和 *cdtlr_w* 的工具变量分别为其滞后项。在进行差分 GMM 之前，对两个回归方程中的序列相关性进行了检验，发现两个回归中都不存在序列相关。具体的回归结果如表 6 所示。

表 6：内生性处理

	(1) <i>llpr_w</i>	(2) <i>ln_zscore_5ye_w</i>
<i>repo3m</i>	-0.7651** (0.0118)	-36.8311* (0.0953)
<i>cdtlr_w</i>	-0.0262 (0.3389)	-14.7714** (0.0105)
<i>repo3m</i> * <i>cdtlr_w</i>	0.7132* (0.0616)	70.1144** (0.0314)
Constant	0.0078 (0.9730)	-30.6493 (0.2905)
1 st & 2 nd lagged terms of the explained variable	YES	YES
Other Controls	YES	YES
Observations	462	319
Number of indexnumber	160	150
AR(1)	0.0384	0.0649
AR(2)	0.5224	0.7701
Sargan	0.5559	0.0957

注：括号内报告的是稳健的 p 值，且*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

第一个回归中，被解释变量为 *llpr_w*，且解释变量包含被解释变量的一阶和二阶滞后项，最多使用 *repo3m*、*cdtlr_w* 及其交互项的最多 2 个更高阶滞后值作为工具变量。回归结果中的交互项系数在 10%水平上显著为正。扰动项无自相关，差分 GMM 估计是一致的；而且 Sargan 检验结果显示所有工具变量是有效的。类似的，在第二个回归中，被解释变量为 *ln_zscore_5ye_w*，且解释变量包含被解释变量的一阶和二阶滞后项，最多使用 *repo3m*、*cdtlr_w* 及其交互项的最多 1 个更高阶滞后值作为工具变量。回归结果中的交互项系数在 5%水平上显著为正。扰动项无自相关，且 Sargan 检验结果显示所有工具变量是有效的。综合两个回

归的结果, 说明在排除内生性的情况下, 模型设定和检验结果都是稳健的。

五、结论与政策建议

本文在市场利率变化的银行风险承担研究中引入零售存款。研究发现: 第一, 零售存款的规模和利率对市场利率的变化不敏感, 具有利率粘性。第二, 零售存款能够发挥自身的利率粘性, 跨期平滑短期市场利率变动的风险, 成为银行盈利和盈利波动的自动稳定器。第三, 零售存款越多的银行, 其对市场利率变化的风险承担更少, 银行的风险更低。第四, 零售存款增加降低银行对市场利率变化的风险承担的调节作用, 在零售存款融资比率相对较少且是非上市的银行之中更加明显。但是, 该调节作用要求零售存款融资比率区间为 (0.5655, 0.7216)。也就是说, 虽然调节作用在零售存款融资比率更小的银行中的表现更强, 但零售存款融资比率必须要达到 56.55% 以上, 才能够发挥出其自身的利率粘性作用。

研究表明, 银行内部不仅有对市场利率变化的风险承担的风险放大机制; 也有对市场利率变动不敏感的零售存款, 能够跨期平滑利率波动冲击以降低银行的风险承担行为, 从而起到一个自动稳定器的作用。该结论, 对货币当局、监管部门的监管和商业银行自身的风险管理具有重要意义。

一方面, 货币当局和监管部门在调整和干预市场利率时, 不仅要考虑各种货币政策的利率传导渠道的影响以及银行风险承担行为的放大作用, 也要充分考虑银行内部的各种自动稳定器的作用。特别要关注零售存款在利率变动引起的银行风险承担中的风险跨期平滑作用, 以制定和实施更合理的监管措施。具体而言, 第一, 可针对各类银行存款和其它负债, 测定其对市场利率变化的利率敏感性 (或者利率弹性), 在此基础上对银行的负债结构的监管, 设定合理的比率区间。第二, 在巴塞尔协议III和《商业银行流动性风险管理办法》的流动性风险监管指标基础上, 加入零售存款融资比率 (零售存款充足率) 指标的监测或监管要求, 提高银行自身抗风险能力, 丰富银行风险预警缓冲区间指标。第三, 可对不同规模或不同类型的银行实行差别的零售存款融资比率指标要求; 尤其是对稳定性更差的非上市中小银行, 可设立最低的存款融资比率下限, 从而有助于维护中小银行的经营稳定, 降低银行系统风险。

另一方面, 商业银行也应充分重视自身的负债管理, 尤其是要持有一定比率的零售存款, 以发挥其基于利率粘性的风险跨期平滑作用, 实现稳健经营。而且, 要针对不同类型银行自身的业务和风险特征, 逐步开发和完善更精确且有效的存款利率粘性指标, 以便利风险管理。

参考文献

- [1] 方意、赵胜民、谢晓闻：《货币政策的银行风险承担分析——兼论货币政策与宏观审慎政策协调问题》，《管理世界》2012年第11期。
- [2] 胡利琴、陈锐、班若愚：《货币政策、影子银行发展与风险承担渠道的非对称效应分析》，《金融研究》2016年第2期。
- [3] 金鹏辉、张翔、高峰：《货币政策对银行风险承担的影响——基于银行业整体的研究》，《金融研究》2014年第2期。
- [4] 刘晓欣、王飞：《中国微观银行特征的货币政策风险承担渠道检验——基于我国银行业的实证研究》，《国际金融研究》2013年第9期。
- [5] 牛晓健、袁翔：《利率与银行风险承担——基于中国上市银行的实证研究》，《金融研究》2013年第4期。
- [6] 汪莉：《隐性存保、“顺周期”杠杆与银行风险承担》，《经济研究》2017年第10期。
- [7] 王晋斌、李博：《中国货币政策对商业银行风险承担行为的影响研究》，《世界经济》2017年第1期。
- [8] 项后军、李昕怡、陈昕朋：《理解货币政策的银行风险承担渠道——反思与再研究》，《经济学动态》2016年第2期。
- [9] 张强、乔媒峰、张宝：《中国货币政策的银行风险承担渠道存在吗？》，《金融研究》2013年第8期。
- [10] 张强、张宝：《货币政策传导的风险承担渠道研究进展》，《经济学动态》2011年第10期。
- [11] 张青龙、刘明亮：《储蓄的利率敏感性：基于VAR模型的实证分析》，《金融与经济》2013年第8期。
- [12] 张雪兰、何德旭：《货币政策立场与银行风险承担——基于中国银行业的实证研究(2000—2010)》，《经济研究》2012年第5期。
- [13] Afanasyeva, E., & J. Güntner, Bank Market Power and the Risk Channel of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 2019.
- [14] Allen, F., & Gale, D., Financial Markets, Intermediaries, and Intertemporal Smoothing. *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 3, 1997, pp. 523-546.
- [15] Andries A M, Cocriş V, Pleşcău I., Low interest rates and bank risk-taking: Has the crisis changed anything? Evidence from the Eurozone. *Review of Economic and Business Studies*, Vol. 8, No. 1, 2015, pp. 125-148.
- [16] Angeloni, I., E. Faia, & Marco Lo Duca, Monetary Policy and Risk Taking. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 52, 2015, pp. 285-307.
- [17] Borio, C., & H. Zhu, Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?. BIS Working Paper, No. 268, 2008.
- [18] Chiu, C. J., & J. Hill, The Rate Elasticity of Retail Deposits in the United Kingdom: A Macroeconomic Investigation. 2015.
- [19] Crespi, Fabrizio, and Danilo V. Mascia, The Funding Strategies of European Banks: A Discussion. *Bank Funding Strategies*, Palgrave Macmillan, Cham, 2018, pp. 1-47.
- [20] Delis M. D., & G. P. Kouretas, Interest Rates and Bank Risk-taking. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 35, No.4, 2011, pp. 840-855.
- [21] Dell’Ariccia, Giovanni, Luc Laeven, and Robert Marquez, Real Interest Rates, Leverage, and Bank Risk-Taking. *Journal of Economic Theory*, Vol 149, No. 1, 2014, pp. 65-99.
- [22] Dell’Ariccia, G., L. Laeven, & R. Marquez, Monetary Policy, Leverage, and Bank Risk-Taking. IMF Working Paper, No. 10/276, 2011.
- [23] Demirgüç-Kunt, A. & H. Huizinga, Bank Activity and Funding Strategies: The Impact on Risk and

Returns. *Journal of Financial Economics*, Vol. 98, No. 3, 2010, pp. 626-650.

[24] Hirtle, B. J. & K. J. Stiroh, The Return to Retail and the Performance of US Banks. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 31, No. 4, 2007, pp. 1101-1133.

[25] Jin, J. Y., K. Kanagaretnam, & Y. Liu, Banks' Funding Structure and Earnings Quality. *International Review of Financial Analysis*, Vol. 59, July 2018, pp. 163-178.

[26] Khan, M. S., H. Scheule, & E. Wu, Funding Liquidity and Bank Risk Taking. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 82, 2017, pp. 203-216.

[27] Lago-González, R., & V. S. Fumás, Market Power and Bank Interest Rate Adjustments. *Documentos de trabajo/Banco de España*, 0539, 2005.

[28] Maddaloni, Angela, and José-Luis Peydró, Bank risk-taking, securitization, supervision, and low interest rates: Evidence from the Euro-area and the US lending standards. *the Review of Financial Studies*, Vol. 24, No. 6, 2011, pp. 2121-2165.

[29] Rosen, R. J., What Goes Up Must Come Down? Asymmetries and Persistence in Bank Deposit Rates. *Journal of Financial Services Research*, Vol. 21, No. 3, 2002, pp. 173-193.

[30] Scholnick, B., Asymmetric adjustment of commercial bank interest rates: evidence from Malaysia and Singapore. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, No. 3, 1996, pp. 485-496.

Market Interest Rates, Retail Deposits and Bank Risk-Taking: Theory and Evidence from China

CAO Xiao, BU Junfei

(Shanghai University of Finance and Economics, 200433)

Abstract: Why are deposits crucial to commercial banks? This paper provides a new explanation from the perspective of commercial bank's intertemporal risk smoothing. Our theoretical model shows that the interest rate stickiness of retail deposits enables them to function as an automatic stabilizer, so as to intertemporally smooth out the fluctuations in returns caused by changes in short-term market interest rates. Thereby, bank risk-taking level is reduced. Based on this theoretical perspective, the logical hypothesis is that: the more retail deposits, the lower the risk of banks. Hence, this paper uses the data of Chinese commercial banks to do further empirical analysis, which provides empirical evidence for the hypothesis of the importance of deposits in risk management. The empirical analysis found that banks with more retail deposits are less willing to take risks on changes in market interest rates, and this is more obvious in unlisted banks with relatively fewer retail deposits. To summarize, the research results of this paper have certain enlightening significance for the risk management of commercial banks and the policy formulation of supervisory authorities.

Keywords: Market Interest Rates, Retail Deposits, Deposit Rate Stickiness, Bank Risk-taking, Intertemporal Risk Smoothing

基于 FRTB 的商业银行市场风险计量管理与未来展望¹

沈建明² 叶舟³ 蓝国瑜⁴

【摘要】市场风险计量管理不仅是约束和规范金融机构长期稳定发展的重要抓手,也是体现一个国家整体金融竞争力的重要方面,更是影响一个国家金融安全的重要领域。自改革开放以来尤其是党的十八大以来,我国在金融风险管理方面的国际接轨速度大幅度加快,取得了令人瞩目的成就,但是仍存在部分不足。本文在梳理我国风险计量管理实施情况的基础上,重点阐述了基于 FRTB 的市场风险计量管理的内涵及其在美、欧、加、英等国家及地区的最新实践,并基于国际经验和我国实际,提出了加强金融安全观、强调自主可控、支持专精特新若干建议。

【关键词】FRTB; 巴塞尔协议III; 商业银行; 市场风险计量管理

对于“市场风险”,不同的组织和机构对其尚存在不同的认识。按照国际证监会组织(IOSCO)的定义,其指的是引起证券公司持有的投资头寸因市场价格不利变化而遭到损失的风险⁵。而中国银行业监督管理委员会早在 2004 年便对市场风险有着明确定义。在其看来,市场风险是指因市场价格(利率、汇率、股票价格和商品价格)的不利变动而使银行表内和表外业务发生损失的风险。市场风险存在于银行的交易和非交易业务中⁶。尽管,现有定义在对市场风险的具体界定上以及产生的原因存在细微差别,不过,从结果上看这些定义存在某些相似之处,即都认为市场风险在结果上会给金融机构带来不同程度的实际损失。

事实上,加强风险管理与研究是任何金融机构在健康发展中都不得不正视的重要内容。特别是在经济全球化和全球贸易一体化的大趋势下,局部性的经济风险甚至可能会引发全球性的金融危机。例如,在 2008 年,肇始于美国“次贷危机”进而导致全球性的金融危机爆发,在此期间全球范围内有众多银行遭受重创甚至破产清算。正因为而在市场风险管理方面出现了严重问题,很多金融机构才最终倒闭,比如导致美国“次贷危机”东窗事发的雷曼兄弟等。总之,市场风险管理得到了业界和学界的广泛重视,其中 FRTB 成为商业银行进行市场

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文,论文编号:IMI Working Papers No.2133。

² 沈建明,中国人民大学金融科技研究所理事、弈酷高科技(深圳)有限公司创始人。

³ 叶舟,弈酷高科技(深圳)有限公司市场风险高级顾问。

⁴ 蓝国瑜,中国人民大学国际货币研究所研究员。

⁵ International Organization of Securities Commissions, IOSCOPD77, Methodologies for Determining Minimum Capital Standards for Internationally Active Securities Firms Which Permit the Use of Models under Prescribed Conditions, 1998

⁶ 《商业银行市场风险管理指引》, <http://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/governmentDetail.html?docId=273153&itemId=861&generaltype=1>。

风险管理的重要准则。

一、风险计量管理规范的发展历程

1974 年, 巴塞尔委员会经由西方十国集团中央银行行长倡议下正式建立成立, 该机构成立后迅速成为国际金融监管的重要组织, 其也是国际清算银行下辖的常设机构之一。而该组织出台的规范性文件——巴塞尔协议则成为全球范围内银行业风险监管的重要准则。巴塞尔协议最初旨在针对西方十国集团(G10)主要银行以及其他国际活跃银行的风险管理状况, 按照风险与资本匹配的原则, 核定不同信用风险的最低资本要求¹。在 20 世纪 80 年代初, 巴塞尔委员会相继颁布一系列政策文本, 并在 1988 年最终正式出台发布《统一资本计量和资本标准的国际协议》, 被业界称为巴塞尔协议 I。按照巴塞尔协议 I 规定, 监管资本与总的风险加权资产 (RWA) 最低比率为 8%, 其中核心资本比率至少达到 4%。不可否认, 尽管巴塞尔协议 I 设立的初衷是解决西方十国集团的银行风险监管问题, 即主要实施对象为西方十国集团内的重要性银行金融机构; 但随后因该协议影响力巨大, 绝大多数的西方发达国家都把巴塞尔协议 I 的运用范围扩大到本国或该地区内国际影响力较弱的其它银行机构, 进而成为西方国家大部分商业银行风险管理都必须遵循的规则标准。

随着巴塞尔协议的颁布, 国际金融监管行业正式产生了国际标准的监管。得益于此协议规定的保障, 全球金融业进入高速发展黄金时期。不仅如此, 随着风险计量管理手段以及信息科学技术的飞速发展, 银行业的评估能力显著上升, 能更加精确地衡量各种社会经济风险以及分配银行经营成本。尽管如此, 随着社会经济的飞速发展, 银行业的发展面临新的机遇与挑战, 旧有的巴塞尔协议已经无法适应西方各国商业银行业务发展的现实需要了。因而, 在 2006 年巴塞尔委员会公开发布了第二版的巴塞尔协议。根据第二版协议的规定, 商业银行除应达到一定的资本充足率监管的要求外, 还应设立内部资本充足评估程序, 同时还要接受监管当局的监督检查²。相比第一版协议, 巴塞尔协议 II 创新性地允许商业银行采用内部模型计算风险加权资产, 并且也采用包括以单因子渐进模型为基础的信用风险内部评级法。这使得商业银行在风险监管上更具灵活性和动态性。此外, 在风险监管的涉及范围上更广, 新的巴塞尔协议的规定进一步提出了对涵盖证券化资产和银行持有证券的资本要求, 突破了传统银行业的监管限制³。

尽管相较于之前的规定, 巴塞尔协议 II 的规定在风险管理方面兼顾定量和定性的分析, 并且在定量计量上更为精细化和系统化; 但是, 因 2008 年全球金融危机中凸显出的损失吸收资本不足、杠杆率过高、信贷增速过快以及流动性资本缓冲不足等问题, 巴塞尔协议 II 也随着被废弃, 相关规定条款根据实践的需要进行了重新调整, 逐步推动了基于 FRTB 框架的

¹ 于品显. 巴塞尔协议资本要求的发展变化、局限性及我国的应对策略[J]. 南方金融, 2020(07): 69-78.

² 肖远企. 巴塞尔III改革的“终结”与逻辑[J]. 中国金融, 2018(01): 85-87.

³ 于品显. 巴塞尔协议资本要求的发展变化、局限性及我国的应对策略[J]. 南方金融, 2020(07): 69-78.

巴塞尔协定的第三版出台¹。

二、FRTB 的基本内涵

鉴于商业银行在市场风险监管方面可能潜在若干问题,特别是在 2008 年的国际金融危机巨大冲击之下,学界与业界逐渐意识到,传统的商业银行市场风险理论与管理模式可能已无法再能适应金融行业发展和金融实务操作的客观现实需要了²。因而,银行业的国际监管机构(即国际清算银行,简称 BIS)下设的常设机构巴塞尔委员会(简称“BCBS”)于 2009 年开始着手对《巴塞尔协议II》中关于市场风险资本计量框架进行重大调整。在 G20 主导的新型国际金融治理模式下,2010 年 12 月巴塞尔委员会发布了第三版巴塞尔协议的一系列文件,这些文件统称《巴塞尔协议III》,旨在提高银行业应对来自金融和经济压力冲击的能力,提升防范金融危机爆发的能力³。随后, BIS 在 2012 年进一步发布了基于交易账户基础评估(FRTB)的风险监管要求,使之成为全球银行业市场风险资本计量的最新权威标准。直到 2016 年 1 月,巴塞尔新资本协议 3.5 版本得以发布,正式推出了基于 FRTB 的商业银行市场风险最低资本充足率标准修改版本。FRTB 新的标准对交易账户和银行账户的边界进行了更为明确的区分。根据此标准,交易账户主要指银行做股权、债权、大宗商品交易和风险对冲的账户,而银行账户主要是银行的贷款业务。相对而言,FRTB 新规定更加严密和客观,与实践领域中的银行风险管理保持一致,从而进一步减少了进行监管套利行为的动机,增强了银行应对市场风险的治理能力⁴。不仅如此,FRTB 新标准还进一步升级了对市场风险加以测量方法和校订方法,并且将市场风险资本充足率的计算从风险价值法(VAR)转换到 q%水平的预期亏空法(Expected Shortfall, ES 法),以便更好地捕获尾部的风险。一般来说,q%取为 5%或者 1%⁵。同时,该标准对市场风险标准法和内部模型法加以更新,并引入市场流动性风险。毋庸置疑,FRTB 标准法对旧有的标准法进行了根本性变革,使其更具较强的风险敏感性⁶。

事实上,现行的市场风险资本计量管理标准主要沿用巴塞尔委员会为各类金融工具规定的固定参数,即先根据加权方式计算出各风险类别的资本要求,然后再将全部不同类型的风险进行简单加总,以便形成对市场总体风险的资本要求。具体来说,在利率风险资本要求方面,以任意 t 时刻利率风险的资本要求为一般利率风险和特定利率风险资本要求的加总。而对股票风险资本要求方面,则同样以任意 t 时刻股票风险的资本要求为一般风险和特定风险资本要求的加总。此外,对汇率风险资本要求方面,需覆盖银行机构全口径的外汇敞口,但

¹ 巴曙松.从巴塞尔协议III的实施进展看全球金融监管的挑战[J].理论学刊,2013(08):39-42+128.

² 黄志凌.商业银行市场风险的若干思考[J].金融监管研究,2013(08):21-33.

³ 宋士云,宋博.三个版本的《巴塞尔协议》与中国银行业监管[J].理论学刊,2019(01):80-88.

⁴ 陈颖,甘煜.巴塞尔协议III的框架、内容和影响[J].中国金融,2011(01):24-26.

⁵ <https://xw.qq.com/amphhtml/20191014A03FJ600>

⁶ 赵慧,段武煊,魏涛.FRTB 框架下商业银行市场风险资本计量研究[J].会计之友,2020(21):18-24.

可剔除结构性汇率风险敞口。最后，在商品风险资本要求方面，覆盖整个银行持有或建立的商品头寸风险。相比旧的标准，FRTB 标准法的资本要求则主要由基于敏感性的风险资本要求、违约风险资本要求和剩余风险附加资本要求这三部分构成¹。总体来说，FRTB 标准在风险管理上优点众多。例如，能够缩小标准法与内部模型法的差异，便于两种方法的比较，使该方法充分考虑风险的传染性。此外，FRTB 对市场风险的分类更为精细，因此风险计量也更加准确²。沈建明基于实例的研究便发现，一旦实施 FRTB，对商业银行的资本金要求可能会显著提高；此外可以考虑在交易账户和银行账户之间进行优化以降低资本金占用³。

三、FRTB 在国际上的最新实践

当然，根据巴塞尔协议III（最终版）的规定，多数政策的达标时间被设置在 2022 年 1 月 1 日。因 2020 年全球新冠疫情的影响，在 2020 年 4 月，巴塞尔委员会将巴塞尔协议III（最终版）的政策达标时间推迟 1 年至 2023 年 1 月 1 日。

FRTB 在海外各国的实践中，欧洲的 FRTB 实施目前走在最前列。欧洲各银行已经在 2021 年 3 月开始向欧洲银行管理局（EBA）提供标准法资本计量结果以供演习之用，从 2021 年 3 季度至 11 月 1 日开始正式报送 FRTB 标准法资本计量结果。但截止 2021 年 3 季度末，欧洲银行管理局并没有给出最终的欧洲银行 FRTB 监管政策达标的具体时间。

英国只将辖区内银行 FRTB 实施时间由 2021 年推迟到 2022 年 1 月 1 号，其中也包括标准法计量监管报送；此外，预计在 2021 年底，英国审慎管理局（RPA）将出台关于英国脱欧对 FRTB 计量影响的建议方案；最终英国银行的 FRTB 监管政策达标测试时间预计在 2023 年中期。

美联储（FED）也和巴塞尔委员会（BCBS）保持一致，将 FRTB 实施的最终监管达标日期改定为到 2023 年 1 月 1 日。美联储还表示监管范围内的美国各家银行已经可以开始陆续实施 FRTB 标准法和账簿重新划分，相应的模型和系统实施的监管合规审核流程将在 2021 年中下旬开展。同时，美联储也在向相应辖区范围内的银行征集数据时，要求使用类似于欧洲银行管理局的 Hypothetical Portfolio Exercise（HPE）方法，即使用包含银行典型的风险因子的假定投资组合进行测算。同时，另一家美国银行监管机构美国货币监理署（OCC）也将 FRTB 监管政策达标测试时间推迟在 2022 年 1 季度至 2 季度之间。

加拿大金融机构监管总署（OSFI）也将 FRTB 实施的最终监管达标日期推迟到 2023 年 11 月 1 日。加拿大银行的监管合规自测（SAP）结果需要在 2022 年下旬至 2023 年上旬提交给 OSFI。OSFI 也定期在每个季度向末从银行征集定量影响研究（QIS）的数据。同时，OSFI 也在《商业银行资本充足率要求》第九章“市场风险”（Capital Adequacy Requirements (CAR):

¹ 肖远企.巴塞尔III改革的“终结”与逻辑[J].中国金融,2018(01):85-87.

² 赵慧,段武煊,魏涛.FRTB 框架下商业银行市场风险资本计量研究[J].会计之友,2020(21):18-24.

³ https://m.sohu.com/a/468568669_674079

Chapter 9 - Market Risk¹) 中加入了 FRTB 的监管规定, 并对其中的交易账簿和投资账簿的公平交易定义, 内部风险转移政策, 股票指数和基金股权投资的穿透方法和 DRC 的期限结构错配等银行计量中遇到的问题进行了修订, 更新后的监管条例预计在 2021 年 10 月到 12 月最终发布。

此外, 为了减少银行同一时间到市场上筹措资本对市场产生的影响, OSFI 也提出了阶段性提高巴塞尔协议III的 Capital Floor 的过渡时间表。Capital Floor 即银行需要同时使用内部模型法和标准法计算风险资本要求, 最终的风险资本要求等于内部模型资本要求与标准法资本要求乘以某乘数相比后较大的结果。在 Capital Floor 引进以后, 内部模型可以带来的资本节省不能超过标准法的某个百分比。和一次性调整到最终要求的 Capital Floor 相比, OSFI 提出在 2023 年 1 季度将巴塞尔协议III的 Capital Floor 设定为 65%, 其后每年增长 2.5%, 在 2026 年 1 季度达到最终巴塞尔委员会要求的 72.5%的 Capital Floor。该举措依然限制了银行不能使用太激进的内部模型假设从而低估自己头寸的风险以达到节省资本的目的。

总的来看, 基于 FRTB 框架的风险监管措施的实施在还有颇为漫长的路要走。特别是在内模法的实施上, 通常选择使用 IMA 进行评估使银行有机会降低其交易账户的资本费用。2020 年 4 月, 巴塞尔银行监管委员会的定量影响研究 (QIS) 在报告的统计附件部分发布了按方法和风险组成部分对市场风险的最低资本要求的百分比细分²。对此做出贡献的受访者总体研究包括各种“第 1 类”银行, 这些银行被定义为一级资本超过 30 亿欧元的公司, 例如德意志银行、汇丰银行和摩根大通银行³。47 家被调查的“第 1 类”银行采用敏感性方法对修订后的标准化法下的平均最低资本要求的保守估计为 35.2%, 而采用可建模风险因素的修订后的内部模型法下的平均最低资本要求为 19.6%⁴。在这 47 家“第 1 类”银行中, 有 23 家被认为是全球系统重要性银行 (G-SIB)。为了使用内模法, 公司必须有足够的实际价格观察数据点来确定其使用的风险因素的可建模性, 需要通过 FRTB 中概述的证明可观察价格频率的风险因素资格测试 (RFET)。从本质上讲, 使用标准法的 35.2%平均资本要求与使用内模法的 19.6%之间的差异代表了平均“第 1 类”银行通过获取足够的数据以在其工具中产生可建模性而实现的资本费用成本节省的预期百分比。但是根据 2019 年 1 月的 FRTB RFET 的披露, 大量的风险因子历史数据在存储和处理数据以及实施和支持业务逻辑方面会产生相当高的技术成本。因此, 通过内模法降低的资本费用是否超过其实施和运行成本还需要由各个银行机构自行计量检测。

为了应对瞬息万变的市场, 加强风险监管, 未来资本市场领域的监管机构很可能会加强数据存储的要求, 因此海外银行本身也在不断尝试数据存储和计算方式的创新。以加拿大银

¹ https://www.osfi-bsif.gc.ca/Eng/fi-if/rg-ro/gdn-ort/gl-lid/Pages/CAR19_chpt9.aspx

² https://www.osfi-bsif.gc.ca/Eng/fi-if/rg-ro/gdn-ort/gl-lid/Pages/CAR19_chpt9.aspx

³ Bank for International Settlements. “Basel III Monitoring Report”. Page 165. April 2020, <https://www.bis.org/bcbs/publ/d500.pdf>. Retrieved 19 May 2020

⁴ Bank for International Settlements. “Basel III Monitoring Report”. Page 165. April 2020, <https://www.bis.org/bcbs/publ/d500.pdf>. Retrieved 19 May 2020

行的 FRTB 定量测算为例，加拿大六大银行 BMO Nesbitt Burns Inc.、CIBC World Markets、National Bank Financial Inc.、RBC Capital Markets、Scotia Capital 和 TD Securities，通过将债券交易数据输入一家加拿大在线债务证券交易平台 CanDeal 进行标准化集合和安全化匿名化处理。根据 CanDeal 2019 年发布的数据，使用来自六家参与银行的全部债券交易数据，债项层级的市场数据和静态数据量相比单独的银行数据库有两倍以上提高，可建模风险因子映射关系有 400% 以上的增长¹。由此可见集成化的数据管理，建立一体化数据平台，可以在很大程度上优化资本费用。

四、风险计量管理规范在我国的实施状况

改革开放以来，我国一直积极主动实施巴塞尔协议有关资本约束的要求，特别是在 2009 年正式成为巴塞尔委员会的成员国以后，更是将实施巴塞尔协议作为与国际先进对标的重要标准之一。原银监会不仅及时修订了我国有关风险监管的规则使之顺应巴塞尔协议 III 的最新要求，甚至对基于某些巴塞尔协议规定的标准，在我国提出了国际标准更高的国内实施要求²。在管理实践上，我国有关部门一直都能够意识到商业银行的资本风险问题，并结合国内外形势出台相关法规文件加以应对。

早在中国正式加入巴塞尔委员会之前，虽然我国的经济体制与西方国家差异巨大，但我国的银行面临的市场风险压力却不容小觑。例如，在上世纪末我国的四大国有银行的不良贷款率高达四分之一，远远超过国际标准。鉴于我国银行面临的上述挑战和压力，同时为了进一步推动改革开放和促进银行稳健经营，从 1992 年党的十四大起，建设成社会主义市场经济体制成为我国未来改革的重要任务。因而，在金融行业方面，我国积极推动传统的银行体制改革，开始按照国际惯例规范银行经营活动。基于此，我国开始尝试进行对银行实现资本风险监管。例如在 1995 年 5 月我国有关部门发布的《中华人民共和国商业银行法》便规定，我国的商业银行必须依法接受中国人民银行的监督管理，资本充足率不得低于 8%。这在一定程度上标志着我国开始依据《巴塞尔协议》对商业银行的经营加以风险监管。在此之后，中国人民银行等我国相关部门先后出台了《商业银行资产负债比例管理监控、监测指标和考核办法》、《商业银行资产负债比例管理监控、监测指标和考核办法》以及《关于全面推行贷款质量五级分类管理的通知》等文件，极大提升了我国对商业银行风险管理的水平，与国际标准逐渐接轨，为我国银行的健康发展提供了良好的制度环境。

在巴塞尔协定第二版出台后，中国在国内的银行风险监管中积极借鉴该政策。首先，在制度层面，国家积极推动金融监管体制的建立。其次，在市场方面，国家有关部门积极推动国内银行的改革和开放。在国际协议的监管标准影响下，我国积极适应来自国际的压力与挑

¹ Jimmy Huang, May 2021, Basel III FRTB: data pooling innovation to lower capital charges

² 于品显.巴塞尔协议资本要求的发展变化、局限性及我国的应对策略[J].南方金融,2020(07):69-78.

战,并最终加入巴塞尔委员会,极大推动了我国商业银行风险监管水平的提升。随着 2008 年国际金融危机的爆发,巴塞尔协定进一步升级调整,发布了基于 FRTB 框架的巴塞尔协定第三版。在此背景下,中国进一步加大了对商业银行市场风险的监管力度,相继出台了《商业银行流动性风险管理办法(试行)》、《银行业金融机构全面风险管理指引》等规范文件,完善了对于银行业的市场风险的监管。然而,由于西方主要发达国家都不断采取量化宽松的货币政策,使得金融体系的流动性泛滥,同时受到中国经济增长开始放缓的影响,我国的银行业发展面临的不确定性和风险与日俱增。因而,在多重因素交织的作用下,《巴塞尔协议 III》在中国的提前实施在未来依然充满了不确定性¹。

五、我国应对风险计量管理规范的若干建议

事实上,巴塞尔协议在资本风险的监管上也存在一定的局限之处,对于类似中国这样的发展中国家尤为明显。例如,该协议对中小银行很不友好,因而阻碍中小银行在正常经营发展过程中的信贷供给;该协议也过于追求一般性规则,对世界各国的金融市场结构的特殊性状况未能加以充分考虑;对各国金融监管部门提出了更高的能力要求²。因而,我国在借鉴巴塞尔协议中的 FRTB 框架来规范商业银行的风险计量管理时,应该坚持从国内基本国情出发,制定出符合我国商业银行发展客观需要的监管规范来,而不能盲从西方国家。

当然,既有的研究也提出了一些我国应对巴塞尔协定的建议。例如,银监会的陈颖和甘煜的研究提出,我国应落实新资本协议实施各项要求,将商业银行风险管理与全面风险管理挂钩;对新型资本工具在确保资本充足率和防范道德风险中的作用加以实证分析和系统研究;合理确定过渡期等³。巴曙松的研究则提倡我国应加强对资本工具的创新研究,此外还要协同推进巴塞尔协议的第二版⁴。凡此种种,不一而足。这些建议无疑为我国未来发展和借鉴国际金融风险监管规范提供了有益的启发。而本文认为,除上述建议措施外,在以内循环为主国内国际双循环相互促进的新格局下,我国还存在新的可以尝试探索的空间和努力方向。

首先,务必强化“金融安全观”,在观念上重视金融安全的重要性。“金融安全观”涉及宏观和微观两个层面的维度。一是在宏观的维度上,不论是我国的金融风险监管部门,还是各商业银行以及其他金融机构都务必认识到金融不止是跟自身业务发展相关的小问题,

¹ 宋士云,宋博.三个版本的《巴塞尔协议》与中国银行业监管[J].理论学刊,2019(01):80-88.

² 于品显.巴塞尔协议资本要求的发展变化、局限性及我国的应对策略[J].南方金融,2020(07):69-78.

³ 陈颖,甘煜.巴塞尔协议III的框架、内容和影响[J].中国金融,2011(01):24-26.

⁴ 巴曙松.从巴塞尔协议III的实施进展看全球金融监管的挑战[J].理论学刊,2013(08):39-42+128.

而是应将其奉为事关国计民生、涉及整体国家安全观的大问题；金融不仅仅是简单的经济问题，而是关于国家长治久安的政治问题。因而，在应对国际金融风险监管规范时，要有国家安全和行业安全意识，从为国家的政治经济社会长期稳定发展的角度考虑市场风险计量管理问题，筑牢风险藩篱、严控业务风险；二是在微观的操作角度，金融机构和金融从业人员要努力将重要的金融系统、金融数据和金融信息掌握在我国境内和我国实体手中，要有金融安全和数据的主权意识。

其次，在市场风险计量管理的服务商选择上应大力提倡“自主可控”原则。目前为我国商业银行以及相关主管部门提供风险监管技术服务的服务商大多数是国外企业，这一定程度上会影响我国的金融安全，具有不可估量的潜在风险，如果国际环境风云变幻可能导致意向不到的危害。在未来，监管机构和金融机构应在服务商选择上坚持“自主可控”原则，积极推进市场风险计量管理领域的“进口替代”。随着国内相关企业逐渐掌握相应的咨询能力、管理能力和技术能力，应多支持和鼓励相应企业的发展，同时在规则上要多支持国内企业在该领域获得更多的市场份额。总之，要积极培育国内企业在该领域的发展，提供相应的政策支持，凡是国内企业能提供的服务则坚定坚决地采用国内企业提供的服务。唯有如此，才能为我国庞大的商业银行风险管理体系打造数量充足、质量过硬、充满朝气以及国际竞争力的服务商体系及人才队伍，从根本上提高我国商业银行的风险管理能力和国际竞争水平。

再次，应积极引导和支持“专精特新”的金融风险计量管理企业脱颖而出。今年7月，国务院副总理刘鹤在中小企业高峰论坛上提倡，企业家要以“专精特新”为方向，聚焦主业、苦练内功、强化创新¹。商业银行市场风险计量管理既是非常“专”和“精”的“小众领域”，又是关系国家安全和商业银行竞争力的“特别领域”，而且对国内庞大的金融机构体量来说还是一个大部分人不太看得懂的“新领域”。因此，发挥好“专精特新”企业的政策支持力度，引导国内市场风险计量管理企业做精做优做强，发挥北京证券交易所发现和支持“专精特新”企业的功能，从而调动起相关企业的创新创造积极性、引导更多的人才与资源进入该领域，才能在整体上加快提升我国市场风险的计量管理水平、为我国的金融监管能力和金融机构实力的提升保驾护航。

¹ <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1706417693458740783&wfr=spider&for=pc>.

人民币离在岸价差及其波动行为： 逆周期因子的视角

肖文¹ 尚玉皇² 李建勇³

【摘要】本文基于离在岸汇率传导机制，阐释逆周期因子对人民币离在岸价差的理论影响机制。在此基础上，本文实证检验了逆周期因子对人民币离在岸价差的作用效果。研究发现，逆周期因子通过影响商业银行外汇资产配置影响人民币离在岸价差，逆周期因子在有效抑制人民币离在岸价差的同时显著降低价差的波动幅度。在中美贸易摩擦等重大不确定性因素冲击影响下，逆周期因子对人民币离在岸价差的调节效果依然稳健。值得注意的是，逆周期因子对人民币离在岸价差的调节具有显著的非对称特征。人民币贬值情况下，逆周期因子显著缩小了人民币离在岸价差和波动幅度；人民币升值情况下，逆周期因子无助于抑制人民币离在岸价差，仅能降低价差波动幅度。鉴于此，建议我国央行进一步强化逆周期因子政策的规则化和透明化，切实发挥逆周期因子的预期引导功能。

【关键词】逆周期因子；离在岸价差；人民币汇率；央行干预

一、引言

2011 年 6 月 27 日，人民币对美元即期汇率定盘价（CNH Fixing）推出，标志着离岸人民币汇率正式形成。由于离岸市场和在岸市场上的参与主体、监管机构、资产流动性、价格形成机制等不同，离岸人民币即期汇率（CNH）与在岸人民币即期汇率（CNY）的差异（简称“人民币离在岸价差”）一直存在。因为离岸市场人民币汇率市场化程度较高，理论上，2015 年人民币汇率形成机制改革（简称“8·11”汇改）后，随着在岸市场人民币汇率市场化程度提高，人民币离在岸价差可能会有所收敛。但统计数据显示，“8·11”汇改后的人民币离在岸价差并未表现出明显收敛的迹象，价差的波动性也未明显下降。虽然中国人民银行（简称“央行”）汇率管理手段日趋多元化，但在一些时点上，人民币离在岸价差及其波动幅度依然较大（见图 1）。

当离岸市场汇率和在岸市场汇率大幅偏离时，跨境投机和套利资本的获利空间较大，外

¹ 肖文，西南财经大学中国金融研究中心博士研究生，中国人民银行呼和浩特中心支行。

² 尚玉皇，金融学博士，西南财经大学中国金融研究中心教授，博士生导师。

³ 李建勇，经济学博士，西南财经大学中国金融研究中心教授，博士生导师。

汇市场将面临较大的非理性冲击，极易造成人民币汇率异常波动。王芳等（2016）采用门限误差修正模型研究发现，当人民币离在岸价差大于门限值时，人民币汇率失衡严重，在岸市场的投机性将使价差进一步扩大。为稳定市场预期，迫切需要央行进行适度管理。那么，央行目前的管理手段能否有效减小人民币离在岸价差进而阻止相关异常现象？这是当前学术界和实务界共同关注的焦点话题。

本文基于我国央行汇率政策实践，深入分析逆周期因子对人民币离在岸价差的影响机制，同时尝试打开备受外汇市场主体关注的逆周期因子调控的“黑箱”，并试图回答以下问题：逆周期因子是否会显著影响人民币离在岸价差？这种影响机制是否具有非对称特征？对这些问题的深入剖析有助于全面理解央行汇率政策对离岸和在岸人民币汇率的潜在影响，并为未来的汇率政策提供有益参考。本文的研究贡献主要体现为：第一，基于逆周期因子的视角，构建无摩擦市场条件下的汇率传导机制理论模型，讨论其对人民币离在岸价差的影响机制。在此基础上进行实证检验，研究逆周期因子的具体影响机制及非对称特征。第二，基于理论模型分析，揭示商业银行外汇资产调整是逆周期因子作用于人民币离在岸价差的主要形式。逆周期因子会指引商业银行合理调整自身的外汇资产负债结构，进而影响离岸市场和在岸市场的人民币汇率水平，最终达到平抑人民币离在岸价差的目的。第三，本文发现，逆周期因子在有效抑制人民币离在岸价差的同时显著降低价差的波动幅度。在考虑中美贸易摩擦等重大不确定性因素冲击时，不改变逆周期因子对人民币离在岸价差影响的稳健性分析结论。第四，本文发现，在人民币升值和贬值情况下，逆周期因子对人民币离在岸价差的调控效果具有不对称性。人民币贬值情况下，逆周期因子显著平抑了人民币离在岸价差和波动幅度。人民币升值情况下，政策仅能降低价差波动，不能有效抑制价差本身。

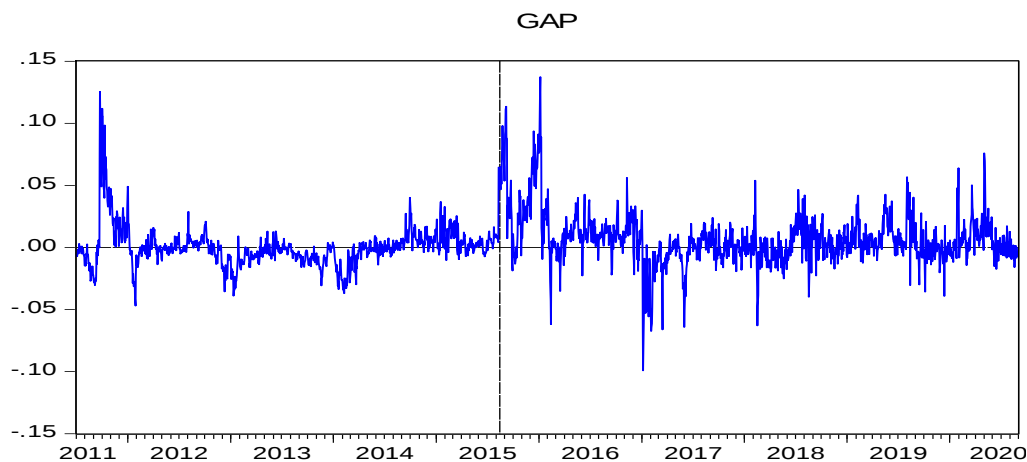


图1 人民币离在岸价差变化情况图

数据来源：国家外汇管理局、wind 数据库

二、文献综述

外汇市场的低效会造成较大的汇率波动,而适当进行管理能起到引导作用,从而减少市场失序。陈华(2013)认为,央行干预有助于打击外汇市场中的非理性噪音交易,缓解汇率失衡状况。管涛(2016)指出,外汇市场不成熟会造成资源错配,即便央行退出外汇市场常态化干预,也要保留进行直接或间接干预的权利,防止汇率短期过度波动或长期偏离均衡水平。王爱俭和邓黎桥(2016)提出,即使当前汇率处于均衡状态,也需要央行进行预期引导稳定汇率预期。Chamon et al.(2017)研究发现,越是在市场动荡时期,外汇干预越可以有效遏制汇率超调现象。丁志杰等(2018)认为,汇率完全由市场决定,可能出现过度波动和中长期失衡。孙国峰和刘畅(2019)认为,如果外汇市场成熟度低、交易者普遍存在异质性预期,央行的适当干预有助于维持外汇市场稳定。由于我国资本项目尚未完全可兑换,人民币离岸市场和在岸市场之间存在着割裂现象,外汇市场固有的缺陷导致人民币离在岸价差存在。而追逐离在岸价差收益的异常跨境资金会对外汇市场稳定、人民币汇率预期产生不利影响。为克服外汇市场缺陷,稳定人民币汇率预期,减缓人民币汇率波动,需要平抑人民币离在岸价差。因此,央行就会采取多元化的政策工具对人民币离在岸价差进行适度管理,以平抑人民币离在岸价差,稳定人民币汇率预期。

央行汇率管理可以通过多种渠道实现。一方面,央行可以进入外汇市场参与外汇市场交易,直接影响汇率。另一方面,央行可通过释放信息或信号的方式影响市场主体的行为或预期,间接调控汇率。干杏娣等(2007)、Shah et al.(2009)、陈华(2013)、Adler et al.(2016)、Daude et al.(2016)以及司登奎等(2016)研究了外汇市场管理对汇率的影响,朱宁等(2016)、Hu et al.(2016)、卢新生和孙欣欣(2017)主要关注央行沟通对汇率的影响。综合现有文献发现,不同的管理方式会对汇率产生不同的影响,甚至同样方式的影响程度也不一致。按照汇率经济理论,央行影响汇率主要通过释放信号(Mussa, 1981)、资产组合平衡渠道(Kouri, 1976)、市场微观结构(Frankel & Froot, 1990; Dominguez, 2006)等途径。在人民币汇率形成机制改革过程中,离在岸价差存在会对汇率预期和汇率波动产生不利冲击。除外汇市场管理外,央行采取多种措施调控人民币离在岸价差,意在使人民币离在岸价差收敛至合理区间。此外,央行还采取征收远期售汇业务风险准备金、引入逆周期因子、汇率沟通等方式进行调节。从政策实践看,随着人民币汇率市场化程度的提高,常态化的外汇市场干预已退出(易纲, 2019),逆周期因子等政策工具发挥越来越重要的作用。管涛(2017)认为,逆周期因子调控是一种市场培育过程,其更能发挥外汇市场参与主体的作用。逆周期因子调控通

过平抑人民币离在岸价差，达到稳定汇率预期、减缓汇率波动的目的。借鉴央行《货币政策执行报告（2017 年二季度）》对逆周期因子的剖析和解读，一些学者对逆周期因子进行深入研究，管涛（2017）、何青等（2018）、葛天明等（2019）认为，逆周期因子减弱了人民币汇率贬值预期，平抑了外汇市场主体的顺周期反应。彭红枫等（2020）认为，逆周期因子主要通过扭曲中间价的短期趋势达到调控的目的。

目前，关于人民币离岸和在岸汇率相关研究主要集中于 CNY 与 CNH 的关联性等方面（Cheung & Rime, 2014; Owyong et al., 2015; Xu et al., 2017; 李政, 2017; 丁剑平等, 2018）。学者们较少关注 CNH 与 CNY 的差异性，且主要集中于离在岸价差的影响因素上。在人民币离在岸价差影响因素的研究中，部分研究发现微观结构、交易者的风险厌恶程度是离在岸价差的重要影响因素。朱孟楠和张雪鹿（2015）认为，离在岸市场微观结构、市场参与主体风险偏好等因素都是导致境内外人民币汇率差异的重要因素。另有研究从资本管制、外汇市场预期的角度分析人民币离在岸价差，相关研究更多的是考虑人民币离在岸市场的流动性约束。Funke et al.（2015）研究发现，离在岸市场的流动性差异可以很好地解释人民币离在岸价差，允许跨境人民币外流的措施可显著缩小价差的波动。部分文献研究了投资者关注对人民币离在岸价差的影响。Han et al.（2018）认为，投资者关注对人民币离在岸价差的影响在统计意义上和经济意义上均显著。总之，学者们的相关研究多集中在二级市场交易及流动性等方面。

人民币离岸市场和在岸市场在汇率形成机制、市场参与主体、流动性和监管机构等方面存在差异，为央行对离在岸市场分别进行管理，进而影响人民币离在岸价差提供了可能。一些学者认为，央行管理主要针对在岸市场人民币汇率波动，这是由于境内外汇市场对政策更为敏感。正是由于央行管理对离岸汇率和在岸汇率影响机制不同，导致央行汇率管理对人民币离在岸价差的影响显著。Funke et al.（2015）认为，允许跨境人民币外流的措施可显著缩小价差的波动性。席钰（2019）研究发现，央行外汇管理在人民币离在岸价差收敛过程中，发挥了重要作用。张明和陈胤默（2020）认为，逆周期因子调控显著缩小了人民币离在岸价差。值得注意的是，部分学者认为央行干预是影响离在岸价差形成的原因之一。朱孟楠和张雪鹿（2015）认为，外汇市场干预影响 CNY 的同时会对 CNH 有影响，但对人民币离在岸价差的影响程度不大。

上述相关文献虽然强调了央行调控政策对人民币离在岸价差的影响机制及效果。但相关文献还未讨论逆周期因子这一重要工具在人民币离在岸价差方面影响机制。鉴于逆周期因子在央行现阶段汇率管理手段中的重要角色，本文从理论机制和实证检验两个层面重点关注逆

周期因子对人民币离在岸价差的影响, 同时进一步考察逆周期因子对人民币离在岸价差的影响是否具有非对称性特征。

三、理论分析

为刻画逆周期因子对人民币离在岸价差的影响机制, 参照马骏和王红林(2014)的研究, 构建无摩擦市场化条件下的汇率传导机制模型。模型包括境内外汇市场和离岸人民币外汇市场两个市场, 涉及商业银行、企业、居民、央行四类经济主体。模型考察四类经济主体在离岸和在岸两个市场上达到均衡时, 逆周期因子对人民币离在岸价差的影响机理。

(一) 商业银行

商业银行追求利润最大化。假设在境内外汇市场中有 N 个相互独立且同质化的商业银行, 商业银行数目 N 足够大, 以确保没有一个商业银行会对外汇市场的价格产生明显的影响。商业银行从居民手中吸收外汇存款 D_i , 形成外汇资金池, 持有企业离岸市场上发行的债券 B_{bi} , 同时对企业发放贷款 L_i 。

由于逆周期因子旨在调控在岸市场人民币汇率中间价, 影响未来的人民币汇率水平。因此, 逆周期因子的实施将影响商业银行外汇头寸的收益预期水平。因此逆周期因子将影响商业银行持有的外汇头寸。

由于商业银行同质且相互独立, 以银行 i 为例, 其利润最大化条件方程如下:

$$\pi_{B_i} = \text{Max}\{r_l L_i \text{CNY} + r_b B_{bi} \text{CNH} - r_d D_i \text{CNY} - C(L_i, D_i, \text{CCF})\} \quad (1)$$

$$\text{s.t. } B_{bi} = D_i - L_i + \text{CCF}\theta_i$$

其中, r_l 表示外汇贷款利率, r_b 表示离岸市场上外汇债券利率, r_d 表示外汇存款利率, $C(L_i, D_i, \text{CCF})$ 表示商业银行的经营管理成本, 该经营成本与存款、贷款和逆周期因子相关, 受三者综合影响。CCF 为逆周期因子, θ_i 为逆周期因子对商业银行外汇头寸的影响系数。由于贬值情况下, 逆周期因子实施, 商业银行愿意持有外汇头寸的多头, 故有 $\theta_i > 0$ 。

考虑到成本函数的严格凸性和二阶连续可导性, 假定成本函数如下:

$$C(L_i, D_i, \text{CCF}) = \frac{1}{2}(\delta_l L_i^2 + \delta_d D_i^2 + \delta_{ccf} \text{CCF}^2) \quad (2)$$

将式 (2) 带入式 (1) 中整理, 有利润最大化条件:

$$\begin{aligned} \pi_{B_i} = \text{Max}\{ & r_l L_i \text{CNY} + r_b (D_i - L_i + \text{CCF}\theta_i) \text{CNH} \\ & - r_d D_i \text{CNY} - \frac{1}{2}(\delta_l L_i^2 + \delta_d D_i^2 + \delta_{ccf} \text{CCF}^2)\} \end{aligned} \quad (3)$$

将利润函数对外汇存款 D_i 求一阶导数, 可得到银行存款需求方程:

$$D_i^d = (r_b \text{CNH} - r_d \text{CNY}) / \delta_d \quad (4)$$

将利润函数对贷款 L_i 求一阶导数, 可得到银行贷款供给方程:

$$L_i^s = (r_l \text{CNY} - r_b \text{CNH}) / \delta_l \quad (5)$$

将利润函数对逆周期因子CCF求一阶导数, 可得到对逆周期因子的需求方程:

$$\text{CCF}^d = r_b \theta_l \text{CNH} / \delta_{\text{ccf}} \quad (6)$$

依据商业银行资产负债约束条件, 可得商业银行外汇债券的购买需求:

$$B_{bi} = D_i - L_i + \text{CCF} \theta_l \quad (7)$$

(二) 企业

企业的主要动机是追求融资成本最小化。假设在境内外汇市场中有 N 个相互独立且同质化的企业, 企业数目 N 足够大, 以确保没有一个企业会对外汇市场的价格产生明显的影响。企业作为外汇市场上资金的净需求方, 可以选择在境内外汇市场上向商业银行贷款 L_i , 或者选择在境外离岸市场上发行外币债券 B_i 进行融资。为简化分析, 假设企业的劳动力为常数, 企业的生产函数仅为资本投入的函数 $F(K)$, 企业的成本函数也仅为资本投入的函数 $C(K)$ 。由于企业同质且相互独立, 以企业 i 为例, 其目标函数如下:

$$\pi_{Fi} = \text{Max}\{\varphi_F(L_i + B_i) - r_l L_i \text{CNY} - r_b B_i \text{CNH} - \frac{1}{2}(\delta_{\Pi} L_i^2 + \delta_{\text{fb}} B_i^2)\} \quad (8)$$

其中, φ_F 表示企业投入外汇资金的边际回报率, δ_{Π} 表示企业在境内外汇市场上贷款融资的成本系数, δ_{fb} 表示企业在离岸市场发行外币债券融资的成本系数。

将目标函数对外汇贷款 L_i 求一阶导数, 可得到企业贷款需求方程:

$$L_i^d = (\varphi_f - r_l \text{CNY}) / \delta_{\Pi} \quad (9)$$

将目标函数对外汇债券 B_i 求一阶导数, 可得到企业债券供给方程:

$$B_i^s = (\varphi_f - r_b \text{CNH}) / \delta_{\text{fb}} \quad (10)$$

(三) 居民

居民参与外汇市场是追求风险可控条件下的投资收益最大化。假设在境内外汇市场中有 N 个相互独立且同质化的居民个人, 居民数目 N 足够大, 以确保没有一个居民会对外汇市场的价格产生明显的影响。作为持有外汇资金的投资者, 居民可以选择境内在岸市场外汇存款 D_i , 或者通过合格机构投资者(QDII)参与购买企业在离岸市场上发行的债券 B_{hi} 。

由于居民同质且相互独立, 以居民 i 为例, 其目标函数如下:

$$\pi_{Hi} = \text{Max}\{r_d D_i \text{CNY} + r_b B_{hi} \text{CNH} - \frac{1}{2} \delta_{\text{fb}} B_{hi}^2\} \quad (11)$$

$$\text{s.t. } HB_i = D_i + B_{hi}$$

将居民外币资产的约束方程带入式 (11) 中, 可得居民的投资收益方程如下:

$$\pi_{H_i} = \text{Max}\{r_d D_i \text{CNY} + r_b (HB_i - D_i) \text{CNH} - \frac{1}{2} \delta_{fb} (HB_i - D_i)^2\} \quad (12)$$

将目标函数对外汇存款 D_i 求一阶导数, 可得到居民外汇存款 D_i 供给方程:

$$D_i^s = (r_d \text{CNY} - r_b \text{CNH}) / \delta_{fb} + HB_i \quad (13)$$

按照居民资产负债的约束方程, 可得到居民外币债券 B_{hi} 需求方程:

$$B_{hi}^d = HB_i - D_i^s = (r_b \text{CNH} - r_d \text{CNY}) / \delta_{fb} \quad (14)$$

(四) 央行

为稳定人民币汇率和跨境资本流动, 央行需要对人民币离在岸价差进行管理。逆周期因子是通过调控人民币中间价, 影响在岸汇率水平, 并通过商业银行和市场主体的汇率预期影响离岸汇率水平, 进而消除人民币汇率的升值或贬值趋势。由于央行已退出外汇市场常态化干预。因此, 模型未考虑央行外汇市场干预因素。央行逆周期因子调控方程如下:

$$\text{CCF} = (\text{CNH} - \text{CNY}) / \gamma_{\text{ccf}} \quad (15)$$

其中, γ_{ccf} 表示逆周期因子导致人民币离在岸价差调整的系数。

(五) 逆周期因子的影响机理

根据境内外汇市场上贷款的均衡条件, 联立银行贷款供给方程 (5) 和企业贷款需求方程 (9), 可得贷款利率的均衡解如下:

$$r_l = (\varphi_f \delta_l + r_b \text{CNH} \delta_{fl}) / (\text{CNY} \delta_{fl} + \text{CNY} \delta_l) \quad (16)$$

根据境内外汇市场上存款的均衡条件, 联立银行存款需求方程 (4) 和居民外汇存款供给方程 (13), 可得存款利率的均衡解如下:

$$r_d = r_b (\text{CNH} / \text{CNY}) - HB_i \delta_d \delta_{fb} \quad (17)$$

根据离岸市场上企业外币债券的均衡条件, 联立商业银行的外币债券需求方程 (7)、居民外币债券需求方程 (14) 和企业外币债券供给方程 (10),

可得债券利率的均衡解如下:

$$r_b = \frac{\varphi_f + r_d \text{CNY} + (D_i - L_i + \text{CCF} \theta_i) \delta_{fb}}{2 \text{CNH}} \quad (18)$$

根据逆周期因子境内外汇市场上央行干预的均衡条件, 联立银行的央行干预需求方程 (6) 和基于稳定外汇市场的央行干预供给方程 (15),

可得离岸汇率的均衡解如下:

$$\text{CNH} = [1 / (1 - r_b \theta_i \gamma_{\text{ccf}} / \delta_{\text{ccf}})] \text{CNY} \quad (19)$$

此时, 逆周期因子为最优均衡解。方程 (19) 表明逆周期因子的央行最优干预条件下,

CNY 与 CNH 之间的关系。表明，当央行通过逆周期因子进行汇率干预时，通过调整汇率中间价，CNY 和 CNH 也会发生变化。因此，有

$$\frac{\partial \text{CNH}}{\partial \text{CNY}} = 1/(1 - r_b^* \theta_i \gamma_{\text{ccf}} / \delta_{\text{ccf}}) \quad (20)$$

由于 $1/(1 - r_b^* \theta_i \gamma_{\text{ccf}} / \delta_{\text{ccf}}) > 1$ ，因此，当人民币处于贬值预期状态时，有 $\text{CNH} > \text{CNY}$ ，此时逆周期因子在使 CNY 下降的同时，也会使 CNH 下降，且 CNH 降幅大于 CNY 降幅。同理，当人民币处于升值预期状态时，有 $\text{CNH} < \text{CNY}$ ，此时逆周期因子在使 CNY 上升的同时，也会使 CNH 上升，且 CNH 增幅大于 CNY 增幅。因此，逆周期因子可以使得人民币离在岸价差 $\text{GAP} = \text{CNH} - \text{CNY}$ 收敛。

四、实证研究设计

（一）实证模型设定

由人民币离在岸价差的时间序列图（图 1）可知，人民币离在岸价差序列呈现明显的聚类效应。参考 Nelson(1991)和 Funke et al(2015)等模型，本文采用指数 GARCH(EGARCH)模型来研究逆周期因子调控对人民币离在岸价差的影响。建立 EGARCH(1,1) 模型如下：

均值方程为：

$$\begin{aligned} \text{GAP}_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{CCF}_t + \alpha_2 \text{FXI}_t + \alpha_3 \text{COM}_t + \alpha_4 \text{DD}_t + \alpha_5 \text{RRR}_t \\ & + \beta_1 \text{EXR}_t + \beta_2 \text{DXY}_t + \beta_3 \text{FF}_t + \beta_4 \text{RF}_t + \beta_5 \text{TB}_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (21)$$

其中， α_0 为常数项， CCF_t 表示逆周期因子变量， FXI_t 表示央行外汇市场管理变量， COM_t 表示央行沟通变量， DD_t 表示央行沟通行为发生与否的虚拟变量， RRR_t 表示远期售汇风险准备金率变量， EXR_t 表示汇率预期变量， DXY_t 表示美元指数变量， FF_t 表示银行代客外汇跨境收支差额变量， RF_t 表示银行代客人民币跨境收支差额变量， TB_t 表示人民币汇率波动幅度限制变量， ε_t 表示随机扰动项，且服从均值为 0，方差为 σ_t^2 的正态分布。

方差方程为：

$$\begin{aligned} \ln \sigma_t^2 = & \gamma_0 + \gamma_1 \ln \sigma_{t-1}^2 + \gamma_2 |\varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1}| + \gamma_3 (\varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1}) + \gamma_4 \text{CCF}_t + \gamma_5 \text{FXI}_t + \gamma_6 \text{COM}_t \\ & + \gamma_7 \text{DD}_t + \gamma_8 \text{RRR}_t + \varphi_1 \text{EXR}_t + \varphi_2 \text{DXY}_t + \varphi_3 \text{FF}_t + \varphi_4 \text{RF}_t + \varphi_5 \text{TB}_t \end{aligned} \quad (22)$$

其中， σ_t^2 表示 t 时刻的方差， σ_{t-1}^2 表示 t-1 时刻的方差， $\varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1}$ 表示 ε_{t-1} 的标准化。

由于央行非对称管理和人民币离在岸价差之间存在内生性影响。为消除内生性，本模型选取当日央行非对称管理数据和当日结束时的人民币离在岸价差为模型变量进行分析。这是由于当日的央行非对称管理行为会对当日结束时的人民币离在岸价差产生影响，而当日结束

时的人民币离在岸价差不会对当日的央行非对称管理行为产生影响。

(二) 变量说明

1. 核心解释变量: 逆周期因子

通过外汇市场上做市场银行的中间价模型中加入逆周期因子的方式, 可有效抑制人民币汇率的非理性变化, 进而稳定人民币汇率水平。由于该政策为政策变量, 故将该变量设定为虚拟变量, 当逆周期因子启动时, 该指标为 1, 否则为 0。

2. 其他解释变量

第一, 外汇市场管理。我国外汇占款变化主要受两方面影响, 一是央行进行外汇买卖时相应投放或吸收的人民币资金变动; 二是外汇储备经营收益部分结汇而投放的人民币资金变动。通常, 央行外汇干预是外汇占款变化的主要因素, 外汇储备经营结汇收益对外汇占款余额变动影响较小。因此, 外汇占款余额的变动量被较多学者用来衡量央行外汇市场管理(何诚颖等, 2013; 司登奎等, 2016)。鉴于此, 本文也选取外汇占款余额的对数差分作为央行外汇干预的代理变量。外汇占款余额数据来源于 wind 数据库。

第二, 央行汇率沟通。央行汇率沟通数据主要是通过央行的货币政策报告和货币政策例会、央行和外汇局的新闻发布会、央行行领导和外汇局局长领导的公开言论中, 根据相关信息中的重要观点, 提炼出央行汇率沟通数据的时间、意图等信息。参照 Ehrmann & Fratzscher(2007)、朱宁等(2016)对央行沟通行为的划分, 本文将央行沟通分为宽松、中性、紧缩三种政策意图。当央行沟通为紧缩意图时, 取值为 1; 当央行沟通为中性意图时, 取值为 0; 当央行沟通为宽松意图时, 取值为-1。

第三, 央行汇率沟通虚拟变量。当央行沟通时, 该指标取值为 1, 否则取值为 0。

第四, 远期售汇风险准备金。当政策启动时, 该指标取值为 1, 否则取值为 0。

3. 控制变量

由于跨境资金流动、美元指数、人民币汇率预期等因素对人民币离在岸价差均有不同程度的影响, 为控制其他因素的影响, 选取控制变量如下:

一是美元指数。引入美元指数是为更全面分析一篮子主要货币汇率变化对我国中央银行外汇干预、人民币汇率及预期等变量的影响。美元指数数据来源于 wind 数据库。

二是人民币汇率预期。人民币汇率预期尤其是离岸市场上的人民币汇率预期, 是人民币汇率未来走势的重要参照指标, 本文选取 NDF 为人民币汇率预期指标, 相关数据来源于 wind 数据库。

三是银行代客外汇跨境收支逆差额。银行代客外汇跨境收支差额反映出在岸市场上的外

汇资金状况，外汇跨境收支为逆差时，在岸市场上外汇资金相对短缺，人民币汇率将面临贬值压力。相关数据来源于国家外汇管理局。

四是银行代客人民币跨境收支逆差额。银行代客人民币跨境收支的差额将影响离岸市场上的人民币资金存量，通过离岸市场上人民币资金供求调节离岸市场上的人民币汇率水平。相关数据来源于国家外汇管理局。

五是人民币汇率浮动区间。该变量为计值变量，取波动幅度的百分点值为该变量值，如波动幅度为2%时，该值为2。

五、实证结果分析

（一）基本实证结果

1. 总体分析

根据上述实证回归模型进行基准回归估计，发现逆周期因子对人民币离在岸价差的影响效果如表1和表2所示。其中，第（1）列结果反映了剔除央行其他汇率干预措施后，逆周期因子对人民币离在岸价差的影响的基准回归结果。表中第（2）列和第（3）列分别列示单独考虑汇率沟通、远期售汇风险准备金调控的回归结果。表中第（4）列、第（5）列和第（6）列结果分别为逐步增加外汇市场管理、央行汇率沟通和远期售汇风险准备金的情况下，逆周期因子对人民币离在岸价差的影响效果。

表1 逆周期因子对人民币离在岸价差的影响

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CCF	-0.0076*** (0.0006)			-0.0041*** (0.0006)	-0.0043*** (0.0006)	-0.0026*** (0.0007)
FXI				-0.3968*** (0.0432)	-0.4151*** (0.0449)	-0.4855*** (0.0451)
COM		0.0019 (0.0012)			-0.0005 (0.0009)	0.0039*** (0.0009)
DD		-0.0007 (0.0006)			-0.0007 (0.0006)	-0.0009* (0.0006)
RRR			0.0061*** (0.0006)			0.0053*** (0.0006)
EXR	0.0112*** (0.0011)	0.0025*** (0.0008)	-0.0041*** (0.0010)	0.0069*** (0.0011)	0.0072*** (0.0012)	-0.0011 (0.0015)
DXY	-0.0000 (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)

FF	-0.0347*** (0.0021)	-0.0424*** (0.0019)	-0.0452*** (0.0017)	-0.0188*** (0.0025)	-0.0184*** (0.0026)	-0.0153*** (0.0026)
RF	0.0078*** (0.0009)	0.0070*** (0.0008)	0.0092*** (0.0008)	0.0091*** (0.0009)	0.0088*** (0.0009)	0.0093*** (0.0009)
TB	0.0042*** (0.0004)	0.0041*** (0.0004)	0.0037*** (0.0004)	0.0022*** (0.0004)	0.0021*** (0.0005)	0.0013*** (0.0005)
C	-0.0729*** (0.0057)	-0.0111*** (0.0033)	-0.0379*** (0.0053)	-0.0425*** (0.0059)	-0.0446*** (0.0064)	0.0104 (0.0088)

注：括号内为估计参数的标准误，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。下同。

从表 1 可知, 无论是否考虑外汇市场干预、央行汇率沟通和远期售汇风险准备金等政策对人民币离在岸价差的影响, 逆周期因子对人民币离在岸价差均有显著的负向影响。当只考虑央行逆周期因子时, 其可缩小人民币离在岸价差约 76 个基点。如果考虑其他汇率政策的影响, 逆周期因子政策的调控效果随有所弱化, 但依然可缩小人民币离在岸价差 26 个基点。逆周期因子能够有效平抑人民币离在岸价差的原因是逆周期因子会指引商业银行合理调整自身的外汇资产负债结构, 进而影响离岸市场和在岸市场的资金供求状况, 由于逆周期因子对人民币离岸汇率和在岸汇率的影响程度不同, 最终达到平抑人民币离在岸价差的目的。

本文剔除其他干预措施的影响时, 央行汇率沟通对人民币离在岸价差的影响为正且不显著, 表明汇率沟通无助于平抑人民币离在岸价差, 这是由于汇率沟通大多呈中性, 市场主体无法准确捕捉央行汇率政策意图。远期售汇风险准备金对人民币离在岸价差的影响为正, 这是由于旨在抑制人民币贬值的远期售汇风险准备金政策主要作用于在岸市场, 当离岸和在岸汇率同时贬值时, 在岸汇率贬值较慢, 故对离在岸价差的影响为正。

表 2 逆周期因子对人民币离在岸价差波动的影响

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CCF	-0.2096*** (0.0420)			-0.2188*** (0.0453)	-0.2389*** (0.04848)	-0.2342*** (0.0498)
FXI				4.5582 (3.1840)	4.8848 (3.2986)	4.1899 (3.2590)
COM		0.0472 (0.1698)			-0.1541 (0.1940)	-0.0721 (0.1919)
DD		0.0103 (0.0795)			0.0769 (0.0905)	0.0989 (0.0970)
RRR			0.0073 (0.0410)			0.0307 (0.0515)
EXR	0.5670*** (0.0936)	0.2162*** (0.0594)	0.2148*** (0.0671)	0.5516*** (0.0947)	0.5882*** (0.1030)	0.5609*** (0.1121)

DXY	-0.0009 (0.0044)	-0.0001 (0.0036)	0.0007 (0.0035)	0.0030 (0.0049)	0.0031 (0.0050)	0.0014 (0.0056)
FF	-0.4721*** (0.1692)	-0.4407*** (0.1421)	-0.4817*** (0.1528)	-0.5849*** (0.2023)	-0.6262*** (0.2165)	-0.6840*** (0.2167)
RF	0.2074*** (0.0654)	0.0911* (0.0503)	0.0836* (0.0507)	0.1541** (0.0699)	0.1619** (0.0744)	0.1640** (0.0816)
TB	-0.0837** (0.0405)	-0.0753** (0.0330)	-0.1053*** (0.0342)	-0.0776* (0.0458)	-0.0791* (0.0470)	-0.0731 (0.0502)

从表 2 可知, 无论是否考虑外汇市场干预、央行汇率沟通和远期售汇风险准备金等汇率政策工具对人民币离在岸价差波动的影响, 逆周期因子对人民币离在岸价差波动均有显著的负向影响, 且影响程度变化不大。这充分说明, 逆周期因子可以有效抑制外汇市场上的顺周期行为, 在抑制人民币离在岸价差的同时, 显著降低人民币离在岸价差的波幅。剔除其他干预措施的影响, 央行汇率沟通、远期售汇风险准备金政策对人民币离在岸价差波动均无显著的影响。

2. 区分升值贬值

已有文献 (Tuna, 2011; 司登奎等, 2016; 邓黎桥和董亮, 2017) 表明, 汇率政策的有效性在升值和贬值状态下有差异。前述基准回归给出了逆周期因子对人民币离在岸价差影响的有利证据。为分析逆周期因子调控对人民币离在岸价差影响的非对称性, 区分人民币汇率升值和贬值状态, 分别进行回归。回归结果如表 3 和表 4 所示。

表 3 人民币升贬值状态下逆周期因子对人民币离在岸价差的影响

	GAP	GAP (贬值情况)	GAP (升值情况)
CCF	-0.0076*** (0.0006)	-0.0095*** (0.0010)	0.0020** (0.0009)
EXR	0.0112*** (0.0011)	0.0182*** (0.0019)	0.0057*** (0.0016)
DXY	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)
FF	-0.0347*** (0.0021)	-0.0198*** (0.0037)	-0.0327*** (0.0032)
RF	0.0078*** (0.0009)	0.0095*** (0.0014)	0.0132*** (0.0012)
TB	0.0042*** (0.0004)	-0.0013 (0.0010)	0.0035*** (0.0005)
C	-0.0729*** (0.0057)	-0.1066*** (0.0098)	0.0044 (0.0088)

贬值情况下, 逆周期因子对人民币离在岸价差的抑制效果更为明显, 政策边际效果高达

95 个基点。这是由于贬值时, 商业银行按照央行的政策意图主动调整汇率报价和自身汇率预期, 通过中间价报价来主动引导外汇市场主体的汇率预期行为。与预期不一致的是, 当人民币升值时, 逆周期因子对人民币离在岸价差的影响为正值, 且显著性程度略有下降。这是由于央行对人民币升值和贬值的态度不同, 对升值的容忍度更高。升值状态下, 在岸市场上的做市商银行做空外汇操作的动机较强, 降低了央行调控的政策效果。由于信息不对称, 离岸市场上的市场主体能获取央行逆周期调控的信息, 但很难捕捉到在岸市场上的其他市场主体的相关信息, 故会扩大人民币离在岸价差。

表 4 人民币升值贬值状态下逆周期因子对人民币离在岸价差波动的影响

	GAP	GAP (贬值情况)	GAP (升值情况)
CCF	-0.2096*** (0.0420)	-0.4236*** (0.0760)	-0.2550*** (0.0486)
EXR	0.5670*** (0.0936)	1.3876*** (0.2078)	0.4706*** (0.1170)
DXY	-0.0009 (0.0044)	-0.0102 (0.0091)	-0.0104** (0.0055)
FF	-0.4721*** (0.1692)	-1.4886*** (0.3615)	-0.1270 (0.2599)
RF	0.2074*** (0.0654)	0.3351*** (0.1178)	0.4829*** (0.1012)
TB	-0.0837** (0.0405)	-0.3187*** (0.1096)	-0.1176** (0.0585)

从表 4 可知, 无论是升值状态还是贬值状态, 逆周期因子对人民币离在岸价差波动的回归系数均为负值且显著不为零, 表明逆周期因子对人民币离在岸价差波动有显著的负向影响, 减缓了离在岸价差的非理性波动。充分说明, 逆周期因子可以有效抑制外汇市场上的顺周期行为, 在抑制人民币离在岸价差的同时, 显著降低人民币离在岸价差的波幅。此外, 贬值状态下回归系数的绝对值大于升值状态下回归系数的绝对值, 说明人民币贬值情况下, 逆周期因子能更有效地减缓人民币离在岸价差的波动。

(二) 稳健性分析

我国对外贸易尤其是中美两国之间的贸易会对人民币汇率产生重要影响。2018 年 3 月 23 日, 美国总统特朗普签署对华贸易备忘录, 拉开中美贸易摩擦的序幕。为分析中美贸易摩擦背景下逆周期因子对人民币离在岸价差影响的稳健性, 以 2018 年 3 月 23 日为断点, 将样本分两阶段分别进行分析, 回归结果如表 5 和表 6 所示。

从表 5 可知, 中美贸易摩擦前后, 除逆周期因子政策影响系数大小略有差异外, 其他方

面无本质区别。中美贸易摩擦前，逆周期因子对人民币离在岸价差的影响系数高达 71 个基点，贸易摩擦后，影响系数下降至 42 个基点。这是由于中美贸易摩擦开启后，离岸市场和在岸市场对贸易摩擦双方态度、应对策略的理解和反映程度不同，一定程度上加大了离岸市场和在岸市场汇率的偏离，进而导致逆周期因子对人民币离在岸价差的调节效果有所减弱。

表 5 贸易摩擦冲击前后逆周期因子对人民币离在岸价差的影响

	GAP	GAP(中美贸易摩擦前)	GAP(中美贸易摩擦后)
CCF	-0.0076*** (0.0006)	-0.0071*** (0.0007)	-0.0042*** (0.0015)
EXR	0.0112*** (0.0011)	0.0098*** (0.0012)	0.0081*** (0.0028)
DXY	-0.0000 (0.0000)	0.0002*** (0.0000)	0.0012*** (0.0003)
FF	-0.0347*** (0.0021)	-0.0381*** (0.0021)	-0.0694*** (0.0090)
RF	0.0078*** (0.0009)	0.0063*** (0.0009)	0.0288*** (0.0044)
C	-0.0729*** (0.0057)	-0.0777*** (0.0065)	-0.1633*** (0.0232)

从表 6 可知，贸易摩擦前后，逆周期因子对人民币离在岸价差波动的回归系数均为负值且显著不为零，再次表明了逆周期因子对人民币离在岸价差波动影响较为稳健。同时，中美贸易摩擦后回归系数的绝对值大于中美贸易摩擦前回归系数的绝对值，说明在人民币汇率市场化不断提高后，逆周期因子在减缓人民币离在岸价差的波动方面发挥的作用加大。

表 6 贸易摩擦冲击前后逆周期因子对人民币离在岸价差波动的影响

	GAP	GAP(中美贸易摩擦前)	GAP(中美贸易摩擦后)
CCF	-0.2096*** (0.0420)	-0.1767*** (0.0508)	-0.3970** (0.1604)
EXR	0.5670*** (0.0936)	0.7097*** (0.1044)	0.6813* (0.3770)
DXY	-0.0009 (0.0044)	-0.0102*** (0.0031)	-0.0283 (0.0328)
FF	-0.4721*** (0.1692)	-0.1884 (0.1859)	-3.2385*** (1.1904)
RF	0.2074*** (0.0654)	0.2878*** (0.0732)	1.3422*** (0.4886)

六、结论与政策建议

本文在理论分析基础上, 收集 2011 年 7 月 1 日至 2020 年 8 月 31 日间央行外汇管理数据和外汇市场数据, 运用实证回归模型研究逆周期因子对人民币离在岸价差的影响。结果发现, 首先, 理论模型表明逆周期因子调控人民币离在岸价差的影响机制是通过商业银行等市场主体的行为来实现。面对逆周期因子政策, 商业银行主动或被动改变自身外汇资产负债结构, 进而影响人民币离在岸市场上的外汇资金供求状况, 并通过对人民币离在岸汇率影响程度不同, 实现对人民币离在岸价差调控的目的。其次, 实证结果表明逆周期因子不但可有效抑制人民币离在岸价差, 还能有效降低人民币离在岸价差波动幅度。即使面对中美经贸摩擦等重大不确定性冲击, 实证结论依然稳健。最后, 逆周期因子对人民币离在岸价差的影响存在非对称性。人民币贬值情况下, 逆周期因子能显著抑制人民币离在岸价差, 降低价差波动幅度。人民币升值情况下, 逆周期因子仅能降低价差波动幅度, 无助于抑制人民币离在岸价差, 尚未发挥出其逆周期调控的政策效果。

本文研究具有较强的政策启示: 第一, 提升央行信誉和政策公信力。央行应充分披露逆周期因子的具体规则及触发机制, 指导商业银行按照政策规则对人民币离在岸价差进行宏观审慎调节。同时, 不断完善汇率调控方式, 减少不必要的外汇市场干预, 合理引导外汇市场预期, 通过影响外汇市场主体的行为, 达到汇率政策预期效果。第二, 不断优化逆周期因子。逆周期因子的政策初衷是调控不断贬值的人民币汇率, 随着人民币汇率市场化程度提高, 汇率双向波动成为常态, 应完善逆周期因子政策工具, 引导报价行根据经济基本面和外汇市场运行情况, 合理设置逆周期调节系数, 使逆周期因子能在调控人民币快速升值方面也能发挥应有作用。

参考文献

- [1]陈华.央行干预使得人民币汇率更加均衡了吗?[J]. 经济研究, 2013 (12): 81-92
- [2]丁剑平, 陆长荣, 蔚立柱.人民币在岸与离岸汇率联动的新特征: 基于成交量功能的讨论[J]. 上海金融, 2018 (8): 1-9
- [3]丁志杰, 严灏, 丁玥.人民币汇率市场化改革四十年: 进程、经验与展望[J].管理世界, 2018 (10): 24-32
- [4]葛天明, 李治国, 徐剑刚.解析逆周期因子[J]. 国际金融研究, 2019 (5): 65-75
- [5]管涛.尊重价值规律: 人民币汇率形成机制改革未来之出路[J]. 金融研究, 2016 (2): 113-120
- [6]管涛.“逆周期因子”的“能”与“不能”[J]. 清华金融评论, 2017 (8): 67-70
- [7]何青, 甘静芸, 刘舫舫, 张策.逆周期因子决定了人民币汇率走势吗[J]. 经济理论与经济管理, 2018 (5): 57-70
- [8]李政.“811 汇改”提高了人民币汇率中间价的市场基准地位吗?[J]. 金融研究, 2017 (4): 1-16
- [9]李政, 梁琪, 卜林.人民币在岸离岸市场联动关系与定价权归属研究[J]. 世界经济, 2017 (5): 98-123
- [10]马骏, 王红林.政策利率传导机制的理论模型[J]. 金融研究, 2014 (12): 1-22
- [11]马骏, 纪敏等.新货币政策框架下的利率传导机制[M]. 北京: 中国金融出版社, 2016
- [12]彭红枫, 李鹤然, 罗宁欣.“逆周期因子”提高了人民币汇率中间价的市场基准地位吗?——基于时变溢出指数的实证研究[J]. 国际金融研究, 2020 (1): 65-75
- [13]司登奎, 江春, 李小林.基于汇率预期与央行外汇干预的汇率动态决定: 理论分析与经验研究[J]. 统计研究, 2016 (9): 13-21
- [14]孙国峰, 刘畅.以防泡沫为目标的汇率管理模型[J]. 经济学 (季刊), 2019 (4): 941-966
- [15]王爱俭, 邓黎桥.中央银行外汇干预: 操作方式与效用评价[J]. 金融研究, 2016 (11): 15-31
- [16]王芳, 甘静芸, 钱宗鑫, 何青.央行如何实现汇率政策目标——基于在岸-离岸人民币汇率联动的研究[J]. 金融研究, 2016 (4): 34-49
- [17]席钰.人民币境内外市场汇率价格差异的收敛路径——基于汇率预期、资本流动和央行干预[J].投资研究, 2019 (5): 101-122
- [18]严佳佳, 黄文彬, 黄鑫.央行汇率干预行为研究: 基于香港离岸人民币汇率的影响[J]. 国际金融研究, 2014 (10): 23-31
- [19]张明, 陈胤默.人民币汇率定价的逆周期因子: 启用时间、驱动因素与实施效果[J].经济理论与经济管理, 2020 (10): 21-36
- [20]朱孟楠, 张雪鹿.境内外人民币汇率差异的原因研究[J]. 国际金融研究, 2015 (5): 87-96
- [21]朱宁, 许艺煊, 邱光辉.中央银行沟通对人民币汇率波动的影响[J]. 金融研究, 2016 (11): 32-46
- [22]Adler, G., Lama, R. Medina, J. P. Foreign Exchange Intervention under Policy Uncertainty[R].International Monetary Fund Working Paper, 2016, No.67
- [23]Chamon, M., Garcia, M. Souza, L. FX interventions in Brazil: A synthetic control approach[J]. Journal of International Economics, 2017, 108 (5): 157-168
- [24]Cheung, Y. W., Hui, C. H. Tsang, A. The RMB central parity formation mechanism: August 2015 to December 2016[J]. Journal of International Money and Finance, 2018, 86 (5): 223-243
- [25]Cheung, Y. W., Rime, D. The offshore renminbi exchange rate: Microstructure and links to the onshore market[J]. Journal of International Money and Finance, 2014, 49 (5): 170-189

- [26]Daude, C., Yeyati, E. L. Nagengast, A. J. On the effectiveness of exchange rate interventions in emerging markets[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2016, 64 (3): 239-261
- [27]Du, J. Z., Wang, J. N., Hsu, Y. T. Lai, K. K. The importance of hedging currency risk: Evidence from CNY and CNH[J]. *Economic Modelling*, 2018, 75 (6): 81-92
- [28]Funke, M., Shu, C., Cheng, X. Q. Eraslan, S. Assessing the CNH-CNY pricing differential: Role of fundamentals, contagion and policy[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2015, 59 (7): 245-262
- [29]Han, L. Y., Xu, Y. Yin, L. B. Forecasting the CNY-CNH pricing differential: The role of investor attention[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2018, 49 (5): 232-247
- [30]Hu, M., Li, Y. F., Yang, J. J. Chao, C. C. Actual intervention and verbal intervention in the Chinese RMB exchange rate[J]. *International Review of Economics and Finance*, 2016, 43 (2): 499-508
- [31]Kubo, A. The macroeconomic impact of foreign exchange intervention: An empirical study of Thailand[J]. *International Review of Economics and Finance*, 2017, 49 (2): 243-254
- [32]Li, X. L., Li, X. Si, D. K. Investigating asymmetric determinants of the CNY-CNH exchange rate spreads: The role of economic policy uncertainty[J]. *Economics Letters*, 2020, 186 (1): 1-4
- [33]Owyong, D., Wong, W. K. Horowitz, I. Cointegration and causality among the onshore and offshore markets for China's currency[J]. *Journal of Asian Economics*, 2015, 41 (10): 20-38
- [34]Shah, M. K. A., Hyder, Z. Pervaiz, M. K. Central bank intervention and exchange rate volatility in Pakistan: an analysis using GARCH-X model[J]. *Applied Financial Economics*, 2009, 19 (10): 1497-1508
- [35]Xu, H. C., Zhou, W. X. Sornette, D. Time-dependent lead-lag relationship between the onshore and offshore Renminbi exchange rates[J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 2017, 49 (5): 173-183

数字普惠金融对经济高质量发展的影响实证研究

姜松¹ 周鑫悦²

【摘要】基于理论机制分析，本文建立面板数据模型，检验数字普惠金融对经济高质量发展的影响效应和作用路径。研究发现，当前数字普惠金融对经济高质量发展的影响表现为“促进效应”，但存在一定程度的结构性矛盾。数字普惠金融的“数字化程度”，对经济高质量发展的影响表现为“抑制效应”。进一步的作用路径检验表明，经济结构的不合理性是“抑制效应”产生的深层次原因。为此，新时期数字普惠金融支持经济高质量发展，应以科技赋能为核心，改善数字化基础设施条件；推进传统金融机构的数字化进程，形成协同效应；完善金融消费者接入数字化硬件软件条件，缩小“数字化”鸿沟；强化数字普惠金融在产业结构调整中的催化作用。

【关键词】数字普惠金融；经济高质量发展；总体效应；异质性

一、引言

系统性创造发展优势，以各种有效和可持续方式满足人民不断增长的多方面需要，是高质量发展的本质性特征(金碚，2018)。进入新时代，新一代数字科技驱动的数字经济，逐步成为引领中国经济高质量发展、满足人民不断增长真实需要的实践操作路径。数字经济的高速发展以及基础设施建立健全，为数字普惠金融发展创造了良好条件。作为数字经济澎湃“大潮”中的新业态，数字普惠金融以“长尾人群”为服务对象，在便利居民生活、增进整体福利水平等方面，起到了前所未有的推动作用。数字普惠金融的对象筛选逻辑、“金融痛点”解决思路，正是推动经济高质量发展的内涵构成和目标预期，通过校正“二八定律”偏差、增进全民福祉等桥梁，改善了金融抑制，畅通了金融“血脉”，增强了经济“肌体”免疫。从这个角度来说，如何促进数字普惠金融持续发展，就是经济高质量发展的重要一环，研究价值不言而喻。

然而，近年来普惠金融领域一些改革方案设计不合理的问题突出，多重目标存在冲突、

¹ 姜松，重庆市劳动经济与人力资源研究中心副主任、重庆理工大学经济金融学院副教授。

² 周鑫悦，重庆理工大学经济金融学院硕士生。

模糊重点, 行政性抑制性措施导致监管套利(徐忠, 2018)。部分产品仍是披着数字普惠金融外衣的“非法金融活动”, “不出问题就合法, 出问题就非法”现象十分明显。如深圳、上海等地, 2018 年一半的 P2P 平台被清退; 支付、众筹和投资管理等领域, 也存在挪用资金、虚假标的等现象(齐红倩等, 2019; 黄益平, 2017), 数字普惠金融俨然已成为风险高发区, 直接威胁金融体系的稳健运行和打赢“风险防范攻坚战”的目标预期。从内在属性来看, 数字普惠金融产品集金融、技术、网络等多重风险于一体, 风险识别难度大、传递速度快、波及面广, 也给现行监管机制、监管方式以及监管制度带来诸多挑战。那么, 数字普惠金融这些实践偏差, 是否会影响到其对经济高质量发展的支撑作用呢? 数字普惠金融促进经济高质量发展需要具备怎样的条件呢? 这就是本文的研究问题。

研究必要性在于: 数字普惠金融在理论界、实务界, 被提升至空前高度, 但实践表现与理论预期存在一定偏差性。因此, 将数字普惠金融和经济高质量发展相联系, 探究数字普惠金融和经济高质量发展影响效应、作用机制。一方面, 可以检验当前数字普惠金融和经济高质量发展的理论关系、作用机制, 提供前期的理论分析框架、方法借鉴, 为学界同仁从事相关主题研究提供可资借鉴的理论基础。另一方面, 实践中, 对于数字普惠金融真实效应一直存在诸多争议、乃至误解。识别数字普惠金融和经济高质量发展的“曲线形状”、评估数字普惠金融对经济高质量发展的影响效应、作用机制, 能及时诊断当前数字普惠金融支撑经济高质量发展的薄弱环节、约束条件, 能为澄清争议、推动理性决策, 提供有效的经验支撑。为此, 本研究建立面板数据模型, 考察数字普惠金融对经济高质量发展的总体影响、结构特征以及作用机制, 全面揭示数字普惠金融和经济高质量发展之间的逻辑关联和实现条件, 为深化普惠金融体系改革、推动经济高质量发展提供理论和经验证据。

接下来的部分安排如下: 第二部分为文献回顾与影响机制分析; 第三部分为研究假设、实证设计与变量测度; 第四部分为实证结果与分析; 第五部分为研究结论与政策建议。

二、文献回顾与影响机制分析

(一) 文献回顾与述评

经济高质量发展内涵范围较广。金碚(2018)认为创新、协调、绿色、开放、共享的发展理念是高质量发展的评价准则。创新是高质量发展的第一动力; 协调是高质量发展的形态; 绿色是高质量发展的内在要求; 开放是高质量发展的内外联动发展的机制; 共享是高质量发

展的根本目标(洪银兴, 2019)。总体来说, 高质量发展的本质是以满足人民日益增长的美好生活需要为目标的高效率、公平和绿色可持续的发展(Martinez 和 Mlachila, 2013; 张军扩和侯永志等, 2019)。据此, 在效率方面, 任保平和李禹墨(2018)、贺晓宇和沈坤荣(2018)等认为效率是经济高质量发展的主要决定因素。在公平和绿色可持续发展方面, 学者认为经济高质量是生态环境、社会均衡的“结果”(许岩和尹希果, 2017; 陈诗一和陈登科, 2018)。

数字普惠金融是向落后地区、弱势群体, 延展基础金融服务的高效工具和有效通道, 提升了金融服务供给效率(黄浩, 2018; 吴善东, 2019)。数字普惠金融的效率提升、公平和可持续发展内涵, 与经济高质量发展目标不谋而合。不过, 目前关于数字普惠金融效应的研究, 主要集中于经济增长、贫困削减等高质量发展内涵的某一侧面。其中, 在经济增长效应方面, 一部分学者认为, 数字普惠金融显著改善了传统金融弱势群体对于金融服务的可得性和便利性, 对经济增长有显著正向作用(Han 和 Melecky, 2013; Aduda 和 Kalunda, 2012; 王曙光等, 2017)。另一部分学者对此并不认同。在他们看来, 数字普惠金融跨越临界后, 对经济增长会起抑制作用(Beck 等, 2005)。

在贫困削减效应方面, 学者认为, 数字普惠金融能削减贫困, 提升经济增长质量(任碧云等, 2019)。不过, 有学者也提出, 数字普惠金融在贫困削减效应的发挥, 受移动通信、光纤宽带等基础设施的普及、群众自主应用技术和技能等多种因素的影响(詹韵秋, 2018), 与数字普惠金融本身的覆盖广度、使用深度、数字化程度密切相连。其中, 覆盖广度是前提条件、使用深度可以看作是数字普惠金融的实际使用情况, 是“普”的体现, 数字化程度是潜在条件, 是“惠”的体现(郭峰等, 2019)。因此, 数字普惠金融影响效应也会受限于这些前置条件。

总体来说, 关于数字普惠金融和经济高质量发展的研究还十分零散, 大多偏重于数字普惠金融影响经济高质量发展的某一侧面, 缺乏系统性评价。因而, 无法全面把握二者发展规律。同时, 在经济高质量发展新阶段, 数字普惠金融被寄予厚望, 并在实践中广为宣传。但已有成果并未对数字普惠金融影响经济高质量发展的总体效应、结构矛盾、作用路径进行分析, 无法认知数字普惠金融促进经济高质量发展的真实效应、薄弱环节和限制因素, 政策运用缺乏理论支撑点。基于研究缺口, 本文从以下三个方面做进一步探索:

一是根据数字普惠金融的本质属性和经济高质量发展的理论关联, 研究数字普惠金融对经济高质量发展的影响效应, 在选题上有一定的新颖性。二是将总体和结构相结合, 识别数

字普惠金融和经济高质量发展的曲线形状, 评估数字普惠金融影响经济高质量发展的总体效应, 解析数字普惠金融影响经济高质量发展的结构矛盾, 在研究维度上有一定的特色和创新。三是将理论机制和作用路径检验相结合, 揭示数字普惠金融促进经济高质量发展的约束条件, 解析约束数字普惠金融效应发挥的薄弱环节和受限变量, 在决策支撑上有一定的特色性。

(二) 影响机制分析

经济高质量发展涵盖基本面和社会结果两个维度, 是“过程”与“结果”的有机统一。在基本面方面, 经济增长强度、稳定性、合理化和外向化是其主要内涵; 在社会结果方面, 生态资本和人力资本是其重要表现(Mlachila 等, 2016)。因此, 要揭示数字普惠金融对经济高质量发展影响机制, 也应从这两个维度进行。其中, 基本面层面刻画的是数字普惠金融发挥作用的“过程机制”; 社会结果层面反映的是数字普惠金融产生影响的“结果”机制。“过程机制”通过提升经济增长强度、维持经济增长稳定性、促进经济结构合理化和加速经济外向化等路径发挥作用; “结果机制”通过人力资本、生态资本等路径产生影响。具体见图 1。

1. 数字普惠金融影响经济高质量发展的“过程机制”

(1) 在提升增长强度方面, 数字普惠金融依托“科技赋能”, 扩大了金融规模总量, 奠定经济高质量发展的总量条件。长久以来, 逆向选择和道德风险是困扰普惠金融服务供给的两大难题。逆向选择造成金融服务供给“获客难”问题, 道德风险形成金融服务“风险难操作”困境。数字普惠金融“加持”区块链、大数据、云计算、人工智能等金融科技, 有效解决了“获客难”和“风险难操作”问题, 扩大了总体金融供给规模总量和“输血”力度, 进而奠定经济高质量发展的总量条件。

(2) 在维持增长稳定性方面, 数字普惠金融缓解了“金融排斥”问题, 进而提升金融服务供给效率, 奠定促进经济高质量发展的动力条件。一般来说, 传统金融机构服务 20% 的优质客户, 80% 的“长尾人群”往往被忽视。该类群体的金融排斥问题十分尖锐。但反观数字普惠金融, 其主要以 80% 的“长尾人群”为服务对象, 有助于缓解融资难、融资贵问题, 减少其在金融市场中所面临的交易成本和制度摩擦; 有助于缩减贫富差距、城乡差距, 维护金融稳定。金融稳, 则经济稳, 为促进经济高质量发展提供持续动力条件。

(3) 在促进结构合理化方面, 数字普惠金融通过资源配置、需求创造, 形成经济高质量发展的产业基础条件。一般而言, 在经济发展过程中, 金融发展在资源配置和产业结构变动中发挥了催化功能(唐文进等, 2019)。一是数字普惠金融依托互联网技术, 形成跨时间、

跨空间的价值交换，能自发调节产业资金需求，引导资金流向新兴产业、创新型企业，实现金融资本和产业资本的有效匹配，进而形成产业结构转型的内生性动力。二是数字普惠金融作为“自下而上”的诱致性制度创新，产品体系和商业模式丰富且与居民消费息息相关，能有效刺激居民消费需求，优化消费结构，进而推动产业结构转型，形成经济高质量发展的产业基础条件。

(4) 在推进外向化方面，数字普惠金融会加速金融市场开放与合作、推动国际贸易和对外投资，夯实经济高质量发展的外部环境条件。在加速金融市场开放与合作方面，随着我国数字普惠金融行业监管政策不断完善，诸多数字普惠金融平台，纷纷走向“一带一路”沿线国家，尤其是进入东南亚市场开展跨国经营、进行跨境金融合作，对加速我国金融市场国际化有重要推动作用。同时，数字普惠金融的发展壮大，改变了大型银行主导型的金融体系格局，通过竞争机制引导利率下行，进而引致人民币汇率下降，推动出口贸易发展和加速对外投资，夯实经济高质量发展的外部环境条件。

2. 数字普惠金融影响经济高质量发展的“结果机制”

(1) 数字普惠金融能提高人力资本水平，形成经济高质量发展的内生性条件。具体来讲，在服务对象方面，数字普惠金融往往以农民、城镇低收入人群、贫困人群和老年人等为服务对象，这些群体往往具有受教育程度低、技能水平低、知识积累不足的特点，均是人力资本弱势群体。以该类群体为服务对象，数字普惠金融的人力资本提升作用不言而喻。另外，随着我国社会主要矛盾，转变为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分发展之间的矛盾，第三方支付、消费信贷、互联网保险、货币市场基金等数字普惠金融业态，能更好的满足人们对美好生活的需要，实现金融权利共享，奠定经济高质量发展的内生性条件。

(2) 数字普惠金融通过技术进步和增收效应路径，提高生态资本水平和改善环境质量，奠定经济高质量发展的持续性条件。在理论层面，按照 Ehrlich 和 Holdren(1971)所构建“IPAT”模型可知，人均环境负面影响(I)，主要由人口规模(P)、技术水平(A)以及富裕程度(T)三个因素影响。数字普惠金融会影响其中的技术水平和富裕程度，进而对环境质量产生影响。在技术水平方面，数字普惠金融在金融科技的引领下，形成了特色化的金融科技治理环境路径，成效十分显著。如，支付宝上线的“蚂蚁森林”、“垃圾分类回收平台”等，已经在绿色发展、低碳生活中表现出了前所未有的发展潜力。在增收效应中，数字普惠金融对于收入增长的促进作用已形成学界共识。如张勋和万广华等(2019)研究发现，数字普惠金融的发展有助于提

升农民收入水平, 缩小城乡收入差距。按照“IPAT”模型, 收入增长后, 人均环境的负面影响也会减少, 环境质量会大幅提高, 奠定经济高质量发展的持续性条件。

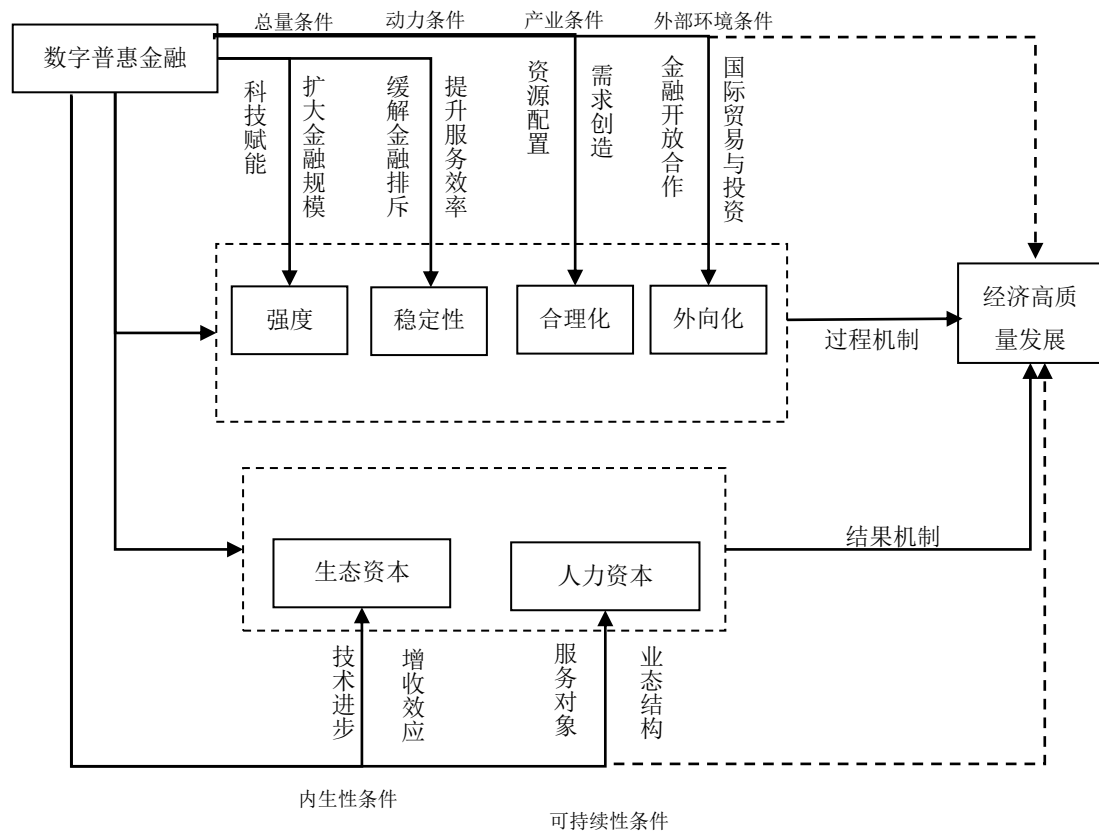


图 1 数字普惠金融对经济高质量发展的作用机制

注：实线箭头表示直接影响关系；虚线箭头表示间接影响关系；两个虚线框分别表示基本面和社会结果内涵构成。

三、研究假设、实证设计与指标量化

（一）研究假设

实证检验主要从以下四方面进行。一是估计数字普惠金融对经济高质量发展影响总体效应, 比较基本面和社会结果内涵维度的结构特征。二是从数字普惠金融覆盖广度、使用深度、数字化程度层面出发, 揭示不同数字普惠金融发展水平对经济高质量发展的影响及其条件性特征。三是比较数字普惠金融业态结构对经济高质量发展的影响异质性, 发现数字普惠金融促进经济高质量发展的业态矛盾。四是从过程机制和结果机制双重维度, 检验数字普惠金融影响经济高质量发展的作用路径, 揭示数字普惠金融效应发挥的薄弱环节、掣肘因素。基于此, 本文提出以下研究假设:

H₁: 数字普惠金融对经济高质量发展的影响存在结构效应,在经济高质量发展基本面和社会结果中的表现并不相同。

H₂: 数字普惠金融对经济高质量发展促进效应,受限于数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度。

H₃: 数字普惠金融的异质性业态使其对经济高质量发展的促进效应存在差异。

H₄: 数字普惠金融通过“过程机制”和“结果机制”作用于经济高质量发展。

(二) 实证模型与估计方法

一般来说,事物运动轨迹和动态特征,很多时候呈现的都是“U”型特征或“N”特征(是一种特殊的抛物线类型,也称回归式抛物线)。如美国经济学家 Kuznets(1955)在研究经济增长和收入分配的关系、Grossman 和 Krueger(1995)在研究经济增长和环境质量关系时,都认为两者的关系呈现倒“U”型或倒“N”特征。为此,本文也认为数字普惠金融和经济高质量发展存在这样的关系,模型如式(1):

$$HQ_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 DF_{i,t} + \beta_2 DF_{i,t}^2 + \beta_3 DF_{i,t}^3 + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, i 表示省份, t 表示时间, HQ 为经济高质量发展水平, DF 为数字普惠金融发展水平。如果 $\beta_3 > 0$, 模型是“N”型曲线。反之,模型是倒“N”型曲线,曲线所对应的两个拐点,见(2)式和(3)式。

$$DF_1 = \frac{-2\beta_2 + \sqrt{4\beta_2^2 - 12\beta_1\beta_3}}{6\beta_3} \quad (2)$$

$$DF_2 = \frac{-2\beta_2 - \sqrt{4\beta_2^2 - 12\beta_1\beta_3}}{6\beta_3} \quad (3)$$

另外,如果 $\beta_3 = 0$ 。这时模型(1)就变成二次函数。当 $\beta_2 > 0$ 时,为“U”型曲线;反之,则为倒“U”型曲线。在这样的情况下,曲线拐点如式(4)。

$$DF_3 = -\frac{\beta_1}{2\beta_2} \quad (4)$$

进一步的,数字普惠金融的“过程机制”,主要通过提升经济增长强度(ED)、维持经济增长稳定性(ES)、促进经济结构合理化(ER)和加速经济外向化(EQ)等路径,对经济高质量发展产生作用;数字普惠金融的“结果机制”,主要通过人力资本(HC)、生态资本(EC)等路径

促进经济高质量发展。因此, 继续在模型(1)的基础上, 引入数字普惠金融与各变量的交互项 $DF \times EI$ 、 $DF \times ES$ 、 $DF \times ER$ 、 $DF \times EO$ 、 $DF \times HC$ 、 $DF \times EC$, 见 (5)-(10) 式。通过观测各交互项的系数方向, 就可以找到当前数字普惠金融影响经济高质量发展的动力因子和约束条件。

$$HQ_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 DF_{i,t} + \beta_2 DF_{i,t}^2 + \beta_3 DF_{i,t}^3 + \gamma_1 DF_{i,t} \times EI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$HQ_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 DF_{i,t} + \beta_2 DF_{i,t}^2 + \beta_3 DF_{i,t}^3 + \gamma_2 DF_{i,t} \times ES_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$HQ_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 DF_{i,t} + \beta_2 DF_{i,t}^2 + \beta_3 DF_{i,t}^3 + \gamma_3 DF_{i,t} \times ER_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$HQ_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 DF_{i,t} + \beta_2 DF_{i,t}^2 + \beta_3 DF_{i,t}^3 + \gamma_4 DF_{i,t} \times EO_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$HQ_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 DF_{i,t} + \beta_2 DF_{i,t}^2 + \beta_3 DF_{i,t}^3 + \gamma_5 DF_{i,t} \times HC_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$HQ_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 DF_{i,t} + \beta_2 DF_{i,t}^2 + \beta_3 DF_{i,t}^3 + \gamma_6 DF_{i,t} \times EC_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

(三) 指标测度与数据来源

1. 经济高质量发展

现有学者测度经济发展质量主要有两种思路: 一是单一指标法; 二是指标体系法。在单一指标法方面, 学者一般用全要素生产率 TFP 来表示(贺晓宇和沈坤荣, 2018)。该指标代表的是微观层级的质量问题, 与宏观经济发展质量存在统计口径偏离。指标体系法, 能系统全面反映经济发展质量, 但存在“信息重叠”问题, 需要运用技术手段予以克服。综合权衡, 本文选择后者。选取指标参考 Mlachila 等(2016)的做法, 具体见表 1。基于指标体系, 本文采用简单而透明的均等权重法赋值, 如下:

$$\text{中国经济高质量发展水平} = 0.5 \times \text{基本面} + 0.5 \times \text{社会结果} \quad (11)$$

$$\text{基本面} = 0.25 \times \text{强度} + 0.25 \times \text{稳定性} + 0.25 \times \text{合理化} + 0.25 \times \text{外向化} \quad (12)$$

$$\text{社会结果} = 0.5 \times \text{人力资本} + 0.5 \times \text{生态资本} \quad (13)$$

2. 数字普惠金融

数字普惠金融水平用数字普惠金融发展指数来衡量。该指数由郭峰和王靖一等(2019)测度量化。指标体系包括数字普惠金融覆盖广度、使用深度、数字化程度三个一级指标。其中, 数字普惠金融覆盖广度下涵盖账户覆盖率一个二级指标; 数字普惠金融使用深度下涵盖支付、货币市场基金、信用服务、保险、投资、信贷六个二级指标; 数字普惠金融数字化程度

下包括信用化、便利化、实惠化、移动化四个二级指标。此外，二级指标下又涵盖 33 个具体量化指标。其中，账户覆盖率二级指标下有每万人拥有支付宝账号数量、支付宝绑卡用户比例、平均每个支付宝账号绑定银行卡数三个指标；支付业务涵盖人均支付笔数、人均支付金额、高频度活跃用户数占年活跃 1 次及以上比三个指标；货币基金业务涵盖人均购买余额宝笔数、人均购买余额宝金额、每万支付宝用户购买余额宝的人数三个指标；信贷业务涵盖每万支付宝成年用户中有互联网消费贷的用户数、人均贷款笔数、人均贷款金额、每万支付宝成年用户中有互联网小微经营贷的用户数、小微经营者户均贷款笔数、小微经营者平均贷款金额六个指标；保险业务涵盖每支付宝用户中被保险用户数、人均保险笔数、人均保险金额三个指标；投资业务包括每万人支付宝用户中参与互联网投资理财人数、人均投资笔数、人均投资金额三个指标；信用业务下涵盖自然人信用人均调用次数、每万支付宝用户中使用基于信用的服务用户数两个指标；需要说明的是，对支付、货币市场基金、信用服务、保险、投资、信贷等业态下的三级指标进行加权，就得到了支付、货币市场基金、信用服务、保险、投资、信贷等六大业态分指数，这也是本文业态结构层面实证的数据基础。移动化下涵盖移动支付笔数占比、移动支付金额占比两个指标；实惠化涵盖小微经营者平均贷款利率、个人平均贷款利率两个指标；信用化下涵盖花呗支付笔数占比、花呗支付金额占比、芝麻信用免押笔数占比、芝麻信用免押金额占比四个指标；便利化下涵盖用户二维码支付的笔数占比、用户二维码支付的金额占比两个指标。

表 1 变量测度与数据来源

类型			具体量化	数据来源
经济高质量发展	基本面	强度 EI	人均地区生产总值	国家统计局数据库、《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》
		稳定性 ES	人均地区生产总值两年期滚动窗口标准差	
		合理化 ER	第二、三产业增加值之和/第一产业增加值	
		外向化 EO	净出口/GDP	
	社会结果	人力资本 HC	人均受教育年限	
		生态资本 EC	实际 GDP/二氧化碳排放量	
数字普惠金融	数字普惠金融指数	覆盖广度	账户覆盖率	北京大学数字普惠金融指数(第二期, 2011-2018)
		使用深度 ¹	支付	

¹ 使用深度指数是通过支付、货币市场基金、信用服务、保险、投资、信贷等分指数加权而来，而后

			货币市场基金	
			信用服务	
			保险	
			投资	
			信贷	
		数字化程度	信用化	
			便利化	
			实惠化	
			移动化	

基于指标体系，我们继续将测度出来的数据绘制形成散点图。见图 2。由散点图可以初步判断，数字普惠金融和经济高质量发展曲线拐点特征比较明显，均存在一定的阶段性。以此为基础，继续识别数字普惠金融对经济高质量发展影响曲线，评估其影响效应及其阶段特征。

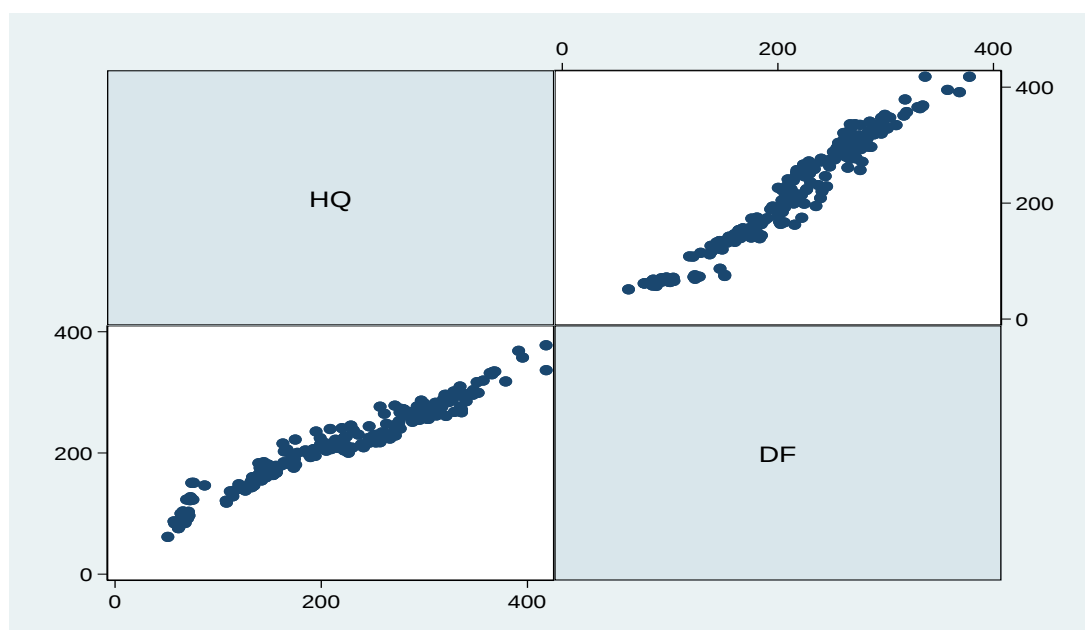


图 2 数字普惠金融和经济高质量发展的散点图矩阵

四、实证结果与分析

（一）数字普惠金融对经济高质量发展总体估计结果

基于 F 检验、LM 检验以及 Hausman 检验结果，总体层面、社会结果层面应建立个体固定效应模型，以模型(2)、(8)为基准。基本面层面应建立个体随机效应模型，以模型(6)为

文中的业态结构指的是支付、货币市场基金、信用服务、保险、投资、信贷等不同业态的分指数，是通过
对每个业态下的三级指标加权而来。

分析基准。在总体上，数字普惠金融对经济高质量发展的影响是倒“N”型特征，边际递减特征十分明显。通过求解可知，曲线拐点处的数字普惠金融指数分别为 3.977 和 6.544，而我国的平均值为 5.703¹，小于第二个临界值 6.544。由此可知，当前我国数字普惠金融对经济高质量发展的影响表现为促进效应。

在基本面层面，数字普惠金融的一次项和二次项均通过显著性检验，且二次项系数小于 0，是倒“U”型曲线特征。在社会结果层面，数字普惠金融的二次项大于 0，是“U”型曲线特征。求解基本面层面、社会结果层面的数字普惠金融指数的拐点值，分别为 3.698 和 9.572。对比我国数字普惠金融指数 5.703 的平均水平可知：无论是在基本面层面，还是社会结果层面，数字普惠金融都表现为促进效应。但需要特别注意的是，在基本面层面，数字普惠金融虽然未跨越临界值，但是一旦跨越临界点，数字普惠金融就会对经济高质量发展产生抑制效应。这一点需要引起决策层、监管层的高度重视。

表 2 数字普惠金融对经济高质量发展的估计结果

变量	经济高质量总指数				基本面			社会结果	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
截距项	77.593*** (5.95)	44.643*** (4.51)	72.597*** (5.79)	-6.434*** (-5.18)	-6.322*** (-5.57)	-6.366*** (-5.66)	7.845*** (3.41)	11.122*** (7.75)	7.845*** (3.41)
DF	-45.411** *	-25.648** *	-42.412** *	3.076*** (6.33)	3.024*** (6.79)	3.044*** (6.91)	-2.539*** (-2.82)	-3.986*** (-7.09)	-2.539*** (-2.82)
DF ²	9.115*** (6.01)	5.170*** (4.48)	8.516*** (5.83)	-0.162*** (-3.43)	-0.157*** (-3.60)	-0.159*** (-3.70)	0.384*** (4.37)	0.539*** (9.83)	0.384*** (4.37)
DF ³	-0.589*** (-5.95)	-0.327*** (-4.34)	-0.549*** (-5.76)	-	-	-	-	-	-
R ²	0.961			0.957			0.865		
within R ²		0.982	0.981		0.967	0.967		0.956	0.955
between R ²		0.894	0.892		0.863	0.863		0.215	0.22
overall R ²		0.96	0.961		0.957	0.957		0.864	0.865
F 检验		7.45***			2.72***			2.90***	
Hausman 检验			74.67***			0.52			137.63***
LM 检验			90.97***			22.87***			0
F/Wald	1696.03	3203.37	5568.09	2304.59	2616.89	5439.37	664.74	1955.04	1329.49

注：***表示在 1%的显著性水平下显著。

¹ 为我国 2011-2018 年样本区间内各省份的数字普惠金融指数的平均值。

(二) 数字普惠金融发展水平对经济高质量发展影响差异性

继续从数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度三个方面, 揭示数字普惠金融发展水平对经济高质量发展的异质性影响。其中, 覆盖广度方面, 建立个体随机效应模型, 以模型(11)为分析基准; 使用深度、数字化程度方面, 应建立个体固定效应模型, 以模型(14)和(17)为分析基准。

由模型(11)可知, 数字普惠金融覆盖广度对经济高质量发展的影响表现为“U”型特征。通过求解, 可得拐点处的数字普惠金融的覆盖广度水平为 1.952, 对比我国数字普惠金融覆盖广度指数 5.641 的平均水平, 可以判断: 我国数字普惠金融的覆盖广度的影响表现为促进作用。由模型(14)可知, 数字普惠金融使用深度对经济高质量发展的影响是典型的倒“N”型特征。通过求曲线的极值点可知, 倒“N”型曲线拐点处的数字普惠金融使用深度指数水平分别为-3.394 和 6.447。目前, 我国数字普惠金融使用深度指数的平均值为 5.652, 小于第二个临界值 6.447。因此, 数字普惠金融使用深度在现阶段仍表现为显著的促进效应。由模型(17)可知, 数字化程度对经济高质量发展亦是倒“N”型特征。通过求曲线的极值点可知, 倒“N”型曲线的两个拐点分别为 4.926 和 5.915, 而我国数字普惠金融的数字化程度平均值为 5.950。数字普惠金融数字化程度已经跨越倒“N”曲线的第二个临界值 5.915, 对经济高质量发展已经产生抑制性影响。

综上所述, 数字普惠金融的覆盖广度、使用深度都对经济高质量发展产生了重要的推动作用, 数字化程度是当前制约我国经济高质量发展的重要原因。按照数字化程度的指标构成, 其一般包括移动化、实惠化、信用化和便利化等内容, 要化解数字化程度的负面影响, 未来的政策选择也应该从这几方面入手, 重点关注网络基础设施建设、长尾人群信用体系建设以及“数字鸿沟”等问题, 扭转数字普惠金融数字化程度对经济高质量发展的负面影响。

表 3 数字普惠金融发展水平对经济高质量发展的估计结果

变量	覆盖广度			使用深度			数字化程度		
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
截距项	2.711** (2.18)	3.880*** (3.99)	2.878** (2.40)	45.816** (2.12)	24.398 (1.23)	45.816** (2.12)	547.777*** (10.25)	503.255*** (9.92)	536.02*** (10.34)
DF	-0.227 (-0.45)	-0.802** (-2.02)	-0.31 (-0.63)	-27.464** (-2.13)	-15.22* (-1.29)	-27.464** (-2.13)	-304.957*** (-10.29)	-280.538*** (-9.98)	-298.5095*** (-10.39)
DF ²	0.138*** (2.71)	0.205*** (5.12)	0.148*** (3.00)	5.789** (2.28)	3.421* (1.47)	5.789* (2.28)	56.638*** (10.37)	52.189*** (10.07)	55.4637*** (10.47)
DF ³	-	-	-	-0.386**	-0.232*	-0.386**	-3.479***	-3.209***	-3.408***

				(-2.31)	(-1.52)	(-2.31)	(-10.41)	(-10.12)	(-10.51)
R ²	0.903			0.767			0.867		
within R ²		0.95	0.9493		0.841	0.839		0.899	0.899
between R ²		0.717	0.7172		0.97	0.968		0.007	0.001
overall R ²		0.903	0.903		0.765	0.767		0.867	0.867
F 检验		6.09***			3.12***			2.20***	
Hausman 检验			77.51***			69.16***			13.75***
LM 检验			77.07***			0			11.81***
F/Wald	963.87	1681.61	2090.22	225.48	310.85	676.45	448.84	526.95	1453.12

注：*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平下显著。

（三）数字普惠金融业态结构对经济高质量的影响

在业态层面，支付、信贷方面应建立个体固定效应模型，以模型(20)、(23)为基准；保险、货币市场基金、投资、信用方面均应建立混合效应模型，以模型(25)、(28)、(31)、(34)为基准。由估计结果可知，支付、信贷、保险、投资等数字普惠金融业态，对经济高质量发展的影响呈现“U”型特征；求得各业态曲线的拐点值分别为 2.338、3.655、2.528、2.411，各业态指数对应的平均值分别为 5.553、5.178、6.461、5.509。这说明我国支付、信贷、保险、投资等数字普惠金融业态均已跨越临界值，表现为促进效应。货币市场基金、信用等业态，对经济高质量发展的影响均是“N”型曲线特征。其中，“N”型曲线中，货币市场基金指数的拐点值分别为 2.317 和 3.183；信用指数的拐点值分别为 2.687 和 3.492。对比这两种业态的平均值 5.227 和 5.687，可以判断，我国货币市场基金、信用等业态，对经济高质量发展影响表现为促进作用。比较发现，在业态结构层面，虽然数字普惠金融各业态结构和经济高质量发展的曲线形状存在一定的异质性，但各业态均表现为促进效应。

表 4 数字普惠金融业态结构对经济高质量发展的影响

变量	支付				信贷				保险				货基				投资				信用			
	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	(32)	(33)	(34)	(35)	(36)	(37)	(38)	(39)	(40)		
DF	-0.730* (-2.40)	-0.968*** (-3.85)	-0.730*** (-2.40)	-3.893*** (-5.31)	-4.656*** (-5.78)	-3.893*** (-5.31)	-0.824 (-0.95)	-1.716* (-1.80)	-0.823 (-0.95)	1.062*** (3.12)	1.689*** (4.19)	1.062*** (3.12)	-0.381*** (-4.54)	-0.376*** (-4.17)	-0.381*** (-4.54)	1.209*** (5.80)	0.732*** (4.09)	1.031*** (5.41)						
DF ²	0.172* (5.44)	0.207*** (7.88)	0.172*** (5.44)	0.523*** (6.45)	0.637*** (7.18)	0.523*** (6.45)	0.163*** (2.18)	0.244** (2.96)	0.163*** (2.18)	-0.396*** (-3.91)	-0.591** (-4.92)	-0.396*** (-3.91)	0.079*** (8.40)	0.079*** (7.78)	0.079*** (8.40)	-0.360*** (-6.56)	-0.241*** (-5.22)	-0.316*** (-6.34)						
DF ³	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.048*** (5.15)	0.067*** (6.02)	0.048*** (5.15)	-	-	-	0.036*** (7.74)	0.026*** (6.78)	0.032*** (7.70)						
截距项	4.472* (6.19)	4.774** (8.00)	4.472*** (6.19)	11.796*** (7.13)	12.809*** (7.02)	11.796*** (7.13)	4.185* (1.68)	6.588** (2.42)	4.185* (1.68)	3.92** (11.54)	3.312*** (8.17)	3.92** (11.54)	5.411*** (29.75)	5.393** (27.61)	5.411*** (29.75)	4.015** (16.11)	4.642** (21.36)	4.252*** (18.52)						
R ²	0.884			0.555		0.653	0.782			0.778			0.887			0.895								
withinR ²		0.936			0.654			0.793	0.792		0.787	0.784		0.89	0.89		0.945	0.943						
between R ²		0.932	0.931		0.875	0.871		0.934	0.929		0.897	0.902		0.868	0.868		0.86	0.867						
overall R ²		0.884	0.88		0.555	0.555		0.781	0.782		0.775	0.778		0.887	0.887		0.889	0.894						
F 检验		5.30***			2.00***			0.52			0.63			0.62			4.28***							
Hausman 检验			92.15***			78.95***			14.59**			11.76***			0.44				32.69***					
LM 检验			0			0			0			0			0				25.18***					
F/Wald	788.85	1296.41	1577.7	129.1	167.82	258.2	371.64	340.3	743.28	204.46	180.06	613.39	576.49	476.53	1152.98	325.87	490.92	1213.32						

最后,为了更好的理清数字普惠金融对经济高质量发展的影响效应,本文将前面三部分的实证结果进行整理,形成表 5。从中可以看出,数字普惠金融和经济高质量发展的关系,会因数字普惠金融发展程度、经济高质量发展内涵以及数字普惠金融业态结构的不同而不同。但需要注意的是,数字化程度对经济高质量发展的影响则处于抑制效应阶段。因此,新时期促进经济高质量发展,就需要提升数字普惠金融的数字化程度,并将其作为重点突破口和发力点。

表 5 数字普惠金融对经济高质量发展影响结果汇总

类型	模型	曲线形状	阶段定位
数字普惠金融总指数	数字普惠金融→经济高质量发展	倒 <i>N</i>	促进效应
	数字普惠金融→基本面	倒 <i>U</i>	促进效应
	数字普惠金融→社会结果	<i>U</i>	促进效应
数字普惠金融发展水平指数	数字普惠金融覆盖广度→经济高质量发展	<i>U</i>	促进效应
	数字普惠金融使用深度→经济高质量发展	倒 <i>N</i>	促进效应
	数字普惠金融数字化程度→经济高质量发展	倒 <i>N</i>	抑制效应
数字普惠金融业态分指数	支付→经济高质量发展	<i>U</i>	促进效应
	信贷→经济高质量发展	<i>U</i>	促进效应
	保险→经济高质量发展	<i>U</i>	促进效应
	货币市场基金→经济高质量发展	<i>N</i>	促进效应
	投资→经济高质量发展	<i>U</i>	促进效应
	信用→经济高质量发展	<i>N</i>	促进效应

注：“→”表示影响方向。

（四）数字普惠金融对经济高质量发展的作用路径检验

在接下来的部分,进一步检验数字普惠金融对经济高质量发展的作用路径,找出数字普惠金融制约经济高质量发展的约束条件。为了避免引入交互项后产生的多重共线性问题,在估计时,每次单独引入一个交互变量。同时,经过反复试验,当引入数字普惠金融与各变量的交互项,曲线方程中的数字普惠金融发展指数三次项的估计变得不稳定、甚至不显著。为了增强模型稳健性,作用路径检验部分均未考虑数字普惠金融发展指数的三次项。估计结果见表 6。

在基本面层面,数字普惠金融与经济强度的交互项($DF \times EI$)、数字普惠金融与经济稳定性的交互项($DF \times ES$)、数字普惠金融与经济外向化的交互项($DF \times EO$)对经济高质量发展的边际影响系数为正,并分别在 10%、5%和 10%的显著性水平下通过检验。这表明,样本区间内,数字普惠金融可以促进经济强度、提升经济稳定性和推进经济外向化,进而提

升经济高质量发展水平。这一点和机制分析部分的结论是一致的。但数字普惠金融和经济结构合理化的交互项($DF \times ER$)对经济高质量发展的边际影响为负,并在 5%的显著性水平下通过检验。这可能与当前数字普惠金融大多投向货币市场、资本市场、债券市场、外汇市场等虚拟经济领域(姜松和黄庆华, 2018),存在与实体经济“脱钩”的问题有很大关联,致使数字普惠金融在支撑我国产业结构调整中的贡献不足。

在社会结果方面,数字普惠金融与人力资本的交互项($DF \times HC$)对经济高质量发展的边际影响系数为正,并且在 5%的显著性水平下通过检验。数字普惠金融通过促进人力资本积累,对经济高质量发展有显著促进作用。数字普惠金融与生态资本的交互项($DF \times EC$)对经济高质量发展的边际影响系数为正,并且在 10%的显著性水平下通过检验。这说明,数字普惠金融提升了生态资本积累水平、改善了环境质量,有效促进了经济高质量发展。综合基本面和社会结果层面的作用路径检验结果,我们可知,数字普惠金融通过经济强度、稳定性、外向化、人力资本和生态资本等途径,对经济高质量发展产生了促进作用。但与此同时,我们也需要看到,数字普惠金融通过经济结构对经济高质量发展已经产生了抑制作用,经济结构合理化成为当前数字普惠金融促进经济高质量发展中的薄弱环节和制约因素。新时期应将数字普惠金融对经济高质量发展的支撑作用转至基本面内涵层面,重点关注经济结构的合理化,强化数字普惠金融对产业结构调整的促进力度,是经济高质量发展中的重要内容和主攻领域。

表 6 数字普惠金融对经济高质量发展的影响机制检验

变量	模型					
	(37)	(38)	(39)	(40)	(41)	(42)
截距项	-18.516** (-1.92)	-33.486*** (-3.18)	-68.278 (-5.93)***	-35.098*** (-3.55)	134.61*** (3.20)	-52.932*** (-5.39)
DF	1.1024*** (10.96)	1.101*** (9.58)	1.103 (12.16)***	1.033*** (12.31)	0.835*** (5.20)	1.074*** (11.80)
DF ²	0.001** (2.01)	0.001 (1.65)*	0.001 (3.18)***	0.001*** (4.11)	0.001* (1.80)	0.001** (2.30)
EI	-0.001*** (-4.29)					
ES		-0.007** (-2.17)				
ER			0.886* (1.83)			
EO				-0.150** (-2.18)		
HC					-21.612***	

					(-4.27)	
EC						-5.905 (-0.32)
DF×EI	1.63e-06* (1.87)					
DF×ES		0.00002** (1.21)				
DF×ER			-0.001* (-1.44)			
DF×EO				0.0003** (1.03)		
DF×HC					0.040** (1.97)	
DF×EC						0.088* (1.71)
R ²	0.968	0.959	0.855	0.953	0.966	0.938

五、研究结论与政策建议

基于数字普惠金融影响经济高质量发展理论机制分析,本研究建立面板数据模型,实证数字普惠金融对经济高质量发展的影响及其异质性特征。研究发现,一是在总体层面,数字普惠金融对经济高质量发展的影响呈现倒“N”型特征,但曲线形状在经济高质量发展的基本面层面和社会结果层面并不相同。其中,基本面层面,数字普惠金融对经济高质量发展的影响是倒“U”型特征,社会结果层面的影响则为“U”型特征。但从目前的阶段定位来看,无论是在总体层面,还是在基本面和社会结果层面,数字普惠金融对经济高质量发展的影响均表现为显著的促进效应。二是数字普惠金融本身的成长性不同,对经济高质量发展的影响也存在一定的异质性。其中,数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度三个具体量化指标,对经济高质量发展的影响分别表现为“U”型、倒“N”型和倒“N”型特征。进一步的阶段定位来看,覆盖广度、使用深度对经济高质量发展的影响表现为促进效应,数字化程度对经济高质量发展的影响表现为抑制效应,数字化程度是制约经济高质量发展的重要因素。三是在业态结构层面,支付、信贷、保险、投资对经济高质量发展的影响表现为“U”型特征,货币市场基金和信用对经济高质量发展的影响则表现为“N”型特征,从阶段定位来看,目前数字普惠金融六大主要业态,对经济高质量发展的影响均处于促进阶段。四是在作用路径检验层面,数字普惠金融通过经济强度、稳定性、外向化、人力资本和生态资本等途径对经济高质量发展产生了促进作用。但需要重点关注的是,数字普惠金融通过经济结构

却对经济高质量发展产生了抑制作用, 结构合理化是影响数字普惠金融促进经济高质量发展的薄弱环节和制约因素。针对实证结论, 提出以下四点政策建议:

(一) 以科技赋能为核心, 改善数字化基础设施条件

提升数字普惠金融的数字化程度必须强化金融科技创新, 借助科技赋能。数字普惠金融对经济高质量的抑制效应在一定程度上反映的是当前数字普惠金融科技创新、科技应用和场景挖掘的不足。新时期要扭转数字化程度不足所带来的不良影响, 必须顶层设计, 制定数字化改造的时间表、路线图, 强化金融机构在金融科技方面的研发力度, 引导金融机构, 运用互联网、大数据、云计算、区块链、人工智能等金融科技, 变革数字普惠金融产品研发模式、渠道方式、风险控制机制, 通过科技赋能, 实现数字科技与数字普惠金融深度融合, 健全数字普惠金融的基础设施条件, 全面提升数字普惠金融的数字化程度, 成为助推经济高质量发展的重要驱动力。

(二) 推进传统金融机构的数字化进程, 形成协同效应

数字化程度是当前经济高质量发展的主要掣肘因素。从目前实际情况来看, 数字金融科技公司是数字化进程的引领者, 无论是在数字化进程速度, 还是在数字化程度方面都处于先发优势。相比较而言, 传统的金融机构在这方面要相对缓慢。虽然传统金融机构也纷纷借助数字技术变革业务流程和进行服务创新, 但并未覆盖整个产业链环节、金融供给的全部流程, 仍需通过“破坏式创新”以继续提升数字化程度。在结构层面, 我国数字普惠金融的数字化程度能否得到全面提升, 传统金融机构的数字化进程就是关键。为此, 传统金融机构应通过“创新驱动”“数据驱动”等措施进行数字化改革创新, 提升数字化程度, 为客户提供适销对路、个性化、智能化和定制化的系统性、综合性数字普惠金融服务, 形成推动经济高质量发展的协同效应。

(三) 完善金融消费者接入数字化硬件软件条件, 缩小“数字化”鸿沟

提升数字化程度除了供给侧的金融机构要顺势而为外, 需求侧的金融消费者也应不断适应数字化进程。唯有供给侧和需求侧的同时发力, 才能达到数字金融支撑高质量发展的预期目标。要实现金融消费者数字化程度提高, 一个关键步骤就是要解决困扰我国均衡发展的“数字鸿沟”问题。为此, 一方面要加强落后地区, 尤其是农村地区的网络基础设施建设, 可以通过财政奖补、市场化招标以及鼓励企业研发适应低收入群体的智能终端等手段, 向偏远地区提供价廉质优的数字化服务, 逐步完善金融消费者接入数字化的硬件条件。另一方面, 要强化对农民、老人和低收入群体的数字化教育和数字化技能培训, 逐步加大数字普惠金融的宣传和推广, 引导数字普惠金融的主要消费者——“长尾人群”, 不断提升对数字化的认知

水平、数字化素养和技能，完善金融消费者接入数字化的软件条件。通过软件和硬件条件的协同互促，逐步缩小“数字鸿沟”，全面激发数字普惠金融对经济高质量发展的促进效应。

（四）强化数字普惠金融在产业结构调整中的催化作用

当前数字普惠金融在经济结构合理化路径上已经对经济高质量发展形成事实性约束。强化数字普惠金融在产业结构调整中的催化作用就显得比较迫切。为此，数字普惠金融要坚持服务实体经济的大方向，通过体制机制创新，克服脱实向虚、资金空转现象，引导更多普惠金融资源涌向实体经济，充分利用数字普惠金融的比较优势，全面提升数字普惠金融服务实体经济的能力和效率。同时，在支持对象方面，通过错位发展，重点支持新兴产业、创新型产业与中小微企业、“双创”、精准脱贫等，满足市场主体在生产经营、创新研发、价值链重塑等环节的资金需求，助力产业结构调整。在金融产品方面，新时期数字普惠金融应探索与智能金融、绿色金融、供应链金融等金融模式的融合发展路径，形成助力产业结构调整的系统性、完备性的数字普惠金融体系，全面增强数字普惠金融在产业结构调整中的协同作用、催化作用，有效助力经济高质量发展。

参考文献

- [1]陈诗一, 陈登科, 2018.雾霾污染、政府治理与经济高质量发展.经济研究, (2):22-36.
- [2]郭峰, 王靖一, 王芳, 孔涛, 张勋, 程志云, 2019.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征.北京大学数字金融研究中心工作论文.
- [3]黄浩, 2018.数字金融生态系统的形成与挑战——来自中国的经验.经济学家, (4):80-85.
- [4]贺晓宇, 沈坤荣, 2018.现代化经济体系、全要素生产率与高质量发展.上海经济研究, (6):25-34.
- [5]黄益平, 2017.数字普惠金融的机会与风险.新金融, (8):4-7.
- [6]洪银兴, 2019.改革开放以来发展理念和相应的经济发展理论的演进——兼论高质量发展的理论渊源.经济学动态, (8):10-20.
- [7]金碚, 2018.关于“高质量发展”的经济学研究.中国工业经济, (4):5-18.
- [8]姜松, 黄庆华, 2018.互联网金融发展与经济增长的关系——非参数格兰杰检验.金融论坛, (3):6-23, 51.
- [9]齐红倩, 李志创, 2019.中国普惠金融发展水平测度与评价——基于不同目标群体的微观实证研究.数量经济技术经济研究, (5):101-117.
- [10]任保平, 李禹墨, 2018.新时代我国高质量发展评判体系的构建及其转型路径.陕西师范大学学报(哲学社会科学版), (3):105-113.
- [11]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), (4):3-14.
- [12]唐文进等, 2019.数字普惠金融发展与产业结构升级——来自 283 个城市的经验证据.广东财经大学学报, (6):36-49.
- [13]吴善东, 2019.数字普惠金融的风险问题、监管挑战及发展建议.技术经济与管理研究, (1):66-69.
- [14]王曙光, 杨北京, 2017.农村金融与互联网金融的“联姻”:影响、创新、挑战与趋势.农村金融研究, (8):19-24.
- [15]许岩, 尹希果, 2017.技术选择:“因势利导”还是“适度赶超”? 数量经济技术经济研究, (8):55-71.
- [16]徐忠, 2018.新时代背景下中国金融体系与国家治理体系现代化.经济研究, (7):4-20.
- [17]张军扩, 侯永志等, 2019.高质量发展的目标要求和战略路径.管理世界, (7):1-7.
- [18]张勋, 万广华等, 2019.数字经济、普惠金融与包容性增长.经济研究, (8):71-86.
- [19]詹韵秋, 2019.数字普惠金融对经济增长数量与质量的效应研究——基于省级面板数据的系统 GMM 估计.征信, (8):51-58.
- [20]Aduda, J., and Kalunda, E., 2012. Financial Inclusion and Financial Sector Stability with Reference to Kenya: A Review of Literature. Journal of Applied Finance and Banking, 6:95.
- [21]Beck, T., Asli, D.K., and Vojislav, M., 2005. Financial and Legal Constraints to Firm Growth: Does Size Matter?. Journal of Finance, 60: 137-177.
- [22]Pagan, T. S., and Breuscha. R., 1979. A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. Econometrica, 5:1287-1294.
- [23]Ehrlich, P.R., and Holdren, J.P., 1971. Impact of Population Growth. Science, 397: 1212-1217.
- [24]Grossman, G. M., and Krueger, A. B., 1995. Economic Growth and the Environment. Quarterly Journal of Economics, 2: 353-377.
- [25]Han, R., and Melecky, M., 2013. Financial Inclusion for Financial Stability : Access to Bank Deposits and the Growth of Deposits in the Global Financial Crisis. Policy Research Working Paper.

[26]Kuznets, S., 1955.Economy Growth and Income Inequality. American Economic Review, 1:1-28.

[27]Martinez, M., and Mlachila, M., 2013.The Quality of the Recent High-Growth Episode in Sub-Saharan Africa.IMF Working Papers, 53:1-37.

[28]Mlachila, M., Tapsoba, R., and Tapsoba., A., 2016.Quality of Growth Index for Developing Countries: A Proposal. Social Indicators Research, 2:675–710.

人民币汇率预期不确定性的影响因素研究 ——基于时变脉冲响应和时变信息溢出的视角

王爱俭¹ 刘浩杰² 王璟怡³

【摘要】本文采用 UCSV-RV 模型测度人民币汇率预期不确定性,并基于时变脉冲响应和时变信息溢出的视角,定性地分析外部地缘政治风险和内部经济政策不确定性对人民币汇率预期不确定性的时变影响,同时基于方差分解结果构造时变溢出指数,定量地评估在不同时期其对人民币汇率预期不确定性的信息溢出水平。时变脉冲响应结果表明:外部地缘政治风险对汇率预期不确定性的影响具有逐渐衰减的特征,内部经济政策不确定性对汇率预期不确定性的影响具有逐渐增强的特征,外部地缘政治风险对内部经济政策不确定性呈现正向冲击。时变溢出结果表明:相较于外部地缘政治风险,汇率预期不确定性的变化更多源自于内部经济政策不确定性的溢出,同时外部地缘政治风险是内部经济政策不确定性溢出的净接收者。

【关键词】地缘政治风险;经济政策不确定性;人民币汇率预期不确定性

一、引言

“十四五”规划指出,加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。汇率作为两种货币的比价,决定着资源在国内和国外配置的比较优势,是经济内外循环的重要连接点。如何维持汇率预期稳定、防止汇率无序频繁波动关乎“双循环”格局的形成和发展。随着全球金融市场一体化程度的加深及中国金融市场双向开放的广度和深度不断拓展,内外部经济政治环境变动使得人民币汇率预期走势充满不确定性,汇率波动幅度也在加剧。特别是“811”汇改以来,人民币汇率市场化程度不断深化,汇率决定因素日趋多样,双向波动成为新常态,经济主体对于人民币汇率的预期也逐渐分化。进入 2020 年,新冠肺炎疫情肆虐全球,外汇市场波动明显,其中人民币汇率中间价出现“先升后贬再升”宽幅震荡,2020 年 5 月底至 11 月底的半年累计升值幅度超过 8%,远超市场预期,外汇市场参与者对

¹ 王爱俭,天津财经大学金融学院教授。

² 刘浩杰,天津财经大学金融学院博士生。

³ 王璟怡,天津财经大学金融学院讲师。

未来汇率波动的担忧随之上升，汇率预期不确定性处于高位。实际上，在人民币汇率双向波动的背景下，央行不应过度关注人民币本身的汇率水平波动，而更应关注汇率预期的变化（江春等，2016）。一旦市场形成强烈的单边汇率升贬值预期或汇率预期紊乱，人民币汇率波动风险将会加剧，引发外汇市场投机资金大规模流出流入、扭曲汇率价格信号，给国内金融与经济稳定带来负面冲击。因此，货币当局有必要了解汇率预期的变化机理，把握其波动不确定性的形成机制，并通过合理工具或手段引导并稳定市场汇率预期，保障外汇市场稳健运行。

传统的汇率决定影响因素主要包括利差、资本流动等，除此以外，政治因素如国内外的重大政治事件，以及政策因素如宏观经济政策变化也会引发外汇市场信心变化，导致汇率波动。目前，全球不稳定因素增加，地缘政治紧张局势抬头，世界经济论坛发布的《全球风险报告（2020）》指出，地缘政治风险为全球面临的五大风险之一，将对汇率走势产生冲击。如 2014 年 12 月 15 日受乌克兰危机和西方制裁等地缘政治事件影响，俄罗斯卢布兑美元汇率一天内曾暴跌超过 13%¹。与此同时，东道国内部经济政策的变动也对外汇市场产生冲击，经济政策的出台时间、出台力度等的不确定性使经济政策不确定性呈上升趋势，由此引发金融市场剧烈震荡，加剧外汇市场汇率及预期波动。实际上，无论是外部地缘政治风险冲击还是内部经济政策不确定性冲击都将首先改变外汇市场参与者的信心，引致人民币汇率预期不确定性上升，进而使得未来汇率波动幅度加剧，对国内宏观金融稳定产生负面冲击。因此，在内外经济政治环境变动下刻画汇率预期不确定性及其变化，对稳定人民币汇率，达成外汇管理目标，实现经济体内外均衡和经济增长具有重要的意义。鉴于此，本文基于已实现预期波动的视角，构建人民币汇率预期不确定性指数，由此分析 2009 年至 2020 年间人民币汇率预期不确定性变化趋势。在此基础上，进一步以内外冲击为切入点，重点讨论外部地缘政治风险和内部经济政策不确定性是否对人民币汇率预期不确定性产生差异化影响，同时从央行“稳预期”和“防风险”的目标出发，定量评估人民币汇率预期不确定性上升更多地来源于外部冲击还是内部冲击，为央行管理汇率预期、防范外汇市场风险，维护宏观经济稳定和实现金融安全目标提供经验依据和政策启示。

本文潜在的边际贡献主要体现在三个方面：一是将外部地缘政治风险冲击和内部经济政策不确定性冲击与人民币汇率预期不确定性纳入统一的分析框架，扩展了人民币汇率预期不确定性的相关理论研究。二是基于高频已实现汇率预期波动视角，采用 UCSV-RV 模型度量人民币汇率预期不确定性，拓展了汇率预期不确定性的估计方法。三是基于时变脉冲响应和

¹ 来源：人民网《卢布汇率 1 夜暴跌 13% 俄央行紧急大幅加息至 17%》。

时变信息溢出的视角,定性分析不同时期外部地缘政治风险冲击和内部经济政策不确定性冲击对人民币汇率预期不确定性的影响,定量评估不同时期外部地缘政治风险和内部经济政策不确定性对人民币汇率预期不确定性的信息溢出水平。

二、文献综述和理论机制

(一) 文献综述

在开放经济条件下,汇率作为两种货币的比价,其无序波动不仅会影响国际资本流动和国际贸易,还将导致外汇市场剧烈震荡乃至发生风险的传染。长期以来,关于汇率的研究存在多种视角,购买力平价理论、利率平价理论、国际收支说、资产市场说等从不同角度研究了汇率决定问题。然而,随着全球经济金融的不断发展,汇率的变化呈现出交易频繁、过度波动等问题,传统的宏观经济因素对汇率波动的解释力呈下降趋势。学者们开始转向从外汇市场的微观结构和市场参与者的预期行为,尤其是经济主体预期的不确定性来解释汇率波动(司登奎等,2016)。由于受自身有限理性和不完全信息的限制,人们在做预期时产生偏差,这种偏差的发散性就称为预期不确定性(苏桂芳,2010)。关于预期和不确定性的关系,最早的研究可以追溯到凯恩斯,其认为预期与不确定性密切相关,预期具有不确定性。此后货币主义学派、理性预期学派也开始关注不确定性。理性预期学派认为,只要信息完备,那么不确定性仅仅来自于经济系统外部,是外部的随机冲击。然而当信息不完备时,理性经济人就不得不面临不确定性问题的困惑(马超群、张健,1997)。基于此,一些学者开始从预期中分离确定性成分和不确定性成分,其中确定性成分是经济人充分利用已掌握信息做出的预期,不确定性成分则是未预期到的冲击产生的扰动。如果汇率预期不确定性较高,且这种不确定性已经在市场上蔓延,则将会使未来汇率走势变得模糊,外汇市场风险加大,影响汇率市场化进程,甚至产生金融风险交叉传染。因此,分析汇率预期不确定性的形成机理和作用机制,对引导汇率预期、降低预期不确定性,进而达到维持汇率稳定的目标具有重要意义。当前,关于汇率预期不确定性的研究主要集中在以下三个方面:一是汇率预期不确定性测度;二是汇率预期不确定性的经济后果;三是汇率预期不确定性的影响因素。

关于汇率预期不确定性的测度,一些学者从指标测度的角度出发,提取汇率预期或与其存在关联的变量组当中的不确定性成分。目前汇率预期不确定性的度量方法主要有以下三种:一是使用外汇市场的无本金交割远期外汇交易(NDF)作为汇率预期的代理变量,然后运用 GARCH 模型提取其波动方差作为不确定性指标;二是建立包含汇率的理论模型,以条

件异方差的形式刻画汇率预期的不确定性，并对模型进行求解（马超群、张健，1997）；三是将每期末累计未到期的结售汇金额通过未来 1-6 个月的平均涉外收付款规模进行标准化，用标准化后的企业远期合约未平仓比例反映企业汇率预期不确定程度（倪艳亭、吴军，2019）。

对于汇率预期不确定性的经济后果，现有研究主要从对市场主体和宏观经济的影响入手。从企业的角度来看，当企业对未来汇率预期走势存在较大差异时，这种差异性或不确定性将通过“实物期权效应”对企业的决策产生影响，从而改变其本外币投融资行为（Ilut and Schneider, 2014）。从银行的角度来看，未来汇率变动趋势难以预测，不仅会造成商业银行本外币资产和负债的错配，也加大了银行结售汇业务以及外汇头寸的风险。此外，汇率预期不确定性也将对资本流动、金融市场稳定产生影响，一方面，汇率预期不确定性上升将通过“信心效应”使投资者的风险偏好产生明显差异，引发国际资本大规模流入流出，导致外汇市场风险上升（王爱俭、刘浩杰，2020）。另一方面，汇率预期不确定性上升将会使人民币未来汇率走势变得模糊，外汇风险加大，对国内经济金融系统产生负面冲击。

对于汇率预期不确定性的产生原因。Kisswani 和 Elia 认为，由冲突、暴力、地缘行为主体之间竞争所导致的政治风险、经济与金融冲击所引起的经济风险、不可控的自然灾害诱发的自然风险，可能会对经济体造成系统性的影响。同样，政治风险和经济风险也将对汇率预期不确定性产生影响。首先，政治风险的上升往往会加剧外汇市场恐慌，引起经济主体对于汇率预期的严重异化，加大汇率预期波动（Filippou, et al., 2018）。其次，经济风险除了来自于经济面本身，也来自于经济政策，难以预估的东道国经济政策变动，即经济政策不确定性，也将对公众预期产生冲击，引发汇率预期不确定性上升。此外，也有学者认为汇率预期和汇率之间存在联动关系，频繁或极端的汇率波动会引起外汇市场恐慌，致使未来汇率走势充满不确定性，极易引发“羊群效应”（朱孟楠、张雪鹿，2015）。

上述研究对汇率预期不确定性测度、影响后果和产生原因做出了一定的讨论和思考，但是在讨论汇率预期不确定性的影响因素时，更多地强调内部因素，一定程度上忽视了外部因素对汇率预期不确定性的影响。特别是 2018 年以来，随着中美贸易争端加剧、地缘政治局势紧张及全球新冠肺炎疫情的暴发，外部风险的上升可能会加剧汇率预期不确定性。在全球经济和金融一体化的今天，一国经济政治环境的动荡将通过资本流动、国际贸易、投资者情绪等渠道影响外汇市场参与者信心，引发汇率预期不确定性上升，加剧汇率波动。此外，也有研究表明，政治因素是引发经济政策变化的重要因素（Pástor and Veronesi, 2012），政治不确定性往往会使经济政策具有不确定性。因此，为降低汇率预期不确定性对国内经济的负面冲击，不仅要关注经济政策变动的影响，也要加强地缘政治风险的日常监测。本文以外部

地缘政治风险和内部汇率预期不确定性为切入点, 重点讨论其如何向汇率预期不确定性传导, 同时从决策部门出发, 从信息溢出角度评估决策部门在稳定汇率预期、熨平汇率波动时, 应更加关注外部风险传导还是内部风险传导。

(二) 理论机制

经济政策不确定性表示的是市场的不可预测性, 极易引起外汇市场参与者的信心波动 (Jurado, et al., 2015; 李政等, 2020)。长期以来货币政策和财政政策作为最主要的经济政策, 对汇率变动具有十分重要的影响。具体来看, 经济政策不确定性主要通过金融摩擦机制和前景预期机制对汇率预期不确定性产生影响。根据金融摩擦理论, 在存在金融摩擦的市场中, 经济政策不确定性上升将会加剧市场的信息不对称, 改变外汇市场参与者的沉没成本、真实需求及心理预期, 对市场信心产生冲击, 造成汇率预期不确定性上升。根据前景理论, 在经济政策不确定的情况下, 外汇市场投资者主观追求的效用函数不同、对各种可能性发生的主观感受不同, 使其对预期汇率走势变动的预期具有不确定性。

在全球经济和金融一体化的今天, 一国政治环境所面临的动荡, 不仅直接影响外汇市场参与者信心, 引发汇率预期不确定性上升, 而且也影响本国经济政策制定者的判断, 与经济政策不确定性产生联动效应, 共同导致汇率预期不确定性上升。首先, 地缘政治风险作为政治风险的一部分, 其对外汇市场的影响表现为政治风险向经济风险的溢出。地缘政治风险发生时, 由于其对国际贸易和国际资本流动影响的方向和程度未知, 所以会产生风险预期偏差, 传导至外汇市场, 引发汇率预期不确定性上升。其次, 由于外汇市场存在着以技术分析者为代表的非理性噪音交易 (陈华, 2013), 地缘政治风险上升将会冲击外汇市场上噪音交易者的信心, 且这种消极预期会加剧外汇市场恐慌, 非理性行为会迅速扩散到整个市场, 致使汇率预期不确定性上升。最后, 不少学者认为政治因素是引发政策变化的重要因素, 政策制定者为有效应对地缘政治风险对宏观经济的冲击, 不得不出台相关的经济和贸易政策措施以稳定市场, 引发经济政策不确定性显著攀升 (卜林等, 2020)。但是出台的经济政策可能会导致企业的投资方向改变以及国际贸易和跨境资本的流向变化, 引发地缘政治博弈。综上所述, 地缘政治风险不仅能够直接影响汇率预期不确定性, 还可能通过与经济政策不确定性发生联动进而影响汇率预期不确定性, 影响机理如图 1 所示。

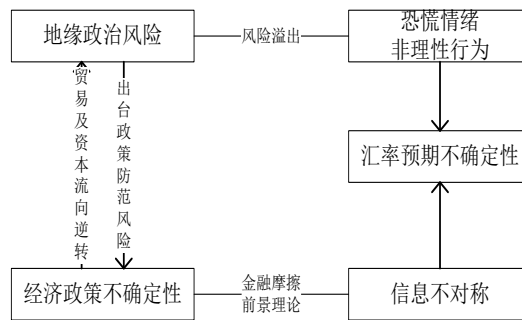


图1 地缘政治风险、经济政策不确定性对汇率预期不确定性的影响机理

三、变量测度和数据来源

（一）变量界定

1. 地缘政治风险

地缘政治风险是指战争、恐怖主义行为以及地缘紧张关系影响国家间和平进程的风险，不仅包含地缘政治事件，还涵盖地缘政治威胁、地缘政治紧张局势、地缘政治行为等，其表征是一种不确定事件或状况，结果是一旦发生将会影响到政治、经济、社会和文化等诸多领域，产生较长时间的消极影响。本文借鉴由美联储委员会经济学家 Caldara 和 Iacoviello (2018) 构建的地缘政治风险指数（GPR）进行度量。

2. 经济政策不确定性

经济政策不确定性，即经济主体由于无法准确预知政府是否、何时以及如何改变现行经济政策而面临的不确定性。鉴于 Baker 等（2016）运用文本分析法从香港《南华早报》计算的经济政策不确定性更多反映了香港的经济状况，且单独一份报纸会对指数造成较大干扰，本文采用 Huang 和 Luk（2020）利用 10 份大陆报纸重新建构的中国经济政策不确定性指数（EPU）作为变量。

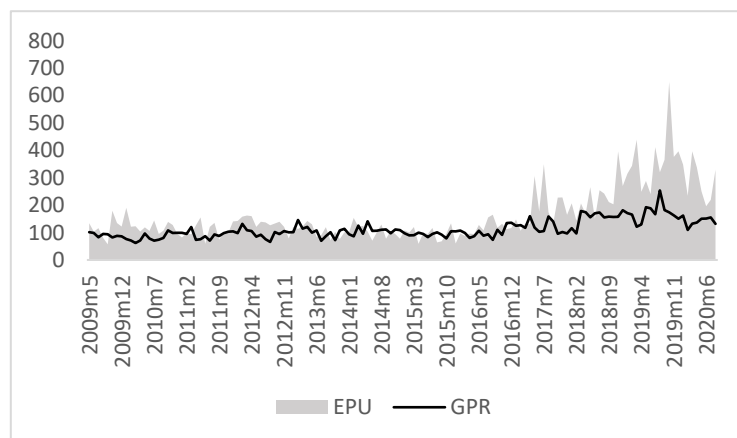


图2 地缘政治风险（GPR）与经济政策不确定性（EPU）

3. 人民币汇率预期不确定性

根据趋势周期分解方法, 人民币汇率 e_t 可以分解为两部分: 一是趋势成分 e_t^* , 二是暂时性偏差 u_t^e 。

$$e_t = e_t^* + u_t^e \quad (1)$$

为了识别两种成分, 通常假定:

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_t e_{t+j} = \lim_{j \rightarrow \infty} E_e e_{t+j}^* = e_t^* \quad (2)$$

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_t u_{t+j}^e = 0 \quad (3)$$

其中 E_t 是给定时间 t 的条件期望。在 (2) 和 (3) 的条件下, 我们可以把趋势汇率 e_t^* 看作某种长期汇率预期 (Mishkin, 2007; Chan and Song, 2018)。此外, 在给定时间 t 的情况下, 对于较长区间 j , $t+j$ 期的预期汇率为 e_t^* 的估计值, 同时预期汇率的方差可以分解为公共信息方差和随机波动方差, 其中随机波动方差可以看做是汇率预期不确定性。

本文参考 Chan 和 Song (2018)、王爱俭和刘浩杰 (2020) 的建模方法, 通过纳入基于外汇市场预期汇率的高频时间序列数据, 在 Stock 和 Watson (2007) 的 UCSV 模型基础上增加一个已实现波动率 z_t 的附加测量方程, 具体形式如下:

$$e_t = e_t^* + u_t^*, u_t^* \sim N(0, e^{h_t}) \quad (4)$$

$$e_t^* = e_{t-1}^* + u_t^{e^*}, u_t^{e^*} \sim N(0, e^{g_t}) \quad (5)$$

$$h_t = h_{t-1} + u_t^h, u_t^h \sim N(0, \sigma_h^2) \quad (6)$$

$$g_t = g_{t-1} + u_t^g, u_t^g \sim N(0, \sigma_g^2) \quad (7)$$

$$\log z_t = \alpha_0 + \alpha_1 g_t + u_t^z, u_t^z \sim N(0, \sigma_z^2) \quad (8)$$

其中, h_t 和 g_t 分别表示短期和长期趋势的对数波动率。

Stock 和 Watson (2007) 的 UCSV 模型为 (4) - (7), 新的方程为 (8)。将对数已实现波动率与趋势汇率的对数波动率 g_t 联系起来, 通过提取市场上高频时间序列 z_t 中与趋势汇率波动率相关的噪音和潜在偏差, 可以降低估计方程中趋势汇率的估计偏差, 提高估计的精准性。其原理为: 度量汇率预期时, 由于受到不完全信息的限制, 其做出的预期存在噪音和潜在偏差, 在此基础上, 将市场上已有的高频汇率预期序列纳入到估计方程中, 能够捕获市场上潜在的汇率预期信息, 进一步减少噪音和潜在偏差, 净化对汇率预期不确定性的估计。估计结果见图 3 所示。

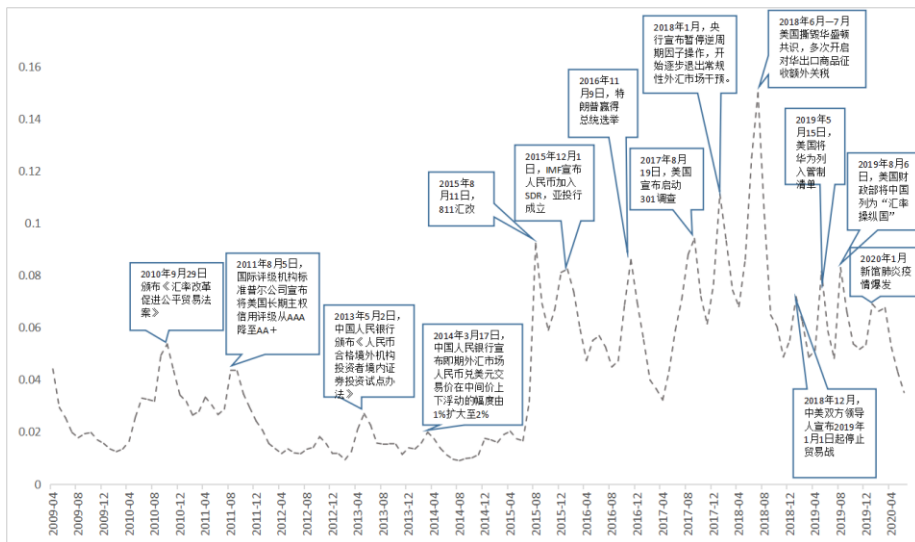


图 3 EREU 估计结果

(二) 数据来源与样本选择

由于数据限制,本文的样本区间为 2009 年 5 月到 2020 年 8 月。选取 Huang 和 Luk(2020)构建的 EPU 指数作为经济政策不确定性的代理变量,选取 Caldara 和 Iacoviello(2018)构建的 GPR 指数作为地缘政治风险的代理变量,选取构建的 EREU 指数作为人民币汇率预期不确定性的代理变量,并对数据进行对数差分处理。其中构建 EUEU 指数时所用的人民币汇率数据为人民币兑美元中间价,已实现汇率预期为一年期 NDF。所有数据均来自 Wind。变量的描述性统计结果如表 1 所示。为保证结果的稳健性,对数据进行单位根检验,结果如表 1 最后两列所示。其中 ADF 检验和 PP 检验拒绝了各变量包含一个单位根的原假设,说明每个变量在 1%的显著水平是平稳的,可以进行进一步建模。

表 1 描述性统计

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值	ADF 检验	PP 检验
GPR	136	0.0021	0.197	-0.492	0.614	-17.631***	-19.950***
EPU	136	0.0126	0.355	-0.966	1.145	-19.998***	-24.605***
EREU	136	0.0038	0.226	-0.439	1.014	-8.613***	-8.311***

四、时变特征分析

(一) TVP-VAR 模型构建

本文构建了一个包含地缘政治风险、经济政策不确定性和人民币汇率预期不确定性的时变参数向量自回归模型(TVP-VAR)考察变量之间的时变动态关系,具体设定形式如下:

$$Y_t = C_t + A_{it}Y_{t-1} + \cdots + A_{kt}Y_{t-k} + \mu_t \quad (9)$$

其中, $Y_t = (GPR_t, EPU_t, EREU_t)'$, GPR 代表地缘政治风险, EPU 代表经济政策不确定性, EREU 代表人民币汇率预期不确定性。 μ_t 表示协方差矩阵为 Ω 的异方差不可观测外生冲击, c_t 和 A_{it} 分别为时变参数与时变系数矩阵, 且 $t = 1, 2, \dots, T$; $i = 1, 2, \dots, K$ 。将上式进行合并简化可以得到:

$$Y_t = X_t' B_t + A_t^{-1} \sum_t \varepsilon_t \quad (10)$$

其中, $X_t' = I \otimes [1, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-k}]$, I 表示单位矩阵; ε_t 表示均值为 0, 方差为 1 的结构式冲击向量; A_t 表示一个含有时变参数的下三角矩阵, 该矩阵中的时变参数设为 α_t , $\sum_t$ 为对角矩阵, 且对角元素为 σ_t , A_t 与 $\sum_t$ 满足条件 $A_t \Omega_t A_t' = \sum_t \sum_t'$; $\otimes$ 表示克罗内克积。

(二) 参数检验

根据 AIC 准则, 将滞后阶数设定为 3 阶。表 2 报告了 MCMC 两万次抽样估计结果。从表 2 可以发现, 参数无效影响因子普遍较低 (最大值仅为 209.18), 满足后验统计推断需要, 表明后验均值接近参数真实值, 可见模型参数模拟结果有效。

表 2 MCMC 模拟参数检验结果

参数	后验均值	标准差	95%下置信区间	95%上置信区间	Geweke 检验	无效因子
sb1	0.0175	0.0085	0.0065	0.0394	0.911	126.77
sb2	0.0427	0.0254	0.0114	0.1117	0.928	209.18
sa1	0.0054	0.0015	0.0034	0.0093	0.369	40.19
sa2	0.0055	0.0016	0.0034	0.0094	0.134	41.88
sh1	0.0056	0.0018	0.0034	0.0102	0.204	44.95
sh2	0.0056	0.0016	0.0034	0.0097	0.88	58.38

(三) 时变脉冲响应分析

1. 内部经济政策不确定性对人民币汇率预期不确定性的时变影响

首先考察内部经济政策不确定性对人民币汇率预期不确定性的时变影响。图 4 描述了不同时期不同滞后期一单位标准正向经济政策不确定性冲击对人民币汇率预期不确定性的时变影响。由图 4 可知, 在不同时期上经济政策不确定性施加的冲击, 人民币汇率预期不确定性的脉冲响应具有时变性特征, 且响应程度也随之不同。从响应维度来看, 人民币汇率预期不确定性对经济政策不确定性冲击的响应具有“逐渐增加”的特征, 开始表现为负向响应, 随后负向响应程度逐渐减小, 于滞后 3 期后开始呈现出正向响应, 且中长期趋于稳定。这是因为外汇市场作为“政策市”容易受到经济政策变动的影响, 政策出台的时间以及力度不确定性使得市场参与者对未来汇率走势波动的不确定性上升, 引发人民币汇率预期不确定性上升。另一方面, 经济政策不确定性对人民币汇率预期不确定性的冲击具有显著的时滞性, 体现为

汇率预期不确定性对政策实施的反应具有滞后性。从时间维度来看，2015 年期间，人民币汇率预期不确定性对经济政策不确定性的响应图在第 1 期呈现一个波峰，且在中长期响应值较其他阶段较大，说明此期间经济政策不确定性对人民币汇率预期不确定性的影响程度较其他时期强，且持续性久。2015 年 6 月中国股市遭受股灾，市场悲观情绪蔓延，同年 8 月央行宣布调整人民币对美元汇率中间价报价机制，人民币汇率市场化改革再次提速，然而人民币汇率在此期间发生大幅震荡，汇率贬值加剧，市场信心受挫，此时经济政策不确定性对人民币汇率预期不确定性的影响程度较其他时期强。2018 年以后人民币汇率预期不确定性对经济政策不确定性的响应在滞后 2 期升至最大，且响应程度提升。这可能是因为中美贸易摩擦给外汇市场汇率走势蒙上一层阴影，外汇市场参与者对汇率保持稳定的信心受挫，此时经济政策稍微变动，都体现为人民币汇率预期不确定性的急剧变化。

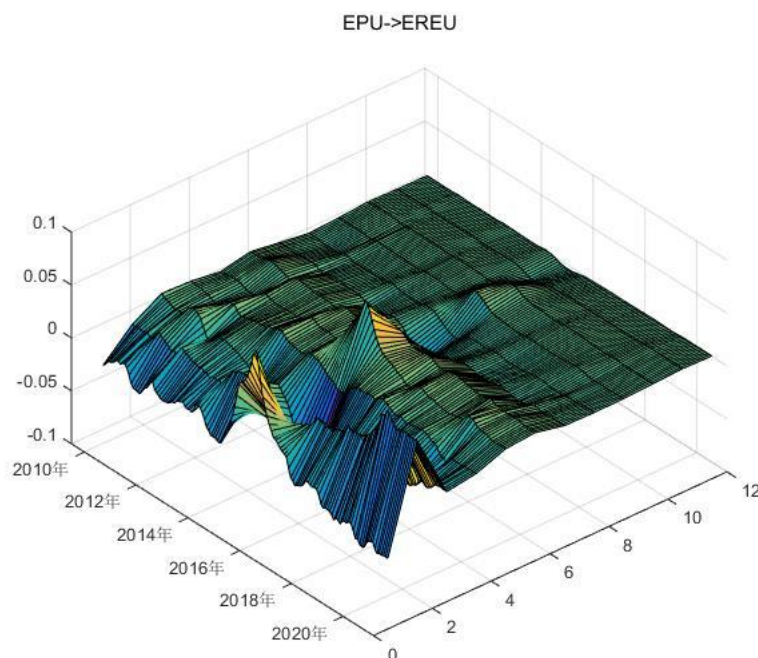


图 4 经济政策不确定性对人民币汇率预期不确定性的时变冲击

2. 外部地缘政治风险冲击对人民币汇率预期不确定性的时变影响

由图 5 可知，短期内，人民币汇率预期不确定性对地缘政治风险冲击表现为正向响应且响应程度逐渐降低，在滞后 3 期表现为负向响应，滞后 4 期表现为正向响应并随后趋于稳定。这可能是因为地缘政治风险的上升使得汇率发生波动，通过信心渠道引发市场主体对未来汇率走势不确定性的担忧，导致人民币汇率预期不确定性上升。但随着时间的流逝，公众对外部地缘政治风险冲击的预期消化，外部地缘政治风险变化对人民币汇率预期不确定性的影响逐渐减弱。从时间维度来看，在不同时点，人民币汇率预期不确定性对地缘政治风险的响应

存在显著差异。2015 年人民币汇率预期不确定性对地缘政治风险的响应达到最高后逐渐降低, 这是因为汇率市场化改革放宽了汇率波动范围, 在一定程度上加剧了外部地缘政治风险对外汇市场的冲击。而 2018 年中美贸易摩擦的不确定性加剧了外汇市场波动, 引发市场担忧情绪上升, 但人民币汇率预期不确定性的正向响应未出现大幅跃升, 可能是因为, 为有效应对中美贸易摩擦的不确定性冲击, 中国采用了旨在维持外汇市场稳定的外汇干预政策, 在一定程度上抑制地缘政治风险向外汇市场传导。

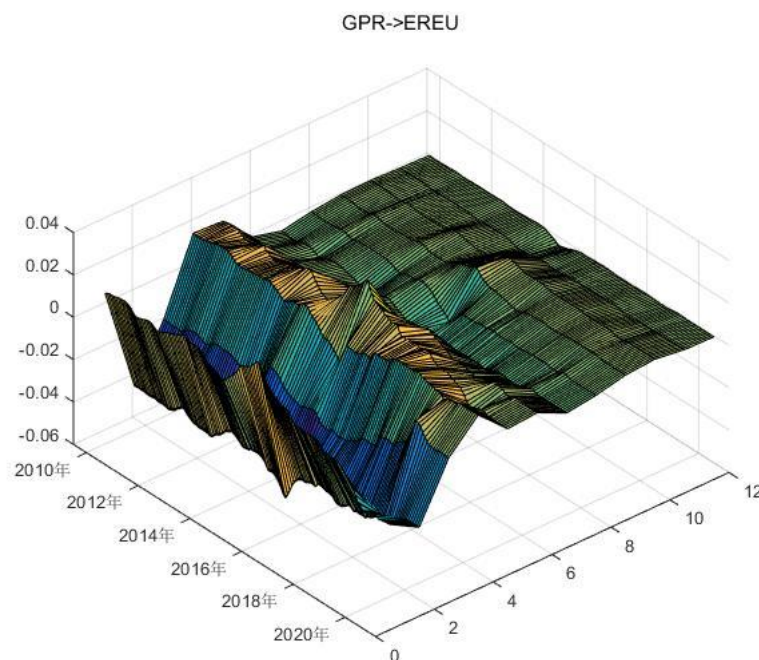


图 5 外部地缘政治风险对人民币汇率预期不确定性的时变冲击

3. 外部地缘政治风险冲击对内部经济政策不确定性的时变影响

由图 6 可以看出, 不同时点上经济政策不确定性对地缘政治风险冲击的脉冲响应呈现出短期变化不明显、中期反应程度增加的现象。短期内经济政策不确定性对地缘政治风险冲击在不同时点上的脉冲响应幅度存在一定的时变特征, 但是响应幅度较小; 中期内经济政策不确定性对地缘政治风险冲击的脉冲响应幅度较大且具有时变特征; 长期内趋于稳定水平。整体来看, 经济政策不确定性对地缘政治风险冲击的脉冲响应变化主要发生在 2015 年期间, 经济政策不确定性响应于滞后 1 期开始逐渐增加, 且响应幅度相较于其他时期更大。这可能是因为此阶段恰逢中国股市遭遇股灾, 且正值汇率市场化改革之际, 市场不稳定因素增加, 经济主体信心较为脆弱, 此时应对外部地缘政治风险的冲击, 防止内外部风险传染, 容易产生政策“超调”。而其他时期经济政策不确定性的脉冲响应虽有波动但是整体来看比较稳定, 这可能是因为地缘政治风险仅是影响国内宏观经济稳定的一个因素, 国内宏观经济政策的选

择更多考虑的是宏观经济目标的实现,在面对地缘政治风险冲击时,内部经济政策变动较小,但是当国内出现不稳定因素时,会与外部地缘政治风险冲击形成“叠加效应”,进一步放大对经济政策不确定性的影响。

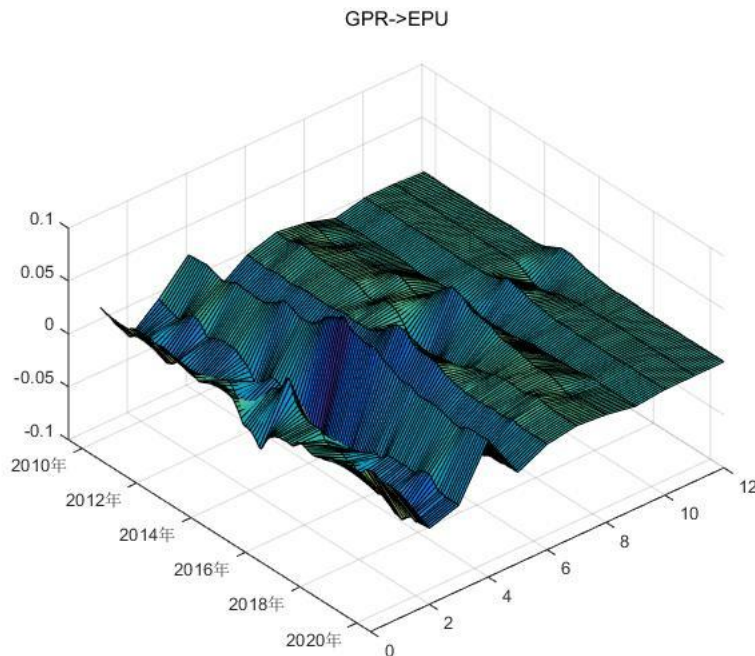


图 6 外部地缘政治风险对内部经济政策不确定性的时变冲击

综合对比外部地缘政治风险冲击和内部经济政策不确定性冲击对人民币汇率预期不确定性的动态影响可知,内外部冲击对人民币汇率预期不确定性的影响并非是不变的,而是随着时间而改变,且受到当时所处经济环境的影响。此外,地缘政治风险对经济政策不确定性的冲击也是时变的,且呈现出正向冲击。因此,中央银行的外汇管理政策应根据经济环境进行总体布局、随时微调政策目标,在防止内外部风险传染的同时,缓释内外部环境变化对外汇市场的负面影响。

五、时变溢出效应分析

(一) 溢出指数构建

使用滚动窗口 VAR 方法研究溢出效应的时变性,往往会损失大量有价值的信息,而时变参数 VAR (TVP-VAR) 则较好地弥补了这一缺陷 (Korobilis and Yilmaz, 2018)。本文参考 Korobilis 和 Yilmaz (2018), 将 TVP-VAR 与 Diebold 和 Yilmaz (2012) 提出的溢出指数结合, 根据 TVP-VAR 模型得到方差分解结果, 构建时变方向性溢出指数, 探究地缘政治风险、经济政策不确定性与人民币汇率预期不确定性之间的动态传递过程。

对于 TVP-VAR, 可以将式 (10) 的 Y_t 表示为一个移动平均过程 $Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_{it} \varepsilon_{t-i}$, 其中, ψ_{it} 可以表示为 $\psi_{it} = \phi_{1t} \psi_{(i-1)t} + \phi_{2t} \psi_{(i-2)t} + \dots + \phi_{kt} \psi_{(i-k)t}$ 的 $N \times N$ 迭代矩阵; ψ_{it} 为单位矩阵。基于 TVP-VAR 模型的估计结果, Y_{t+H} 的预测误差为 $\sum_{h=0}^{H-1} \psi_{ht} \varepsilon_{t+H-h}$, 其误差的方差-协方差矩阵为 $\sum_{h=0}^{H-1} \psi_{ht} \Pi_t \psi'_{ht}$ 。在方差分解下, Y_t 在 t 时刻第 H 步方差分解中来源于 $Y_j (i \neq j)$ 的部分, 即在第 H 步方差分解中来源于另一部门的部分, 可以表示为 $\theta_{ijt}(H)$:

$$\theta_{ijt}(H) = \frac{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \psi_{ht} P_t e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \psi_{ht} \Pi_t \psi'_{ht} e_j)^2} \quad (11)$$

其中, Π_t 为 ε_t 的方差-协方差矩阵; P_t 为下三角矩阵, 且满足 $P_t P_t' = \Pi_t$; θ_{ijt} 为 Π_t 矩阵的第 j 个对角元素; e_i 为第 i 个元素为 1、其余元素均为 0 的选择列向量。

基于此, 借鉴 Diebold 和 Yilmaz (2012), 在时刻 t 变量 i 接受其他变量的方向性溢出指数可以表示为:

$$C_{it \leftarrow \cdot}(H) = \frac{\sum_{i,j=1, i \neq j}^N \theta_{ijt}(H)}{\sum_{i,j=1}^N \theta_{ijt}(H)} \times 100 \quad (12)$$

类似地, 变量 i 对其他变量的方向性溢出指数, 即变量 i 对其他变量的影响可以表示为:

$$C_{\leftarrow it}(H) = \frac{\sum_{i,j=1, i \neq j}^N \theta_{jit}(H)}{\sum_{i,j=1}^N \theta_{jit}(H)} \times 100 \quad (13)$$

(二) 时变溢出效应分析

前文的脉冲响应分析仅仅是一种定性分析, 难以反映变量间信息溢出程度的动态变化。实际上, 在汇率决定因素日益市场化的背景下, 外部地缘政治风险冲击和内部经济政策不确定性冲击对人民币汇率预期不确定性的信息溢出方向及水平可能随着时间的变化而变化, 而评估其之间的联动性有助于中央银行采取措施防范内外部冲击。鉴于此, 在定性分析的基础上, 本文进一步根据 TVP-VAR 模型的方差分解结果, 构建时变定向溢出指数, 以观察内外部经济政治环境变化与人民币汇率预期不确定性之间的时变定向溢出效应。

1. 内部经济政策不确定性与人民币汇率预期不确定性之间的时变定向溢出效应

如图 7 所示, 从定向溢出程度来看, 经济政策不确定性对人民币汇率预期不确定性的定向溢出水平在 5% 附近波动, 远大于人民币汇率预期不确定性对经济政策不确定性的定向溢出, 表明人民币汇率预期不确定性是经济政策不确定性溢出效应的净接收者。这是因为, 不确定性反映市场参与者预期的差异以及客观环境的波动和变化, 根据“政策预期假说”, 未预期到的整体冲击或波动引发行为人的信息集变动, 最终导致决策者对未来经济状况无知或难以预测市场状态, 引发预期不确定性上升。然而由于外汇市场是整个宏观经济的一部分, 外汇市场预期的变化对整个宏观经济政策产生的影响有限, 因此人民币汇率预期不确定性更多地承担着接收者角色。此外, 以“811”汇改为分界点, 可以发现经济政策不确定性的定向

溢出效应相较于汇改前有所降低,其中,汇改前经济政策不确定性的平均定向溢出为 4.53%,汇改后为 3.38%,出现了明显下降。这可能是因为,汇改前人民币汇率市场化程度较低,汇率走势和波动幅度受政策变动的影响较大,从而使得经济政策不确定性对汇率预期不确定性的溢出较高。随着汇率市场化改革的推进,人民币汇率影响因素日益多元化,市场化因素影响在逐渐加大,体现为经济政策不确定性对汇率预期不确定性的溢出程度下降,这在一定程度上能够反映汇率市场化改革是有成效的。

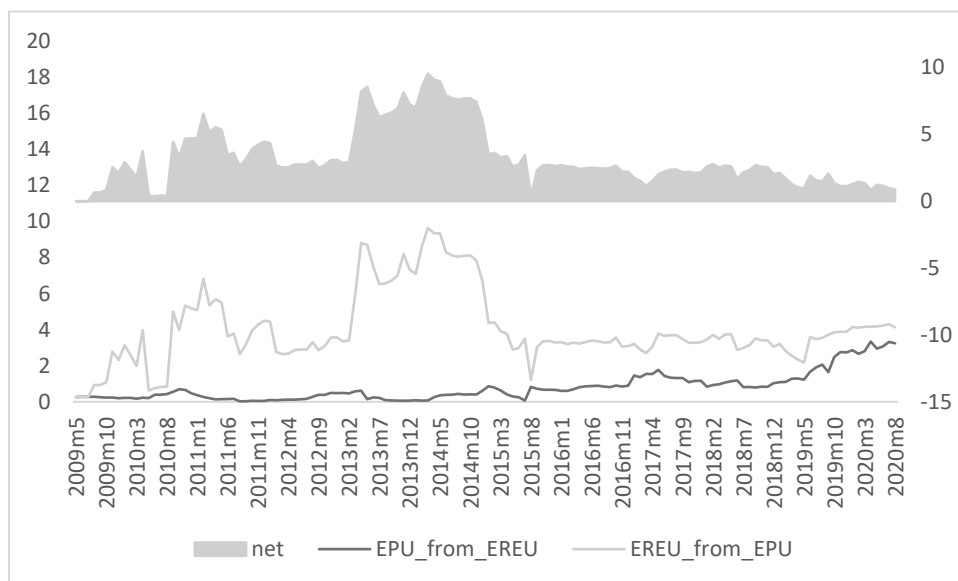


图 7 内部经济政策不确定性与人民币汇率预期不确定性的联动性

2. 外部地缘政治风险与人民币汇率预期不确定性之间的时变定向溢出效应

在此基础上,进一步考察外部地缘政治风险冲击对人民币汇率预期不确定性的定向溢出效应。由图 8 可知,以 2014 年 11 月为节点,在此之前地缘政治风险的平均定向溢出水平高于人民币汇率预期不确定性的溢出,在此之后地缘政治风险的平均定向溢出水平低于人民币汇率预期不确定性的溢出。具体来看,2014 年 11 月之前,地缘政治风险对人民币汇率预期不确定性的溢出效应走势虽有波动但溢出水平较小,大概在 3%左右,略低于人民币汇率预期不确定性的定向溢出水平。而 2014 年 11 月之后,地缘政治风险冲击对人民币汇率预期不确定性的溢出效应逐渐增强,波动区间从 3%扩大至 7%。原因在于随着人民币汇率市场化的推进,人民币汇率的波动越来越受市场因素驱动,地缘政治风险作为一种外部冲击,其与汇率预期不确定性之间的信息联动逐渐增强。2018 年以后,随着中美在贸易、科技、金融上的争端不断加剧,中美关系遭遇巨大不确定性,由此引发的外汇市场参与者风险预期上升、信心匮乏等情况更是给预期汇率走势蒙上一层阴影,地缘政治风险对人民币汇率预期不确定性的溢出效应也处于高位波动。

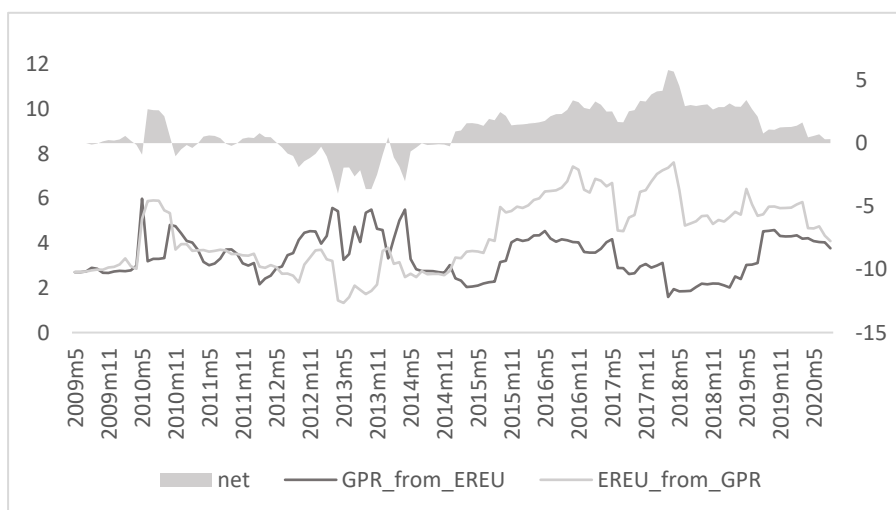


图 8 外部地缘政治风险与人民币汇率预期不确定性的联动性

3. 外部地缘政治风险与内部经济政策不确定性之间的时变定向溢出效应

前文分析表明,无论是外部冲击还是内部冲击,都将对人民币汇率预期不确定性产生溢出效应,那么外部冲击和内部冲击之间的关系是怎样,以及外部地缘政治风险和内部经济政策不确定性之间是否存在“共振效应”,对此问题的探究有助于防止内外风险传染,维护金融稳定。鉴于此,进一步考察地缘政治风险与经济政策不确定性之间的溢出关系。由图 9 可知,与预期的经济政策不确定性是净接收者不同,经济政策不确定性主要是净溢出者。其中 2010 年初至 2012 年末,地缘政治风险接收到的经济政策不确定性溢出呈现上升趋势,而 2018 年后的中美贸易摩擦周期,经济政策不确定性溢出虽有波动但溢出水平较低。这可能是之前国内政治经济环境较为稳定,经济政策应对地缘政治风险的能力较强,而 2018 年以后,国内国际环境发生了重大变化,宏观经济目标间的矛盾开始凸显,为兼顾多种宏观经济目标,政策调控对地缘政治风险的影响力开始弱化,致使经济政策不确定性的定向溢出在较低水平波动。

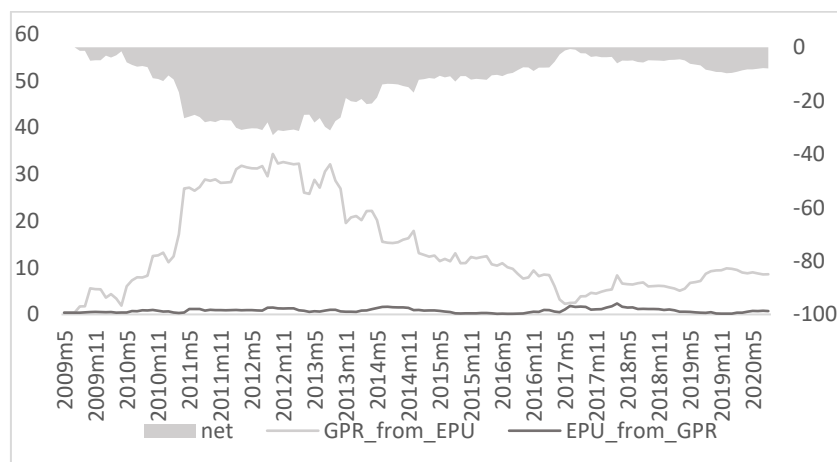


图 9 地缘政治风险与经济政策不确定性

结合图 7、图 8 和图 9，首先从溢出方向来看，人民币汇率预期不确定性主要是内外部冲击溢出的净接收者。进一步从溢出大小来看，“811”汇改之前，外部地缘政治风险对人民币汇率预期不确定性的平均定向溢出（3.22%）较内部经济政策不确定性的平均定向溢出（4.53%）低；而汇改之后外部地缘政治风险对人民币汇率预期不确定性的平均定向溢出水平（5.76%）较内部经济政策不确定性的平均定向溢出水平（3.38%）高。此外，外部地缘政治风险是内部经济政策不确定性溢出的净接收者，接收的平均定向溢出水平为 13.84%。因此，保持人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定，应该重点关注内部冲击对汇率预期走势波动的影响，提高政策透明度、加强汇率预期管理，降低汇率预期不确定性对宏观经济的影响，同时也应注重内外冲击的“共振性”，防止外部地缘政治风险冲击和内部经济政策不确定性冲击产生“叠加效应”。

六、结论和建议

文章选取 2009 年 5 月至 2020 年 8 月的数据，建立 TVPVARDY 模型，分析外部地缘政治风险和内部经济政策不确定性对人民币汇率预期不确定性的时变影响，进一步地，基于模型的方差分解结果构造时变溢出指数，考察变量之间的时变溢出效应。脉冲响应结果发现：

（1）人民币汇率预期不确定性对地缘政治风险冲击呈现出正向响应，且随着滞后期增加逐渐减弱；（2）人民币汇率预期不确定性对经济政策不确定性冲击呈现出正向响应，且随着滞后期增加呈现逐渐增加趋势；（3）经济政策不确定性对地缘政治风险冲击呈现正向响应。时变溢出结果发现：（1）地缘政治风险和经济政策不确定性是人民币汇率预期不确定性溢出效应的净溢出者；（2）对比内外部冲击信息溢出程度发现，相较于外部地缘政治风险，人民币汇率预期不确定性的波动更多地源自于内部经济政策不确定性的溢出；（3）经济政策不确定性是地缘政治风险信息溢出的净溢出者。

基于上述分析结论，本文提出如下政策建议：第一，加强监测，充实工具储备。重视日常地缘政治风险的预警预测，丰富政策工具箱，面临地缘政治风险冲击时，及时运用合适的宏观政策工具进行调控。其次，提高政策透明度、加强与市场主体的汇率沟通。跟踪把握市场动向和节奏，通过提前调控和逐渐调控来引导市场预期走向。最后，关注汇率预期不确定性变化，通过降低预期不确定性来稳定汇率。使用多种工具组合来引导市场预期，以形成对于市场预期的常态化引导和管理，熨平汇率预期波动，改善外汇市场运行偏差。

参考文献

- [1] 卜林、孙丽玲、李政, 2020.地缘政治风险、经济政策不确定性与股票市场波动.南开经济研究, (05):185-205。
- [2] 陈华, 2013.央行干预使得人民币汇率更加均衡了吗?.经济研究, (12):81-92。
- [3] 江春、司登奎、李小林, 2016.汇率预期、中美息差及央行外汇干预对股票价格的影响.国际金融研究, (06):36-51。
- [4] 李政、刘洪、鲁晏辰, 2020.主权债务风险跨国溢出研究——来自频域的新证据.金融研究, (09):59-77。
- [5] 马超群、张健, 1997.预期不确定性与货币模型.湖南大学学报(社会科学版), (03):40-44。
- [6] 倪艳亭、吴军, 2019.汇率不确定预期影响了企业投资规模吗?——基于多视角异质性的实证检验.金融与经济, (02):23-28。
- [7] 司登奎、江春、李小林, 2016.基于汇率预期与央行外汇干预的汇率动态决定:理论分析与经验研究.统计研究, (09):13-21。
- [8] 苏桂芳, 2010.中国通货膨胀预期不确定性:结构型抑或冲击型?.数量经济技术经济研究, (12):80-90。
- [9] 王爱俭、刘浩杰, 2020.汇率波动下的汇率预期不确定性测度研究——基于潜在预期信息的视角.金融评论, (05):1-13。
- [10] 朱孟楠、张雪鹿, 2015.境内外人民币汇率差异的原因研究.国际金融研究, (05):87-96。
- [11] Baker, S.R., Bloom, N. and Davis, S.J., 2016. Measuring economic policy uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, 1503-1636。
- [12] Caldara, D. and Iacoviello, M., 2018. Measuring geopolitical risk. *FRB International Finance Discussion Paper* 1222。
- [13] Chan, J.C.C., and Song, Y., 2018. Measuring inflation expectations uncertainty using high-frequency data. *Journal of Money, Credit and Banking*, 50(6):1139-1166。
- [14] Diebold, F.X., and Yilmaz, K., 2012. Better to give than to receive: predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, (1):57-66。
- [15] Korobilis, D., and Yilmaz, K., 2018. Measuring dynamic connectedness with large bayesian VAR models. *Working Paper*, 2018。
- [16] Filippou, I., Gozluklu, A.E., and Taylor, M.P., 2018. Global political risk and currency momentum. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 53(5):2227-2259。
- [17] Huang, Y., and Luk, P., 2020. Measuring economic policy uncertainty in China. *China Economic Review*, 59:101-367。
- [18] Ilut, C.L., and Schneider, M., 2014. Ambiguous business cycles. *American Economic Review*, 104(8): 2368-2399。
- [19] Jurado, K., Ludvigson, S.C., and Ng, S., 2015. Measuring uncertainty. *American Economic Review*, (3):1177-1216。
- [20] Kisswani, K.M., and Elian, M.I., 2021. Analyzing the (a)symmetric impacts of oil price, economic policy uncertainty, and global geopolitical risk on exchange rate. *Journal of Economic Asymmetries*, (1):00204。
- [21] Pástor, L., and Veronesi, P., 2012. Uncertainty about government policy and stock prices. *Journal of Finance*, 67(4):1219-1264。
- [22] Mishkin, F.S., 2007. Inflation dynamics. *International Finance*, (3): 317-334。
- [23] Stock, J.H., and Watson, M.W., 2007. Why has U.S. inflation become harder to forecast?. *Journal of Money Credit and Banking*, (1):1849-1849。

数字金融时代金融包容的全球空间效应

付争¹ 周帅²

【摘要】伴随数字金融技术在发展中国家的广泛应用，金融服务的参与主体与支付格局正在悄然改变，数字金融以其自身的金融包容效应，推动着金融包容水平在全球范围内提升。本文利用 2011-2017 年 53 个具有金融关联的国家或地区的相关数据，运用空间面板回归模型实证检验了数字金融时代金融包容的全球空间效应及其传递机制。结果表明，互联网普及率、中青年人口占比，伊斯兰金融发展水平和失业率都对金融包容空间效应的跨国传递会起到促进作用。提高经济自由度，特别是投资自由度，可以保证银行体系稳健性与金融包容空间扩张的同步进行。鉴于中国是数字金融技术应用普及的大国，中国应兼容不同教义与文化的金融产品和服务，加速与金融关联国家建立互利共赢的金融包容体系，共享金融包容所产生的空间溢出效应，形成与发达国家“金融排斥”不同的金融比较优势，改善以中国为代表的发展中国家在全球金融空间结构中的不对等地位。

【关键词】数字金融；金融包容；全球空间效应；银行稳健性

全球金融危机前，以美国为代表的发达国家所主导的金融资源跨境流动与状态变化对全球金融空间秩序发挥着绝对的塑造作用。全球金融危机爆发后，现代金融体系的脆弱性暴露无遗，银行等金融机构的业务拓展由大刀阔斧转向谨慎前行，金融零售市场业务也更多集中于中高收入和低风险客户群体。发达国家的金融优势也因“金融排斥”而呈现收缩趋势，曾因路径依赖而呈现刚性的金融空间结构开始松动（Capelle-Blancard 和 Tadjeddine，2010）。然而，当“金融排斥”在发达国家盛行之时，由数字金融³推动的“金融包容”却在发展中国家呈现出良好的发展势头。“金融包容实质上是‘包容性增长’理念在金融领域进行破题，指个体、群体、企业、组织或地区等接触并融入金融系统的过程 and 状态。”（田霏，2013）与仅强调可接触性（即包容宽度）的金融普惠不同，金融包容同时强调包容深度与包容宽度，追求在充分信息下，令所有参与主体能够机会均等、自主选择，进而实现互利共赢。在金融

¹ 付争，辽宁大学国际经济政治学院 世界经济系，副教授。

² 周帅，辽宁大学国际经济政治学院，副教授。

³ 本文中对“数字金融”的界定出自中国人民银行和世界银行组织 2018 年 2 月共同出具的报告《Toward Universal Financial Inclusion in China: Models, Challenges, and Global Lessons》第 2 页，即“数字金融”指传统金融服务提供商或新进入者在交付金融服务时都可以利用的数字技术。具体来说，是通过手机、个人计算机、互联网或与可靠数字支付系统相链接的卡片等形式提供的金融服务。

包容相关的既有文献中, 学者们研究主要集中在中微观层面, 如家庭储蓄消费、企业和产业集聚增长、城市化区域协调发展层面。但数字金融的迅速崛起与全球应用, 使金融服务突破了时空限制、且大幅度缩减了金融服务成本、降低了因信息不对称产生的交易成本和违约风险, 可见, 数字金融自身便具备金融包容效应。近些年来, 数字金融得以参与到金融资源跨境流动与状态变化过程中, 使金融包容在全球金融关联空间内出现交互影响, 进而将新的金融力量、尤其是来自发展中国家的金融力量注入到了本已松动的全球金融空间结构中。

金融包容的重要性在全球范围内引起广泛关注, 将提升金融包容水平作为政策目标的政府也在国际社会上赢得了普遍声誉。本文立足国际层面, 旨在探究数字金融时代金融包容在全球金融关联空间内的交互影响机制与传递效应, 以期处于金融开放初期的中国改善在全球金融空间内的不对等地位, 拓展金融利益空间、完成空间内和平崛起提供科学依据。

一、文献综述

金融包容的概念最初由联合国于 2005 年提出, 但由于金融包容本就是一个多层次的复合维度概念, 因此, 各国际组织对金融包容的界定随时间不断演化。¹本文采用“全球金融包容合作伙伴组织”(The Global Partnership for Financial Inclusion, GPFI)对金融包容的界定, 即所有工作年龄的成年人, 包括被金融体系排除在外的成年人, 可以有效地获得正规机构提供的信贷、储蓄(包括往来账户)、支付和保险等金融服务。²学者们通过实证研究, 证实了较高程度的金融包容对经济与社会发展能够产生积极影响, 这些影响包括增加中小微企业活力、抑制通货膨胀、增加就业、减少贫困和收入不平等、促进金融发展和金融稳定、增强金融体系抗冲击能力等。

在对金融包容产生的空间交叉影响的研究中, 研究者的关注重点主要集中在金融包容水平的测度与影响金融包容的因素。Beck, Demirguc-Kunt 和 Martinez (2005) 在测度金融外展服务时分别选取了金融机构分支数量、ATMs 数量、借贷账户数量和借贷规模等 8 个指标, 这些指标看似覆盖全面, 但由于金融包容是一个多维度多层次的概念, 因此如果用来测度金融包容水平, 需要将它们综合在一起才会传达出准确的信息。比如, 俄罗斯的银行账户数量非常高, 但银行分支机构却很少, 仅凭单一指标得不到有效信息。Sarma (2008) 就将与金融包容相关的指标分为“可达性”(accessibility), “可获性”(availability) 和“可使用性”

¹ 各方对金融包容的不同界定, 可参见 GPFI (2011), Demirguc-Kunt (2017), World Bank (2014)。

² 这里的“有效获得”指的是以供需双方都负担得起的成本为代价, 提供方便而负责任的服务, 从而使被金融排斥或服务不足的客户可以享受正式的金融服务。

(usage), 将各项指标转换为 0-1 之间的数值, 以便测度其与金融包容的距离。自此之后, 学者们对金融包容指数的构建维度和方法进行了大量的尝试与拓展。比如, Arora (2014) 将 Sarma (2008) 的指标维度修正为“外展范围”、“易用性”和“交易成本”。Chakravarty 和 Pal (2013) 则在指数计算方法上进行了拓展, 用欧式距离法和变异系数法, 将各维度对金融包容综合指数的权重显性化, 以便测度各维度对金融包容发展的贡献。随后, 学者们对于金融包容的研究, 根据研究样本区域情况和研究问题的需要, 选取的指标和维度各有侧重, 但对于金融包容指数的构建思路并未发生实质性改变。

由于金融包容既是“包容性增长”在金融领域的破题, 也是“社会包容”的子集, 因此, 学者们多从供给、需求和社会三个角度选取金融包容的影响因素 (田霏, 2013)。在既有研究中, 需求角度的影响因素主要涉及收入、消费、教育水平、金融素养、人口结构、年龄结构等。供给角度影响因素主要包括金融机构、技术水平、财政支出、产业结构、城镇化率、基础设施和金融服务设施建设等。社会角度影响因素包括收入不平等、宗教文化、失业率、制度环境等。具体影响因素和作用方向如表 1 所示。

表 1 与金融包容影响因素相关的研究文献与实证结果

	指标变量	文献来源	实证结果
需求	收入	Chithra and Selvam (2013), Wang and Guan (2017)	+
	女性人口比例	Kairiza, Kiprono and Magadzire (2017)	-
		Wang and Guan (2017)	不显著
	年龄结构	Sahoo et al (2017)	+
		Fungacova and Weill (2015)	+/-
	受教育水平	Sahoo et al (2017)、胡金焱等 (2018)	+
供给	消费	田霏和韩岩博 (2019)	+
	金融机构健康度	Wang and Guan (2017)	+/-
	银行集中度	Wang and Guan (2017)	不显著
		粟勒和肖晶 (2015)	-
	财政支出	Ibrahim Bozkurt et al (2018), 田霏和韩岩博 (2019)	+
	产业结构	林春和孙英杰 (2019)	+/-
	城市化率	Al-Hussainy et al (2008)	+
	交通等基础设施	林春和孙英杰 (2019)	+
	互联网普及率	Chithra and Selvam (2013)	+
		Wang and Guan (2017)	+/-
	手机普及率	Chithra and Selvam (2013), Ibrahim Bozkurt et al (2018)	+
社会	收入不平等	Wang and Guan (2017)	不显著
	失业率	Chithra and Selvam (2013)	+
	穆斯林人口比例	Demirguc-Kunt, Klapper and Randall (2013)	+
	经济自由指数	Zulkehlbi and Ghazal (2017)	+/-

全球治理指标	Zulhibri and Ghazal (2017)	+/-
--------	----------------------------	-----

资料来源：笔者自行整理。

综合上述可知，围绕金融包容，已然形成了丰富的文献体系。在金融包容指数是多维度综合指数这一点上，学者们几乎没有分歧，只不过在编制方法、维度界定和维度选取上各有侧重。但在既有研究中，由于移动货币、手机支付和互联网金融等相关全球性统计数据可获性有限、样本时间过短，因此在形成金融包容指数的各维度中，要么是没有考虑此类数字金融技术的应用，要么是国别研究，要么是仅考虑了金融包容的宽度（比如用户数量），从而使研究结论局限于一国内部或更偏重于金融普惠性。然而，数字金融因可以降低金融服务成本、缓解了信息不对称等特征，而自备金融包容效应。近些年来，数字金融服务在全球范围内迅速推广，使得金融包容效应不再局限于一国或地理邻近区域内，而是在全球金融关联空间内出现交互影响，并且在全球金融空间内形成一股新的金融力量。这股力量主要来自传统意义上金融劣势的发展中国家，如果能利用这股新的金融力量改善发展中国家在国际货币金融体系中的不平等地位，增强发展中国家在全球金融治理中的话语权，谋求与打造一个信息更为完备、参与主体机会更加均等、互利共赢的全球金融空间格局，那么对全球货币金融体系的稳定与高效无疑是具有积极意义。为实现这一目标，首先就是要精准地寻找到数字金融技术赋能下金融包容发展的驱动因素与影响路径，这也是本文接下来所要探究的问题答案。

二、数字金融赋能下金融包容发展的空间效应机制分析

相比于传统的金融包容体系，数字金融赋能后的金融包容体系具有更好的地理穿透性。数字金融时代金融包容发展的新特征正是建立在数字金融时代金融包容发展所产生的空间效应基础上，即，因提升金融服务“泛在性”而产生的个体需求空间效应、因金融服务成本降低而提高的资源供给配置效应、以及因改善社会诚信环境而促进的异质性社会空间兼容效应。

（一）个体需求的空间效应

数字金融通过信息化技术及产品创新，不仅扩大了金融服务的地理范围，还降低了客户准入门槛，使金融服务平民化趋势日益显著，极大地满足了被传统金融体系排斥在外人群对正式金融服务的使用需求。理论上，能极大满足个体需求的金融包容体系会吸引金融“邻近地区”的个体加入进来，从而产生正向的空间溢出效应。比如，中青年人群更愿意尝试和接受新鲜事物，由此对金融包容带来的空间扩张效应，不仅仅局限于一国境内（Sahoo 等，2017），也会触及他国（Ibrahim Bozkurt 等，2018）。他们不但会愿意尝试接受本国的数字

金融服务模式，也更愿意尝试他国、或由本国改进他国的数字金融服务等金融包容模式，因此，高比例的中青年人口会助推金融包容体系在全球范围内的空间扩张。

然而，并非所有与个体需求相关的要素对金融包容空间效应的影响都如此单一明了。数字金融时代，金融包容体系发展的特征之一便是将低收入群体和国家纳入金融体系。面对数字金融赋能后金融包容对低收入群体的加速接纳，传统金融服务的贵族属性可能会被进一步加强，即金融包容的空间效应在相似收入水平的国家间传递，而对于收入水平差异较大的国家，金融包容的空间效应可能会被彼此排斥。再比如个体的金融素养。个体的金融素养即居民的金融知识储备和金融能力，这会直接影响金融机构的产品设计和营销策略，进而有助于金融体系对资源进行理性化配置、促进金融体系稳健成长（Sarma 和 Pair，2011）。而就数字金融技术来说，金融创新令金融服务能够更直接地服务客户，尤其是低收入和落后地区人群，这些人群往往并不具备高水平的金融素养，但数字金融技术在这一群体中得到广泛应用。此外，近些年来，性别因素在金融包容体系中的作用受到特别关注。根据 IMF（2019）显示，金融服务在性别之间的不平等问题日趋严重，低收入和中低收入国家金融体系对女性具有金融排斥现象。

（二）金融服务供给的空间配置效应

数字金融技术的应用，有效地降低了金融服务成本。传统金融机构通常需要增设机构网点以扩大服务覆盖范围，但由此而产生的高成本令基础设施较差的经济落后地区难以被金融服务覆盖，这也为数字金融时代的金融包容提供了发展空间。数字金融技术可以在没有银行网点和 ATM 等硬件设施的条件下，让人群通过手机、电脑等终端设备通过互联网或电信网络获得所需的金融服务。与此同时，以互联网金融为基础的大数据风控、区块链和云计算等金融科技的应用，也降低了信息不对称产生的交易成本，使信息收集和处理成本更低。金融服务成本与信息处理成本的降低，激励了金融服务的供给侧，极大地提高了金融服务的配置效率。

金融服务的供给主体主要是金融机构。数字金融时代金融服务成本的降低以及客户信息透明度的增加，也激励了以银行为代表的金融机构通过新兴技术拓展业务领域、增加利润来源渠道，如通过手机银行、互联网金融、或第三方支付服务提供商与银行账户链接来提供移动金融服务；通过大数据进行智能化资信评估，以便为不同群体客户提供个性化定制产品与服务。但这并不意味着以银行为代表的金融机构在提供服务时不考虑其他风险与成本，这加大了判断银行部门推动金融包容发展的难度（Hanning 和 Jansen，2010）。例如，Sarma 和 Pair（2011）的研究结果表明，银行的较高不良贷款率对金融包容影响并不显著，但由农户

贷款引致的不良贷款率反而会提高未来的金融包容水平。从既有研究来看, 多数研究支持银行等金融机构的稳健性与金融包容发展存在负相关。比如, 银行为保证资本充足率以抵御金融风险, 可能会将资信和收入较低的人群排斥在外, 从而降低本区域的金融包容水平, 资产质量与盈利性也是同理 (Ibrahim Bozkurt 等, 2018)。由于大多数国家都存在不同程度的金融开放, 因此, 数字金融时代银行对金融包容发展是否会产生负向的空间效应特别值得关注。

对于部分“金融排斥”群体来说, 如低收入群体、贫困人口、失业人员等, 除了金融包容体系能为其提供资金供给, 政府的公共支出也是可能的资金供给来源。如果政府公共支出可以满足被排斥在传统金融体系外的用户需求, 那么这部分用户对金融包容所提供的金融服务需求将在一定程度上被替代。

此外, 以数字金融技术为发展助力的金融包容, 虽然极大地填补了经济落后地区金融服务的供给空白, 但对与之配套的金融设施仍具有一定的要求, 如互联网、手机、通讯基础设施建设等。因此, 互联网和手机普及率、以及城镇化水平较高的国家, 数字金融时代金融包容的空间扩张速度也许更快 (Ibrahim Bozkurt 等, 2018)。

(三) 异质性社会的空间兼容效应

由于金融与人类的非理性互利共生, 因此影响金融包容的因素不仅来自市场层面的需求和供给, 也来自社会层面, 其作用渠道与强度会因社会、文化、历史、经济的不同而不同, 因此, 社会异质性很可能会显著影响金融包容的跨国传递效应。另一方面, 数字金融时代, 大数据风控、区块链和云计算等新兴技术的应用, 提高了信息的完备性, 也间接地提高了违约成本, 改善了社会诚信环境。尽管社会环境会存在异质性, 但良好的社会诚信环境无疑会促进金融包容的发展, 并在一定程度上消融社会异质性对金融包容空间扩张的抵制作用。

伊斯兰金融一直为建立一种与国家主权货币相分离的金融系统而寻找可行途径。近些年来, 西非、中东和东南亚地区国家数字货币和移动支付发展势头强劲, 在这些地区中, 穆斯林人口的占比非常可观。为此, Demirguc-Kunt 等 (2013) 专门通过来自 64 个经济体的 65000 名穆斯林成年人的调查数据来探索他们对正规金融服务的使用和需求, 发现穆斯林成年人确实较少拥有正式金融账户或在正式金融机构储蓄, 但不排除他们通过正式金融机构借贷。此外, 具有伊斯兰金融产业国家中也几乎没有符合伊斯兰教义的银行产品, 但这些成本较高的伊斯兰教义产品依然受到被调查者的欢迎。由此可推断, 如果利用数字金融技术创新设计出成本较低的符合伊斯兰教义产品, 或提供穆斯林成年人普遍能接受的金融服务, 那么金融包容也会兼容这类社会异质性, 从而拓展金融包容的发展空间。

社会不平等越严重, 收入差距越大, 低收入人群对金融产品和服务的需求就会越低, 对

金融包容的空间拓展必然会产生逆向作用。失业人群也可能存在金融服务需求，但由于其易被传统金融体系排斥在外，他们很可能将金融需求诉诸于金融包容体系。另一方面，金融包容的发展也会部分削弱社会不平等和高失业率对社会公平与稳定的消极作用。

此外，法制环境和经济自由度也可反映出社会环境运行的规范程度和经济资源配置的市场化程度，这些都将为金融包容的高水平发展提供保障。但值得一提的是，相比于社会法制，经济自由度，如货币自由、金融自由、投资自由等对金融包容的影响途径可能会较为间接，即通过金融监管机构和金融机构、金融市场之间的政策传导效果来作用于金融包容的空间效应。

综上所述，可以得到如下理论逻辑图和理论假设。

假设 1：数字金融时代的金融包容发展可以对金融关联国的金融包容发展产生正向的空间溢出效应。

假设 2：数字金融科技赋能后的金融包容发展依然会受到来自需求、供给和社会层面因素的显著影响。

假设 3：在数字金融时代，银行部门既会借助互联网等移动支付技术促进金融包容体系在全球空间内的发展，也会借助经济自由度放松的相关政策强化对金融包容体系发展的影响。

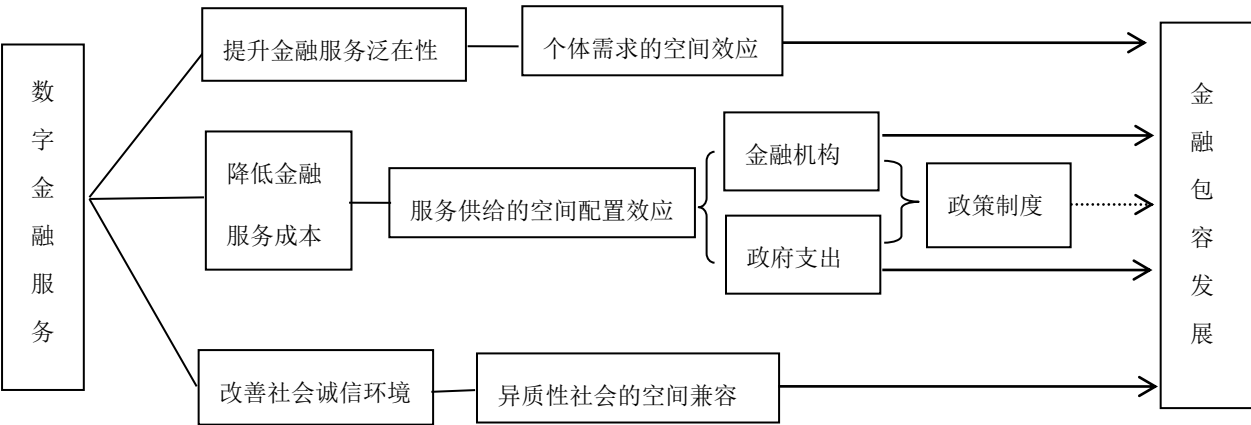


图 1 数字金融时代金融包容的空间效应机制分析图

三、数字金融赋能下的金融包容指数构建

在这一部分中，将对 53 个国家和地区的金融包容发展水平进行测度与对比，以此来对 2011-2017 年间全球金融包容发展的时空演变趋势进行概览，也为后文探究金融包容时空发

展的驱动因素做铺垫。

（一）数字金融时代金融包容指数构建

金融包容的需求宽度是指人们需要在适当时候接触（Access）到一系列金融产品与服务，参与深度的要求则不仅限于接触，也需要能力和计划去使用（Use）这些金融产品和服务。虽然金融包容的概念界定也在随时间推移而不断演化，但学界对金融包容的研究依然以这两个维度为基础。因此本文也将沿用这两个传统维度以度量金融包容发展水平。¹数字金融技术助推了金融包容的发展，因此，本文在构建金融包容指标体系的宽度与深度时，分别加入了“已注册的移动支付账户”和与数字支付和互联网交易相关的“数字支付交易数量”两个指标。具体如表 2 所示，表 2 中的数据均来自世界银行。²

表 2 金融包容指数维度与构建指标

维度	指标	名称	数据来源
金融包容覆盖广度	金融服务账户	信用卡用户（15 岁以上，%）	Global Findex Database
		金融机构账户（15 岁以上，%）	Global Findex Database
	金融机构设备	ATM 机数量（每十万成年人）	Global Financial Development
		商业银行分支机构（每十万成年人）	Global Financial Development
	数字支付账户	移动货币账户（15 岁以上，%）	Global Findex Database
金融包容使用深度	用户储蓄	金融体系存款占 GDP 比重（%）	Global Financial Development
		在金融机构有储蓄的用户（15 岁以上，%）	Global Findex Database
	用户借贷	金融机构提供的私人信贷占 GDP 比重（%）	Global Financial Development
		金融机构借贷用户（15 岁以上，%）	Global Findex Database
	数字支付交易	数字支付交易数量（15 岁以上，%）	Global Findex Database

金融包容的覆盖广度主要体现为金融服务的地理延展性和人口渗透性，金融服务覆盖越广，金融的渗透性越好，居民、企业等获得金融产品和金融服务越便利，金融包容度越高。金融包容使用深度主要体现为社会群体对金融产品和服务的参与度和使用频率，该维度中的指标也均为衡量金融包容的正向指标。

（二）指数构建方法

本文采取欧式距离法和变异系数法构建金融包容指数，其具体操作处理过程如下。

首先，先对各指标原始数据进行极差化处理，以便将各指标值归于[0,1]范围内，并消除量纲影响。国家 k 的指标 j 的极差处理为：

¹ 本文本欲将能够体现金融包容服务多层次性和多元化的相关指标加入指数构建，如不仅是数字支付、银行信贷，还包括保险、货币基金等服务，但考虑到国家样本数量和数据可得性有限，暂不将其列入其中。

² 本文在构建指数之初对所选指标进行了相关性分析，以排除指标间存在多重共线性问题的可能。

$$x_{k,j} = \frac{A_{k,j} - \text{Min}_j}{\text{Max}_j - \text{Min}_j}$$

其中， $x_{k,j}$ 为极差化处理后的转化值， $A_{k,j}$ 为 k 国 j 指标的初始数据， Min_j 为各国 j 指标的最小值， Max_j 为各国 j 指标的最大值。

其次，根据欧式距离法，¹首先对单一维度指数进行测度，然后对综合指数加以衡量。
单一维度金融包容指数：

$$IFI_{k,j} = 1 - \frac{\sqrt{w_{I1}^2(1-x_{k,I1})^2 + w_{I2}^2(1-x_{k,I2})^2 + \dots + w_{In}^2(1-x_{k,In})^2}}{\sqrt{(w_{I1}^2 + w_{I2}^2 + \dots + w_{In}^2)}}$$

其中， w_{Ij} 为变异系数构成的权重，具体为：

$$w_{Ij} = \frac{CV_{Ij}}{\sum_j CV_{Ij}}$$

从而 k 国的金融包容综合指数为：

$$IFI_k = 1 - \frac{\sqrt{w_{access}^2(1-access_k)^2 + w_{usage}^2(1-usage_k)^2}}{\sqrt{(w_{access}^2 + w_{usage}^2)}}$$

（三）全球金融包容指数的时空收敛

本文收集了 53 个拥有全球金融中心国家的金融包容数据，来计算出这些国家在 2011、2014 和 2017 年的金融包容综合指数。²表 3 是本文在构建金融包容综合指数时运用变异系数法赋予各项指标的权重值，可以看出与数字金融有关的“移动货币账户”和“数字支付”交易量的权重较大，而且随时间的推移也在增加。

表 3 构建金融包容综合指数的指标权重

指标维度	指标名称	2011		2014		2017	
		指标 权重	维度 权重	指标 权重	维度 权重	指 标	维度 权重

¹ 欧式距离法的主要思想是判断各值与最优值之间的距离，距离越短，其值越优，综合指数值就越大。

² 本文选择 2011、2014 和 2017 年的数据作为样本，是为了与世界银行所提供的金融包容数据库的数据时限相匹配。

						权重	
金融包容 覆盖广度	信用卡用户 (15 岁以上, %)	0.10	0.6002	0.09	0.6148	0.08	0.6455
	金融机构账户 (15 岁以上, %)	0.33		0.31		0.25	
	ATM 机数量 (每十万成年人)	0.16		0.16		0.14	
	商业银行分支机构 (每十万成年人)	0.07		0.06		0.05	
	移动货币账户 (15 岁以上, %)	0.34		0.38		0.49	
金融包容 使用深度	金融体系存款占 GDP 比重 (%)	0.24	0.3998	0.24	0.3852	0.22	0.3545
	在金融机构有储蓄的用户 (15 岁以上, %)	0.14		0.16		0.16	
	金融机构提供的私人信贷占 GDP 比重 (%)	0.20		0.17		0.17	
	金融机构借贷用户 (15 岁以上, %)	0.07		0.07		0.06	
	数字支付交易数量 (15 岁以上, %)	0.35		0.36		0.39	

资料来源: 作者自行计算编制

Sigma 收敛分析一般用于验证样本数据的收敛性。如果各国金融包容综合指数的离散度随时间推移而下降, 则意味着各国的金融包容水平差异在随时间推移而缩小。本文采用三个常用的 sigma 收敛度量指标——最大最小值(MMR)、变异系数(CV)和相对平均偏差(RMD)——来检验 53 个拥有全球金融中心国家的金融包容收敛性。¹根据表 4 显示的结果, 可以看出, 全球金融包容水平差异在逐期缩窄。

表 4 全球金融包容指数收敛性分析

	MMR	CV	RMD
2011	0.5501	0.0648	0.3529
2014	0.5165	0.0629	0.2822
2017	0.4984	0.0627	0.2783

注: $MMR=IFI_{\max}-IFI_{\min}$; $CV=IFI$ 的标准差/ IFI 的均值; $RMD=\frac{1}{2IFI}\left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^N|IFI_i-\overline{IFI}|\right]$

根据国别指数测算结果, 我们发现, 2011-2017 年间, 具有传统金融优势的发达国家的金融包容指数虽仍位于前列, 但增速却很低, 如美国、英国、德国、日本, 有的甚至出现了负增长。与此形成鲜明对比的是, 金融包容指数增速为正的国家的国家中发展中国家占据多数, 其中新兴市场大国——俄罗斯、中国和印度的增速名列前茅。

表 5 全球 53 个国家金融包容指数增速排名

排名	国家	ΔIFI	排名	国家	ΔIFI	排名	国家	ΔIFI
1	印度尼西亚	0.1221	19	保加利亚	0.0133	37	挪威	-0.0171
2	俄罗斯	0.1214	20	瑞士	0.0120	38	芬兰	-0.0183

¹ 这些指标曾被用于检验收入水平差距 (Wahiba, 2014), 因此笔者认为也可以用其对金融包容指数的收敛性进行粗略测度。

3	中国	0.1022	21	卢森堡	0.0063	39	瑞典	-0.0197
4	波兰	0.0894	22	以色列	0.0044	40	匈牙利	-0.0221
5	沙特阿拉伯	0.0761	23	加拿大	0.0029	41	科威特	-0.0239
6	智利	0.0704	24	德国	0.0023	42	巴西	-0.0244
7	哈萨克斯坦	0.0697	25	葡萄牙	0.0001	43	荷兰	-0.0251
8	意大利	0.0657	26	美国	-0.0004	44	阿根廷	-0.0256
9	泰国	0.0620	27	捷克	-0.0006	45	英国	-0.0257
10	阿联酋	0.0608	28	比利时	-0.0015	46	丹麦	-0.0261
11	印度	0.0480	29	日本	-0.0015	47	西班牙	-0.0263
12	希腊	0.0453	30	新加坡	-0.0079	48	爱尔兰	-0.0283
13	土耳其	0.0378	31	爱沙尼亚	-0.0081	49	巴拿马	-0.0309
14	韩国	0.0345	32	马耳他	-0.0085	50	塞浦路斯	-0.0579
15	马来西亚	0.0341	33	澳大利亚	-0.0100	51	南非	-0.0720
16	肯尼亚	0.0288	34	法国	-0.0140	52	墨西哥	-0.1301
17	毛里求斯	0.0245	35	拉脱维亚	-0.0150	53	菲律宾	-0.2192
18	奥地利	0.0151	36	中国香港	-0.0158			

注： $\Delta IFI = \ln (IFI_{2017} / IFI_{2011})$

综合表 4 和表 5 的测算结果，我们不难发现，在 2011-2017 年期间，低收入和中低收入国家、新兴市场大国的金融包容指数显著上升，从而全球金融包容水平差异缩小，也就是说全球金融体系内部正在向着机会均等、自主选择和互利共赢的方向发展。那么，具体是什么原因推动了金融包容在全球空间内的发展？这种推动力的作用途径都有哪些？是否存在跨国溢出效应？我们将用空间面板回归分析来探究问题的答案。

四、数字金融赋能下的金融包容空间效应影响因素分析

（一）金融包容影响因素与数据来源

结合前文的理论分析部分，本文将金融包容指数（IFI）作为被解释变量，互联网普及率和银行部门稳健性作为核心解释变量，其他影响因素为控制变量，并从需求、供给、社会三个方面对影响因素进行分类，具体影响因素选择及数据来源如表 6 所列。样本数据均为 2011、2014 和 2017 三个年度的年度数据。为使数据更加平稳，对上述三个方面的影响因素样本数据都进行了对数化处理，并进行了相关性分析，以确保回归结果不受共线性干扰。

表 6 金融包容影响因素选取与说明

	名称	具体说明	数据来源
需求	人均国民收入	购买力平价下人均国民收入	世界银行
	金融素养	接受高等教育人口占总人口比重	世界银行
	中青年人口	15-64 岁人口占总人口比重	世界银行
	女性人口	女性人口占总人口比重	世界银行

供给	银行部门稳健性	银行部门在不同维度发展的 10 个指标数据合成“银行部门稳健指数”	IMF 数据库
	政府支出指数	美国传统基金会提供的经济自由度中的政府支出指数	美国传统基金会 (The Heritage Foundation)
	互联网普及率	互联网用户占总人口比重	人类发展报告 (Human Development Reports)
	城镇化率	城镇人口占总人口比重	世界银行
社会	伊斯兰金融发展水平	迪拜伊斯兰银行历年《全球伊斯兰金融报告》(Global Islamic Finance Report) 中的伊斯兰金融国家指数 (Islamic Finance Country Index) 来衡量一国的伊斯兰金融发展程度。	迪拜伊斯兰银行
	社会收入不平等	衡量收入分布不平等状况的 Atkinson 不平等指数	联合国开发计划署
	失业率	失业人口占劳动人口比重	世界银行
	法制环境	法治指数 (Rule of Law Index) 中的监管执法指数 (Regulatory Enforcement)	世界正义工程 (world justice project)

注: (1) 本文选择伊斯兰金融发展水平作为金融包容的影响因素, 一是近些年来伊斯兰国家移动支付发展迅猛, 二是基于伊斯兰金融形式中对“有息放贷”的质疑和排斥, 这与有息放贷的现代主流金融模式有很大不同。在本文的 53 个样本国家中, 虽然伊斯兰教国家数量并不多, 但在国内金融体系中存在伊斯兰金融形式的国家有 23 个。(2) 由于篇幅所限, 表中“银行部门稳健性”, 具体的构建维度、指标与过程参见付争和王皓 (2021), 在正文中不再重复赘述。

(二) 空间模型设定

1. 模型选择及说明

首先, 要对样本数据进行空间相关性检验, 以判断是否适合空间回归分析。本文先对样本数据进行全局空间自相关检验, 结果如表 7 所示。可以看出无论是截面数据还是面板数据的检验结果均显著, 说明存在空间相关性。

表 7 全局空间自相关检验结果

	Moran's I	Z 值	Geary's c	Z 值
截面数据				
2011	0.118	1.904*	0.607	-2.113**
2014	0.105	1.730*	0.596	-1.945*
2017	0.133	2.224**	0.656	-2.356**
面板数据	0.111	2.710***	0.480	-3.217***

注: ***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平下显著。

其次, 结合本文研究目的和基本假设, 将空间模型设定为空间杜宾模型形式 (1) ~ (5), 然后再通过 LR 检验以确定何种空间回归形式更为适合。

$$IFI_t = \rho W(IFI_t) + \beta_t X_t + WZ_t \theta + \mu + \varepsilon_t \quad (1)$$

IFI 是国家 i 在 t 年的金融包容指数的自然对数， X 是解释变量的向量组，解释变量包括银行部门稳健性（bank）、中青年人口（age）、女性人口（population）、伊斯兰金融发展水平（muslim）、城镇化率（urban）、人均国民收入（gni）、失业率（unemployment）、社会收入不平等（inequality）、互联网普及率（internet）、金融素养（tertiary）、法制环境（law）， W 是国家 i 与国家 j 之间金融关联的空间权重矩阵，参数 ρ 表示金融包容的空间效应，参数 θ 表示的是解释变量的邻近影响。

为研究各国金融包容发展的异质性，本文进一步在（1）的基础上分别加入了货币自由度（monetary）、金融自由度（finance）、投资自由度（investment），以及这三个解释变量与银行发展水平的交乘项，如（2）~（4）。¹同时，为了探究互联网发展是否有助于银行体系对金融包容的促进作用，本文在（1）的基础上加入了互联网发展水平（internet）与银行发展指数（bank）的交乘项，如（5）。

$$IFI_t = \rho W(IFI_t) + \beta_t X_t + WZ_t \theta + \theta_1 Wmonetary_{i,t} + \theta_2 Wmonetary_{i,t} * bank_{i,t} + \mu + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$IFI_t = \rho W(IFI_t) + \beta_t X_t + WZ_t \theta + \theta_3 Winvestment_{i,t} + \theta_4 Winvestment_{i,t} * bank_{i,t} + \mu + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$IFI_t = \rho W(IFI_t) + \beta_t X_t + WZ_t \theta + \theta_5 Wfinance_{i,t} + \theta_6 Wfinance_{i,t} * bank_{i,t} + \mu + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$IFI_t = \rho W(IFI_t) + \beta_t X_t + WZ_t \theta + \theta_7 Winternet_{i,t} * bank_{i,t} + \mu + \varepsilon_t \quad (5)$$

表 8 列出了模型（1）-（5）空间杜宾模型（SDM）的回归结果，用于检验模型是否是固定效应的豪斯曼检验结果，以及用于检验模型适配性的 LR 检验结果。根据 LR 检验结果显著地拒绝了“空间杜宾模型（SDM）可以简化为空间滞后模型（SLM）和空间误差模型（SEM）”的原假设，因此，本文选择固定效应空间杜宾模型作为空间面板回归模型。

表 8 模型适配性检验结果

		模型（1）	模型（2）	模型（3）	模型（4）	模型（5）
豪斯曼检验	Chi2	28.14	28.83	24.80	129.06	50.46
	Prob>Chi2	0.0053	0.0017	0.0366	0.0000	0.0000
模型判定						
SLM-LRtest	LR-Chi2	31.56	34.93	23.95	32.06	26.96
	Probability	0.0016	0.0015	0.0465	0.0039	0.0126
SEM-LRtest	LR-Chi2	21.08	27.64	27.90	25.65	23.72
	Probability	0.0492	0.0159	0.0132	0.0287	0.0338
SLM		×	×	×	×	×

¹ 货币自由度、金融自由度和投资自由度数据来自美国传统基金会（www.heritage.org/index）经济自由指数，之所以没有将其作为解释变量并列在（1）中，是因为三者之间数据相关性较强，易出现多重共线性问题。

SEM		×	×	×	×	×
SDM		√	√	√	√	√

注：SLM-LRtest 的原假设为“空间杜宾模型（SDM）可以简化为空间滞后模型（SLM）”

SEM-LRtest 的原假设为“空间杜宾模型（SDM）可以简化为空间误差模型（SEM）”

2. 空间权重矩阵设定

数字金融赋能下的金融包容更加根植于空间的“社会性”而不仅拘泥于地理距离，因此，本文的空间权重矩阵设定虽然与空间邻接矩阵相似，但本文对“空间邻接”的划分更倾向于注重金融空间的内在社会性关联而非地理性关联。在既有的空间经济计量文献中，学者们普遍采用以人均 GDP 差值等经济指标计算经济距离，从而构建空间权重矩阵。然而相对于投资、贸易、产业结构优化等以追求经济效益为主的研究对象来说，作为社会包容子集的“金融包容”，除了自身的商业属性，还兼具一定的社会公益属性。Corrado et al（2012）基于技术外部性特征，把空间权重矩阵看作是一个包括节点（人或区域）和节点之间联系的网络，为构建空间权重矩阵提供了更为理性的理论基础。由于数字金融技术赋能下的金融包容效应也存在类似的技术外部性特征，即在空间内更具扩散性，但会随着社会经济距离的增加而呈现衰减，那么本文也将尝试通过构建节点之间的联系网络来作为空间权重矩阵。

Long Finance 智库从营商环境、税收、人力资本、基础设施、社会声誉和金融中心发展六个维度综合评估了来自全球 53 个国家的全球金融中心情况，并在此基础上对金融中心城市之间的关联度进行了等级划分。¹Long Finance 智库对全球金融中心城市关联性的评估，是以其他金融中心给予和从其他金融中心收到的评价数量为基础来衡量的。数字金融技术主要通过降低信息不对称来推动金融包容的发展，该智库所度量的全球金融中心城市关联性能够体现金融中心城市之间有无信息交流与沟通，从而为以联系网络构建空间权重矩阵提供了数据支持。由于 Long Finance 智库评估的是全球金融中心城市之间的金融信息关联，而本文的实证数据均为国家层面数据。为将其相对应，将隶属于同一国家的金融中心城市关联值进行了行列求和，以不遗漏两国之间的关联。由于个别国家拥有多个国际金融中心城市，为防止国家间金融联系强度因行列求和而被人为夸大，以两国之间是否存在金融关联为标准设置了 53 维“0-1”空间权重矩阵，以此将全球金融中心城市关联矩阵转化为国家间金融关联矩阵。

¹ Long Finance 智库对全球金融中心彼此之间的关联性评估与等级划分，是建立在其他金融中心对该中心的专业评估基础之上，具体评估标准与等级划分的说明，参见智库网站：<https://www.longfinance.net/>。

（三）空间面板回归结果分析

在模型（1）~（5）的回归结果中，空间效应系数 ρ 的回归值均显著为正，这就验证了前文的假设 1，即数字金融时代一国金融包容的发展可以对金融关联国的金融包容发展产生正向的空间溢出效应。同时，在数字金融时代，来自需求、供给和社会层面的因素依然会对金融包容发展产生显著影响，这些影响因素分别是来自需求层面的中青年人口占比，来自供给层面的政府公共支出和互联网普及率，来自社会层面的伊斯兰金融发展水平、失业率和收入不平等。这也验证了前文的假设 2。接下来对模型（1）~（5）回归结果所揭示出的其他信息进行详细阐述。

表 9 金融包容影响因素的空间面板回归结果（模型 1）

		参数回归	直接效应	间接效应	总效应		空间滞后效应
需求	Gni	0.2317 (1.56)	0.1537 (0.98)	-3.1492 (-1.16)	-2.9953 (-1.80)	W·Gni	-1.1776** (-2.41)
	Tertiary	-0.0067 (-0.22)	0.0055 (0.15)	0.5226 (0.68)	0.5281 (0.67)	W·Tertiary	0.1851 (1.06)
	Age	0.6184*** (2.88)	0.6922*** (3.21)	2.8819 (0.73)	3.5740 (0.89)	W·Age	0.5139 (0.59)
	Population	-0.4248 (-0.48)	-0.6386 (-0.59)	-8.2456 (-0.56)	-8.8842 (-0.58)	W·Population	-2.5891 (-0.86)
供给	Bank	-0.0708 (-0.42)	-0.0607 (-0.70)	0.3013 (0.33)	0.2406 (0.26)	W·Bank	0.1673 (0.58)
	Spending	-0.0724*** (-4.14)	-0.0562*** (-2.76)	0.6921 (1.48)	0.6360 (1.33)	W·Spending	0.2732** (3.34)
	Internet	0.2889*** (3.82)	0.3262*** (4.12)	1.4144 (0.87)	1.7405 (1.05)	W·Internet	0.2637 (0.88)
	Urban	0.0671 (0.56)	0.0175 (0.13)	-1.8437 (-1.39)	-1.8262 (-1.33)	W·Urban	-0.6283* (-1.95)
社会	Muslim	0.0015** (2.34)	0.0018** (2.30)	0.0135 (0.57)	0.0153 (0.64)	W·Muslim	0.0037 (0.76)
	Unemployment	0.6277*** (2.91)	0.5470** (2.25)	-3.1663 (-0.90)	-2.6192 (-0.72)	W·Unemployment	-1.3697 (-0.13)
	Inequality	-0.1156** (-2.03)	-0.1226** (-2.06)	-0.2842 (-0.57)	-0.4068 (-0.77)	W·Inequality	-0.0350 (-0.27)
	law	0.0057 (0.26)	0.0061 (0.26)	0.0177 (0.07)	0.0238 (0.10)	W·Law	0.0207 (0.37)
	R ²	0.4190					
	ρ	0.6265*** (5.61)					

注：***，**，*分别表示在 1%，5%和 10%水平下显著。

从模型（1）中的回归结果可以看出，一国互联网普及率对金融包容发展的积极作用十分显著，不仅有利于本国金融包容的发展（直接效应正向显著），同时也有助于与本国金融关联的国家的金融包容水平的提高（参数回归系数正向显著），可以说，互联网普及率对金融包容空间效应的跨国传递具有积极作用，也为营造充分信息下所有参与主体“机会均等、自主选择、互利共赢”的全球金融体系提供了条件。与互联网普及率作用相似的还有年龄结构、伊斯兰金融发展水平和失业率。可见，数字金融赋能下的金融包容体系不仅可以在全球金融空间内满足不同年龄和不同就业情况人群的金融服务需求，也可以兼容不同宗教教义的金融产品与服务。与这些因素具有相反作用的是社会收入不平等，其在回归系数和直接效应上都对金融包容发展起到负向作用，这也说明在全球金融空间内，金融包容与社会收入不平等此消彼长的关系广泛存在。

政府公共支出对本国金融包容发展产生负向作用，这与前文理论分析相符。且政府公共支出对金融包容的空间滞后效应影响为正，说明当期为营造良好社会发展环境的政府公共支出对金融包容的积极作用会在未来显现。而女性人口比重、城镇化率和法制环境对金融包容的影响并不显著。

在没有本国经济政策加持下，银行部门稳健性对金融包容发展的影响并不显著。作为社会包容的子集，金融包容发展一直困囿于公益属性和商业属性的平衡，而银行部门恰恰是商业属性更强的金融中介机构。因此，即便作为金融服务的主要供给主体，即便数字金融技术创新能够降低因信息不对称产生的交易成本，若要银行部门的稳健性与金融包容体系的空间扩张同步发展，可能也要借助必要的政策支持。那么怎样的经济政策是有助于令作为金融服务供给主体的银行部门推动金融包容的发展呢？为此在模型（1）的基础上增设了银行部门与经济自由度的交互项，回归结果如表 10 所示。

表 10 加入交互项后金融包容影响因素的空间面板回归结果（模型 2~5）

		(2)	(3)	(4)	(5)
需求	Gni	0.2715* (1.91)	0.2433 (1.64)	0.1070 (0.70)	0.5662 (1.05)
	Tertiary	-0.0504* (-1.72)	-0.0125 (-0.42)	-0.0255 (-0.86)	-0.1584 (-1.34)
	Age	0.4591** (2.26)	0.4772** (2.07)	0.4156* (1.95)	2.8818*** (4.00)
	Population	-0.5680 (-0.70)	-0.3500 (-0.40)	-0.6529 (-0.76)	-1.4347 (-0.52)
供给	Bank	-9.1059*** (-3.67)	-0.8796* (-1.93)	-2.4143*** (-3.39)	0.4938** (2.34)

	Spending	-0.0710*** (-4.41)	-0.0716*** (-4.05)	-0.0779*** (-4.54)	-0.1695*** (-2.81)
	Internet	0.1935** (2.49)	0.1872** (2.04)	0.1695** (2.13)	1.6663*** (6.57)
	Urban	0.0621 (0.55)	0.0426 (0.36)	0.0376 (0.32)	-0.5413 (-1.23)
社会	Muslim	0.0016*** (2.75)	0.0010 (1.50)	0.0011* (1.81)	0.0071*** (3.29)
	Unemployment	0.3705* (1.73)	0.5464** (2.45)	0.4157* (1.94)	1.9543** (2.45)
	Inequality	-0.0894* (-1.70)	-0.1072* (-1.91)	-0.0890 (-1.61)	-0.3723** (-1.99)
	law	-0.0137 (-0.65)	0.0121 (0.56)	0.0055 (0.25)	-0.0721 (-10.89)
政策	Monetary	2.2348*** (4.35)			
	Investment		0.2973** (2.12)		
	Finance			0.5772*** (3.59)	
	Bank • Monetary	4.7585*** (3.63)			
	Bank • Investment		0.4428* (1.77)		
	Bank • Finance			1.3159*** (3.33)	
	Bank • Internet				3.1545*** (3.46)
	R ²	0.4697	0.4057	0.4077	0.3764
	p	0.6806*** (6.68)	0.6330*** (5.55)	0.6741*** (6.17)	0.7008*** (10.95)

注：***，**，*分别表示在 1%，5%和 10%水平下显著。

模型（2）回归结果显示，银行部门与货币自由的交互项为正向显著，这说明银行部门可以借助货币自由指数的提高而对金融包容发展产生促进作用。¹也就是说，如果货币定价机制的市场化程度提高、货币兑换和流通的自由度提高，那么银行部门稳健性对金融包容发展的边际促进作用会增强。从模型（3）和模型（4）的回归结果来看，投资自由和金融自由

¹ 美国传统基金会所提供“货币自由指数”不仅包括货币政策是否稳定，定价机制的市场化程度，还包括对外资企业本地融资的限制、外资银行开设分支的限制等体现货币兑换与货币流通自由的衡量指标。具体详见美国传统基金会网站所提供的指数计算说明

¹也能帮助银行部门在确保其稳健性的同时促进本国金融包容体系的发展。单从货币自由、投资自由和金融自由的交互项回归系数大小来看,在促进银行部门对金融包容体系产生推动作用方面,货币自由力度最强,其次是金融自由,再次为投资自由。但如果结合银行稳健性、经济自由指数和两者的交互项系数综合来看,银行部门借助投资自由促进金融包容体系发展的效果最好。²

此外,模型(5)在模型(1)的基础上加入了银行稳健性与互联网普及率的交互项,交互项回归系数为正,且显著成立,同时,在模型(1)中不显著的银行稳健性回归系数,也在模型(5)中转为正向显著。这说明,在数字金融时代,如果银行部门能够借助互联网拓展金融产品与服务种类,那么无论是银行自身对金融包容的影响,还是通过互联网而产生的对金融包容的边际影响,都会是积极的,甚至比施行提高经济自由度的政策效果更加显著。

由此,模型(2)~(5)的回归结果验证了前文的假设3的内容,即在数字金融时代,银行部门既会借助互联网促进金融包容体系在全球空间内的发展,也会借助经济自由度放松的相关政策强化对金融包容体系发展的影响。

通过模型(1)~(5)的实证分析,不难看出,数字金融时代,相较于影响金融包容发展的其他因素,银行部门稳健性与金融包容发展之间的关系更为复杂:在没有借助经济自由和互联网渠道时,银行部门是否稳健与金融包容发展的关系不显著,而加入经济自由交互项后,银行部门稳健性与金融包容发展的关系为负向显著;如果银行部门通过互联网渠道拓展业务,那么银行部门稳健性的提高会对金融包容产生促进作用;如果提高经济自由度,那么银行部门对金融包容发展的边际作用会正向增强,但银行部门本身稳健性的提高依然会对金融包容的发展产生负向作用。银行部门稳健性与金融包容这种相对复杂的关系是必然的。作为传统金融服务的供给主体,在面对数字金融科技所带来的金融包容的空间扩张时,银行部门既想把握住金融科技带来的技术红利,为盈利拓展更多的途径,也承担着使金融体系能更好地服务经济包容性增长的社会责任(特别是那些金融体系以银行部门为主导的国家)。

五、结论与中国启示

数字金融技术的兴起与广泛应用,推动金融包容在发展中国家形成了良好的发展势头。本文基于 2011-2017 年 53 个具有金融关联的国家或地区金融包容发展的相关数据,运用空

¹ 美国传统基金会提供的“金融自由指数”主要立足衡量金融体系的资本配置效率、资产价格发现功能以及金融市场和金融机构的透明性和信息完备性。

² 因为在加入金融自由及其与银行部门的交互项后,三者的回归系数之和为-0.6911,而货币自由时的情况为-4.0538,投资自由时的情况为-0.9989。

间面板回归模型实证检验了数字金融时代金融包容发展的全球空间效应及其驱动因素。研究结论主要有两点。

第一，在数字金融时代，本国金融包容的发展可以对金融关联国的金融包容发展产生正向的空间溢出效应，为正处于松动的全球金融空间结构变化注入新的力量。其中，互联网普及率、中青年人口占比，伊斯兰金融发展水平和失业率都对金融包容空间效应产生积极作用。

第二，在影响金融包容空间效应的诸多因素中，银行部门的影响机制最为复杂，如果要同时保证银行体系稳健性与金融包容空间扩张的同步进行，就要提高经济自由度，如货币自由、投资自由和金融自由，因为它们能够通过改善银行部门盈利性，来帮助银行平衡在推进金融包容过程中所面临的社会公益性和商业性之间的矛盾。此外，互联网普及率的提高，不仅可以促进银行体系稳健性与金融包容空间效应的同步扩张，还会促进银行稳健性对金融包容空间效应的边际影响，其积极作用甚至比施行提高经济自由度的政策效果更加显著。

作为推动数字金融技术应用的新兴大国，中国正处于金融开放初期，本文的结论对中国政策启示如下。

其一，完善与发展金融包容体系对中国改善在全球金融空间结构中的地位具有积极意义。作为一国实现更广泛而全面增长的手段，金融包容不仅有利于金融资源的高效利用，还有利于营造参与主体在机会均等和自主选择下实现互利共赢。鉴于数字金融技术对金融包容空间效应的显著推动作用，而中国又是数字金融技术应用普及的大国，如果中国能强化金融包容空间效应的驱动因素，如加深数字金融服务使用广度与深度、兼容不同教义与文化的金融产品和服务等，那么，中国能够加速与金融关联国建立互利共赢的金融包容体系、共享金融包容所产生的空间溢出效应，形成与发达国家“金融排斥”不同的金融比较优势，改善以中国为代表的发展中国家在全球金融空间结构中的不对等地位。

其二，处于金融开放初期的中国也需要充分利用金融包容的空间效应来完善国内的金融体系市场化建设，提升中国银行体系的国际竞争力。银行部门在中国金融体系中的重要地位不言而喻。提高经济自由度，有助于改善银行部门盈利性；充分数字金融技术，有助于降低银行部门信息成本和违约风险。两者结合，有助于银行破解如何在确保稳健性的前提下推动金融包容空间扩张的难题，强化银行在金融包容中的主导作用。目前，中国正加快金融开放步伐，即投资自由度与金融自由度均将得到提高。加之，数字金融技术在中国市场具有广泛的应用基础，银行部门可以利用本土的数字金融优势和政策红利，借助金融包容的空间效应拓展金融资源配置空间，提升中国银行体系的整体竞争力。

参考文献

- [1]Al-Hussainy E, Beck T, Demircuc-Kunt A, Zia B., Household Use of Financial Services[R], World Bank Development Economics Reserch Group, Mar 2008. Go. Worldbank.org/JFNYRC41X0
- [2]Arora, R. U., Access to Finance: An Empirical Analysis[J], The European Journal of Development Research, 2014, 26(5): 798-814.
- [3]Beck, T., A. Demircuc-Kunt, and M. S. Martinez Peria, Reaching Out: Access to and Use of Banking Services across Countries[R], World Bank Policy Research Working Paper No. 3754, 2007.
- [4]Bongomin GOC, Ntayi JM, Munene JC, et al, Mobile Money and Financial Inclusion in Sub-Saharan Africa: The Moderating Role of Social Networks[J], Journal of African Business, 2017,19(3): 1-24 .
- [5]Capelle-Blancard,G; Tadjeddine, Y., The Impact of the 2007-10 Crisis on the Geography of Finance[R], Working Paper,2010.
- [6]Chakravarty, S. R., and R. Pal., Financial Inclusion in India: An Axiomatic Approach[J], Journal of Policy Modeling, 2013,35(5): 813-837.
- [7]Chithra N, Selvam M., Determinants of Financial Inclusion: An Empirical Study on the Interstate Variations in India[R], 2013. Retrieved from SSRN:doi: <https://doi.org/10.2139/ssrn.2296096>.
- [8]Corrado L, Fingleton B., Where is the Economics in Spatial Econometrics?. Journal of Regional Science,2012,52(2):210-239.
- [9]Demircuc-Kunt A, Klapper L, Randall D.,Islamic Finance and Financial Inclusion:Measuring Use of and Demand for Formal Financial Services among Muslim Adults[R],World Bank Working Paper No.6642,2013.
- [10]Fungacova Z, Weill L., Understanding Financial Inclusion in China[J], China Economic Review, 2015,34(6): 96-206.
- [11]GPFI (Global Partnership for Financial Inclusion)., Global Standard-Setting Bodies and Financial Inclusion for the Poor: Toward Proportionate Standards and Guidance[R]. A white paper prepared by CGAP on behalf of the G-20's Global Partnership for Financial Inclusion. GPFI/CGAP, Washington, D.C.,2011.
- [12]Hanning,A., Jansen,S., Financial Inclusion and Financial Stability: Current Policy Issues[R], ADBI Working Paper , No.259, 2010.
- [13]Ibranhim Bozkurt, Rifat Karakus and Melek Yildiz.,2018, Spatial Determinants of Financial Inclusion over Time[J], Journal of International Development, 2018, 30(12): 1474-1504.
- [14]IMF.,Financial Access Survey: Trends and Development[R], 2019. <http://data.imf.org/?sk=E5DCAB7E-A5CA-4892-A6EA-598B5463A34C&sId=1460040555909>.
- [15]Kairiza T, Kiprono P, Magadzire V.,Gender Differences in Financial Inclusion among

Entrepreneurs in Zimbabwe[J], *Small Business Economics*, 2017,48(1): 259-272.

[16]Sahoo AK, Pradhan BB, Sahu NC., Determinants of Financial Inclusion in Tribal Districts of Odisha: An Empirical Investigation[J], *Social Change*, 2017,47(1): 45-64.

[17]Samra M., Index of Financial Inclusion[R], Indian Council for Research on International Economic Relations, Working Paper No.215.2008.

[18]Sarma, M., and J. Pais., Financial Inclusion and Development[J], *Journal of International Development*, 2011, 23(5): 613-628.

[19]Wahiba NF., Regional Development and Inequality of Income Distribution[J], *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences*, 2014, 3(2): 49-57.

[20]Wang X, Guan J., Financial Inclusion: Measurement, Spatial Effects and Influencing Factors[J], *Applied Economics*, 2017,49(18): 1751-1762.

[21]World Bank, Global Financial Development Report: Financial Inclusion[R], Washington, D.C.:World Bank.2014.

[22]World Bank Group, People's Bank of China., Toward Universal Financial Inclusion in China : Models, Challenges, and Global Lessons[EB/OL],World Bank and People's Bank of China.2018. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/29336>.

[23]Zulkhibri M,Ghazal R., The Impacts of Governance and Institution on Financial Inclusion: Evidence from Muslim Countries and Developing Economics[J], *Islamic Economics*, 2017,30(Special Issue): 37-60.

[24]付争, 王皓. 竞争还是竞合: 数字金融赋能下金融包容与银行体系发展[J]. *国际金融研究*, 2021 (1): 65-75。

[25]胡金焱, 李建文, 张博. P2P 网络借贷是否实现了普惠金融目标[J]. *世界经济*, 2018 (11) :169-192。

[26]林春, 孙英杰. 中国城市普惠金融发展的空间特征及影响因素分析: 基于 272 个地级及以上城市面板数据[J]. *西南民族大学学报 (人文社科版)*, 2019 (6) :129-138。

[27]粟勒, 肖晶. 中国银行业市场结构对金融包容的影响研究: 基于区域经济发展差异化的视角[J]. *财经研究*, 2015 (6): 32-45。

[28]田霏. 金融包容: 新型危机背景下金融地理学视阈的新拓展[J]. *经济理论与经济管理*, 2013 (1): 69-78。

[29]田霏, 韩岩博. 金融包容的影响因素与短板解析[J]. *金融理论与实践*, 2019 (10): 69-78。

Global Spatial Effects of Financial Inclusion in the Digital Finance Era

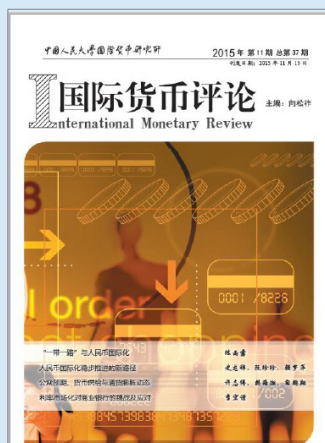
Fu Zheng Zhou Shuai

(School of International Economics and International Relations, Liaoning University, 110136)

Abstract: With the widespread application of digital financial technology in developing countries, the participants in financial services and the payment pattern are quietly changing. With its own financial inclusion effects, digital finance has promoted the improvement of financial inclusion on a global scale. This article uses the relevant data of 53 financially connected countries or regions from 2011 to 2017, and uses the spatial panel regression model to empirically test the global spatial effects of financial inclusion in the digital finance era and its transmission mechanism. The results show that the Internet penetration rate, the proportion of the young and middle-aged population, the level of Islamic finance development and the unemployment rate will all promote the transnational transmission of the spatial effect of financial inclusion. Increasing economic freedom, especially investment freedom, can ensure the robustness of the banking system and the expansion of financial inclusion space simultaneously. Given that China is a big country in the popularization of digital financial technology, China should be compatible with financial products and services of different doctrines and cultures, accelerate the establishment of a mutually beneficial and win-win financial inclusion system with financial-related countries, share the spatial spillover effect generated by financial inclusion, and form a different financial comparative advantages of developed countries "financial exclusion" improve the unequal status of developing countries represented by China in the global financial space structure.

Keywords: Digital Finance; Financial Inclusion; Global Spatial Effect; Bank Stability

征稿启事



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

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

作品要求:

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

投稿方式:

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

邮寄地址:

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

《国际货币评论》编辑部



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