

# I 国际货币评论

## International Monetary Review

主编：张杰

2022年“稳字当头”要重点关注什么

夏斌

生命周期视角下全球实际利率决定的审视

李雪、王擎

银行竞争是否影响了企业出口表现

刘铠豪、王嘉藩、王雪芳

浮动汇率制能有效降低跨境资本流动波动吗

芦东、刘家琳、周行

非金融企业影子银行化与资源配置效率的动态演进

龚关、江振龙、徐达实、李成

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery	Yaseen Anwar	陈雨露	陈云贤
Steve H. Hanke	李 扬	李若谷	马德伦
Robert A. Mundell	任志刚	潘功胜	苏 宁
王兆星	吴 清	夏 斌	

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 苏 治 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：韩美娟

栏目编辑：陈 婷

美术编辑：包 晗

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

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

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

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



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

# 目 录

## 【卷首】

2022年“稳字当头”要重点关注什么 ————— 夏斌 01

生命周期视角下全球实际利率决定的审视

——供给与需求效应的对比分析 ————— 李雪、王擎 05

银行竞争是否影响了企业出口表现

——来自中国的证据 ————— 刘铠豪、王嘉藩、王雪芳 20

浮动汇率制能有效降低跨境资本流动波动吗 ————— 芦东、刘家琳、周行 33

非金融企业影子银行化与资源配置效率的动态演进 ————— 龚关、江振龙、徐达实、李成 50

负利率货币政策：机制、效果及启示 ————— 余晶晶、何德旭、宋贺 70

“一带一路”倡议对沿线国家经济增长的影响及中国作用 ————— 曹翔、李慎婷 88

## 2022 年“稳字当头”要重点关注什么？

夏 斌<sup>1</sup>

2021 年的中国经济，在一系列“新挑战交织叠加”冲击下，在“超出预期”下走过来了，走得非常不容易。在 2022 年，有些挑战可能消失了，有些挑战可能依然存在，有些挑战可能还会进一步发酵。同时，新的一年国内外必然还会出现目前难以预测的新挑战。2021 年底的中央经济工作会议对 2022 年的经济工作已经做了全面的分析与部署。总的指导思想很明确，就是“稳字当头，稳中求进”。

如何理解“稳”字？除日常意义上讨论的 GDP 增速外，笔者对这次中央经济工作会议所强调的“稳”字，另有两点学习体会。一是“坚持以经济建设为中心是党的基本路线的要求，全党都要聚精会神贯彻执行”这句话意味着在经济建设、政治建设、文化建设、社会建设和生态文明建设这“五位一体”的总体布局中，经济建设是中心，是稳字当头的基础。如果社会主义生产力得不到发展，那么我们对其他一切问题的解决都缺乏基础。二是经济工作要“加强统筹协调”的思想。在这次会议公报中作出了反复强调。公报明确，经济工作不仅要求有关宏观经济部门之间的决策要统筹协调，而且还明确要求“各地区各部门要担负起稳定宏观经济责任，各方面要积极推出有利于经济稳定的政策”。这里讲的“各地区各部门”“各方面”分别指各省市自治区和中央国务院各部门，还包括了中央国务院非宏观经济管理部门，如文化部、生态环保部，以及国家市场监管局等部门，都要担负起稳定宏观经济责任，出台政策都要有利于经济稳定，这样明确的提法和要求非常罕见。为此，会议还特别要求“领导干部要加强经济学知识、科技知识学习”，在领导经济工作时，要“坚决防止简单化、乱作为，坚决反对不担当、不作为”。

那么，2022 年“稳字当头”能“稳”在什么水平？概括国内外智库及著名机构分析者的判断，按照往年中国政府的调控空间和经验，多数机构预测中国 2022 年 GDP 增速为 5%至 5.5%。但也有机构预测 5%有压力、有难度。到底增长多少在很大程度上取决于政策力度。

但是，要看到一个历史事实。自 2003 年以来的近 20 年间，中国经济增长的一个历史事实是，差不多每 4 年就下一个台阶。2003 年到 2007 年 GDP 保持了两位数增长，最高的 2007 年达到了 14.2%。之后，每 4 年 GDP 增速下一个台阶。其中，2008 年至 2011 年的 4 年间，

---

<sup>1</sup> 夏斌，国务院原参事，中国首席经济学家论坛主席。

GDP 平均增长 9%以上；2012 年至 2015 年的 4 年间，平均增长 7%以上；2016 年至 2019 年的 4 年间，平均增长 6%以上。2020 年 GDP 增长 2.2%，再加上今年，两年 GDP 平均增速大致在 5%以上。从现实各方面条件看，2022 年中国经济增长确实面临不小的压力。

针对 2022 年“稳字当头、稳中求进”的经济工作方针，中央经济工作会议已确定了七大政策体系。笔者相信，各有关部门正在制定具体的政策和工作任务。经济工作千头万绪，2022 年能否吸取 2021 年全年工作中有关部门政策协调过程中的经验教训？各地区各部门政策的最后汇总效应是有利于总体经济的稳定，还是给总体经济稳定打折扣、形成合成谬误，这是一个有待观察和解决的动态过程。因此我们的预期分析，不仅要关注“我们要什么、干什么”，更要重点关注我们“能干什么、是怎么干的”。就此，凭个人经验观察，分析我国 2022 年经济形势的走势，分析常规的货币财政政策的变化力度是最基本的，也是重要的。但是除此之外，一定要看到，各部门一系列政策意图最后能否顺利贯彻，不完全取决于政策的主观意图，很大程度上更是取决于客观复杂的市场因素，取决于对经济运行中多年形成的深层次问题和风险隐患的解决方式和力度。当前，要真正看清楚 2022 年全年能左右我国经济增长态势的，对经济增长有较大权重意义、较大贡献度的，不是代表新发展方式的行业与产业，而是以下三件连结中国经济“昨天”与“明天”的大事。

## 一是要重点关注对房地产市场调控的动态

房地产市场对国民经济的重要性远不是现在居民住房贷款与开发贷款占全部银行贷款约 25%这一数据所能说明。有权威人士估计，加上与房地产相关的其他非银行融资，房地产贷款共占全部银行贷款约 39%。这个占比是相当高的。其中，还不包括银行现有的其他各项贷款。可见，房地产市场一旦出现动荡对产业链、全国就业、GDP 贡献度的影响绝不能小觑。当前中央关于房地产市场的发展方向已明确，就是三句话：房住不炒，坚持打击投机炒房；支持刚需，对居民日常购房的合理经济需求仍会予以经济手段的支持；住有所居，对城市新居民、住房困难户要以保障房、租赁房予以确保。

这三句话体现了近 20 年来我国房地产市场发展的经验与教训，是非常正确的。但是，在目前社会上对房地产市场预期正摇摆不定，开始出现预期转弱的关键时刻，即使方向定了，政策目标不清晰，同样不能达到精准调控的方向要求。政策目标是什么？就是“三稳”，搞不好“三稳”，会影响整体国民经济的发展。而“三稳”中的关键是什么？是稳预期。预期不稳，地价、房价照样不可能长期稳住。如何稳预期？在当前预期转弱压力已经开始出现之时，通过各项政策组合给市场传递的信号必须简单明确：房价不可能再飞涨了，但整个市场也不会崩。那么现在的难点是什么？这三类房通过什么样的政策组合才能实现所期望的总预期？目

前各地的政策主要是“三档红线”、个贷监管、行政上的“五限”、特大型房企的风险自我消化等，而且是“一城一策”，各地不一样。因此，稳预期最后需要的是对三类房市分别采取有针对性的政策内容。同时，这三类政策又要经过统筹协调，确实能够发挥稳定总体预期的合力。这期间，可能需要对三类不同住房采取不同的人地挂钩供地政策，对现有各地“五限”政策进行微调。同时，在税收上精确打击投机炒房而不会误伤广大居民的合理购房需求。但是迄今，还没看到以大量数据分析为支撑的政策组合的整体方案。也许，这是个动态发展的过程。所以，关注 2022 年全年的经济走势，必须密切关注对国民经济有举足轻重作用的房市调控政策变化的动态。

### 二是要重点关注对民营企业、中小微企业的正常经营权和生存权的保护

众所周知，民营企业有“56789”之贡献。且我国自 2011 年以来 10 年间的总投资中，除了在 2019 年和 2020 年民间投资占比在 54%至 55%左右外，其余年份均在 60%左右，最高时达到 62.99%。10 年间国企投资占比最高的 2011 年，仅占 26.48%。民营经济已是中国经济可持续发展中绝不可轻视的支柱力量。民营企业对实体投资是否仍持有积极性，已是关系经济走势的一个极敏感的指标，影响投资、就业、工人收入，从而影响居民消费。因此，中央反复强调要坚持“两个毫不动摇”原则，要做好“六稳”“六保”工作，特别是保就业保民生保市场主体。针对迄今对民营经济正常经营保护不够的现实，政府有必要动用行政力量，全面巡视、督查、纠正各部门、各地方对民营企业采取直接或变相的歧视政策和减税降费、减负纾困政策的不落实现象。因为，只有真正支持民营经济的发展，才能稳住经济、才能进一步扩展共同富裕的经济基础。为此，12 月 1 日，国务院常务会议专门部署要对机关事业单位、国有大企业拖欠中小企业账款依法整治，“开展冬季专项行动加大对拖欠农民工工资的治理力度，以工程建设特别是政府性投资和国企项目为重点，全面核查农民工工资专用账户支付……依法依规严惩欠薪行为，对失职失责公职人员予以通报和问责。”

有鉴于此，观察分析 2022 年能否真正实现稳经济，必须关注民营企业家的积极性是否明显改观，经营是否有好转，投资是否出现稳定增长。

### 三是要重点关注地方政府（包括地方融资平台）的债务风险

地方政府的债务风险已经成为我国国民经济运行中一个重大的隐患。2020 年末，地方债余额 25.66 万亿元，控制在全国人大批准的限额 28.81 万亿元之内；地方债务率达 93.6%，低于国际上 100%至 120%这一可接受的程度内。但是，这并不包括隐性债务。据《中国新闻周刊》报道，2020 年底，对于隐性债务，不同机构预测的范围大约在 20 万亿元至 40 万亿元。2015 年各级政府融资平台上万家，经整顿目前至少还有 8000 家。现在财政部在地方财

政收支情况较好的上海和广东开展隐性债务清零试点工作，全国计划用 5 年至 8 年时间实现清零。以上说明，我国经济运行中的地方债务包括隐性债务问题仍不是一个能轻松解决的问题。

2022 年又是地方债还债高峰期。我们准备以多大的力度化解存量风险，或者以多严的要求防范增量风险？不同的政策力度对经济的影响自然是不一样的。如果政策力度大了，将直接影响当年的投资与消费。如果政策力度小了，将影响财政和人民币币值的长期稳定。目前，对中央财政和地方财政的债务约束已有严格的规定，包括对违规举债要终身追责。所以，2022 年稳经济这一目标在地方投资层面最后结果如何，要看执行中的动态，看存量与增量的风险怎么处置与控制，看政策是否会调整，又是怎么调整的。作为政府，应坚持量入为出的原则，进一步缩减行政开支，将更多的财力支持民生工程，确保民生工程，加快民生工程建设。作为市场观察者，分析形势时要密切关注政府债务压力和支出结构的变化，因为这会直接或间接影响工程建设和投资进程，影响市场利率，进而影响货币政策宏观调控效应，影响人民币币值等，最终影响经济发展的稳定。

以上三件事是事关 2022 年经济发展的大事。尽管不是新问题，但也正因为是老问题且始终没有得到较彻底地解决，故而在新的“三重压力”之下，其对稳定经济的敏感度就更加突出了。如果能够较快、稳妥地解决以上三件事，即便短期内经济增速有所下降，但恰恰意味着中国经济开始实质性步入可持续发展的道路。

# 生命周期视角下全球实际利率决定的审视

## ——供给与需求效应的对比分析

李 雪<sup>1</sup> 王 擎<sup>2</sup>

**【摘要】**人口转变深刻影响着全球经济的发展，而造成人口巨变背后的根本原因是生育决策的内生变化。本文在构建两期世代重叠模型（Two-period OLG Model）中内生引入生育决策的各维度变量，重点探讨不同数量选择、人口结构转变及人口质量提升对实际利率的作用差异，并利用全球 137 个国家 1960-2017 年数据发现：生育决策的不同维度对实际利率的作用存在显著差异。其中，人口数量正向影响实际利率，表现出供给效应，即家庭中适育女性生育孩子数量下降带来人口增长的放缓会通过降低劳动供给，引致资本边际产出下降，最终压低实际利率；人口质量负向影响实际利率，即增加健康与教育投入而引起的预期寿命延长最终会降低实际利率，表现出需求效应；人口结构对实际利率的作用由需求效应主导，凸显抚养人群比例上升带来的经济效应。在更换主要变量、估计方法、研究样本以及使用半参数模型后，结果表现稳健。本文提供了一种理解实际利率行为的人口学解释，揭示了生育决策的内生变动会带来未来实际利率趋势的有效信息，这其实从另外一个视角给出利用人口政策的“时间窗口”改变负利率局面的政策切入点。

**【关键词】**预期寿命；生育决策；实际利率；人口老龄化

### 引 言

受金融危机影响，全球实际利率（经预期通胀调整的借款人支付的利率）变化显著。2014 年后，各国央行几轮“负利率”政策的实施进一步压低了全球整体的利率水平。但这一变化并不源于金融危机的爆发。IMF 数据显示，1980 年以来，全球范围内各种期限资产的利率（或收益率）呈下降趋势，实际利率从更长视域来看趋于下行态势。相携而行的是，世界人口也正经历着史无前例的剧变，老龄化引发的全球经济放缓等不利影响将尤为严峻。生命周期模型（Life-Cycle Model）框架阐明人口特征的变化会通过影响家庭资产供求关系，对金

<sup>1</sup> 李雪，金融学博士，首都经济贸易大学金融学院副教授。

<sup>2</sup> 王擎，经济学博士，西南财经大学中国金融研究中心教授。

融资产价格产生影响，为人口影响利率的长期行为提供理论支持。Diebold & Li (2006) 在讨论均衡实际利率适时而变的特征中，将长期的央行利率目标与人口特征联系起来，可以成功地拟合利率的持久性成分。Favero et al. (2016) 则直接将人口变量纳入中央银行反应函数，认为人口是短期利率的决定因素。以上线索从理论与实践角度探讨了人口变化与长期实际利率的逻辑关系，但现有研究在利用“人”的变化来捕捉利率的长期行为时，隐含地将生育决策视为外生冲击变量，忽略了造成人口巨变根本原因——生育决策的内生变化。

生育决策是一种理性行为，是对生育孩子收益和成本进行判断后，家庭中适育女性对外部环境和条件做出的及时反应。本文重点探讨生育决策引发人口特征变化对实际利率的影响机制，从人口学角度分析影响实际利率变化的内在驱动因素。

本文的边际贡献为：第一，生育决策直接关联利率的文献并不丰富，以往研究多数直接探讨人口因素对利率的影响，隐含着将生育决策视为外生变量进行处理，但这种做法不仅忽略了人口变迁背后的根本因素，且外生性的简化处理会夸大人口政策的影响程度（Choukhmane et al., 2013）。本文将生育决策作为内生变量引入理论框架，从内生的生育决策延伸出供给效应与需求效应，多角度地分析生育决策对实际利率的作用机制，避免传统做法中使用“人口增长率”或“人口占比”单一设定可能造成的偏差结果。本文在分析生育决策内涵与外延的基础上，通过构建一个两期世代重叠模型对内生化生育决策进行多维度刻画，总结出生育决策对实际利率产生影响的两种效应，探讨实际利率决定的微观基础。第二，本文将生育决策延展成三个维度，即生育决策最直接关联的数量维度、由人口数量变化引发的人口结构维度，以及与数量存在替代关系的人口质量维度。在理论刻画的基础上，利用 1960-2017 年全球 137 个国家或地区的面板数据，检验生育决策不同维度对实际利率的影响差异。本文提供了一种理解实际利率变化的人口学解释，揭示了生育决策的内生变动会带来未来实际利率趋势的有效信息，从另外一个视角给出利用人口政策的“时间窗口”改变负利率局面的政策切入点。

## 一、文献回顾

生育决策引起人口变迁，其背后形成的需求变化引起了一部分市场行为结构变迁。尤其是，人口因素与实际利率的关系逐渐受到学术界的关注。目前，全球人口剧变则是微观家庭生育决策的不同选择所产生的行为结果。本文将探讨人口对实际利率产生影响的文献归纳为供给效应与需求效应两个维度。

### （一）劳动供给效应

家庭生育决策是一种理性行为，而由生育决策带来的量变会引发人口结构发生变化，及数量与质量之间的替代关系，构成生育决策的外延。劳动供给维度主要关注劳动人口数量及劳动年龄人口占总人口比重变化对长期实际利率的影响（Carvalho et al., 2016）。多数已有研究是在经济增长模型框架下讨论生育决策、利率与投资的确切问题。长期视角下，投资和储蓄的均衡水平决定了一个国家的实际利率水平。从企业投资角度看，柯布道格拉斯生产函数中资本的边际产出（MPK）即为实际利率，由全要素生产率、资本占比与资本-劳动比三个因素共同决定。假定资本存量不变，由于家庭中适育女性生育孩子数量下降带来劳动人口供给放缓，导致资本-劳动比下降，降低 MPK，减缓社会总投资需求，构成实际利率的下行压力（庾思伟和周铭山，2020）。人口数量与实际利率的关系得到了经验数据的支撑。Carvalho et al. (2016) 指出低人口增长率会导致劳动人口增长率放缓，劳动人口下降会降低资本边际产出并压低资产收益率。Ikeda & Saito (2014) 发现老龄化是引起日本长期实际利率下降的决定因素。Aksoy et al. (2019) 发现人口老龄化和生育率下降趋势，可以解释 OECD 下降的产出增长和实际利率。Francis & Ramey (2009) 从人口结构通过改变劳动供给的角度，阐释了其对长期利率的影响，也得到了是一致的结论。

劳动供给带来经济效应，即聚焦劳动年龄人口数量与结构占比对实际利率的长期影响。本文得到，生育决策通常会引起实际利率的同向变动。这种“供给效应”类似于经济增长的长期放缓，最终压低实际利率。

### （二）需求效应

需求效应主要在生命周期视角下探讨家庭需求层面的投资与消费，包括对少年人口教育和健康的密集型投资，以及对 65 岁及以上老年人口的健康和退休生活消费。需求效应也反映在人口结构的变化中，由于生育决策导致人口增长放缓，推高了抚养比，凸显抚养人群比例上升带来的经济效应。

目前，人口质量与人口结构影响实际利率的作用机制尚未获得一致的结论。从储蓄角度看，劳动人口的比重变化对实际利率的影响存在两种相反力量：一方面，基于最优储蓄和投资决策，家庭会最大化效用函数来选择最优生育和跨期消费，并在抚养成本和收益之间寻找平衡。家庭部门多生育子女会增加资本的边际生产率，最终增加投资。在老年时期，由于退休人员有更大的边际消费倾向，对实际利率施加上行压力。由此较高的出生率会引致较高的利率水平。另一方面，不同于生命周期假说，预期寿命的提高会最终会压低实际利率。从人力资本角度，家庭将更多资源用于人力资本投资（例如健康和教育），人口质量提升带来预

期寿命延长，退休时间推迟，老年人口为应对退休生活而提高储蓄以及增加低风险资产的配置，利率最终会下降（李雪等，2020）。董丽霞和赵文哲（2013）认为在低收入阶段，老年抚养比反向作用于储蓄率；但随着收入增长，养老储蓄行为动机加强，老年抚养比同向影响储蓄率，反向影响实际利率。而少儿抚养比的作用机制与老年抚养比相反。

综上两种作用路径，人口质量的提升以及老年人口的相对增加对实际利率的影响更可能是负向的。最近的经验数据也较多支持了这种观点。Arslanalp et al.（2019）对亚洲新兴国家的考察中发现老年抚养比的增加是造成长期利率下降的主要原因。Favero et al.（2016）从利率期限结构的角度分析了人口因素与利率的关系，也得到了相同结论。李雪等（2020）使用跨国面板数据，发现老龄化经济体或老年抚养比的增加促成较低的长期利率水平。尤其当内生人口因素后，人口因素对储蓄的影响不但需要考虑年龄结构效应，还需考察养老储蓄动机和审慎储蓄动机这两种行为效应的强弱变化（赵文哲和董丽霞，2013），而行为效应发挥作用则直接与生育意愿和预期寿命紧密相关。

对比供给和需求两个维度，供给效应则更多反应人口数量变化带来的经济效应，即所谓的人口红利<sup>1</sup>。由于家庭中适育女性生育孩子数量下降，引致劳动人口供给的放缓，且其涉及的群体更大，对实际利率构成长期下压影响。需求效应则聚焦于生命周期视角下，人口年龄结构变化通过改变家庭储蓄行为影响整个社会的资本积累（Backus et al., 2014），或通过提高人力资本投资改变全社会生产率，作用于实际利率。相比供给效应，需求效应更关注人口质量的替代过程中，消费型人口的相对变化或者人口抚养比的提升对金融资产价格影响的强弱。由于人口比率多数涉及少儿抚养比和老年抚养比，在不同的国家发展阶段，少儿抚养比的下降会直接引起教育支出等抚养成本的变化。而老年抚养比的上升可视为预期寿命增加会增加预防性动机而降低利率。

## 二、理论模型与假说提出

本文在两期世代重叠模型（Two-period OLG Model）基础上，将生育决策作为内生变量引入理论模型，分析实际利率决定的微观基础。为了与实证策略相对应，本文将生育决策的三个维度加以刻画。

### （一）居民

---

<sup>1</sup> 中国能够长期保持储蓄剩余，很重要的原因在于人口红利。人口红利即劳动力人口占总人口的比例很大。一方面，劳动力成本低廉，产出中分配给劳动力的比重较低，分配给资本的比重很高；另一方面，劳动力人口是储蓄的主力，劳动力人口比例很高意味着储蓄率较高。

考虑一种世代交叠的经济中, 居民存活两期, 青年期 (*youth*) 和老年期 (*old*), 在青年期对自身效用最大化进行决策。在  $t$  期, 青年人提供劳动, 获得工资收入, 并进行投资获得投资收益, 以满足自身的消费需求、抚养消费需求和投资需求。在  $t$  期, 青年人也会决定生多少个孩子, 即生育孩子的数量  $n_t$  及给孩子多少人力资本投资。老年人在  $t+1$  期不提供劳动, 收入来自金融资产  $A_t$  的投资收益<sup>1</sup>。居民最大化其生命周期的效用, 包括每个阶段的消费和劳动供给决策及拥有孩子的效用, 为了获得解的显性表达式, 效用函数设定为:

$$U_t = \ln(C_t^y) + \beta \ln(C_{t+1}^o) + \mu \ln(n_t) - \ln(L_t) \quad (1)$$

$$st: C_t^y + \phi(h_t)w_t + A_t = w_t \quad (2)$$

$$C_{t+1}^o = R_t A_t \quad (3)$$

式 (1) 中,  $c_t^y$  为  $t$  期年轻人的消费,  $c_{t+1}^o$  为  $t+1$  期老年人的消费,  $\beta$  为主观贴现因子。 $\mu$  是子女在父母效用函数中的权重, 效用函数  $\ln(n_t)$  表明孩子数量为工作者带来的边际效用递减。 $w_t$  为工资水平, 教育费用来自工资的一定比例,  $\phi$  是父母要对子女教育进行投资的系数, 子女的人力资本在理性预期下视作未来成为工作者的人力资本,  $\phi$  随着人力资本  $h_t$  而改变, 是  $h_t$  的非线性函数, 用于刻画人口质量<sup>2</sup>。 $R_t$  表示名义债券收益率, 在物价中性环境下,  $R_t$  即实际利率。居民优化问题的一阶条件可化简为:

$$\frac{\mu}{n_t} = \frac{\phi'(h_t)w_t}{C_t^y} \quad (4)$$

$$\frac{C_{t+1}^o}{C_t^y} = \beta R_t \quad (5)$$

## (二) 厂商

厂商为标准的竞争性厂商, 利用劳动力和资本进行生产, 生产函数满足科布-道格拉斯生产函数 (C-D 生产函数) 形式。厂商的优化问题可以写为:

$$\max_{K_t, L_t} [Y_t - w_t L_t - R_t^k K_t] \quad (6)$$

$$st: Y_t = a L_t^\alpha K_t^{1-\alpha} \quad (7)$$

式中,  $Y_t$  为  $t$  时期总产出, 由于假设存在两期居民, 总人口等于年轻人口  $N_t^y$  与老年人口  $N_t^o$  之和, 此时劳动力  $N_t^y = L_t$ ,  $K_t$  为  $t$  时期社会资本总量。全要素生产率为常数  $a$ 。 $R_t^k$

<sup>1</sup> 本文并不重点讨论居民的投资决策问题, 而假定投资仅涉及金融资产  $A_t$ ,  $A_t \geq 0$ 。

<sup>2</sup> 更高的人力资本意味着要投资更多的教育成本, 教育投资系数  $\phi(h_t)$  满足  $\phi'(h_t) > 0$  且  $\phi''(h_t) < 0$ 。

为资本回报率。

厂商最优化问题的一阶条件为：

$$w_t = \alpha a \left( \frac{K_t}{N_t^y} \right)^{1-\alpha} \quad (8)$$

$$R_t^k = (1-\alpha) a \left( \frac{K_t}{N_t^y} \right)^{-\alpha} \quad (9)$$

### (三) 市场出清

一般均衡条件要求产品市场出清。总产出用于消费和储蓄，这部分储蓄形成资本进行再生产。因此，市场出清条件可以表示为：

$$Y_t = N_t^y C_t^y + N_t^o C_t^o + K_t \quad (10)$$

式（10）除以总人口，人均产出满足下列方程：

$$y_t = q_t^y C_t^y + (1-q_t^y) C_t^o + q_t^y \frac{1-\alpha}{\alpha} \frac{w_t}{R_t^k} \quad (11)$$

其中  $q_t^y$  为  $t$  期年轻人口占比。对式（4）、式（5）和式（11）进行整理得到：

$$\ln R_t = [\ln(n_{t+1}) - \ln(n_t)] - \ln \beta + [\ln \phi'(h_{t+1}) - \ln \phi'(h_t)] \quad (12)$$

$$R_t = \frac{1}{\beta(1-q_t^y)} \left[ \frac{y_t \mu}{\phi' w_t n_t} - \left( \frac{1-\alpha}{\alpha} \frac{\mu}{R_t^k \phi' n_t} + 1 \right) q_t^y \right] \quad (13)$$

由式（12）与式（13），计算  $R_t$  关于各维度变量的一阶偏导，将结果进行讨论如下：

第一，人口数量， $\frac{\partial R_t}{\partial n_t} > 0$ ，实际利率随人口数量上升而上升，表现为供给效应。由于家庭中适育女性生育孩子数量下降带来人口增长的放缓，降低劳动供给，导致较高的资本-劳动比率，降低资本的边际产出，最终压低实际利率。

第二，人口质量，由于  $\phi(h_t)$  满足  $\phi'(h_t) > 0$  且  $\phi''(h_t) < 0$ ，可得  $\frac{\partial R_t}{\partial h_t} < 0$ ，实际利率随人口质量上升而下降，表现为需求效应。从人力资本角度，家庭将更多资源用于人力资本投资，而人口质量提升带来的预期寿命延长最终会压低实际利率。

第三，人口结构，因为  $g = \left[ \frac{y_t \mu}{\phi' w_t n_t} + \frac{1-\alpha}{\alpha} \frac{\mu}{R_t^k \phi' n_t} + 1 \right] > 0$ ，有  $\frac{\partial R_t}{\partial q_t^y} > 0$ ，实际利率随年轻人口

占比上升而上升，表现为需求效应。由家庭中适育女性生育孩子数量下降带来人口增长的放缓最终推高抚养比，而消费型人口其边际储蓄倾向较低，人口结构的这种变化类似于推动总

消费的“需求效应”，长期对实际利率施加了上行压力。

根据理论模型，生命周期视角下生育决策的不同维度对实际利率的作用存在显著差异，具体取决于供给效应与需求效应相对大小以及其中哪种路径发挥主要力量。综上，本文提出如下假说：

假说 H1：实际利率随人口数量上升而上升，人口数量的边际影响为正。

假说 H2：实际利率随人口质量上升而下降，人口质量的边际影响为负。

假说 H3：实际利率随年轻人口占比上升而上升，更多凸显推动总消费的“需求效应”。

### 三、经验证据

#### （一）实证模型

在建模时，将生育决策细分为三个维度来分析利率的人口学决定因素：一是人口数量，即平均每个妇女一生所能生育孩子的数量。二是人口年龄结构，是生育决策引致的生育行为结果。三是人口质量，在人口结构转变条件下，少年抚养比逐步下降过程中，家庭表现为将更高比例的资源用于人口投资，使得人口投资累积的人口质量红利作用凸显。为防止因多重共线性而出现的估计不一致，在基准模型中将生育决策的各维度分别进行估计。具体形式为：

$$R_{it} = \alpha_0 + \rho R_{it-1} + \alpha_1 F_{it}^{Quan} + \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\beta} + \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (14)$$

$$R_{it} = \alpha_0 + \rho R_{it-1} + \alpha_1 F_{it}^{Stru} + \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\beta} + \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (15)$$

$$R_{it} = \alpha_0 + \rho R_{it-1} + \alpha_1 F_{it}^{Qual} + \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\beta} + \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (16)$$

其中， $R_{it}$  表示实际利率；主要解释变量为  $F_{it}$ ，分别表示生育决策的各维度，即数量、结构与质量。 $\mathbf{X}_{it}$  为控制变量矩阵， $\boldsymbol{\beta}$  为控制变量参数矩阵； $\mu_i$  为个体异质性，控制不可观测的国家差异； $\lambda_t$  表示时间固定效应，控制与时间相关的变量。

#### （二）变量、数据与方法

##### 1. 变量选取

本文选用世界发展指标（World Development Indicators, WDI）数据库公布的实际利率指标，是经通货膨胀调整后的贷款利率，以 GDP 平减指数衡量。虽然还有其它多种表现形式，但是各种实际利率之间的相关度很强（伍戈，2008）。

生育决策的三个维度，本文选用总和生育率来衡量人口数量，即平均每个妇女一生所能

生育孩子的数量  $F_{it}^{Quan}$ ，表现为生育 0、1、2、3 个及以上个孩子，由于本文要分析生育决策中的不同数量选择对实际利率的影响，本文对生育数量进行了处理，当生育 2 个及以下的孩子，设定虚拟变量  $D_k(Quan \leq 2) = 1$ ，其他=0；当生育 3 至 5 个孩子， $D_k(3 \leq Quan \leq 5) = 1$ ，其他=0；当生育 6 个及以上的孩子， $D_k(Quan \geq 6) = 1$ ，其他=0。

部分文献使用抚养比刻画，以相对人口比例度量人口结构。其中，少年抚养比定义为 0-14 岁与 15-64 岁人口数之比，老年抚养比是 65 岁及以上与 15-64 岁人口数之比，总抚养比是 0-14 岁与 65 岁及以上人口占 15-64 岁人口数量之比。同时，人口结构也可以表现为各年龄组人口占总人口的比重。为稳健性考虑，借鉴 HNPS 数据库的人口组别划分标准，使用年龄组人口占总人口的比重，即 0-14 岁、15-64 岁以及 65 岁及以上三组，其中 15-64 岁人口占比被视为工作年龄指标。人口数据来自世界银行健康营养与人口统计数据库。

关于人口质量，目前也尚无一致的测度方法，既有单一指标衡量，也有人力资本综合指数衡量法，本文采用联合国开发计划署发布的人类发展报告中的人类发展指数（Human Development Index, HDI）来衡量人口质量<sup>1</sup>。本文也借鉴杨建芳等（2006）采用的婴儿死亡率的倒数来反映人口质量。婴儿死亡率数据来源于 WDI 数据库。

关于控制变量，借鉴 Davis and Li（2003）的做法，控制变量包括实际利率的滞后一期，通货膨胀、产出缺口和 GDP 增长率。产出缺口采用 HP 滤波法推算潜在 GDP，然后计算与潜在 GDP 的偏离程度作为产出缺口。本文选用 GDP 平减指数计算的通货膨胀作为衡量指标。控制变量数据来源于 WDI 数据库。

## 2. 数据与方法

本文样本区间为 1960-2017 年共计 58 年的年度数据，对全球 217 个国家或的地区数据进行如下筛选：首先，剔除数据完全不可得的国家或地区；其次，剔除关于部分变量的面板数据严重缺失的国家或地区；第三，剔除连续观察值小于 10 年的国家或地区。其中，筛选后实际利率观察值大于 10 年的有美国、英国、日本、中国、印尼、马来西亚、加拿大、波兰等 137 个国家，而人口数据相对较为完整。本文分别采用最小二乘法（OLS）和系统广义矩估计 GMM（SYS-GMM）估计式（14）-（16）。

### （三）估计结果分析

首先，讨论人口数量维度对实际利率的影响。第（1）和第（5）列是全样本的回归结果，

<sup>1</sup> 这是三维度几何平均的综合指数，健康维度由出生时的预期寿命来评估，教育维度由 25 岁及以上成年人的平均受教育年限和入学年龄儿童的预期受教育年限来衡量，生活质量维度是人均国民总收入。综合指数取值为[0,1]。

无论是 OLS 还是 SYS-GMM, 人口数量的系数显著为正, 意味着减少生育孩子的数量会带来人口增长的放缓, 降低劳动供给和资本的边际产出, 人口数量总体通过“供给效应”最终压低实际利率, 这与假说 H1 一致。

表 1 还给出不同生育数量对实际利率的影响差异。其中, 家庭最多生育两个孩子会反向影响实际利率, 这一点符合现实, 一些国家或地区 (例如, 中国), 父母退休后会从子女那里获得转移支付, 而减少生育孩子的数量就意味着转移支付的减少, 父母出于预防动机也会将剩余资源投资到金融等资产上, 倾向于对实际利率施加上行压力, 构成“需求效应”的微观渠道。

第 (3)、(7) 列和第 (4)、(8) 列分别是家庭选择生育 3-5 个孩子及更多孩子的估计结果, 人口数量的系数都显著为正, 说明随着家庭生育更多子女时, 供给效应占据主导力量, 即向市场供给更多的劳动人口会使得实际利率上行。需要抚养孩子数量的增加导致消费增加, 推高实际利率。对比生育三至五个孩子与六个以上孩子的人口数量系数绝对值大小, 发现供给效应的程度会随着孩子数量的增多而有所减弱。总之, 人口数量总体正向影响实际利率, 但生育决策的不同也会对实际利率的影响有所差异, 即供给效应与需求效应的“力量抗衡”。

表 1 人口数量维度与实际利率的估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$F_{it}^{Quan}$	$D_k(Quan \leq 2)=1$	$D_k(3 \leq Quan \leq 5)=1$	$D_k(Quan \geq 6)=1$	$F_{it}^{Quan}$	$D_k(Quan \leq 2)=1$	$D_k(3 \leq Quan \leq 5)=1$	$D_k(Quan \geq 6)=1$
	OLS				SYS-GMM			
实际利率 (t-1)	0.5174*** (0.0163)	0.5119*** (0.0165)	0.5193*** (0.0165)	0.5250*** (0.0164)	0.2276*** (0.0418)	0.2248*** (0.0419)	0.2318*** (0.0445)	0.2277*** (0.0437)
人口数量	0.3947*** (0.0610)	-0.7982*** (0.1239)	0.2183*** (0.0555)	0.1641*** (0.0439)	0.5645*** (0.1685)	-1.0796*** (0.2668)	0.3379** (0.1265)	0.2201* (0.1251)
通货膨胀	-0.2253*** (0.0241)	-0.2236*** (0.0241)	-0.2010*** (0.0239)	-0.2117*** (0.0242)	-0.4357*** (0.0392)	-0.4291*** (0.0459)	-0.4093*** (0.0456)	-0.4155*** (0.0455)
GDP 增长率	0.0548** (0.0274)	0.0464* (0.0274)	0.0581** (0.0275)	0.0546** (0.0276)	0.0488 (0.0392)	0.0426 (0.0417)	0.0566 (0.0426)	0.0429 (0.0457)
产出缺口	-0.0653*** (0.0334)	-0.0534 (0.0333)	-0.0551 (0.0335)	-0.0583* (0.0336)	-0.0893** (0.0400)	-0.0758* (0.0413)	-0.0877** (0.0420)	-0.0805* (0.0449)
常数项	2.8548*** (0.2567)	4.5269*** (0.2298)	3.5573*** (0.2195)	3.8013*** (0.2066)	5.2406*** (0.6524)	7.5497*** (0.5442)	6.2048*** (0.5446)	6.7038*** (0.4730)
样本数	2134	2134	2134	2134	2134	2134	2134	2134
Adj-R <sup>2</sup>	0.3604	0.3603	0.3525	0.3521				
Sargan P 值					0.836	0.836	0.851	0.868

AR (2)					0.169	0.152	0.155	0.161
--------	--	--	--	--	-------	-------	-------	-------

注：表中括号里为稳健标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示回归系数在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。

下同。

表 2 给出人口质量对实际利率的估计结果，本文发现无论是 HDI 指数，还是死亡率的倒数，其估计系数均显著为负，说明人口质量的提高负向作用于实际利率。从人力资本角度分析，人口质量的提高意味着人们将更多资源用于人力资本投资，比如投入更多的教育资源或者提高生活品质以获得健康的身体条件。预期寿命的增加与退休时间的延长都将通过预防动机最终压低实际利率，构成“需求效应”的微观证据，验证假说 H2。

表 2 人口质量维度与实际利率的估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS		SYS-GMM	
实际利率 (t-1)	0.4982*** (0.0182)	0.4905*** (0.0165)	0.2119*** (0.0474)	0.1934*** (0.0422)
HDI 指数	-7.1704*** (0.7522)		-9.9543*** (2.3394)	
死亡率倒数		-9.3122*** (1.0942)		-14.2027*** (3.1179)
通货膨胀	-0.2651*** (0.0281)	-0.2431*** (0.0239)	-0.4409*** (0.0603)	-0.4396*** (0.0509)
GDP 增长率	-0.0358 (0.0319)	0.0402 (0.0271)	-0.0304 (0.0406)	0.0280 (0.0432)
产出缺口	0.0130 (0.0391)	-0.0512 (0.0331)	-0.0144 (0.0498)	-0.0757* (0.0432)
常数项	9.6557*** (0.6465)	5.1421*** (0.2443)	13.8247*** (1.9916)	8.3909*** (0.6163)
样本数	1686	2145	1686	2145
Adj-R <sup>2</sup>	0.3686	0.3576		
Sargan P 值			0.331	0.223
AR (2)			0.454	0.940

表 3 给出人口结构对实际利率产生影响的估计结果。结果显示，0-14 岁人口占比的系数显著为正，从供给角度，0-14 岁人口的增加意味着未来成年劳动人口也会随之增加，在资本存量不变的情况下，劳动人口比重增加会导致资本-劳动比下降，推高资本的边际产出，刺激企业投资，推高实际利率。0-14 岁人口也属于消费型人口，其占比增加会提高家庭支出，储蓄下降，需求效应发挥作用，最终推高实际利率。此时，供给效应叠加需求效应，大幅度牵引利率上升。

工作人口占比的系数显著为正，一方面意味着工作人口增加引起资本-劳动比下降，推

高 MPK 后刺激投资，牵引实际利率上升，体现“供给效应”。另一方面，工作人口因多数可能面临组建家庭的需要，面临房产、教育和医疗等情况而进行审慎储蓄行为，但随着子女出生或者孩子数量的增加，审慎储蓄逐渐弱化，虽然一部分抵消供给效应的影响，但整体来看，需求效应没有供给效应发挥的作用强烈。这也可以从工作人口占比的系数绝对值小于 0-14 岁人口占比的情况得到印证。少年抚养比显著正向影响实际利率，其解释与 0-14 岁人口占比一致。而老年抚养比显著负向影响实际利率，这一发现与 Ikeda & Saito (2014) 研究结论相同，老龄化在长期内会引起实际利率下降。从老龄化的缘由分析，老龄化是生育率下降和预期寿命延长共同作用的结果。其中，生育率下降引起未来成年工作人口的显著下降，抑制 MPK 和投资需求，压低实际利率。同时，生育率下降也会使得家庭养儿防老的功能下降，使得养老储蓄动机加强；预期寿命提高，老年人口预期退休生涯延长，出于应对退休生活而提高储蓄以及增加低风险资产的配置，利率最终会下降。总抚养比显著正向影响实际利率，说明人口结构的最终影响效应则由需求效应主导，对实际利率施加上行压力，这与假说 H3 预期一致。

表 3 人口结构维度与实际利率的估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS				SYS-GMM			
实际利率(t-1)	0.5101*** (0.0173)	0.5129*** (0.0159)	0.5116*** (0.0159)	0.5157*** (0.0159)	0.2213*** (0.0457)	0.2490*** (0.0438)	0.5116*** (0.0159)	0.2511*** (0.0439)
0-14 占比	0.1437*** (0.0257)				0.2185*** (0.0569)			
工作人口占比 (15-64)	0.0976** (0.0403)				0.1975** (0.0998)			
少年抚养比		0.0347*** (0.0043)	0.0246*** (0.0063)			0.0509*** (0.0097)	0.0355** (0.0152)	
老年抚养比			-0.0473** (0.0216)				-0.0823* (0.0473)	
总抚养比				0.0386*** (0.0053)				0.0562*** (0.0122)
通货膨胀	-0.2746*** (0.0344)	-0.1836*** (0.0137)	-0.1859*** (0.0138)	-0.1777*** (0.0137)	-0.5075*** (0.0538)	-0.3241*** (0.0428)	-0.3277*** (0.0436)	-0.3191*** (0.0433)
GDP 增长率	0.0232 (0.0293)	0.0046 (0.0275)	-0.0069 (0.0280)	0.0171 (0.0275)	0.0299 (0.0402)	0.0242 (0.0448)	0.0114 (0.0437)	0.0389 (0.0458)
产出缺口	-0.0507 (0.0350)	-0.0462 (0.0330)	-0.0426 (0.0331)	-0.0499 (0.0331)	-0.0661 (0.0475)	-0.0854** (0.0436)	-0.0606 (0.0466)	-0.0929** (0.0438)
常数项	-5.9154* (3.2072)	2.3266*** (0.2645)	3.4692*** (0.5846)	1.5764*** (0.3607)	-11.6690 (7.7234)	3.8636*** (0.5636)	5.6270*** (1.4014)	2.8164*** (0.8199)

样本数	1825	2409	2409	2409	2409	2409	2409	2409
Adj-R <sup>2</sup>	0.3720	0.3576	0.3586	0.3544				
Sargan P 值					0.926	0.693	0.740	0.682
AR (2)					0.411	0.397	0.414	0.407

## (四) 稳健性检验<sup>1</sup>

### 1. 更换解释变量

本文更换人口增长率指标作为人口数量的代理变量，并根据人口增长率的平均值将其划分为高、低两组，重新进行估计。结果显示，较高的人口增长率会推动实际利率的提高，进一步支持了假说 H1。

### 2. 更换工具变量法

本文使用 IV（工具变量法）重新估计了不同维度生育决策指标对实际利率的影响，采用实际利率的滞后 2 期和滞后 3 期作为自身的工具变量来处理可能的内生性问题。结果显示，使用 IV 方法后，前有结果保持稳健。

### 3. 典型经济体的样本：OECD 与中国

本文继续汇总 OECD 与中国生育决策与实际利率之间关系的估计结果。中国与全球样本保持一致，即人口数量与人口结构正向、人口质量负向作用于实际利率。OECD 样本中，除生育多少子女对实际利率的影响不显著外，其它维度的生育决策指标结果都表现稳健。

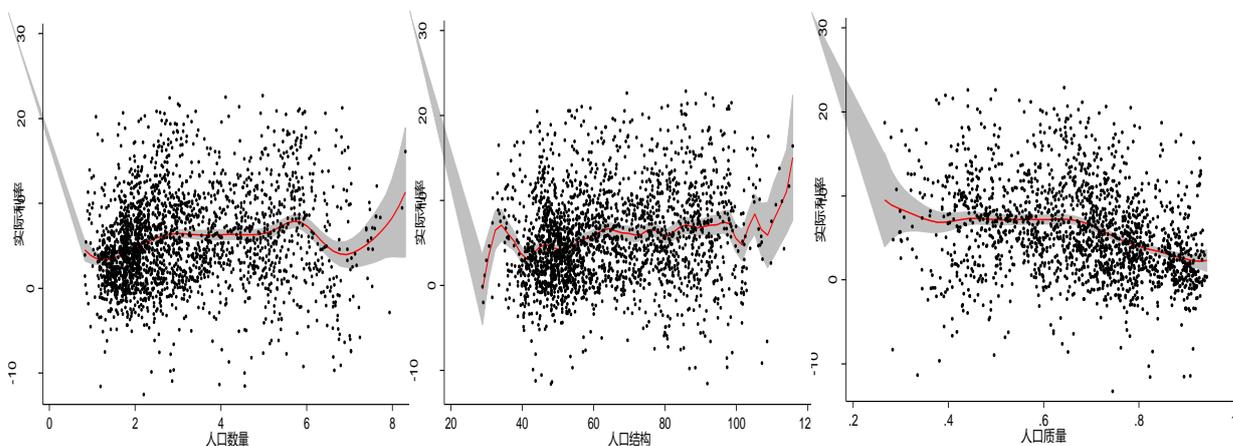


图 1 实际利率与生育决策三维度指标的半参数估计结果

注：图中横轴分别为生育数量、总抚养比和 HDI 指数，纵轴为实际利率；实线表示函数图像，阴影为 95% 置信区间；半参数模型估计核函数为高斯核。

### 4. 半参数估计

继续采用半参数估计方法对两者的关系进行检验<sup>1</sup>。图 1 显示，生育决策与实际利率之

<sup>1</sup> 篇幅所限，稳健性检验相关结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

间呈现非线性关系。当生育数量较低时, 实际利率随生育数量的增加而缓慢下降。随着生育数量的增大上移, 二者的关系较为平缓。总抚养比与生育数量的情况大致相同。而实际利率随着 HDI 指数的增加而缓慢下降。

#### (五) 异质性检验<sup>2</sup>

第一, 按高低收入国家进行分组检验<sup>3</sup>。结果显示, 高收入经济体中, 人口数量表现出的“供给效应”更为明显, 这可能与发达经济体更快的老龄化程度有着紧密关联, 而宏观层面, 收入水平更高的经济体生育率要明显低于中低收入经济体。高收入国家总抚养比对实际利率的影响并不显著, 可能源于总抚养比可细分为少儿抚养比和老年抚养比, 虽然老年抚养比在收入较高的阶段其升高的幅度更大, 意味着老龄化的加重, 然而一定程度上却被高收入家庭更愿意增加子女抚养支出所抵消, 这与内生人口因素后, 养老(审慎)储蓄动机的行为效应会替代年龄结构效应的结果相一致。人口质量提高对实际利率的负向作用则在高收入经济体表现明显。第二, 按老龄化程度进行分组检验<sup>4</sup>。根据联合国对老龄化程度的定义, 将全球样本分为老龄化程度大于 14% 和老龄化程度小于 14% 两个子样本组。结果显示, 随着老龄化程度的加深, 生育决策对实际利率的影响程度都在增加, 进一步印证本文的观点。

## 四、主要结论与政策建议

本文通过构建两期 OLG 模型, 在理论层面刻画了生育决策的三个维度, 即人口数量、结构、质量, 对实际利率的作用机理, 并利用 1960-2017 年全球 137 个国家的面板数据检验生育决策不同维度对实际利率的影响差异。研究发现: 生育决策的不同维度对实际利率的作用存在显著差异。其中, 人口数量正向影响实际利率, 表现出供给效应, 即家庭中适育女性生育孩子数量下降带来人口增长的放缓会通过降低劳动供给, 引致资本边际产出下降, 最终压低实际利率; 人口质量负向影响实际利率, 即增加健康与教育投入而引起的预期寿命延长最终会降低实际利率, 表现出需求效应; 人口结构对实际利率的作用由需求效应主导, 凸显抚养人群比例上升带来的经济效应。

针对中国面临着人口老龄化、抚养负担加重以及社会保障体系改革的现实问题, 本文提

---

<sup>1</sup> 半参数估计可以帮助寻找生育决策与实际利率之间更为准确的函数关系。参数估计可以获得二者关系的趋势性结论, 但可能会存在模型设定误差。

<sup>2</sup> 篇幅所限, 稳健性检验相关结果未予以列示, 感兴趣的读者可向作者索取。

<sup>3</sup> 根据世界银行公布的高收入经济体名单, 将全样本分为高收入经济体和中低收入经济体两个子样本, 考察人口因素作用于实际利率在不同收入水平国家的影响差异。

<sup>4</sup> 根据联合国确定的标准, 将 65 岁以上老年人口占总人口的比例达到 14% 或 60 岁以上老年人口占总人口的比例达到 20% 称为“深度老龄化社会”。

出以下政策建议：第一，货币当局要掌握人口动态信息，提升适应老龄社会的货币政策调控能力。未来中国人口老龄化会继续牵引利率下降，中国央行会面临货币政策空间收窄、效果弱化的挑战。货币当局在进行政策调控时要更加关注人口结构的趋势性变化，准确判断人口因素对实际利率的系统性影响，加快顶层设计，积极探索适合老年社会特征的政策利率调控体系，通过挖掘“老年人口红利”寻找合适的“时间窗口”，让政策利率顺应经济内生趋势，抵御老年人口对经济造成的负向冲击。

第二，全面评估最新生育政策预期效果的同时，借鉴国际经验积极推进社会保障制度改革。要阻断“少子化、老龄化”引发利率下降的传导通道，就要大力增加未来劳动力的资源供给。而放开生育政策很可能会改变未来人口总量以及延缓人口老龄化进程，促进长期实际利率温和上扬。但继续放开生育政策并不等于生育意愿的提高，政府部门要将多种形式的生育奖励政策落实到位，真正改善人力资本投入环境以减少抚养成本，为育龄夫妇扫清障碍。

第三，关注并把握老龄化带来的“纯老年需求”与社会消费风向的转变，拥抱“转折时代”孕育的各种机会。一方面，通过优化产业结构，逐步推进老龄产业发展。例如可以借鉴日本做法，将医疗护理、养老居住服务等“老有所依”行业确定为2025年后的经济增长点。另一方面，加大科技创新的投入，促进产业向技术密集型和知识密集型转变，通过提高资源利用率来抵消老龄化造成的经济负面影响。

## 【参考文献】

- [1] 董丽霞,赵文哲. 不同发展阶段的人口转变与储蓄率关系研究[J]. 世界经济, 2013(3):80-102.
- [2] 李雪,易祯,朱超. 人口学特征与利率期限结构:老年社会平缓的收益率曲线[J]. 金融研究,2020(6):96-113.
- [3] 庾思伟,周铭山. 人口结构,劳动参与率与长期实际利率演变——基于女性劳动文化视角的研究[J]. 中国工业经济, 2020,393(12):49-65.
- [4] 伍戈. 实际利率与宏观经济:中国的若干典型特征[J]. 国际经济评论,2010(6):25-32.
- [5] 杨建芳,龚六堂,张庆华. 人力资本形成及其对经济增长的影响——一个包含教育和健康投入的内生增长模型及其检验[J]. 管理世界, 2006(5):10-18.
- [6] 赵文哲,董丽霞. 人口结构、储蓄与经济增长——基于跨国面板向量自回归方法的研究[J]. 国际金融研究, 2013(9):29-42.
- [7] Arslanalp S, Lee J, Rawat U. Demographics and Interest Rates in Asia [J]. Japan and the World Economy, 2019,50(6):14-24.
- [8] Aksoy Y, Basso H S, Smith R P. Demographic Structure and Macroeconomic Trends[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2019,11(1):193-222.
- [9] Backus D, Cooley T, Henriksen E. Demography and Low-frequency Capital Flows [J]. Journal of International Economics, 2014, 92(5):94-102.
- [10] Carvalho C, Ferrero A, Nechio F. Demographics and Real Interest Rates: Inspecting the Mechanism[J]. European Economic Review, 2016, 88:208-226.
- [11] Choukhmane T, Coeurdacier N, Jin K. The One-Child Policy and Household Savings[C]. Meeting Papers, Society for Economic Dynamics, 2013.
- [12] Davis E P, Li C. Demographics and Financial Asset Prices in the Major Industrial Economies[R]. Brunel University Working Paper, 2003.
- [13] Diebold F E, Li C. Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields[J]. Journal of Econometrics, 2006,130(2):337-364.
- [14] Favero C A, Gozluklu A E, Yang H. Demographics and the Behavior of Interest Rates[J]. IMF Economic Review, 2016, 64(4):732-776.
- [15] Francis N, Ramey V A. Measures of Per Capita Hours and Their Implications for the Technology-Hours Debate[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2009,41(6):1071-1097.
- [16] Ikeda D, Saito M. The Effects of Demographic Changes on the Real Interest Rate in Japan[J]. Japan and the World Economy, 2014,32:37-48.

# 银行竞争是否影响了企业出口表现？ ——来自中国的证据

刘铠豪<sup>1</sup> 王嘉藩<sup>2</sup> 王雪芳<sup>3</sup>

**【摘要】**自改革开放以来，中国银行业经历了一个由高度垄断到竞争不断加剧的发展历程，与此同时中国创造了出口贸易发展的奇迹。那么，银行竞争是否影响了中国企业的出口表现呢？鉴于鲜有文献探讨这一极具现实意义的话题，本文从银行竞争的视角对中国企业出口扩张提供一种可能的解释。研究发现：银行竞争增加了企业出口倾向、增大了企业出口规模、提升了企业出口强度并增加了企业出口利润率，并且这一结论相当稳健。潜在的影响机制分析发现，银行竞争主要是通过降低企业的融资约束和提高企业的创新水平两个路径提升了企业的出口表现。异质性检验结果显示，银行竞争对企业出口表现的影响作用在本土企业和外资企业、不同行业、不同地区之间存在一定的差异。调节效应检验结果显示，银行业景气度的提高会促进银行竞争对企业出口表现的提升作用。最后，依据本文结论提出了适度提高银行业景气程度、适度增强资本密集型行业集聚地区的银行竞争程度和适当降低行业集中度的政策建议。

**【关键词】**银行竞争；企业出口倾向；企业出口规模；企业出口强度；企业出口利润率

## 引言

纵观中国对外贸易发展历程，以改革开放为起点，中国出口贸易保持了近四十年的高速增长，创造了世界外贸发展史上的一大奇迹，取得了举世瞩目的发展成就。与此同时，改革开放以来，中国银行业的垄断色彩逐渐褪去，垄断格局逐步被打破，竞争态势愈演愈烈。从1987年第一批股份制商业银行的创立，到20世纪90年代中后期国有银行的改革与城市商业银行的成立，再到21世纪加入WTO后国有银行的股份制改造与银行上市热潮，以及中国银行业对外资银行的逐步开放，直到2014年5家民营银行的试点创立，我国银行业的竞争格局从无到有，且无论是在产权性质上，还是在数量和规模上，均呈现出愈来愈激烈的竞争态势（姜付秀等，2019）。那么，银行竞争是中国企业出口的国内驱动因素吗？或者说，

<sup>1</sup> 刘铠豪，山东大学公共经济与公共政策研究中心、山东大学经济学院。

<sup>2</sup> 王嘉藩，山东大学经济学院。

<sup>3</sup> 王雪芳，山东大学经济学院。

银行竞争是否影响了中国企业的出口表现呢？这是本文旨在探讨的核心问题。

金融是现代经济的血脉，是资源配置和宏观调控的重要工具。近些年来，中央政府高度重视银行业的发展。例如，习近平总书记在 2017 年的全国金融工作会议中强调，“要改善间接融资结构，推动国有大银行战略转型，发展中小银行和民营金融机构”；2018 年末召开的中央经济工作会议更是明确了 2019 年的重点工作任务，提出“要以金融体系结构调整优化为重点深化金融体制改革，发展民营银行和社区银行，推动城商行、农商行、农信社业务逐步回归本源”。鉴于此，在加快金融供给侧结构性改革、推动金融结构同经济社会发展相适应的战略目标下，在全球经贸整体放缓、中美经贸摩擦不断、贸易保护主义在实施方式、政策数量和扩散程度等方面的新态势愈发显著的国际环境下，探究银行业发展能否成为企业出口竞争力的有力支撑和保障、以及如何有效服务于实体经济，在当下具有重大现实意义。并且，有效评估银行业放松管制的出口效应，从银行竞争视角对中国企业出口扩张提供一种可能的解释也十分具有理论意义。因此，本文基于银行竞争的视角，以 2003—2018 年上市公司作为研究样本，旨在探究银行竞争对企业出口表现的影响作用。

## 一、文献综述

令人遗憾的是，目前聚焦银行竞争如何影响企业出口表现的文献少之又少，与本文联系最为紧密的文章仅有四篇：一篇是毛其淋和王澍（2019）采用中国工业企业数据进行的实证研究，该研究发现地方金融自由化（城商行分支机构数）不仅显著提高了企业出口概率，而且对企业出口规模扩张具有明显的促进作用。进一步的影响机制检验表明，地方金融自由化通过缓解企业面临的融资约束问题，促进了企业出口规模扩张。该研究有助于深入理解地方金融发展与企业出口的内在联系，具有较大的启发意义。但是，用地方的城商行分支机构数衡量地方金融自由化并不能反映地方的银行业市场结构，而本文通过构建各个城市银行业的赫芬达尔—赫希曼指数（HHI）和前三大银行分支机构占比（CR3）能够客观地衡量银行业市场结构，从而弥补了这一缺憾。另外三篇则是聚焦银行竞争对企业出口质量的影响作用：余静文和惠天宇（2019）利用匹配的中国工业企业数据库和海关数据库分析了银行业竞争对企业出口产品质量的影响。研究表明，银行业竞争程度的提升能够缓解企业融资约束，使企业能够在技术创新以及高技能生产要素方面配置更多资源，从而促进产品质量提升。王浩等（2021）基于同样的数据库得出了类似的结论。而刘慧和王明益（2021）基于同样的数据库却发现：银行竞争对中国企业出口质量升级发挥“双刃剑”效应。银行竞争缓解了中国

企业的融资约束，这一方面促使持续出口企业进行产品质量升级，另一方面却导致大量低质量企业进入出口市场，最终使银行竞争对中国企业平均出口质量的提升呈现抑制作用。这三篇讨论银行竞争如何影响出口产品质量的文章，有助于更好地评估中国银行业改革的经济效应。但是，企业出口产品质量仅仅是企业出口行为的一个方面，在全球经贸整体放缓、中美经贸摩擦不断、贸易保护主义在实施方式、政策数量和扩散程度等方面的新态势愈发显著的国际环境下，探究银行竞争能否提升企业整体出口表现更加具有现实意义，而本文基于出口倾向、出口规模、出口强度和出口利润率四个维度衡量企业出口表现，可以在一定程度上弥补这一缺憾。

综上所述，目前并没有文章全面深入地探讨银行竞争对企业出口表现（包括企业出口倾向、出口规模、出口强度和出口利润率）的影响作用。鉴于此，本文的边际贡献在于：第一，本文补充了关于“企业出口表现影响因素”这一研究领域的实证研究，证实了“银行竞争对中国企业出口表现的实质性影响”。第二，初次考察了银行竞争对企业出口表现的潜在影响机制，有助于深化对银行竞争与企业出口表现内在关系的认识。第三，初步探讨了银行竞争与企业出口表现的异质性关系以及对两者关系起调节作用的相关因素，丰富了对中国银行业改革的经济效应的研究。

## 二、理论分析与研究假设

市场力量假说认为，银行竞争的加剧将使企业有着更高的信贷供给和更低的贷款成本，融资约束程度也就越低。并且，基于中国企业层面的研究表明，银行竞争确实能够缓解企业的融资约束（姜付秀等，2019；蒋海和廖志芳，2015），验证了市场力量假说。而大量的基于中国企业层面的研究已经表明，融资约束会显著地降低企业出口可能性（孙灵燕和李荣林，2012），抑制企业出口规模（阳佳余，2012），降低企业出口强度（张中元，2015）。此外，融资约束也会显著地抑制出口企业成本加成（李宏亮和谢建国，2018），其在定价时的成本加成下降，获得的利润率也更低（余淼杰和智琨，2016）。因此，银行竞争通过降低企业的融资约束可以提升其出口表现（包括出口倾向、出口规模、出口强度和出口利润率），说明融资约束是银行竞争影响企业出口表现的渠道之一。基于此，本文提出如下假说：

假说 1：银行竞争通过降低企业的融资约束进而提升企业出口表现。

随着银行管制的放松，更多流入到产品或过程创新项目的信贷资金能显著提高企业研发的数量和质量（Benfratello et al.,2008）。并且，基于中国企业层面的研究表明，银行竞争的

确对企业创新具有积极作用（蔡竞和董艳，2016；周怡，2017）。而企业创新水平会显著地增加企业出口参与的可能性（陈建平，2020），增加企业出口规模（徐青和谢军，2010），提升企业出口强度（Sterlacchini，2001）。此外，企业创新水平可以有效提升其成本加成（刘啟仁和黄建忠，2016），企业在定价时的成本加成越高，获得的利润率也更高（余淼杰和智琨，2016）。因此，银行竞争通过提高企业的创新水平可以提升其出口表现（包括出口倾向、出口规模、出口强度和出口利润率），说明创新水平是银行竞争影响企业出口表现的渠道之一。基于此，本文提出如下假说：

假说 2：银行竞争通过提高企业创新水平进而提升企业出口表现。

商业信用产生于上下游生产和销售往来关系紧密的企业之间，是指企业间的贷款延迟支出，即卖方容许买方在取得货品后能够不必立刻支付贷款，而是延迟一段时间后再进行支付，这相当于卖方赋予买方的一个短期融资。现有研究表明，商业信用和银行信用之间其实既存在替代性效应又存在互补性效应<sup>1</sup>，两者方向相反，但最终显示的是效应较大一方的结果（朱世香和张顺明，2017）。依据市场力量假说，银行竞争的加剧将使银行提供更多的信贷供给，即银行信用增加。但是，银行竞争引致的银行信用增加究竟是会增加还是减少商业信用呢？这个取决于替代性效应和互补性效应的大小，具有不确定性。而现有研究表明，商业信用将显著地提高企业出口参与度（周定根和杨晶晶，2016），促进企业出口规模增长（陆利平和邱穆青，2016）并影响出口强度（张左敏，2017）。并且，商业信用作为一种重要的非正式融资途径可以缓解很多出口企业的融资约束，融资约束的缓解有助于提高出口企业成本加成（李宏亮和谢建国，2018），其在定价时的成本加成越高，获得的利润率也更高（余淼杰和智琨，2016）。因此，商业信用有助于提升企业出口表现。基于此，本文提出如下假说：

假说 3a：若银行信用和商业信用之间的替代性效应大于互补性效应，那么银行竞争引致的银行信用增加会减少商业信用，进而抑制企业出口表现。

假说 3b：若银行信用和商业信用之间的替代性效应小于互补性效应，那么银行竞争引致的银行信用增加会增加商业信用，进而提升企业出口表现。

假说 3c：若银行信用和商业信用之间的替代性效应近似于互补性效应，那么银行竞争引致的银行信用增加对商业信用无实质性影响，进而对企业出口表现也无实质性影响。

---

<sup>1</sup> 文章篇幅有限，关于“商业信用和银行信用之间既存在替代性效应又存在互补性效应的理论解释”未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

## 三、研究设计

### （一）数据来源与处理

本文选取 2003—2018 年上市公司作为研究样本，主要是基于以下两点考虑：首先，直到 2014 年 5 家民营银行的试点创立，我国银行业的竞争格局从无到有，且无论是在产权性质上，还是在数量和规模上，均呈现出愈来愈激烈的竞争态势（姜付秀等，2019）。因此，横跨 2014 年前后的上市公司数据在样本周期方面较为合适。其次，上市公司数据库中出口利润率的数据最早可以追溯到 2003 年，所以样本周期起始于 2003 年。上市公司数据主要来自于 CSMAR 公司研究系列数据库和 Wind 沪深股票指标数据库，本文对两个数据库进行了匹配。参照姜付秀等（2019）的做法，本文对初始数据进行如下筛选：第一，鉴于金融类企业由于财务报表项目构成与实体企业有较大差异，而本文重点关注实体企业，因此，剔除金融行业类别的上市公司样本；第二，考虑到亏损类上市公司数据异常，剔除在数据提取期间被 ST、\*ST 的上市公司样本；第三，剔除负债率大于 100% 的样本。此外，银行分支机构数据来自于中国研究数据服务平台的中国商业银行分支机构数据库和中国银行保险监督管理委员会官网，城市层面的数据主要来自中国研究数据服务平台里面的中国城市统计数据库、Wind 数据库、各城市年度国民经济和社会发展统计公报、各省份统计年鉴和《中国城市统计年鉴》。

### （二）指标构建

本文利用中国研究数据服务平台的中国商业银行分支机构数据库以及中国银行保险监督管理委员会官网的相关信息，计算出各个银行每年在各个城市的分支机构数量，进而构建各个城市银行业的赫芬达尔-赫希曼指数（HHI）和前三大银行分支机构占比（CR3）以衡量银行竞争水平，在基准回归中本文采用赫芬达尔-赫希曼指数（HHI）作为核心解释变量，在稳健性检验部分采用前三大银行分支机构占比（CR3）替换核心解释变量（HHI）以检验估计结果的稳健性，两种指标具体构建如下：

1. HHI 是银行业的赫芬达尔-赫希曼指数，衡量地区内的银行竞争水平，其计算方法如下：

$$HHI = \sum_{k=1}^K \left( \frac{Branch_k}{Total_{Branches}} \right)^2 \quad (1.1)$$

其中， $Branch_k$  为第  $k$  个银行在该地区分支机构数量， $Total_{Branches}$  为该地区银行所有分支机构数量。该指数取值范围为 (0,1)，且为负向指标，银行竞争程度越高，该值越小。

2. CR3 是前三大银行支行数量占银行支行总数的比例, 用以衡量地区的银行集中度, 其计算方法如下:

$$CR3 = (Branch_{1th} + Branch_{2th} + Branch_{3th}) / Total_{Branches} \quad (1.2)$$

其中,  $Branch_{1th}$ 、 $Branch_{2th}$  和  $Branch_{3th}$  分别是该地区分支机构数量最多的前三家银行的机构数量,  $Total_{Branches}$  为该地区银行所有分支机构的数量。该变量取值范围为 (0,1), 且为负向指标, 银行竞争程度越高, 该值越小。

### (三) 计量模型与变量说明

本文综合采用了现有的关于企业出口表现的相关衡量指标, 所关注的企业出口表现主要包括四个方面: 企业出口倾向、出口规模、出口强度和出口利润率。因此, 本文所设定的基准回归模型如下:

$$Export\_Propensity_{it} = \alpha_1 + \beta_1 HHI\_City_{ct} + \gamma_1 firmCV_{it} + \gamma_2 CityCV_{ct} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2.1)$$

$$Export\_Scale_{it} = \alpha_2 + \beta_2 HHI\_City_{ct} + \gamma_3 firmCV_{it} + \gamma_4 CityCV_{ct} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2.2)$$

$$Export\_Intensity_{it} = \alpha_3 + \beta_3 HHI\_City_{ct} + \gamma_5 firmCV_{it} + \gamma_6 CityCV_{ct} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2.3)$$

$$Export\_Profit_{it} = \alpha_4 + \beta_4 HHI\_City_{ct} + \gamma_7 firmCV_{it} + \gamma_8 CityCV_{ct} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2.4)$$

其中, 下标  $i$  代表企业,  $c$  代表企业所在地区 (城市),  $t$  代表年份; 被解释变量  $Export\_Propensity$ 、 $Export\_Scale$ 、 $Export\_Intensity$  和  $Export\_Profit$  分别表示企业出口倾向、企业出口规模、企业出口强度和企业出口利润率<sup>1</sup>; 核心解释变量  $HHI\_City$  是本文关注的各城市银行竞争程度,  $firmCV$  表示影响企业出口表现的一系列企业特征的控制变量矩阵; 鉴于核心解释变量  $HHI\_City$  是城市层面的变量, 为了更精确地将其影响作用分离出来, 回归模型中也控制了一些城市层面的特征变量, 用  $CityCV$  表示城市特征变量的控制变量矩阵;  $\eta_i$  和  $\lambda_t$  分别代表企业固定效应和时间固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为干扰项。参照毛其淋和王澍 (2019) 的做法, 本文选取的控制变量包括: 全要素生产率 ( $tfp$ )、企业规模 ( $lnasset$ )、经营年限 ( $lnage$ )、工资水平 ( $lnwage$ )、资产负债率 ( $lev$ )、资本密集度 ( $lncapital$ )、政府补助 ( $subsidy$ )、前 10 大股东持股比例 ( $top10$ )、市场势力因素 ( $marketpower$ )、是否为国有企业 ( $soe$ )、人均 GDP ( $lnpgdp$ )、直接金融规模 ( $finance$ )、工业化水平 ( $industrialization$ )、城市基础设施 ( $lnroad$ )、

<sup>1</sup> 衡量企业出口表现的四个指标定义如下: (1) 出口倾向: 若企业有海外销售收入则为 1, 否则为 0; (2) 出口规模: 企业海外销售收入加 1 后取对数; (3) 出口强度: 企业海销售务收入占营业收入的比重; (4) 出口利润率: 参照彭飞和毛德凤 (2018) 的做法, 以企业国外营业利润占总资产的比例衡量。

地区人力资本水平（humancapital）和产业就业结构（employment）<sup>1</sup>。

## 四、实证分析

### （一）基准回归

基准回归结果如表 1 所示，为了检验估计结果的稳健性，在表 1 第（1）~（4）列中不引入控制变量，在表 1 第（5）~（8）列中引入控制变量，所有回归均控制了企业固定效应和年份固定效应。表 1 第（1）~（8）列的回归结果表明：银行竞争增加了企业出口倾向、增大了企业出口规模、提升了企业出口强度并增加了企业出口利润率。换言之，银行竞争显著地提升了企业的出口表现。

表 1 基准回归

VARIABLES	出口倾向	出口规模	出口强度	出口利润率	出口倾向	出口规模	出口强度	出口利润率
	Probit	Tobit	Tobit	Tobit	Probit	Tobit	Tobit	Tobit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
hhi_city	-1.5086 (-1.5806)	-6.7997* (-1.9019)	-0.2479*** (-2.8027)	-0.0461*** (-2.7034)	-2.1504** (-2.5356)	-8.4161*** (-2.5864)	-0.2775*** (-3.2735)	-0.0430** (-2.5388)
控制变量	NO	NO	NO	NO	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	5,646	21,313	21,313	21,614	5,646	21,313	21,313	21,614

注：（1）所有回归均采用聚类稳健标准误。（2）采用 Probit 和 Tobit 回归时，汇报的估计结果均为直接回归之后进一步测算的边际效应（不含常数项，因为常数项无法求得边际效应）。（3）（）内为 t 值或 z 值；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著。（4）篇幅所限，回归表格中并未汇报控制变量的估计结果，留存被索。下表同。

### （二）稳健性检验

为了证明基准回归的结论是稳健的，接下来本文进行了大量的稳健性检验<sup>2</sup>，具体如下：第一，替换核心解释变量：以前三大银行支行数量占银行支行总数的比例（cr3\_city）来衡量地区的银行集中度（姜付秀等，2019）；第二，替换核心解释变量：采用省级层面的赫芬达尔-赫希曼指数（hhi\_province）作为替代变量；第三，控制产业时间趋势：将行业虚拟变量和年份虚拟变量的交乘项引入基准回归；第四，更换估计方法：依次采用 Heckman 两步法和两部分模型（Two-part model）进行再次估计；第五，考虑 2006 年外资银行管制撤销这一外生冲击对估计结果的影响；第六，工具变量法：采用同省份人均 GDP 最接近的三个地级

<sup>1</sup> 文章篇幅有限，各变量的统计性描述未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

<sup>2</sup> 文章篇幅有限，稳健性检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

市的平均银行竞争水平作为工具变量；第七，安慰剂检验：考察是否存在其他随机因素影响基本结论。所有稳健性检验的结果均表明：基准回归的结论非常稳健。

### （三）潜在的影响机制分析

既然银行竞争对企业出口表现的影响作用非常稳健，那么潜在的影响机制是什么呢？或者说，银行竞争影响企业出口表现的渠道和路径有哪些呢？本文接下来将进行逐一探讨。

#### 1. 融资约束

本文采用公司金融领域经典的且被广泛应用的投资—现金流敏感性模型来检验银行竞争是否显著影响了企业的融资约束，构建模型如下：

$$Investment_{it} = \alpha_1 + \beta_1 HHI\_City_{ct} + \beta_2 HHI\_City_{ct} * CashFlow_{i,t-1} + \beta_3 CashFlow_{i,t-1} + \gamma_1 firmCV_{it} + \gamma_2 CityCV_{ct} + \eta_t + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，*Investment* 为企业新增投资水平，*CashFlow* 为现金流，交乘项 *HHI\_City \* CashFlow* 是回归模型的核心解释变量。由于 HHI 指数与 CR3 均为负向指标，所以当该交乘项的回归系数显著为正时，代表银行竞争与企业的投资—现金流敏感性之间为负向关系，即银行竞争越激烈，企业的投资对内部现金流的依赖程度越低，企业的融资约束程度越低。而表 2 的回归结果表明，银行竞争确实是使得投资对现金流的依赖程度降低了，即降低了企业的融资约束。事实上，在我国金融市场仍不完善、信贷资金分配受非市场因素制约现象十分突出、大量企业仍面临严重的融资约束问题这一现实背景下<sup>1</sup>（李宏亮和谢建国，2018），完全依靠企业有限的内部资金很难承担关键投资的融资缺口（蔡竞和董艳，2016），而银行竞争使得这些投资不再那么依赖企业内部的现金流，进而增加了完成这些投资的可能性。而表 3 的估计结果表明，企业的投资能够显著地提升其出口表现。因此，银行竞争通过降低企业的融资约束（减轻了企业的投资对内部现金流的依赖程度，增加了完成投资的可能性）进而提升其出口表现，验证了假说 1。

表 2 影响机制：融资约束（投资—现金流敏感性模型）

VARIABLES	新增投资 (Investment)	VARIABLES	新增投资 (Investment)	VARIABLES	新增投资 (Investment)
	OLS		OLS		OLS
	(1)		(2)		(3)
hhi_city	0.0312 (0.8602)	cr3_city	0.0029 (0.1847)	hhi_province	0.0431 (0.7927)
hhi_city*cashflow	0.0119**	cr3_city*cashflow	0.0028**	hhi_province*cashflow	0.0116**

<sup>1</sup> 《世界银行投资环境调查》数据表明，80%的中国企业将融资约束视为发展的主要障碍；中国中小企业协会的数据也显示，90%以上的小微企业无法正常获得银行贷款。

	(2.1180)		(2.4809)		(2.3975)
cashflow	-0.0013**	cashflow	-0.0012**	cashflow	-0.0012**
	(-2.0960)		(-2.5084)		(-2.3693)
控制变量	YES	控制变量	YES	控制变量	YES
Firm FE	YES	Firm FE	YES	Firm FE	YES
Year FE	YES	Year FE	YES	Year FE	YES
R-squared	0.1224	R-squared	0.1224	R-squared	0.1224
Observations	21,177	Observations	21,177	Observations	21,177

表 3 影响机制：融资约束（依赖于内部现金流的企业投资如何影响出口表现）

VARIABLES	出口倾向	出口规模	出口强度	出口利润率
	Probit	Tobit	Tobit	Tobit
	(2)	(3)	(4)	(5)
hhi_city	-2.3108*** (-2.6788)	-8.6585*** (-2.6576)	-0.2851*** (-3.3913)	-0.0429** (-2.4932)
Investment	0.4685** (2.1044)	1.3044** (2.0163)	0.0374* (1.6552)	0.0101*** (2.6602)
控制变量	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES
Observations	5,454	20,878	20,878	21,177

## 2. 创新水平

本文采用中介效应模型<sup>1</sup>检验银行竞争是否通过影响企业创新水平进而影响其出口表现。关于企业创新水平，借鉴张璇等（2019）的做法，本文选取的中介变量为企业当年的专利数（用 *zl* 表示）。具体分析如下：首先，表 4 第（1）列显示，银行竞争显著地增加了企业的专利数，即提高了企业的创新水平；而表 4 第（2）~（5）列的回归结果表明，专利数对企业出口表现的提升作用在统计上十分显著。因此，银行竞争通过提高企业创新水平进而提升其出口表现，验证了假说 2。

表 4 影响机制：创新水平

VARIABLES	专利数 ( <i>zl</i> )	VARIABLES	出口倾向	出口规模	出口强度	出口利润率
	OLS		Probit	Tobit	Tobit	Tobit
	(1)		(2)	(3)	(4)	(5)
hhi_city	-2.5585*** (-2.8101)	hhi_city	-2.0284** (-2.4429)	-7.9933** (-2.4690)	-0.2669*** (-3.1644)	-0.0422** (-2.4867)
		zl	0.0604*** (5.8526)	0.2034*** (5.0685)	0.0050*** (3.5314)	0.0005*** (2.6663)

<sup>1</sup> 在检验融资约束这一影响机制时，本文采用的是公司金融领域经典的且被广泛认可的投资—现金流敏感性模型，在接下来检验影响机制的过程中，本文采用国际贸易领域检验影响机制时被广泛使用的中介效应模型。

控制变量	YES	控制变量	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	Firm FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	Year FE	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.8003					
Observations	21,292	Observations	5,646	21,312	21,312	21,606

### 3. 商业信用

本文同样采用中介效应模型检验银行竞争是否通过影响企业商业信用进而影响其出口表现。关于企业商业信用水平,本文从前向商业信用额度(用  $tc$  表示)和后向商业信用额度(用  $tcs$  表示)两个维度进行考察。参照方明月(2014)的做法,对于企业提供给下游客户的商业信用,用应收账款与总资产的比例度量;对于企业获得的来自上游供应商的商业信用,用应付账款与总负债的比例度量。表 5 和表 6 的估计结果表明,银行竞争既没有显著地增加企业的前向商业信用额度,也没有显著地增加企业的后向商业信用额度。考虑到当中介效应不够强时,各回归系数检验势不高,易误判。鉴于此,本文又进行了 Sobel 检验,如表 5 和表 6 的倒数第二行所示, Sobel 检验的 P 值均不显著,说明不存在中介效应。因此,银行竞争并没有通过增加企业商业信用进而提升其出口表现,验证了假说 3c。

表 5 影响机制: 前向商业信用额度

VARIABLES	前向商业信用额度 ( $tc$ )	VARIABLES	出口倾向	出口规模	出口强度	出口利润率
	OLS		Probit	Tobit	Tobit	Tobit
	(1)		(2)	(3)	(4)	(5)
hhi_city	0.0088 (0.2712)	hhi_city	-2.1393** (-2.5433)	-8.4158*** (-2.5975)	-0.2768*** (-3.2585)	-0.0432** (-2.5412)
		tc	1.0594*** (3.3484)	4.7172*** (4.0258)	0.1365*** (3.6889)	0.0082 (1.5533)
控制变量	YES	控制变量	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	Firm FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	Year FE	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.8354	Sobel(p-value)	0.7482	0.7481	0.7486	0.6749
Observations	21,300	Observations	5,646	21,313	21,313	21,614

表 6 影响机制: 后向商业信用额度

VARIABLES	后向商业信用额度 ( $tcs$ )	VARIABLES	出口倾向	出口规模	出口强度	出口利润率
	OLS		Probit	Tobit	Tobit	Tobit
	(1)		(2)	(3)	(4)	(5)
hhi_city	0.0347 (0.6030)	hhi_city	-2.1743** (-2.5524)	-8.4767*** (-2.5979)	-0.2797*** (-3.2934)	-0.0432** (-2.5415)
	0.0408***	tcs	0.0330	0.8152	0.0072	0.0036

	(13.6033)		(0.1619)	(0.9769)	(0.2126)	(0.8520)
控制变量	YES	控制变量	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	Firm FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	Year FE	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.8543	Sobel(p-value)	0.4212	0.3419	0.6270	0.3591
Observations	21,277	Observations	5,645	21,289	21,289	21,590

#### (四) 异质性检验

为了全面认识银行竞争与企业出口表现之间的异质性关系，本文接下来从不同维度进行了大量的异质性检验<sup>1</sup>，具体如下：第一，本土企业 VS 外资企业：与外资企业相比，银行竞争对本土企业出口表现的提升作用整体而言在统计上更为显著；第二，资本密集型行业 VS 劳动密集型行业：银行竞争对企业出口表现的提升作用主要体现在资本密集型行业，对劳动密集型行业企业的影响作用在统计上并不显著；第三，行业集中度较高行业 VS 行业集中度较低行业：与行业集中度较高行业的企业相比，银行竞争对行业集中度较低行业的企业出口表现的提升作用在统计上更为显著；第四，东部地区 VS 中西部地区：与中西部地区的企业相比，银行竞争对东部地区的企业出口表现的提升作用在统计上更为显著；第五，距离港口较近地区 VS 距离港口较远地区：与距离港口较远地区的企业相比，银行竞争对距离港口较近地区的企业出口表现的提升作用在统计上更为显著。

#### (五) 进一步讨论：调节效应检验

为了进一步揭示银行竞争与企业出口表现之间的关系，本文接下来从不同维度进行了调节效应检验<sup>2</sup>，从而有助于揭示作用机制，检验结果表明：银行业景气度的提高会促进银行竞争对企业出口表现的提升作用，存在一定的调节效应；而房价、劳动力成本和制度质量对银行竞争与企业出口表现之间的关系并不存在调节效应。

## 五、结论与政策启示

本文基于银行竞争的视角，采用 2003—2018 年上市公司微观数据系统地探讨了银行竞争对企业出口表现的影响作用。研究发现：银行竞争增加了企业出口倾向、增大了企业出口规模、提升了企业出口强度并增加了企业出口利润率。潜在的影响机制分析发现，银行竞争主要是通过降低企业的融资约束和提升企业的创新水平两个路径提升了企业的出口表现。异质性检验结果显示，银行竞争对企业出口表现的影响作用在不同类型企业、不同行业 and 不同地区之间存在明显差异。调节效应检验结果显示，银行业景气度的提高会促进银行竞争对企

<sup>1</sup> 文章篇幅有限，异质性检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

<sup>2</sup> 文章篇幅有限，调节效应检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

业出口表现的提升作用，存在一定的调节效应。基于上述研究结论，本文政策启示如下：

（一）针对银行业景气度的调节作用，在建立信贷逆周期调控机制以平抑银行风险波动的前提下，适度提高银行业景气程度是实现“银行竞争提升企业出口表现”的有效路径。本文的调节作用检验结果显示，银行业景气度的提高会加强银行竞争对企业出口表现的提升作用。因此，对于那些银行业景气度较差的落后地区而言，适度提高银行业景气程度有助于发挥银行竞争对企业出口表现的促进作用。诚然，银行业景气度的提升容易引发银行信贷过度扩张倾向及行为，所以金融监管部门也需要建立银行信贷的逆周期调控机制，实现对银行风险波动的平抑。

（二）针对“银行竞争对企业出口表现的影响作用在资本密集型行业和劳动密集型行业之间存在显著的差异”这一客观事实，适度增强“资本密集型行业集聚地区”的银行竞争程度是在地理维度上有的放矢的精准举措。本文的异质性分析结果显示，银行竞争对企业出口表现的影响作用在资本密集型行业和劳动密集型行业之间存在显著的差异，主要体现在资本密集型行业。鉴于此，进一步放松资本密集型行业集聚地区的银行业管制，适度地增强这些地区的银行竞争程度，有助于提升资本密集型行业企业的出口表现，实现资本密集型行业集聚地区的出口繁荣。

（三）适当降低行业集中度，削弱行业内部垄断，是发挥“银行竞争对企业出口表现的提升作用”、实现“稳外贸”的有效路径。本文的异质性检验结果表明，与行业集中度较高行业的企业相比，银行竞争对行业集中度较低行业的企业的影响作用在统计上更为显著。因此，对于行业集中度较高的行业而言，进一步深化改革减少行业内部垄断，不断完善反垄断执法体系，逐步形成要素自由流动、价格反应灵活、竞争公平有序、企业优胜劣汰的行业内部市场环境，有助于提升这些行业的企业出口表现以及实现“稳外贸”的政策目标。

## 【参考文献】

- [1] 蔡竞, 董艳. 银行业竞争与企业创新——来自中国工业企业的经验证据[J]. 金融研究, 2016: 96-111
- [2] 陈建平. 创新行为与中国工业企业出口选择——基于世界银行数据分析[J]. 中小企业管理与科技(上旬刊), 2020(9): 84-87
- [3] 方明月. 市场竞争、财务约束和商业信用——基于中国制造业企业的实证分析[J]. 金融研究, 2014(2): 111-124
- [4] 蒋海, 廖志芳. 银行业竞争与中小企业融资约束[J]. 广东财经大学学报, 2015(6): 37-45
- [5] 姜付秀, 蔡文婧, 蔡欣妮, 李行天. 银行竞争的微观效应: 来自融资约束的经验证据[J]. 经济研究, 2019(6): 72-88
- [6] 刘啟仁, 黄建忠. 产品创新如何影响企业加成率[J]. 世界经济, 2016(11): 28-53
- [7] 刘慧, 王明益. 银行业竞争对中国企业出口质量升级的“双刃剑”效应——基于质量调整和出口进入的双视角[J]. 上海财经大学学报, 2021(2): 61-75.
- [8] 陆利平, 邱穆青. 商业信用与中国工业企业出口扩张[J]. 世界经济, 2016(6): 149-167
- [9] 李宏亮, 谢建国. 融资约束与企业成本加成[J]. 世界经济, 2018(11): 121-144
- [10] 彭飞, 毛德凤. “营改增”的出口效应和生产率效应——基于行业关联的解释[J]. 产业经济研究, 2018(1): 52-64
- [11] 毛其淋, 王澍. 地方金融自由化如何影响中国企业出口?: 以城市商业银行发展为例[J]. 世界经济研究, 2019(8): 11-29
- [12] 孙灵燕, 李荣林. 融资约束限制中国企业出口参与吗?[J]. 经济学(季刊), 2012(1): 231-252
- [13] 王浩, 孙祿, 屠年松. 银行业竞争、融资约束与中国制造业出口产品质量[J]. 国际经贸探索, 2021(5): 82-98.
- [14] 徐青, 谢军. 技术创新能力与企业出口绩效的关系研究——广东、江苏、浙江三省之间的比较[J]. 特区经济, 2010(11): 267-269
- [15] 阳佳余. 融资约束与企业出口行为: 基于工业企业数据的经验研究[J]. 经济学(季刊), 2012(4): 1503-1524
- [16] 余淼杰, 智琨. 进口自由化与企业利润率[J]. 经济研究, 2016(8): 57-71
- [17] 余静文, 惠天宇. 银行业竞争有助于产品质量升级吗——基于中国出口企业数据的分析[J]. 金融学季刊, 2019(4): 23-46
- [18] 张中元. 外部融资约束对企业出口行为的影响——基于中国企业普查数据的实证研究[J]. 经济理论与经济管理, 2015(3): 34-49
- [19] 张璇, 李子健, 李春涛. 银行业竞争、融资约束与企业创新——中国工业企业的经验证据[J]. 金融研究, 2019(10): 98-116
- [20] 周定根, 杨晶晶. 商业信用、质量信息传递与企业出口参与[J]. 管理世界, 2016(7): 36-50
- [21] 朱世香, 张顺明. 商业信用对银行信用的替代研究[J]. 经济经纬, 2017(5): 147-152
- [22] 张左敏. 融资约束对企业出口的影响[D]. 山东大学, 2017
- [23] 周怡. 银行业发展、异质企业与技术看新[J]. 当代经济科学, 2017(3): 66-76
- [24] Benfratello L, Schiantarelli F, Sembenelli A. Banks and Innovation: Microeconomic Evidence on Italian Firms[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 90(2): 197-217
- [25] Sterlacchini A. The Determinants of Export Performance: A Firm-level Study of Italian Manufacturing[J]. Review of World Economics, 2001(137): 450-472

# 浮动汇率制能有效降低跨境资本流动波动吗？<sup>1</sup>

芦东<sup>2</sup> 刘家琳<sup>3</sup> 周行<sup>4</sup>

**【摘要】**本文基于收益-风险-流动性分析框架，以及 1986—2018 年 43 个新兴市场经济体的跨境资本流入数据，从理论和实证角度分析全球风险偏好冲击下不同汇率制度对资本流动的稳定器作用。本文发现：当全球避险情绪较弱时（平稳期），浮动汇率制将对总资本流入、其他投资流入和经跨国银行流入银行部门的跨境资本起到稳定作用；当全球避险情绪较高时（动荡期），浮动汇率制的稳定作用大幅减弱。进一步地，中间汇率制在平稳期和动荡期都能更好的发挥稳定器作用。局部投影法动态分析显示，浮动汇率制的稳定器作用在当期（一个季度内）更为有效，而在中长期则显著减弱。本文为管理浮动汇率制对跨境资本流动的稳定器作用提供经验证据。

**【关键词】**跨境资本流入；汇率制度；全球金融周期；三元悖论；新兴市场经济体

金融开放和国际金融一体化趋势在过去三十年内不断加强，新兴市场经济体资本流动规模不断增大（Bekaert et al., 2002; Forbes & Warnock, 2012）。大量资本流入虽然有利于国际风险共担、平滑消费等（Obstfeld & Rogoff, 2000; 马勇和王芳, 2018），但跨境资本流动易受到国际金融环境的影响，波动性较大。2008 年金融危机后以及 2020 年新冠肺炎疫情爆发以来新兴市场经济体资本流入大幅逆转就证明这一点。根据传统理论，面对外部冲击，理想的政策工具是采取浮动汇率制。然而，近期政策制定者开始对浮动汇率制是否能使其经济免受外部冲击的影响产生质疑。他们认为，全球金融周期所引发的大规模资本流入对新兴市场经济体的国内金融稳定产生很大影响，这其中也包括采取浮动汇率的国家。

同时，学术界也对浮动汇率制的稳定器作用存在争论：一方面 Rey（2018）认为由于全球金融周期，采用浮动汇率制的发达国家也无法阻挡外部冲击；另一方面，Obstfeld et al.（2019）认为新兴市场经济体在面临外部冲击时，浮动汇率制能起到一定的稳定作用。Han & Wei（2018）提出一种折中的观点，即浮动汇率制是否能起作用，取决于美国的加息或降息周期。

<sup>1</sup> 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.2203。

<sup>2</sup> 芦东，中国人民大学国际货币研究所研究员，中国人民大学财政金融学院副教授。

<sup>3</sup> 刘家琳，中国人民大学财政金融学院博士研究生。

<sup>4</sup> 周行，经济学博士，对外经济贸易大学金融学院讲师。

当跨境资本流入受到全球风险偏好冲击时，浮动汇率制是否发挥吸收冲击（shock absorber）的作用？在不同时期（平稳期（risk-on period）或动荡期（risk-off period）），汇率制度的稳定器作用是否存在时变性？以管理浮动为主的中间汇率制日益流行，其是否能更好的行使冲击稳定器的作用？流入银行部门和非银行部门的跨国银行跨境资本在不同汇率制度下对冲击的反应是否相同？本文重点研究在不同的全球避险情绪下，新兴市场经济体各类跨境资本流动和汇率制度的关系。

本文从收益-风险-流动性框架切入，结合利率平价理论分析跨境资本流入的驱动因素，进而分析不同全球风险厌恶水平下浮动汇率制缓冲器作用的效果，提出理论推断。基于 43 个新兴市场经济体 1986-2018 年跨境资本流入、汇率制度以及全球风险偏好度量指标（VXO）的实证分析发现，当全球风险厌恶处于低水平时（平稳期），浮动汇率制将发挥冲击稳定器的作用，且对于总资本流入、其他投资流入、经跨国银行流入到银行部门的跨境资本更为显著。这与 Obstfeld et al.（2019）的发现以及传统的“三元悖论”观点一致。当全球风险厌恶高于临界值时（动荡期），浮动汇率制的稳定器作用大幅减弱。这在一定程度上与 Rey（2018）的发现以及广为讨论的“二元悖论”观点一致。换言之，通过对 VXO 进行高低区制划分，本文的实证发现为 Obstfeld et al.（2019）和 Rey（2018）提供了统一的、内在一致的“中和”解释。

本文进一步发现，中间汇率制在平稳期与浮动汇率制无差异，可以起到吸收冲击的作用；然而，在动荡期则可以发挥比浮动汇率制更好的冲击吸收作用。从动态上看，本文使用局部投影法来研究全球风险偏好冲击对不同汇率制度下跨境资本流入的动态影响，发现即使在平稳期，浮动汇率制的冲击吸收作用也仅仅存在于当期（一个季度之内），其作用在中长期并不显著。

本文其余部分结构如下：第一部分为文献综述，第二部分为理论分析并提出假设检验，第三部分为模型设定和变量选择，第四部分为实证分析及结论，最后为结论和政策建议。

## 一、文献综述

本文的研究与两类文献有关：首先是关于浮动汇率制吸收外部冲击作用有效性的研究（Klein & Shambaugh, 2015; Obstfeld et al., 2019）。刘粮和陈雷（2018）发现浮动汇率制可以起到吸收外部冲击的缓冲器作用，尤其是对新兴市场经济体。但是 Passari & Rey（2015）和 Rey（2018）指出全球金融周期下，仅靠浮动汇率不能有效隔离全球风险冲击。梅冬州和龚六堂（2011）发现外汇资产过多的国家采取浮动汇率制会导致产出损失较大。伍戈和陆简

(2016) 提出全球金融周期下, 全球避险情绪过高是导致浮动汇率制失去保证货币政策独立性——即“二元悖论”的原因。本文对全球风险厌恶指数进行区制划分, 考察了不同时期(平稳期和动荡期) 汇率制度对跨境资本流动的稳定器作用, 这为关于浮动汇率制作用的争论提供了一个“中和”的解释。

其次是影响跨境资本流动的国际推动因素和国内拉动因素(刘立达, 2007; Forbes & Warnock, 2012; 张明和肖立晟, 2014)。推动因素包括全球风险偏好、美国货币政策等; 拉动因素包括国内实际经济增长率等宏观经济变量。2008 年金融危机后, 跨国银行跨境资本流动引起了更多关注(Milesi-Ferretti & Tille, 2011; 范小云等, 2012), 研究表明全球金融环境是显著影响跨国银行跨境资本流动的推动因素(Cerutti et al., 2019)。本文研究了跨国银行与银行部门、非银行部门之间的跨境资本流动的异质性, 为跨境资本流动监管提供有针对性的政策启示。

## 二、理论分析和假设提出

本文基于 Blanchard (2017) 模型假设进行拓展。新兴市场经济体的资本流入(FI) 主要受预期收益的影响, 为预期回报率的增函数, 具体函数形式如下:

$$FI = \alpha + \beta(d(R - R^* - \rho) + E) - L \quad (1)$$

其中,  $R^*$  为国外无风险利率,  $R$  为国内利率,  $\rho$  为风险溢价。E 为投资期末的预期汇率<sup>1</sup>。 $\alpha$  是一个常数项,  $\beta$  为正, 是对预期回报率的敏感系数,  $d$  为预期回报的期限。

刘粮和陈雷(2018) 和 Caballero et al. (2017) 指出避险情绪急剧增加时, 投资者会更倾向于配置美国国债等流动性高的安全资产(flight to quality), 导致新兴市场经济体资本流入骤减。基于此, 本文假设投资者对高流动性安全资产需求也将影响新兴市场总资本流入。具体为: 本文将因安全资产需求增大而导致资本流入的减少量定义为 L:

$$L = L(\rho, E), \quad L_\rho > 0 \quad L_E > 0 \quad L_{EE} > 0$$

其中, L 为风险溢价( $\rho$ ) 和预期汇率(E) 的函数。L 对 E 的二阶导大于零, 表明贬值速度增加时, 境外投资者对新兴市场经济体投资会加速减少, 对安全资产的需求也将加速上升。由于固定汇率制度下  $\Delta E = 0$ , 此时浮动与固定汇率制下资本流入的变动差值如式(2) 所示:

$$\Delta FI_{floating} - \Delta FI_{fixed} = \beta \Delta E - L_E^{floating} \Delta E = (\beta - L_E^{floating}) \Delta E \quad (2)$$

<sup>1</sup> 这里 E 表示用 1 单位外国货币可兑换 E 单位本币。

由于  $\beta$  为正,  $L_E(\rho, E)$  为正, 所以浮动和固定汇率制下资本流入变动的大小取决于二者的大小关系。如图 1 所示<sup>1</sup>,  $\beta$  为常数,  $L_E$  是预期汇率的函数, 随着预期汇率变化速度的增大而增大, 而预期汇率会受到全球风险规避情绪的影响。因此, 本文假设, 最初  $\beta$  大于  $L_E$ , 当全球风险规避情绪上升到一定水平时,  $\rho$  也达到某个临界值  $\rho^*$ , 此时预期汇率也贬值到相应水平, 使  $L_E$  增加到与  $\beta$  相等。

当全球风险规避情绪较低,  $\rho$  位于  $\rho_L$  低于  $\rho^*$ , 短期内新兴市场经济体央行利率保持不变 (Blanchard, 2017), 若一国采取浮动汇率制, 并且未采取资本管制措施, 由于  $\beta > L_E^{floating}$  (如图 1 所示), 式 (2) 将大于 0。说明相比于固定汇率制, 浮动汇率制下资本流入的减少幅度仍较小, 则浮动汇率制仍可发挥稳定器的作用。

若全球风险规避情绪不断上升, 则  $\rho$  超过临界值  $\rho^*$  达到  $\rho_H$ , 预期汇率的贬值幅度和速度继续增大,  $L_E$  也将继续增大并超过  $\beta$  (如图 1 所示), 式 (2) 将小于 0。浮动汇率制下资本流入减小的幅度更大, 即相比于固定汇率制, 浮动汇率制对跨境资本流入的缓冲器作用大幅减弱。基于此, 本文提出假说 1。

假说 1a: 在低风险厌恶情绪时期 ( $\rho < \rho^*$ ), 浮动汇率制可以对跨境资本流入起到缓冲器作用。

假说 1b: 高风险厌恶情绪时期 ( $\rho > \rho^*$ ), 浮动汇率制的缓冲器作用将变弱。

跨国银行跨境资本流入是其他投资资本流入、总资本流入的重要组成部分 (Bräuning & Ivashina, 2020), 在国际因素传导中发挥重要作用 (范小云等, 2012)。Kalemli-Ozcan (2019) 指出 21 世纪以来, 新兴市场经济体的资本流动组成发生了变化, 流入银行部门的资本所占份额越来越大。银行部门是进行外汇风险对冲的主要机构, 因此, 与流入非银行部门的资本相比, 流入银行部门的跨国银行跨境资本能更好的利用浮动汇率下的汇率变动进行对冲, 因此浮动汇率制的稳定器作用更为明显。具体而言, 平稳期时,  $\rho$  上升, 采取浮动汇率制国家的银行部门可通过外汇互换等措施调节远期汇率<sup>2</sup>, 此时浮动汇率制相比固定汇率制, 可对经跨国银行流入银行部门的资本发挥稳定器作用; 动荡期时, 跨国银行信贷也将向安全资产转移, 即使银行部门采取措施也无法抵消风险溢价的变动, 甚至在浮动汇率制下, 流入银行部门的跨国银行资本将面临更大的波动。基于此, 本文提出假说 2。

假说 2: 经跨国银行流入银行部门的资本在不同汇率制度下对全球风险偏好冲击的反应

<sup>1</sup>  $L_E$  表现为  $r$  的增函数, 主要是由  $L_E$  与  $E$  关系演化而来, 且  $E$  与  $r$  之间为同向变动关系。

<sup>2</sup> 此时, 无抛补利率平价变为抛补利率平价。这里只关注二者在是否对冲方面的差异, 对其他差异暂不进行详细讨论。

具有显著异质性, 而且该反应要显著于经跨国银行流入非银行部门的资本。

本文进一步分析中间汇率制的作用。当全球避险情绪处于低水平时,  $\rho$  的变动幅度通常也较低, 此时  $E$  虽在一定范围内变动, 仍可以抵消  $\rho$  的变动, 使得  $\Delta FI_{int}=0$ 。因此, 中间也同浮动汇率制一样, 可对跨境资本流入发挥稳定器作用。

而动荡期时, 与浮动汇率制不同的是, 此时汇率只可以进行有限调整。 $\rho$  增大到  $\rho_H$  高于临界值  $\rho^*$  时, 新兴市场经济体货币贬值速度将小于浮动汇率制下的贬值速度, 预期汇率变化对于新兴市场经济体对安全资产需求的影响也将更小。本文假设  $L_E^{int}$  存在上限  $\overline{L_E^{int}}$ , 且  $\overline{L_E^{int}} < \beta < L_E^{floating}$ , 如图 1 所示。对比固定、中间和浮动汇率制下资本流入的变动, 可得:

$$\Delta FI_{int} - \Delta FI_{fixed} = (\beta - \overline{L_E^{int}}) \Delta E > 0 \quad (3)$$

$$\Delta FI_{floating} - \Delta FI_{int} = (\overline{L_E^{int}} - L_E^{floating}) \Delta E < 0 \quad (4)$$

结合式 (3) 和式 (4) 可知:

$$\Delta FI_{floating} < \Delta FI_{fixed} < \Delta FI_{int} < 0 \quad (5)$$

基于此, 本文提出假说 3:

假说 3: 在全球风险厌恶指数低时 ( $\rho < \rho^*$ ), 中间与浮动汇率制均可发挥缓冲器作用; 在全球风险厌恶指数高时 ( $\rho > \rho^*$ ), 浮动汇率制的缓冲器作用减弱, 中间汇率制仍能继续发挥作用。

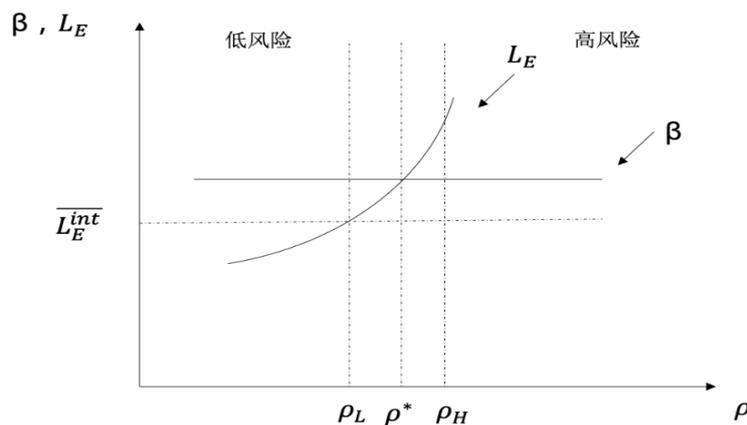


图 1 高低风险厌恶水平下  $\beta$  与  $L_E$  关系图

### 三、模型设定和变量选择

本文参照 Obstfeld et al. (2019), 构建回归方程如下:

$$\begin{cases} f_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Fixed_{i,t} + \beta_2 Int_{i,t} + \beta_3 VXO_t + \beta_4 Fixed_{i,t} \times VXO_t + \beta_5 Int_{i,t} \times VXO_t + \delta_1 Z_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t}, & \text{低VXO区间} \\ f_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Fixed_{i,t} + \beta_2 Int_{i,t} + \beta_3 VXO_t + \beta_4 Fixed_{i,t} \times VXO_t + \beta_5 Int_{i,t} \times VXO_t + \delta_1 Z_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t}, & \text{高VXO区间} \end{cases} \quad (6)$$

本文首先采用马尔科夫区制转化法<sup>1</sup>将全球风险厌恶水平划分为高低两个区制，如图 2 所示。然后分别估计两个区制下的参数变化。图 2 中阴影部分为高 VXO 区间（动荡期）。

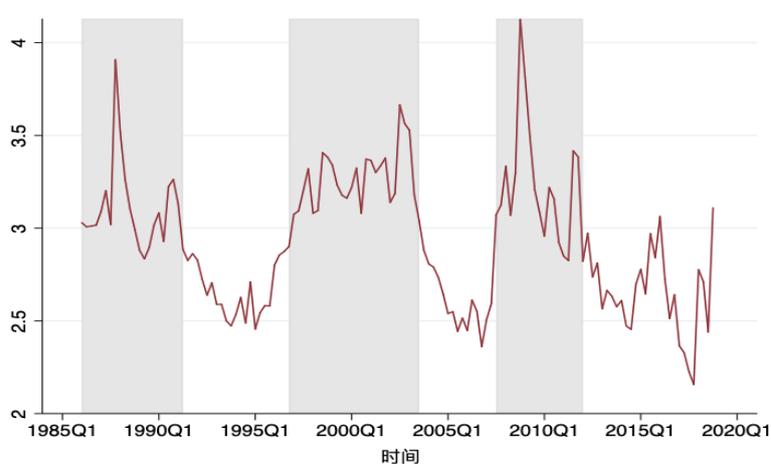


图 2 VXO 指数（对数）的高低区制

式（6）中， $f_{i,t}$ 为国家  $i$  在  $t$  时期（季度）的资本流入占名义 GDP 的比率，包括总资本流入（GrossFlow）、其他投资流入（OIFlow）、跨国银行流入银行部门的资本（BankFlow）和跨国银行流入非银行部门的资本（NonBankFlow）。Fixed和Int分别为固定和中间汇率制虚拟变量，这里将完全浮动汇率制作为参考变量。 $VXO_t$ 为 VXO 指数的对数。 $Fixed_{it} \times VXO_t$ 和 $Int_{it} \times VXO_t$ 分别是固定、中间汇率制与 VXO 交互项。 $Z_{it}$ 为一系列控制变量，具体包括美国实际 T-bill 利率（Rtbill）和实际联邦基金利率（Rshadow）、各国政策利率（Interest）、实际 GDP 增长率（Rgdpth）、国内私人部门信贷占名义 GDP 比例（Domestic credit/GDP）以及时间趋势（Trend）和金融危机虚拟变量（GFC）。 $\mu_i$ 为新兴市场经济体个体固定效应。 $\eta_t$ 为时间固定效应<sup>2</sup>。 $\varepsilon_{it}$ 为误差项。如果固定和中间汇率制与浮动汇率制的作用有明显差异，那么 $\beta_4$ 和 $\beta_5$ 应该具有统计学意义上的显著性。

本文从多个数据库收集 43 个经济体 1986—2018 年季度数据<sup>3</sup>，例如国际货币基金组织（IMF）的国际收支统计（BOP）数据库、国际清算银行（BIS）的本地银行业统计（LBS）

<sup>1</sup> 这里马尔科夫区制转换法用的是动态估计方法，本文也运用自回归（滞后 4 期）方法进行估计，得到的结果依然稳健。

<sup>2</sup> 加入时间固定效应后，VXO 指数的估计系数不可单独获得，但是仍可以获得交互项的估计系数。

<sup>3</sup> 43 个新兴经济体为：阿根廷共和国 巴西联邦共和国 白俄罗斯共和国 智利共和国 保加利亚共和国 中华人民共和国 哥伦比亚共和国 哥斯达黎加共和国 克罗地亚共和国 捷克共和国 多米尼加共和国 厄瓜多尔共和国 阿拉伯埃及共和国 爱沙尼亚共和国 萨尔瓦多共和国 格鲁吉亚 危地马拉共和国 匈牙利 印度共和国 印度尼西亚共和国 牙买加 约旦哈希姆王国 哈萨克斯坦共和国 大韩民国 拉脱维亚共和国 立陶宛共和国 马来西亚 墨西哥合众国 摩洛哥王国 秘鲁共和国 菲律宾共和国 波兰共和国 罗马尼亚 俄罗斯 塞尔维亚共和国 斯洛伐克共和国 南非共和国 斯里兰卡民主社会主义共和国 泰国 突尼斯共和国 土耳其共和国 乌拉圭东岸共和国 委内瑞拉玻利瓦尔共和国。

数据库等。本文使用 IMF 编制的实际汇率制度分类<sup>1</sup>, 并将硬盯住和传统盯住单一货币归为固定汇率制, 将盯住一篮子货币、水平带盯住、爬行盯住和管理浮动归为中间汇率制, 其余归为清洁浮动汇率制, 从而保证了汇率制度弹性上的变化, 这种汇率制度分类在学术研究中得到了广泛的应用 (Ghosh et al., 2015; Obstfeld et al., 2019)。

本文用最小二乘法来估计上述模型, 并将标准误聚类到国家层面。样本中去掉各个国家发生银行和货币危机时期的观测值, 以确保新兴市场经济体汇率制度选择的外生性。样本中也去掉金融开放程度低于 25% 分位数 (金融开放水平参考 Quinn & Toyoda (2008)) 以及一些国家利率过高时期 (高于 50%) 的观测值。为了减少内生性影响, 本文将其他控制变量滞后一期。

本文也从动态角度进一步研究资本流入对全球风险偏好冲击的累积响应。具体地, 本文借鉴 Jordà (2005), 使用局部投影法 (Local Projection), 设定模型如下:

$$y_{i,t+p} - y_{i,t} = \theta^p d_{i,t} + \beta^p d_{i,t} VXO_t + \gamma^p VXO_t + \Gamma^p X_{i,t} + \alpha_i^p + \mu_{i,t}^p \quad (7)$$

这里  $p = 1 \dots P$  表示未来第  $p$  期,  $y_{i,t+p}$  是  $t+p$  时期各种资本流入占名义 GDP 的比例。 $\theta^p$  是固定汇率制下的常数项。 $d_{i,t}$  为固定汇率制虚拟变量<sup>2</sup>。 $\beta^p$  为 VXO 指数 (对数) 和固定汇率制交互项系数,  $\gamma^p$  为 VXO 指数系数, 代表全球风险偏好冲击对资本流入的边际效应。本文用 1 单位 VXO 的标准差作为冲击来估计脉冲响应, 则参数  $\beta^p + \gamma^p$  表示固定汇率制下资本流入对冲击的响应。 $X_{i,t}$  为控制变量, 包括政策利率、滞后一期的实际 GDP 增长率和国内私人部门信贷占名义 GDP 比率, 以及时间趋势和金融危机虚拟变量。 $\alpha_i^p$  为国家固定效应。 $\mu_{i,t}^p$  为残差项。

主要变量构建和描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量构建和描述性统计

变量	变量描述及构建	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
GrossFlow	资本流入为季度数据, 用年度 GDP 的四	2675	6.311	10.572	-123.621	232.752
OIFlow	分之一来规模化 (%)	2675	1.708	6.072	-79.736	47.396

<sup>1</sup> 需要指出的是, IMF 事实分类汇率制度是在法定汇率制度基础上按照汇率的实际波动率进行调整过的汇率制度分类。这是因为, 如果仅仅依靠实际汇率波动率的话, 无法区分出汇率波动较小的国家, 究竟是因为外部冲击较小导致汇率基本稳定, 还是因为央行干预外汇市场限制了汇率的波动。因此, IMF 以及主流经济学家在编制事实汇率指数的时候还会考虑央行干预外汇市场的强度, 在这个基础上编制出汇率制度分类。

<sup>2</sup> 为了简化, 这里只区分固定汇率制和非固定汇率制 (包括中间汇率制和浮动汇率制)。

BankFlow		2646	0.693	5.302	-44.670	41.661
NonBankFlow		2646	0.552	3.672	-58.855	52.570
ShortFlow		2336	0.453	4.606	-30.498	82.067
VXO	芝加哥期权交易所波动率指数 (CBOE Volatility Index); 月度数据取季度平均, 取对数	2675	2.924	0.376	2.157	4.125
Fixed	无法定货币或货币局制度, 则为 1, 否则为 0	2675	0.221	0.415	0.000	1.000
Int	除固定和浮动汇率制度外为 1, 否则为 0	2675	0.579	0.494	0.000	1.000
Float	自由浮动汇率制时为 1, 否则为 0	2675	0.200	0.400	0.000	1.000
Rtbill	美国 3 个月 T-bill 利率去掉通胀因素 (%)	2650	11.892	21.706	-13.149	103.858
Rshadow	美国联邦基金利率 (在零利率期间内, 使用 Wu & Xia (2016) 的影子联邦基金利率) 去掉通胀因素 (%)	2650	13.771	24.247	-12.036	115.708
Rgdpth	实际 GDP 增长率同比 (%)	1863	3.764	3.994	-18.957	35.567
Domestic credit/GDP	国内私人部门信贷占名义 GDP 比率 (%)	2665	42.264	26.655	2.330	150.974
Interest	各国国债利率, 货币市场利率, 折现率 (%)	2060	9.648	14.357	-0.499	196.153

## 四、实证分析

### (一) 浮动汇率制的缓冲器作用取决于全球风险厌恶水平

表 2 报告了全球风险厌恶水平低时, 汇率制度对资本流入的缓冲器作用。第 (1) 至 (4) 列中 Fixed×VXO 系数显著为负, 说明当全球风险厌恶情绪较低时, 浮动汇率制可对总资本流入发挥缓冲器作用, 假说 1a 成立。从第 (3) 列加入更多控制变量结果来看, VXO 指数每增加 1 单位标准差 (0.376), 固定汇率制下总资本流入占 GDP 比例相比于浮动汇率制下要多下降 5.698%, 相对于此时总资本流入占 GDP 比例平均为 9.726%而言, 经济意义显著。同时, Int×VXO 系数为负, 但显著性和规模远远小于 Fixed×VXO 系数。因此, 与固定汇率制相比, 中间和浮动汇率制可以发挥缓冲器作用, 此时资本流入波动与汇率变动相互抵消, 假说 1a 和假说 3 成立。其他投资流入在不同汇率制度下对全球风险偏好变动的反映有显著差异。如第 (5) 至 (8) 列所示, 在低风险厌恶水平下, 其他投资流入的表现与总资本流入

相同, 假说 1a 和假说 3 对其他投资流入也成立<sup>1</sup>。

表 2 不同汇率制度下 VXO 对总资本流入的影响 (低风险厌恶)

变量	GrossFlow				OIFlow			
	(1) 1986-2018	(2) 1986-2018	(3) 1986-2018	(4) 2000-2018	(5) 1986-2018	(6) 1986-2018	(7) 1986-2018	(8) 2000-2018
Fixed	36.1540*** (11.7600)	37.779*** (10.552)	20.708 (14.117)	38.477*** (12.622)	25.244** (11.513)	24.815** (10.933)	18.910 (17.889)	24.554* (12.876)
Int	12.239 (7.301)	18.149** (6.955)	19.661** (7.603)	15.490* (7.580)	8.876 (5.552)	12.431** (5.733)	13.734** (6.186)	10.147* (5.891)
VXO	0.254 (1.597)				0.674 (0.903)			
Fixed×VXO	-12.885** (4.698)	-13.554*** (4.138)	-15.153*** (4.917)	-13.088*** (4.427)	-9.420* (4.775)	-9.289** (4.405)	-9.807 (6.477)	-9.305* (4.809)
Int×VXO	-4.160* (2.414)	-5.707** (2.353)	-5.850** (2.574)	-4.548* (2.466)	-2.791 (1.904)	-3.642* (1.997)	-3.871* (2.257)	-2.743 (2.063)
L1.Rgdpth	0.863*** (0.210)	0.534*** (0.128)	0.441** (0.211)	0.775*** (0.261)	0.627*** (0.184)	0.415*** (0.119)	0.356** (0.158)	0.634** (0.241)
L1.Domestic credit/GDP	0.103* (0.057)	0.069 (0.045)	0.065* (0.036)	0.124* (0.065)	0.061 (0.046)	0.044 (0.039)	0.016 (0.028)	0.090 (0.059)
Trend	-0.101*** (0.035)				-0.074*** (0.025)			
Fixed×Rtbill		0.386** (0.187)				0.299*** (0.089)		
Int×Rtbill		0.186 (0.122)				0.148** (0.063)		
Fixed×Rshadow			0.710*** (0.083)				0.345*** (0.043)	
Int×Rshadow			0.203 (0.144)				0.129 (0.080)	
Interest			0.063 (0.159)				0.089 (0.089)	
Constant		-3.262 (3.544)	-1.168 (3.570)	-9.091* (4.783)		-4.242* (2.426)	-3.033 (2.469)	-7.671* (4.058)
观测值	982	970	724	896	982	970	724	896
R <sup>2</sup>	0.173	0.247	0.271	0.237	0.266	0.361	0.387	0.346
调整后的 R <sup>2</sup>	0.140	0.162	0.160	0.166	0.237	0.288	0.294	0.285
国家个体固定 效应	是	是	是	是	是	是	是	是

<sup>1</sup> 经验数据表明, 全球避险情绪增加会引起新兴市场经济体资本流入减少。表 2 中 VXO 指数系数虽然为正, 但不显著。

时间固定效应	否	是	是	是	否	是	是	是
国家个数	31	31	28	30	31	31	28	30

注：被解释变量在第（1）-（4）列为总资本流入，第（5）-（8）列为其他投资流入。（）内为聚类稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。下同。

表3报告了全球风险厌恶水平高时，汇率制度对资本流入的缓冲器作用。表3中第（1）至（4）列 Fixed×VXO 系数虽为正，但在统计上基本不显著，无法说明固定与浮动汇率制之间有明显差异。Int×VXO 系数显著为正，表明中间汇率制将抵消部分全球风险偏好减弱对总资本流入的影响。当全球金融环境严重动荡时，汇率贬值增大了投资者对安全资产需求，浮动汇率制下资本流入减少幅度更大，浮动汇率制缓冲器作用减弱；中间汇率制下由于汇率贬值有限，安全资产需求增大未引起资本流入规模大幅下降，所以仍在一定程度上可以发挥冲击稳定器作用，假说1b和假说3成立。从表3第（5）至（8）列可以看出：在高风险厌恶水平下，其他投资流入在中间汇率制下的反应与总资本流入略有差异，此时中间和浮动汇率制缓冲器作用都不明显，仅支持假说1b成立。

表3 不同汇率制度下 VXO 对总资本流入的影响（高风险厌恶）

变量	GrossFlow				OIFlow			
	(1) 1986-2018	(2) 1986-2018	(3) 1986-2018	(4) 2000-2018	(5) 1986-2018	(6) 1986-2018	(7) 1986-2018	(8) 2000-2018
Fixed	-8.126 (16.320)	-10.673 (18.741)	-5.071 (8.512)	-6.427 (17.844)	3.347 (11.945)	5.760 (13.287)	1.732 (7.253)	6.434 (13.232)
Int	-12.520** (4.872)	-14.112* (7.155)	-12.944* (6.987)	-12.333* (6.623)	-3.279 (4.019)	-0.452 (5.134)	-3.367 (5.208)	-2.343 (4.923)
VXO	-6.526*** (1.300)				-2.689** (1.102)			
Fixed×VXO	3.247 (5.131)	5.074 (5.848)	4.609* (2.503)	3.532 (5.756)	-0.676 (4.010)	-1.141 (4.403)	0.619 (2.372)	-1.293 (4.449)
Int×VXO	4.422*** (1.512)	5.606** (2.183)	5.054** (2.140)	4.524** (2.107)	1.137 (1.255)	0.509 (1.520)	1.496 (1.549)	0.808 (1.475)
L1.Rgdpth	0.459** (0.171)	0.429** (0.184)	0.587*** (0.137)	0.778*** (0.204)	0.357*** (0.112)	0.346*** (0.115)	0.422*** (0.068)	0.521*** (0.154)
L1.Domestic credit/GDP	-0.054 (0.037)	-0.103** (0.046)	-0.049 (0.088)	-0.033 (0.041)	-0.027 (0.019)	-0.028 (0.018)	0.028 (0.022)	-0.041** (0.018)
Trend	0.013 (0.032)				0.002 (0.017)			
Gfc	-5.382*** (1.716)				-2.876* (1.407)			
Fixed×Rtbill		-0.220*				0.020		

		(0.124)				(0.072)		
Int×Rtbill		-0.124				-0.033		
		(0.076)				(0.035)		
Fixed×Rshadow			-0.102				0.073	
			(0.135)				(0.046)	
Int×Rshadow			-0.008				-0.024	
			(0.076)				(0.036)	
Interest			0.023				0.084	
			(0.123)				(0.068)	
Constant	7.960**	5.017	4.037		-1.318	-4.710**	-0.715	
	(2.901)	(5.099)	(2.819)		(1.443)	(2.193)	(1.974)	
观测值	894	894	680	719	894	894	680	719
R <sup>2</sup>	0.166	0.271	0.303	0.286	0.174	0.330	0.387	0.369
调整后的 R <sup>2</sup>	0.130	0.187	0.203	0.212	0.138	0.253	0.299	0.304
国家个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	是	是	否	是	是	是
国家个数	29	29	25	29	29	29	25	29

## (二) 经跨国银行流入银行部门的跨境资本对汇率制度更加敏感

表 4 报告了经跨国银行流入银行部门的资本与非银行部门的资本在不同汇率制度下的反应。第一，平稳期内，固定汇率制会放大全球风险偏好减弱对银行部门资本流入冲击；第二，对于非银行部门资本流入，第（4）至（6）列中 Fixed×VXO 系数虽大多为负，但只有第（5）列中该系数才具有统计学意义，且系数绝对值远小于银行部门资本流入下的系数绝对值，说明浮动汇率制对银行部门资本流入缓冲器作用更显著，假说 2 成立。正如理论分析所提到的，银行部门可通过对冲调节远期汇率，有利于浮动汇率制度稳定器作用的发挥。

表 4 不同汇率制度下 VXO 对不同部门跨国银行资本流入的影响（低风险厌恶）

变量	BankFlow			NonBankFlow		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	1986-2018	1986-2018	2000-2018	1986-2018	1986-2018	2000-2018
Fixed	28.291**	22.216	26.752*	1.677	4.022	3.395
	(12.574)	(15.290)	(13.262)	(6.538)	(3.326)	(7.321)
Int	5.797	7.303	6.475	-2.553	-2.976	-3.869
	(4.319)	(4.987)	(4.609)	(3.194)	(3.253)	(3.322)
Fixed×VXO	-10.074*	-9.212	-9.001*	-0.368	-3.534***	-0.784
	(4.957)	(5.459)	(4.746)	(2.532)	(0.995)	(2.705)
Int×VXO	-1.648	-2.017	-1.836	0.893	1.205	1.392
	(1.462)	(1.621)	(1.584)	(1.176)	(1.161)	(1.197)

控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1,051	779	933	1,051	779	933
R <sup>2</sup>	0.319	0.400	0.307	0.149	0.181	0.149
调整后的 R <sup>2</sup>	0.246	0.314	0.245	0.058	0.065	0.072
国家个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
国家个数	33	30	31	33	30	31

注：被解释变量在第（1）-（3）列为银行部门流入，第（4）-（6）列为非银行部门流入。除非特别说明，控制变量均以控制，详见表 2。下同。

表 5 显示：在动荡期内，第（2）列 Fixed×VXO 和 Int×VXO 系数均为正，且具有统计意义，说明浮动汇率制下银行部门资本流入减少规模较大，缓冲作用减弱，中间汇率制可以发挥缓冲器作用，再次证明假说 1b 和假说 3。从非银行部门资本流入结果来看，如第（4）至（6）列所示，Fixed×VXO 系数和 Int×VXO 系数均不显著，再次证明银行部门资本流入在不同汇率制度下差异更显著，假说 2 成立。

表 5 不同汇率制度下 VXO 对不同部门跨国银行资本流入的影响（高风险厌恶）

变量	BankFlow			NonBankFlow		
	(1) 1986-2018	(2) 1986-2018	(3) 2000-2018	(4) 1986-2018	(5) 1986-2018	(6) 2000-2018
Fixed	6.026 (8.241)	-6.944 (4.912)	8.707 (8.411)	-0.455 (4.315)	-0.058 (4.763)	0.047 (4.281)
Int	-4.788 (4.203)	-6.683 (4.107)	-5.793 (4.280)	-0.570 (2.942)	-0.235 (3.162)	-0.545 (2.782)
Fixed×VXO	-1.958 (2.617)	2.277* (1.292)	-2.454 (2.699)	0.511 (1.357)	0.378 (1.465)	0.533 (1.282)
Int×VXO	1.563 (1.238)	2.285* (1.229)	2.008 (1.266)	0.264 (0.937)	0.215 (1.004)	0.327 (0.865)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1,027	771	771	1,027	771	771
R <sup>2</sup>	0.245	0.287	0.267	0.247	0.273	0.268
调整后的 R <sup>2</sup>	0.167	0.195	0.195	0.171	0.179	0.196
国家个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
国家个数	32	28	31	32	28	31

### （三）浮动汇率制的冲击缓冲作用主要由短期资本流动驱动

本节继续考察经跨国银行流入的短期资本在不同汇率制度下对全球风险偏好冲击的反应<sup>1</sup>。表 6 显示：在平稳期内，Fixed×VXO 系数显著为负，Int×VXO 系数不显著，说明固定汇率制将放大全球风险偏好对短期资本流入的冲击，中间和浮动汇率制都将起到吸收冲击的作用，假说 1a 成立和假说 3 成立。在动荡期内，Fixed×VXO 系数和 Int×VXO 系数在统计上均不显著，说明固定（中间）与浮动汇率制并没有表现出明显差异，即在高风险厌恶水平下，浮动汇率制的冲击吸收作用减弱，假说 1b 成立。

表 6 不同汇率制度下 VXO 对跨国银行短期跨境资本流动的影响

变量	低风险厌恶			高风险厌恶		
	(1) 2000-2018	(2) 2000-2018	(3) 2000-2018	(4) 2000-2018	(5) 2000-2018	(6) 2000-2018
Fixed	21.358** (9.673)	- <sup>2</sup> -	19.979** (9.710)	-0.007 (0.092)	-0.025 (0.122)	0.009 (0.093)
Int	3.910 (4.737)	4.868 (6.069)	2.924 (4.592)	-0.034 (0.044)	-0.013 (0.043)	-0.037 (0.044)
Fixed×VXO	-6.975* (3.405)	-4.987*** (1.030)	-6.576* (3.453)	0.186 (2.856)	1.030 (3.535)	-0.406 (2.917)
Int×VXO	-1.377 (1.751)	-1.489 (2.215)	-0.912 (1.687)	1.181 (1.318)	0.583 (1.347)	1.284 (1.312)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	877	688	889	684	564	684
R <sup>2</sup>	0.237	0.214	0.229	0.167	0.181	0.163
调整后的 R <sup>2</sup>	0.164	0.121	0.158	0.075	0.074	0.074
国家个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
国家个数	29	26	29	29	25	29

注：第（1）-（3）为低风险厌恶下估计结果，第（4）-（6）列为高风险厌恶下估计结果。

### （四）浮动汇率制的冲击缓冲作用在当期有效，在中长期显著减弱

根据式（7）估计未来 4 期脉冲响应如图 3 和图 4 所示。图 3 为低（第一行）、高（第二行）风险厌恶水平下总资本流入和其他投资流入的累积脉冲响应。实线和阴影区域为固定汇率制下资本流入对全球风险偏好冲击的脉冲响应及其 95%置信区间，虚线为全球风险偏好

<sup>1</sup> 相对于跨国银行流入的长期资本，跨国银行流入的短期资本对汇率制度更为敏感，因此本文重点分析短期情况。

<sup>2</sup> 此列中样本使该变量与其他变量共线，所以系数未能估计。

冲击对资本流入的边际效应。若实线一直显著处于虚线下方，则代表固定汇率制下资本流入受到的全球风险偏好冲击被放大。图 3 显示：无论是在平稳期还是动荡期内，固定汇率制放大冲击的效果并不显著，说明浮动汇率制度缓冲器作用在动态情况下减弱。可能因为随着时间的推移，国内利率改变将在一定程度上缓解资本流入降低这一情况，而浮动汇率制下国内利率不变，所以对资本流入的缓冲器作用不再显著。

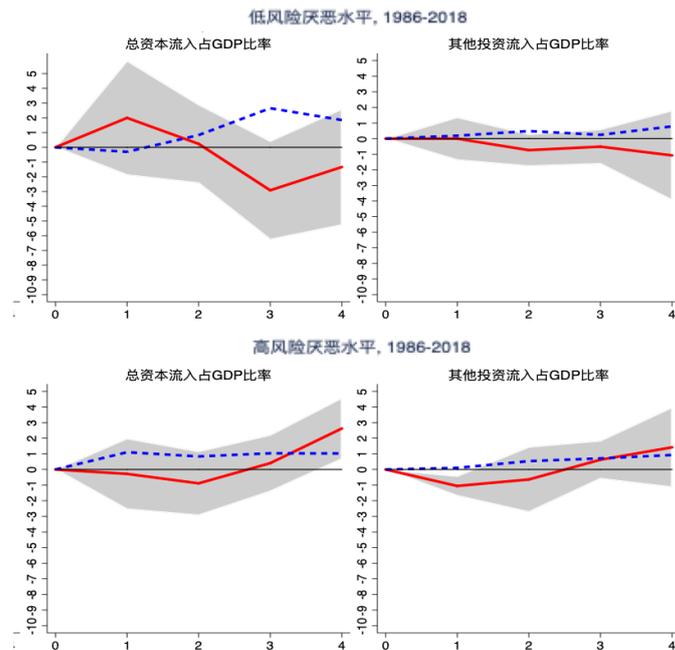


图 3 资本流入在低、高全球风险厌恶水平下的脉冲响应

图 4 为银行部门和非银行部门资本流入对全球风险偏好冲击的脉冲响应。图 4 显示：固定汇率制下流入银行部门和非银行部门的资本受到全球风险偏好冲击的响应与非固定汇率制下的响应并无显著差异。再次证明动态情况下浮动汇率制缓冲器作用减弱。

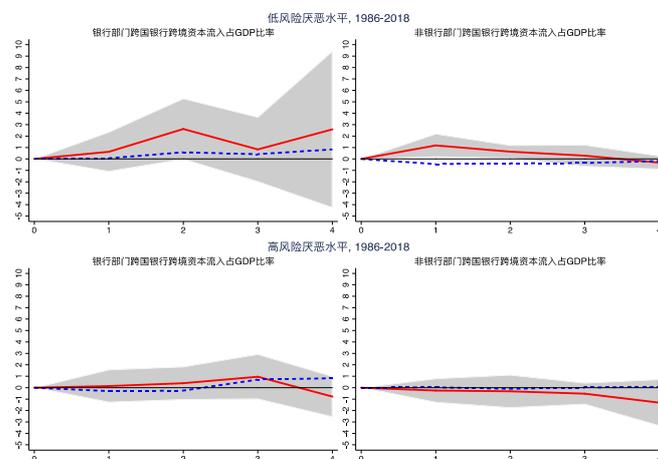


图 3 跨国银行资本流入在低、高全球风险厌恶水平下的脉冲响应

### （五）稳健性分析

为了进一步证实结果的稳健性，本文进行了一系列检验<sup>1</sup>，包括用其他方法划分全球风险厌恶区制，解决反向因果和潜在的内生性问题，以及控制其他变量、去掉极端值和选择子样本，都得到稳健的实证结果。

## 五、结论和政策建议

本文在收益-风险-流动性框架下，基于 1986—2018 年间 43 个新兴市场经济体的数据，从跨境资本流入角度，静态和动态两个方面进行了一系列的实证研究，考察了汇率制度在全球风险偏好冲击下对跨境资本流入的缓冲器作用。研究发现：首先，汇率制度对资本流入的缓冲器作用取决于全球风险厌恶水平。当全球避险情绪处于高水平时，浮动汇率制不再发挥缓冲器作用，而中间汇率制反而能对总资本流入和经跨国银行流入银行部门的资本起到冲击缓冲的作用。其次，跨国银行流入银行部门的资本相对于流入非银行部门的资本在不同汇率制度下对全球风险偏好冲击的反应更加显著。第三，浮动汇率制的冲击吸收作用体现在当期（一个季度内），在中长期不显著。

本研究具有以下重要的政策启示：首先，在金融开放的背景下，当全球风险厌恶水平较低时，适度保持人民币汇率弹性可以起到“自动稳定器”的作用。因此中国人民银行应进一步完善人民币汇率形成机制，推进以市场供求为基础，有管理的浮动汇率制度，增强人民币汇率弹性。

其次，当全球风险厌恶水平较高时，仅采取浮动汇率制来稳定跨境资本流动，隔离外部冲击的效果微弱，因此还要配合相应的宏观审慎政策，发挥宏观审慎政策的逆周期调节作用。例如，在保持汇率弹性的同时，中国在必要时针对外汇市场可能出现的顺周期特征，通过宏观审慎政策对外汇供求进行逆周期调节，保持人民币汇率在合理均衡水平上基本稳定。

最后，经跨国银行流入银行部门的资本对汇率制度敏感性较强，因此银行业对外开放对新兴市场经济体有较大影响。中国等新兴市场经济体的汇率制度改革应重视金融因素的作用，在国际金融环境动荡期，对跨国银行流入银行部门的资本可加强约束和管理，例如采取杠杆率限制、跨国银行风险敞口管理等宏观审慎措施降低这类资本流动在全球金融风险偏好冲击下的大幅波动。

---

<sup>1</sup> 文章篇幅有限，稳健性检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

## 【参考文献】

- [1] 范小云, 王道平, 刘澜飏. 规模、关联性与中国系统重要性银行的衡量[J]. 金融研究, 2012 (11): 16-30
- [2] 刘立达. 中国国际资本流入的影响因素分析[J]. 金融研究, 2007 (03): 62-70
- [3] 刘粮, 陈雷. 外部冲击、汇率制度与跨境资本流动[J]. 国际金融研究, 2018 (05): 45-54
- [4] 马勇, 王芳. 金融开放、经济波动与金融波动[J]. 世界经济, 2018, 41 (02): 20-44
- [5] 梅冬州, 龚六堂. 新兴市场经济国家的汇率制度选择[J]. 经济研究, 2011, 46 (11): 73-88
- [6] 伍戈, 陆简. 全球避险情绪与资本流动——“二元悖论”成因探析[J]. 金融研究, 2016 (11): 1-14
- [7] 张明, 肖立晟. 国际资本流动的驱动因素: 新兴市场与发达经济体的比较[J]. 世界经济, 2014, 37(08): 151-172
- [8] Blanchard O. Currency Wars, Coordination, and Capital Controls[J]. International Journal of Central Banking, 2017, 13 (2): 283-308
- [9] Bräuning F, Ivashina V. U.S. Monetary Policy and Emerging Market Credit Cycles[J]. Journal of Monetary Economics, 2020, 112: 57-76
- [10] Caballero R J, Emmanuel F, Pierre-Olivier G. The Safe Asset Shortage Conundrum[J]. Journal of Economic Perspectives, 2017, 31 (3): 29-46
- [11] Cerutti E, Claessens S, Puy D. Push factors and capital flows to emerging markets: why knowing your lender matters more than fundamentals[J]. Journal of International Economics, 2019, 119 (JUL.): 133-149
- [12] Forbes K J, Warnock F E. Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment[J]. Journal of International Economics, 2012, 88 (2): 235-251
- [13] Ghosh A R, Ostry J D, Qureshi M S. Exchange Rate Management and Crisis Susceptibility: A Reassessment[J]. IMF Economic Review, 2015, 63 (1): 238-276
- [14] Han X, Wei S J. International transmissions of monetary shocks: Between a trilemma and a dilemma[J]. Journal of International Economics, 2018, 110 (JAN.): 205-219
- [15] Jordà Ò. Estimation and inference of impulse responses by local projections[J]. American economic review, 2005, 95 (1): 161-182
- [16] Kalemli-Ozcan S. Us monetary policy and international risk spillovers[J]. National Bureau of Economic Research, 2019
- [17] Klein M W, Shambaugh J C. Rounding the corners of the policy trilemma: sources of monetary policy autonomy[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2015, 7 (4): 33-66
- [18] Milesi-Ferretti G M, Tille C. The great retrenchment: international capital flows during the global financial crisis[J]. Economic policy, 2011, 26 (66): 289-346
- [19] Obstfeld M, Rogoff K. The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?[J]. Center for International and Development Economics Research, Working Paper Series, 2000, 15: 339-390
- [20] Obstfeld M, Ostry J D, Qureshi M S. A tie that binds: Revisiting the trilemma in emerging market economies[J]. Review of Economics and Statistics, 2019, 101 (2): 279-293
- [21] Passari E, Rey H. Financial flows and the international monetary system[J]. The Economic Journal, 2015, 125 (584): 675-698
- [22] Quinn D, Toyoda A. Does Capital Account Liberalization Lead to Economic Growth?[J]. Review of

Financial Studies, 2008, 21 (3): 1403-1449

[23] Rey H. Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence[J]. NBER Working Paper, No. W21162, 2018

[24] Wu J C, Xia F D. Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2016, 48 (2-3): 253-291

# 非金融企业影子银行化与资源配置效率的动态演进<sup>1</sup>

龚关<sup>2</sup> 江振龙<sup>3</sup> 徐达实<sup>4</sup> 李成<sup>5</sup>

**【摘要】**本文研究 2008 年金融危机后，我国出现的非金融企业影子银行化对资源配置效率的动态影响。我们在 Song, Storesletten and Zilibotti (2011) 建立的经济转型模型基础上，引入企业影子银行活动。定量分析表明，非金融企业影子银行化短期内有助改善资源配置效率，但推升了劳动力和融资成本；从长期来看，由于低效企业不会完全退出，将降低社会全要素生产率。进一步对企业违约风险传导的研究表明，影子银行的杠杆作用将放大违约风险，阻滞资源配置效率的增进。

**【关键词】**影子银行；资源配置；融资约束

## 一、引言

2008 年金融危机爆发后，迅速膨胀的中国影子银行成为监管层和学术界共同关注的焦点<sup>6</sup>。根据穆迪 2020 年第一季度发布的《中国影子银行季度监测报告》，中国影子银行资产在 2019 年底接近 60 万亿元，相当于当年 GDP 的 60%。《经济学人》(The Economist, May 5th, 2016) 报道中国影子银行资产在 2012—2015 年每年增速均超过 30%，远远高于全球普遍低于 10% 的增速。中国人民银行发布的社会融资规模数据显示，从 2005 年至 2017 年，中国影子银行规模占社会融资规模的比重从 7.13% 上升至 15.42%，而同期银行贷款占社会融资规模的比重则从 82.17% 下降至 68.13%。由此可见，影子银行已成为我国金融市场的重要组成部分，对信贷供给和分配起到重要作用。

在我国规模庞大的影子银行体系内，非金融企业影子银行活动是其中一项重要组成部分<sup>7</sup>。非金融企业影子银行化主要体现为“再放贷 (Re-lending)”行为，具体表现为两种形式：

<sup>1</sup> 本文原载于《经济学》(季刊) 2021 年第 06 期。

<sup>2</sup> 龚关，上海财经大学高等研究院，数理经济学教育部重点实验室。

<sup>3</sup> 江振龙，上海财经大学经济学院。

<sup>4</sup> 徐达实，上海财经大学经济学院。

<sup>5</sup> 李成，湖北经济学院财政与公共管理学院。

<sup>6</sup> 影子银行有多种界定，广义上，“游离于传统银行系统外的一切信用中介活动”均为影子银行 (Financial Stability Board, 2011)。

<sup>7</sup> 我国影子银行大体可划分为两大类：一是商业银行等金融机构直接参与的影子银行业务，称为金融系统内的影子银行活动；二是具有融资优势的非金融企业参与的影子银行活动，称为非金融企业影子银行活动。

一是委托贷款，即资金贷出企业委托银行等金融机构按照约定利率、期限等事项将资金发放给借入企业，在此过程中银行等金融机构不承担风险，只收取手续费；二是没有金融中介参与的企业间直接放贷<sup>1</sup>。按照影子银行的构成，委托贷款的占比和增速均位于前列。从 2005 年到 2016 年，委托贷款占影子银行的比重均在 30% 以上，至 2016 年，委托贷款的占比更是高达 56.39%；委托贷款的平均增速约 20%，远远超过信托贷款和未贴现银行承兑汇票的增速<sup>2</sup>（见图 1）。从委托贷款占银行贷款比重以及委托贷款占社会融资规模比重的变化趋势来看（见图 2），2010 年以后委托贷款占银行贷款和社会融资规模的比重均快速上升，到 2016 年底分别超过 12% 和 8%。根据穆迪 2013 年的测算，企业直接放贷占中国影子银行的 17%<sup>3</sup>。

非金融企业影子银行活动源于我国不完备的金融体系所形成的信贷资源错配和利率市场管制。由于国企存在刚性兑付和软预算约束，比较容易从以国有商业银行为主导的金融体系中获得贷款，而民企则处于融资劣势，在正规信贷渠道受到较强的融资约束，资金严重短缺（林毅夫和李永军，2001）。在利率市场上，我国商业银行的存贷款利率受到政府管制，因此商业银行的贷款利率显著低于民间融资利率。为此，融资较易的国企有着很强的动机，利用自身融资优势将从商业银行获得低成本资金再转贷给融资困难的企业，以获取收益。金融危机后，我国非金融企业“再放贷”活动显著增加。中国《经济日报》曾对沪深两市披露的信息进行统计，发现从 2011 年初到 8 月底，共有 64 家非金融上市企业发放过委托贷款，贷款总额高达 169 亿美元，较 2010 年同期增加 38.2%。在这 64 家企业中，国企占比超过 90%，并且有 35 家的贷款年化利率达 24.5%。另外据英国《金融时报》报道，越来越多的大型非金融性企业开始成立金融子公司以从事放贷活动，其中包括中国移动和中石油等大型国有企业（汉妮·桑德尔，2011）。Allen *et al.* (2019) 通过对上市企业年报的统计，发现在 2004—2013 年上市企业的委托贷款中，近 80% 的资金来自国企，且放贷利率远高于商业银行的贷款利率。

<sup>1</sup> 由于金融机构在委托贷款中只收取手续费不承担风险，为简化起见，我们在模型设定中将委托贷款等同于直接放贷。

<sup>2</sup> 目前我国影子银行的统计口径尚不统一，参考 Chen *et al.* (2018)，我们将委托贷款、信托贷款和未贴现银行承兑汇票三类业务界定为影子银行。

<sup>3</sup> 直接放贷的数据有限且误差较大，这是因为我国法律尚不允许非金融企业之间直接发生借贷。另外，为规避监管很多企业成立金融子公司以从事放贷活动，进一步增加了统计难度，降低了统计的准确性。

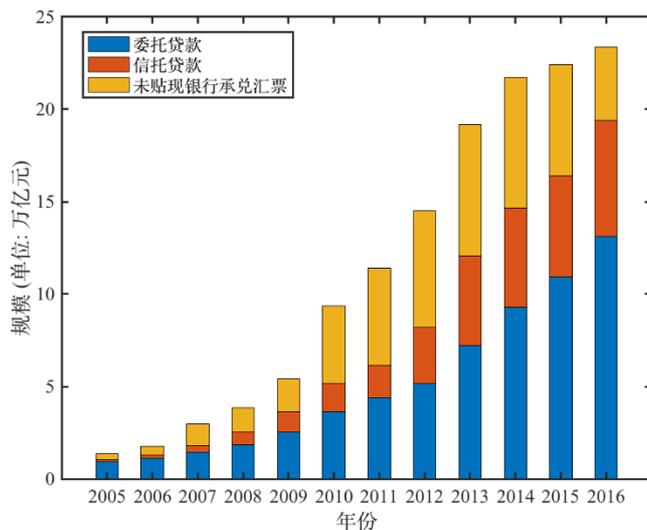


图1 中国影子银行规模

数据来源：中国人民银行社会融资规模统计数据。

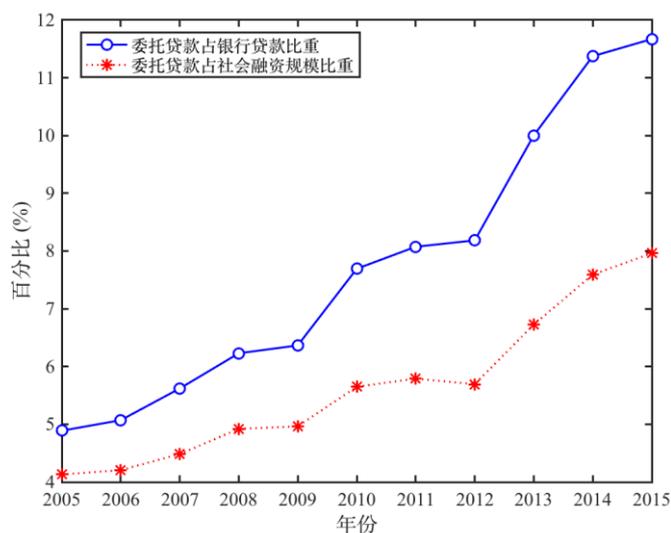


图2 委托贷款占银行贷款和社会融资规模比重

数据来源：中国人民银行社会融资规模统计数据。

改革开放 40 年来，中国经济发展创造了人类经济史上的奇迹，发展为世界第一制造大国和第二大经济体。我国经济高速增长的动力主要来源于资源的有效配置 (Hsieh and Klenow, 2009)<sup>1</sup>。劳动力和资本不断地从低效率的生产部门流向高效率的部门，使得全社会的全要

<sup>1</sup> Hsieh and Klenow (2009) 研究发现，1998—2005 年间资源配置效率的提高对我国社会全要素生产率增长的贡献约为三分之一。龚关和胡关亮 (2013) 的研究表明，Hsieh and Klenow (2009) 提出的资源配置效率的度量方法存在缺陷，Hsieh and Klenow (2009) 低估了我国资源配置效率提高的贡献。根据龚关和胡关亮 (2013) 的测算，我国资源配置效率提高对全要素生产率增长的贡献接近 50%。

素生产率得到极大提升。但是, 金融危机后迅猛发展起来的非金融企业影子银行活动对资源配置效率造成了重大影响, 已引发学界和业界普遍担忧, 认为非金融企业影子银行化会改变企业的动态发展机制, 阻滞资源配置效率增进, 不利于中国经济转型发展<sup>1</sup>。

本文研究非金融企业影子银行化对经济转型过程中资源配置效率的影响。我们在 Song, Storesletten and Zilibotti (2011, 简称 SSZ) 建立的经济转型模型基础上, 引入“再放贷”活动, 即具有融资优势的金融综合型企业 (Financial integrated firms, 简称 F 型企业) 把从银行借入的低成本资金再转贷给融资困难的创新型企业 (Entrepreneurial firms, 简称 E 型企业)。虽然 F 型企业的生产效率低于 E 型企业, 但 F 型企业享有融资优势, 而 E 型企业受到严重的融资约束; E 型企业可以通过三种渠道进行融资: 内部融资, 商业银行贷款和影子银行贷款; 商业银行贷款利率为无风险利率, 影子银行贷款利率由市场供需平衡决定。

我们研究发现: 在短期, 非金融企业影子银行活动缓解了 E 型企业的融资压力, 加快了资源从低效率的 F 型企业向高效率的 E 型企业转移, 提高了资源配置效率。但是, 劳动力从 F 型企业向 E 型企业转移的过程中会不断推升影子银行贷款利率, 使得 F 型企业从影子银行活动中持续获得收益, 而不会最终完全退出市场。因此, 非金融企业影子银行化在长期降低了资源配置效率, 造成社会全要素生产率和资源配置效率均低于没有影子银行的稳态水平<sup>2</sup>。我们进一步研究了 E 型企业影子银行贷款违约的风险传导机制。在 F 型企业软预算约束的前提下, 影子银行贷款损失将由银行承担, 银行为了弥补损失会提高贷款利率, 从而降低 E 型企业的资本回报和扩张速度。影子银行的杠杆作用将放大和扩散风险冲击效应, 加大 E 型企业的融资成本, 从而阻滞资源配置效率的动态增进。

近些年, 针对中国影子银行的研究已经取得了不少成果, 但大部分研究关注的都是金融系统内的影子银行活动<sup>3</sup>, 对非金融企业影子银行活动研究相对较少。在对非金融企业影子银行活动的研究中, 卢峰和姚洋 (2004) 很早就注意到中国金融部门存在“漏损效应”现象, 即金融资源从享有特权的国有部门流向受到信贷歧视的民营部门。金融危机后, 王永钦等 (2015) 和 Du *et al.* (2017) 识别了中国非金融企业影子银行活动。韩珣等 (2017) 实证分

<sup>1</sup> 王永钦等 (2015) 认为非金融企业影子银行活动会积累风险, 不利于经济稳定; 中国人民银行行长易纲在 2018 年 12 月份的“新浪·长安讲坛”强调影子银行管理不好就会对经济发展产生负面影响。2014 年 5 月《经济学人》刊登封面文章“The Lure of Shadow Banking”, 警示中国非金融性企业“再放贷”活动可能对经济造成巨大冲击。

<sup>2</sup> 在没有影子银行的情形下, 低效的 F 型企业会完全退出市场, 即资源全部流向高效的 E 型企业, 资源得到最优配置。

<sup>3</sup> 现有文献对中国金融系统内的影子银行研究包括但不限于: (1) 影子银行的兴起和发展 (Hachem and Song, 2016; Chen *et al.*, 2018; Chen *et al.*, 2020; Zhu, 2020); (2) 影子银行与货币政策传导 (裘翔和周强龙, 2014; 高然等, 2018; Chang *et al.*, 2019); (3) 影子银行对商业银行的风险溢出 (Li *et al.*, 2014; 林琳等, 2016; 何平等, 2017; 汪莉和陈诗一, 2018)。

析了非金融企业影子银行化的驱动因素和机制。Ruan (2017) 和 Allen *et al.* (2019) 详细剖析了中国上市企业的委托贷款业务。Sun (2018) 研究委托贷款在信贷配置中所起到的作用，并分析了“四万亿”财政刺激计划对企业生产效率产生的影响。Yao *et al.* (2019) 和 Wang *et al.* (2019) 从利率双轨制视角考察了中国非金融企业影子银行活动，发现在金融抑制环境下国企从事影子银行活动促进了经济增长。区别现有文献，本文重点关注非金融企业影子银行活动在经济转型过程中对资源配置效率的影响，并为 2008 年金融危机后我国经济出现的一些特征事实，提供了一种解释。最后，本文通过拓展基准模型考察了非金融企业影子银行活对外生风险冲击的放大和扩散作用。

本文余下内容安排：第二部分介绍研究背景；第三部分是基准模型设定和求解；第四部分为数量分析，包括参数校准和数值模拟分析；第五部分是基准模型扩展，考察影子银行活动对风险冲击的放大和扩散作用；最后给出本文结论和建议。

## 二、研究背景

本节分两部分介绍文章的研究背景。第一部分介绍“四万亿”财政刺激计划与中国非金融企业影子银行活动。第二部分介绍金融危机后中国经济的特征事实。

### (一) “四万亿”财政刺激计划与中国非金融企业影子银行活动

2008 年金融危机爆发后，中国政府为提振经济推出了“四万亿”财政刺激计划。该计划的项目支出并非由中央财政统一拨款，而主要由地方政府自行出资解决 (Bai *et al.*, 2016)。在 1994 年分税制改革之后，地方政府的财政收入大幅缩水，无力承担如此庞大的项目支出，并且当时的《预算法》不允许地方政府借债，这就堵死了地方政府举债投资的道路。为解决地方政府资金来源问题，中央政府放松了对地方政府的融资约束，允许地方政府通过国企或融资平台筹集资金。刺激计划的扩张信贷几乎都流向了国有部门，但是国企不仅将刺激计划的资金投向公共基础设施项目也投资民营部门。刺激计划结束之后，地方政府仍通过所控制的国企或融资平台从银行获得低成本贷款。据测算，从 2010 年开始，这种融资平台每年经手的资金都达到当年 GDP 的 10% 以上 (Bai *et al.*, 2016)。其中一些低效率国企在拿到低成本银行贷款后，更倾向于将资金再放贷给效率更高的中小微企业，以赚取利差 (王永钦等，2015)。

### (二) 金融危机后中国经济的特征事实

#### 1. 资源配置更加偏向国企

金融危机发生后，我国信贷和资本配置进一步偏向国企（Cong *et al.*, 2019）。钟宁桦等（2016）通过分析 1998 年—2013 年规模以上工业企业的财务数据，发现我国企业平均负债率从 65% 下降至 51%，而同期国企平均负债率却从 59% 上升至 62%。此外，劳动力从国企向民企的流向也发生了变化。根据中国工业企业数据，民企就业份额在 2008 年之前迅速上升，但 2008 年之后其增速大幅放缓，甚至在 2010 年还出现了负增长（如图 3）。虽然 2011 年以后民企就业份额开始回升，但是整体上增幅并不显著。

## 2. 民间融资成本居高不下

虽然中国商业银行的存贷款利率长期处于较低的水平，但由于融资约束，民企很难获得低成本的银行贷款，只能以较高的价格从其他渠道获取资金。根据 2018 年清华大学经管学院中国金融研究中心等机构发布的中国社会融资成本指数，企业通过银行融资的平均成本约为 6.6%。不过温州民间综合利率指数表明，市场化的民间借贷利率一直在 18% 以上。从财务费用的角度看，2016 年以后民企财务费用的增速明显高于国企。2017 年小型工业企业的财务费用较上年增加了 9.2%，而国企只增加了 3.8%。可见相较于国企，民企面临着更高的融资成本，并且这种融资成本的差异近年来有逐步放大的趋势。

## 3. 劳动力成本持续攀升

廉价的劳动力推动了中国经济快速发展，随着经济转型的深入劳动力成本开始逐步上升。根据武汉大学质量发展战略研究院发布的《中国企业—劳动力匹配调查报告：2015—2016》（CEES 研究团队，2017），2015 年中国制造业工人的平均工资增长率为 5%—8%。图 4 描述了 2000—2016 年我国城镇单位就业人员的实际工资（对数值），不难发现我国实际工资一直处于稳步上升的态势。

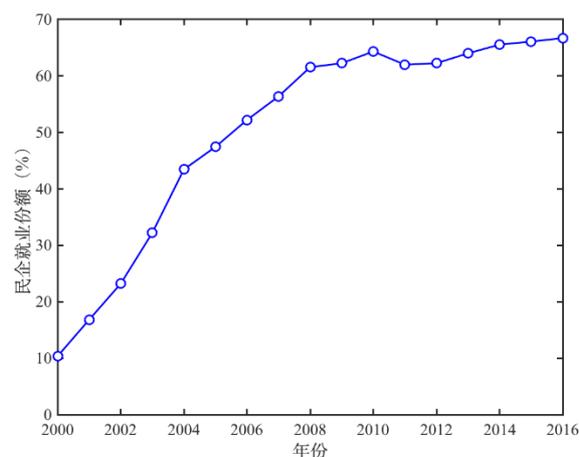


图 3 民企就业份额

注：根据 CEIC 中国经济数据库公布的工业企业就业人数计算得到。

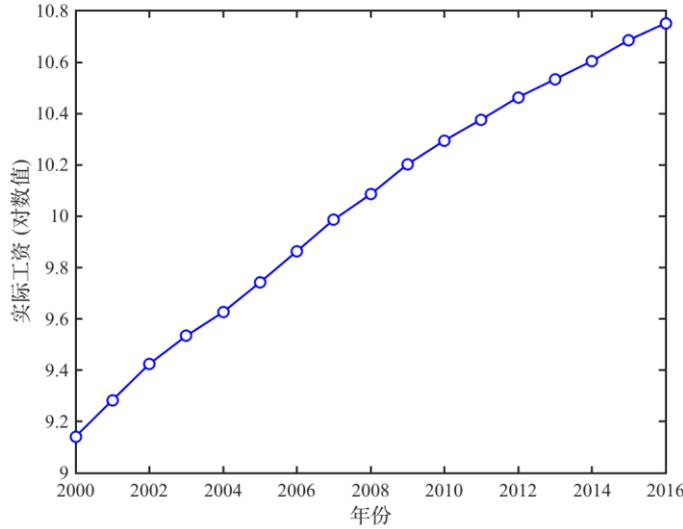


图 4 实际工资

注：根据国家统计局发布的城镇就业单位人员的平均工资数据，剔除通胀后计算得到。

### 三、基准模型

本文基准模型以 SSZ 模型为基础，构建了一个两期 OLG 模型。经济由生产性企业和个体（工人和企业家）组成。生产性企业有两类：F 型企业和 E 型企业。F 型企业生产效率低，但与政府存在政治关联，享有融资优势；E 型企业生产效率高，但面临严重的融资约束，同时也无法直接向工人借贷。F 型企业除了将银行贷款用于生产之外，还能将一部分资金再放贷给 E 型企业，从中获取利差。F 型企业从事再放贷活动受到一定约束，体现为 F 型企业再放贷的规模取决于它的资本数量。鉴于本文关注的是非金融企业影子银行化对资源配置效率的影响，因此我们延续 SSZ 模型对商业银行的设定，即不考虑任何手续费或摩擦成本，商业银行贷款利率为无风险利率  $R$ ，而 F 型企业再放贷的影子银行贷款利率由市场出清条件决定。基准模型设定如下：

#### （一）经济个体

经济个体包括工人和企业家，他们生存两期。工人在第 1 期工作，获得工资，第 2 期退休并依靠第 1 期的储蓄生活。企业家在第 1 期被 E 型企业雇佣为管理者，在第 2 期成为该企业的所有者。个体的效用函数如下：

$$U_t = \frac{(c_{1,t})^{1-\frac{1}{\theta}} - 1}{1 - \frac{1}{\theta}} + \beta \frac{(c_{2,t+1})^{1-\frac{1}{\theta}} - 1}{1 - \frac{1}{\theta}} \quad (1)$$

其中， $\beta$  是贴现因子， $\theta$  是消费跨期替代弹性， $c_{1,t}$  和  $c_{2,t+1}$  分别表示出生在时间  $t$  的个体在第

1 期和第 2 期的消费。第  $t$  期的工人数量为  $N_t$ , 企业家数量为  $\mu N_t$ 。假设工人增长率为  $v_n$ , 则  $N_{t+1} = (1 + v_n)N_t$ 。

## (二) F 型企业

F 型企业的生产函数设为:  $y_{Ft} = k_{Ft}^\alpha (A_t n_{Ft})^{1-\alpha}$ , 其中  $\alpha$  是资本的产出份额,  $y_{Ft}$ 、 $k_{Ft}$  和  $n_{Ft}$  分别表示 F 型企业的产出, 投入生产的资本和劳动,  $A_t$  表示 F 型企业的生产效率, 其增长率为  $z$ , 即  $A_{t+1} = (1 + z)A_t$ 。F 型企业可以从银行以利率  $R$  贷款, 然后通过影子银行渠道将资金转贷给 E 型企业。实证研究表明, 融资的可得性决定了企业进行再放贷活动的资金多寡, 规模越大的企业越有能力通过外部融资途径参与影子银行业务 (王永钦等, 2015; 韩珣等, 2017)。因此本文假设 F 型企业的再放贷规模取决于其自身的资本规模。该假设要求 F 型企业必须从事一定的生产活动才能进行再放贷活动, 同时资本越多的企业才能借到更多的资金从事再放贷活动。否则, 由于 F 型企业生产率低于 E 型企业, F 型企业会放弃生产活动, 仅从事再放贷活动, 而我国法律严禁非金融企业放弃主营业务专门从事放贷套利活动。F 型企业利润最大化问题为:

$$\max_{\{k_{Ft}, n_{Ft}\}} k_{Ft}^\alpha (A_t n_{Ft})^{1-\alpha} + (R_t^{sb} - R) l_{F,t-1}^{sb} - (w_t n_{Ft} + R k_{Ft}) \quad (2)$$

s.t.

$$l_{F,t-1}^{sb} \leq v k_{Ft} \quad (3)$$

$$l_{F,t-1}^{sb} \geq 0 \quad (4)$$

其中,  $w_t$  表示工人的实际工资,  $l_{F,t-1}^{sb}$  表示 F 型企业在  $t-1$  期末贷款给 E 型企业的数量,  $R_t^{sb} (> R)$  表示  $t$  期影子银行贷款利率。(3) 式刻画了 F 型企业再放贷受到的约束, 其中参数  $v$  刻画了其非生产性融资约束程度。

假设参数  $v$  满足条件:  $v < \frac{R}{R_t^{sb} - R}$ , 此时 F 型企业的融资约束 (3) 式为紧。求解其利润最大化问题得:

$$\frac{k_{Ft}}{A_t n_{Ft}} = \left[ \frac{\alpha}{R - v(R_t^{sb} - R)} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} > \left( \frac{k_{Ft}}{A_t n_{Ft}} \right)^* \quad (5)$$

$$\frac{w_t}{A_t} = (1 - \alpha) \left( \frac{\alpha}{R - v(R_t^{sb} - R)} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} > \left( \frac{w_t}{A_t} \right)^* \quad (6)$$

其中, 加星号的变量表示不存在影子银行的情形 (即  $v = 0$ )。与 SSZ 不同, 此时人均有效资本和有效工资不再保持不变, 而是影子银行利率  $R_t^{sb}$  的增函数。在模型结论中, 影子银行贷款利率在转型中是不断上升的, 因此有效工资在转型过程中也是逐渐增加的。

(三) E 型企业

E 型企业的生产函数设为： $y_{Et} = k_{Et}^\alpha (\chi A_t n_{Et})^{1-\alpha}$ ，其中 $y_{Et}$ 、 $k_{Et}$ 和 $n_{Et}$ 分别表示 E 型企业的产出、资本和劳动。E 型企业的生产效率比 F 型企业高，两者的差距由参数 $\chi (> 1)$ 刻画。假设 E 型企业雇佣年轻企业家经营管理，年轻企业家获得的报酬为 $m_t$ 。本文参考 SSZ 的设定，年轻企业家的报酬需满足激励相容约束条件： $m_t \geq \psi k_{Et}^\alpha (\chi A_t n_{Et})^{1-\alpha}$ 。其中，参数 $\psi$ 表示年轻企业家最多可以从产出中转移的比例。给定生产资本 $k_{Et}$ ，E 型企业利润最大化问题为：

$$\Xi_t(k_{Et}) = \max_{\{n_{Et}, m_t\}} k_{Et}^\alpha (\chi A_t n_{Et})^{1-\alpha} - m_t - w_t n_{Et} \quad (7)$$

由于工人是同质的，且劳动力市场不存在任何摩擦，两类企业的工资相同。通过求解 E 型企业利润最大化问题，得到 E 型企业的劳动力投入：

$$n_{Et} = [(1 - \psi)\chi]^\frac{1}{\alpha} \left( \frac{R - v(R_t^{sb} - R)}{\alpha} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \frac{k_{Et}}{\chi A_t} \quad (8)$$

将 $n_{Et}$ 和 $m_t$ 代入 (7) 式，得到 E 型企业的利润表达式： $\Xi_t(k_{Et}) = (1 - \psi)^\frac{1}{\alpha} \chi^\frac{1-\alpha}{\alpha} [R - v(R_t^{sb} - R)] k_{Et} \equiv \rho_{Et} k_{Et}$ 。这里， $\rho_{Et}$ 表示 E 型企业资本的内部回报率，它为影子银行利率 $R_t^{sb}$ 的减函数。E 型企业愿意从 F 型企业贷款的前提条件为： $\rho_{Et} \geq R_t^{sb}$ ，即：

$$R_t^{sb} \leq \frac{1 + v}{\left(\frac{1}{1 - \psi}\right)^\frac{1}{\alpha} \left(\frac{1}{\chi}\right)^\frac{1-\alpha}{\alpha} + v} R \quad (9)$$

进一步分析 E 型企业的融资约束问题。在  $t$  期，E 型企业的生产资本 $k_{Et}$ 来自三个渠道： $t-1$  期的年轻企业家储蓄 $s_{E,t-1}$ 、商业银行贷款 $l_{E,t-1}$ 以及影子银行贷款 $l_{F,t-1}^{sb}$ ，即 $k_{Et} = s_{E,t-1} + l_{E,t-1} + l_{E,t-1}^{sb}$ 。E 型企业从商业银行和 F 型企业贷款均面临融资约束，我们采用 SSZ 的处理办法。具体地，E 型企业为了获得商业银行贷款 $l_{E,t-1}$ ，承诺以下一期利润的 $\eta$ 倍作为抵押。在抵押约束紧下，E 型企业所需偿还的贷款额表示为：

$$R l_{E,t-1} = \eta \rho_{Et} k_{Et} \quad (10)$$

其中，参数 $\eta$ 表示 E 型企业从银行贷款受到的约束程度， $\eta$ 越小说明 E 型企业从银行贷款面临的融资约束越大。

类似地，E 型企业承诺以下一期利润的 $\tau$ 倍作为抵押，向 F 型企业贷款。E 型企业所需偿还 F 型企业的贷款额为：

$$R_t^{sb} l_{E,t-1}^{sb} = \tau \rho_{Et} k_{Et} \quad (11)$$

其中，参数 $\tau$ 表示 E 型企业从 F 型企业贷款受到的约束程度， $\tau$ 越大说明 E 型企业从 F 型企业

业贷款越容易。由于 E 型企业抵押贷款不能超过自身的利润, 因此  $\eta + \tau \leq 1$ 。

最后, 考虑企业家的效用最大化问题。 $t-1$  期出生的企业家将收入用于本期消费和储蓄:  $c_{1,t-1} + s_{E,t-1} = m_{t-1}$ 。储蓄投入到自己管理的 E 型企业进行生产, 最终利润成为企业家第二期的消费:  $c_{2t} = (1 - \eta - \tau)\rho_{Et}k_{Et}$ 。将企业家消费表达式代入效用函数(1)式并联立(10)式和(11)式, 得到企业家的最优储蓄  $s_{E,t-1} = \zeta_{Et}m_{t-1}$ , 其中

$$\zeta_{Et} = \left\{ 1 + \beta^{-\theta} \left[ \frac{(1 - \eta - \tau)\rho_{Et}}{1 - \frac{\eta\rho_{Et}}{R} - \frac{\tau\rho_{Et}}{R_t^{sb}}} \right]^{1-\theta} \right\}^{-1} \quad (12)$$

可以证明, 当  $\theta > 1$  时,  $\zeta_{Et}$  为影子银行利率  $R_t^{sb}$  的减函数, 也就是说影子银行贷款利率对企业家储蓄产生的替代效应大于收入效应。

#### (四) 影子银行市场均衡

F 型企业再放贷金额与 E 型企业向 F 型企业贷款需求相等时影子银行市场出清, 即:<sup>1</sup>

$$L_{F,t-1} = L_{E,t-1} \quad (13)$$

将上式代入到两类企业的利润最大化一阶条件(5)式和(8)式, 得到劳动力市场的均衡条件:

$$\frac{N_{Et}}{N_t - N_{Et}} = v(1 - \psi)^{\frac{1}{\alpha}} \chi^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \frac{R_t^{sb}}{\tau\rho_{Et}} \quad (14)$$

其中,  $N_{Et}$  为 E 型企业部门总的劳动力需求。上式表明, 当 E 型企业生产规模扩张, 劳动力从 F 型企业不断流向 E 型企业, 影子银行利率  $R_t^{sb}$  将逐步增加。具体地, (14) 式左边在劳动力转移(也即  $N_{Et}$  增加)的过程中是不断上升的, 而(14)式右边是关于影子银行利率  $R_t^{sb}$  的增函数(注意:  $\rho_{Et}$  是  $R_t^{sb}$  的减函数), 因此劳动力市场的均衡使得影子银行利率  $R_t^{sb}$  在经济转型过程中逐步上升。

直观上, 影子银行贷款利率  $R_t^{sb}$  在经济转型过程中逐步上升的性质可由影子银行贷款供需关系来解释。随着 E 型企业生产规模不断扩张, E 型企业对影子银行贷款的需求逐渐上升。为满足不断增长的贷款需求, F 型企业必须扩大自身生产规模(注意:  $l_{F,t-1}^{sb} = vk_{Ft}$ ), 根据边际生产率递减规律可知, F 型企业增加资本投入会降低 F 型企业的生产性资本回报。由于均衡下 F 型企业的资本回报率(包括生产和再放贷)应等于 F 型企业从商业银行贷款的利率 ( $R$ ), 因此只有更高的影子银行贷款利率才能补偿 F 型企业下降的生产性资本回报率。

<sup>1</sup>  $L_{F,t-1}(= \sum l_{F,t-1}^{sb})$  表示 F 型企业部门总的影子银行贷款,  $L_{E,t-1}(= \sum l_{E,t-1}^{sb})$  表示 E 型企业部门总的影子银行借款。

经济转型过程中影子银行贷款利率不断上升的特征为现实中民企，特别是中小民企融资成本居高不下的现象提供了一种新的解释。由于民企大多属于 E 型企业，这意味着影子银行虽然能够缓解民企“融资难”困境，但会加剧民企“融资贵”问题。

## （五）转型过程的均衡动态

本小节描述经济在转型过程中的动态均衡。记两部门的人均有效资本  $\kappa_j \equiv \frac{k_j}{A_j n_j}$ ,  $j = \{F, E\}$ 。由于 F 型企业享有融资优势，因此 E 型企业的人均有效资本和资本产出比均低于 F 型企业<sup>1</sup>。根据年轻企业家储蓄与 E 型企业资本存量的线性关系，我们可以把 E 型企业部门总资本  $K_E$  和劳动力  $N_E$  的动态路径写成如下线性增长形式：<sup>2</sup>

$$K_{E,t+1} = (1 + \gamma_{K_{Et}})K_{Et} \quad (15)$$

$$N_{F,t+1} = (1 + v_{Ft})N_{Ft} \quad (16)$$

对任意初始给定的 E 型企业总资本  $K_{E0}$  和劳动力  $N_{E0}$ ，利用 (15) 式和 (16) 式我们可以得到 E 型企业部门资本和劳动力在经济转型中的路径  $\{K_{Et}\}_{t=1}^{\infty}$ ,  $\{N_{Et}\}_{t=1}^{\infty}$ 。F 型企业总的劳动力和资本动态路径分别由劳动力市场出清条件 ( $N_{Ft} = N_t - N_{Et}$ )，以及 F 型企业的利润最大化条件 (5) 式得到。

由 E 型企业劳动力的动态均衡条件 (16) 式，我们可以得到劳动力从 F 型企业向 E 型企业转移的前提条件。在求解过程中，我们发现 E 型企业雇佣劳动力的增长率 ( $1 + v_{Et}$ ) 与 E 型企业生产效率的优势  $\chi$  正相关。当 E 型企业的生产效率足够高，即  $\chi$  足够大时，E 型企业的劳动增长率大于工人增长率 ( $v_{Et} > v_n$ )，在这种情形下，E 型企业的劳动力份额将不断增加，劳动力逐渐向 E 型企业转移。可以证明，存在  $\hat{\chi} = \hat{\chi}(\beta, \chi, \psi, \eta, \alpha, v, z, R) < \infty$ ，当  $\chi > \hat{\chi}$  时，E 型企业部门的劳动力份额将持续增加，其中  $\hat{\chi}$  随  $v$  和  $z$  的增加而增加，随  $\beta$  和  $\eta$  的增加而减少<sup>3</sup>。

接着，我们分析人均产出、资本平均回报率 and 外汇盈余在转型过程中的变化趋势。人均产出由下式给出：

$$\frac{Y_t}{N_t} = \frac{Y_{Ft} + Y_{Et}}{N_t} = \left[ \frac{\alpha}{R - v(R_t^{sb} - R)} \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \left( 1 + \frac{\psi}{1-\psi} \frac{N_{Et}}{N_t} \right) A_t \quad (17)$$

随着影子银行贷款利率  $R_t^{sb}$  和 E 型企业就业份额  $N_{Et}/N_t$  不断上升，人均产出在经济转型

<sup>1</sup> 证明过程限于篇幅未列示，留存备索。

<sup>2</sup> (15) 式和 (16) 式中的变量： $1 + \gamma_{K_{Et}} = \frac{1}{1 - \frac{\eta \rho_{E,t+1}}{R} - \frac{\rho_{E,t+1}}{R_t^{sb}}}$   $\zeta_{E,t+1} \frac{\psi}{1-\psi} \frac{\rho_{Et}}{\alpha}$ ,  $1 + v_{Et} = \left[ \frac{R - v(R_{t+1}^{sb} - R)}{R - v(R_t^{sb} - R)} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \frac{1 + \gamma_{K_{Et}}}{1+z}$ 。

<sup>3</sup> 证明过程限于篇幅未列示，留存备索。

中逐渐增加。

全社会资本平均回报率为：

$$\rho_t = \frac{\rho_{Ft}K_{Ft} + \rho_{Et}K_{Et}}{K_{Ft} + K_{Et}} = \frac{R - v(R_t^{sb} - R)}{1 - \left[1 - (1 - \psi)^{-\frac{1}{\alpha}} \chi^{-\frac{1-\alpha}{\alpha}}\right] \frac{N_{Et}}{N_t}} \quad (18)$$

由于 E 型企业的资本回报率高于 F 型企业，那么随着 E 型企业的扩张，全社会资本平均回报率应该逐步上升。但影子银行利率的上升会降低 E 型企业的资本回报率，因此总体的资本平均回报率将由这两种因素共同决定。

商业银行的资产负债表满足：

$$(1 + v)K_{Ft} + \frac{\eta\rho_{Et}}{R}K_{Et} + B_t = \zeta^W w_{t-1} N_{t-1} \quad (19)$$

其中 (19) 式左边表示银行的资产，它包括 F 型企业和 E 型企业的贷款和外汇盈余；右边表示银行的负债，即工人的储蓄<sup>1</sup>。由此可知人均有效外汇盈余为：

$$\frac{B_t}{A_t N_t} = \zeta^W \frac{(1 - \alpha)\kappa_{F,t-1}^\alpha}{(1 + z)(1 + v_n)} - (1 + v)\kappa_{Ft} + \kappa_{Ft} \left[ (1 - \eta)(1 + v) + \eta v \frac{R_t^{sb}}{R} \right] \frac{N_{Et}}{N_t} \quad (20)$$

随着转型的进行，工人的工资不断上升，进而增加了工人的储蓄和国内资金供给。但是两类企业的人均有效资本在转型过程中也逐渐上升，从而加大国内资金需求。由于外汇盈余等于国内资金供给和需求的差额，所以当国内资金需求和供给同时增加，我们无法直接判断外汇盈余的变化趋势。

#### 四、数量分析

本节运用数值方法模拟影子银行活动对经济转型过程中资源配置效率的动态影响。我们将基准模型的两期 OLG 模型扩展成多期的数量模型：经济个体存活 50 期，工人在工作 30 期之后退休，年轻企业家作为经营管理者先工作 25 期，之后成为企业的所有者。参数校准部分，我们将 F 型企业和 E 型企业分别视为国企和民企。

##### (一) 参数校准

本文大部分参数与 SSZ 模型相同。对于外生给定的参数，我们沿用 SSZ 的参数值，如消费跨期替代弹性  $\theta$  为 2；资本的产出份额  $\alpha$  为 0.5；资本年折旧率  $\delta$  为 10%。

对于 SSZ 模型通过匹配实际数据校准的参数，这些参数匹配的是早期 1998—2005 年的数据，而 2008 年后我国经济结构发生了变化，我们利用 2009—2015 年的数据对参数重新校

<sup>1</sup> 工人在预算约束  $c_{1t}^W + \frac{c_{2t+1}^W}{R} = w_t$  下最大化自身效用。求解可得工人储蓄  $s_t^W = \zeta^W w_t$ ，其中  $\zeta^W = (1 + \beta^{-\theta} R^{1-\theta})^{-1}$ 。

准。我们以重新校准的参数为基准参数，用 SSZ 依据早期数据校准的参数做稳健性检验。参照 SSZ 校准的方法，我们重新校准参数<sup>1</sup>。具体地，经济个体的贴现因子 $\beta$ 校准为 0.995，以匹配 2009—2015 总储蓄率；无风险利率 $R$ 取为 1.01，匹配 2009—2015 年间一年期实际存款利率；人口年增长率 $v_n$ 设为 0.03，以匹配 2009—2015 年我国城镇人口平均增长率；技术进步率校准为 0.034，以匹配 2009—2015 年的我国年均产出的增长率。与 SSZ 一致，参数 $\eta$ 设为 0.46，匹配外部融资的投资占比；参数 $\chi$ 和 $\psi$ 的校准匹配两个实际数据指标：（1）国有的资本产出比为民企的 3.15 倍（2009—2015 年平均水平）；（2）在影子银行迅速扩张之前（1999—2006 年），民企年均的盈利能力（按利润除以固定资产衡量）高于国企 8%。这样得到 $\chi = 5.62$ ， $\psi = 0.45$ 。

本文有两个 SSZ 中没有的参数：一是刻画 F 型企业从事影子银行活动所面临的融资约束程度的参数 $v$ ；二是刻画 E 型企业向 F 型企业贷款所面临的融资约束程度参数 $\tau$ 。我们对这两个参数进行校准，分别匹配下面两个实际数据指标：（1）国企再放贷规模占国企融资规模的比值；（2）民企的资产负债率。从模型（10）式，我们得到 F 型企业从事再放贷活动的规模与 F 型企业融资规模的比值为： $L_F^{sb}/(L_F^{sb} + K_F) = v/(1 + v)$ ，根据实际数据“国企再放贷规模占国企融资规模的比值”确定出参数 $v$ 的数值。E 型企业的资产负债率可以从模型（10）式和（11）式得到，表示为： $(R^{sb}L_E^{sb} + RL_E)/(\rho_E K_E) = \tau + \eta$ ，根据实际数据“民企的资产负债率”确定出参数 $\tau$ 的数值。

国企再放贷规模占国企融资规模的比值通过如下方式估算。在模型设定中，F 型企业再放贷活动由两部分组成：委托贷款和直接放贷。我们首先估算国企委托贷款规模。2009—2015 年委托贷款占社会融资总额的平均比重为 6.5%（见图 2）。根据 Allen *et al.*（2019）研究，委托贷款中 80%资金来自于国企。另外，根据 CEIC 中国经济数据库贷款融资数据（2009—2015），国企获得的总社会融资约为民企 1.5 倍。由此，得到国企委托贷款占国企社会融资规模的比值为 8.6%（= 6.5% × (1 + 1/1.5) × 80%）。接着，我们估算国企直接放贷的规模。实际上，国企直接放贷数据非常有限。穆迪曾对 2013 年我国直接放贷规模做过测算，我们以此为依据估算国企直接放贷规模，其规模大约为国企委托贷款的 50%。根据上述估算，我们可以得到国企再放贷规模占国企融资规模的比值，该值为 12.9%（= 8.6% × 1.5）。据此，根据模型给出的国企再放贷规模占国企融资规模的比值表达式，我们计算得到 $v = 0.15$ 。注意到，现实中国企不仅通过委托贷款或直接放贷等方式将资金贷给民企，国企也会贷给其他

<sup>1</sup> 本文重新校准的参数在 SSZ 中对应的值为： $\beta$ 为 0.997； $R$ 为 1.0175； $v_n$ 为 0.03；技术进步率为 0.038； $\chi$ 为 4.79； $\psi$ 为 0.45。

国企。根据 Chen *et al.* (2018) 估计, 委托贷款中 80% 的资金流向了民企。作保守估计, 假设国企再放贷给民企的影子银行规模占国企再放贷规模的 50%, 这样我们得到  $v$  的下界, 取值为 0.075。我们将 0.15 作为参数  $v$  的基准模拟值, 将 0.075 作为参数  $v$  的稳健性检验值。

我们设  $\tau$  值为 0.14, 这样由模型推导出的 E 型企业的资产负债率表达式, 可以算出 E 型企业的资产负债率为 0.6, 与林仁文和杨熠 (2014) 根据《2012 中国民营企业 500 强调研分析报告》测算出的民企资产负债率相同。表 1 给出了本文模型参数校准值。

表 1 模型参数校准值

经济含义	参数符号	校准值
主观贴现因子	$\beta$	0.995
资本收入占产出份额	$\alpha$	0.5
资本年折旧率	$\delta$	0.1
人口年增长率	$v_n$	0.03
消费跨期替代弹性	$\theta$	2
技术进步率	$z$	0.034
年轻企业家的收入份额	$\psi$	0.45
E 型企业与 F 型企业 TFP 比值	$\chi$	5.62
E 型企业向商业银行贷款的融资约束	$\eta$	0.46
E 型企业向 F 型企业贷款的融资约束	$\tau$	0.14
F 型企业的融资约束	$v$	0.15
无风险利率	$R$	1.01

## (二) 数值模拟分析

假设从  $T$  期开始, F 型企业开始从事影子银行活动。图 5 给出了主要变量在经济转型过程的动态均衡路径, 其中稳态在两部门劳动力比值达到固定值时达到。为体现影子银行对资源配置效率的动态影响, 图 5 同样给出了没有影子银行情形下的经济转型路径。

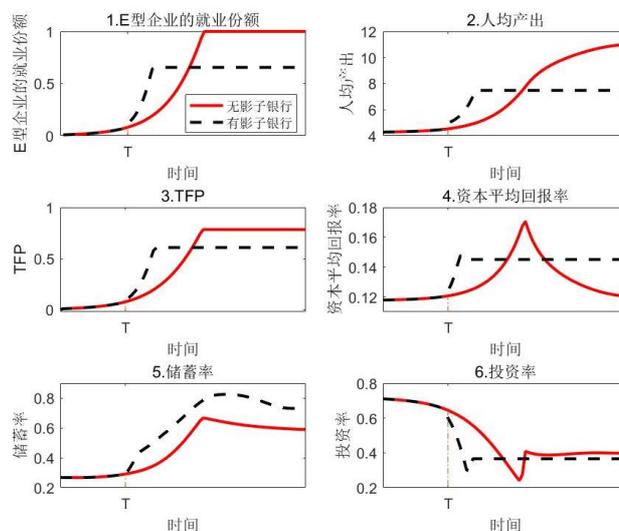


图 5 校准模型的均衡动态

从短期看，F 型企业从事影子银行活动直接缓解了 E 型企业的融资压力，因为除了自身储蓄和商业银行贷款外，E 型企业还可以从 F 型企业获得额外资金。随着 E 型企业的生产资金增加，劳动力以更快的速度从 F 型企业向 E 型企业转移（见图 5-1，经济达到稳态前），使得 E 型企业的规模迅速扩张。由于资本和劳动力更快地涌向效率更高的 E 型企业，资源配置效率在短期得以改善，表现为人均产出和全要素生产率（TFP）的增长速度比没有影子银行的情形大幅增加（见图 5-2 和图 5-3，经济达到稳态前）。从长期看，影子银行贷款利率在劳动力从 F 型企业向 E 型企业转移的过程会不断上升，从而使得低效的 F 型企业在影子银行活动中获得持续高收益。在劳动力转移结束时（即经济体达到稳态），F 型企业并不会完全退出市场，F 型企业的劳动力占比约为 25%，E 型企业的劳动力占比大约为 75%（见图 5-1，虚线所示）。相反，如果不存在影子银行，劳动力将全部转移到高效的 E 型企业，此时 E 型企业的劳动力占比达到 100%（见图 5-1，实线所示）。因此，非金融企业影子银行活动虽然能缩短劳动力在两部门的转移时间，但是却给低效的 F 型企业留下生存空间。由于资源并未完全配置到高效的 E 型企业部门，因而非金融企业影子银行化在长期降低了资源配置效率，表现为人均产出和资源配置效率均低于没有影子银行的稳态水平（见图 5-2 和图 5-3，经济处于稳态时）。

非金融企业影子银行化在长短期对资源配置效率产生不同影响的原因是，一方面 F 型企业除了从事生产活动，还扮演一种类似金融中介的角色，对融资受限的 E 型企业“输血”，使得 E 型企业在短期的融资压力骤减，加速资源流向高效的 E 型企业部门。但是另一方面，随着经济转型进行，不断上升的影子银行贷款利率给 F 型企业带来持续高收益的同时还推升了劳动力成本和 E 型企业的外部融资成本，降低了 E 型企业的资本收益率，从而限制 E 型企业进一步扩张。最终经济达到稳态时，F 型企业不会被完全挤出市场。因此，非金融企业影子银行化在短期改善了资源配置效率，在长期却阻滞了资源配置效率的动态增进。

最后，考察全社会资本平均回报率的变动以及经济体的储蓄和投资行为。先看全社会资本平均回报率的变动。由于 E 型企业的资本回报率高于 F 型企业，随着 E 型企业规模扩张，资本平均回报率将逐步上升。在没有影子银行的情形下，F 型企业完全退出市场后，经济体将进入索洛模型描述的增长模式：E 型企业继续积累资本，直至资本收益率下降至无风险收益率  $R$ 。如果存在影子银行，F 型企业不会退出市场，资本平均回报率在稳态时保持恒定并且高于无风险利率  $R$ （如图 5-4）。这表明非金融企业影子银行化不能彻底解决 E 型企业的资本匮乏问题，在长期造成资源配置的无效率。再分析经济体的储蓄和投资行为。在 F 型企业内部，工人的工资占 F 型企业产出的份额为  $1 - \alpha$ ，工人将其中的  $\zeta^w$  比例作为储蓄存进银

行；在 E 型企业内部，工人和企业家的储蓄占 E 型企业产出的份额分别为  $(1 - \alpha)(1 - \psi)\zeta^W$  和  $\psi\zeta_{Et}$ 。由于企业家的储蓄率更高 ( $\zeta_{Et} > \zeta^W$ )，因此 E 型企业内部储蓄率高于 F 型企业，随着 E 型企业的规模不断扩张，全社会储蓄率将不断上升（如图 5-5）。由于 E 型企业比 F 型企业的资本密度低，当劳动力不断地从 F 型企业流向 E 型企业，资本需求存在下降倾向，再加上总产出在转型过程中逐步上升，导致投资率逐步下降（图 5-6）。由于非金融企业影子银行化在阻滞资源配置效率增进的同时还降低了投资率，这表明非金融企业从事影子银行活动不利于经济转型发展。

上述模拟结果建立在基准参数值的基础上，我们对模型还做了稳健性检验：将参数值换成 SSZ 校准值，另外对模型特有的参数  $\nu$  取下限值 0.075，交替做模拟，模拟结果均不会改变基本结论。一个与直观相符的结果是，保持其他参数不变，F 型企业的融资约束变紧 ( $\nu$  由基准值 0.15 降为 0.075)，经济达到稳态所需的时间将延长。

## 五、模型拓展：非金融企业影子银行化的风险

基准模型没有考虑任何风险因素，本节我们对基准模型进行拓展，研究在影子银行作用下，外生风险冲击的传导机制，以及风险冲击对转型过程中资源配置效率的影响。

假设 E 型企业在  $T - 1$  期受到一个外生的，没有预期到的风险冲击，冲击使得一部分 E 型企业无力偿还来自影子银行的 F 型企业贷款。E 型企业的违约比例设为  $\omega$ ，则 F 型企业的损失为： $\omega\eta\rho_{ET}K_{ET}$ 。由于 F 型企业存在软预算约束（Qian and Roland, 1998；林毅夫和李志赞，2004），我们考虑一种极端情况，假设 F 型企业的贷款损失全部转嫁给商业银行，最终影子银行贷款损失由商业银行承担。为弥补亏损，银行在下一期即  $T$  期开始提高 E 型企业的贷款利率  $R' (> R)$ ，而 F 型企业的贷款利率不变仍为  $R$ 。

图 6 给出了风险冲击的传导机制。一方面，风险冲击导致银行贷款利率上升，提高了 E 型企业的融资成本，融资成本上升降低了企业家的贷款数量，进而降低  $T + 1$  期 E 型企业的生产资本和产出水平。另一方面，企业家对未来储蓄和收入的下降预期将放大贷款利率上升的影响。由于贷款利率上升降低了下一期 E 型企业的产出和企业家消费，从而降低企业家在  $T$  期的储蓄收益率，减少  $T$  期储蓄，并进一步降低下一期 E 型企业的生产资本和产出。由于  $T + 1$  期 E 型企业产出下降减少了年轻企业家的收入和储蓄，进而使  $T + 2$  期 E 型企业的生产资本和产出下降。类似的情形在之后的时期会一直发生，因此风险冲击的影响将不断延续。由于企业家通过抵押贷款方式扩大生产规模，且影子银行提高了 E 型企业的融资杠杆，

这种风险冲击的影响还会以“滚雪球”方式随着时间推移不断被放大，直至劳动力在两部门之间的转移结束。

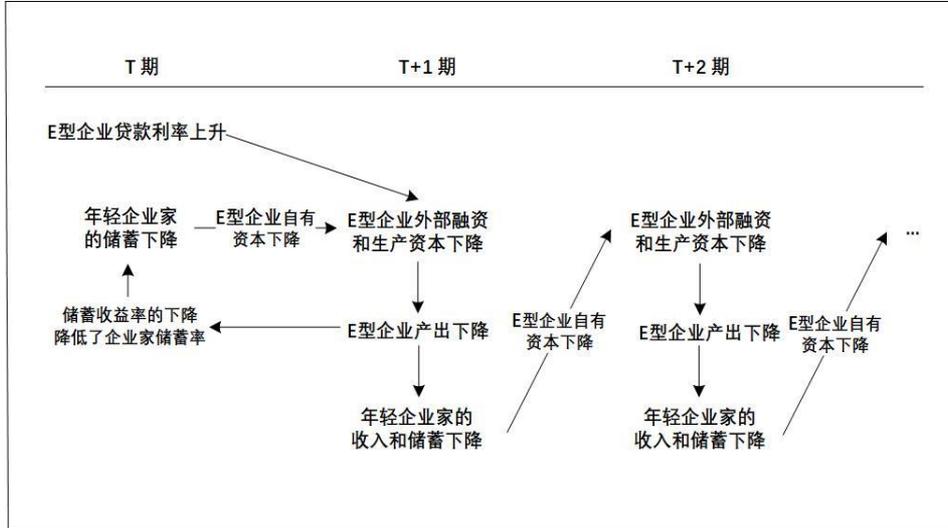


图6 风险冲击的传导机制

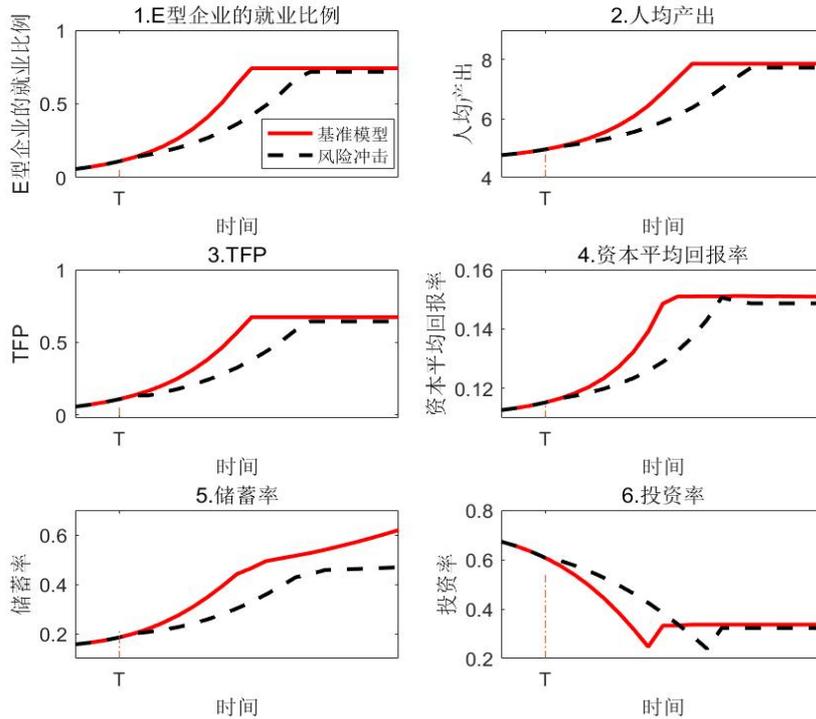


图7 E型企业受到风险冲击对经济转型的影响

图7给出了基准模型和风险冲击下各变量的动态均衡路径。风险冲击在 $T - 1$ 期发生后， $T$ 期银行贷款利率上升不仅提高了E型企业的融资成本，还降低了企业家的储蓄水平，二者共同降低了E型企业在 $T + 1$ 期的生产资本和产出。数值模拟结果表明，影子银行的杠杆作

用放大并扩散了风险冲击效应。劳动力从 F 型企业向 E 型企业的转移速度持续放缓（图 7-1），抑制了资源配置效率的增速，人均产出和 TFP 的增幅显著低于基准模型情形，且差距逐步放大（图 7-2，7-3）。由于风险冲击减慢了 E 型企业的扩张速度，资本平均回报率和储蓄率的上升速度低于基准情形（图 7-4，7-5）。此外，资本密度较低的 E 型企业发展受到限制，资本需求降幅比较基准情形有所降低，投资率降幅出现减缓（图 7-6）。

## 六、结论与建议

2008 年金融危机发生后，我国部分具有融资优势的企业实质上扮演了金融中介的角色，广泛参与影子银行活动。本文研究表明，非金融企业影子银行活动在短期内提高了资源配置效率，但从长期看由于低效率的企业不会退出市场，社会全要素生产率下降，不利于我国经济转型发展。此外，影子银行的杠杆作用会放大和扩散风险，推升企业融资成本，减缓资源配置效率的增进。

根据本文研究结论，我们提出以下三点建议：第一，深化金融改革，发挥好市场配置资源的作用。在金融抑制背景下，非金融企业影子银行化只是短期提高资源配置效率的权宜之计，并不能从根本上解决融资约束企业的资本匮乏问题。只有消除金融市场的信贷歧视，将资源配置到高效的企业部门，才能最快地提升全社会的生产效率。第二，加强对影子银行的监管。虽然影子银行给融资难的民企提供了额外的融资渠道，但缺乏监管，存在较大风险，阻滞资源配置效率的动态增进。第三，深化国有企业改革，压缩国企套利空间，强化国企预算约束，让国企和其他市场主体平等竞争，共同促进我国经济高质量发展。

## 【参考文献】

- [1] Allen, F., Y. Qian, G. Tu, and F. Yu, “Entrusted Loans: A Close Look at China’s Shadow Banking System”, *Journal of Financial Economics*, 2019, 133 (1), 18-41.
- [2] Bai, C.E., C.T. Hsieh, and Z.M. Song, “The Long Shadow of China’s Fiscal Expansion”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2016, 47 (2), 129-181.
- [3] CEES 研究团队, “中国制造业企业如何应对劳动力成本上升? ——中国企业—劳动力匹配调查 (CEES) 报告 (2015-2016)”, 《宏观质量研究》, 2017 年第 2 期, 第 1—12 页。
- [4] Chang, C, Z. Liu, M. Spiegel, and J. Zhang, “Reserve Requirements and Optimal Chinese Stabilization Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 2019, 103, 33-51.
- [5] Chen, K., J. Ren, and T. Zha, “The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China”, *American Economic Review*, 2018, 108 (12), 3891-3936.
- [6] Chen, Z., Z. He, and C. Liu, “The Financing of Local Government in China: Stimulus Loan Wanes and Shadow Banking Waxes”, *Journal of Financial Economics*, 2020, 137 (1), 42-71.
- [7] Cong, L., H. Gao, J. Ponticelli, and X. Yang, “Credit Allocation under Economic Stimulus: Evidence from China”, *The Review of Financial Studies*, 2019, 32 (9), 3412-3460.
- [8] Du, J., C. Li, and Y. Wang, “A Comparative Study of Shadow Banking Activities of Non-Financial Firms in Transition Economies”, *China Economic Review*, 2017, 46, S35-S49.
- [9] Financial Stability Board, “Shadow Banking: Strengthening Oversight and Regulation”, *Recommendations of the Financial Stability Board*, 2011.
- [10] 高然、陈忱、曾辉、龚六堂, “信贷约束、影子银行与货币政策传导”, 《经济研究》, 2018 年第 12 期, 第 68—82 页。
- [11] 龚关、胡关亮, “中国制造业资源配置效率与全要素生产率”, 《经济研究》, 2013 年第 4 期, 第 4—15 页。
- [12] Hachem, K., and Z.M. Song, “Liquidity Regulation and Unintended Financial Transformation in China”, *NBER Working Paper*, No.21880, 2016.
- [13] 韩珣、田光宁、李建军, “非金融企业影子银行化与融资结构——中国上市公司的经验证据”, 《国际金融研究》, 2017 年第 10 期, 第 44—54 页。
- [14] 汉妮·桑德尔, “中国国企变身‘影子银行’”, 《金融时报》, 2011 年 9 月 7 日。
- [15] 何平、刘泽豪、方志玮, “影子银行、流动性与社会融资规模”, 《经济学》(季刊), 2017 年第 17 卷第 1 期, 第 45—72 页。
- [16] Hsieh, C.E., and P. J. Klenow, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124 (4), 1403-1448.
- [17] Li, J., S. Hsu, and Y. Qin, “Shadow Banking in China: Institutional Risks”, *China Economic Review*, 2014, 31, 119-129.
- [18] 林琳、曹勇、肖寒, “中国式影子银行下的金融系统脆弱性”, 《经济学》(季刊), 2016 年第 15 卷第 3 期, 第 1113—1136 页。
- [19] 林仁文、杨熠, “中国市场化改革和货币政策有效性演变”, 《管理世界》, 2014 年第 6 期, 第 39—52 页。
- [20] 林毅夫、李永军, “中小金融机构发展与中小企业融资”, 《经济研究》, 2001 年第 1 期, 第 10—18

页。

[21] 林毅夫、李志赞, “政策性负担、道德风险与预算软约束”, 《经济研究》, 2004 年第 2 期, 第 17—27 页。

[22] 卢峰、姚洋, “金融压抑下的法治、金融发展和经济增长”, 《中国社会科学》, 2004 年第 1 期, 第 42—55 页。

[23] Qian, Y., and G. Roland, “Federalism and the Soft Budget Constraint”, *American Economic Review*, 1998, 88 (5), 1143-1162.

[24] 裘翔、周强龙, “影子银行与货币政策传导”, 《经济研究》, 2014 年第 5 期, 第 91—105 页。

[25] Ruan, T., “The Economics of Shadow banking: Lessons from Surrogate Intermediaries in China”, Working Paper, 2017.

[26] Song, Z., K. Storesletten, and F. Zilibotti, “Growing Like China”, *American Economic Review*, 2011, 101 (1), 196-233.

[27] Sun, Q., “The Real Effect of Entrusted Lending in China”, Working Paper, 2018.

[28] *The Economist*, “Shadow Banks: Dark and Stormy”, May 5<sup>th</sup>, 2016.

[29] 汪莉、陈诗一, “利率政策、影子银行与我国商业银行风险研究”, 《经济学》(季刊), 2018 年第 18 卷第 1 期, 第 1—22 页。

[30] Wang, H., H. Wang, L. Wang, and H. Zhou, “Shadow Banking: China’s Dual-Track Interest Rate Liberalization”, Working Paper, 2019.

[31] 王永钦、刘紫寒、李嫦、杜巨澜, “识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证据”, 《管理世界》, 2015 年第 12 期, 第 24—40 页。

[32] Yao, Z., D. Gu, and W. Cao, “SOEs as Intermediation: Leakage Effect under Financial Repression”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 2019, 53, 349-361.

[33] 钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林, “我国企业债务的结构性问题”, 《经济研究》, 2016 年第 7 期, 第 102—117 页。

[34] Zhu, X., “The Varying Shadow of China’s Banking System”, *Journal of Comparative Economics*, 2021, 49 (1), 135-146.

## 负利率货币政策：机制、效果及启示

余晶晶<sup>1</sup> 何德旭<sup>2</sup> 宋贺<sup>3</sup>

**【摘要】**负利率货币政策自 2008 年国际金融危机后就被全球部分央行采用，但其对经济金融的影响却较为复杂、效果仍存争议。本文讨论的核心是如何准确认识和理解负利率货币政策，并探讨低利率市场环境下中国未来货币政策的选择。从理论机制来看，负利率货币政策存在受限的操作空间；从实施效果来看，负利率货币政策刺激经济复苏效果并不明确；从现实条件来看，负利率货币政策更多是一种相机抉择政策。中国目前及未来一定时期内仍然具备实施正常货币政策的条件，但央行应增强对负利率货币政策的客观认识，本文针对优化中国当前货币政策体系提出了建议。

**【关键词】**负利率货币政策；零利率下限；货币政策空间

### 一、问题的提出

2008 年的金融危机无疑造成二战后最严重的全球经济衰退 (IMF, 2009)，为提升经济，各国央行货币政策手段面临巨大挑战。在降低利率以至名义利率逼近于零的背景下，传统货币政策效果大打折扣，包括量化宽松、前瞻性指导、信贷宽松等各种非传统货币政策逐渐成为货币政策框架的重要组成部分。鉴于降低实际利率与提升总需求之间的正向影响关系，追求实际低利率是央行调控宏观经济的一项重要举措。“零利率下限约束”理论指出名义利率不能摆脱零利率下限约束，只能通过提升通胀来降低实际利率。而提高通货膨胀目标需要货币当局声誉保证，但由于通胀度量的部分失真与通胀预期的难控，实际利率很难稳定下降。因此，如何突破零利率下限，使得宽松的货币政策能持续刺激通胀、降低实际利率、促进经济增长是央行持续探索的方向。负利率货币政策打破了“零利率下限约束”的理论共识，被越来越多的央行采用。2012 年以来，瑞典、瑞士、日本、欧元区和丹麦五个经济体先后实施负利率货币政策，其 GDP 之和占全球比重超过 25%，负利率货币政策正逐步走向常态化。

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

<sup>2</sup> 何德旭，中国社会科学院财经战略研究院，教授、博士生导师，博士。

<sup>3</sup> 宋贺，上海对外经贸大学金融管理学院，讲师，博士。

但负利率货币政策又是一项颇具争议的宽松货币政策。一方面，国际金融危机后，量化宽松、前瞻性指引等非常规货币政策效果不及预期，在主要经济体自然利率持续下降（甚或为负）的情况下，出于降低实际利率的需求，对奉行“单一目标、单一工具”原则的一些发达经济体的中央银行来说，负利率似乎成为不得以而为之的货币政策。还有部分小型开放经济体实施负利率货币政策的主要目的在于稳定汇率；另一方面，负利率货币政策的效果存在争议。负利率短期内能提振市场信心、改善利率期限结构、促进经济增长，但长期可能助推资产价格泡沫，使得金融机构面临“资产荒”的困境，并影响商业银行盈利，降低货币政策传导效率，从而削减政策的刺激效果。基于此，产生了两个亟待解决的问题，负利率货币政策是否应该存在呢？负利率货币政策的真实效果如何？

改革开放以后，中国抓住战略机遇期实现了举世瞩目的“经济奇迹”。但当前国内外经济形势发生巨大的变化，中国人民银行宏观政策调控面临更加复杂的约束条件。新发展阶段、贯彻新发展理念与构建新发展格局的国家重大战略决策更是对中国人民银行的宏观政策调控提出了新的要求。立足国情、放眼国际，对国际经济金融重要问题进行研究以助力中国央行货币政策的科学决策是紧急又重要的研究使命。在低利率已成为全球经济常态的新环境下，中国货币政策如何选择？解答以上三个关键性的问题对指导未来货币政策调控框架无疑具有重要的意义。因此，本文将从实施负利率货币政策国家的市场环境及历程、负利率货币政策的理论机制、效果三大方面系统探究负利率问题，并结合中国货币政策环境对未来的货币政策进行了展望。

## 二、负利率货币政策实施的现实环境与历程

### （一）负利率货币政策实施的现实环境

#### 1、资产长期收益率下降，负收益的全球债券总额逐步增加

长期来看，各个国家实际利率处于逐渐下降的趋势，全球主要经济体的平均实际利率从 1980 年的 6% 逐渐下降到 2019 年的负收益率（Summers and Rachel, 2019）。与此同时，全球债务水平却逐渐增加（图 1），2007 年金融危机之后，发达经济体债务水平急剧膨胀，2019 年公共债务占 GDP 比重超过 270%，远高于金融危机前 75% 的水平。一些典型国家如日本、希腊、意大利等债务比例更是超过 150% 以上。由于商品供应商大量贷款行为，主权国家债务发行量年均增速也处于高速增长状态。国际清算银行（BIS）2019 报告数据显示，发达经济体债务发行量年均增长率超过 12%，新兴经济体债务发行量年均增长率更是将近 20%。巨额负债带来的过度金融繁荣引致低利率的自我验证从而导致更低的利率水平。

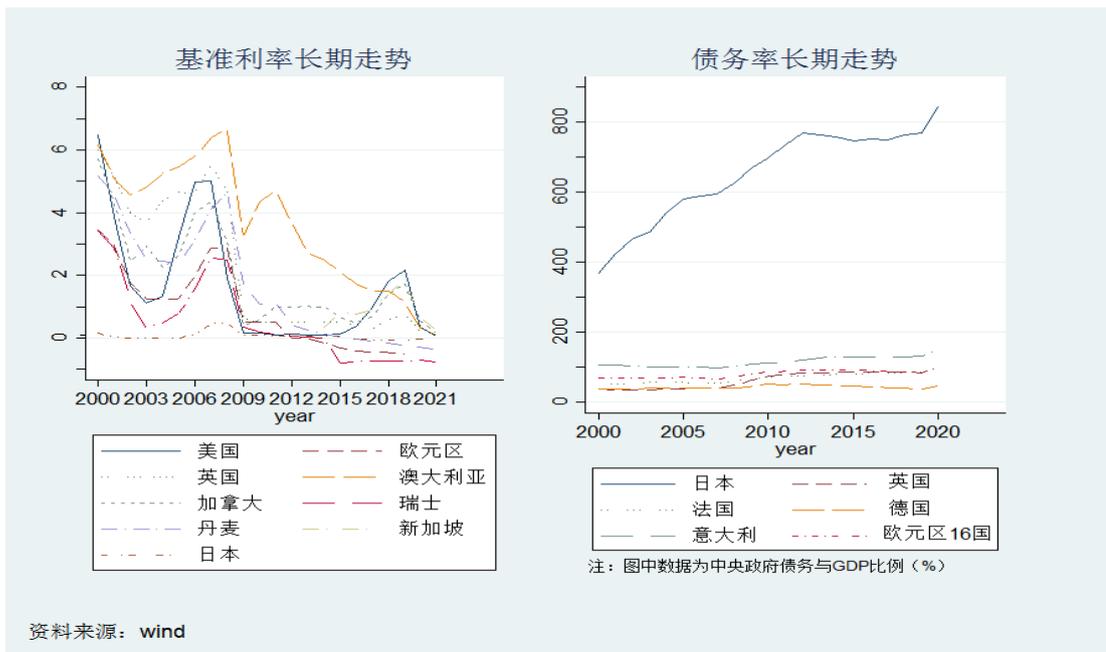


图1 主要经济体的利率与债务率长期走势

2、伴随着全球化程度进一步上升状态下的全球经济增速下滑

贸易与金融开放之间的共生、全球价值链的创设增加了全球经济一体化程度，而随着贸易、国际负债等金融资产之间紧密的联系，新兴市场经济体和发达经济体之间产生了越来越明显的贸易外溢和内溢效应、金融外溢和内溢效应，由此加剧了全球经济体经济增长波动的一致性（图 2）。在经济体实施负利率货币政策的前几年，全球主要经济体经济增速持续下滑，据国际清算银行（BIS）2020 年报告数据显示，2017 年到 2018 年，全球经济增速从 3.9% 下降到 3.7%，2020 年第一季度全球经济增速更是下降 10 个百分点。

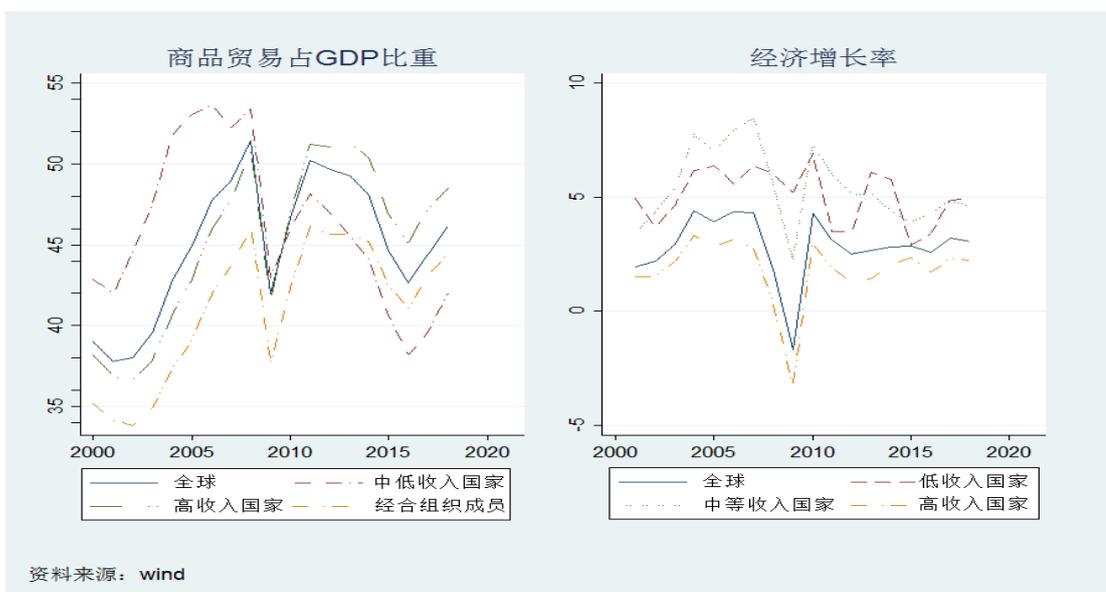


图2 全球贸易依存度与经济增长率

### 3、低资产收益率环境下投资者风险承担增强

投资者追逐资产高收益率并没有因低利率环境而改变，投资者对高风险高收益资产趋之如鹜，体现为长期国债收益率持续下降的情况下，多个新兴市场股票价格反而持续攀高（图 3）。与此同时，全球经济体从危机复苏后经济发展展示出不平衡性，但投资者投资组合却表现出趋同性，对高风险资产风险容忍度增加。国际货币基金组织（IMF）2019 年全球金融稳定报告数据显示，新兴市场经济体中境外投资者持有的本国国债比例从 2005 年的 9% 左右飙升至 2018 年的 25% 左右，在墨西哥、印度尼西亚、波兰和秘鲁则超过 35%。

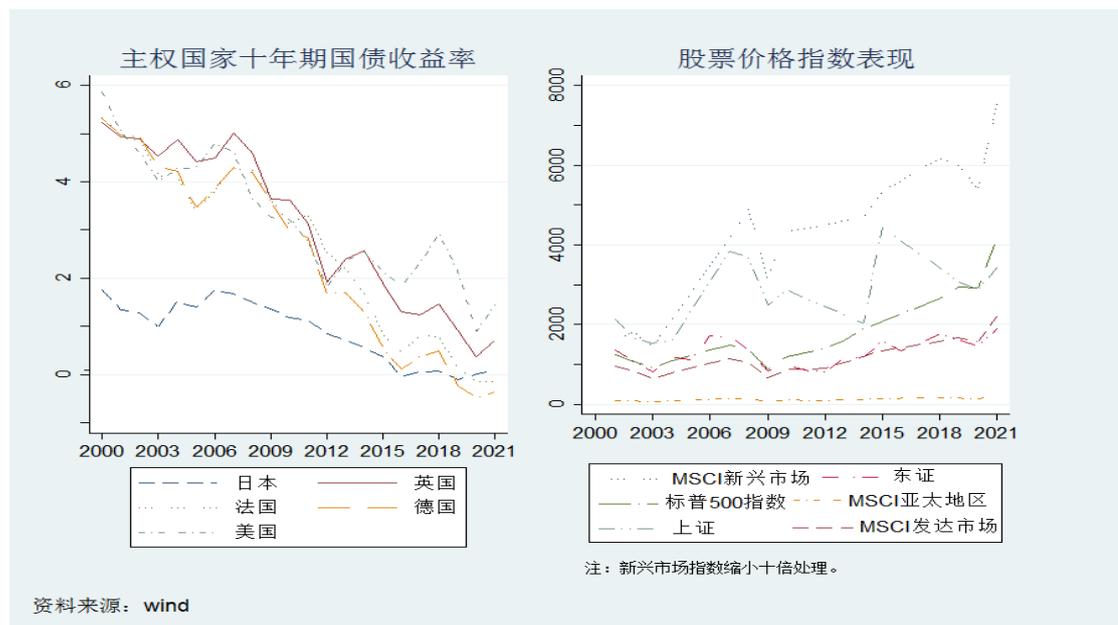


图 3 低资产收益率环境下的资产价格表现

正是由于货币政策环境的现实制约，常规货币政策工具服务于货币政策目标的效力减弱。一方面，由于市场长期处于低利率环境，央行利率调整空间受限；另一方面，经济体对提高经济增长潜力的需求呼唤央行采用货币政策的非常规手段来提高通货膨胀率。此外，投资者对高风险资产的一致性偏好，在金融危机后进一步助推了风险发生的概率，且优质投资项目的匮乏，使得商业银行流动性过剩，资金淤积在银行体系，从而抑制了常规宽松货币政策发挥的空间。由于非常规货币政策能突破危机干预框架，展示出力度更大、范围更广、针对性更强的作用效果，因而在危机后得以大规模运用。打破零利率下限约束的负利率货币政策作为一项非常规货币政策尤其受到一些国家的青睐，逐渐成为部分央行调节货币供应和通货膨胀率的重要手段。

#### （二）负利率货币政策的实施历程

负利率货币政策可以降低多个市场的利率，如外汇市场、同业拆借市场以及货币与资本

市场，旨在使整个期限内资产的风险结构下降，从而起着平抑投资波动、抵御通货紧缩、提升经济增速、稳定汇率等作用，目前有多个国家分时期多阶段实行了负利率货币政策，如丹麦、欧元区、瑞典、瑞士、日本等。由于各经济体经济发展环境与央行货币政策工具、货币政策目标不一样，因此实施负利率货币政策的作用动机、作用目标与作用手段也不一致。对欧盟、日本来说应对债务危机、恢复经济的需求更迫切，对瑞典、丹麦、瑞士来说避免短期资金快速流入影响汇率稳定的需求更为迫切。表 1 总结了实施负利率货币政策的国家的政策目标与政策工具。

尽管出于对提升通胀、稳定汇率的急迫需求，一些具有相似货币政策环境的央行直接采用负利率货币政策，但负利率货币政策的现实效果却不尽如人意。如欧央行启动负利率货币政策尽管取得了一定效果，使得欧元贬值、贸易竞争力得以增强，但通胀率并没有按预期升高。日本实施负利率后 GDP 增长率较低，通货膨胀率离目标设定也较远。因此，各国央行还频繁使用其他非常规货币政策手段来辅助实现政策目标，如同期欧洲央行、日本央行、瑞典央行等推出大规模资产购买计划等。负利率货币政策有其存在的特殊现实环境需求，但对负利率货币政策存在必要性的讨论还需要具体考察其理论机制与经验效果来综合评判。

表 1 典型国家调整实施负利率货币政策的时间表

中央银行	实施时间	实施措施	实施目标
欧洲央行	2014.6	存款利率分两次降低为-0.1%和-0.2%	通货膨胀
	2015.11	存款利率降低为-0.3%	
	2016.2	存款利率降低为-0.4%	
	2019.9	存款利率降低为-0.5%	
瑞士央行	2014.9	即期存款利率降低为-0.75%	汇率稳定
瑞典央行	2009.7- 2010.9	存款利率降低为-0.25%	通货膨胀
	2014.7	存款利率降低为-0.5%	
	2014.11	存款利率降低为-0.75%	
	2015.3	存款利率降低为-1%	
	2015.8	存款利率降低为-1.1%	
	2016.2	存款利率降低为-1.25%	
	2019.1	存款利率降低为-1%	
	2019.10	存款利率降低为-0.35%	
	2020.1	存款利率降低为-0.1%	
丹麦央行	2012.7- 2014.4	一周存款利率降低为-0.2%	汇率稳定
	2014.9	一周存款利率降低为-0.15%	
	2015.1	多次将一周存款利率降低为-0.75%	
	2016.1	一周存款利率变为-0.6%	

	2019.9	一周存款利率变为-0.75%	
	2020.3	一周存款利率变为-0.6%	
日本	2016.2	超额存款准备金利率为-0.1%	通货膨胀

数据来源：各国央行、BIS（2020）报告，作者整理。

### 三、负利率货币政策的理论基础与作用机制

#### （一）负利率货币政策的理论基础

“零利率下限”与“流动性陷阱”理论决定了名义利率不可能为负。Fisher（1930）最早提出零利率下限约束（Zero Lower Bound, ZLB）理论，该理论的核心观点认为当利率为负时，意味着债权人借出货币反而会给债务人支付利息，因此没有人会出借货币，货币被出借人无限持有，此时投资下降、产出减少、失业增加，经济发展受抑制，即名义利率以零为下限。Keynes（1936）首次提出流动性陷阱理论，该理论核心观点认为在满足两个基本假设：现金资产与其他所有资产能完全替代和资产收益率的利率弹性足够敏感的前提下，利率降低足够低时，金融资产与现金收益相当，进一步降低利率并不能拉动投资带动经济增长，因此货币政策的利率操作将陷入“流动性陷阱”。许多学者研究指出“零利率下限”和“流动性陷阱”会使得央行不能用下调短期名义利率等传统的货币政策来刺激经济，下调实际利率与保持实际低利率都将会变得无比困难，且货币政策与收益率曲线之间的相互作用会变得非常复杂，从而经济变量间的传导效果被放大，经济波动加剧（Bodenstein et al., 2012），这就产生了负利率风险。但 Goodfriend（2000）认为负名义利率天然存在于实际利率与自然利率的动态调整过程中。自然利率是也称均衡利率，在新凯恩斯框架内，自然利率为不含工资和价格粘性条件下，就业率和实际产出增长接近自然水平且通胀率保持稳定的实际利率（徐忠和贾彦东，2019）。由于自然利率决定着经济潜在的产出水平，实际利率高于自然利率时会阻碍经济发展；实际利率低于自然利率时会促进经济发展。在通货膨胀率与自然利率稳定的状态下，名义利率与实际利率维持稳定的变化趋势时，负名义利率与负实际利率并没有实质的区别。另一方面，学者估测出自然利率处于下降趋势，Fiorentini et al.（2018）估测了 17 个发达国家的自然利率，指出大多数发达国家的自然利率已经为负，2016 年已经降低为-2%附近。要抑制经济通缩必须保持实际利率在自然利率之下，负利率货币政策下通过提高通货膨胀就能较容易降低实际利率，从而维持实际利率与自然利率的正缺口。

要实现负名义利率需要突破“零利率下限”约束和“流动性陷阱”危机，Buiter（2009）指出商业银行从央行借款利率会高于在央行存款的利率，因此在货币利率为零的情况下，由

无套利定价原理可知，综合央行借款、存款、货币成本、资产收益等比较，短期资产利率可能为负，即政策利率仍存在向下调整的空间，即负利率风险主要取决于实施负利率货币政策成本会高于现金的储存、携带成本的差异。基于以下两方面的事实表明存在负利率货币政策空间，一方面金融机构对非现金资产配置的刚性需求与个人现金资产的粘性特征决定了现金资产与其他资产的不完全替代性，因此经济不会必然陷入“流动性陷阱”；另一方面持有现金存在各种相关成本，包括运输、储存与保管成本等，因此当利率下降足够低时并不必然存在货币被出借人无限持有的现象。这就决定了名义利率在一定边界内可以打破零利率下限约束，能拓宽货币政策的操作空间，有利于经济的恢复（Goodfriend, 2016）。

尽管存在负利率货币政策空间，但也存在一定的效用边界，表现为负名义利率存在“理论物理下限”与“经济下限”。理性经济人假设认为借贷双方以成本为唯一衡量标准，McAndrews（2015）指出负利率的“理论物理下限”由持有现金的成本决定，而现金的储藏、运输等成本受使用偏好、制度等因素影响，则不同经济体可实施的负利率货币政策空间不同。当借贷双方间存在非完全市场理性经济人关系时，利率下限由双方博弈产生，甚至可能突破理性经济人行为产生的负利率下限约束。Brunnermeier and Koby（2016）指出“经济下限”由“流动性陷阱”的利率水平决定，临界利率点取决于银行信贷的利率敏感性。

## （二）负利率货币政策的作用机制

与常规货币政策类似，负利率货币政策对政策目标的影响途径具有多渠道属性，包括利率渠道、银行贷款渠道、资产负债表渠道等。对利率渠道来说，负利率货币政策通过打破市场对零利率下限的预期，能引导市场实际利率下降，投资边际效率不变的情况下低利率能促进投资，并通过货币乘数效应带来总产出的增加（Mishkin, 2009）；对银行贷款渠道来说，负利率货币政策能迫使商业银行调整资产负债结构、减少超额存款准备金、增加风险资产配置从而扩张信用；对资产负债表渠道来说，负利率货币政策能降低政府和企业的筹资成本，从而改善企业的资产负债表，提高借款人的融资能力，提高通胀预期、增加产出。

各国央行负利率货币政策的操作模式是根据利率管理体系选取名义利率为负的利率工具。对实行负利率货币政策最多的欧元区来说，负利率货币政策是指规定利率走廊下限即存款便利利率为负，以扩大政策利率下行空间。存款便利利率是欧洲中央银行向欧元区存款类金融机构存入的超过法定储备率要求的隔夜超额存款部分支付的利率，作用类同于中国人民银行货币政策的超额存款准备金利率。源于法定存款准备金的冻结资金与影响力广的特性，法定存款准备金制度作为一项货币政策工具其功能在商业银行参与市场竞争过程中逐渐演变和弱化，具备低成本、无风险特征的超额存款准备金率运用则比较灵活。金融机构可以用

其进行资产配置，而央行调节超额存款准备金率不仅能直接降低持币成本，还能影响信贷利率和银行间市场利率，从而增加央行对货币市场利率的调控力度。其他诸如瑞士、瑞典和日本等国家采取负利率货币政策的方式为将基准政策利率或者政策目标利率降低为负值，但该种方式使用频率较少（Gray，2011）。作为最早实行量化宽松货币政策并实行过负利率货币政策的日本央行而言，采取过对中央银行再贷款利率工具实行负利率，以激励金融机构将释放的基础货币注入实体经济。

#### 四、实施负利率货币政策的效果分析

任何货币政策工具都是服务于货币政策目标，负利率货币政策的效果判定主要取决于对通货膨胀、金融稳定等货币政策最终目标的影响。由于对货币政策工具影响最终目标的效果较难判定，因此负利率货币政策实施过程中传导渠道效率、关联效应等成为判断货币政策最终目标能否实现的重要决定因素。相关研究表明负利率货币政策的实施效果较为复杂，对货币政策效果的评析莫衷一是。

##### （一）负利率货币政策的积极影响

19 世纪初商人西尔维奥·格塞尔（Silvio Gesell）最早提出负利率观点，认为负利率实际是一种货币持有税，即征收货币税可以增加货币的携带费用从而减少货币囤积行为，从而使货币的流通速度和有效需求维持不变，有利于货币当局控制货币供应量来维持价格稳定。二十世纪后欧文·费舍尔（Irving Fisher）和约翰·梅纳德·凯恩斯（John Maynard Keynes）认为对货币征税可以恢复经济增长，货币中性论和货币税能提升效率说（Kiyotaki and Wright，1989）被当成对负利率货币政策的重要支持理由。相关研究也表明负利率货币政策能在短期内发挥缓解金融条件和提振市场信心的作用。

短期内，负利率货币政策积极影响的直接表现之一是能改善利率期限结构，推动短期与中长期债券利率和存贷款利率的下行，拉动投资促增长。部分学者研究论述了这种正面影响效应。García - Herrero（2016）认为日本的负利率货币政策能显著增加银行的海外资产投资规模，Fukuda（2018）认为量化宽松政策带来的流动性剩余问题能通过负利率货币政策解决，从而有助于商业银行扩大信贷，并利用日本的数据证实了负利率的经济增长效应。丁玉（2017）通过观察欧元区实际 GDP 增长率、调和 CPI、信贷等在政策前后的变化，认为负利率货币政策在短期能刺激通货膨胀率、提高企业信贷规模，但这种作用较小。

负利率货币政策积极影响的直接表现之二是能重塑市场信心、提高货币政策操作的灵活性。Sims and Wu（2021）构建 DSGE 模型验证了负利率货币政策通过央行前瞻性指引与商

业银行渠道作用于经济增长，并指出负利率货币政策具有与常规货币政策类同的效果，但在央行资产规模过大时，负利率货币政策效果减弱。Wu and Xia（2018）扩充影子利率期限结构模型评估负利率货币政策对收益率曲线的影响后指出由于前瞻性指引的作用负利率货币政策能显著降低短期利率。

负利率货币政策积极影响的间接表现是负利率货币政策能影响金融中介的风险偏好，改变金融中介的资产配置行为，可能会有利于经济增长。Kimball（2015）认为负利率货币政策会通过降低贷款利率而导致银行利息收入的减少，从而会提升商业银行的风险偏好，即会增大商业银行的信贷行为。Altunbas et al.（2018）指出负利率引起短期利率下降，银行的风险水平显著提升。Heider et al.（2019）通过分析欧洲银团贷款数据指出尽管商业银行储蓄率一般与政策利率相吻合，但当政策利率降为负时，商业银行出于维护存款客户需求并不会降低大幅度降低存款利率，出于盈利空间收缩压力，商业银行会更偏向于增加风险投资。

## （二）负利率货币政策的消极影响

低于经济增长率的利率会天生带来“理性的资产价格泡沫”，鼓励投机从而增加金融体系的脆弱性（Russell and Thaler, 1985），且负利率偏离自然均衡利率的自我实现会导致更低的利率，从而扭曲资金价格、增加债务、提高摩擦成本等，长期来看，会对经济造成严重的负面影响。负利率货币政策会降低保险公司、养老基金公司等盈利，使得负债端久期高于资产端久期，增加了利率风险。长期低利率还降低了净现金流，增加了机构的破产风险，并带来家庭储蓄的增加、消费的减少和投资的减少（Rajan, 2013）。陈雨露（2020）指出低成本资金会流向房市、债市、股市等领域，并带来资产价格较快上涨，进而引起泡沫风险积聚，加剧系统性风险。此外，偏离自然均衡利率的负利率会令市场形成政策利率远期升水的预期，降低长期利率随着短期利率下降的敏感度（Swanson and Williams, 2014）。马理等（2018）基于欧元区主要国家 2003 年 1 月至 2015 年 12 月的数据，实证检验欧洲央行货币政策的实施效果，并指出欧洲央行调整名义利率的货币政策效果传导到实际利率环节有大幅度衰减，因此负利率货币政策对欧元区经济复苏与发展的作用偏弱。

负利率货币政策会影响商业银行盈利，降低货币政策传导效率。负利率货币政策从利息收入和息差收窄两方面影响银行盈利。Molyneux et al.（2019）利用 2012 年到 2016 年 33 个 OECD 国家 6558 家银行数据验证了负利率货币政策会弱化银行的信贷活动，特别是对小型、依赖零售储蓄业务、低资本的商业银行有更为明显的抑制作用。Eggertsson et al.（2019）构建 DSGE 模型研究指出负利率货币政策会侵蚀银行利润，进而降低货币政策银行信贷渠道的传导效果。熊启跃和王书朦（2020）认为负利率环境下商业银行对利率下调的敏感性明显

增强,从而会降低商业银行利息差,尤其以利息收入、零售业务为主的商业银行表现最明显,从而造成商业银行体系的资金冗余,不利于货币政策传导。

### (三) 负利率货币政策影响的不确定性

鉴于突破零利率下限带来的政策本身的复杂化,尽管负利率货币政策传导渠道与传统货币政策传导渠道无异,但其实施效果受限。对利率传导渠道而言,负利率货币政策起作用的关键在于短期负利率能否影响长期利率。而现有文献对短期利率影响长期利率的能力存疑。一方面,对典型的凯恩斯模型来说,当储蓄和投资对利率不敏感时,负利率并不会刺激总需求;另一方面,短期利率向长期利率传导效率受市场预期的影响,当利率接近零下限时,货币政策的有效性可能更大程度上取决于政府的预期管理(Wu and Xia, 2020),因此资产的利率敏感性变化与政府管理能力的强弱带来了负利率货币政策效果的不确定性。黄益平等(2020)认为负利率政策主要出现在欧洲和日本,既有助于提振需求,但也可能扭曲资金配置和加剧金融体系的脆弱性,需要考虑负利率实施程度问题。对汇率传导渠道而言,货币政策传导渠道效果取决于对汇率波动的影响。由于经济体体量及地位等差异决定了汇率的利率敏感性差异较大,因此负利率货币政策影响也存在不确定性。Hameed and Rose(2016)研究了2010年到2016年五大经济体实施负利率货币政策的情形,发现负利率对稳定汇率几乎没有影响。

世界经济一体化会强化货币政策的外溢性效应,从而使得实施负利率货币政策国家面临更为复杂的经济环境。而资本逐利性在资本能自由流动的经济体之间表现的更淋漓尽致,实施负利率货币政策的经济体会面临资本外逃风险,从而可能抵消负利率货币政策带来的积极效果。Honda and Inoue(2019)指出日本在负利率货币政策实施期间,长期利率降低、资本市场繁荣,但同时出现了日元贬值、资本快速大规模流出的现象,因此很难判断负利率货币政策的好坏。

### (四) 如何提高负利率货币政策效果?

尽管负利率货币政策呈现效果复杂,但在低利率的市场环境下,作为一项刺激经济复苏的货币政策选择有其合理的决策依据,因此如何发挥负利率货币政策的正面影响效果成为实行负利率货币政策央行面临的现实难题。当前对提高负利率货币政策有效性的研究分为两大类,一类是致力于打破零利率下限约束,扩展负利率货币政策的操作空间;另一类是探讨通过协调多种政策来提高负利率货币政策的有效性。

理论界对如何打破零利率下限进行了系列探讨,典型的研究设想总结为三个方面,一是Gesell(1906)提出对货币征收货币税会抑制在利率降为零以下时的大量货币囤积行为,但

这种税会自然遭抵制，可行性欠缺；二是提倡发行电子货币。Robert Eisler（1932）最早研究货币贬值的问题时提出纸币与电子货币的差异，指出电子货币可以转变货币的角色，从经济中心角色向外围角色转变，从而可以抑制经济衰退。Buiter（2009）提倡发行电子货币，认为废除纸币就能消除纸币的囤积行为，但 Rogoff（2015）认为由于纸币的主权货币国家形象的需求存在，因此电子货币的实施尚待时日；三是对货币的功能进行分离，并且引入新计价方式来实施名义负利率货币政策，即为电子货币和纸币设置一个动态调整的兑换比率（汇率），从而使得两者之间不存在套利机会（Agarwal and Kimball，2015），在实施负利率货币政策时，使纸币相对于电子货币持续贬值。当前各经济体实践中仅是对商业银行存储在央行的超额存款准备金实行负利率，并未设置纸币相对电子货币的持续贬值机制。未来随着世界范围内金融科技快速发展，发行电子货币、对货币功能分离正在变得越来越可行。

理论界对如何借助政策制度等手段提高负利率货币政策效果也进行了一些研究，包括实行其他货币政策工具，如央行前瞻性指引、平滑政策波动性强化预期管理、辅助财政政策等手段。Correia et al.（2013）研究了经济趋向于流动性陷阱时候采用政策手段的有效性，指出综合使用减税降费等扩张性财政政策和负利率货币政策等积极货币政策能帮助经济复苏。杨光等（2017）利用零利率下限约束的 DSGE 模型，讨论最优货币政策规则是将逆周期监管的宏观审慎政策和货币政策有效搭配。因此，提高负利率货币政策效果需要考虑各政策部门之间的配合，还需要考虑系列市场制度的配合，包括创新债务工具、金融机构经营范围许可、利息计算和支付结算系统的设计、债券评估与转让等，这就决定了经济体央行需要综合考虑系列因素来预估政策执行的成本与收益。因此，降低决策的难度与成本是提高负利率货币政策效果的基础。

## 五、中国实施负利率货币政策的可能性

中国目前的货币政策环境面临着跟实施负利率货币政策国家相似的处境，如低资产收益率、经济增长不确定性等，且承载着其他国家实施负利率货币政策的外溢负效应，货币政策传导的压力与日俱增，中国未来货币政策面临着不利的调控环境。基于负利率货币政策复杂性的前提，央行是否具备正常货币政策空间是判断未来实施负利率货币政策与否的关键。

### （一）中国当前的货币政策环境

#### 1、中国的低资产收益率、高杠杆率的市场环境现实

中国的利率水平表现远低于经济增速，而美国等发达经济体利率水平表现与其经济增速大体相当，反映出中国的资产收益率较低的事实（图 4）。2020 年疫情以来，在全球性货币

政策宽松的背景下，中国人民行动用“量价同行”的策略来引导市场利率下行，进一步降低了资产收益率，1 年期 Shibor 和 10 年期国债收益率在 2020 年底短暂上升后下降(图 4)，未来利率两轨并轨、出口下滑等因素限制，利率进入上升通道较为困难。

与此同时，中国的债务水平逐步上升(图 4)。国际清算银行(BIS)将债务水平分为三类：企业债务、政府债务和家庭债务。据中国债券信息网数据统计，截至 2019 年底，中国政府债务率为 54.2%，企业债务率为 149.3%。家庭债务率为 55.2%。从 2009 年至 2015 年间，中国债务总额的年均增幅约为 20%，直到近几年才略有回落。未来在外部宏观环境冲击和国内更为积极的财政政策支持下，中国整体的债务水平可能会进一步上升。高债务会弱化结构型货币政策刺激的边际效应，压缩货币政策空间。

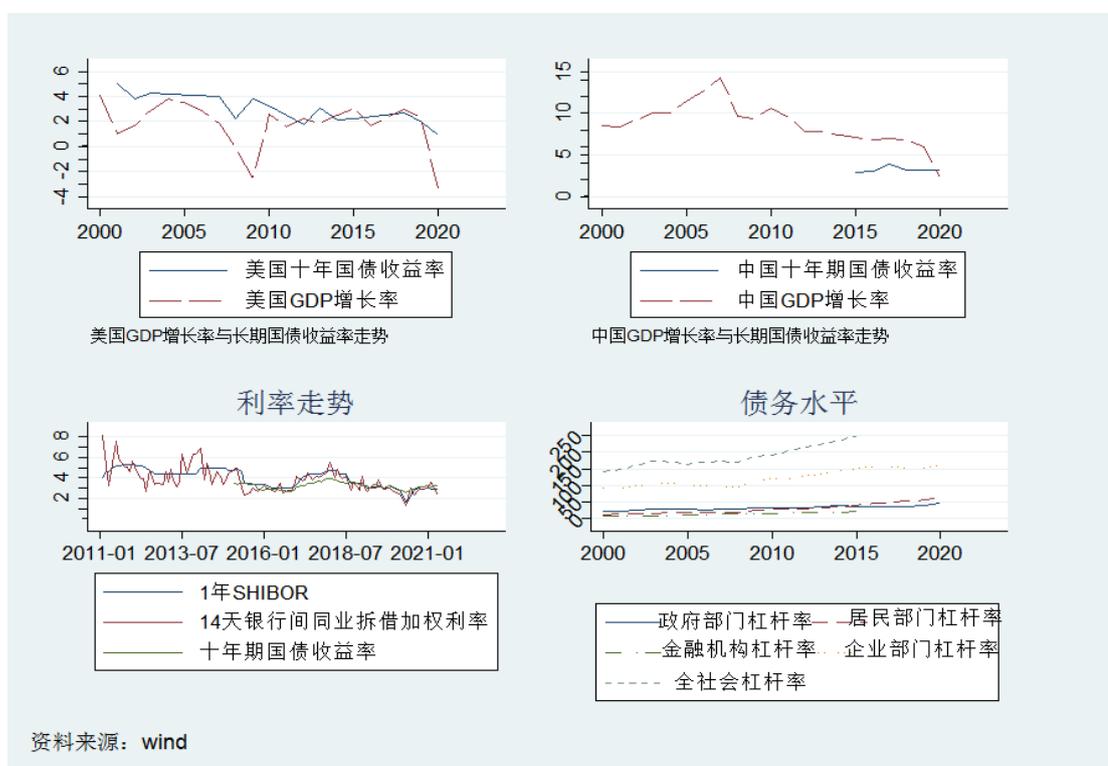


图 4 利率与杠杆率

## 2、金融市场存在结构性矛盾问题，经济增长面临不确定性

金融市场整体流动性较为宽裕，但融资结构性错配现象依然存在(图 5)。金融机构超额存款准备金率历年来一直处于 0.72% 的低位，2020 年 4 月央行更是将金融机构超额存款准备金率降低为 0.35% 来释放流动性。短期银行间同业拆借加权利率也持续向低，总体而言市场流动性较为宽松，但存在融资结构性错配问题。债券市场同业存单负债持续增加，国有银行 1 年期同业存单利率有上升趋势，反映出银行中长期负债存在一定的稀缺性，造成市场资源配置的失衡。

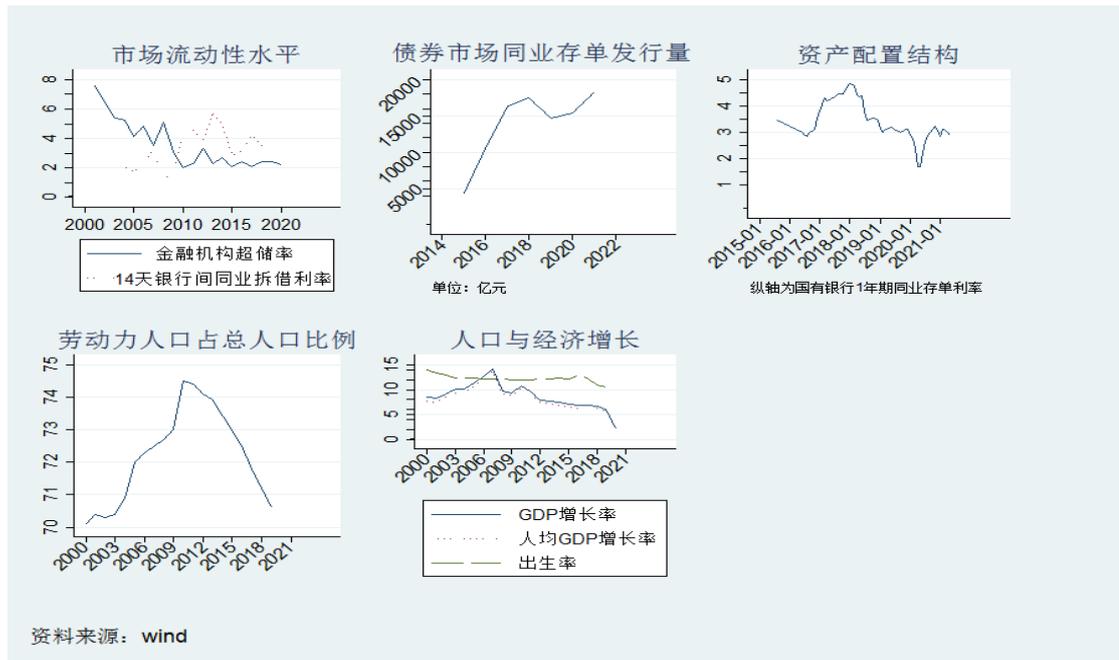


图5 金融结构型矛盾与经济增长不确定

中国 GDP 从 2010 年进入下行通道（图 5），与此同时，反映经济发展效率的人均国内生产总值也自 2010 年开始逐年下降。中国劳动力人口在 2010 年下降，劳动力人口进入拐点。出生率自 2017 年开始下滑，低生育率、人口红利渐散可能会进一步加剧经济增速下降。对内部经济来说，经济总量与经济效率持续下降；对外部经济来说，由于疫情在全球的演进尚未达到拐点，这会加重全球经济的衰退，并进而压抑中国经济外需。中国未来的经济增长面临较大的不确定性。金融资源配置结构型矛盾和经济增长不确定性对货币政策调控提出了更高的要求。

### 3、全球货币政策的外溢性影响增加

理论与经验研究验证了货币政策溢出效应的存在性、传导机制的多渠道性和影响因素的多样性（Iacoviello and Navarro, 2019；楚尔鸣和王真，2018）。货币政策溢出效应的突出表现在能带动国别之间货币政策的一体化。在欧洲央行实施负利率货币政策后，欧洲其他非欧元区央行相继采用负利率货币政策，且货币政策路径依赖随着金融危机、经济衰退、经济体间经济发展高度一体化程度而愈发增强。未来随着中国保持汇率稳定和货币政策独立性的难度不断加大，货币政策调控既需要弱化海外负利率货币政策的负溢出效应，又需要规避货币政策路径依赖产生的系统性风险累积。

#### （二）中国实施正常货币政策之探

中国人民银行 2020 年度第四季度《中国货币政策执行报告》专栏指出，正常的货币政策主要体现在三个方面：一是利率保持在合理区间，没有采取零利率甚至负利率；二是央行

资产负债表规模基本稳定，银行货币创造的市场化功能正常有效发挥；三是宏观杠杆率和货币信贷增速远低于 2009 年应对国际金融危机时期。中国目前满足具备正常货币政策空间的条件。一方面，对利率区间来说，中国的十年期国债利率维持在零上（图 4），未来短期利率仍有一定的下降空间。中国人民银行 2021 年第一季度《中国货币政策执行报告》指出面对冬春疫情考验和外部环境的不确定性，2021 年第一季度经济仍实现了高质量增长，GDP 同比增长 18.3%，两年平均增长 5.0%，中国经济增长稳定性的特征（刘伟和蔡志洲，2021）和构建新发展格局的战略需求预示着中国经济未来仍有强劲的增长空间，这将有助于促进自然利率的提高，并扩大利率空间；另一方面，央行资产负债表数据显示近年来央行资产规模保持在 2%到 5%的增长区间，增长速度较为稳定。央行能提供适度的基础货币满足银行货币创造的需求；此外，近年来宏观杠杆率增速下降（图 4），中国人民银行网站统计数据显示近年来存款类金融机构信贷增速大约维持在 9%左右，低于 2009 年应对危机时候的 13%左右的信贷增速。稳定的杠杆率水平和信贷增速能提升宏观政策调节效果，有利于货币政策实现促经济增长与防范风险目标的平衡，也有利于维持正常货币政策操作空间。

## 六、负利率货币政策对中国的启示

对实施负利率货币政策国家来说，常规货币政策工具效力减弱、财政政策空间紧缩等现实环境催生了负利率货币政策，但具有类似环境的其他国家并没有全部实施负利率货币政策，且负利率货币政策往往与其他政策搭配使用，其政策效果并不突出，因此负利率货币政策往往被看做是一种实验性的非常规货币政策选择。对中国央行而言，尽管目前及未来一段时间具备正常的货币政策空间，并不需要采取负利率货币政策，但需要增强对负利率货币政策的客观认识。一方面，需要警惕一些客观因素，如与实施负利率货币政策经济体相似的货币市场环境带来的常规货币政策工具效力下降、其他经济体负利率货币政策外溢性负效应、经济增长动能转换带来的不确定性等对维持正常货币政策空间的侵蚀；另一方面，需要借鉴负利率货币政策积极的一面，从扩大货币政策空间、提高货币政策效率、稳定市场预期等方面制定相应措施来优化现有的货币政策框架体系；更为重要的是，需要积极借鉴发达经济体面对危机时实施的政策手段及政策工具，以增强危机应对能力。

### （一）坚持改革和科技创新，提升自然利率。

低利率货币政策环境的现实使得一些经济体不得不采取负利率货币政策，长期来看，中国也将逐渐进入低利率环境。因此，监管层制定政策时需要重点考虑提升自然利率，避免经济落入流动性陷阱。这就要求完善适应经济发展新形势的货币政策调控体系，构建以自然利

率为基础的货币政策决策框架。党的十九届五中全会提出“建设现代中央银行制度”，重点之一是构建完善的央行政策利率体系以发挥价格型货币政策工具的良好调节作用，需要继续深化利率市场化改革，降低实际利率来引导金融系统向实体经济让利。随着利率“两轨并一轨”进程不断加快，增加了政策利率锚定自然利率来实现资源配置的需求。因此，构建以自然利率为基础的货币政策决策框架需要建立货币政策规则以分析自然利率与市场利率的对应关系。宏观上，需要重视操作规则的设计，以稳定经济预期及公众预期，降低经济不确定性对评估自然利率的影响；政策上，需要推动结构性改革、优化投资结构和质量来改善货币政策环境，提升自然利率；认知上，需要适应经济发展新常态特点，提高科技创新水平，并充分发挥价格调控引导的市场机制作用。

## （二）加快数字货币建设以增加货币政策操作空间。

发行数字货币能节约现金印刷、运钞等成本，有助于打破零利率下限约束，增加货币政策操作空间，且数字货币能追溯资金流向、监控资金运用、防止洗钱等违规行为，便于央行更好防范金融风险。目前央行数字货币先后在深圳、苏州、雄安新区、成都及未来的冬奥场景等进行内部封闭试点测试。随着区块链等技术的进一步开发与运用，未来数字货币会加大运用范围，从而能降低货币持有成本，增加货币政策操作空间。

## （三）完善和创新结构型货币政策工具以提高货币政策效率。

“丁伯根法则”强调政策工具比目标多是保障货币政策效果的必要条件。中国现阶段货币政策工具种类较为齐全，包括常备借贷便利等流动性调节工具、中期借贷便利利率等中长期利率引导工具、抵押补充贷款等发挥前瞻性指引工具等，但这些货币政策工具大多需要商业银行提供合格的质押品或抵押品，受限于银行提供抵押资产的能力，可能造成央行流动性投放的失衡，并影响货币政策传导效果。在构建新发展格局、防范金融风险的要求下，更需要创新结构型货币政策工具来提高精准激励效果，如对绿色金融领域推出碳减排支持工具、对小微企业推出定期融资计划等货币政策产业工具，以提高货币政策效率。

## （四）关注政策间的搭配协调。

理论与事实均表明了相机抉择性的负利率政策效果的局限性，因此相关经济体央行采取负利率货币政策与其他非常规货币政策、财政政策相搭配的政策选择来提高货币政策效果。鉴于中国目前具备正常的货币政策空间，未来稳健货币政策搭配积极的财政政策是一种占优策略组合。这种政策搭配既能节省债务成本给予经济刺激和活力，又能赋予货币政策结构型和财政化的特征，提高货币政策传导效率，严防资产价格泡沫风险。在当前严控宏观杠杆率的情况下，债务问题并不会引起大规模债务危机，积极的财政政策对总需求产生的投资乘数

效应会助长货币政策的总量调控效应。尤其是在逆周期调节中，财政政策货币化特征与货币政策财政化特征能实现定向扶持、精准操作，政策调控效果突出。

#### （五）注重国际央行间沟通和协调，防范政策溢出负效应。

在资本流动混乱无序、贸易渠道复杂、国际博弈越发突出的情况下，如何规避全球流动性宽松引致的货币政策负溢出效应，是中国央行维持正常货币政策空间的强烈需求。因此有必要加强不同国别央行间沟通和协调机制，尤其需要关注外部经济体货币政策转变及货币政策溢出效应对本国经济带来的超预期影响。既要保持对外部经济体货币政策的动态审慎评估，强化对本国货币政策逆周期调节作用的运用，防范输入型风险，又要注重前瞻性指引等货币政策工具的运用，强化对公众预期的引导，减少货币政策操作成本。

## 【参考文献】

- [1] 楚尔鸣、王真, 2018.中国货币政策溢出效应的异质性研究——基于 51 个国家的面板数据分析.国际金融研究, (10): 13-22.
- [2] 陈雨露, 2020.当前全球中央银行研究的若干重点问题, 金融研究, (2): 1-14.
- [3] 丁玉, 2017.欧央行负利率政策实施效果研究. 新金融, (1): 60-63.
- [4] 黄益平、陆挺、张斌、殷剑峰、徐高、伍戈、余永定、王勇、肖立晟、张一、郑联盛, 2020.如何认识负利率政策及其影响.国际经济评论, (01): 161-172+8.
- [5] 刘伟、蔡志洲, 2021.中国经济发展的突出特征在于增长的稳定性.管理世界, (05): 11-23+2.
- [6] 马理、李书灏、文程浩, 2018.负利率真的有效吗?——基于欧洲央行与欧元区国家的实证检验.国际金融研究, (03): 35-45.
- [7] 熊启跃、王书朦, 2020.负利率对银行净息差影响机制研究——基于欧洲主要上市银行的经验证据.金融研究, (01): 110-129.
- [8] 徐忠、贾彦东, 2019.自然利率与中国宏观政策选择.经济研究, (06): 22-39.
- [9] 杨光、李力、郝大鹏, 2017.零利率下限、货币政策与金融稳定.财经研究, (01): 41-50.
- [10] Agarwal,R.,and Kimball,M.,2015.Breaking through the zero lower bound. International Monetary Fund Working Paper,15-224.
- [11] Altunbas,Y., Binici,M., and Gambacorta, L.,2018.Macroprudential policy and bank risk. Journal of International Money and Finance, 81:203-220.
- [12] BIS,2020. BIS Annual Economic Report. <https://www.bis.org/publ/arpdf/ar2020e.htm>.
- [13] Bodenstein, M.,Hebden, J., and Nunes, R., 2012. Imperfect credibility and the zero lower bound. Journal of Monetary Economics, 59(2):135-149.
- [14] Brunnermeier,M. K., and Koby,Y.,2016.The reversal interest rate: An effective lower bound on monetary policy. Unpublished Paper, Princeton University.
- [15] Buiter,W.H.,2009.Negative nominal interest rates: Three ways to overcome the zero lower bound. The North American Journal of Economics and Finance,20(3):213-238.
- [16] Correia,I.,Farhi,E., Nicolini,J.P., and Teles,P.,2013.Unconventional fiscal policy at the zero bound. American Economic Review,(103):1172-1211.
- [17] Eggertsson,G. B., Juelsrud, R. E., Summers, L. H., and Wold, E. G.,2019.Negative nominal interest rates and the bank lending channel. National Bureau of Economic Research.
- [18] Fiorentini ,G., Galesi A, Gabriel P.Q., and Sentana E.,2018,The rise and fall of the natural interest rate, Banco de Espana Working Paper,No.1822.
- [19] Fukuda,S.,2018,Impacts of Japan's negative interest rate policy on Asian financial markets. Pacific Economic Review,23(1):67-79.
- [20] García-Herrero,A.,2016. Japanese banks and US\$ liquidity:Squeezed between expensive deposits and the BoJ. Asian Banking and Finance.
- [21] Gesell,S.,1906.Available in English as the natural economic order,London:Peter Owen Ltd.
- [22] Goodfriend,M.,2016.The case for unencumbering interest rate policy at the zero bound. Designing Resilient Monetary Policy Frameworks for the Future, 127-160.
- [23] Goodfriend,M.,2000.Overcoming the zero bound on interest rate policy. Journal of Money Credit and Banking , 32:1007-1035.
- [24] Gray,S.,2011.Central bank balances and reserve requirements.International Monetary Fund,11-36.
- [25] Hameed,A.,and Rose,A. K.,2016.Exchange rate behavior with negative interest rates:Some early negative

observations. ADBI Working Paper, No. 699.

[26] Heider, F., Saidi, F., and Schepens, G., 2019. Life below zero: bank lending under negative policy rates. *The Review of Financial Studies*, 32(10): 3728–3761.

[27] Honda, Y., and Inoue, H., 2019. The effectiveness of the negative interest rate policy in Japan: An early assessment. *Journal of the Japanese and International Economies*, 52: 142–153.

[28] Iacoviello, M., and Navarro, G., 2019. Foreign effects of higher U.S. interest rates. *Journal of International Money and Finance*, 95: 232–250.

[29] Keynes, J. M., 1936. *The general theory of employment, interest, and money*. Cambridge University Press.

[30] Kimball, M. S., 2015. Negative Interest Rate Policy as Conventional Monetary Policy. *National Institute Economic Review*, 1(234): R5–R14.

[31] Kiyotaki, N., and Wright, R., 1989. On money as a medium of exchange. *Journal of Political Economy*, 97: 927–954.

[32] McAndrews, J., 2015. Negative nominal central bank policy rates: where is the lower bound?. *Federal Reserve Bank of New York*, 168.

[33] Mishkin, F. S., 2009. Is monetary policy effective during financial crises?. *American Economic Review*, 99(2): 573–77.

[34] Molyneux, P., Reghezza, A., and Xie, R., 2019. Bank margins and profits in a world of negative rates. *Journal of Banking and Finance*, 107: 1–20.

[35] Rajan, 2013. A step in the dark: unconventional monetary policy after the crisis. Andrew Crockett Memorial Lecture, BIS, Basel, 23 (June).

[36] Rogoff, K., 2015. Costs and benefits to phasing out paper currency. *NBER Macroeconomics Annual*, 29(1): 445–456.

[37] Russell, T., and Richard, H. T., 1985. The Relevance of Quasi-Rationality in Competitive Markets. *American Economic Review*, 75: 1071–1082. (Reprinted and corrected version from *Quasi-Rational Economics*)

[38] Sims, Eric., and Wu, J. C., 2021. Evaluating Central Banks' tool kit: Past, present, and future. *Journal of Monetary Economics*, 118: 135–160.

[39] Summers, L. H., and Rachel, L., 2019. On falling neutral real rates, fiscal policy and the risk of secular stagnation. *Brookings Papers on Economic Activity BPEA Conference Drafts*.

[40] Swanson, E. T., and Williams, J. C., 2014. Measuring the effect of the zero lower bound on medium- and longer-term interest rates. *American Economic Review*, 10.

[41] Wu, J. C., Xia, F. D., 2018. Negative interest rate policy and yield curve. *NBER Working Paper No. 25180*.

[42] Wu, J. C., Xia, F. D., 2020. Negative interest rate policy and the yield curve. *Journal of Applied Econometrics*, 35(6): 653–672.

# “一带一路”倡议对沿线国家经济增长的影响 及中国作用

曹翔<sup>1</sup> 李慎婷<sup>2</sup>

**【摘要】**虽然“一带一路”倡议已经开展了8年，但关于“一带一路”倡议对沿线国家经济增长的真实影响及其中国作用这一问题尚未得到科学的量化答案。文章基于2000-2018年133个国家的面板数据，首先采用倾向得分匹配双重差分法评估了“一带一路”倡议对沿线国家经济增长的影响，其次就政策效应进行了异质性和时间动态分析，最后从供给侧和需求侧双重视角分析了“一带一路”倡议对沿线国家经济增长的作用机制以及中国作用。结果表明：第一，“一带一路”倡议显著推动了沿线国家的经济增长，并且该结论在一系列稳健性检验中得到了印证；第二，该倡议对与中国临近的沿线国家、沿线发展中国家和陆上丝绸之路国家经济增长的推动作用较大，对与中国非临近的沿线国家、沿线发达国家和海上丝绸之路国家经济增长的推动作用较小；第三，该倡议对沿线国家经济增长的推动作用随时间逐渐增强；第四，该倡议通过促进沿线国家消费、基础设施建设和就业推动了沿线国家的经济增长，但未通过促进净出口投资而推动沿线国家的经济增长；第五，中国在“一带一路”倡议中通过对沿线国家投资、净进口显著推动了其经济增长，但中国劳务支援对沿线国家经济增长的作用不明显。

**【关键词】**“一带一路”倡议；经济增长；中国作用；倾向得分匹配双重差分法

“一带一路”倡议于2013年由中国提出以来受到了国际社会的广泛支持和参与，然而部分西方国家屡屡质疑“一带一路”倡议是中国对沿线国家的“经济掠夺”。对此，金玲（2015）等国内学者专门撰文予以反驳，指出“一带一路”倡议秉承“互利共赢”的理念。根据2019年4月发布的《共建“一带一路”倡议：进展、贡献与展望》报告，“一带一路”倡议已经获得了125个国家和29个国际组织的共建支持。考虑到部分国家因加入时间较晚而难以观察该倡议成效，本文以徐思等（2019）提及的“一带一路”沿线国家为考察对象，通过对比“一带一路”倡议提出前后5年这些国家经济增长变化情况来初步观察其对沿线国家经济增

<sup>1</sup> 曹翔，海南大学经济学院。

<sup>2</sup> 李慎婷，海南大学经济学院。

长的影响。从世界银行 WDI 数据库公布的数据来看,“一带一路”倡议提出前 5 年(2008-2012 年)沿线国家国内生产总值合计为 101 万亿美元,而“一带一路”倡议提出后 5 年(2013-2017 年)沿线国家国内生产总值合计为 141 万亿美元,增长幅度高达 39.6%。这初步表明,“一带一路”倡议为沿线国家带来了较为明显的经济增长。然而,由于这一增长幅度因未剔除其他经济驱动因素对沿线国家经济增长的影响而难以科学有力地回应西方国家的质疑。因此,客观分析“一带一路”倡议对沿线国家经济增长的净影响及其异质性影响和长短期影响,以及厘清哪些机制发挥了怎样的作用、中国在其中所起到的真实作用等问题,才能科学全面有力地回答该质疑。与此同时,科学回答上述问题还能更好地促进“一带一路”沿线国家、中国和参与国等多方共赢以及完善下一步的合作计划提供参考依据和启示。

## 一、文献综述与机制分析

### (一) 文献综述

关于“一带一路”倡议经济效应的文献大多聚焦于该倡议对中国经济的影响,主要涉及贸易、投融资与风险、企业升级与创新、经济增长等方面。其一,贸易方面。孙军等(2018)认为“一带一路”倡议改变了中国省际贸易演变特征和贸易流向;Ramasamy 和 Yeung(2019)发现“一带一路”沿线国家的交通基础设施促进了中国出口;Chen 等(2018)、Yu 等(2020)、李建军和李俊成(2020)以及孙楚仁等(2017)发现“一带一路”倡议显著促进了中国出口。其二,投融资与风险方面。Luo 等(2019)、吕越等(2019)研究发现“一带一路”倡议显著促进了中国企业对外直接投资;王桂军和张辉(2020)则进一步就中国企业对“一带一路”沿线国家的投资方式进行了分析;徐思等(2019)研究发现“一带一路”倡议显著缓解了中国企业面临的融资约束问题;孙焱林和覃飞(2018)进一步指出中国对沿线国家的投资需要妥善处理其面临的风险;邱煜和潘攀(2019)研究发现“一带一路”倡议降低了中国在沿线国家的债务风险;张海亮等(2020)则进一步探究了“一带一路”倡议下中国企业如何规避外汇风险这一问题。其三,企业升级与创新方面。倪中新等(2016)以及王桂军和卢潇潇(2019a, 2019b)发现“一带一路”倡议推动了中国企业升级和技术创新。其四,经济增长方面。张良悦和刘东(2015)从理论上阐述了“一带一路”倡议会通过推动全面深化改革而推动中国经济增长;崔占峰和刘君(2020)通过实证分析发现“一带一路”倡议促进了中国经济增长。此外,严佳佳和辛文婷(2017)探究了“一带一路”倡议对人民币国际化的影响。

与此形成鲜明对比的是,就该倡议对沿线国家经济影响进行分析的文献较为缺乏,仅有少数学者分析了该倡议对沿线国家对外直接投资(文淑惠和张诣博,2020)、基础设施(张

艳艳等，2018）、国际合作（许培源和程钦良，2020）等方面的影响；Yii 等（2018）和 Hsu（2020）指出基础设施建设对于“一带一路”倡议在沿线国家的推进发挥着重要作用；姬超（2019）则考察了来自中国的贸易、OFDI 及对外承包工程对沿线国家经济增长的影响。

鉴于此，本文以“一带一路”倡议作为一项准自然实验，首先采用 PSM-DID 模型来量化评估“一带一路”倡议对沿线国家经济增长的影响，并通过工具变量法等方法进行一系列稳健性检验，然后进一步检验了“一带一路”倡议对不同类型国家经济增长的异质性影响和时间动态效应，最后从供给和需求双侧全面考察了其影响机制以及中国如何影响沿线国家经济增长。相较于已有文献，本文可能的边际贡献有：其一，本文并不局限于考察单一国家对沿线国家经济增长的影响，而是从整体视角定量评估“一带一路”倡议对沿线国家经济增长的影响；其二，本文在 PSM-DID 模型的基础上进一步运用工具变量法缓解了潜在的内生性问题，提高了评估结果的可靠性；其三，本文从供给侧和需求侧双重视角较为清晰地考察了“一带一路”倡议对沿线国家经济增长的作用机制，并进一步探究了中国通过各作用机制对沿线国家经济增长所起到的作用，可以为更好地推动“一带一路”倡议提供经验启示。

## （二）机制分析

“一带一路”倡议已经成为沿线国家最重要的国际合作平台之一。在沿线国家以及参与国的共同推进下，该倡议的具体合作内容已经覆盖了投资自由化、贸易便利化、基础设施建设等影响沿线国家经济发展的多个方面。为较为全面地剖析该倡议对沿线国家经济增长的影响以及中国如何影响沿线国家经济增长，本文从需求侧和供给侧两方面来进行分析。需求侧方面主要从投资、消费、净出口 3 个方面展开。一般而言，基础设施、劳动力、资本、能源、土地等要素均属于供给侧。由于沿线国家经济增长所需投入的土地、能源要素主要源于其自身资源禀赋，因此本文在供给侧方面主要从劳动力、基础设施、投资 3 个方面展开。需要说明的是，投资同时属于需求侧和供给侧。此外，由于中国对沿线国家的消费主要反映在中国对沿线国家的进口，中国对沿线国家基础设施水平的影响主要体现在中国对沿线国家基础设施的投资，因此本文主要从中国对沿线国家净进口、对外直接投资以及劳务输出 3 个方面来分析中国如何影响沿线国家经济增长。图 1 展示了“一带一路”倡议对沿线国家经济增长的作用机制以及中国对沿线国家经济增长的作用机制。

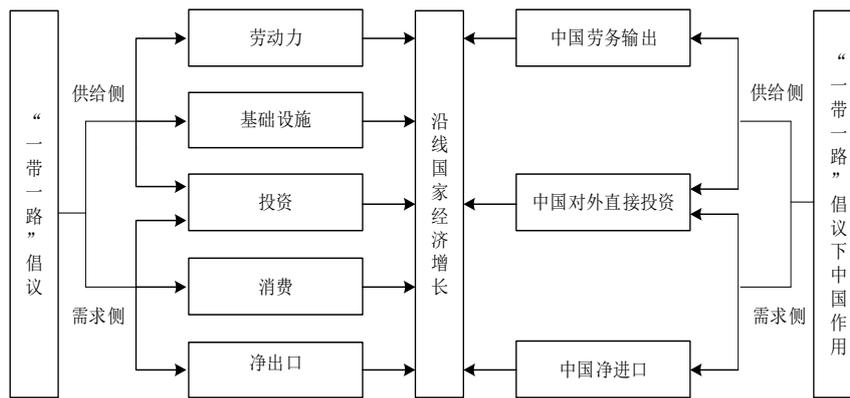


图 1 机制分析

资料来源：笔者绘制，下同。

### 1. “一带一路”倡议与沿线国家经济增长

从需求侧来看，投资、消费、出口是拉动经济增长的三驾马车。根据 2019 年“一带一路”建设工作领导小组办公室发布的《共建“一带一路”倡议：进展、贡献与展望》报告，“一带一路”倡议显著促进了沿线国家贸易和投资的自由化、便利化，并对沿线国家消费也起到了一定的刺激作用。进一步根据世界银行 WDI 数据库公布的数据可知，“一带一路”倡议提出前 5 年（2008-2012 年）沿线国家货物和服务出口合计为 21.2 万亿美元、最终消费支出合计为 38.4 万亿美元、外国直接投资合计为 1.0 万亿美元，而“一带一路”倡议提出后 5 年（2013-2017 年）沿线国家货物和服务出口合计为 23.6 万亿美元、最终消费支出合计为 45.5 万亿美元、外国直接投资合计为 1.1 万亿美元，增长幅度分别为 11%、18%、10%；“一带一路”倡议提出前 5 年（2008-2012 年）沿线国家就业人数合计为 62.1 亿人，而“一带一路”倡议提出后 5 年（2013-2017 年）沿线国家就业人数合计为 66.6 亿人，增长幅度为 7%。与此同时，“一带一路”倡议有力推动了沿线国家在铁路、公路、航空、空间综合信息网络等方面的基础设施建设。以铁路基础设施为例，截至 2019 年 6 月底中欧班列累计开行数量达 1.7 万列，到达 16 个国家的 53 个城市。由此可见，“一带一路”倡议可能会通过促进沿线国家净出口、消费、投资、就业、基础设施来推动其经济增长。

### 2. 中国与沿线国家经济增长

自“一带一路”倡议提出后，中国对沿线国家的直接投资占比逐年增长。根据世界银行 WDI 数据库公布的数据可知，“一带一路”倡议提出前 5 年（2008-2012 年）中国对沿线国家直接投资合计为 402 万元人民币，而“一带一路”倡议提出后 5 年（2013-2017 年）中国对沿线国家直接投资合计为 795 万元人民币，增长幅度为 97.8%。沿线国家获得的中国投资主要用于完善基础设施、促进产业结构升级和扩大科技创新等，从而有利于促进其经济增长。

与此同时，近年来中国对沿线国家的进口迅速扩大。根据世界银行 WDI 数据库公布的数据，“一带一路”倡议提出前 5 年（2008-2012 年）中国对沿线国家进口合计为 1.7 亿元人民币，而“一带一路”倡议提出后 5 年（2013-2017 年）中国对沿线国家进口合计为 2.2 亿元人民币，增长幅度为 29.4%。与此同时，中国通过输出劳务的形式为沿线国家提供了直接的人力支援。由此可见，中国在推进“一带一路”倡议中可能通过增加对外直接投资、扩大进口、输出劳务来促进沿线国家经济增长。

## 二、模型构建、指标选取及数据说明

### （一）计量模型构建

为评估“一带一路”倡议对沿线国家经济增长的真实影响，本文以“一带一路”倡议为准自然实验，采用 PSM-DID 方法来进行检验。本文首先将“一带一路”沿线国家设为处理组；然后采用 PSM 方法为处理组匹配较为相似的对照组，以提高处理组与对照组之间的相似度；最后构建以下 DID 模型来进行检验。

$$GDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \sum \theta Control_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式（1）中，下标  $i$  和  $t$  分别表示国家和年份； $GDP_{it}$  为被解释变量经济增长； $DID_{it}$  为核心解释变量“一带一路”倡议交互项； $Control_{it}$  为一系列控制变量； $\delta_i$  代表国家固定效应； $\mu_t$  代表年份固定效应； $\varepsilon_{it}$  代表随机误差项。

### （二）指标选取与数据说明

各变量的指标选取及数据说明如下。（1）被解释变量：经济增长（ $GDP$ ）。本文选取国内生产总值来表示经济增长。（2）核心解释变量：“一带一路”倡议交互项（ $DID$ ），其表达式为  $DID_{it} = Treatment_i \times Post_t$ 。对应的取值规则为：当个体属于“一带一路”沿线国家时  $Treatment_i$  取值为 1，否则为 0；当  $t \geq 2013$  时  $Post_t$  取值为 1，否则为 0。（3）控制变量。在柯布-道格拉斯生产函数和考虑数据可获得性的基础上，本文选取研发投入（ $RD$ ）、固定资本（ $K$ ）、劳动（ $L$ ）、土地（ $S$ ）作为控制变量，分别以研发支出占 GDP 比重、资本形成总额、劳动力总量、土地面积来衡量。由此，本文从世界银行 WDI 数据库获得了 2000-2018 年 133 个国家的面板数据。为降低异方差，本文对主要变量进行了对数化处理。各变量的描述性统计分析见表 1。

表 1 各变量描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	最大值	观测值数
经济增长	24.6874	1.9550	19.3975	29.8770	2336
研发投入	-0.8433	1.0749	-5.2140	1.5208	1097
固定资本	22.6116	1.9400	15.7578	27.4038	2117
劳动	15.0018	1.6883	10.4741	20.0835	2451
土地	11.5319	2.2252	5.7038	16.6117	2508

资料来源：笔者整理。

### 三、基准回归与稳健性检验

#### (一) 基准回归

本文首先借鉴董艳梅和朱英明（2016）的思路，选取研发投入、固定资本、劳动、土地等经济增长影响因素以及地理距离、法治水平、贸易依存度等影响某国是否加入“一带一路”倡议的因素作为 PSM 模型的协变量（数据主要源于 CEPII 数据库和世界银行 WDI 数据库）；然后参考张国建等（2019）的做法，采用核匹配和 Logit 模型为“一带一路”沿线国家（处理组）匹配出相似度较高的国家（对照组）；最后基于模型（1）来估计“一带一路”倡议对沿线国家经济增长的净影响。表 2 第（1）～（2）列显示了“一带一路”倡议对沿线国家经济增长影响的基准回归结果。不难发现无论是否加入控制变量，核心解释变量的估计系数均显著为正。这意味着“一带一路”倡议并非中国对沿线国家的“经济掠夺”，而是为沿线国家带来了经济增长红利。

#### (二) PSM-DID 方法的有效性分析

##### 1. 平行趋势假设检验

借鉴 Dyreng 等（2016）的方法，本文以“一带一路”倡议开展前 4 年中各年份虚拟变量与处理组虚拟变量的交互项替换模型（1）中核心解释变量进行平行趋势假设检验，得到如表 2 第（3）～（4）列所示的估计结果。可以发现无论是否加入控制变量，“一带一路”倡议开展前各年份交互项的估计系数均不显著，即满足平行趋势假设。

表 2 基准回归与平行趋势假设检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.1057*	0.0806***		
	(0.0597)	(0.0293)		
2009 年交互项			0.0127	0.0336
			(0.0482)	(0.0300)
2010 年交互项			0.0420	0.0261
			(0.0480)	(0.0299)
2011 年交互项			0.0698	0.0261

			(0.0518)	(0.0323)
2012 年交互项			0.0863	0.0158
			(0.0630)	(0.0393)
常数项	25.2293***	-6.0005	25.2282***	-8.6395
	(0.0374)	(10.4971)	(0.0228)	(10.7933)
控制变量	NO	YES	NO	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
国家固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值数	606	606	606	606
$R^2$	0.9951	0.9981	0.9950	0.9981

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著，括号内为标准误，以下各表同。

## 2. 平衡性检验

借鉴陈爱贞和张鹏飞（2019）的思路，本文对匹配后的对照组和处理组进行平衡性检验。从图 2 可以发现，匹配前一部分协变量在处理组和对照组之间的标准化偏差超过了 10% 甚至 20%，而匹配后各协变量在处理组和对照组之间的标准化偏差均控制在 10% 以下。这表明基于倾向匹配得分法的匹配效果较好。

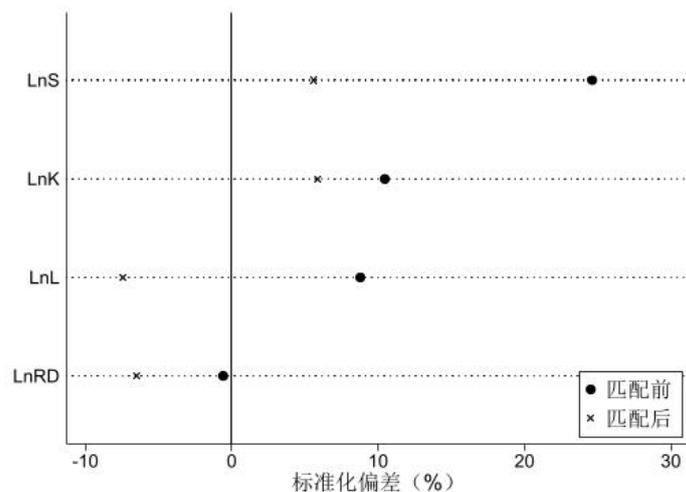


图 2 匹配前后标准偏差对比

## 3. 共同支撑条件检验

为进一步检验 PSM-DID 方法的有效性，本文借鉴 Lechner（2001）的思路进行共同支撑条件检验。图 3a、图 3b 分别显示了匹配前、匹配后的核密度分布。不难发现，相对匹配前而言，匹配后两组样本分布的共同支撑域明显更大，即匹配效果较好。

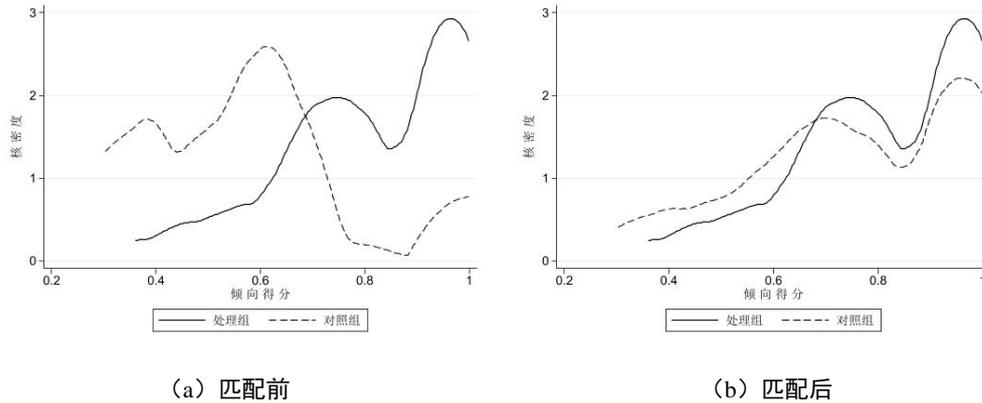


图 3 匹配前后核密度对比

### (三) 稳健性检验

#### 1. 基于随机抽样的安慰剂检验

尽管本文在数据可获得性的基础上尽可能地控制了可观测变量，但仍然可能存在非观测遗漏变量影响本文评估结果的可靠性。为此，本文借鉴 Cai 等（2016）和 La Ferrara 等（2012）的思路，进一步采用非参数置换检验法进行安慰剂检验。具体做法为，首先随机抽取 62 个国家，然后将其设定为“伪”处理组并生成对应的政策交互项，最后基于模型（1）进行回归分析。图 4 显示了基于 1000 次随机抽样的交互项估计系数的核密度分布。不难发现，基于随机抽样的交互项的估计系数均值接近于 0，大部分估计系数对应的  $p$  值大于 0.1，且与表 2 基准回归交互项的估计系数（垂直虚线）存在明显差异。可见，“一带一路”倡议对沿线国家经济增长的促进作用并未明显受到其他潜在非观测随机因素的影响。

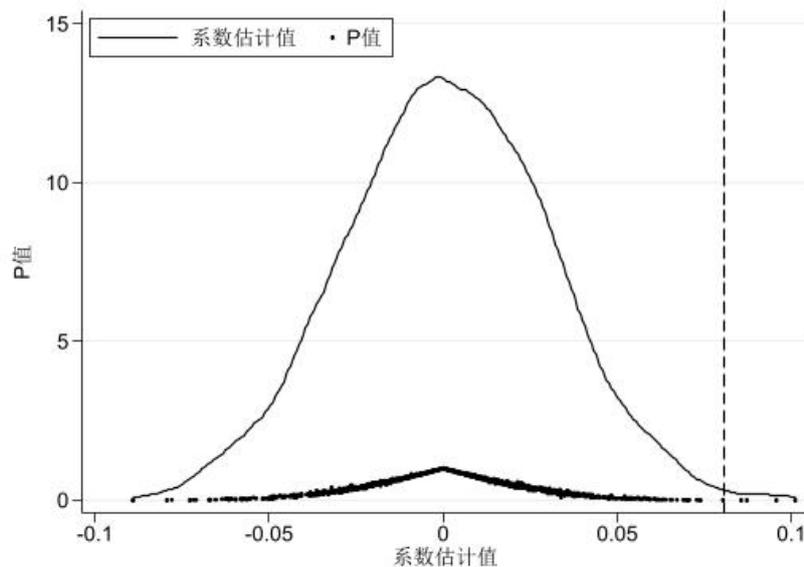


图 4 基于随机抽样的安慰剂检验

## 2. 删除试点当年观测值

考虑到“一带一路”倡议在 2013 年 9 月提出，其提出时间接近年末，本文将所有国家在 2013 年的观测值删除，得到如表 3 第（1）列所示的回归结果。可以发现，核心解释变量 *DID* 的估计系数显著为正，即“一带一路”倡议显著推动了沿线国家经济增长。

## 3. 控制变量滞后一期

本文将模型（1）中的控制变量进行滞后一期后再回归，得到如表 3 第（2）列所示的回归结果。从中可以发现，核心解释变量 *DID* 的估计系数显著为正，即支持了基准回归结果。

表 3 稳健性检验

变量	(1) 删除试点当年观测值	(2) 控制变量滞后一期
<i>DID</i>	0.1848*** (0.0527)	0.0535** (0.0265)
常数项	4.0077*** (0.4077)	-6.2680 (10.0876)
控制变量	YES	NO
控制变量滞后项	NO	YES
年份固定效应	YES	YES
国家固定效应	YES	YES
观测值数	568	502
$R^2$	0.9696	0.9983

## 4. 工具变量法

前文通过 PSM-DID 方法和稳健性分析虽然缓解了样本偏误、非观测遗漏变量等导致的内生性问题，但依然可能存在因处理组样本选择非完全随机而带来的内生性问题。为此，本文借鉴 Tsoutsoura（2015）以及王桂军和卢潇潇（2019b）的思路，采用工具变量法来进行处理。工具变量是否有效取决于其是否满足相关性和外生性条件（Acemoglu 等，2001）。本文以中国与各国语言相似度来构建工具变量。这一工具变量的合理性如下：某一国家语言与中国越相似，两国文化认同感可能越强，从而越有可能加入“一带一路”倡议，即满足相关性条件；由于各国语言主要源于历史文化，并不会直接影响样本期间各国经济增长，即满足外生性条件。相关原始数据来自 CEPII 数据库。表 4 第（1）列为第一阶段回归结果：*IV* 的估计系数在 1% 的水平上显著为正，即满足相关性条件；*F* 统计量大于临界值 10，表明不存在弱工具变量问题。表 4 第（2）列为第二阶段回归结果，核心解释变量 *DID* 的估计系数显著为正。这表明在缓解处理组选择可能非完全随机导致的内生性问题后，“一带一路”倡议依然显著推动了沿线国家经济增长。

表 4 工具变量回归结果

变量	(1) 第一阶段回归 <i>DID</i>	(2) 第二阶段回归 经济增长
<i>IV</i>	0.2143*** (0.0682)	
<i>DID</i>		0.1644* (0.0902)
常数项	-69.1839 (45.8133)	35.7953** (13.9346)
控制变量	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
国家固定效应	YES	YES
观测值数	347	347
<i>F</i> 统计量	620.5500	
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.9691	

#### 四、异质性与时间动态效应

##### (一) 异质性检验

##### 1. 临近国家和非临近国家

考虑到地理距离对国际合作、经济增长的重要影响，本文借鉴吕越等（2019）的思路，以是否与中国陆地接壤为标准将沿线国家划分成临近国家和非临近国家。基于地理距离的异质性回归结果如表 5 第（1）～（2）列所示。第（1）～（2）列中核心解释变量 *DID* 的估计系数均显著为正，且第（1）列中核心解释变量 *DID* 的估计系数更大。这表明，“一带一路”倡议对临近国家和非临近国家的经济增长都有显著的推动作用；相对于非临近国家而言，“一带一路”倡议对临近国家经济增长的推动作用更大。

##### 2. 发达国家和发展中国家

考虑到沿线各国经济发展水平的差异性可能会使得“一带一路”倡议对不同类型国家的经济增长产生不同影响，因此本文将沿线国家划分为发达国家和发展中国家来进行异质性检验。具体而言，本文根据世界银行 WDI 数据库对国家收入水平高低的分类标准，将中高及高收入水平的沿线国家定义为发达国家，而将其余沿线国家定义为发展中国家。基于经济发达程度的异质性回归结果如表 5 第（3）～（4）列所示。其中，第（3）～（4）列的核心解释变量 *DID* 的估计系数均显著为正，且第（4）列的核心解释变量 *DID* 的估计系数更大。这表明，“一带一路”倡议对发达国家和发展中国家的经济增长都有显著的推动作用；相对

于发达国家而言，“一带一路”倡议对发展中国家经济增长的推动作用更大。

### 3. 海上丝绸之路国家和陆上丝绸之路国家

一方面，“一带一路”倡议可以分为“丝绸之路经济带”和“21世纪海上丝绸之路”；另一方面，“丝绸之路经济带”沿线国家和“21世纪海上丝绸之路”沿线国家在经济发展、地理气候、人文环境、合作领域等方面存在差异。因此，“一带一路”倡议对这两类沿线国家经济增长的影响可能存在异质性。为此，本文首先借鉴陈万灵和何传添（2014）的做法来识别海上丝绸之路国家，然后将剩余沿线国家设为陆上丝绸之路国家，最后分别与控制组进行分组回归得到如表5第（5）～（6）列所示的回归结果。其中，第（5）～（6）列的核心解释变量 *DID* 均显著为正，且第（6）列的核心解释变量 *DID* 的估计系数更大。这表明，“一带一路”倡议对海上丝绸之路国家和陆上丝绸之路国家的经济增长都有显著的推动作用；相对于海上丝绸之路国家而言，“一带一路”倡议对陆上丝绸之路国家经济增长的推动作用更大。

表5 异质性检验

变量	(1) 临近国家	(2) 非临近国家	(3) 发达国家	(4) 发展中国 家	(5) 海上丝绸之路国家	(6) 陆上丝绸之路国 家
<i>DID</i>	0.1409** (0.0541)	0.0696** (0.0297)	0.0610* (0.0313)	0.1632*** (0.0408)	0.0703** (0.0300)	0.0928*** (0.0316)
常数项	-19.7342 (68.2159)	-6.4513 (11.8982)	-7.0696 (11.4432)	-34.0400 (45.4603)	-9.0068 (8.2731)	-20.9457 (13.1228)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值数	234	514	488	260	265	483
$R^2$	0.9649	0.9444	0.9422	0.9706	0.9691	0.9436

### （二）时间动态效应检验

为探究“一带一路”倡议对沿线国家经济增长影响的时间动态效应，本文参考郭俊杰等（2019）的研究思路，将核心解释变量 *DID* 拆分为短期冲击变量 *Short* 和长期冲击变量 *Long*。具体定义方法为：处理组在该倡议开展后的前2年 *Short* 取值为1，否则取值为0；处理组在该倡议开展后的第3年起 *Long* 取值为1，否则为0；而对照组的 *Short* 和 *Long* 始终取值为0。表6第（1）列为“一带一路”倡议短期政策效应的估计结果，第（2）列为“一带一路”倡议长期政策效应的估计结果。两列中核心解释变量的估计系数均显著为正，且第

(2) 列的核心解释变量的估计系数更大。这表明, 随着“一带一路”倡议的推进, 其对沿线国家经济增长的推动作用逐渐增强。

表 6 时间动态效应检验

变量	(1)	(2)
<i>Short</i>	0.0364** (0.0157)	
<i>Long</i>		0.0842*** (0.0290)
常数项	-8.5771 (9.6423)	-7.0721 (9.6613)
控制变量	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
国家固定效应	YES	YES
观测值数	606	606
$R^2$	0.9466	0.9480

## 五、作用机制与中国作用

### (一) 作用机制检验

前文已经验证“一带一路”倡议显著推动了沿线国家的经济增长, 那么该倡议究竟如何影响供给侧和需求侧的机制变量而推动沿线国家经济增长? 基于前文的机制分析, 本文在数据可获得性的基础上从供给侧和需求侧两个维度引入以下中介变量: 供给侧方面, 引入基础设施、投资、劳动力 3 个中介变量; 需求侧方面, 引入消费、投资、出口 3 个中介变量。需要说明的是, 投资这一中介变量同时属于供给侧和需求侧。由此, 本文借鉴温忠麟等 (2004) 的思路, 构建以下中介效应模型来进行作用机制检验。

$$GDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \sum \rho Control_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$M_{it} = \chi_0 + \chi_1 DID_{it} + \sum \gamma Control_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$GDP_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 DID_{it} + \varphi_2 M_{it} + \sum \rho Control_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,  $M$  为中介变量, 具体包括消费、投资、出口、基础设施、劳动力。各中介变量具体设定如下: (1) 消费, 以最终消费支出来衡量; (2) 净出口, 以货物和服务净出口来衡量; (3) 投资, 以外国直接投资净流量来衡量; (4) 基础设施, 以每百万人互联网服务器数来衡量; (5) 劳动力, 以就业人口占总人口之比来衡量。相关原始数据来自世界银行

WDI 数据库、中经网统计数据库以及《中国对外直接投资统计公报》等资料。

基于模型 (2) 的回归结果与前文基准回归一致。基于模型 (3) 的回归结果如表 7 Panel A 第 (1) ~ (5) 列所示。其中, 第 (1) 列、第 (4) 列和第 (5) 列中核心解释变量的估计系数均显著为正, 第 (2) ~ (3) 列中核心解释变量 *DID* 的估计系数均不显著。进一步结合估计系数的符号可知, “一带一路” 倡议显著促进了沿线国家消费、基础设施建设、就业, 但对沿线国家净出口、投资的影响不明显。表 7 Panel B 第 (1) ~ (5) 列为基于模型 (4) 的估计结果。其中, 各列核心解释变量的估计系数均显著为正; 第 (1) 列、第 (2) 列、第 (4) 列和第 (5) 列的中介变量估计系数均显著为正, 而第 (3) 列的中介变量估计系数显著为负。结合中介效应原理可知, “一带一路” 倡议通过促进沿线国家消费、基础设施建设和就业推动了沿线国家的经济增长, 但未通过促进净出口和投资推动沿线国家的经济增长。

表 7 中介机制检验

Panel A	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	需求侧--消费	需求侧--净出口	供需双侧--投资	供给侧--基础设施	供给侧--劳动力
<i>DID</i>	0.1575*** (0.0259)	0.0165 (0.0347)	0.1898 (0.2302)	0.7191*** (0.1612)	0.0440*** (0.0076)
常数项	46.5426*** (17.8419)	-39.2439** (18.8925)	26.2021 (69.2033)	30.3434 (291.5307)	19.4396*** (5.1867)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
国家固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值数	606	576	605	274	606
$R^2$	0.9958	0.8479	0.6919	0.9760	0.9879
Panel B	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	需求侧--消费	需求侧--净出口	供需双侧--投资	供给侧--基础设施	供给侧--劳动力
<i>DID</i>	0.0423*** (0.0149)	0.0648*** (0.0154)	0.0838*** (0.0150)	0.0240* (0.0130)	0.0774*** (0.0146)
消费	0.2429*** (0.0443)				
净出口		0.2526*** (0.0372)			
投资			-0.0168*** (0.0054)		
基础设施				0.0186** (0.0076)	
劳动力					0.2695***

					(0.0603)
常数项	-17.3037***	3.7284	-5.5893	76.0131***	-11.9737
	(6.5227)	(11.4433)	(8.5514)	(19.4506)	(8.4780)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
国家固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值数	606	576	605	274	606
$R^2$	0.9984	0.9986	0.9982	0.9994	0.9982

## (二) 中国作用分析

那么,作为“一带一路”倡议的发起国,中国对沿线国家的经济增长又产生了哪些作用?根据前文机制分析,本文引入中国对各国的投资、劳务输出、净进口这3个中介变量来进行检验。其中,投资以中国对外直接投资的净流量来衡量;净进口以中国对各国的进口额与出口额之差来表示;劳务输出以中国在各国的劳务人数来衡量。相关原始数据来自世界银行WDI数据库、中经网统计数据库以及《中国对外直接投资统计公报》等资料。

基于模型(2)的回归结果与前文基准回归一致。表8第(1)~(3)列为基于模型(3)的估计结果。表8第(1)~(2)列中核心解释变量*DID*的估计系数均显著为正,第(3)列中核心解释变量*DID*估计系数不显著。这表明“一带一路”倡议促进了中国对沿线国家的投资和净进口,但未显著影响中国对沿线国家的劳务支援。表8第(4)~(6)列为基于模型(4)的估计结果,其中第(4)~(5)列中核心解释变量*DID*和中介变量的估计系数均显著为正,而第(6)列中核心解释变量*DID*和中介变量的估计系数均不显著。结合中介效应原理可知,来自中国的投资和净进口显著推动了沿线国家经济增长,但来自中国的劳务支援对沿线国家经济增长的推动作用不明显。

表8 中国作用的中介机制检验

变量	(1) 供需双侧-中国 投资	(2) 需求侧-中国净 进口	(3) 供给侧- 中国劳 务	(4) 供需双侧- 中国投资	(5) 需求侧-中国净 进口	(6) 供给侧-中国 劳务
<i>DID</i>	0.0050** (0.0024)	0.4247*** (0.1131)	-0.0038 (0.0045)	0.1674*** (0.0145)	0.2318*** (0.0145)	0.0283 (0.0194)
中国投资				1.4070*** (0.3488)		
中国净进口					0.0259** (0.0105)	

中国劳务						-0.1758 (0.4180)
常数项	-8.5066* (4.5559)	82.2691 (64.4891)	-1.4308 (3.7838)	23.4042 (26.5533)	-41.1138*** (15.8209)	91.5660*** (24.6949)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值数	383	606	191	383	606	191
$R^2$	0.7073	0.8316	0.9192	0.9972	0.9955	0.9993

## 六、结论与启示

本文基于 2000-2018 年全球 133 个国家的面板数据，首先将“一带一路”沿线国家作为处理组，采用 PSM-DID 模型来量化评估“一带一路”倡议对沿线国家经济增长的影响，然后检验了“一带一路”倡议对不同类型沿线国家经济增长的异质性影响和时间动态效应，最后从供需双侧就该倡议以及中国如何推动沿线国家经济增长进行了机制检验。研究结果表明：第一，“一带一路”倡议推动了沿线国家经济增长，且该结论在一系列稳健性检验中得到了印证；第二，“一带一路”倡议对与中国临近的沿线国家、沿线发展中国家和陆上丝绸之路国家经济增长的推动作用较大，对与中国非临近的沿线国家、沿线发达国家和海上丝绸之路国家经济增长的推动作用较小；第三，该倡议对沿线国家经济增长的推动作用随时间推移逐渐增强；第四，该倡议通过促进沿线国家消费、基础设施建设和就业推动了沿线国家的经济增长，但未通过净出口和投资推动沿线国家的经济增长；第五，中国在“一带一路”倡议中通过投资和净进口显著推动了沿线国家的经济增长，但中国劳务支援对沿线国家经济增长影响作用不明显。

基于上述研究结果，本文得到以下政策启示：第一，由于“一带一路”倡议显著推动了沿线国家的经济增长，因此中国可以据此加大力度推动更多国家加入“一带一路”倡议，而已经加入该倡议的沿线国家可以深化合作以获得更大的经济增长红利；第二，由于中国在“一带一路”倡议中通过投资和净进口显著推动了沿线国家经济增长，而“一带一路”倡议中来自所有参与国的投资和净进口却未能有效推动沿线国家经济增长，因此除中国之外的其他参与国可以通过进一步扩大对沿线国家的投资和净出口而推动沿线国家的经济增长，从而更好地实现共赢；第三，由于中国对沿线国家的劳务支援尚未对沿线国家经济增长发挥明显的促进作用，因此中国可以进一步扩大对沿线国家高质量人才的输出规模，以充分发挥其对沿线国家经济增长的推动作用，使“一带一路”倡议的建设成效更上一个台阶。

## 【参考文献】

- [1] Acemoglu D, Johnson S, Robinson J A. The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation[J]. *The American Economic Review*, 2001, 91(5):1369-1401.
- [2] Cai X, Lu Y, Wu M, Yu L. Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-natural Experiment in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123:73-85.
- [3] Chen S C, Hou J, Xiao D. “One Belt One Road” Initiative to Stimulate Trade in China: A Counter-factual Analysis[J]. *Sustainability*, 2018, 10(9):1-13.
- [4] Dyreng S D, Hoopes J L, Wilde J H. Public Pressure and Corporate Tax Behavior[J]. *Journal of Accounting Research*, 2016, 54(1):147-186.
- [5] Hsu L. ASEAN and the Belt and Road Initiative: Trust-building in Trade and Investment[J]. *Unificazione & Certificazione*, 2020, 3(1):1-43.
- [6] La Ferrara E, Chong A, Duryea S. Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4):1-31.
- [7] Lechner M. Identification and Estimation of Causal Effects of Multiple Treatments under the Conditional Independence Assumption[J]. *Econometric Evaluation of Labor Market Policies*, 2001, 13:43-58.
- [8] Luo C, Chai Q, Chen H. “Going Global” and FDI Inflows in China: “One Belt & One Road” Initiative as a Quasi-natural Experiment[J]. *The World Economy*, 2019, 42(6):1654-1672.
- [9] Ramasamy B, Yeung M. China's One Belt One Road Initiative: The Impact of Trade Facilitation Versus Physical Infrastructure on Exports[J]. *The World Economy*, 2019, 42(6):1673-1694.
- [10] Tsoutsoura M. The Effect of Succession Taxes on Family Firm Investment: Evidence from a Natural Experiment[J]. *Journal of Finance*, 2015, 70(2):649-688.
- [11] Yii K J, Bee K Y, Cheam W Y, Chong Y L, Lee C M. Is Transportation Infrastructure Important to the One Belt One Road (OBOR) Initiative? Empirical Evidence from the Selected Asian Countries[J]. *Sustainability*, 2018, 10(11):1-18.
- [12] Yu L, Zhao D, Niu H, Lu F. Does the Belt and Road Initiative Expand China's Export Potential to Countries Along the Belt and Road? [J]. *China Economic Review*, 2020, 60:1-16.
- [13] 陈爱贞, 张鹏飞. 并购模式与企业创新[J]. *中国工业经济*, 2019(12):115-133.
- [14] 陈万灵, 何传添. 海上丝绸之路的各方博弈及其经贸定位[J]. *改革*, 2014(3):74-83.
- [15] 崔占峰, 刘君. “一带一路”倡议下的外向型经济开放水平如何影响经济增长? ——基于新兴古典视阈的分析[J]. *经济问题*, 2020(8):10-19.
- [16] 董艳梅, 朱英明. 高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角[J]. *中国工业经济*, 2016(10):92-108.
- [17] 郭俊杰, 方颖, 杨阳. 排污费征收标准改革是否促进了中国工业二氧化硫减排[J]. *世界经济*, 2019, 42(1):121-144.
- [18] 姬超. “一带一路”建设的中国要素分解及其外部性检验[J]. *国际贸易问题*, 2019(09):83-96.
- [19] 金玲. “一带一路”: 中国的马歇尔计划? [J]. *国际问题研究*, 2015(1):88-99.
- [20] 李建军, 李俊成. “一带一路”倡议、企业信贷融资增进效应与异质性[J]. *世界经济*, 2020, 43(2):3-24.
- [21] 吕越, 陆毅, 吴嵩博, 王勇. “一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于 2005—2016 年中国企业绿地投资的双重差分检验[J]. *经济研究*, 2019, 54(9):187-202.
- [22] 倪中新, 卢星, 薛文骏. “一带一路”战略能够化解我国过剩的钢铁产能吗——基于时变参数向量

自回归模型平均的预测[J].国际贸易问题,2016(3):161-174.

[23] 邱煜, 潘攀. “一带一路”倡议与沿线国家债务风险: 效应及作用机制[J]. 财贸经济, 2019, 40(12):96-111.

[24] 孙楚仁, 张楠, 刘雅莹. “一带一路”倡议与中国对沿线国家的贸易增长[J]. 国际贸易问题, 2017(2):83-96.

[25] 孙军, 高彦彦, 宜昌勇. “一带一路”倡议下的中国省际贸易演变特征与流向蜕变[J]. 财贸经济, 2018, 39(8):81-95.

[26] 孙焱林, 覃飞. “一带一路”倡议降低了企业对外直接投资风险吗[J]. 国际贸易问题, 2018(8):66-79.

[27] 王桂军, 卢潇潇. “一带一路”倡议可以促进中国企业创新吗? [J]. 财经研究, 2019, 45(1):19-34.

[28] 王桂军, 卢潇潇. “一带一路”倡议与中国企业升级[J]. 中国工业经济, 2019(3):43-61.

[29] 王桂军, 张辉. “一带一路”与中国 OFDI 企业 TFP: 对发达国家投资视角[J]. 世界经济, 2020, 43(5):49-72.

[30] 文淑惠, 张指博. 金融发展、FDI 溢出与经济增长效率: 基于“一带一路”沿线国家的实证研究[J]. 世界经济研究, 2020(11):87-102+136-137.

[31] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 刘红云. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5):614-620.

[32] 许培源, 程钦良. “一带一路”国际科技合作的经济增长效应[J]. 财经研究, 2020, 46(5):140-154.

[33] 徐思, 何晓怡, 钟凯. “一带一路”倡议与中国企业融资约束[J]. 中国工业经济, 2019(7):155-173.

[34] 严佳佳, 辛文婷. “一带一路”倡议对人民币国际化的影响研究[J]. 经济学家, 2017(12):83-90.

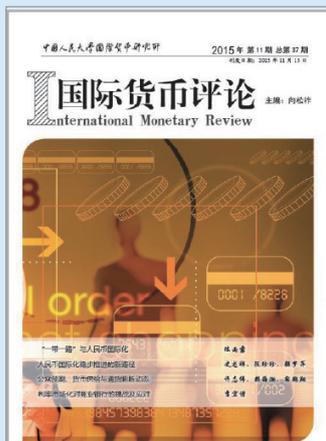
[35] 张国建, 佟孟华, 李慧, 陈飞. 扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估[J]. 中国工业经济, 2019(8):136-154.

[36] 张海亮, 梅媚, 齐兰. “一带一路”倡议下企业如何规避外汇风险——基于经营性对冲和金融性对冲的比较[J]. 国际贸易问题, 2020(3):147-161.

[37] 张良悦, 刘东. “一带一路”与中国经济发展[J]. 经济学家, 2015(11):51-58.

[38] 张艳艳, 于津平, 李德兴. 交通基础设施与经济增长: 基于“一带一路”沿线国家铁路交通基础设施的研究[J]. 世界经济研究, 2018(3):56-68+135.

## 征稿启事



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

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

### 作品要求：

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

### 投稿方式：

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

### 邮寄地址：

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

《国际货币评论》编辑部

1937

**HDFH**  
瀚信网



Global FinTech Lab  
全球金融科技实验室

**HDFH**  
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN  
金融联盟链



扫码关注