

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张 杰



中国经济中长期必须重点关注三大问题

货币政策能够兼顾“稳增长”与“稳杠杆”双重目标吗？

“一带一路”倡议与人民币国际化

借贷便利创新工具改善了商业银行流动性创造

全球经济政策不确定性对新兴市场国家银行跨境资本流动的影响

夏 斌

刘哲希、郭俊杰等

宋 科、侯津柠等

邓 伟、姜 娜、宋 敏

谭小芬、左振颖

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 HOUNG LEE	刘 珺	陆 磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿 强	Alfred Schipke	涂永红	曾颂华
张晓朴	张之骥	赵锡军	庄毓敏		

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 苏 治 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：张继威

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

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

邮 箱：imi@ruc.edu.cn



IMI

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

目 录

【卷 首】

中国经济中长期必须重点关注三大问题 ————— 夏斌 01

货币政策能够兼顾“稳增长”与“稳杠杆”双重目标吗？

——基于不同杠杆环境的比较 ————— 刘哲希、郭俊杰、谭涵予、陈彦斌 11

“一带一路”倡议与人民币国际化：

来自人民币真实交易数据的经验证据 ————— 宋科、侯津柠、夏乐、朱斯迪 31

借贷便利创新工具改善了商业银行流动性创造吗？————— 邓伟、姜娜、宋敏 54

全球经济政策不确定性对新兴市场国家银行跨境资本流动的影响 ————— 谭小芬、左振颖 69

货币政策究竟如何影响经济杠杆率

——银行竞争与货币政策信贷渠道关系视角 ————— 战明华、李帅、汤颜菲、吴周恒 84

金融强监管对金融机构与实体经济间极端风险双向溢出效应的影响 ————— 胡春阳、马亚明 97

中国经济中长期必须重点关注三大问题¹

夏斌²

当前，经济运行中困难不少。造成困境的原因很复杂。外部原因有俄乌战争、全球供应链受阻、美对华遏制等因素，内部原因有防疫等因素，也有长期以来“三期叠加”下经济调整不彻底、不到位的因素，房市、地方财政债务风险问题严重，市场秩序扭曲。进一步概括分析，有诸多改革不到位的因素。

中国共产党第二十次全国代表大会即将召开。如何确保中国经济的可持续发展？经济发展中矛盾与困难很多，从中长期看，应重点关注、解决好哪几个重要问题，才能打通经济可持续发展中的“堵点”，起到纲举目张的效果？复杂的原因造成的经济困境，表现为方方面面，又集中表现在哪里？现社会较为普遍地认为，是投资者和消费者预期不清，信心不足。特别是相当部分的民营企业对预期缺乏信心。

然而，从纯市场逻辑分析，短期困难不少，但没有理由对中国经济的中长期增长缺乏信心。因为已成为世界第二大经济体的中国，经过 40 多年的积累，应该说在未来的 5-10 年内，不管是从增长的供给方还是从需求方静态分析，仍存在其他大国不能比的相对高速增长的可能性。例如，从供给方看，有相对较高的国民储蓄率、完整的工业体系、经 40 年积累充裕的人力资本以及进一步改革的制度红利；从需求方看，由 4 亿中产阶层为主的大国消费市场、城乡差距，东西部差距蕴含的巨大的投资消费发展空间，“一带一路”和世界第一贸易大国的外部需求因素等等，决定了中国经济中长期增长前景仍是可以乐观的。

但是为什么市场上仍有些人对预期不乐观？作为回答的理由，以上只是纯市场逻辑下的经济学分析。上述条件确实也构成了经济可持续发展的可能基础。关键是这一可能性能否变成现实，发展的趋势会否出现拐点，会否中途夭折，似乎前景并不清晰，因此出现投资与消费的动力趋弱。所以中长期经济能否可持续发展，取决于能否去真正解决导致预期不明、信心不足背后一些国民经济运行中的关键性、全局性问题。

¹ 本文为作者在 2022 年 8 月 30 日举办的投资策略峰会上讲话整理而成。

² 夏斌，国务院发展研究中心金融研究所名誉所长。

哪些问题是当前国民经济运行中关键性、全局性的问题？经济困境的表现有的是短期的，有的是中长期的。当前急需通过梳理各种问题现象及其因果机制，透过现象看本质，找出国民经济运行中问题现象背后集中体现的真正关键性原因，着力去解决。而不能再停留于面面俱到、四平八稳地去谈改革“纲领”、谈“规划”。改革的“纲领”与“规划”中央国务院早已明确。当前急需抓住市场发展中的关键性堵点，抓住影响全局的纲举目张性问题，经济发展才能事半功倍。

一、迫切需要尽快全面恢复企业家特别是民营企业家的信心

坚持“两个毫不动摇”是我党集 40 多年改革开放经验教训总结的一项极其重要的原则。40 多年来中国经济奇迹历史证明的，中央、国务院反复强调，民企在国民经济中有着不可估量的“56789 贡献”。当前，为什么会出现一部分民企“弃实体玩金融”，或躺平、守摊子，或资本外逃等现象，究其原因，有企业家自身的原因，前几年更多的是涉及多个领域的监管问题，如在各种的市场进入、融资待遇、工业标准、市场监管等方面，对民企的不同等待遇，加上有些地方不恰当的“查原罪”等等，严重伤害了民营企业家的预期和创业积极性，拖了国民经济持续发展的后腿。

以投资为例，近 10 年内民间投资与全部投资之比，尽管有所下降，但仍然在 50%以上，占半壁江山。但民间投资的自身同比增长率，却从 2014 年 15.8%的两位数增长之后，2015 年开始滑入了个位数增长（当年 8.8%），2016 年为 2%增长，2020 年和 2021 年两年年平均不到 4%，2022 年上半年为 3.5%（上半年全部投资增长率为 6.1%）。投资减少，则税收减少（民企对税收的贡献是 50%），GDP 增速下降（民企对 GDP 的贡献是 60%），就业下降（民企对就业的贡献是 80%以上）；收入下降，从而引起整个居民消费水平的下降。因此，民企投资不足的问题，已不是仅仅涉及民企能否生存，企业家赚多少钱的局部问题，而是直接影响了全国税收、就业、居民消费等，是影响国民经济能否稳定的全局性问题，是大问题。而要解决好这个问题，特别是要解决好以下两件事，又不是一年半载就能奏效，市场信心的重建需要通过多年的制度重建。

第一，真正保护好民企的合法权益问题。近几年自最高院、最高检发出保护民营企业合法权益的法规，严禁乱抓人、乱查封、乱冻结，严禁刑事手段介入经济纠纷的指令后，情况

有所改善，但仍令人不满意。中长期看，怎么取信于民企？建议能否由中央出面，花一年多的时间，组织各省市自治区的各级政府、中央国务院各部委，认真对照中央“两个毫不动摇”的原则思想，对已制定的各项业务规定、政策进行一次彻底的自查。摆问题，列出纠偏项目（制度和政策），纠正冤假错案，并予以公布。有一纠一，有二纠二，及时纠正。最后由中央国务院组织检查，进行总结，做到不同的企业主体能够真正开展公开、公正的平等竞争。

第二，正确界定与解释资本的“无序扩张”。经济学说史上关于资本本质有不同的流派解释。一般意义上讲，纯资本的经济含义是指一经济主体产出后扣除消费用于再投资的积累。因此资本及资本积累是一国生产力发展和进步的有力工具。同时，资本内生地决定了有其逐利本性表现的负面社会影响。对此，一个好的市场经济绝不是限制资本扩张，而是设法用好各类资本，通过处理好效率与平等关系，推动市场经济的可持续发展，去实现社会共同富裕的目标。

前一时期，我国为什么出现资本的“无序扩张”，金融实业互相参股、连环控股、攫取不合法利润？重要原因之一，在于政府曾对发展中的 P2P、资产管理、金融控股、平台经济以及互联网经济等新业务方式，长期以来特别是在市场发展过程中缺乏明确可执行的法律法规约束，出现监管真空，监管者竟成了“市场的尾巴”，最后酿成了恶果，付出了沉重代价。鉴于以往教训，对于资本“无序扩张”，重要的应是急需制定各类监管制度，设置监管“红绿灯”。

一是明确对现存各类资本、各种业态的监管制度。这不仅包括各类金融业态、平台经济、互联网金融，还包括对教培业、文艺圈资本的进入等的制度（我们在对金融控股公司监管法规的制定上，从议论要监管开始，到制度出台，竟拖延约 20 年之久）；二是市场创新活动是个不间断的过程，监督者除需要对市场上各类资本及业态活动有明确监管规定外，重要的是，要紧紧跟踪市场发展动态，保持灵敏的嗅觉，及时调整现有的监管制度，特别是加强协调监管。吸取 2021 年各部门监管中“合成谬误”的教训，协调好相关监管部门新制度的出台时间，对当前防止资本无序扩张而言至关重要。

二、努力实现国民民生的基础性保障

吃穿行等是民生。一人从生下到坟墓，幼儿园、义务教育、基础医疗、养老保障、居住

需求等等，也是一国经济发展后国民生重要的基本需求。

从政治上讲，共同富裕是社会主义的本质特征。共同富裕不是抽象概念，而是体现为国民生基础性保障的各方面内容，这是实现共同富裕的基本目标。也是一个社会经由经济发展让一部分人先富之后，社会能不能稳定、政局能不能稳定的支撑性条件。

从经济运行角度讲，目前中国最终消费对 GDP 的贡献率，已从 2014 年的 56.3% 上升到 2021 年的 65.4%，上升近 10 个百分点。2022 年一季度高达 69.4%。消费对 GDP 的贡献率一直在上升，毫无疑问，消费对经济的增长已至关重要。同时要看到，消费本身却在下降。居民消费支出 2018 年为 10.4%，之后进入了个位数增长。2020、2021 年两年平均增长为 6% 多。2022 年上半年居民人均消费实际增长 0.8%，社会商品零售额增长指标出现下降 0.7%。生产决定就业、收入与消费，消费不稳或消费增长下降又直接影响经济的稳定增长与就业。那么消费为什么上不去？直接与居民收入相关。居民收入偏低，加上各地城乡居民民生保障的差距和一部分居民民生得不到较好解决，直接影响了这部分人的消费积极性。总之，有些居民有点储蓄，是不敢消费；有些居民想消费，是没有钱。

所以，当我国成为世界第二大经济体后，基本实现国民生基础性保障，不仅是涉及社会、政治能否长期稳定，也是直接涉及我国大国消费市场和内循环格局能否形成的根本性问题，是我国经济可持续发展中最为基础的结构调整的需求。

进一步讨论，一部分居民为什么不敢消费？中国十四亿多人口，根据《2021 中国统计年鉴》，月收入在 1000 元以下的极低收入人口有 5.6 亿人；月收入在 1000-2000 元的低收入人口有 3.1 亿人，两者合计 8.7 亿人。这部分居民不是不想消费，而是没钱去扩大消费。月收入在 2000-5000 元的中等收入者有 3.8 亿人。尽管中等收入这部分人有近四亿人，是一个庞大的人群，合起来是一个很大的消费市场，但他们中间不少人担心于孩子上学、家庭防大病、买房子、老人养老等一系列意外支出，是不敢痛快去消费。因此，要解决以上极低收入者、低收入者和中产阶层三部分人的消费问题，实现共同富裕，需要一系列的政策调整。其中包括稳定经济增长，提供稳定的就业；加快收入分配改革，“扶低扩中限高”；探索职工持股、产权的共享主体等等。但是，对 14 亿人中 90% 的这三部分人来说，缩小城市与城市间、城市与农村间的民生保障差距，普遍提高民生保障水平，是直接提升收入水平或解决“后顾之忧”扩大消费之路，因此当前及今后一个时期努力实现国民生基础性保障，是我国

扩大消费、优化发展模式中的一项极其现实又艰巨的任务。

这项任务有否完成的紧迫性和可能性？尽管 40 年改革开放以来，我国城乡居民民生保障水平已普遍得到不同程度的提高，但相对于广大居民对共同富裕的呼吁与要求，严重的收入分配不平等的现实已构成社会不稳定的潜在危险，也是当前防止我国陷入中等收入陷阱，实现中国社会、政治稳定和经济可持续发展中一项紧迫又必须跨过的关键一道坎。同时，中国经济已发展到目前的阶段，面对全球第二大经济体多年积累的国民财富基础，相对于经济实力远差于我国的一些国家已实现国民免费医疗等民生保障的现实，只要我们努力一把，各地少搞些“政绩工程”、无效低效的投资项目，也是有条件可以去分步实现全国国民民生的基础性保障。

那么从哪入手？可以继续从工业化、就业、收入分配不同的改革环节入手，也可以坚持从医疗、养老、教育等领域分别入手。但是长期以来，在此方面我们已作出了不少努力，然而成效并不明显。建议加快改革步伐，下一步从户籍制度改革入手。下大决心，分两步走。

第一步，用三年时间，宣布对除特大城市、超特大城市共 21 个城市外，对其它各城市宣布取消户籍迁移管制，实现各城市间、城乡间人员的迁移自由化，被迁入城市居民享受该城市居民同等的基本福利待遇。如此一来，要求各级政府根据人口迁移情况，对民生各类福利支出，按一定的标准，一项一项算细账，分类分批，逐年实现，人口迁移是变化的、动态的。在摸清动态性“家底”中，必然暴露有些地方财力的窟窿，由此倒逼对长期以来中国增长模式转换至关重要的、又长期呼吁得不到解决的央地财税矛盾进一步暴露。由此，推动进一步改革，提出围绕逐步实现共同富裕目标，对国民经济调整具有长远战略意义的财税改革制度。

第二步，在此基础上，把上述 21 个特大、超特大城市包括在内，向全国提出逐步解决全体国民实现平等的基础性保障的庄严承诺，真正夯实大国消费市场的基础。同时，这会影
响我国经济结构的根本性调整，间接推动产业的市场内生性调整，削弱各级政府长期以来一讲稳增长，就难以克服政府搞投资、对产业政策“过度干预”、低效投资的依赖，真正使国民经济步入良性的可持续发展轨道。

三、坚持不懈，小心谨慎处理好稳增长和化风险的关系

化解风险为什么是我国当前经济运行中一项关键性、全局性问题？为什么又是一项中长期的任务？

对金融风险的四点认识

第一，在市场经济下，金融风险往往是伴随经济周期，在不同时期会表现出或大或小的特征。上世纪 90 年代初的经济过热、通货膨胀，其结果表现为世纪末金融系统大量的不良贷款。四大银行出现上万亿不良贷款，最后导致四大银行重组，股份制改造。伴随本世纪第一个十年 GDP 持续两位数的高增长，发展到目前 GDP 增长下滑到 5% 左右，在货币环境不是很恰当的条件下，出现大量的金融风险，恐怕也是市场的必然。不说未来化解风险的艰巨任务，就是从迄今已化解的金融风险看，近 2017-2020 年四年内，银行已处置了 8.8 万亿不良贷款，超过前 12 年的总和，债转股 1.4 万亿，加上前者，共 10.2 万亿元。此外，又处置了大量大资管、互联网金融中的不良资产问题。现在，大量的地方政府隐性债务风险和房地产风险还“火烧眉毛”，等待去解决。

第二，风险意味着什么？意味着有些经济主体借的钱可能还不了。还不了，就要重组，要冲减资本或减计负债；资本抵债者若不想破产，要么筹集新资本重组，要么在市场上借新还旧（若能借到的话），要么直接由中央银行买单。一句话，风险意味着有一部分经济主体肯定要输钱。

第三，输钱意味着什么？一是意味着输谁的钱？经济主体有企业、居民、地方财政、中央财政、商业金融机构和中央银行。二是意味着相关经济主体要缩减资产负债表。经济主体缩减的资产负债表合并一起，并发展到一定程度，就会影响经济增长，或冲击消费，或冲击投资，进而进一步冲击就业人口。除非这时由中央银行拿钱帮垫付。然而，如果由央行拿钱垫付，掌握不好分寸，寅吃卯粮，问题积累到一定地步，就会影响未来经济的稳定增长、就业和物价。

第四，不同的风险化解策略对稳增长会带来不同的微妙的关系。面对已客观存在的大量债务风险，不及时处置，任其进一步发展，政府也不采取措施干预，必然导致系统性风险及金融、经济危机，甚至社会危机的爆发。若采取守住底线式干预的措施，即是局部性释放风险，守住系统性风险不爆发的底线，以时间换空间。这一原则能否最终成功，取决于用多长

的时间，以什么样的策略，在风险释放的程度与经济潜在增长功能发挥之间能否取得平衡，取得社会的认可。抽象概述，在既要化解风险又要守住底线这一“既要……又要”的实践过程中，化风险策略的细微差异，会对投资、消费、收入、税收、出口等经济变量产生复杂的影响，往往最终对稳增长又会带来非常微妙、难以预期的结果。

当前，中国经济处于“三期叠加”发展阶段的判断没有过时，化解风险的任务仍然艰巨。

1、企业总体风险

一国经济的总体风险可以用宏观杠杆率评判。进行横向的国别间比较，或进行竖向的自身历年变化的比较，以杠杆率稳定、上升、下降进行风险程度的分析。这是间接的相对的分析指标，并不能直接用数据近似刻画具体的偿还能力。下述试图用社会融资规模指标进行风险的判断与分析。

2021 年，全社会从市场上筹集社会融资规模存量共 314.13 万亿元，扣除政府债券、居民贷款和无息的股票融资，企业部门的有息融资存量有 180.48 万亿元，按 2021 年银行加权平均贷款利率 4.95% 计，企业当年需付息 8.93 万亿。各项贷款若按平均三年期还本，当年需还本 60.16 万亿。2021 年共需偿还本息共 69.09 万亿。而企业每年有多少收入可以还本付息？2021 年规模以上工业企业营业收入为 127.92 万亿元，还本付息能力为 185.15%。此营业收入未扣除营业成本等因素（营业成本一般占营业收入的 50-70%），未含应交的利税。而且这是企业总体的一般分析，排除了企业个体之间的显著差异。考虑这些因素，可见问题的严重性。规上企业营业收入与还本付息之比，在 2015 年还为 263.90%，之后逐年下降，直至 2021 年降到 185.15%。多年来此状况之所以能持续，可以想见，是靠借新还旧及货币的不断放松才得以维持。

2、房地产风险

当前房地产市场的形势很严峻。按同比计算，今年上半年，占全国投资份额四分之一的房地产开发投资下降 5.4%。房地产销售面积下降 22.2%，房屋销售额下降 28.9%，新开工面积下降 34.4%。土地购置面积在去年负增长基础上又下降 48.3%。从买地、开工到销售，几个环节的关键指标同时出现严重负增长，恐怕是历史上是没有的。

同时，各地政府纷纷想放松对房地产市场调控，已出现从过去严格调控的“三限”“五限”、“限涨令”转到今天的“限跌令”。烂尾楼、断贷事件频频爆发。有关机构调研，截至

7月16日，烂尾楼200个，涉及房企87个，涉及城市79个。若不是监管部门和地方政府及时发声，若不是网管部门对相关信息及时制止，烂尾楼、断贷现象将进一步发酵、蔓延，将会出现不可收拾的场面。

现在的“高房价、快增长”模式还能继续下去吗？此模式走到头了，走不下去了。从趋势看，中国房地产市场的泡沫不会也不应该再越吹越大了，中国的房价不会也不应再越来越高。已发展20多年的中国房市将真正出现历史性的转折，开始迈入由住房投资品为主向消费品为主发展的快车道。剩下的问题是，发展模式变了，将暴露的巨大风险怎么办？怎么防止局部风险进一步蔓延？据有关研究，房地产与上下游涉及的50多个行业增加值相加，对GDP增长的贡献率高达20%。2020年一季度GDP统计中房地产业不仅未增长，而是同比下降2%。房市不稳，土地财政收入枯竭，已严重影响地方政府各项正常运行。房市不稳，对就业、收入、消费带来严重冲击的影响也是显而易见的。总之，房市稳不住，已成为我国当前摆脱经济困境中极为重要的问题，成为“稳大盘”中影响方方面面的基础性问题。最近，几部门联合出台了“保交楼、稳民生”的政策，既要守住风险底线，又要坚持房住不炒的方向。而要达到这目标要求，还需要一系列制定政策的完善，需要一定的调整时间，还有一段较长的路要走，这决定了解决释放房市风险和稳定增长的问题，不仅是个重大的、棘手的短期问题，而必然是一个关键性、全局性的中长期问题。

3、地方隐性债务

IMF估算，中国地方隐性债务61.3万亿，其中40万亿是城投债。发行利率4%-8%，2021年隐性债利息2.2万亿。债务主体2021年全年能融到的新资金仅2.4万亿，差不多只能主要应付利息的支出。地方融资多为土地抵押，近几年土地流拍又严重，土地收入2020年增加1.9万亿元，2021年仅增加2909亿元。存量还本付息压力很大，发行增量债券又受规范管理约束、且土地拍卖限制，地方政府新增财源枯竭。这一结果不仅影响了有些基层政府的正常运转，进一步牵连了专项债券作用的正常发挥，2000年有60.8%的新增专项债未形成实物投资。导致中央要求适度超前基建投资，地方政府却已有心无力。可以看出，靠一味卖地——刺激房产——增加收入，扩大投资之路在中国已不能长久。要解决此窘境，必须增大地方融资能力。而要增大地方融资能力，必须恢复地方政府的市场信誉。为此，必须先释放地方平台风险，能按时还本付息。偿还不了，或减记、冲消其部分资产或负债，让有人去承担

过去的投资损失，这样才能重新恢复其融资能力。而此路在何方？解决的进程表又在哪里？

迄今，只看到了财政部布置上海、广东等地开展自行解决隐性债务的试点。但广东，上海财力雄厚，可以预见，两年后试点即使成功，也不具普遍性，不可能在全国特别是落后高债务地区有普遍的推广意义，只是推迟了问题解决的时间。

面对上述随经济增长模式转变而已暴露或将暴露的巨大风险隐患，如何化解？

第一，决策者对我国目前风险的严重状况，要根据历史教训、体制特征，有动态的、充分的评估。要清醒看到，中国经济处于三期叠加发展阶段的判断并没有过时。在经济增长下行期、结构调整痛苦期，前期刺激政策消化期到底还要消化多长时间，消化多少风险，心中要有大概的底数，要有清醒、正确的判断。要充分估计到，化解金融风险的问题是国民经济运行中一个极为重要的中长期问题。

第二，要充分认识化风险和稳增长的微妙关系。在一定时期内，想花大力气，多释放些风险，缩减部分主体的资产负债表，就会多牺牲些增长速度，多冲击些就业。尽管风险释放过后，经济可持续稳定发展的基础更扎实了，但在释放过程中对增长而言是痛苦的。但是风险不化解，原债务主体缺乏新的融资能力，同样影响经济增长速度；或者，仅借新还旧，但一是怀疑在市场上能否如数借到，二是即使能借到，原债务主体加大筹资成本筹集新的资金，但会影响未来投资回报和增长质量，未来有偿付能力？或者，通过央行加大货币投放，以直接与间接方式救，但资金若仍流不到该救的经济主体，市场会“用脚投票”，结果，扭曲了整个金融市场的秩序，怎么办？总之，对化解风险问题复杂性的认识，越深刻，工作就能越主动。

第三，以时间换空间，选择什么样的风险化解进度，在守住底线前提下，主要应考虑社会可接受度（包括就业），考虑科技创新促进社会生产力增长发挥的可替代作用。满足此两要求，就可追求加快化风险的进度。然而，社会可接受度本身是个非显性的可度量的指标。其本身取决于化风险的方法，风险主要由谁买单。科技创新和社会生产力的增长是个慢变量。当期风险化解的需求难以等待慢变量的及时到来，弄不好会出现全社会资金配置的时间错配。所以，以时间换空间只是个原则。能否解决好，关键取决于化风险的策略和方法，而不仅仅取决于经济本身。

第四，政府在制定各项长远规划中，不能再着眼于“想干什么”，还要了解“能干什么”，

特别是要考虑好在系统性风险未化解之前“能干什么”。要坚持不懈守住不爆发系统性金融风险的底线，就要充分估计到风险是在逐步释放，风险的释放可能会影响当期的增长，化风险是一个长时期的任务。因此，搞项目、稳增长，要量力而行，具体是要量“金融而行”，绝不能寅吃卯粮。只能一代人解决一代人的问题，循序渐进。“十四五”期间，100多个国家重大项目怎么落实，资金在哪里，各金融工具怎么搭配，要与化解风险的动态进程统筹考虑。

第五，鉴于必须牢牢守住防范系统性风险底线的大前提，因而实际化风险的过程是以“市场逐渐出清”、“市场非出清”现状出现，因此在市场经济为信用经济，借钱经济环境下，在争取稳增长和化风险之间取得平衡，尽可能减少各经济主体资产负债表的缩减对国民经济的生产、流通、分配与消费的冲击影响时，同时必须是推进市场化改革的进程，在改革中寻求新的增长动力，以抵消化风险对稳增长带来的负面影响。以问题为导向，从各经济变量相互联系性、市场体系性出发，改革完善市场经济的制度体系。

概括以上三大内容，是直面中国现实，以问题为导向，一是从投资领域，二是从消费领域，三是从国民经济总体运行领域，指出中国中长期经济要确保可持续发展必须破解的三大关键性、全局性问题。而且，是非一年半载可以解决的中长期问题。非下大决心，难以成功。非久久为功，难以解决。

货币政策能够兼顾“稳增长”与“稳杠杆”双重目标吗？——基于不同杠杆环境的比较

刘哲希¹ 郭俊杰² 谭涵予³ 陈彦斌⁴

【摘要】在经济发展新阶段，货币政策如何更好地兼顾“稳增长”与“稳杠杆”双重目标是需要研究的重要问题。为此，本文构建了一个含有高杠杆特征的动态一般均衡模型进行理论分析，并在此基础上利用状态依存的局部投影方法进行实证检验。研究发现，正常时期与高杠杆时期货币政策效果显著不同。正常时期，面对经济下行压力，宽松货币政策冲击能够较好地促进经济扩张并保证宏观杠杆率稳定，从而兼顾“稳增长”与“稳杠杆”。在高杠杆时期，宽松货币政策的“稳增长”效果显著弱于正常时期，而且还会推高宏观杠杆率，从而也难以实现“稳杠杆”目标。原因在于，高杠杆下更多的负债主体因偿债压力陷入“借新还旧”状态中，阻塞了货币政策的有效传导，降低了政策调控效率。

【关键词】高杠杆；货币政策；经济增长；调控效率

一、引言

近年来，中国经济持续面临“稳增长”与“稳杠杆”的双重压力。一方面，经济存在一定的下行压力，受新冠肺炎疫情的影响，2020 和 2021 年两年 GDP 的平均增速进一步降至 5.1%。2021 年末召开的中央经济工作会议明确提出了“我国经济发展面临需求收缩、供给冲击、预期转弱三重压力”。另一方面，宏观杠杆率（债务总额/名义 GDP）持续攀升，并高于一些发达经济体。从国际经验来看，宏观杠杆率水平过高或攀升过快，可能会引发系统性金融风险，致使经济运行出现明显波动。面对经济下行与宏观杠杆率攀升的双重压力，我国既高度重视“稳增长”，又不断加强对“防风险”的重视程度。

面对经济的下行压力，货币政策在“稳增长”目标要求下需要加大一定力度，但这是否会与“稳杠杆”目标产生冲突，还是可以兼顾“稳杠杆”，是需要深入分析的问题。⁵从已有研究来看，对这一问题尚存在较为明显的分歧，主要可以分为三类观点。第一类观点认为，偏宽松货币政策能够较好地兼顾“稳增长”与“稳杠杆”两大目标。比如，2008 年国际金

¹ 刘哲希，对外经济贸易大学国际经济贸易学院副教授。

² 郭俊杰，中央财经大学金融学院讲师。

³ 谭涵予，中国人民大学经济学院博士。

⁴ 陈彦斌，中国人民大学经济学院教授。

⁵ 从以往研究来看，紧缩货币政策难以兼顾“稳增长”与“稳杠杆”的观点已基本形成共识（Svensson, 2013; Korinek and Simsek, 2016; 陈小亮和陈彦斌, 2018）。紧缩货币政策虽然会抑制债务规模的过快增长，但是也会加剧负债主体的偿债负担。这不会进一步加大经济下行压力，而且会因为经济增速下滑从分母端推高宏观杠杆率。

融危机之后，美国利用大规模的量化宽松政策在“稳增长”与“稳杠杆”方面发挥了一定的积极作用（Ueda, 2012; Bernanke, 2016; 张斌, 2020）。刘晓光和张杰平（2016）通过分析中国货币供应量和杠杆率之间的关系后认为，货币政策在“稳增长”和“降杠杆”之间并非面临两难选择，而是具有一致性，都需要货币政策加大力度。第二类观点认为，货币政策可能难以兼顾“稳增长”与“稳杠杆”。王宇伟等（2018）利用上市公司数据开展的实证研究发现，宽松的货币政策环境下金融资源被过多配置到资产周转率和增加值率较低的企业，是近年来中国企业部门杠杆率上升的主要原因。汪勇等（2018）构建了一个包含“金融摩擦”与“资产负债表衰退”双重机制的动态随机一般均衡（DSGE）模型，研究发现货币政策对企业杠杆率存在异质性影响，由此在推动经济去杠杆过程中货币政策不宜趋向宽松。第三类观点认为，偏宽松的货币政策对经济增长与杠杆率的影响存在不确定性。胡志鹏（2014）考察了“稳增长”和“控杠杆”双重目标下货币当局最优政策设定，认为使用货币政策工具来降低杠杆率的效果并不理想，货币政策效果缺乏稳定性。

可见，已有研究主要在宽松货币政策能否兼顾“稳增长”与“稳杠杆”的问题上存在分歧。本文认为，导致已有研究结论存在分歧的一个重要原因在于，已有研究较少对不同杠杆状态下货币政策效果的差异进行区分。换言之，正常状态下与高杠杆下货币政策加大力度对经济运行的作用效果可能存在显著差别，从而导致不同状态下偏宽松货币政策在“稳增长”与“稳杠杆”方面的表现不同。举例来说，现有研究认为偏宽松货币政策能够兼顾“稳增长”与“稳杠杆”的一个重要机制在于，货币政策加大力度能够扩大总需求，从而提高经济增速，由于宏观杠杆率为债务总额与 GDP 的比值，所以偏宽松的货币政策能够从分母端推动宏观杠杆率下降。然而，这一逻辑分析链条忽视的重要一点是，高杠杆下宽松货币政策能否仍然像正常时期一样有效提高经济增速，如果不能，¹这就意味着现有研究认为偏宽松货币政策能够兼顾“稳增长”与“稳杠杆”的观点值得商榷。因此，对货币政策能否兼顾“稳增长”与“稳杠杆”目标的研究，需要区分高杠杆时期与正常时期，这一点也是已有研究可以进一步完善的地方。

鉴于此，本文研究主要进行以下两方面工作。首先，在陈彦斌等（2018）框架基础上进行了拓展，构建了一个具有高杠杆特征与企业部门“借新还旧”行为特征的动态一般均衡模型，通过模型的数值模拟实验对比正常时期与高杠杆时期宽松货币政策在“稳增长”与“稳杠杆”方面的不同效果。其次，基于状态依存的局部投影法（Local Projection，以下简称 LP 方法）对正常状态与高杠杆状态下宽松货币政策效果进行实证检验，分析对比两种状态

¹ 2008 年全球金融危机后，一些研究也开始关注美国等国家在高杠杆状态下货币政策效果减弱的现象，主要从三个方面的机制进行解释。一是，以 Mian and Sufi（2014）为代表的一类研究，主要从高杠杆下居民部门去杠杆视角入手。二是，Koo（2009）提出的资产负债表衰退理论。三是，以 Eggertsson and Mehrotra（2014）为代表的从长期停滞视角出发的研究。不过，中国居民部门不仅没有去杠杆，反而在加杠杆进程之中（张晓晶等，2018）。同时，高杠杆下中国经济也没有陷入到资产负债表衰退或均衡实际利率为负的长期停滞状态之中（李宏瑾，2018）。因此，国外研究得到的结论可能在中国并不适用，但具有一定的启示性。

下货币政策的不同效果。与门限 VAR 模型或者机制转移 VAR 模型相比, 状态依存 LP 方法通过局部近似的方法来估计脉冲响应, 可以在一定程度上减少模型的误设问题。由于本文采用的货币政策冲击相对于其他宏观变量是外生的, 所以宏观变量对货币政策冲击进行回归所得到的回归系数就代表了货币政策冲击对各个宏观变量的平均政策效应, 从而便于对比不同状态下的货币政策效果。

相较于已有研究, 本文的主要创新贡献在于两个方面。一是, 通过对正常时期与高杠杆时期更为明确的区分, 发现两种状态下货币政策效果存在显著差别, 这是已有研究有所忽视的。正常时期偏宽松货币政策确实能够兼顾“稳增长”与“稳杠杆”。但恰是在高杠杆时期, 偏宽松货币政策不仅难以实现“稳增长”与“稳杠杆”的统一, 还会恶化资源配置效率从而不利于经济增长, 并且推高宏观杠杆率。高杠杆下货币政策更宜保持稳健定位, 从而更好地兼顾“稳增长”与“稳杠杆”两大目标。二是, 在理论模型的分析基础上, 较早地使用状态依存 LP 方法实证检验了不同杠杆状态下货币政策调控效果的差异, 为高杠杆下宽松货币政策难以实现“稳增长”与“稳杠杆”的结论提供了较为丰富的经验证据, 这是已有研究所较少涉及的。总体而言, 本文是对已有研究的有益拓展和补充, 研究结果为近年来货币政策的稳健定位提供了理论与实证支撑, 也对如何更好地提高货币政策调控效率具有一定的参考意义。

二、理论模型

本文借鉴于陈彦斌等(2018)的框架, 构建一个含有高杠杆特征的动态一般均衡模型, 以系统对比正常时期与高杠杆时期货币政策在“稳增长”与“稳杠杆”方面的差异。与陈彦斌等(2018)相比, 本文模型主要有以下三点不同。一是, 与陈彦斌等(2018)仅假设僵尸企业部门持续存在“借新还旧”行为不同, 本文放松了这一假设, 模型中企业部门均存在“借新还旧”行为且在“借新还旧”的过程中企业部门存在债务违约的可能性, 这一点与现实情况更为相符(刘晓光和刘元春, 2019; 刘莉亚等, 2019)。二是, 在机制分析方面, 本文通过引入企业债务违约概率, 纳入了“借新还旧”行为对利率的反应机制, 从而能够更完善地回答货币政策能否兼顾“稳增长”与“稳杠杆”这一问题。三是, 本文对于货币政策的刻画不仅包含对货币数量的调控, 还包含对信贷的调控, 更符合中国实际情况。

(一) 家庭与企业

具体而言, 本文模型采用 OLG 框架, 包含家庭和企业两个部门, 均由标准化为 1 的连续个体组成。部门中每个个体在模型经济中活动两期, 在第二期的期末退出经济。当有个体退出时, 会有相同数量的年轻期个体进入经济, 由此每个部门的规模不变。所有个体均为风险中性。

居民部门分为储蓄家庭(由上标 w 表示)与投资者家庭(由上标 s 表示)两类, 各自人

口占总人口比重分别为 n^w 和 n^s 。居民部门通过在第一期提供劳动来获得收入，并有三条途径将第一期的收入转移到第二期，分别是：储蓄、货币和金融资产。储蓄家庭只可以进行储蓄或持有货币，投资者家庭只可以进行金融资产投资或持有货币。居民部门采用 MIU 的效用函数形式： $U(C_{1t}^i, C_{2t+1}^i, M_t^i / P_t) = U(C_{1t}^i) + \beta E_t U(C_{2t+1}^i) + (\chi / 1 - \nu)(M_t^i / P_t)^{1-\nu} X_t^{-\nu}$ 。其中， C_{1t}^i 与 C_{2t+1}^i 分别表示家庭在第一期与第二期的消费。 M_t^i / P_t 表示家庭持有的实际货币余额， $1/\nu$ 为货币需求弹性。

两类家庭面临的预算约束不同。储蓄家庭的两期预算约束为： $C_{1t}^w + S_t^w + M_t^w / P_t = W_t n^w$ ； $C_{2t+1}^w = R_{t+1} S_t^w + M_t^w / P_{t+1}$ 。 $W_t n^w$ 代表储蓄家庭的劳动收入， S_t^w 为储蓄， $R_{t+1} S_t^w$ 为储蓄获得的本息和。投资家庭的两期预算约束为： $C_{1t}^s + B_t^s + M_t^s / P_t = W_t n^s$ ； $C_{2t+1}^s = B_{t+1}^s + M_t^s / P_{t+1}$ 。 $W_t n^s$ 表示投资者家庭的劳动收入， M_t^s 为投资者家庭持有的货币量（可视为安全资产）， B_t^s 为金融资产价值（可视为风险资产）。投资者家庭部门持有的风险资产规模，相对于安全资产规模存在一个最大比例 η_t ，需要满足的约束条件为： $B_t^s \leq \eta_t M_t^s$ 。

模型中企业部门是借贷者，对于高杠杆特征的刻画是在企业部门之中。企业家需要最大化的两期效用函数为： $U(C_{1t}^e, C_{2t+1}^e) = C_{1t}^e + \beta E_t C_{2t+1}^e$ 。其中， C_{1t}^e 和 C_{2t+1}^e 分别代表企业家第一期和第二期的消费。由于企业家没有劳动禀赋，需要在第一期通过借贷融资，企业家面临的两期预算约束分别为：

$$L_t^e = C_{1t}^e + K_{t+1} + D_t^e \quad (1)$$

$$R_{t+1}^K K_{t+1} = C_{2t+1}^e + (R_{t+1} L_t^e - D_{t+1}^e) \quad (2)$$

其中， L_t^e 为企业部门的借贷规模。（1）式表明企业通过借贷获得的资金主要有三个方面的用途，一是用于第一期企业家的消费；二是进行实体经济投资，形成生产性资本 K_{t+1} ；三是用于偿还在本期退出企业所遗留的债务 D_t^e 。由于企业家在第二期就退出经济，所以为偿还 D_t^e 所形成的新债务 D_{t+1}^e ，不需要企业自己偿还，而是由新进入的企业进行偿还，这就意味着企业部门“借新还旧”行为在持续进行。

企业部门的生产函数为： $Y_t = A_t K_t^\alpha (X_t N_t)^{1-\alpha}$ 。 Y_t 为经济产出水平， A_t 为全要素生产率水平， α 为资本所占份额。 X_t 代表劳动效率，有 $X_{t+1} = \gamma X_t$ ， $\gamma > 1$ 表明劳动生产率以一定的速度增长。 N_t 为劳动供给数量，模型中劳动供给无弹性，所以 $N_t = 1$ 。

（二）“借新还旧”行为与债务违约概率

模型中的“借新还旧”行为与 Minsky（1986）提出的投机性融资概念一致，即债务人预期从融资合同中获得的可承兑收入无法覆盖利息和本金，只能依靠再融资的手段来履行支付承诺。由此，企业家面临的融资抵押约束为：

$$L_t^e \leq \phi_{t+1} (K_{t+1}) (E_t R_{t+1}^K / E_t R_{t+1}) K_{t+1} + E_t (D_{t+1}^e / R_{t+1}) \quad (3)$$

其中, R_{t+1} 为资金的利率总水平, R_{t+1}^K 为生产性资本回报率, $\phi_{t+1}(K_{t+1}) \in [0,1]$ 为资本抵押比率, $\phi(K_{t+1}) = \bar{\phi} + \psi(K_{t+1}/K_{max})$, K_{max} 为模型经济中所能支撑的最大资本存量。

$R_{t+1}L_t^e/K_{t+1}$ 可以视为企业部门的杠杆率。当不存在“借新还旧”行为时 ($D_{t+1}^e = 0$), $R_{t+1}L_t^e/K_{t+1}$ 处于较低水平, 等价于正常时期状态。当存在“借新还旧”行为且该行为不断增多时, $R_{t+1}L_t^e/K_{t+1}$ 会处于较高水平, 等价于高杠杆状态。由此, 模型实质上是通过是否存在“借新还旧”行为, 来界定一个经济体是否处于高杠杆状态。

本文假设“借新还旧”行为不只存在于僵尸企业部门, 这与陈彦斌等 (2018) 不同。从现实情况来看, 负债主体的“借新还旧”行为增多是整个中国企业部门的一个典型特征, 而不仅局限于僵尸企业 (刘晓光和刘元春, 2019; 刘莉亚等, 2019)。因此, 本文放松了陈彦斌等 (2018) 的假设, 允许模型中的整个企业部门存在“借新还旧”的行为特征。由于相比用于实体经济生产活动的对冲性融资, ¹投机性融资的内在不稳定性更强, 出现违约的概率更大, 所以“借新还旧”的过程中企业部门存在债务违约的可能性。为此, 本文引入企业部门的债务违约概率 $q_{t+1}^e(D_{t+1}^e)$ 。 $q_{t+1}^e(D_{t+1}^e)$ 是关于 D_{t+1}^e 的增函数, 即“借新还旧”规模越大, 企业的债务违约概率越高, 资产负债表的脆弱性越强。由此可以得到, 企业部门的“借新还旧”规模为:

$$E_t(D_{t+1}^e / R_{t+1}) = (1 - q_{t+1}^e(D_{t+1}^e))(D_{t+1}^e / R_{t+1}) \quad (4)$$

债务违约概率的引入能够更好地拟合现实中企业部门“借新还旧”行为特征, 也能够从量和价两个方面刻画货币政策对“借新还旧”行为的影响。从量的角度而言, 货币政策会影响可用于“借新还旧”的资金规模。从价的角度而言, 货币政策会通过利率水平影响“借新还旧”的违约概率与可持续性。当经济体的利率水平较低时, 有利于企业“借新还旧”行为的延续, 反之则不利于“借新还旧”的进行。由 (4) 可知, D_{t+1}^e 对下一期的“借新还旧”有两种方向相反的影响。一方面, D_{t+1}^e 上升会增加当期的债务规模, 从而使得“借新还旧”的规模也上升。另一方面, D_{t+1}^e 的上升也会导致违约概率增加, 从而使得“借新还旧”的规模减小。因此, 该设定可以使得模型中“借新还旧”的规模处于一定范围内, 保证了模型的收敛性和稳健性。

(三) 资产泡沫

模型中资产泡沫规模为 $B_t = B_t^e + B_t^s$ 。 B_t^e 为由“借新还旧”的信贷资金导致的资产升值部分, $B_t^e = D_t^e$; B_t^s 为投资家庭持有的金融资产部分。 $t+1$ 期的资产泡沫会新增 B_{t+1}^N , 且有 $B_{t+1}^N = B_{t+1}^{Ns} + B_{t+1}^{Ne}$ 成立。资产泡沫的动态过程为: $B_{t+1} = R_{t+1}^B B_t + B_{t+1}^N$ 。 B_{t+1}^N 分为两种情

¹ 对冲性融资是指债务人预期从融资合同中获得的可承兑收入能够覆盖利息和本金。

² 用于“借新还旧”的资金没有流入实体经济, 而是在金融体系内部空转, 由此会推动资产价格上涨。

况：当资产得以继续交易时 $B_{t+1}^N = \xi R_{t+1}^B B_t$ ， $\xi > 0$ 。当资产不被继续交易时，资产泡沫破裂， B_{t+1}^N 为负并使得 $B_{t+1} = 0$ ，即有 $B_{t+1}^N = -R_{t+1}^B B_t$ 。资产泡沫的破裂概率为 q_{t+1} ，其设定为资产泡沫 B_{t+1} 的增函数 $q_{t+1}(B_{t+1})$ 。

（四）货币政策

模型中主要采取两种货币政策调控方式的设定。一是，通过改变经济体的实际货币需求，实现货币政策的收紧与宽松。货币政策宽松时通胀水平上升，经济体的实际货币需求下降，个体将更多资金配置于金融资产与实物资本投资。由此，宽松货币政策达到刺激经济的效果：

$$M_t / P_t = \bar{M} / \bar{P} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$\bar{M} / \bar{P}$ 代表实际货币余额的稳态水平， ε_t 代表货币政策冲击。当货币政策宽松时，通胀水平上升，实际货币余额下降，因而 ε_t 下降。反之， ε_t 上升代表实施了紧缩货币政策。

二是，考虑到信贷政策是中国货币政策的重要手段，本文将货币政策冲击设定为对资本抵押比率的冲击，即宽松货币政策冲击会提高融资抵押比率的下限 $\bar{\phi}$ 。假设融资抵押比率的下限服从以下的过程：

$$\phi_t = \bar{\phi} + v_t \quad (6)$$

$\bar{\phi}$ 代表融资抵押比率下限的稳态水平， v_t 代表货币政策冲击。当货币政策宽松时， v_t 上升从而使得 ϕ_t 上升。反之， v_t 下降代表实施了紧缩货币政策。

（五）动态均衡系统

基于家庭与企业部门一阶最优条件以及产品、劳动力、信贷与金融资产市场的出清条件，可以求得模型的动态均衡系统。

三、数值模拟实验与机制分析

（一）参数校准与模型求解

本文首先对模型中的关键参数进行校准，再采用政策函数迭代法对模型进行求解，在此基础上再通过调整参数进行数值模拟实验。由于本文分为理论和实证两个部分，其中，理论模型部分更加偏重于理论机制的探讨，实证部分则基于现实数据进行检验，所以在参数设定上主要参考已有文献，主要参数的设定情况如下。模型中的一期为一年，由此对各参数以年度频率进行校准。主观贴现因子 β 取值为 0.98。 α 为资本份额，取值为 0.41。 γ 代表劳动生产率的年增长率，取值为 1.10。 π 为通胀率的稳态值，取值为 1.02。全要素生产率水平取值为 4.80，以使得模型中的资本形成率在 25% 左右，与 2012—2018 年中国资金流量表中非金融企业部门资本形成总额占 GDP 的平均值相接近。 χ 取值为 0.01，以使得均衡状态下货币与产出之比与 2012—2018 年 M0/GDP 的平均值匹配。投资者家庭占比 n^s 以及风险投资

相对于安全投资的比例 η_t , 借鉴于陈彦斌等(2018), 分别设为 0.20 和 5。 $\phi_{t+1}(K_{t+1})$ 和 $q_{t+1}(B_{t+1})$ 设定为线性函数, 记为 $\phi_{t+1}(K_{t+1}) = \bar{\phi} + \psi(K_{t+1}/K_{\max})$ 和 $q_{t+1}(B_{t+1}) = \bar{q} + \theta(B_{t+1}/K_{\max})$ 。借鉴刘哲希和李子昂(2019)的研究, 将 $(\bar{\phi}, \psi)$ 和 $(\bar{q}, \theta)$ 分别取值为 (0.42, 0.72) 和 (-0.05, 0.75)。 ξ 代表新增资产泡沫占原有资产泡沫价值的比重, 设定为 0.05。基于模型的动态均衡方程系统, 本文首先通过猜解的方式求解各类市场参与者的决策函数, 随后, 根据均衡条件下资本存量、资产泡沫价值等状态变量的运动方程, 迭代更新市场参与者的决策函数, 直到收敛为止。

本文模型是通过引入投机性融资(即“借新还旧”行为), 反映微观主体过重的偿债压力, 以此刻画高杠杆特征。当模型中不存在投机性融资模式时, 即处于正常时期或低杠杆时期。因此, 数值模拟实验之前, 本文需要对构建模型的适用性进行分析, 即能否拟合高杠杆不利于经济增长的典型特征(Reinhart and Rogoff, 2010; 马勇和陈雨露, 2017)。如果不能拟合, 说明本文构建的模型与现实情况不相符。反之, 则说明模型能够与现实情况较好地贴近, 可以进一步进行数值模拟实验。

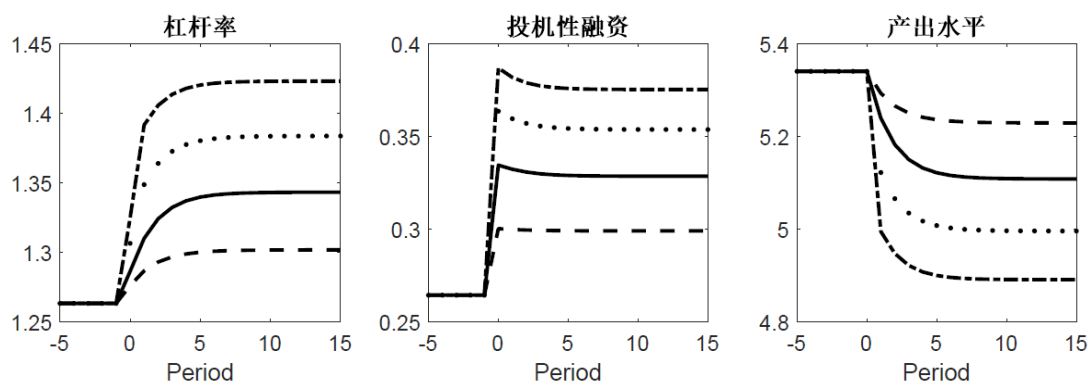


图 1 高杠杆对经济增长影响的数值模拟结果

注: 横坐标表示时期, 一期为一年。纵坐标表示各变量水平值变化, 单位为 1。图 2 至图 4 相同。

为此, 本文设立四组数值模拟实验, 通过调整借贷约束参数的取值来模拟不同的杠杆率水平。如图 1 所示, 四组数值模拟实验中, 由于存在“借新还旧”行为, 所以均可以视为高杠杆状态。高杠杆状态下, 四组实验的杠杆率水平逐次升高, 投机性融资规模逐次扩大, 对应于现实中高杠杆状态下杠杆率的不断攀升以及微观主体对“借新还旧”依赖加重的局面。这也与中国经济的现实情况相符, 刘晓光和刘元春(2019)指出, 高杠杆下实体经济正在逐步步入从“借新还旧”到“借新还息”再到“资产负债表恶化”的困境。从图 1 可以看到, 随着杠杆率的上升, 整个经济体的产出水平明显下降。而且, 杠杆率越高的一组, 产出水平的下降幅度越大, 由此可见, 本文模型拟合了现实中高杠杆不利于经济增长的典型事实, 因而具有较好的适用性, 可以进一步展开相关的数值模拟实验。

(二) 数值模拟结果分析

为了对比正常时期与高杠杆时期宽松货币政策效果, 设定两组数值模拟实验。一组是刻

画高杠杆状态，即模型中含有投机性融资，存在负债主体“借新还旧”行为，该组设定为基准组。另一组是刻画正常时期，即模型中不含有投机性融资，不存在负债主体的“借新还旧”行为，设定为对照组。本文将宽松货币政策冲击设定为分别使通胀率上升 1 个、1.5 个和 2 个百分点。数值模拟实验结果如图 2 所示，对照组中（正常时期），当货币政策宽松时，产出水平上升且杠杆率水平下降。而且，货币政策的宽松力度越大，产出水平的上升幅度越大，杠杆率的下降幅度也越大。由此可见，在正常时期，宽松货币政策能够较好地兼顾“稳增长”与“稳杠杆”。一方面，宽松货币政策（通胀率上升）能够降低实际利率水平，从而减轻负债主体的偿债压力；另一方面，宽松货币政策能够促进投资，从而带动经济增长，进而从分母端推动杠杆率水平的下降。

但与对照组形成鲜明对比的是，在基准组中宽松货币政策冲击下整个经济体的产出水平并未随之上升，反而呈现出显著的下降。与此同时，杠杆率呈现显著上升的态势。而且，货币政策的宽松力度越大，产出水平的下降幅度越大，杠杆率的攀升幅度越大。可见，高杠杆下宽松货币政策难以兼顾“稳增长”和“稳杠杆”。由于对照组不包含负债主体的“借新还旧”行为，而基准组包含该行为，所以通过比较两组的数值模拟实验结果可知，高杠杆下负债主体过多的“借新还旧”行为是导致货币政策效果发生改变的原因。高杠杆下宽松货币政策释放的资金更多用于“借新还旧”，维持负债较重的企业运营，未能有效地流入到实体经济之中。这不仅恶化资源配置效率，还会进一步扩大债务规模，推高杠杆率。

需要说明的是，Fisher（1932）提出的“债务-通缩”理论指出，应对“债务-通缩”时期的高杠杆时，需要积极宽松的货币政策，通过再通胀效应阻断“债务-通缩”的恶性循环。2008 年全球金融危机之后，美国等发达经济体也采取量化宽松等十分积极的宽松货币政策，并取得了一定的效果。那么，这是否与本文的结论相矛盾？要理解这一看似矛盾的问题，需要认识到两点。一是，“债务-通缩”本质上是微观主体的去杠杆过程，即出现了依靠“借新还旧”的微观主体大量破产与违约的情况。借鉴于 Minsky（1986）的划分，高杠杆问题实际上可以分为“借贷增多、偿债压力有所增加——偿债压力过重、依靠‘借新还旧’维持——债务违约与重组”三个阶段。“债务-通缩”属于高杠杆的第三个阶段。本文模型模拟的高杠杆属于高杠杆的第二个阶段，恰也是当前中国高杠杆问题所处的阶段。杠杆率的攀升更多是源于债务压力较大的微观主体可以依靠“借新还旧”等举措不断滚动债务，由此会影响宽松货币政策的效果。

二是，2008 年全球金融危机之后，美国等发达经济体虽然也面临高杠杆问题，但危机之后家庭与企业部门实质上也被被动地开启了去杠杆进程，信贷需求显著减少，更多是用自身收入偿还所欠债务。因此，宽松货币政策的实际作用是通过推动资产价格上涨，修复家庭与企业资产负债表，增强家庭与企业的借贷意愿，从而延缓家庭与企业部门去杠杆进程，减轻去杠杆对经济带来的下行压力。相比之下，当前在中国的高杠杆环境下，实体经济与金融体系保持相对稳定的运行，微观主体仍处于加杠杆进程之中。即使一些负债主体面临较大

的债务压力,也可以依靠“借新还旧”等手段滚动债务,资产负债表处于持续扩张态势。在此局面下,不能简单地套用美国等发达经济体 2008 年全球金融危机之后的货币政策实践,否则正如本文的数值模拟结果所示,宽松货币政策会进一步加剧高杠杆问题。

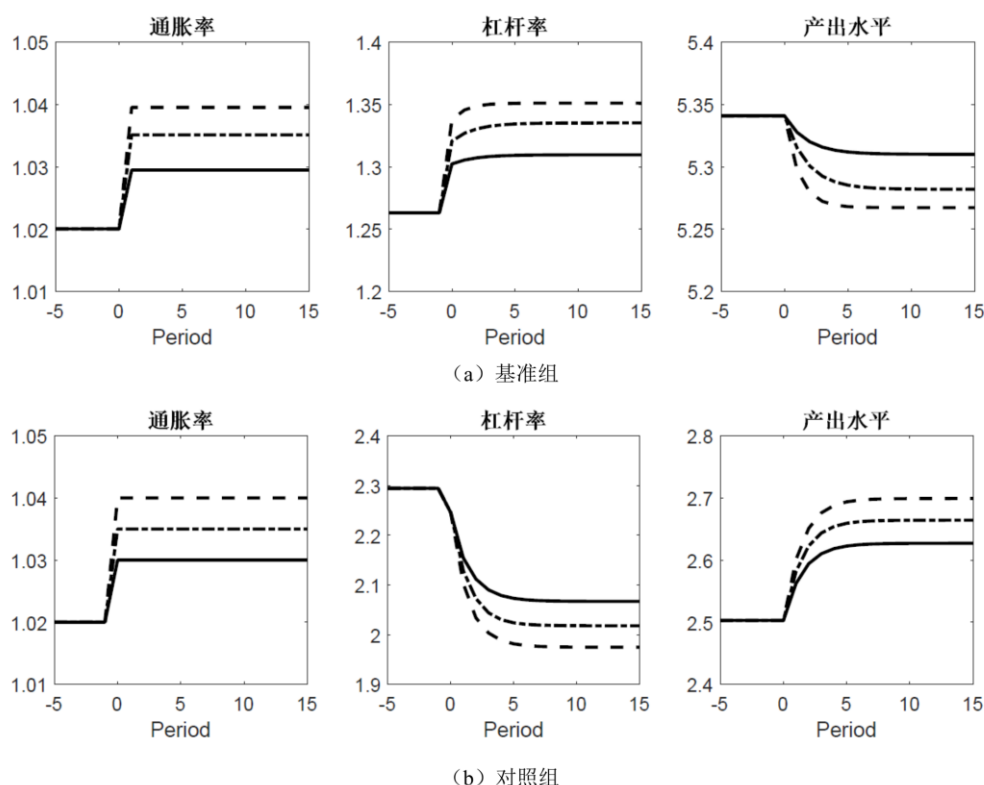


图 2 基准组与对照组宽松货币政策冲击的效果比较

更进一步地,本文对高杠杆下宽松货币政策冲击所引发的各变量变化进行分析,从而厘清宽松货币政策难以兼顾“稳增长”和“稳杠杆”的核心机制。数值模拟实验结果如图 3 所示,由于高杠杆下负债主体存在“借新还旧”行为,当货币政策宽松时,实际利率水平下降,更多是为负债主体的“借新还旧”创造空间,所以可以看到投机性融资规模显著扩大(如图 3c 所示)。由于“借新还旧”这部分资金没有流入实体经济反而在金融资产市场中空转,从而推动资产泡沫规模的扩张(如图 3e 所示)。这就对实体经济的资本投资形成了挤出作用(如图 3f 所示)。由此,整个经济体的产出水平下降,进而从“分母端”推动杠杆率的上升。本文模型主要从“借新还旧”挤占流入实体经济信贷资金的机制,对于货币政策“稳增长”与“稳杠杆”效果减弱进行解释。现实中,负债主体“借新还旧”行为增多还可能通过恶化企业的绩效从而增强资金“脱实向虚”倾向等其他机制,来削弱货币政策调控效果。不过,本文数值模拟结果并不意味着“借新还旧”行为不可取,作为一种企业常用的融资方式,“借新还旧”可以平滑企业的偿债压力。但当高杠杆状态下负债主体(尤其是一些效率偏低企业)过多地依赖于“借新还旧”手段时,就会降低货币政策调控效率,从而影响到“稳增长”和“稳杠杆”双重目标的实现。

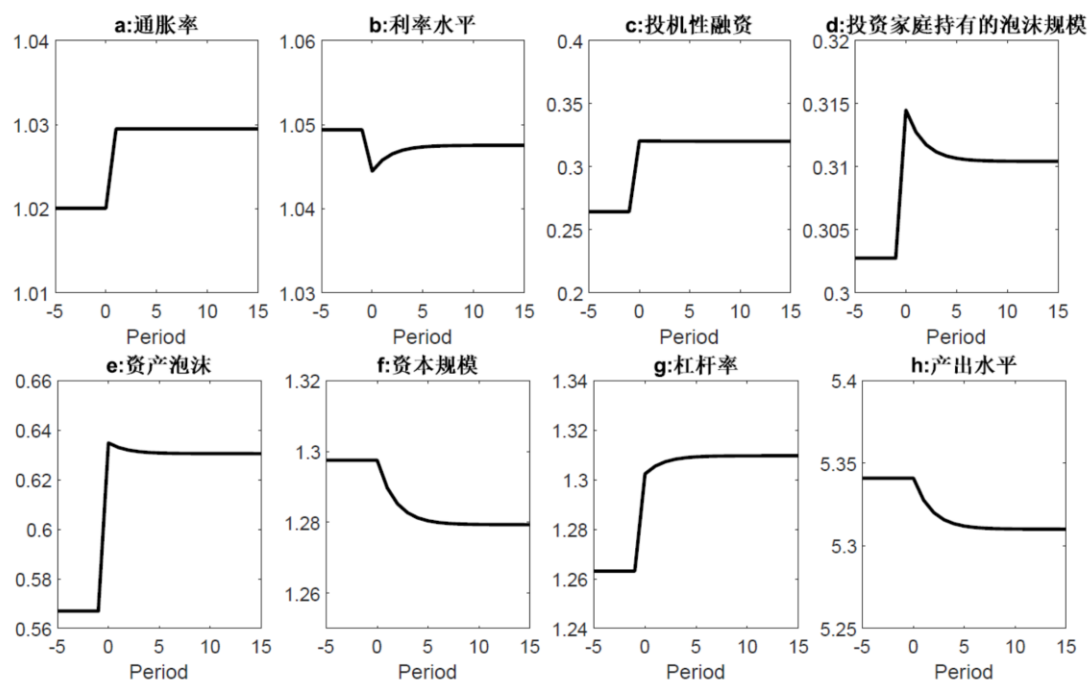


图3 高杠杆下宽松货币政策冲击的影响机制分析

此外，本文还使用融资抵押比率作为货币政策工具进行检验，通过提高 ϕ_l 来模拟宽松货币政策冲击。图4展示了数值模拟实验结果。与图3类似，当 ϕ_l 上升时，实际利率水平下降（如图4a所示），从而为负债主体的“借新还旧”提供了更大的空间，由此导致投机性融资规模和杠杆率显著扩大（如图4b和4e分别所示）。因为用于“借新还旧”的这部分资金没有流入实体经济而流入了金融资产市场，所以资产泡沫规模不断扩大（如图4c所示）。这使得实体经济的资本投资被挤出（如图4d所示），最后导致总产出水平下降（如图4f所示）。由此同样证明了高杠杆下宽松货币政策难以兼顾“稳增长”与“稳杠杆”双重目标。

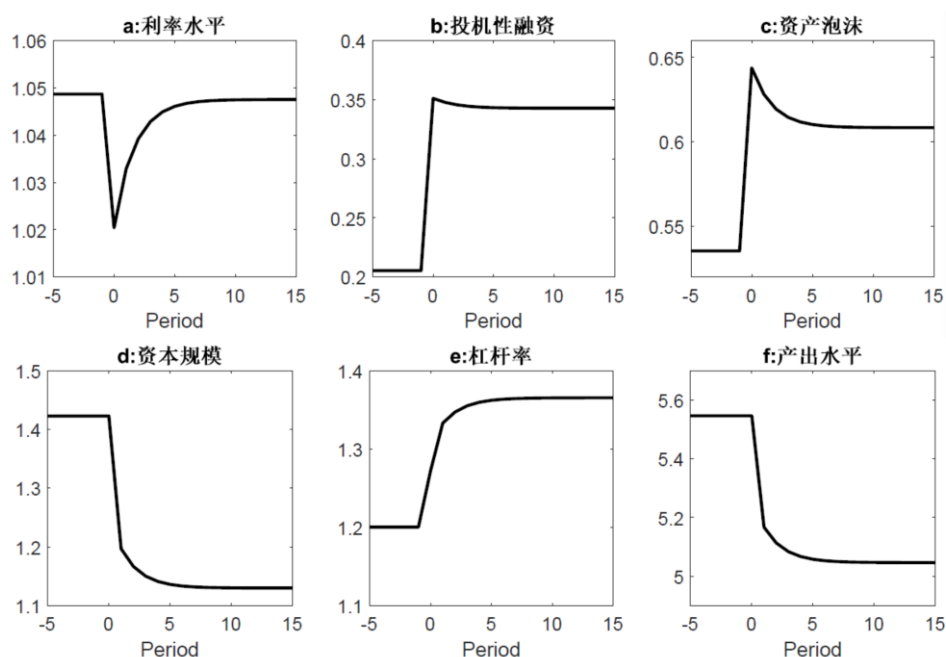


图4 将货币政策冲击设定为对融资抵押比率冲击的检验

四、实证检验框架构建——基于状态依存 LP 方法

数值模拟结果是基于理论模型的建立与分析得到。为了更好地检验研究结论是否与现实相符, 本文进一步将采取状态依存 LP 方法, 利用中国的现实数据, 对正常状态与高杠杆状态下货币政策冲击效果的异质性进行实证检验。

(一) 实证分析框架构建

为了系统地检验高杠杆下货币政策在“稳增长”和“稳杠杆”方面效果所发生的变化, 本文采用状态依存 LP 方法进行检验, 这主要是出于以下两方面的考虑。一是, 状态依存 LP 方法是通过局部近似的方法来估计脉冲响应, 不需要假设数据的生成过程服从向量自回归过程, 从而可以在一定程度上减少模型的误设。二是, 使用门限 VAR 模型或者机制转移 VAR 模型等多方程模型对不同状态下的货币政策冲击效果进行估计, 不仅需要估计方程中的参数, 还需要估计与状态转移概率相关的参数。这使得模型的参数数量过多, 从而影响估计的准确性。相比之下, 使用状态依存 LP 方法时, 可以事先设定每一个时期所处的状态, 然后使用简洁的单方程模型去估计不同状态下货币政策冲击效果, 从而克服多方程模型估计存在的问题, 使得估计结果相对更准确。具体而言, 本文在 Alpanda and Zubairy (2019) 的基础上进行拓展, 构建了如下的回归模型:

$$y_{t+h} = I_{t-1}(\alpha_{1,h} + \beta_{1,h} shock_t + \lambda_{1,h} D_t shock_t + \gamma_{1,h}^1 x_{t-1}) + (1 - I_{t-1})(\alpha_{2,h} + \beta_{2,h} shock_t + \lambda_{2,h} D_t shock_t + \gamma_{2,h}^1 x_{t-1}) + \varepsilon_{t+h} \quad (7)$$

其中, y_{t+h} 是本文关注的宏观变量 (如产出水平、宏观杠杆率等), $shock_t$ 是外生的货币政策冲击。 D_t 为货币政策冲击的哑变量, 货币政策宽松时, $D_t = 1$, 反之 $D_t = 0$ 。 I_{t-1} 是关于债务状态的哑变量。当经济体在 $t-1$ 期处于高杠杆状态时, $I_{t-1} = 1$, 反之 $I_{t-1} = 0$ 。 h 代表估计脉冲响应时所使用的期限长度, 每一期代表一个季度。

由此, $\beta_{1,h} + \lambda_{1,h}$ (或 $\beta_{2,h} + \lambda_{2,h}$) 表示当经济体处于高杠杆 (正常时期) 状态时, 宏观变量 y_{t+h} 在第 $t+h$ 期对第 t 期宽松货币政策冲击 $shock_t$ 的反应系数。系数越大代表货币政策的效应越强。 x_t 是控制变量, 当控制变量的个数大于 1 时, x_t 代表一个列向量。 $\gamma_{1,h}^1$ ($\gamma_{2,h}^1$) 分别代表当经济体处于高杠杆 (正常时期) 状态时一阶滞后的控制变量的回归系数, $\gamma_{1,h}^{1'}$ 和 $\gamma_{2,h}^{1'}$ 表示 $\gamma_{1,h}^1$ 和 $\gamma_{2,h}^1$ 的转置。 ε_{t+h} 是残差项。 $\alpha_{1,h}$ ($\alpha_{2,h}$) 代表经济体处于高杠杆 (正常时期) 状态时模型的截距项。为了克服残差项的自相关性, 本文使用 Newey-West 方法来计算回归系数的标准差, 并将滞后项的阶数设定为 4。

(二) 变量选取与数据说明

被解释变量方面, 本文主要是观察产出水平、投资规模与宏观杠杆率对货币政策的脉冲

响应。就产出水平而言，本文选取剔除净出口后的 GDP 作为代理指标。这是因为，本文理论模型论证的理论机制不包含国外部门的影响，相应地，在实证检验中要剔除净出口的干扰。¹就投资规模而言，本文选取固定资本形成规模进行衡量。产出水平与固定资本形成规模均采用经 GDP 平减指数调整后的对数实际人均形式。数据主要来源于 Chang et al. (2016) 处理得到的季度数据。²就宏观杠杆率而言，本文选取非金融私人部门杠杆率（非金融私人部门债务规模/GDP）作为代理指标，即居民部门杠杆率与非金融企业部门的杠杆率总和，不包含政府部门杠杆率。这是因为，政府部门杠杆率更多受到财政政策等政策性因素的影响，不利于本文观察宏观杠杆率对货币政策的内在反应。宏观杠杆率的数据来源于国家资产负债表研究中心（CNBS）。

核心解释变量方面，既需要找到衡量货币政策冲击的代理指标，也需要找到界定货币政策是否处于偏宽松状态的虚拟变量。货币政策冲击方面，出于与理论模型中数量型货币政策冲击相对应的考虑，本文借鉴 Chen et al. (2018) 的方法，采用分解得到的“外生 M2 环比增长”作为衡量数量型货币政策冲击的代理指标。这一货币政策冲击识别方法具有较好的外生性。稳健性检验中则采取分解得到的利率的外生变化部分，作为价格型货币政策冲击的代理指标。³货币政策虚拟变量方面，通常将货币政策冲击大于零视为偏宽松状态，反之则视为偏紧缩状态。不过，近年来随着中国潜在增速由以往高增长步入中高速增长阶段，货币政策锚定目标的方式发生了一定的变化。2015 年之前度量的货币政策冲击中位数为 0.08%，基本上保持在零左右。2015 年之后度量的货币政策冲击中位数则为 -0.50%。由此，本文以 2015 年为临界点，2015 年之前以货币政策冲击大于零作为偏宽松状态，2015 年之后以货币政策冲击大于 -0.50% 作为在总体稳健的定位下偏宽松状态，从而更好地与中国经济现实情况相符合。

对于衡量是否处于高杠杆时期的状态变量，本文借鉴于国际清算银行等机构以及 Drehmann (2013) 等研究的做法，以非金融私人部门杠杆率相对于其趋势的偏离（即杠杆率缺口）来界定债务状态的高低。其中，趋势值由对实际值作 HP 滤波处理得到，平滑参数设定为 $\lambda = 10^4$ 。这一参数值是假定信贷周期是经济周期的两倍，符合信贷周期的典型特征。杠杆率缺口大于零定义为高杠杆状态，缺口小于零定义为正常时期。在稳健性检验中，本文也将使用杠杆率水平界定高杠杆状态，从而增强研究结果的稳健性。

控制变量方面，参考 Alpanda and Zubairy (2019) 的做法，控制变量的选择包括滞后

¹ 盛松成和吴培新（2008）和张斌（2009）等实证研究中，也将净出口部分从 GDP 中予以剔除。

² 采用 Chang et al. (2016) 处理得到的季度数据主要是因为本文使用的一些重要变量指标，国家统计局仅公布了年度数据，如固定资本形成规模。

³ 本文选取了通胀（用 CPI 或 GDP 平减指数衡量）、产出或投资增长等核心经济变量与货币冲击进行格兰杰因果检验，证明了 Chen et al. (2018) 的货币冲击外生于本文关注的核心变量。

一期的被解释变量、GDP 和 GDP 平减指数。¹其中, 滞后期的选择由 Akaike & Schwarz 信息标准确定, 即由回归方程中 $h=0$ 的线性回归方程确定。控制变量的数据主要来源于 Chang et al. (2016) 处理得到的季度数据。本文的数据样本时间为 2000 年第一季度到 2019 年第二季度, 样本中高杠杆时期占到总样本的 55%, 货币政策处于偏宽松状态的时期占到总样本的 53%。样本分布较为平均合理, 从而能够保证本文结论的稳健性。

五、实证检验结果分析

(一) 基准检验结果

本文通过状态依存 LP 方法系统对比正常时期与高杠杆时期, 货币政策尤其是偏宽松货币政策在“稳增长”与“稳杠杆”上的不同表现。实证检验结果如图 5 所示, 图 5 中虚线表示高杠杆状态下货币政策的脉冲响应, 即 M2 供给外生变动 1% 时资本形成规模、产出水平与宏观杠杆率的变化情况, 点线表示正常时期的货币政策效果。图 5 中 (a) 行为不区分货币政策松紧的情况下, 各主要变量对货币政策冲击的脉冲响应情况。可以看到, 高杠杆状态下货币政策对资本形成、产出水平以及宏观杠杆率的影响总体上低于正常时期 (或低杠杆时期), 货币政策的调控效率有所下降。本文的研究结果表明, 货币政策调控效率一定程度上受到高杠杆问题的影响。

图 5 中 (b) 行为区分货币政策松紧的情况下, 各主要变量对宽松货币政策冲击的脉冲响应情况, 即 M2 供给外生提高 1% 时资本形成规模、产出水平与宏观杠杆率的变化情况。可以看到, 资本形成与产出水平的脉冲响应中, 点线一直处于大于零的状态, 这意味着正常时期, 加大货币政策力度能够较好地起到促进投资与稳定增长的作用, 较好地体现了货币政策的逆周期调节作用。同时, 宏观杠杆率的脉冲响应中, 在正常时期, 前 4 期中宏观杠杆率的变化幅度大于零, 这是因为, 宽松货币政策冲击增强了微观主体短期内加杠杆意愿, 由此也是经济扩张的重要原因。²不过在第 4 期之后, 宏观杠杆率的变化幅度基本保持在零附近。可见, 在正常时期, 宽松货币政策冲击在较好地提高了经济增速的同时, 并未导致宏观杠杆率过快攀升, 较好地兼顾了“稳增长”与“稳杠杆”双重目标。

图 5 中 (b) 行的虚线 (代表高杠杆时期) 走势与点线走势存在明显差异。就资本形成与产出水平的脉冲响应而言, 虚线不仅在大多数时期低于点线, 而且基本上处于小于零的状态。这就意味着高杠杆下宽松货币政策冲击对投资和产出水平的促进作用显著减弱, “稳增

¹ 在以剔除净出口的 GDP 作被解释变量时, 在控制变量中删除滞后期的 GDP, 结果并无明显改变。为了保持一致, 以下汇报的结果均在控制变量中保留滞后期的 GDP。

² 理论模型中, 由于本文严格设定了正常时期微观个体不能新增额外的负债与过度负债 (即 $D_{t+1}^e = 0$), 以更好地凸显高杠杆下“借新还旧”行为对货币政策效果的影响, 所以图 2 对照组中的宏观杠杆率在受到宽松货币政策冲击时下降。但现实中, 在宽松货币政策冲击的刺激下, 一些个体会增加负债甚至开始过度负债, 这就会导致宏观杠杆率上升。因此, 基于现实数据的实证检验中, 宽松货币政策刺激下宏观杠杆率在一定时期内也出现呈现上升态势。

长”效果不佳，与之前理论模型分析中得到的结论相一致。就宏观杠杆率的脉冲响应而言，虚线却总体上高于点线，意味着高杠杆下宽松货币政策冲击对宏观杠杆率会产生更为显著的推动作用。而且，高杠杆状态下直到宽松货币政策冲击发生后的第8期，宏观杠杆率的变化幅度依然维持大于零的状态，意味着货币政策对宏观杠杆率的作用效果更为持久。为什么在宽松货币政策冲击没有有效提高微观个体投资意愿的情况下，宏观杠杆率还出现了攀升？重要原因就在于，如同之前理论模型数值模拟结果所示，高杠杆状态下宽松货币政策释放的资金更多用于微观主体的“借新还旧”行为，没有用于实体经济投资。由此，高杠杆下货币政策对实体经济投资与产出的刺激作用减弱，同时还会推高宏观杠杆率。总体而言，高杠杆下偏宽松的货币政策不仅难以有效推动经济增长，而且对宏观杠杆率的推动作用明显上升，从而难以兼顾“稳增长”与“稳杠杆”，这与正常时期宽松货币政策冲击的政策效果显著不同。

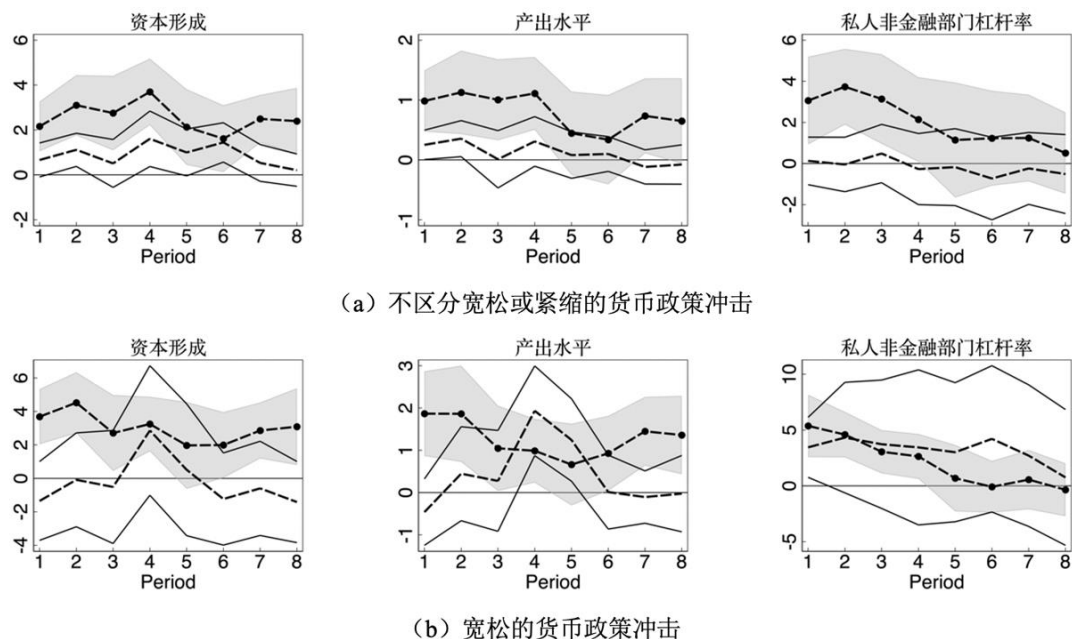


图5 正常时期与高杠杆时期宽松货币政策冲击的效果比较

注：虚线表示高杠杆时期，点线表示正常时期。实线和阴影范围分别表示 90%置信区间。纵坐标表示变量对于货币政策冲击的反应系数。横坐标均表示冲击后的时期，一期为一个季度。

因此，高杠杆下货币政策不应采取过于扩张的政策定位，同时又由于紧缩货币政策更难以实现“稳增长”，所以高杠杆下货币政策更宜采取稳健的政策定位，对经济运行采取灵活精准的调控方式。这一结论有助于更好地调和已有研究在货币政策是否应该增加力度以兼顾“稳增长”和“稳杠杆”问题上的争论。中国货币政策不能效仿美国等发达经济体实施过于宽松的货币政策。从实际操作来看，近年来中国货币政策一直处于稳健定位，明确要“保持货币供应量和社会融资规模增速同名义经济增速基本匹配”。这一方面有助于满足实体经济的资金和信贷需求，更好地支持经济高质量发展，另一方面也防止了宏观杠杆率的快速攀升。研究结论证明了现阶段中国货币政策采取稳健定位的合理性。与此同时，货币政策也需要更好地加强与财政政策和宏观审慎政策等其他宏观政策的协调，从而更好地兼顾“稳增长”与

“稳杠杆”的双重目标。

（二）稳健性检验

为了进一步验证实证检验结果的稳健性，本文进行以下四组稳健性检验。一是，以杠杆率水平的中位数对高杠杆状态进行界定。基准模型中，本文是以杠杆率缺口作为划分高杠杆的标准。稳健性检验中，本文以杠杆率水平进行划分，将杠杆率高于中位数划分为高杠杆状态，低于中位数划分为正常时期。二是，以“借新还旧”程度来划分高杠杆状态。使用“借新还旧”程度的高低对高杠杆时期与正常时期重新划分，可以更为直观地看到当“借新还旧”程度较高时，货币政策效果的变化。本文借鉴陈彦斌等（2018）的方法，使用债务利息与新增 GDP 之比从宏观层面来衡量“借新还旧”的程度，该值越高表明“借新还旧”的压力越重。其中，利率使用金融机构人民币贷款基准利率（五年以上）。将债务利息与新增 GDP 之比高于中位数的时期设定为高杠杆状态，反之则为正常时期。三是，考虑价格型货币政策冲击。随着金融深化与利率市场化进程的加快，近年来中国货币政策逐步从数量型调控框架转向价格型调控框架。为此，本文使用一年期的存款利率作为价格型货币政策的代理变量，并借鉴 Chen et al.（2018）的方法对价格型货币政策冲击进行估计。四是，替换宏观杠杆率的代理指标。基准检验中，本文采用国家资产负债表研究中心测算的私人非金融部门的杠杆率指标。另外一个常用的宏观杠杆率指标是国际清算银行测算的私人非金融部门杠杆率数据。两个机构测算的宏观杠杆率变化趋势有所差异。鉴于此，在稳健性检验中，本文使用国际清算银行测算的私人非金融部门杠杆率。以上稳健性检验结果与基准回归结果基本一致，验证了结论的稳健性。

六、主要结论与政策建议

近年来，中国经济运行面临一定的下行压力，同时宏观杠杆率也攀升较快，货币政策面临“稳增长”与“稳杠杆”的双重任务与目标。针对“稳增长”目标，货币政策需要加大一定力度以缓解经济下行压力，但这是否会与“稳杠杆”目标相冲突，还是两者可以兼顾，成为需要回答的重要问题。现有一些研究认为，偏宽松的货币政策能够通过“稳增长”进而实现“稳杠杆”，兼顾“稳增长”和“稳杠杆”双重目标。然而，这其实是忽视了不同杠杆状态对货币政策效果的影响。为此，本文构建了一个含有高杠杆特征的动态一般均衡模型进行理论分析，并利用状态依存 LP 方法进行实证检验，以系统研究正常时期与高杠杆时期货币政策在“稳增长”与“稳杠杆”效果上的差异。

本文主要得到两点研究发现。第一，正常时期，宽松货币政策能够较好地兼顾“稳增长”与“稳杠杆”。这是因为，宽松货币政策释放的流动性能够有效转化为实体投资，促进经济增长，进而从分母端降低宏观杠杆率。第二，高杠杆时期，宽松货币政策不仅难以实现“稳增长”，而且还会推高宏观杠杆率，从而也难以完成“稳杠杆”的任务。这是因为，高杠杆下一

些负债主体的偿债压力较重，更多地陷入“借新还旧”的循环之中，阻塞了货币政策传导，降低了货币政策的调控效率。

针对于研究结论，本文对新发展阶段下货币政策如何有效完成“稳增长”和“稳杠杆”双重目标问题有以下几点政策建议。第一，中国不能效仿 2008 年国际金融危机之后美国等发达经济体实施宽松货币政策的行爲，货币政策更宜处于稳健定位。2008 年国际金融危机之后美国在高杠杆状态下已进入到去杠杆进程之中。比较而言，考虑到中国微观主体的现实情况，宽松货币政策释放的流动性可能更多用于微观主体的“借新还旧”，难以较好地流入到实体经济转化为对经济产出的促进，不利于“稳增长”和“稳杠杆”目标的完成。第二，要加强财政政策和货币政策的协调联动，从而更好地兼顾“稳增长”和“稳杠杆”两大目标。本文的研究结果表明，在高杠杆时期中，如果缺乏其他政策的有效配合，货币政策更宜处于稳健定位。未来需要加强与财政政策等其他宏观政策的有效配合。财政政策可以帮助货币政策分担“稳增长”的压力，也可以帮助货币政策提高传导效率，有利于构建直达实体经济的传导渠道，从而更好地实现“稳增长”和“稳杠杆”目标。第三，要基于宏观政策“三策合一”视角，通过稳定政策、结构政策与增长政策更广义的宏观政策协调，完成“稳增长”与“稳杠杆”的双重任务（陈彦斌和陈伟泽，2021）。如通过结构政策使一些依赖“借新还旧”的微观主体实现市场出清，通过增长政策激发中国经济增长动力，这可以帮助货币政策能够更好地完成“稳增长”与“稳杠杆”的双重任务。

【参考文献】

- [1] 陈小亮和陈彦斌, 2018, 《结构性去杠杆的推进重点与趋势观察》, 《改革》第 7 期, 第 17~30 页。
- [2] 陈彦斌、刘哲希和陈伟泽, 2018, 《经济增速放缓下的资产泡沫研究——基于含有高债务特征的动态一般均衡模型》, 《经济研究》第 10 期, 第 16~32 页。
- [3] 陈彦斌和陈伟泽, 2021, 《潜在增速缺口与宏观政策目标重构——兼以中国实践评西方主流宏观理论的缺陷》, 《经济研究》第 3 期, 第 14~31 页。
- [4] 胡志鹏, 2014, 《“稳增长”与“控杠杆”双重目标下的货币当局最优政策设定》, 《经济研究》第 12 期, 第 60~71 页。
- [5] 李宏瑾, 2018, 《长期性停滞与持续低利率: 理论、经验及启示》, 《世界经济》第 1 期, 第 3~28 页。
- [6] 刘莉亚、刘冲、陈垠帆、周峰和李明辉, 2019, 《僵尸企业与货币政策降杠杆》, 《经济研究》第 9 期, 第 73~89 页。
- [7] 刘晓光和张杰平, 2016, 《中国杠杆率悖论——兼论货币政策“稳增长”和“降杠杆”真的两难吗》, 《财贸经济》第 8 期, 第 5~19 页。
- [8] 刘晓光和刘元春, 2019, 《杠杆率、短债长用与企业表现》, 《经济研究》第 7 期, 第 127~141 页。
- [9] 刘哲希和李子昂, 2018, 《结构性去杠杆进程中居民部门可以加杠杆吗》, 《中国工业经济》第 10 期, 第 42~60 页。
- [10] 马勇和陈雨露, 2017, 《金融杠杆、杠杆波动与经济增长》, 《经济研究》第 6 期, 第 31~45 页。
- [11] 盛松成和吴培新, 2008, 《中国货币政策的二元传导机制——“两中介目标, 两调控对象”模式研究》, 《经济研究》第 10 期, 第 37~51 页。
- [12] 汪勇、马新彬和周俊仰, 2018, 《货币政策与异质性企业杠杆率——基于纵向产业结构的视角》, 《金融研究》第 5 期, 第 47~64 页。
- [13] 王宇伟、盛天翔和周耿, 2018, 《宏观政策、金融资源配置与企业部门高杠杆率》, 《金融研究》第 1 期, 第 36~52 页。
- [14] 张斌, 2009, 《物价水平的财政决定理论与实证研究》, 《金融研究》第 8 期, 第 35~51 页。
- [15] 张斌, 2020, 《发达经济体为什么采取宽松货币政策》, 《经济学动态》第 12 期, 第 28~39 页。
- [16] 张晓晶、常欣和刘磊, 2018, 《结构性去杠杆: 进程、逻辑与前景——中国去杠杆 2017 年度报告》, 《经济学动态》第 5 期, 第 16~29 页。
- [17] Alpanda, S., and S. Zubairy. 2019. “Household Debt Overhang and Transmission of Monetary Policy”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 51(5): 1266-1307.
- [18] Bernanke, B. S. 2016. *The Courage to Act: A Memoir of a Crisis and Its Aftermath*, New York: W. W. Norton & Company.
- [19] Chang, C., K. Chen, D. Waggoner, and T. Zha. 2016. “Trends and Cycles in China’s Macroeconomy”, *NBER Macroeconomics Annual*, University of Chicago Press, 30: 1-84.
- [20] Chen, K., J. Ren, and T. Zha. 2018. “The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China”, *American Economic Review*, 108(12): 3891-3936.
- [21] Drehmann, M. 2013. “Evaluating Early Warning Indicators of Banking Crises: Satisfying Policy Requirements”, BIS Working Papers, No. 421.
- [22] Eggertsson, G. B., and N. R. Mehrotra. 2014. “A Model of Secular Stagnation”, NBER Working Paper, No.

20574.

- [23] Fisher, I. 1932. *Booms and Depressions*, New York: Adelphi Company.
- [24] Koo, R. 2009. *The Holy Grail of Macroeconomics: Lessons from Japan's Great Recession*, New York: Wiley.
- [25] Korinek, A., and A. Simsek. 2016. "Liquidity Trap and Excessive Leverage", *American Economic Review*, 106(3): 699-738.
- [26] Mian, A., and A. Sufi. 2014. *House of Debt: How They (and you) Caused the Great Recession and How We Can Prevent It from Happening Again*, Chicago: The University of Chicago Press.
- [27] Minsky, H. P. 1986. *Stabilizing an Unstable Economy*, New Haven: Yale University Press.
- [28] Reinhart, C. M., and K. S. Rogoff. 2010. "Growth in a Time of Debt", *American Economic Review*, 100(2): 573-578.
- [29] Svensson, L.E.O. 2013. "'Leaning Against the Wind' Leads to a Higher (Not Lower) Household Debt-to-GDP Ratio", Working Paper.
- [30] Ueda, K. 2012. "Deleveraging and Monetary Policy: Japan since the 1990s and the United States since 2007", *Journal of Economic Perspectives*, 26(3):177-201.

Can Monetary Policy Achieve the Dual Targets of Stabilizing the Economy and Leverage Ratio?

A Comparison Based on Different Levels of the Macroeconomic Leverage Ratio

Liu Zhexi Guo Junjie Tan Hanyu Chen Yanbin

Abstract: In recent years, China faces the challenges of reduced economic growth and an increased macroeconomic leverage ratio. Thus, boosting the economy while stabilizing the leverage ratio has become an important issue for monetary policy authorities. However, no consensus has been reached about whether an expansionary monetary policy can balance these factors, as the effects of the macroeconomic leverage ratio on the monetary policy have rarely been considered. The effects of the normal state (a relatively lower macroeconomic leverage ratio) and a high leverage state on the transmission of monetary policy may differ substantially. Thus, whether an expansionary monetary policy can simultaneously stabilize the economy and the macroeconomic leverage ratio depends on which state the economy is in.

We examine this issue by developing a dynamic general equilibrium model with a high-leverage environment and considering a firm's debt rollover. We find through a comprehensive model simulation that the effects of an expansionary monetary policy on stabilizing the economy and the macroeconomic leverage ratio in the normal state and a high-leverage state are very different. We test the model prediction using the state-dependent local projection (LP) method. The empirical results are consistent with the model prediction, suggesting that an expansionary monetary policy has very different effects in terms of stabilizing the economy and influencing the macroeconomic leverage ratio.

Our empirical analysis confirms that the effects of the monetary policy are substantially different in normal and high-leverage states. In the normal state, an expansionary monetary policy can stimulate the economy while keeping the macroeconomic leverage ratio relatively stable in times of economic downturn so that the two targets can be managed simultaneously. In a high-leverage state, however, the effects of an expansionary monetary policy on stimulating the economy are greatly reduced. This also increases the macroeconomic leverage ratio and therefore is not able to achieve debt stabilization, as most debtors must pay back their interest expenses to roll over their debt in the high-leverage state, which weakens the transmission of the expansionary monetary policy. Most of the liquidity injected by the expansionary monetary policy then goes into the financial market instead of the real economy, thus weakening the stimulating effects on the real economy.

Our findings have several policy implications. Our conclusions suggest that China should adopt a sound monetary policy to achieve the dual targets of stabilizing the economy and the macroeconomic leverage ratio. The monetary policy should remain modest and, unlike U.S., which entered a deleveraging phase after the 2008 global financial crisis, quantitative easing should not be applied. In the future, the authorities should also coordinate the fiscal policy and other macro policies to manage the dual targets of stabilizing the economy and the macroeconomic leverage ratio.

Our study makes two main contributions. First, we distinguish the normal state from the high-leverage state and reveal that the effects of the monetary policy are substantially different in these two states. The various impacts of the macroeconomic leverage ratio on the monetary policy have rarely been examined in the literature. Second, on the basis of our theoretical analysis, we test the model's prediction that the effects of monetary policy are substantially different in the different states using the LP method. Our empirical results provide comprehensive evidence that stabilizing the economy and the macroeconomic leverage ratio simultaneously is challenging under an expansionary monetary policy in the high-leverage state. Overall, our paper extends the literature and provides theoretical and empirical support for China's recent sound monetary policy stance. Our study also has policy implications in terms of improving the effectiveness of China's monetary policy.

Keywords: High leverage; Monetary Policy; Economics growth; Effects of Macroeconomic Management.

“一带一路”倡议与人民币国际化：来自人民币真实交易数据的经验证据¹

宋科² 侯津柠³ 夏乐⁴ 朱斯迪⁵

【摘要】本文采用人民币全球跨境交易数据，实证研究了“一带一路”倡议对于人民币国际化的影响。研究发现：第一，“一带一路”倡议可以显著提升沿线国家人民币跨境交易金额和笔数，推动人民币国际化。对于海上丝绸之路国家、邻近“一带一路”沿线国家和高资本账户开放国家，“一带一路”倡议对人民币国际化的推动作用更为明显。第二，从货币职能来看，“一带一路”倡议显著提升了人民币在国际市场上承担交易媒介和计价单位职能的作用，而对价值贮藏职能没有显著影响。第三，“一带一路”倡议主要通过政策沟通、设施联通、贸易沟通、资金融通和民心相通的“五通”渠道推动人民币国际化进程。本文为在新时期进一步深化“一带一路”合作以及稳健推动人民币国际化提供了新的理论和经验证据。

【关键词】“一带一路”倡议；人民币国际化；货币职能；“五通”

一、问题提出

2013年，在访问哈萨克斯坦期间，习近平总书记提出了“一带一路”倡议，主张建立有效的区域合作平台，积极发展与沿线各国经济合作关系。九年来，中国与“一带一路”沿线国家的合作日趋紧密，与超过140个国家和地区签订了“一带一路”合作文件，为稳健推动人民币国际化提供了新的机遇。据统计，2020年，中国与“一带一路”沿线国家人民币跨境收付金额超过4.53万亿元，同比增长65.9%，占同期人民币跨境收付总额的16.0%。那么，“一带一路”倡议能否切实推动人民币国际化？在多大程度上推动人民币国际化？如何推动人民币国际化？在当前持续推动高水平开放，构建命运共同体的大时代背景下，厘清上述问题具有重要的理论价值和现实意义。

从既有文献来看，“一带一路”倡议能否推进人民币国际化仍然存疑。在“一带一路”

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Papers NO 2220。

² 宋科，中国人民大学国际货币研究所副所长，中国人民大学财政金融学院副教授。

³ 侯津柠，中国人民大学财政金融学院研究生。

⁴ 夏乐，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，西班牙对外银行亚洲研究部亚洲首席经济学家。

⁵ 朱斯迪，中国人民大学国际货币研究所助理研究员。

倡议下, 中国企业在沿线国家积极开展基础设施建设项目, 有助于提升国际市场对人民币的结算和投融资需求(陈雨露, 2015)。“一带一路”合作协议签订能够降低中国与沿线各国关税水平, 由此带来的国际贸易往来有利于推动人民币成为贸易计价结算货币。此外, “一带一路”倡议推动了中国与相关国家在双边货币互换、跨境结算、投资信贷业务等金融领域合作, 有助于促进我国资本账户开放与资本自由流动, 降低人民币交易成本, 并利用网络外部性促进人民币在贸易、投融资和储备货币中的使用(Meissner and Oomes, 2009)。但也有证据表明, “一带一路”倡议对于人民币国际化的推动作用有限。一方面, 中国与“一带一路”沿线国家在贸易、对外直接投资等方面合作依赖于当地制度环境和金融发展状况(刘志东、高洪玮, 2019)。法律制度不完善、经济相对封闭均会增加国际贸易与对外直接投资成本, 限制“一带一路”倡议对人民币国际化的推动作用。另一方面, 在现有国际货币格局下, 美元仍然是“一带一路”沿线大部分国家的主要计价结算货币和远期汇率市场上套期保值货币, 转为使用人民币需要支付较高调整成本, 人民币国际化难免受到货币使用惯性影响。此外, 中国资本账户尚未完全开放, 人民币国际化依然缺乏深度金融市场作为支撑(Frankel, 2012), 人民币向沿线国家的辐射能力并不强, 受认可程度仍然不高(蔡彤娟、林润红, 2018)。可以看到, 既有文献从不同角度对“一带一路”倡议与人民币国际化的关系进行了分析, 但还存在一定局限: 一是有关“一带一路”倡议对人民币国际化的影响多定性而少定量分析, 尤其缺失可信的影响机制研究; 二是仅仅将“一带一路”倡议作为政策背景探讨, 而非将其作为政策变量直接纳入模型, 进而量化其对人民币国际化的影响; 三是限于数据可得性等问题, 对人民币国际化程度的度量不够全面和准确。

有鉴于此, 本文使用 2010 年 10 月—2018 年 4 月的 SWIFT 数据, 考察了“一带一路”倡议对人民币国际化影响。研究表明: (1) “一带一路”倡议显著提升了人民币跨境交易金额和笔数, 推动了人民币国际化。对于海上丝绸之路国家、邻近“一带一路”沿线国家和高资本账户开放国家, “一带一路”倡议对人民币国际化推动作用更强。(2) “一带一路”倡议对人民币在国际市场上发挥三大货币职能的推动作用存在结构性差异, 显著提升了人民币在国际市场上承担交易媒介和计价单位职能的作用, 而对价值贮藏职能没有显著影响。事实上, 人民币国际化始终以服务实体经济、促进贸易投资便利化为导向, “一带一路”倡议对人民币交易媒介和计价单位职能的促进作用符合人民币国际化的基本政策逻辑, 而价值贮藏作为更高层次职能处于较低水平, “一带一路”倡议尚无法显著改变这一格局。(3) 基于“五通”的影响机制分析表明, “一带一路”倡议主要通过政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通和民心相通等渠道推动人民币国际化。本文使用倾向得分匹配(PSM)对数据样本

进行预处理，并使用双重差分法（DID）处理内生性问题。经过一系列稳健性检验，本文结论仍然可靠。

相较已有研究，本文可能的边际贡献主要体现在以下三个方面：（1）基于 SWIFT 交易数据，考察了“一带一路”倡议对人民币国际化的影响。该数据能够反映人民币在全球不同国家和地区的真实交易情况，数据频率高，涵盖国家范围广，可以相对准确衡量人民币国际化程度。（2）进一步利用 SWIFT 数据中的信息种类度量三大货币职能发展水平，并据此分析了“一带一路”倡议对人民币在全球范围内承担交易媒介、计价单位和价值贮藏等职能的影响，有效拓展了基于货币职能的结构化分析。（3）从政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通和民心相通（“五通”）的角度，实证分析了“一带一路”倡议对人民币国际化的影响机制。本文所得结论为进一步深化“一带一路”合作以及稳慎推进人民币国际化提供了新的理论和经验证据。

二、政策背景、文献综述与研究假设

（一）政策背景

1. “一带一路”倡议

“一带一路”倡议借用丝绸之路的历史文化符号，构建中国和沿线国家的区域合作平台，从政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通等方面创新合作模式，逐步实现贸易、投资、金融和文化等领域的区域大合作。具体来看，政策沟通方面，截至 2020 年底，中国已经与 138 个国家和 31 个国际组织签署 200 余份共建“一带一路”合作文件。数字丝路、标准联通、税收合作、知识产权、法治合作、能源合作以及农业海洋等专业领域的对接合作不断推进。设施联通方面，截至 2020 年底，中国对“一带一路”沿线国家直接投资累计超过 1300 亿美元。国家基础设施互联互通取得了重大进展，新亚欧大陆桥、中蒙俄、中国—中亚—西亚、中国—中南半岛、中巴和孟中印缅等六大国际经济合作走廊加强了亚欧大陆的联系，铁路、公路、港口、航空、能源、通讯等方面的合作取得丰硕成果。截至 2020 年底，中国已经与 80 个“一带一路”沿线国家签订了双边投资协定，占沿线国家总数的 58%。贸易畅通方面，中国与“一带一路”沿线国家货物贸易进出口总额从 2013 年的 1.04 万亿美元增加到 2021 年的 1.8 万亿美元，双边贸易关系不断加深。截至 2020 年底，中国已与“一带一路”沿线 19 个国家签署了自由贸易协定，占沿线国家总数的 14%。资金融通方面，丝路基金、亚洲基础设施投资银行、金砖国家开发银行和上合组织开发银行为“一带一路”建

设提供资金保障。截至 2020 年底，已有 11 家中资银行在 29 个“一带一路”沿线国家设立了近 80 家一级机构。同期，中国人民银行与 22 个“一带一路”沿线国家签署了双边货币互换协议，与 8 个沿线国家建立了人民币清算机制。民心相通方面，“一带一路”倡议推动了中国与相关国家在文教、旅游、医疗、科技等多方面的交流。以旅游为例，据统计，“十三五”期间，我国居民在“一带一路”国家旅游消费超过 2000 亿美元，“一带一路”沿线国家已成为中国最大的海外旅游目的地。

在“一带一路”倡议的推动下，人民币国际化在沿线国家取得积极进展。以阿联酋为例，中阿双方于 2018 年 7 月签署共建“一带一路”谅解备忘录以及近 20 项合作文件，涵盖能源、经贸、农业、金融、人工智能科技等多个领域。双方同意在“一带一路”协议下加强产业政策沟通，推进更深层次的合作。基础设施建设方面，双方积极推动哈利法港二期集装箱码头和中阿产能合作示范园的建设，以促进国际贸易与产业聚集。金融合作方面，中国人民银行授权中国农业银行迪拜分行成为人民币业务清算行。双方同意在阿布扎比建设首个“一带一路”国际交易所，以推动两国金融合作。民间交往方面，双方同意互设文化中心，通过“百校教中文”等项目促进民心相通。截至 2020 年底，中阿两国的贸易额已超过 486 亿美元，超过 6000 家中国企业在阿联酋开展业务或进行投资，中阿交易额中超过 70% 使用人民币进行结算。

2. 人民币国际化

2008 年全球金融危机爆发引起了社会各界对于国际货币体系的广泛讨论。在此背景下，以 2009 年跨境贸易人民币结算试点推出为标志，人民币国际化拉开序幕。随着试点逐渐推广，业务类型拓展以及业务办理流程简化，人民币国际化得到初步发展。在跨境贸易人民币结算发展的同时，人民币计价的跨境投资和金融交易也逐步放开。2011 年 1 月，中国人民银行允许国内企业使用人民币进行对外直接投资，银行可以向对外投资的企业或项目发放人民币贷款。12 月，人民币合格境外机构投资者制度（RQFII）出台，准许部分境内金融机构的香港子公司使用在香港离岸人民币市场募集的资金，开展境内证券投资业务。2014 年 11 月，沪港股票市场交易互联互通机制建立，“沪港通”正式启动。2015 年起，中国人民银行准许境外机构参与境内银行间债券市场。在各项政策的推动下，人民币国际地位逐步提升。2015 年 11 月，人民币成为继美元、欧元、日元、英镑后第五种加入 SDR 的货币，这反映出国际社会对人民币认可度的提高（宋科，2016）。截至 2020 年底，全球已有 70 多个国家将人民币纳入储备货币，人民币在全球储备资产中占比 2.25%，相较于 2016 年提高 1.18%，成为全球第五大储备货币。

在中国资本账户尚未完全开放的条件下，人民币国际化水平稳步攀升，走出了一条中国特色货币国际化道路。从图 1 展示的不同研究机构发布的人民币国际化指数可以看到，人民币国际化水平在 2011—2015 年快速提升，2016—2017 年出现回调，随后再次稳步增长。未来，随着中国与各国经贸关系不断加深，全球货币当局、企业、金融机构和个人对人民币认可度逐渐增加，人民币国际化将会是一个顺应市场发展、水到渠成的自然过程。

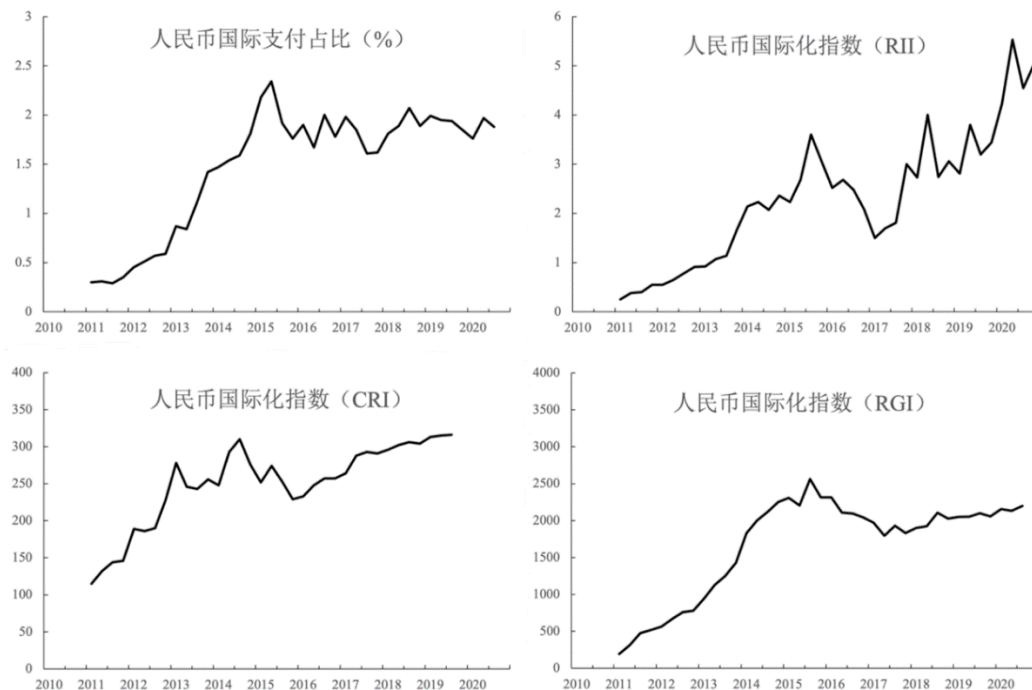


图 1 人民币国际化指数

数据来源：人民币国际支付占比、RII、CRI、RGI 分别根据历年 SWIFT 官方网站、中国人民大学《人民币国际化报告》、中国银行《跨境人民币指数》以及渣打银行官方网站收集整理。

（二）文献综述

从既有文献来看，已有大量关于“一带一路”经济效应的研究，其中与本文较为相关的是关于国际贸易和对外直接投资的两支文献。国际贸易方面，陈继勇和刘焱爽（2018）发现，“一带一路”倡议提升了沿线国家贸易便利化程度，促进了沿线国家与中国贸易量的增长。值得一提的是，“一带一路”倡议产生的贸易互补效应大于贸易竞争效应，沿线国家与中国的产业联系得到加强（李敬等，2017；毛海欧、刘海云，2019）。此外，部分文献还讨论了影响中国与“一带一路”沿线国家贸易关系的因素。中国与沿线各国文化、法律、经济等方面的制度差异限制了双边贸易发展，而经济规模、经济距离是影响中国与贸易伙伴国依赖程度的主要因素（许家云等，2017；张雨佳等，2017）。对外直接投资方面，吕越等（2019）研究表明，“一带一路”倡议显著推动了中国企业对外投资，主要表现为对已有投资项目经

济体的投资增长, 并且这种推动作用主要通过“五通”实现。金刚和沈坤荣(2019)指出, “一带一路”倡议增加了中国企业的对外交通投资, 但并未造成部分西方媒体所渲染的沿线国家债务增长。蒋冠宏(2017)研究了国内企业对沿线国家的进入策略, 结果表明国内企业多通过并购或合资对制度质量高、研发资源丰富、营商环境优越的沿线国家进行投资。此外, 地理距离、制度距离、沿线国家经济发展水平和金融开放程度等都是影响中国对沿线国家直接投资的重要因素(方慧、赵甜, 2017)。

目前, 关于货币国际化影响因素的研究也已经比较成熟。既有文献普遍认为, GDP 规模、贸易规模和结构、金融市场发展水平、外汇交易量、资本账户自由化程度、汇率波动等因素显著影响货币国际化水平(Goldberg and Tille, 2008; Ito and Chinn, 2013; Eichengreen et al., 2019; 李稻葵、刘霖林, 2008)。王孝松等(2021)实证研究进一步发现, 贸易和直接投资显著提高了人民币国际使用范围和强度。宋科等(2021)基于全球失衡条件下的货币政策视角, 为进一步推动人民币国际化提供了新的理论和经验证据。在此基础上, 部分文献直接考察了“一带一路”倡议与人民币国际化的关系。在倡议提出初期, 文献多从政策视角分析人民币国际化的实现路径(陈雨露, 2015; 孟刚, 2017; 曲凤杰, 2017; 刘一贺, 2018)。随着“一带一路”倡议推进, 部分研究从不同角度进行了实证分析。刘刚和张友泽(2018)发现, “一带一路”倡议提升了人民币锚效应。程贵和张小霞(2020)研究表明, “一带一路”通过缩小贸易顺差、扩大对外投资等促进人民币国际化, 但金融市场开放对人民币国际化的影响有限。蔡彤娟和林润红(2018)研究了人民币与沿线国家货币的汇率动态联动性, 结果发现人民币向沿线国家的辐射能力并不强, 人民币受认可程度仍然有限。

(三) 理论分析与研究假设

在“一带一路”倡议下, 中国与沿线国家在政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通等方面开展了各项合作, 人民币国际化也随之稳步发展。政策沟通方面, “一带一路”倡议加强了政府间合作, 推动了中国与沿线国家各项协议签订。中国人民银行与沿线国家的合作不断深化, 双边货币互换、人民币合格境外机构投资者、境外人民币清算行等人民币基础设施进一步完善, 有效促进了海外人民币使用, 提升了人民币国际化水平(Chey and Hsu, 2020; Bahaj and Reis, 2020; Song and Xia, 2020)。设施联通方面, 中国在“一带一路”沿线国家开展的基础设施建设有助于增加企业“走出去”过程中对人民币的需求, 推动人民币成为投资货币, 提升国际市场对人民币的结算和投融资需求(陈雨露, 2015)。在此基础上, 交通设施网络的完善降低了贸易成本, 带动了我国贸易出口(洪俊杰、詹迁羽, 2021), 促进了人民币在贸易计价和结算中使用。以石油、天然气、电力等搭建起来的能源

互通设施网络又促进了人民币在大宗商品计价中的使用。贸易畅通方面，“一带一路”倡议在很大程度上降低了中国与沿线各国的关税水平，密切了双方贸易往来，有助于我国利用自身对农产品、石油、矿石等国际大宗商品的需求降低贸易顺差，推动人民币成为贸易计价货币（Eichengreen et al., 2019；彭红枫、谭小玉，2017）。资金融通方面，“一带一路”倡议推动了中国与沿线国家在跨境结算、信贷业务等方面合作，促进了中资金融机构在沿线国家布局，一方面有助于促进我国资本账户事实开放与资本跨境自由流动，发挥人民币储备货币职能（高海红、余永定，2010；Kawai and Takagi, 2011；Frankel, 2012），另一方面有助于降低人民币交易成本，并利用金融市场产生的网络外部性促进人民币在结算、投融资和储备货币中的使用（Meissner and Oomes, 2009）。民心相通方面，中国与“一带一路”国家的经济合作有助于推动文化旅游等全方位交流，增加文化产品贸易，提升人民币的使用。同时，文化合作有助于增强双方互信，进一步降低贸易与投资成本（Sala et al., 2008），提升沿线国家对人民币的使用意愿，为人民币国际化创造良好条件。据此，我们提出：

假设 1a：“一带一路”倡议能够推动人民币国际化。

中国与“一带一路”沿线国家的合作往往受到当地制度环境等因素的影响。当两国间制度差距较大时，贸易不确定性增加，此时中国与沿线国家的贸易更容易受到其他竞争性国家的影响（许家云等，2017）。当前“一带一路”沿线各国制度环境差异较大，这在很大程度上限制了我国通过双边贸易推动人民币国际化。此外，中国向“一带一路”沿线国家开展对外直接投资也受到当地政治、法律、经济金融等环境的限制（刘志东、高洪玮，2019），相关制度落后国家对中国企业对外直接投资的吸引力较小，这也限制了“一带一路”倡议通过投融资促进人民币国际化的作用。与此同时，一国货币国际化程度受制于货币使用惯性，上世纪英镑与美元之间的货币地位转换具有重要借鉴意义（Chinn and Frankel, 2005）。目前，“一带一路”沿线大部分国家仍使用美元进行计价结算和远期汇率市场上的套期保值，转为使用人民币需要支付较高的调整成本。而且，人民币国际化需要有一定深度的金融市场作为支撑（Frankel, 2012），目前中国金融市场深度仍然面临结构性限制。由此可见，“一带一路”倡议推进人民币国际化面临较大阻碍。据此，我们提出：

假设 1b：“一带一路”倡议无法推动人民币国际化。

一般而言，国际货币通常在国际市场上被广泛使用，承担计价标准、支付手段、流通手段和贮藏手段等部分或全部职能（Cohen, 1971），因此一国货币国际化水平应当综合衡量其在国际范围内发挥的交易媒介、计价单位、价值贮藏等功能的程度。这也意味着，三大货币职能均得到较好发挥的货币才是真正具有高国际化程度的货币。按照历史经验，在货币国

际化进程中, 三大职能往往不是同步发展的。人民币国际化可能的实现路径, 首先是“贸易结算化”, 推动人民币在国际市场中发挥交易媒介职能; 其次推动“金融投融资化”, 促进人民币成为国际市场的投融资货币, 进一步发挥计价单位职能; 最后实现人民币“国际储备化”, 在前两个职能发挥的基础上实现价值贮藏职能。当然, 这三者之间并不存在严格的次序关系, 更多是交互进行。

在“一带一路”建设中, 中国与沿线国家贸易和投资合作开展对交易媒介职能可能产生更大的影响。计价单位职能方面, “一带一路”倡议可以促进中国企业高附加值产品出口, 提升其在全球价值链中的地位。贸易结构的改变有助于提升中国企业的议价能力, 提升人民币计价单位职能 (Goldberg and Tille, 2016; Chung, 2016)。尽管如此, 目前全球金融交易和国际大宗商品的定价权仍然集中于欧美发达经济体, 中国进出口企业在国际贸易中的定价权仍然相对较弱 (张明, 2011), 人民币计价单位职能的提升并非易事, “一带一路”倡议能否切实推动人民币计价单位职能仍然存疑。进一步地, 人民币发挥价值贮藏职能面临着经济增长、交易需求、转换成本、收益率、货币储备规模等一系列门槛 (宋科、杨雅鑫, 2017; 李军林等, 2020), 该职能的发挥是一个基于市场需求的长期过程, “一带一路”倡议在短期内可能很难对人民币价值贮藏职能提升产生显著影响。据此, 我们提出:

假设 2: “一带一路”倡议对于人民币在国际市场上发挥交易媒介、计价单位和价值贮藏等三大职能的作用方面存在结构性差异。

三、数据、变量与实证策略

(一) 数据、变量与样本

本文使用 SWIFT 数据库的人民币真实交易数据衡量人民币国际化水平, 相较于以往文献, 该数据涵盖了全球大部分跨境支付信息, 反映了人民币的全球真实交易情况。而且, SWIFT 数据库包含丰富的数据类型信息, 可以在相同的口径下构建诸如货币职能等指标, 进一步区分基于货币职能的人民币国际化结构差异。

我们将数据库中国家和地区、时间、交易货币、信息类型、交易金额和笔数的信息进行整理, 获得了 145 个国家和地区在 2010 年 10 月—2018 年 4 月期间使用人民币交易笔数和交易金额的面板数据。参考王孝松等 (2021), 本文使用信息种类为 MT103、MT103+、MT103R、MT202、MT300、MT400 和 MT700 的数据衡量人民币跨境交易。各国家和地区使用人民币的交易金额和交易笔数越多, 代表人民币国际化水平越高。此外, 本文使用其他衡量人民币国际化水平的指标进行稳健性检验。

除了使用人民币跨境交易金额和笔数衡量人民币国际化水平,本文还测度了衡量人民币交易媒介、计价单位和价值贮藏职能的指标。Batten 和 Szilagyi (2016) 在 SWIFT 官方建议下,根据 SWIFT 数据库中交易类型分别度量货币的交易媒介、计价单位和价值贮藏职能。

(1) 交易媒介,包括银行跨境结算 (MT300, MT320, MT202) 和证券销售款项 (MT540, MT541, MT543); (2) 计价单位,包括贸易计价 (MT700) 和金融产品计价 (MT300 和 MT400); (3) 价值贮藏,包括跨境存款和证券投资 (MT540, MT541, MT543)。本文沿用该方法进行测度。

(二) 实证策略

本文使用倾向得分匹配与双重差分结合的方法,研究“一带一路”倡议对人民币国际化的影响。我们将 2010 年 10 月-2018 年 4 月期间与中国签署“一带一路”谅解备忘录或合作文件的国家和地区作为处理组,从未与中国签署“一带一路”谅解备忘录或合作文件的国家和地区作为控制组(详细内容参见《管理世界》网络发行版附录附表 1)。鉴于中国与各国和地区签署“一带一路”谅解备忘录或合作文件的时间存在较大差异,本文使用渐进双重差分方法。具体模型设定如下:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 BR_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $Y_{i,t}$ 表示 i 国在 t 月份的人民币使用情况,用来衡量人民币国际化水平,回归时做对数化处理。 $BR_{i,t}$ 表示接受处理的虚拟变量,具体来讲,若 i 国在 t 月份与中国已经签署“一带一路”谅解备忘录或合作文件,则 $BR_{i,t}$ 取 1, 否则取 0。 μ_i 和 η_t 分别表示国家固定效应和月份固定效应。 $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。控制变量方面,本文参考吕越等 (2019)、Song 和 Xia (2020)、王孝松等 (2021), 加入了经济特征、制度特征以及金融特征三个层面的控制变量,具体包括实际 GDP、人均 GDP、GDP 增长率、GDP 平减指数、与中国进出口总额 (%GDP)、与中国直接投资总额 (%GDP)、政府治理质量、资本账户开放水平、金融发展水平等。变量定义与数据来源如表 1 所示。

目前,中国同“一带一路”沿线国家开展合作主要在合作备忘录、联合声明等框架下进行,虽然这有利于在倡议建设初期扩大吸引力并提高参与度,但是这种非正式条约安排对参与国的法律约束力低(石静霞, 2021)。将合作备忘录、联合声明提升为双边投资协定、区域贸易协定等各类正式条约可以增强合作文件的法律约束力,表明政策深度的提升。基于此,我们构建了衡量“一带一路”倡议政策深度的指标 $BR_deep_{i,t}$, 进一步研究政策深度对人民币国际化的影响,回归方程如式 (2) 所示。如果一个国家在与中国签署“一带一路”谅解备忘录或合作文件的基础上,额外签订了自由贸易协定 (FTA) 以及双边投资协定 (BIT), 则

表明两国间存在更深度的合作。式(3)中 $FTA_{i,t}$ 和 $BIT_{i,t}$ 分别表示自由贸易协定和双边投资协定的签署情况, 具体来说, 若 i 国在 t 月份已与中国签署自由贸易协定或双边投资协定, 则取 1, 否则取 0。

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 BR_deep_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$BR_deep_{i,t} = \begin{cases} BR_{i,t} + FTA_{i,t} + BIT_{i,t} & \text{若 } i \text{ 国在 } t \text{ 月份已签署“一带一路”协议} \\ 0 & \text{其它} \end{cases} \quad (3)$$

双重差分方法需要满足平行趋势假设, 但这在本文研究情境下很难成立。现实中, 合作文件签署并不是随机的, 各国家和地区经济水平、制度特征以及中国与不同国家和地区的经贸往来等因素都会影响“一带一路”合作国家选择。处理组和控制组国家在上述特征的系统性差异可能导致平行趋势假设失效, 造成估计偏误。因此, 在双重差分回归之前, 本文使用倾向得分匹配进行样本数据预处理, 使处理组和控制组在核心控制变量上更为平衡, 从而使变量选择近似随机。鉴于本文处理组个体接受处理的时点存在较大差异, 本文选择在所有处理组接受处理之前的时间点进行匹配。具体来看, 匹配的时间为 2010 年 12 月, 使用 logit 模型估计倾向得分, 采用核匹配方式, 并且施加了共同支撑的限制。我们在稳健性检验部分也采取了其他匹配方法, 以此确保本文的主要结论不受匹配方法的影响。

表 1 变量定义及数据来源

变量	变量定义	数据来源
gdp	实际 GDP	世界银行 WDI 数据库
$gdpper$	人均 GDP	世界银行 WDI 数据库
$gdpgrowth$	GDP 增长率	世界银行 WDI 数据库
$deflator$	GDP 平减指数	世界银行 WDI 数据库
$imexgdp$	中国与 i 国双边贸易总额与 i 国 GDP 之比	UN Comtrade 数据库
$fdigdp$	中国与 i 国双边直接投资总额与 i 国 GDP 之比	IMF CDIS 数据库
gov	政府治理质量。包括一个国家的言论自由、政治稳定、政府效率、监管质量、法制程度和腐败程度, 取六项指标的平均值	世界银行 WGI 数据库
$kaopen$	资本账户开放水平	The Chinn-Ito Index
$banknumber$	金融发展水平。使用每 100,000 人享有的商业银行数目衡量	世界银行 GDF 数据库
$political_distance$	双边政治距离。使用 Bailey 等 (2017) 构建的指标, 根据中国和 i 国在联合国大会上的投票情况衡量	Bailey 等 (2017)
ber	人民币与 i 国货币的双边汇率	国际货币基金组织 IFS 数据库
ber_vol	相对汇率波动率。使用 GARCH (1, 1) 模型计算的中国与 i 国月度双边汇率的条件方差, 并做标准化处理	国际货币基金组织 IFS 数据库

四、实证结果与分析

（一）基准结果

1. 匹配变量的平衡性检验

在回归之前，本文使用倾向得分匹配对数据预处理，结果如表 2 所示。匹配前，处理组和控制组在实际 GDP、人均 GDP、GDP 增长率、政府治理质量、金融发展水平等均存在较大差异。匹配后，大部分协变量在处理组和控制组的取值都更为接近。使用去除量纲后的标准偏差进行衡量，所有协变量的标准偏差都小于 20%，符合 Rosenbaum 和 Rubin（1983）的要求，平衡性检验通过。

表 2 倾向得分匹配结果

协变量	样本	平均值		标准偏差 (%)	标准偏差绝对 值减少 (%)	t 值
		处理组	控制组			
<i>gdp</i>	匹配前	189.873	524.7049	-26.7668	87.1861	-1.3059
	匹配后	201.3161	158.4111	3.4299		0.5647
<i>gdpgrowth</i>	匹配前	5.2565	3.636	42.1705	96.9272	2.341
	匹配后	4.9127	4.863	1.2958		0.064
<i>gdpper</i>	匹配前	10762	14914	-24.4146	86.6498	-1.2938
	匹配后	11329	10775	3.2594		0.1724
<i>deflator</i>	匹配前	124.7852	138.9281	-8.4713	98.1279	-0.4284
	匹配后	125.4572	125.1924	0.1586		0.0125
<i>imexgdp</i>	匹配前	0.1306	0.0963	15.6243	-8.8906	0.8401
	匹配后	0.1208	0.0835	17.0134		0.9301
<i>fdigdp</i>	匹配前	0.0254	0.11	-16.7228	93.8235	-0.8118
	匹配后	0.0192	0.014	1.0329		0.26
<i>gov</i>	匹配前	0.4277	0.4925	-30.8157	99.0964	-1.6972
	匹配后	0.4377	0.4383	-0.2784		-0.0135
<i>kaopen</i>	匹配前	0.4085	0.4882	-5.0573	-34.7152	-0.2753
	匹配后	0.4764	0.3691	6.8129		0.3287
<i>banknumber</i>	匹配前	20.507	16.958	22.0314	87.7078	1.2216
	匹配后	18.1718	17.7355	2.7081		0.1278

注：上述变量均为 2010 年的数据。实际 GDP 单位为百亿美元，人均 GDP 单位为美元。

2. “一带一路”倡议对人民币国际化的影响

表 3 报告了“一带一路”倡议对人民币跨境交易金额和笔数的影响。结果显示，*BR*和 *BR_deep* 的系数均显著为正，即“一带一路”倡议显著增加了人民币的交易总金额和总笔数。整体上讲，倡议实施后，相比其他经济体，沿线国家人民币交易总金额增加 114.45%，人民币交易总笔数增加 62.29%。“一带一路”倡议推动了我国对“一带一路”沿线国家的基

基础设施建设等直接投资，降低了我国与沿线各国的关税水平，增进了双方贸易往来。出于规避汇率风险，降低汇兑费用的需要，中国和外国企业增加了人民币在沿线国家的使用。金融市场方面，在“一带一路”倡议引领下，中国与沿线各国加强了在双边货币互换、跨境结算、信贷业务等方面的合作，促进了我国资本账户实际开放与资本自由流动，提升了人民币跨境交易金额和笔数。本文结论表明“一带一路”倡议能够推动人民币国际化，验证假设 1a。

表 3 “一带一路”倡议对人民币国际化的影响

变量	人民币交易总金额		人民币交易总笔数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>BR</i>	1.1445*** (0.3956)		0.6229*** (0.0928)	
<i>BR_deep</i>		0.4920*** (0.1702)		0.2882*** (0.0444)
控制变量	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制
月份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	11,834	11,834	11,834	11,834
R^2	0.8131	0.8130	0.9244	0.9245

注：括号内为残差聚类在国家一年份层面的稳健标准误。***、**、*分别代表 1%、5%、10%显著水平。

下同。包含控制变量的回归结果参见《管理世界》网络发行版附录附表 A2。

3.“一带一路”倡议对货币职能的影响

进一步地，本文考虑“一带一路”倡议对人民币三大货币职能的结构化影响。我们将衡量交易媒介、计价单位以及价值贮藏的指标作为被解释变量，分别进行实证分析，回归结果如表 4 所示。签署“一带一路”谅解备忘录或合作文件显著提升了人民币交易媒介和计价单位职能，但是并未对人民币价值贮藏功能产生显著影响。由此可见，“一带一路”倡议对于人民币在国际市场上发挥交易媒介、计价单位和价值贮藏三大职能的推动作用存在结构性差异，验证假设 2。

基于历史经验，货币国际化遵循贸易结算化、金融投融资化、国际储备化的发展路径。人民币国际化起始于跨境贸易和境外直接投资人民币结算试点，在“一带一路”倡议推动下，中国与沿线国家开展贸易和投资合作，人民币在国际市场上作为交易媒介的职能能够较快显现。“一带一路”可以促进中国企业进行高附加值产品出口，帮助中国实现价值链的中高端化（王恕立、吴楚豪，2018；王桂军、卢潇潇，2019；卢盛峰等，2021），这有助于企业使用本币出口计价（Ito et al., 2010），因此“一带一路”倡议提升了人民币作为计价单位的职

能。事实上,人民币国际化始终以服务实体经济、促进贸易投资便利化为导向(易纲,2020),“一带一路”倡议对人民币交易媒介和计价单位职能的促进作用符合人民币国际化的基本政策逻辑。在样本期内,“一带一路”倡议对人民币价值贮藏职能的推动作用并未显现。一方面,人民币金融资产投资渠道不足,限制了“一带一路”沿线国家私人部门持有人民币储备资产;另一方面,出于避险的考虑,“一带一路”沿线国家更有激励使用美元、欧元等国际货币。此类国际货币在现行以“中心—外围”结构为特征的国际货币体系中占据中心位置,具有较强的网络性和使用惯性。目前,人民币价值贮藏职能发展程度较低,符合货币国际化发展的基本历史规律,“一带一路”倡议也难以在短期内促进人民币在全球范围内发挥价值贮藏职能。

表4 “一带一路”倡议对人民币不同职能的影响

A: 交易媒介				
变量	人民币交易金额		人民币交易笔数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>BR</i>	1.3683*** (0.4314)		0.6870*** (0.0966)	
<i>BR_deep</i>		0.4582** (0.1886)		0.3082*** (0.0468)
控制变量	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制
月份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	11,834	11,834	11,834	11,834
R^2	0.7893	0.7888	0.9177	0.9176
B: 计价单位				
变量	人民币交易金额		人民币交易笔数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>BR</i>	1.0876*** (0.3905)		0.5512*** (0.0866)	
<i>BR_deep</i>		0.4743*** (0.1740)		0.2685*** (0.0435)
控制变量	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制
月份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	11,834	11,834	11,834	11,834
R^2	0.8058	0.8058	0.9190	0.9194
C: 价值贮藏				
变量	人民币交易金额		人民币交易笔数	
	(1)	(2)	(3)	(4)

<i>BR</i>	-0.1292 (0.2192)		-0.0103 (0.0544)	
<i>BR_deep</i>		0.0280 (0.0995)		0.0277 (0.0308)
控制变量	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制
月份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	9,114	9,114	9,115	9,115
R^2	0.7699	0.7699	0.9209	0.9210

（二）稳健性检验

1. 替换被解释变量

为了确保人民币国际化指标的稳健性，本文替换被解释变量并进行回归。一是人民币使用占比指标。本文采用人民币交易占该国使用所有货币交易总额或次数的比重，衡量人民币国际化水平。为了剔除异常值的影响，我们将该数据进行 1% 的缩尾。二是排除与中国进行人民币交易后的指标。本文在基准被解释变量的基础上，分别将各国与中国内地及港澳台地区的人民币交易剔除，得到各国与中国以外的其他国家人民币交易数据。这一指标更加聚焦人民币在全球范围内的扩张，而非中国与各国双边交易中的人民币使用。三是其它跨境结算指标。本文借鉴 Bahaj 和 Reis (2020)，使用 MT103 与 MT202 之和衡量人民币国际化水平。由于篇幅限制，本文所有稳健性部分的回归结果参见《管理世界》网络发行版附录。回归结果如附表 3 所示，将被解释变量替换为上述指标后，本文的基准结论仍然稳健。

2. 替换匹配方法

本文使用倾向得分匹配作为数据预处理手段，匹配时间、匹配方式的选择会产生不同样本，影响后续回归结果。为了表明回归结果可信性和稳健性，我们在基准匹配方法的基础上，分别改变匹配时间和匹配方式，并在此基础上进行回归。对于匹配时间，一是参考 Heyman 等 (2007)，使用滞后一期的协变量进行逐期匹配；二是参考贾俊雪等 (2018)，使用处理前各期协变量均值进行匹配。对于匹配方式，采用 1:3 最近邻匹配。回归结果附表 4 显示，不同的匹配方法并未改变本文的结论，表明本文采取的匹配方法是稳健的。

3. 平行趋势假设检验及动态效果

中国与各国家和地区签署“一带一路”倡议的时点不同，本文参照 Beck 等 (2010)，使用灵活估计形式检验平行趋势假设，同时分析“一带一路”倡议的动态效果。具体回归模型设定如下：

$$Y_{i,q} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,q}^{-10} + \beta_2 D_{i,q}^{-9} + \cdots + \beta_{24} D_{i,q}^{14} + \beta_{25} D_{i,q}^{15} + \mu_i + \varepsilon_{i,q} \quad (4)$$

本文样本时间跨度为 91 个月，数据量却较为有限，因此我们以季度 q 为时间单位进行平行趋势假设检验，并分析双边货币互换动态效果。上式中 $Y_{i,q}$ 为 i 国在 q 季度人民币交易情况。 $D_{i,q}^{-k}$ 表示相较于签署“一带一路”倡议时间的虚拟变量。具体而言，若 q 季度为 i 国协议签署之前的第 k 个季度， $D_{i,q}^{-k}$ 则取 1，否则取 0；若 q 季度是 i 国协议签署之后的第 k 个季度， $D_{i,q}^k$ 则取 1，否则取 0。

图 2A 和图 2B 分别展示了被解释变量为人民币交易总金额和总笔数时，上述回归中 $D_{i,q}^{-10}$ 到 $D_{i,q}^{15}$ 系数的估计结果，虚线为 95% 的置信区间。当横坐标小于 0 时，所有虚拟变量的系数均不显著，说明在“一带一路”谅解备忘录或合作文件签署前，控制组和处理组的人民币使用情况并无显著差别，平行趋势假设成立。在签署“一带一路”谅解备忘录或合作文件后，人民币交易笔数立刻显著增加，人民币交易金额从第五季度开始才显著增加。这可能由于重新签订以人民币计价结算的大额订单耗时更长，产生时滞。随着中国和“一带一路”沿线国家经贸合作程度加深，各国人民币交易金额和笔数逐渐增加，政策效果逐步扩大。

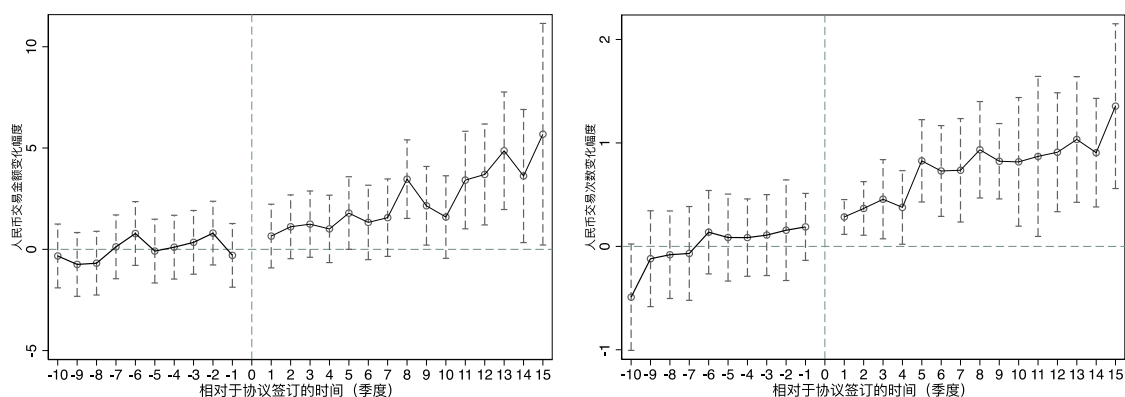


图 2 平行趋势假设检验及“一带一路”倡议的动态效果（图 2A 为交易金额，图 2B 为笔数）

4. 政策唯一性检验

在“一带一路”谅解备忘录或合作文件签署期间，中国人民银行与部分“一带一路”沿线国家也签署了双边货币互换协议。双边货币互换协议可以提升各国使用人民币支付的概率，增加人民币的全球使用（Song and Xia, 2020; Bahaj and Reis, 2020; 王孝松等, 2021），从而提升人民币国际化水平。因此，“一带一路”倡议对人民币国际化的政策效果有可能与双边货币互换协议的效果相混淆。基于此，我们将样本中与中国签署双边货币互换协议的国家删去，重新通过倾向得分匹配进行数据预处理，并由双重差分法重新估计，以确保“一带一路”倡议对人民币国际化效果的唯一性。回归结果如附表 5 所示，排除双边货币互换的影响后，“一带一路”倡议对人民币国际化的正向影响仍然显著，政策唯一性检验通过。

5.校正样本选择偏误

进一步地，本文使用 Heckman 两步法处理可能存在的样本选择偏误问题。回归结果附表 6 显示，“一带一路”倡议可以显著增加一国使用人民币的概率和使用规模。考虑校正样本选择偏误的情况下，本文的回归结果仍然稳健。

6.遗漏变量检验

为了排除遗漏变量的影响，本文额外引入双边汇率、双边汇率波动率、双边政治距离等，作为匹配的协变量和回归的控制变量。回归结果如附表 7 和附表 8 所示，重新匹配并回归后，核心解释变量的系数仍然显著为正。

（三）异质性分析

为进一步分析“一带一路”倡议对人民币国际化的异质性影响，本文基于海上与陆上丝绸之路、邻近与非邻近“一带一路”以及资本账户开放程度进行实证分析。（1）根据路线与运输方式，参照陈万灵和何传添（2014），将样本分为海上与陆上丝绸之路国家；（2）根据是否与中国接壤，将样本分为邻近“一带一路”沿线国家与非邻近“一带一路”沿线国家；（3）根据资本账户开放程度，将样本分为高资本账户开放国家和低资本账户开放国家。

1.基于陆上与海上丝绸之路区分

回归结果表 5A 显示，“一带一路”倡议对人民币国际化的影响主要体现在海上丝绸之路的沿线国家，对陆上丝绸之路沿线国家的效应相对较弱。海上丝绸之路是指从中国沿海港口出发，与世界各国建立的海上贸易通道（陈万灵、何传添，2014）。海上丝绸之路沿线国家占全球总人口的六成以上，经济增速较快，经贸发展前景广阔。在海上丝绸之路建设不断推进，中国与沿线国家贸易往来不断加深的背景下，人民币在贸易计价结算和贸易融资中的使用规模逐步扩大，提升了人民币国际化水平。

2.基于邻近“一带一路”沿线国家与非邻近“一带一路”沿线国家区分

回归结果表 5B 显示，“一带一路”倡议对人民币国际化的影响主要体现在邻近“一带一路”沿线国家，对非邻近“一带一路”沿线国家的影响相对有限。一方面，地理距离会影响各国与中国的经贸关系，影响人民币在跨境贸易中的使用；另一方面，地理距离的增加意味着更高的信息不对称程度，导致更高的人民币交易成本，影响人民币的使用意愿。

3.基于高资本账户开放国家和低资本账户开放国家区分

回归结果表 5C 显示，“一带一路”倡议对人民币国际化的影响主要体现在高资本账户开放国家，对低资本账户开放国家的影响相对有限。一方面，低金融开放国家更倾向于使用本币或美元、欧元等传统国际货币，而高金融开放国家对人民币这种新兴市场国家货币的接

纳程度更高。另一方面，高金融开放国家资本市场更为发达，善于通过各种货币的套期保值和多样化对冲风险，获取收益，这促进了这些国家对于人民币的使用。

表 5 “一带一路”倡议对人民币国际化的影响：异质性分析

A：海上与陆上丝绸之路的区分考察								
分类	海上丝绸之路国家				陆上丝绸之路国家			
变量	人民币交易金额		人民币交易笔数		人民币交易金额		人民币交易笔数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>BR</i>	1.6485*** (0.5935)		0.5275*** (0.1354)		0.5800 (0.4189)		0.3904*** (0.1131)	
<i>BR_deep</i>		0.7271*** (0.2420)		0.2283*** (0.0546)		0.2568 (0.1891)		0.2064*** (0.0580)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
月份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9,745	9,745	9,745	9,745	11,288	11,288	11,288	11,288
R ²	0.8672	0.8673	0.9512	0.9512	0.8523	0.8522	0.9417	0.9419
B：邻近“一带一路”沿线国家与非邻近“一带一路”沿线国家的区分考察								
分类	邻近“一带一路”沿线国家				非邻近“一带一路”沿线国家			
变量	人民币交易金额		人民币交易笔数		人民币交易金额		人民币交易笔数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>BR</i>	2.2581*** (0.6629)		0.7741*** (0.1486)		0.6068 (0.3998)		0.3286*** (0.1044)	
<i>BR_deep</i>		0.9979*** (0.2914)		0.3444*** (0.0625)		0.2784 (0.1715)		0.1686*** (0.0507)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
月份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9,318	9,318	9,318	9,318	11,715	11,715	11,715	11,715
R ²	0.8666	0.8665	0.9516	0.9516	0.8545	0.8545	0.9425	0.9425
C：资本账户开放程度的区分考察								
分类	高资本账户开放国家				低资本账户开放国家			
变量	人民币交易金额		人民币交易笔数		人民币交易金额		人民币交易笔数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>BR</i>	1.5745*** (0.5221)		0.5597*** (0.1157)		0.0475 (0.4854)		0.2648** (0.1180)	
<i>BR_deep</i>		0.6039*** (0.2177)		0.2454*** (0.0552)		0.1540 (0.2204)		0.1556*** (0.0524)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
月份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	6,360	6,360	6,360	6,360	6,265	6,265	6,265	6,265

R ²	0.8772	0.8770	0.9619	0.9618	0.7823	0.7824	0.9013	0.9016
----------------	--------	--------	--------	--------	--------	--------	--------	--------

注：资本账户开放程度的高低由 2010 年各国 Chinn-Ito 指数划分，高于中位数为高资本账户开放国家，低于中位数为低资本账户开放国家。

五、基于“五通”的影响机制分析

政策沟通、设施联通、贸易沟通、资金融通和民心相通（又称“五通”）是中国与“一带一路”沿线国家开展合作的主要模式，也是主要的政策发力点。鉴于此，本文分别从这五个方面研究“一带一路”倡议促进人民币国际化的影响机制。（1）使用中国与样本国家是否有双边货币互换（*swap*）、人民币合格境外机构投资者（*rqfii*）以及境外人民币清算行（*clearing_bank*）的政策安排作为政策沟通的代理变量。数据根据中国人民银行历年《人民币国际化大事记》整理所得。（2）使用中资银行在样本国家的分支机构数量（*branches*）衡量资金融通的程度。数据由工行、农行、中行以及建行官方网站披露的信息整理所得。（3）使用样本国家的人民币贸易融资交易金额（*tf_amount*）和交易笔数（*tf_tran*）作为贸易沟通的代理变量。贸易融资由 SWIFT 数据中 MT400 与 MT700 之和衡量。（4）使用样本国家与中国双边对外直接投资规模（*fdi*）作为设施联通的代理变量。数据来自 IMF CDIS 数据库。（5）借鉴吕越等（2019），利用联合国教科文组织公布的《2009 年 UNESCO 文化统计框架》，识别出贸易产品中的文化商品，然后使用中国与样本国家文化商品的进出口额（*imex_culture*），作为民心相通的代理变量。数据来自 UN Comtrade 数据库。回归时贸易畅通、设施联通和民心相通的代理变量做对数化处理。我们将上述“五通”的代理变量分别作为被解释变量 $FC_{i,t}$ ，研究“一带一路”倡议对“五通”的影响，回归模型如下：

$$FC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 BR_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

表 6 报告了“一带一路”倡议促进人民币国际化的机制分析结果。表 6 第（1）到第（3）列显示，“一带一路”倡议实施后，相比其他经济体，中国与沿线经济体的人民币相关政策沟通显著加强，货币互换、人民币合格境外机构投资者以及境外人民币清算行等合作显著增加。货币互换可以向海外提供人民币流动性，人民币合格境外机构投资者提供了人民币投资机会，境外人民币清算行为人民币结算服务提供便利，这些政策的实施都为人民币国际化创造了有利条件。第（4）列显示，“一带一路”倡议实施后，相比其他经济体，中资银行在样本国家的分支机构数量显著增加，表明倡议提升了海外市场的人民币资金融通能力。中资银行可以为海外市场主体提供跨境贸易人民币结算、人民币贸易融资、人民币衍生品等相关服务和产品，为海外人民币使用提供便利，促进人民币的全球使用。第（5）和（6）列显示，

“一带一路”倡议实施后，相比其他经济体，人民币贸易融资的交易金额和笔数分别提升了 93.79%和 30.71%，体现了倡议对于中国与沿线国家贸易畅通的积极影响。第（7）列显示，倡议实施后，相比其他经济体，中国与沿线经济体的双边投资额显著提升。“一带一路”倡议促进了中国企业“走出去”，其中衍生出的大量投融资需求为人民币在沿线国家的流通和使用创造了条件。第（8）列显示，“一带一路”倡议实施后，相比其他经济体，中国与沿线经济体的文化产品进出口显著增加，表明双方文化交流更加密切。这不仅促进了相关产品的跨境贸易人民币计价结算，而且增进了沿线国家与中国的了解和互信，克服了信息不对称带来的成本，提升了沿线国家对人民币的信心，增加了其对人民币的接受程度。

表 6 “一带一路”倡议对人民币国际化的影响机制分析

变量	政策沟通			资金融通	贸易畅通		设施联通	民心相通
	<i>swap</i>	<i>rqfii</i>	<i>clearing_bank</i>	<i>branches</i>	<i>tf_amount</i>	<i>tf_tran</i>	<i>fdi</i>	<i>imex_culture</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>BR</i>	0.1527*** (0.0321)	0.0649*** (0.0224)	0.0968*** (0.0253)	0.1362*** (0.0476)	0.9379*** (0.2968)	0.3071*** (0.0701)	0.3458** (0.1604)	0.1207** (0.0603)
国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	12,194	12,194	12,194	12,194	12,194	12,194	12,194	11,658
<i>R</i> ²	0.7370	0.4772	0.4971	0.9505	0.7401	0.8445	0.8747	0.7543

六、结论与政策启示

本文使用 2010 年 10 月-2018 年 4 月的 SWIFT 数据，实证研究了“一带一路”倡议对人民币国际化的影响。我们使用匹配与双重差分相结合的方法处理内生性问题，并且通过一系列稳健性检验表明了本文结论的可靠性。研究发现，（1）“一带一路”倡议提升了沿线国家人民币交易金额和笔数，推动了人民币国际化。采用不同变量和计量方法的回归结果表明本文结论具有稳健性。此外，对于海上丝绸之路国家、邻近“一带一路”沿线国家和高资本账户开放国家，“一带一路”倡议对人民币国际化推动作用更强。（2）“一带一路”倡议对人民币在国际市场上发挥三大货币职能的推动作用存在结构性差异。具体而言，“一带一路”倡议显著提升了人民币在国际市场上承担交易媒介和计价单位职能的作用，而对价值贮藏职能没有显著影响。（3）机制分析表明，“一带一路”倡议可以通过政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通和民心相通等机制影响沿线国家的人民币使用，推动人民币国际化进程。

本文为“一带一路”倡议推动人民币国际化提供了新的理论和经验证据，补充了现有研

究的不足，具有明确的政策启示：

第一，要继续深入推行共建“一带一路”，加强与沿线国家的经贸合作，提升人民币在沿线国家的使用，审慎推动人民币国际化。要坚持市场驱动和企业自主选择，在经贸往来中培育市场主体对人民币的真实需求，帮助企业规避汇率风险，降低汇兑费用，更好地服务实体经济。“一带一路”倡议对各类沿线国家的影响不尽相同，要有针对性地制定切实有效的政策安排，防止过度的投机性外汇交易。

第二，以“五通”为抓手实现“一带一路”高质量发展，并以此推动人民币国际化。加强政策沟通，深化双边货币金融合作，积极完善金融基础设施建设，为人民币在海外的使用和流通创造条件。促进资金融通，发挥亚投行、金砖国家开发银行、丝路基金等机构的作用，鼓励国内金融机构在沿线国家布局。保持贸易畅通，推进中国与沿线国家的贸易合作，增强国内产品在沿线国家的吸引力与竞争力，强化人民币计价结算的功能。加快设施联通，鼓励企业“走出去”，建立常态化的基础设施开发融资多边合作协调机构，鼓励基础设施项目采用人民币投融资。增进民心相通，加强与沿线国家在文化交流、旅游观光、人才合作等领域的合作，增强沿线国家民众对中国的了解和认同，提升沿线国家对使用人民币的信心。

第三，要巩固人民币交易媒介职能，加强人民币计价单位职能，并为价值贮藏职能的提升创造条件。对于交易媒介职能，要完善海外人民币金融基础设施建设，促进跨境经贸投资便利化，继续推进人民币在跨境贸易中的使用。要发挥我国在跨境电商、数字货币、移动支付等技术方面的优势，借助跨境电子商务的发展提升人民币的全球使用。对于计价单位职能，要通过“一带一路”倡议提升中国企业在全球价值链分工的地位，增加出口商品的异质性，从而强化人民币贸易计价。加强与沿线国家大宗商品合作，加快建设“一带一路”大宗商品交易平台，提升大宗商品交易的人民币计价结算。人民币成为国际储备货币的关键在于中国经济高质量发展和高质量开放。在此基础上，要进一步发展人民币债券市场，创新金融产品，增加人民币回流渠道。保持人民币汇率政策稳定性和连续性，维护人民币币值相对稳定，提升海外官方持有人民币资产的信心。

【参考文献】

- [1] 蔡彤娟、林润红:《人民币与“一带一路”主要国家货币汇率动态联动研究——基于 VAR-DCC-MVGARCH-BEKK 模型的实证分析》,《国际金融研究》,2018 年第 2 期。
- [2] 陈继勇、刘焱爽:《“一带一路”沿线国家贸易便利化对中国贸易潜力的影响》,《世界经济研究》,2018 年第 9 期。
- [3] 陈万灵、何传添:《海上丝绸之路的各方博弈及其经贸定位》,《改革》,2014 年第 3 期。
- [4] 陈雨露:《“一带一路”与人民币国际化》,《中国金融》,2015 年第 19 期。
- [5] 程贵、张小霞:《“一带一路”倡议是否促进了人民币国际化?——基于 PSM-DID 方法的实证检验》,《现代财经(天津财经大学学报)》,2020 年第 10 期。
- [6] 方慧、赵甜:《中国企业对“一带一路”国家国际化经营方式研究——基于国家距离视角的考察》,《管理世界》,2017 年第 7 期。
- [7] 高海红、余永定:《人民币国际化的含义与条件》,《国际经济评论》,2010 年第 1 期。
- [8] 洪俊杰、詹迁羽:《“一带一路”设施联通是否对企业出口有拉动作用——基于贸易成本的中介效应分析》,《国际贸易问题》,2021 年第 9 期。
- [9] 贾俊雪、李紫霄、秦聪:《社会保障与经济增长:基于拟自然实验的分析》,《中国工业经济》,2018 年第 11 期。
- [10] 蒋冠宏:《中国企业对“一带一路”沿线国家市场的进入策略》,《中国工业经济》,2017 年第 9 期。
- [11] 金刚、沈坤荣:《中国企业对“一带一路”沿线国家的交通投资效应:发展效应还是债务陷阱》,《中国工业经济》,2019 年第 9 期。
- [12] 李稻葵、刘霖林:《人民币国际化:计量研究及政策分析》,《金融研究》,2008 年第 11 期。
- [13] 李敬、陈旒、万广华:《“一带一路”沿线国家货物贸易的竞争互补关系及动态变化——基于网络分析方法》,《管理世界》,2017 年第 4 期。
- [14] 李军林、胡树光、王瑛龙:《国际储备货币:需求、惯性与竞争路径》,《世界经济》,2020 年第 5 期。
- [15] 刘刚、张友泽:《人民币在“一带一路”货币圈发挥了锚效应吗?——基于人民币与主要国际货币比较研究》,《国际金融研究》,2018 年第 7 期。
- [16] 刘一贺:《“一带一路”倡议与人民币国际化的新思路》,《财贸经济》,2018 年第 5 期。
- [17] 刘志东、高洪玮:《东道国金融发展、空间溢出效应与我国对外直接投资——基于“一带一路”沿线国家金融生态的研究》,《国际金融研究》,2019 年第 8 期。
- [18] 卢盛峰、董如玉、叶初升:《“一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗——来自微观企业的证据》,《中国工业经济》,2021 年第 3 期。
- [19] 吕越、陆毅、吴嵩博:《“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》,《经济研究》,2019 年第 9 期。
- [20] 毛海欧、刘海云:《中国对外直接投资对贸易互补关系的影响:“一带一路”倡议扮演了什么角色》,《财贸经济》,2019 年第 10 期。
- [21] 孟刚:《“一带一路”建设推进人民币国际化的战略思考》,《上海金融》,2017 年第 10 期。
- [22] 彭红枫、谭小玉:《人民币国际化研究:程度测算与影响因素分析》,《经济研究》,2017 年第 2 期。
- [23] 曲凤杰:《构建“一带一路”框架下的人民币国际化路线图》,《国际贸易》,2017 年第 8 期。

- [24] 石静霞:《“一带一路”倡议与国际法——基于国际公共产品供给视角的分析》,《中国社会科学》,2021 年第 1 期。
- [25] 宋科:《加入 SDR 助推人民币国际化》,《中国金融》,2016 年第 19 期。
- [26] 宋科、杨雅鑫:《我国的外汇储备究竟充足不充足》,《国际金融》,2017 年第 12 期。
- [27] 宋科、杨雅鑫、苏治:《全球失衡条件下的货币政策传导机制:基于估值效应视角》,《世界经济》,2021 年第 4 期。
- [28] 王桂军、卢潇潇:《“一带一路”倡议与中国企业升级》,《中国工业经济》,2019 年第 3 期。
- [29] 王恕立、吴楚豪:《“一带一路”倡议下中国的国际分工地位——基于价值链视角的投入产出分析》,《财经研究》,2018 年第 8 期。
- [30] 王孝松、刘韬、胡永泰:《人民币国际使用的影响因素——基于全球视角的理论及经验研究》,《经济研究》,2021 年第 4 期。
- [31] 许家云、周绍杰、胡鞍钢:《制度距离、相邻效应与双边贸易——基于“一带一路”国家空间面板模型的实证分析》,《财经研究》,2017 年第 1 期。
- [32] 易纲:《金融助力全面建成小康社会》,《中国金融》,2002 年第 21 期。
- [33] 张明:《人民币国际化:基于在岸与离岸的两种视角》,《金融与经济》,2011 年第 8 期。
- [34] 张雨佳、张晓平、龚则周:《中国与“一带一路”沿线国家贸易依赖度分析》,《经济地理》,2017 年第 4 期。
- [35] Bahaj, S., and Reis, R., 2020, “Jumpstarting an International Currency”, Bank of England Working Papers.
- [36] Bailey, M. A., Strezhnev A., and Voeten E., 2017, “Estimating Dynamic State Preferences from United Nations Voting Data”, *Journal of Conflict Resolution*, Vol.61(2), pp.430~456.
- [37] Batten, J. A. and Szilagyi, P. G., 2016, “The Internationalisation of the RMB: New Starts, Jumps and Tipping Points”, *Emerging Markets Review*, Vol.28, pp.221~238.
- [38] Beck, T., Levine, R. and Levkov, A., 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *The Journal of Finance*, Vol.65(5), pp.1637~1667.
- [39] Chey, H. K. and Hsu, M., 2020, “The Impacts of Policy Infrastructures on the International Use of the Chinese Renminbi: A Cross-country Analysis”, *Asian Survey*, Vol.60(2), pp.221~244.
- [40] Chinn, M., and Frankel, J., 2005, “Will the Euro Eventually Surpass the Dollar as Leading International Reserve Currency”, NBER Working Paper, No. 11510.
- [41] Chung, W., 2016, “Imported Inputs and Invoicing Currency Choice: Theory and Evidence from UK Transaction Data”, *Journal of International Economics*, Vol.99, pp.237~250.
- [42] Cohen, B.J., 1971, “The Seigniorage Gain of an International Currency: An Empirical Test”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.85(3), pp.494~507.
- [43] Eichengreen, B., Mehl, A. and Chițu, L., 2019, “Mars or Mercury? The Geopolitics of International Currency Choice”, *Economic Policy*, Vol.34(98), pp.315~363.
- [44] Frankel, J., 2012, “Internationalization of the RMB and Historical Precedents”, *Journal of Economic Integration*, Vol.27(3), pp.329~365.
- [45] Goldberg, L. S. and Tille, C., 2008, “Vehicle Currency Use in International Trade”, *Journal of international Economics*, Vol.76(2), pp.177~192.
- [46] Goldberg, L. S. and Tille, C., 2016, “Micro, Macro, and Strategic Forces in International Trade Invoicing: Synthesis and Novel Patterns”, *Journal of International Economics*, Vol.102, pp.173~187.
- [47] Heyman, F., Sjöholm F., and Tingvall, P. G., 2007, “Is There Really a Foreign Ownership Wage Premium?”

- Evidence from Matched Employer–employee Data”, *Journal of International Economics*, Vol.73(2), pp.355~376.
- [48] Ito H, Chinn M., 2013, “The Rise of the ‘Redback’ and China’s Capital Account Liberalization: An Empirical Analysis on the Determinants of Invoicing Currencies”, ADBI Working Papers.
- [49] Ito, T., Koibuchi, S., Sato, K. and Shimizu, J., 2010, “Why has the Yen Failed to Become a Dominant Invoicing Currency in Asia? A Firm-level Analysis of Japanese Exporters' Invoicing Behavior”, NBER Working Paper, No. 16231.
- [50] Kawai, M. and Takagi, S., 2011, “The Renminbi (RMB) as a Key International Currency: Lessons from the Japanese Experience”, *Asia-Europe Economic Forum*.
- [51] Meissner, C. M. and Oomes, N., 2009, “Why do Countries Peg the Way they Peg? The Determinants of Anchor Currency Choice”, *Journal of International Money and Finance*, Vol.28(3), pp.522~547.
- [52] Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B., 1983, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, Vol.70(1), pp.41~55.
- [53] Sala, L., Söderström, U. and Trigari, A., 2008, “Monetary Policy under Uncertainty in an Estimated Model with Labor Market Frictions”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.55(5), pp.983~1006.
- [54] Song, K. and Xia, L., 2020, “Bilateral Swap Agreement and Renminbi Settlement in Cross-border Trade”, *Economic and Political Studies*, Vol.8(3), pp.355~373.

借贷便利创新工具改善了商业银行流动性创造吗？

邓 伟¹ 姜 娜² 宋 敏³

【内容摘要】本文基于手工搜集的 96 家商业银行数据，研究了借贷便利创新工具对商业银行流动性创造的影响。研究发现，借贷便利工具可以显著提升商业银行流动性创造能力，这一政策效应在规模较小、同业融资依赖度较高的商业银行更为显著，且中期借贷便利对银行流动性创造的促进作用更强。进一步研究表明，央行的借贷便利工具不仅可以合格担保品渠道直接为商业银行提供流动性，还可以通过同业融资渠道间接地向其他银行输送流动性，增强商业银行的风险承担，从而发挥改善商业银行流动性创造的作用。本文的研究发现对我国借贷便利类货币政策的实施、央行流动性管理以及防范化解系统性金融风险具有重要启发意义。

【关键词】借贷便利工具；流动性创造；银行风险承担；同业业务

引言

流动性创造是商业银行服务实体经济的主要方式（Berger & Bouwman，2009）。特别是在我国以银行业为主导的金融体系下，金融服务实体经济的能力能够通过商业银行流动性创造水平的高低得到体现（吕思聪，2018；Jiang et al.，2019）。现有研究大多认为，宽松的货币政策能显著促进商业银行流动性创造（李明辉等，2014；Berger & Bouwman，2017；邓向荣和张嘉明，2018；郭晔等，2018；顾海峰和高水文，2020）。然而，在我国银行体系流动性总体宽裕的情况下，2013 年银行体系仍然出现了“钱荒”事件。即使是央行针对性地进行了公开市场操作和再贷款操作提供流动性后，货币市场利率并未逐步回落，而是继续上升，出现了明显的利率回滞现象，这表明公开市场操作和再贷款等货币政策工具已无法完全适应中央银行流动性管理的需要（孙国峰和蔡春春，2014；潘彬等，2018），传统的货币政策工具制约了我国商业银行的流动性创造能力。因此，在亟需增强金融服务实体经济能力的背景下，探索创新型的货币政策工具以改善商业银行流动性创造能力，对于满足货币政策调控需要和经济高质量发展具有重大的理论和现实意义。

¹ 邓伟，中南财经政法大学会计学院副教授

² 姜娜，中南财经政法大学会计学院硕士研究生

³ 宋敏，武汉大学经济与管理学院教授

本文的研究贡献可以概括为如下几方面。首先，区别于现有研究大多关注传统的货币政策工具（李明辉等，2014；郭晔等，2018），本文针对借贷便利这一创新型货币政策工具，对于探索我国创新型货币政策的政策效果具有重要现实意义。其次，现有文献主要关注借贷便利工具对商业银行流动性风险的影响（Duygan-Bump et al., 2013； McAndrews et al., 2017），本文考察了借贷便利工具对商业银行流动性创造的影响，拓展了邓伟等（2021a, 2021b）关于借贷便利工具政策效果的研究。最后，本文从商业银行风险承担、同业业务以及合格担保品渠道三方面揭示了借贷便利工具对商业银行流动性创造的作用机制，证实了孙国峰和蔡春春（2014）以及潘彬等（2018）关于创新型货币政策工具有助于央行流动性管理的研究推论，对我国借贷便利类货币政策的实施具有参考价值。

一、文献综述与研究假设

（一）文献综述

部分研究认为，宽松的货币政策能够促进银行流动性创造（李明辉等，2014；王周伟和王衡，2016；郭晔等，2018）。Berger & Bouwman（2017）研究发现，在正常时期与危机时期，宽松的货币政策会不同程度地增强银行流动性创造。但也有研究认为，宽松的货币政策反而会抑制银行流动性创造。Donaldson et al.（2018）将银行视为商品仓库，将政策利率视为仓库银行的资产收益率，通过构建理论模型分析指出提高政策利率可以增加信贷供应，因此紧缩的货币政策反而能够使得银行放松信贷，促进银行流动性创造。

2008 年全球金融危机爆发后，随着借贷便利工具被美联储、欧央行等中央银行的大量运用，借贷便利作为一种新型的货币政策工具能否对商业银行产生有效影响备受关注。部分研究表明，在银行间市场出现临时、突发性的资金缺口时，借贷便利工具的运用可以及时地向市场注入流动性，直接缓解银行体系的流动性压力，降低其流动性溢价（Christensen et al., 2014）。Berger et al.（2017）对美联储的贴现窗工具和定期拍卖便利的效果研究后发现，这两种工具对商业银行的信贷投放均具有正向促进作用。类似地，许多研究表明，欧央行推出的长期再融资操作（LTRO）对促进银行信贷投放具有积极作用（Benetton & Fantino, 2021）。但部分研究发现，商业银行担心使用借贷便利工具会被外界认为是财务脆弱的表现，这导致这类工具难以发挥改善商业银行流动性以及信贷投放的作用（Armantier et al., 2015）。

我国借贷便利工具创设较晚，关于其对商业银行影响的研究还较少。孙国峰和蔡春春（2014）通过构建一个涵盖货币市场利率、流动性供求和中央银行流动性管理的分析框架，以“钱荒”事件引起的货币市场利率大幅度波动为切入点，研究发现常备借贷便利能够通过

改善商业银行融资可得性来降低货币市场利率的异常波动，进而缓解银行间流动性。马理和刘艺（2014）以及潘敏和刘珊（2018）则分别从借贷便利工具的流动性效应及利率引导效应进行研究，认为借贷便利工具能够改善银行资产负债表状况与实体经济融资环境。侯成琪和黄彤彤（2020）通过构建 DSGE 模型研究了借贷便利工具的传导机制，发现借贷便利工具能够通过引导贷款市场定价和流动性效应两个渠道降低银行间市场流动性风险对宏观经济的不利影响。邓伟等（2021a、2021b）利用商业银行的微观数据发现，央行的借贷便利操作可以通过商业银行合格担保品渠道发挥作用，借贷便利工具不仅会影响商业银行的贷款利率，还会影响其贷款期限结构。

从现有研究可以看出，尽管货币政策被认为是影响银行流动性创造的重要因素，但现有研究均聚焦于传统的货币政策方面，借贷便利这种创新型的货币政策工具如何影响银行的流动性创造尚待研究。特别是在我国以银行业为主导的金融环境之下，流动性创造是商业银行服务实体经济的主要方式，借贷便利作为一种创新型、常态化操作的货币政策工具，检验其对商业银行流动性创造的影响及其作用机制，对于我国借贷便利类货币政策的实施以及经济高质量发展具有重要的理论与实践意义。

（二）研究假设

通过直接从中央银行或同业业务渠道融资，借贷便利创新工具可以有效影响商业银行的负债端和资产端，增强商业银行的风险承担意愿和能力，促进其流动性创造，具体分析如下。

其一，央行的借贷便利操作可以降低货币市场利率和利率风险，促进商业银行的资金投放（邓伟等，2021a、2021b），从而改善银行流动性创造能力。央行的借贷便利利率较低，具有降低货币市场利率和稳定利率波动的作用（孙国峰和蔡春春，2014；潘敏和刘珊，2018）。王倩等（2016）比较了 2014 年 9 月至 2016 年 2 月间交易期限为 3 个月、6 个月和 1 年的中期借贷便利利率及与之期限相同的银行间同业拆借利率后发现，相较于同业融资，使用借贷便利工具的资金使用成本更低。此外，相对于央行传统的流动性调节工具，如公开市场操作和再贷款，借贷便利工具由于更具有针对性且实施规模较大，更有助于降低货币市场利率和利率波动（孙国峰和蔡春春，2014；潘彬等，2018）。特别是对于同业融资依赖度较高的银行而言，央行的借贷便利操作无论是向其输送流动性，还是降低同业融资成本和风险，都可以起到缓解银行流动性风险的作用，从而增强银行的资金投放意愿和能力，起到改善银行流动性创造的作用。

其二，央行通过借贷便利工具投放的流动性可以通过银行同业业务渠道流向流动性短缺的银行，从而改善这部分银行的流动性创造能力。银行同业融资是我国商业银行调节短期流

动性的重要方式（万晓莉等，2016；郭晔等，2018），特别是对于合格担保品规模较小的商业银行，央行的借贷便利操作可以通过同业业务的方式间接地发挥促进其流动性创造的作用。当合格担保品较为充足的商业银行通过质押的方式从央行获取借贷便利后，可以通过同业业务的方式向流动性不足的商业银行输送流动性，从而起到改善担保品不足的商业银行流动性创造能力的作用。基于此，本文提出如下研究假设。

研究假设：借贷便利创新工具可以改善商业银行的流动性创造。

二、样本选择与研究设计

（一）样本选择

本文选取 2009-2017 年中国商业银行的年度数据进行研究。在数据来源方面，常备借贷便利与中期借贷便利数据根据中国人民银行发布的《中国货币政策执行报告》整理得到；宏观经济指标数据主要来源于国家统计局、中国人民银行官方网站；银行层面的微观指标主要来源于 BankScope 数据库和 CSMAR 数据库，部分数据基于银行年报通过手工搜集整理得到。为消除极端值影响，本文对银行层面的连续型变量在上下 1%分位数上进行缩尾处理，且所有回归结果均采用稳健标准误。最终选择的样本包括 96 家商业银行，其中国有大型商业银行 6 家、股份制商业银行 12 家、城市商业银行 52 家、农村商业银行 17 家及外资银行 9 家，共 664 个样本。

（二）研究设计

1. 研究模型

为检验我国借贷便利工具对银行流动性创造的影响，本文构建如下模型（1）进行检验：

$$LCA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 smlf_t + \alpha_2 Controls + FirmFE + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型（1）中， i 表示个体商业银行， t 表示年份， $LCA_{i,t}$ 代表 i 商业银行第 t 年每单位资产的流动性创造， $smlf_t$ 为借贷便利工具的代理变量， $FirmFE$ 表示控制商业银行个体固定效应。本文预期模型（1）中借贷便利工具（ $smlf_t$ ）的回归系数 α_1 显著为正，即央行的借贷便利操作可以显著改善商业银行流动性创造。

在模型（1）的基础上，本文利用模型（2）-（3）对借贷便利工具对商业银行流动性创造影响的风险承担渠道进行检验：

$$rwa_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 smlf_t + \beta_2 Controls + FirmFE + v_{i,t} \quad (2)$$

$$LCA_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 rwa_{i,t} + \gamma_2 smlf_t + \gamma_3 Controls + FirmFE + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中， $rwa_{i,t}$ 表示商业银行风险承担，其余变量的含义与模型（1）中一致。本文预期模

型（2）中借贷便利的回归系数 β_1 显著为正，即央行的借贷便利操作能够显著促进商业银行的风险承担；同时，本文预期模型（3）中银行风险承担的回归系数 γ_1 显著为正，即央行的借贷便利操作通过促进银行风险承担发挥对银行流动性创造的改善作用。

本文进一步利用模型（4）-（5），对借贷便利工具对银行流动性创造影响的同业业务渠道进行检验：

$$\text{interbk}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{smlf}_t + \beta_2 \text{Controls} + \text{FirmFE} + v_{i,t} \quad (4)$$

$$\text{LCA}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{interbk}_{i,t} + \gamma_2 \text{smlf}_t + \gamma_3 \text{Controls} + \text{FirmFE} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中， $\text{interbk}_{i,t}$ 表示商业银行的同业融资依赖度，其余变量的含义与模型（1）中一致。

由于央行的借贷便利工具为商业银行的流动性获取开辟了新渠道，可以发挥对同业融资的替代作用。因此，本文预期模型（4）中借贷便利的回归系数 β_1 显著为负，即央行的借贷便利操作能够显著降低商业银行的同业融资依赖度；同时，本文预期模型（5）中同业融资依赖度的回归系数 γ_1 显著为负，即央行的借贷便利操作通过降低银行同业融资依赖度从而发挥对银行流动性创造的改善作用。

2. 变量定义

借贷便利是央行向商业银行提供基础货币的工具，通过直接影响商业银行的资产负债表发挥作用，因此研究商业银行表内流动性创造更符合本文针对借贷便利工具的研究。本文借鉴 Berger & Bouwman（2009）等的做法，同时结合我国商业银行的经营特点，首先将银行的资产、负债、所有者权益划分为流动性、半流动性、非流动性三类（表 1），并对银行资产负债表的各类科目依据流动性分类分别赋予对应的权重，最后根据式（6）计算出银行流动性创造变量。

$$\begin{aligned} \text{流动性创造} = & (0.5 \times \text{非流动性资产} - 0.5 \times \text{流动性资产} + 0 \times \text{半流动性资产}) \\ & + (0.5 \times \text{流动性负债} - 0.5 \times \text{非流动性负债} + 0 \times \text{半流动性负债}) \quad (6) \end{aligned}$$

表 1 商业银行流动性创造科目划分及其权重

资产			
流动性（权重=-0.5）	半流动性（权重=0）	非流动性（权重=0.5）	
现金及存放中央银行款项	拆出资金	贵金属	买入返售金融资产
存放同业款项	其他应收款	应收款项类投资	发放贷款及垫款
交易性金融资产	应收利息	持有至到期投资	长期股权投资
衍生金融资产	应收股利	投资性房地产	固定资产
可供出售金融资产		在建工程	无形资产
		递延所得税资产	长期待摊费用
			其他资产
负债和权益			

流动性 (权重=0.5)	半流动性 (权重=0)	非流动性 (权重=-0.5)
向中央银行借款	拆入资金	卖出回购金融资产款
同业及其他金融机构存放款项	短期借款	应付债券
衍生金融负债	应付利息	递延收益非流动负债
活期存款	应付股利	递延所得税负债
递延收益流动负债	定期存款	其他负债
交易性金融负债	其他应付款	所有者权益合计

借鉴邓伟等（2021a；2021b）的做法，利用 SLF 和 MLF 二者年累计操作金额之和的自然对数值（smlf）作为借贷便利工具的代理变量¹。对于银行风险承担指标，本文借鉴方意等（2012）的做法，采用风险加权资产比率（rwa）进行衡量²。对于银行同业融资依赖度指标，本文借鉴郭晔等（2018）对同业业务参与深度的度量方式，从同业负债的角度采用商业银行的拆入资金与卖出回购两种同业负债之和占总负债之比（interbk）表示。

对于控制变量，本文参考邓伟等（2021a、2021b）以及郭晔等（2018）的做法，引入了银行个体层面和宏观层面的多个控制变量。具体而言，银行个体层面的控制变量包括银行资产规模（asset）、资产回报率（roa）、运营效率（efficiency）、杠杆率（leverage）、存贷比（liquid）、不良贷款率（nplr）、存款比例（cs）；宏观层面的控制变量包括 GDP 增速（gdp）、M₂ 增速（m2），宏观层面的控制变量不仅可以控制传统货币政策工具等因素的影响，也有助于消除因变量可能存在的时间趋势。各变量的具体含义与计算方法详见表 2。

表 2 主要变量定义

	变量名称	变 量 符 号	变量定义与计算
被 解 释 变 量	流动性创造	LCA	银行流动性创造/银行总资产
解释变量	借贷便利	smlf	常备借贷便利（SLF）与中期借贷便利（MLF）的年累计操作规模之和的自然对数
中介变量	银行风险承担	rwa	（总权益/资本充足率）/总资产
	银行同业融资依赖度	interbk	（拆入资金+卖出回购金融资产款）/负债总额
微 观 控 制 变 量	资产规模	asset	银行资产的自然对数
	资产回报率	roa	净利润/总资产
	不良贷款率	nplr	不良贷款总额/贷款总额
	运营效率	efficiency	银行运营成本/总收入
	杠杆率	leverage	所有者权益/总资产

¹本文进一步基于借贷便利的年末余额值的自然对数进行了稳健性检验，结论保持不变。文章篇幅有限，结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

²本文进一步采用 Z 值作为商业银行风险承担的度量指标，结论保持不变。文章篇幅有限，结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

	存贷比	liquid	贷款/存款
	存款比例	cs	存款总额/总资产
宏观控制	GDP 增速	gdp	GDP 年增长率
变量	M ₂ 增速	m2	广义货币供应量 M ₂ 同比增长率

三、实证结果与分析

(一) 借贷便利工具对商业银行流动性创造的影响及其作用机制检验

1. 借贷便利工具对商业银行流动性创造的影响检验

本文首先利用模型 (1) 检验借贷便利工具对商业银行流动性创造的影响, 结果如表 3 所示。可以看出, 借贷便利工具 (*smif*) 的回归系数均显著为正, 这表明央行的借贷便利操作能够显著促进商业银行的流动性创造。

表 3 借贷便利工具对商业银行流动性创造的影响检验

变量符号	(1) LCA	(2) LCA
<i>smif</i>	0.308*** (2.99)	0.483*** (4.60)
控制变量	是	是
个体固定效应	否	是
样本量	664	664
R ²	0.543	0.125
F值	34.28	7.66

注: 括号内数值为回归系数 *t* 值, *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下统计显著。下同。

这主要是因为央行的借贷便利操作可以灵活地为商业银行补充流动性, 促进银行信贷投放, 从而改善银行流动性创造。本文借助金融机构新增信贷月度增长率 (*gLoan*) 指标, 以此说明借贷便利工具对银行信贷的影响。考虑到中期借贷便利 (MLF) 的操作规模远大于常备借贷便利 (SLF), 本文主要对比 MLF 实施前后, 金融机构新增信贷增长率的变化情况, 其中央行首次 MLF 操作发生在 2014 年 9 月。MLF 首次操作前的当年内 (2014 年 1-8 月), 金融机构新增信贷月度增长率 (*gLoan*) 的平均值为 4.04%; MLF 实施前约 2 年内 (2013 年 1 月-2014 年 8 月), *gLoan* 的平均值为 7.37%; MLF 实施前约 3 年内 (2012 年 1 月-2014 年 8 月), *gLoan* 的平均值为 9.43%。而 MLF 实施后约 1 年内 (2014 年 9 月-2015 年 12 月), *gLoan* 的平均值上升到 19.74%; MLF 实施后约 2 年内 (2014 年 9 月-2016 年 12 月), *gLoan* 的平均值达 14.13%; MLF 实施后约 3 年内 (2014 年 9 月-2017 年 12 月), *gLoan* 的平均值为 16.8%。由此可见, MLF 实施后金融机构新增信贷的增长率显著高于实施前, 这表明央行的借贷便利操作确实发挥了促进银行信贷增长从而改善银行流动性创造的作用。

2. 借贷便利工具对银行流动性创造的影响机制检验

(1) 基于银行风险承担渠道的影响机制检验

本文进一步基于模型（2）-（3），从银行风险承担的角度对借贷便利工具对银行流动性创造的影响机制进行检验，回归结果如表 4 所示。

表 4 基于银行风险承担渠道的影响机制检验

变量符号	(1) LCA	(2) rwa	(3) LCA
rwa			0.263*** (4.05)
smlf	0.483*** (4.60)	0.641*** (7.94)	0.314** (2.48)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
样本量	664	664	664
R ²	0.125	0.348	0.150
F值	7.66	24.94	13.26

可以看出，当因变量为银行风险承担时，表 4 第（2）列借贷便利（smlf）的回归系数显著为正，这表明央行的借贷便利操作可以显著增加银行风险承担。第（3）列中，中介变量银行风险承担的回归系数也显著为正。综合表 4 第（1）-（3）列的回归结果可以得出，央行的借贷便利操作可以通过促进商业银行风险承担的方式改善其流动性创造。

(2) 基于银行同业业务渠道的影响机制检验

本文进一步对同业业务渠道这一影响机制进行检验。基于模型（4）-（5）并以银行同业融资依赖度（interbk）作为中介变量进行检验，回归结果如表 5 所示。

表 5 基于银行同业业务渠道的影响机制检验

变量符号	(1) LCA	(2) interbk	(3) LCA
interbk			-0.407*** (-5.84)
smlf	0.483*** (4.60)	-0.227** (-2.21)	0.391*** (4.01)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
样本量	664	664	664
R ²	0.125	0.115	0.180
F值	7.66	3.41	19.32

从第（2）列可以看出，当因变量为银行同业融资依赖度时，借贷便利的回归系数显著为负；同时，当因变量为商业银行流动性创造，并在自变量中同时纳入借贷便利（smlf）和

银行同业融资依赖度 (interbk) 时, 第 (3) 列中 smlf 的回归系数显著为正, 而 interbk 的回归系数显著为负。这表明央行的借贷便利操作可以通过减少银行同业负债依赖度的方式促进银行的流动性创造。

(3) 基于银行合格担保品渠道的进一步分析

商业银行可以通过质押合格担保品的方式从央行获取借贷便利, 从而改善自身的流动性创造能力。因此, 本文引入商业银行的合格担保品作为自变量, 以央行创设借贷便利工具为准自然实验, 并利用如下的双重差分模型 (DID) 检验借贷便利工具对商业银行流动性创造的影响:

$$LCA_{i,t} = \mu_0 + \mu_1 \text{treated}_i \times \text{post}_t + \mu_2 \text{treated}_i + \mu_3 \text{post}_t + \mu_4 \text{Controls} + \kappa_{i,t} \quad (7)$$

在模型 (7) 中, treated 为虚拟变量, 当样本为实验组时取值为 1, 否则为 0。post 为政策发生年份虚拟变量, 当所在年份位于政策发生年份之后时取值为 1, 否则取值为 0, 其他变量与模型 (1) 一致。本文主要关注交乘项 $\text{treated}_i \times \text{post}_t$ 的回归系数 μ_1 , 它衡量了借贷便利工具的实施对商业银行流动性创造的净效应。如果交乘项 $\text{treated}_i \times \text{post}_t$ 的回归系数显著为正, 则表明借贷便利工具能够显著促进商业银行流动性创造。

本文将中期借贷便利 (MLF) 的创设年份 2014 年作为政策起始年。因此, 模型 (7) 中, 当年份位于 2014 年及之后时, post 取值为 1, 反之, post 取值为 0。

对于实验组与对照组的划分, 本文借鉴邓伟等 (2021a、2021b) 的做法, 以商业银行持有的合格担保品规模作为分组依据。这是因为从央行获取借贷便利需要提供合格担保品 (王永钦和吴娴, 2019; 郭晔和房芳, 2021; 黄振和郭晔, 2021)。但从实际情况来看, 由于持有合格担保品较多的商业银行往往是规模较大、流动性较充足的银行, 这部分商业银行经营更为稳健, 受货币政策的影响往往较小, 借贷便利工具作为一种货币政策工具对其产生的影响可能较小。另一方面, 对于合格担保品持有规模较小的商业银行而言, 尽管难以从央行获取借贷便利, 但当央行进行借贷便利操作后, 会增加向银行体系的流动性供给, 持有合格担保品较少的商业银行可以通过同业融资的方式从其他银行获取流动性, 从而改善自身的流动性, 降低流动性风险, 进而起到改善自身流动性创造的作用。由于持有合格担保品规模较小的商业银行流动性往往更为短缺, 且规模较小, 经营策略更为激进, 受借贷便利工具的影响相对较大。

基于以上分析, 将持有合格担保品较小的商业银行划分为实验组, 而持有合格担保品规模较大的商业银行划分为对照组。具体而言, 本文首先计算出政策实施前 3 年, 即 2011-2013 年各商业银行持有的合格担保品占总资产比的均值, 再依据其中位数将商业银行样本

分为两组，其中较低组为实验组，较高组为对照组。其中，合格担保品范围与该期间央行规定的一致，包括国债及地方政府债券、央行票据、政策性金融债券、公司债券¹，商业银行的合格担保品数据基于每家商业银行的年报通过手工搜集、整理得到。

基于双重差分模型（7）的检验结果如表 6 所示。列（1）-（2）均显示交乘项的回归系数显著为正，这表明借贷便利的实施显著提高了商业银行的流动性创造水平。基于以上回归结果，可以得出如下结论：当央行进行借贷便利操作时，持有合格担保品较多的商业银行尽管可以从央行获取较多的借贷便利，但由于这些银行往往流动性充足、经营稳健策略较为稳健，在资金投放上较为保守，借贷便利操作对其流动性创造的影响较小。而对于持有合格担保品较少的商业银行而言，不仅可以通过质押的方式从央行获取流动性，由于市场上的流动性增加，也便于通过同业融资的方式从其他银行获取流动性，降低自身的流动性风险，增强风险承担意愿和能力，从而改善自身的流动性创造水平。

表 6 基于银行合格担保品渠道的进一步分析

变量符号	(1) LCA	(2) LCA
treated×post	0.043** (2.35)	0.033* (1.87)
treated	0.020 (1.43)	
post	-0.014 (-0.93)	
控制变量	是	是
个体固定效应	否	是
年度固定效应	否	是
样本量	645	645
R ²	0.587	0.152
F值	30.67	5.18

（二）借贷便利工具的异质性调控效果检验²

1. 基于银行性质的异质性检验

本文按照银行性质，将银行分为国有大型商业银行、股份制商业银行、城市商业银行、农村商业银行、外资银行 5 类，考察借贷便利工具对商业银行流动性创造的影响差异。结果表明，借贷便利工具能显著促进股份制商业银行、城市商业银行、农村商业银行等规模较小

¹ 该期间央行规定的合格担保品仅包含公司信用类债券中 AAA 级债券，但个体商业银行年报中并未披露其持有债券的信用等级，这导致难以剥离出其中的 AAA 级债券，但考虑到商业银行的债券投资大部分为 AAA 级债券的现实，因此将公司债券全部计入合格担保品。

² 文章篇幅有限，检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

的商业银行流动性创造，而对国有大型商业银行和外资银行流动性创造的促进作用不明显。

2. 基于同业融资依赖度的异质性检验

根据商业银行同业融资依赖度的中位数，将样本银行分为同业融资依赖度高、低两组，考察借贷便利工具对商业银行流动性创造的影响，其中商业银行同业融资依赖度采用拆入资金与卖出回购两种同业负债之和占总负债之比表示。结果显示，与低同业融资依赖度的银行相比，借贷便利工具能显著促进高同业融资依赖度的银行流动性创造。这主要是因为，同业融资依赖度较高的银行对流动性的需求更为迫切，当央行进行借贷便利操作时，其更有动力从央行获取流动性。同时，央行投放的借贷便利还可以通过同业业务渠道输送到流动性短缺的小规模银行，从而起到改善其流动性创造的作用。

3. SLF 与 MLF 对商业银行流动性创造的差异检验

本文在模型（1）中同时纳入自变量 *slf* 和 *mlf*，以考察 SLF 和 MLF 对银行流动性创造的影响是否具有差异，其中 *slf* 和 *mlf* 分别用二者实施规模的自然对数表示。结果表明，与 SLF 相比，MLF 更能发挥促进银行流动性创造的作用。

这与 MLF 的投放规模较大、操作频率较高、操作期限较长、覆盖面较广有关。如从实施规模来看，2015-2017 年，SLF 累计实施 3348.35 亿元、7122 亿元、6069 亿元，而 MLF 累计实施 21948 亿元、55235 亿元、53259 亿元，后者的实施规模远大于前者。从操作期限来看，SLF 的操作期限较短，定位于 3 个月以内，从实际情况来看，大多以隔夜、7 天和 1 个月为主；而 MLF 的操作期限较长，包括 3 个月、6 个月、1 年，且近几年来以 1 年期为主，并已形成了每月实施的常态化操作。而从交易对象的覆盖面来看，SLF 的交易对象主要为全国性商业银行，而 MLF 的交易对象更为广泛，不仅包含全国性商业银行，还包括区域性商业银行。

四、研究结论与启示

本文基于手工搜集的 96 家商业银行数据，研究了借贷便利创新工具对商业银行流动性创造的影响。研究发现，央行的借贷便利工具不仅可以通过合格担保品渠道直接为商业银行提供流动性，还可以通过同业融资渠道间接地向其他银行输送流动性，增强商业银行的风险承担，共同发挥改善商业银行流动性创造的作用。基于本文的研究结论，本文提出如下政策建议。

第一，利用借贷便利工具更好地进行流动性管理，央行应发挥好系统重要性银行在流动性管理中的引领和稳定作用。系统重要性银行往往持有较多的合格担保品，在央行担保品框

架下，系统重要性银行可以利用借贷便利工具从央行及时获取流动性。而小规模的商业银行持有的合格担保品规模往往较小，在央行担保品框架下难以直接利用借贷便利工具从央行获取足够的流动性，但可以通过同业业务从流动性较充足的系统重要性银行获取流动性。由于中小微企业大多通过规模较小的商业银行融资，改善小规模商业银行的流动性创造能力对于缓解企业“融资难、融资贵”问题具有重要意义。因此，借助借贷便利工具进行流动性管理，央行应充分发挥系统重要性银行在流动性管理中的引领和稳定作用，这不仅有助于降低小型商业银行个体的流动性风险，增强其风险承担意愿和能力，对于防范化解系统性金融风险、促进实体经济融资和经济高质量发展也具有积极作用。

第二，央行借贷便利操作应注重商业银行流动性风险和信用风险的平衡，并进一步提高借贷便利操作的透明度。一方面，央行的借贷便利工具为商业银行获取流动性开辟了新渠道，不仅可以直接为商业银行提供流动性，还可以通过同业业务渠道输送到流动性短缺的银行，这对于降低中小银行的流动性风险乃至系统性金融风险具有重要意义。但另一方面，作为一种宽松的货币政策，央行的借贷便利操作属于流动性注入型的调控方式，增加了基础货币投放，对商业银行的资产负债表会起到扩张作用，促使商业银行风险承担增加，提升其贷款投放量并可能导致信用风险增加。特别是对于规模较小、同业融资依赖度较高的商业银行，其信用风险本身较高，借贷便利工具的运用在改善其流动性创造的同时也增加了其风险承担。因此，央行应注重把握借贷便利操作的节奏和力度，并进一步提高借贷便利操作的透明度，保持银行流动性风险和信用风险的平衡。

【参考文献】

- [1] 邓伟, 宋敏, 陈雄兵. 借贷便利影响了商业银行贷款期限结构吗[J]. 财贸经济, 2021a (9): 83-96
- [2] 邓伟, 宋敏, 刘敏. 借贷便利创新工具有效影响了商业银行贷款利率吗[J]. 金融研究, 2021b (11): 60-78
- [3] 邓向荣, 张嘉明. 货币政策、银行风险承担与银行流动性创造[J]. 世界经济, 2018 (4): 28-52
- [4] 方意, 赵胜民, 谢晓闻. 货币政策的银行风险承担分析——兼论货币政策与宏观审慎政策协调问题[J]. 管理世界, 2012 (11): 9-19+56+187
- [5] 顾海峰, 高水文. 盈余管理促进了商业银行流动性创造吗? ——外部审计质量和货币政策的调节作用[J]. 国际金融研究, 2020 (9): 67-76
- [6] 郭晔, 程玉伟, 黄振. 货币政策、同业业务与银行流动性创造[J]. 金融研究, 2018 (5): 65-81
- [7] 郭晔, 房芳. 新型货币政策担保品框架的绿色效应[J]. 金融研究, 2021 (1): 91-110
- [8] 侯成琪, 黄彤彤. 流动性、银行间市场摩擦与借贷便利类货币政策工具[J]. 金融研究, 2020 (9): 78-96
- [9] 黄振, 郭晔. 央行担保品框架、债券信用利差与企业融资成本[J]. 经济研究, 2021 (1): 105-121
- [10] 李明辉, 孙莎, 刘莉亚. 货币政策对商业银行流动性创造的影响——来自中国银行业的经验证据[J]. 财贸经济, 2014 (10): 50-60
- [11] 吕思聪. 外部监管和货币政策对中国商业银行流动性创造能力的影响研究[J]. 国际金融研究, 2018 (5): 55-65
- [12] 马理, 刘艺. 借贷便利类货币政策工具的传导机制与文献述评[J]. 世界经济研究, 2014 (9): 23-27+87-88
- [13] 潘彬, 王去非, 易振华. 同业业务、流动性波动与中央银行流动性管理[J]. 经济研究, 2018 (6): 21-35
- [14] 潘敏, 刘珊. 中央银行借贷便利货币政策工具操作与货币市场利率[J]. 经济学动态, 2018 (3): 48-62
- [15] 孙国峰, 蔡春春. 货币市场利率、流动性供求与中央银行流动性管理——对货币市场利率波动的新分析框架[J]. 经济研究, 2014 (12): 33-44+59
- [16] 万晓莉, 郑棣, 郑建华, 严予若. 中国影子银行监管套利演变路径及动因研究[J]. 经济学家, 2016 (08): 38-45
- [17] 王倩, 路馨, 曹廷求. 结构性货币政策、银行流动性与信贷行为[J]. 东岳论丛, 2016 (08): 38-52.
- [18] 王永钦, 吴嫻. 中国创新型货币政策如何发挥作用: 抵押品渠道[J]. 经济研究, 2019 (12): 86-101
- [19] 王周伟, 王衡. 货币政策、银行异质性与流动性创造——基于中国银行业的动态面板数据分析[J]. 国际金融研究, 2016 (2): 52-65
- [20] Armentier O, Ghysels E, Sarkar A, Shrader J. Discount Window Stigma during the 2007-2008 Financial Crisis[J]. Journal of Financial Economics, 2015, 118 (2): 317-335
- [21] Benetton M, Fantino D. Targeted Monetary Policy and Bank Lending Behavior[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142(1): 404-429
- [22] Berger A N, Bouwman C H S. Bank Liquidity Creation[J], Review of Financial Studies, 2009, 22 (9): 3779-3837
- [23] Berger A N, Sedunov J. Bank Liquidity Creation and Real Economic Output[J]. Journal of Banking and Finance, 2017, 81: 1-19
- [24] Berger A N, Black L K, Bouwman C H S, Dlugosz J. Bank Loan Supply Responses to Federal Reserve Emergency Liquidity Facilities[J]. Journal of Financial Intermediation, 2017, 32 (10): 1-15

- [25] Christensen, JHE, Lopez JA, Rudebusch GD. Do Central Bank Liquidity Facilities Affect Interbank Lending Rates? [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2014, 32 (1) : 136-151
- [26] Donaldson J R, Piacentino G, Thakor A. Warehouse Banking[J]. Journal of Financial Economics, 2018, 129 (2) : 250-267
- [27] Duygan-Bump B, Parkinson P, Rosengren E, Suarez G A, Willen P. How Effective Were the Federal Reserve Emergency Liquidity Facilities? Evidence from the Asset-Backed Commercial Paper Money Market Mutual Fund Liquidity Facility[J]. The Journal of Finance, 2013, 68 (2) : 715-737
- [28] Jiang L, Levine R, Lin C. Competition and Bank Liquidity Creation[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2019, 54 (2) : 513-538
- [29] McAndrews J, Sarkar A, Wang Z. The Effect of the Term Auction Facility on the London Interbank Offered Rate[J]. Journal of Banking & Finance, 2017, 83: 135-152

Do Lending Facilities Improve the Liquidity Creation of Commercial Banks in China?

Deng Wei Jiang Na Song Min

Summary: Under the background of "money shortage" in China's banking system and the traditional monetary policy tools failed to meet the needs of the central bank's liquidity management, the People's Bank of China has created innovative monetary policy tools represented by standing lending facility (SLF) and medium-term lending facility (MLF) to improve the liquidity creation of commercial banks.

Based on the data of 96 commercial banks, this paper studies the impact of lending facility tools on the liquidity creation of commercial banks. We find out that lending facility tools can significantly improve the liquidity creation of commercial banks and the effect is more significant in commercial banks with small scale and high inter-bank financing dependence, of which MLF shows a stronger effect than SLF. We further show that the lending facilities can not only provide liquidity directly to commercial banks through qualified collateral channels, but also indirectly transfer liquidity to other banks through interbank financing channels, and enhance the risk-taking of commercial banks, hence jointly play the role of improving the liquidity creation of commercial banks.

The findings of this paper have important implications for the implementation of lending facilities monetary policy, the central bank's liquidity management and the prevention and resolution of systemic financial risks in China.

Keywords: Lending Facility Tools; Bank Liquidity Creation; Bank Risk-taking; Interbank Business

全球经济政策不确定性对新兴市场国家银行跨境资本流动的影响

谭小芬¹ 左振颖²

【内容摘要】本文基于 21 个新兴市场国家 2001-2020 年季度数据，研究全球经济政策不确定性对新兴市场国家银行跨境资本流动的影响。研究发现，全球经济政策不确定性上升时，新兴市场国家银行跨境贷款总资本流入、总资本流出和净资本流入减少，银行跨境债券总资本流入减少。异质性检验表明，全球经济政策不确定性上升时：新兴市场国家银行持有外国净资产能缓解银行跨境总资本流入的减少，背负外国净负债会加剧银行跨境总资本流入的减少，并且前者的缓解效果远远小于后者的加剧效果；非银行金融机构为了管理外国风险暴露而与银行进行的衍生品交易也会改变银行跨境资本流动对全球经济政策不确定性的反应，非银行金融机构背负外国净负债会加剧银行跨境债券总资本流入的减少。

【关键词】经济政策不确定性；银行跨境资本流动；银行投资组合管理；外国净头寸

引言

政府通过制定和调整经济政策实现既定宏观经济目标，受到经济政策自身特征和外部环境的影响，经济政策天然地具有不同程度不确定性。自 2008 年全球金融危机爆发以来，各国纷纷出台经济刺激政策疏解困境，英国脱欧、中美贸易摩擦等事件重塑全球地缘政治格局，新冠肺炎疫情全球大流行对世界经济增长和金融市场稳定造成冲击，在复杂严峻的全球背景下，全球经济政策不确定性（Global Economic Policy Uncertainty, GEPU）呈现长期上升趋势和波动加剧特征。

债权资本流动是国际资本流动最大的组成部分（Avdjiev et al., 2017），经由银行跨境业务发生的资本流动是债权资本流动的重要组成部分（Bruno & Shin, 2015b），在全球经济周期中发挥重要作用（Forbes & Warnock, 2012；Bruno & Shin, 2015a）。银行是连接各经济部门的关键纽带和宏观经济政策实施的重要金融中介，其经营行为受到经济政策不确定性综合影响。一方面，银行业务本质是金融资源跨期和跨区域优化配置，银行决策必然将未来不

¹ 谭小芬，中央财经大学金融学院教授。

² 左振颖，山东社会科学院财政金融研究所助理研究员。

确定性纳入考虑，从而直接受到经济政策不确定性影响。另一方面，居民收入和消费、企业投融资都会受到经济政策不确定性影响，从而间接传导至银行。

经济政策不确定性的影响存在跨国溢出效应。就溢出水平而言，发达国家溢出效应整体高于发展中国家（李政等，2020），而新兴市场国家往往处于承受溢出效应的地位。金融自由化的发展导致跨国银行业务的扩张，这一变化对新兴市场国家跨境银行资本造成的影响高于全球平均水平（McCauley et al., 2010）。在此背景下，本文关注全球经济政策不确定性对新兴市场国家银行跨境资本流动的影响。

本文余下部分结构安排为：第一部分是文献综述，第二部分是研究假设，第三部分是模型设定和变量选取，第四部分是实证分析，第五部分是稳健性检验，最后是总结和政策建议。

一、文献综述

纵观以往研究可以发现，自 Calvo et al.（1993，1996）开创性地将国际资本流动驱动因素划分为推动因素和拉动因素并强调推动因素在新兴市场国家国际资本流动驱动因素中的重要地位后，相关文献进一步确认了推动因素对新兴市场国家国际资本流动的重要影响（Taylor & Sarno, 1997；张明和肖立晟，2014）。其中，全球风险和不确定性是影响新兴市场国家银行跨境资本流动最显著的推动因素（Ahmed & Zlate, 2014；Avdjiev et al., 2017；谭小芬等，2018）。

净资本流动与实际经济周期联系密切，早期关于新兴市场国家资本流动驱动因素的研究更关注净资本流动（Calvo et al., 1996）。90 年代初以来，全球风险变动时总资本流出和流入变动的同向性增加，导致总资本流动波动性上升和净资本流动波动性下降（Forbes & Warnock, 2012；Davis et al., 2021）。银行跨境债权资本流动是解释总资本流入和总资本流出同向变动的关键，进一步划分的银行跨境贷款资本流动和银行跨境债券资本流动对全球风险的反应存在不同的跨国异质性（Avdjiev et al., 2017）。基于此，本文同时关注银行跨境贷款和银行跨境债券的总资本流动和净资本流动。

探讨全球推动因素对新兴市场国家资本流动的影响在国家层面的异质性是相关研究的重点。首先，如果国家层面的因素对资本流动变动的影响实际上是通过改变该国资本流动对全球推动因素的反应而实现的，那么将其归类为国家拉动因素就存在理论上的误导（Krogstrup & Tille, 2018）。其次，明确新兴市场国家资本流动究竟由推动因素驱动还是拉动因素驱动，有助于选择更有效的政策调控手段（Davis et al., 2021）。已有文献对推动因素影响的跨国异质性研究大多集中在国家宏观经济状况、制度质量和金融市场特征等方面（谭

小芬等, 2018; Fratzscher, 2012; Cerutti et al., 2019)。Davis et al. (2021) 提出, 随着金融全球化的发展, 衡量各国对全球风险暴露程度的外国净头寸已经成为解释全球风险因素对国际资本流动变动的跨国异质性影响的最重要变量。Krogstrup & Tille (2018) 从投资组合管理的角度建立了一个理论模型, 阐述本国银行的外国头寸如何改变该国银行跨境资本流入对全球风险变动的反应, 但没有注意到非银行金融机构的外国净头寸可能产生的作用。

基于以往文献, 本文边际贡献在于: 第一, 将银行跨境资本流动进一步划分为银行跨境贷款资本流动和银行跨境债券资本流动, 全面研究全球经济政策不确定性对新兴市场国家银行跨境资本总流入、总流出和净流入的影响。第二, 将对异质性因素的探究拓展到不同金融部门对外国风险暴露程度, 探讨新兴市场国家银行和非银行金融机构外国净头寸发挥的异质性作用。

二、研究假设

全球经济政策不确定性从供给和需求两个方面影响新兴市场国家银行跨境资本流动。全球经济政策不确定性上升时, 总资本流入方面, 其一, 经由实物期权机制、金融摩擦机制和风险规避机制, 银行资产规模扩张在全球范围内受到抑制, 对新兴市场国家的跨境债权供给意愿尤其下降 (Diamond & Dybvig, 1983; Raunig et al., 2017); 其二, 不明朗的经济前景抑制新兴市场国家投资和信贷需求, 外部风险上升额外抑制新兴市场国家银行承担跨境债务的意愿。总资本流出方面, 其一, 新兴市场国家银行资产规模扩张同样受到抑制; 其二, 全球范围内投资和信贷的推迟也会降低其他国家对新市场银行跨境负债的需求。考虑到全球推动因素对新兴市场国家跨境资产的影响弱于对跨境负债的影响 (Ghosh et al., 2014), 因此, 新兴市场国家银行跨境总资本流出的减少可能弱于银行跨境总资本流入的减少, 导致银行跨境净资本流入减少。基于此, 本文提出假设 1。

假设 1: 全球经济政策不确定性上升时, 新兴市场国家银行跨境总资本流入、总资本流出和净资本流入减少。

全球经济政策不确定性变动时, 新兴市场国家持有外国净头寸的银行面临的风险发生变化, 而这部分外国净头寸暴露带来的预期收益并没有发生变化, 银行进行风险收益再平衡调整, 导致银行跨境资本流动变动, 调整和变动方向取决于银行原有外国净头寸。以持有外国净资产的银行为例, 在全球经济政策不确定性上升时, 银行需减少外国净资产, 银行跨境资本净流入增加。投资组合调整可以通过两种渠道进行, 其一, 银行减少外国资产, 例如减少银行间跨境贷款借出或向外国银行卖出外国债券, 导致本国银行跨境贷款总资本流出减少或

跨境债券总资本流出减少;其二,银行增加外国负债,例如在国际银行间市场上借入外国贷款或者向外国银行卖出本国债券,导致本国银行跨境贷款总资本流入增加或跨境债券总资本流入增加。银行背负外国净负债的情形则反之。基于此,本文提出假设 2a 和假设 2b。

假设 2a: 全球经济政策不确定性上升时,新兴市场国家银行持有外国净资产将缓解本国银行跨境总资本流入减少,背负外国净负债将加剧本国银行跨境总资本流入减少。

假设 2b: 全球经济政策不确定性上升时,新兴市场国家银行持有外国净资产将加剧本国银行跨境总资本流出减少,背负外国净负债将缓解本国银行跨境总资本流出减少。

不可忽视的是,随着新兴市场国家金融开放推进,非银行金融机构也持有规模可观的外国资产和负债,面对全球经济政策不确定性变动,其同样产生风险管理需求,除直接在国际市场上进行交易外,可以与本国银行进行衍生品交易以对冲风险。尽管衍生品交易不列入银行资产负债表,但表外业务大多数形成银行的或有资产及或有负债,本质上是银行表内资产负债业务的延伸(祝继高等,2016)。非银行金融机构与银行的衍生品交易将风险转移给银行,银行由此产生风险管理需求并在国际资本市场上进行风险管理操作,从而可能影响银行跨境资本流动(Hashimoto & Krogstrup, 2019)。基于此,本文提出假设 3a 和假设 3b。

假设 3a: 全球经济政策不确定性上升时,新兴市场国家非银行金融机构持有外国净资产将缓解本国银行跨境总资本流入减少,背负外国净负债将加剧本国银行跨境总资本流入减少。

假设 3b: 全球经济政策不确定性上升时,新兴市场国家非银行金融机构持有外国净资产将加剧本国银行跨境总资本流出减少,背负外国净负债将缓解本国银行跨境总资本流出减少。

三、模型设定和变量选取

(一) 回归模型设定

为检验假设 1, 设定如下回归模型:

$$Bankflow_{it} = \beta_0 + \beta_1 GEP U_t + \gamma X_{it} + \delta Z_t + \epsilon_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Bankflow_{it}$ 表示国家 i 在 t 时期的银行跨境资本流动。 $GEP U_t$ 是全球经济政策不确定性。 X_{it} 和 Z_t 分别是描述国家和全球宏观经济特征的控制变量。 ϵ_i 是国家固定效应,以控制不随时间变化的国家层面特征对银行跨境资本流动的影响。 ϵ_{it} 是误差项。

为检验假设 2 和假设 3, 设定如下回归模型:

$$Bankflow_{it} = \beta_0 + \beta_1 GEP U_t + \beta_2 NETEXP_{it} + \beta_3 GEP U_t \times NETEXP_{it} + \delta X_{it} + \delta Z_t + \epsilon_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $NETEXP_{it}$ 表示一国银行和非银行金融机构外国净头寸。

(二) 数据和变量选取

1. 银行跨境资本流动 ($Bankflow_{it}$)。数据来源于国际货币基金组织 (International Monetary Fund, IMF) 的国际投资头寸 (International Investment Position, IIP)。银行跨境贷款总资本流入 ($GInL_{it}$) 和银行跨境贷款总资本流出 ($GOutL_{it}$) 分别以“存款类金融机构债务工具其他投资”项目负债端和资产端的变动衡量, 二者之差是银行跨境贷款净资本流入 ($NInL_{it}$); 银行跨境债券总资本流入 ($GInS_{it}$) 和银行跨境债券总资本流出 ($GOutS_{it}$) 分别以“存款类金融机构债务工具投资组合”项目负债端和资产端变动衡量, 二者之差是银行跨境债券净资本流入 ($NInS_{it}$); 银行跨境总资本流入 ($GInT_{it}$) 是 $GInL_{it}$ 与 $GInS_{it}$ 之和, 银行跨境总资本流出 ($GOutT_{it}$) 是 $GOutL_{it}$ 与 $GOutS_{it}$ 之和, $GInT_{it}$ 与 $GOutT_{it}$ 之差是银行跨境净资本流入 ($NInT_{it}$)。为消除不同国家资本流动规模对回归结果造成的影响, 借鉴 Hashimoto & Krogstrup (2019) 的做法, 使用各国私人部门头寸对银行跨境资本流动做标准化处理。

2. 全球经济政策不确定性 ($GEPU_t$)。Baker et al. (2016) 构建的 GEPU 指数由 21 个在全球经济中占主导地位国家的 EPU 指数以各国 GDP 为权重计算加权平均得到¹。使用 Baker et al. (2016) 的 GEPU 指数月度数据在季度内取算数平均值后取自然对数值作为代理指标。

3. 银行和非银行机构外国净头寸 ($NETEXP_{it}$)。数据来源于国际货币基金组织 (International Monetary Fund, IMF) 的国际金融统计 (International Financial Statistics, IFS)。IFS 提供金融部门资产和负债头寸的跨国可比标准化数据, 并将金融部门划分为中央银行、银行和非银行金融机构三个分部门, 各个分部门头寸按照交易对手方进一步划分为本国头寸和外国头寸。银行外国净头寸 ($BANKexp_{it}$) 和非银行金融机构外国净头寸 ($NONBexp_{it}$) 分别为该部门外国资产与外国负债之差, 使用部门总资产做标准化处理。

4. 控制变量。本文控制国家和全球层面两类控制变量。第一, 国家层面控制变量²。经济增长率 (GDP_{it}), 经济增长率大致反映各国综合投资回报率; 利率 (IR_{it}), 利率反映货币政策立场和宏观经济运行状况; 汇率 (ER_{it}), 汇率是影响跨境资产收益率的关键因素。第二, 全球层面控制变量。美国货币政策 (FFR_t), 美国货币政策通过利率渠道、汇率渠道、投资组合收益风险再平衡渠道和经济运行预期渠道对新兴市场资本流动产生溢出效应; 全球流动性 ($OECDM1_t$), 全球流动性是银行跨境资本流动周期性波动的重要驱动因素。

¹ 数据来源: <http://www.policyuncertainty.com/index.html>。构建 GEPU 指数的 21 个国家: 澳大利亚、巴西、加拿大、智利、中国、哥伦比亚、法国、德国、希腊、印度、爱尔兰、意大利、日本、墨西哥、荷兰、俄罗斯、韩国、西班牙、瑞典、英国、美国。

² 感谢匿名审稿专家就潜在遗漏变量问题提出的建设性意见。

受样本可得性限制, 本文样本国家为 IIP 的银行跨境资本流动数据和 IFS 的金融部门外国头寸数据可得的 21 个新兴市场国家¹, 样本区间为 2001 年第四季度-2020 年第三季度。

四、实证分析

(一) GEPU 对银行跨境资本流动的影响

基准回归结果如表 1 所示。GEPU 上升时, 第一, 银行跨境贷款总资本流入和银行跨境债券总资本流入减少, 这一影响在统计和经济上均显著; 第二, 银行跨境贷款总资本流出显著减少, 银行跨境债券总资本流出减少在统计上不显著, 加总的银行跨境总资本流出显著减少; 第三, 银行跨境贷款净资本流入显著减少, 银行跨境债券净资本流入的减少在统计上不显著, 加总的银行跨境净资本流入显著减少。总的来看, 银行跨境资本总流入和总流出均减少, 但前者的减少在经济和统计上的显著性都高于后者的减少, 因此净流入显著减少, 假设 1 成立。控制变量回归结果与以往文献结论大致相符。新兴市场国家较高的经济增速是吸引银行跨境资本流入的有力因素。本币贬值会导致其银行跨境资本流入显著减少。美国货币政策收紧时, 强劲的经济运行状况和更高的资本收益吸引新兴市场国家进行跨境债权投资, 导致新兴市场国家银行跨境贷款总资本流出增加。全球流动性水平上升时, 新兴市场国家银行跨境总资本流入显著增加。

表 1 GEPU 对银行跨境资本流动的影响

	总资本流入			总资本流出			净资本流入		
	$GInT_{it}$	$GInL_{it}$	$GInS_{it}$	$GOutT_{it}$	$GOutL_{it}$	$GOutS_{it}$	$NInT_{it}$	$NInL_{it}$	$NInS_{it}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$GEPU_t$	-0.948*** (0.134)	-0.703*** (0.112)	-0.111*** (0.034)	-0.689* (0.387)	-0.731** (0.368)	-0.043 (0.136)	-1.027*** (0.230)	-0.750*** (0.198)	-0.127 (0.090)
GDP_{it}	0.051*** (0.010)	0.042*** (0.009)	0.009*** (0.003)	-0.017 (0.030)	-0.035 (0.029)	0.003 (0.011)	0.084*** (0.017)	0.073*** (0.015)	0.010 (0.007)
IR_{it}	0.067 (0.153)	0.071 (0.129)	-0.060 (0.039)	0.352 (0.441)	0.029 (0.424)	0.180 (0.154)	-0.125 (0.261)	0.147 (0.228)	-0.140 (0.102)
ER_{it}	-1.988*** (0.525)	-1.976*** (0.477)	-0.354*** (0.133)	-0.153 (1.641)	-0.293 (1.568)	-0.603 (0.576)	-2.811*** (0.897)	-2.960*** (0.843)	-0.213 (0.352)
FFR_t	0.155*** (0.026)	0.123*** (0.022)	0.002 (0.007)	0.156** (0.077)	0.190*** (0.073)	-0.022 (0.027)	0.118*** (0.045)	0.086** (0.039)	0.008 (0.018)
$OECDM1_t$	0.484*** (0.123)	0.360*** (0.102)	0.051* (0.031)	0.216 (0.358)	0.172 (0.337)	0.080 (0.126)	0.569*** (0.210)	0.437** (0.181)	0.025 (0.082)

¹ 21 个样本国家: 阿尔巴尼亚、亚美尼亚、白俄罗斯、玻利维亚、巴西、智利、哥伦比亚、多米尼加、厄瓜多尔、萨尔瓦多、格鲁吉亚、洪都拉斯、印度尼西亚、哈萨克斯坦、马其顿、摩尔多瓦、罗马尼亚、南非、泰国、土耳其、乌克兰。

常数项	2.705*** (0.463)	1.998*** (0.388)	0.327*** (0.117)	2.979** (1.347)	3.381*** (1.276)	-0.105 (0.472)	2.581*** (0.794)	1.757** (0.685)	0.521* (0.310)
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.218	0.176	0.071	0.019	0.025	0.021	0.121	0.093	0.024
样本国家数	19	21	19	21	21	21	19	21	19
观测值	905	1090	908	1034	1090	1038	895	1090	897

注：（）内为标准误，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著；样本国家数为 19 是因为摩尔多瓦和萨尔瓦多的银行跨境债券资本流入数据缺失，从样本国家中删除摩尔多瓦和萨尔瓦多重复实证检验，结论保持不变。下同。

（二）银行外国净头寸与 GEPU 对银行跨境资本流动的交互作用

银行外国净头寸的异质性作用如表 2-表 4 所示。第一，表 2 第（2）、（4）、（6）列交互项系数为正且在统计上显著，GEPU 上升时，新兴市场国家银行持有外国净资产将缓解本国银行跨境总资本流入减少，背负外国净负债将加剧本国银行跨境总资本流入减少，假设 2a 成立¹。此外，如图 1 所示，这种异质性作用不对称，持有外国净资产对总资本流入减少的缓解作用远远小于背负外国净负债对总资本流入减少的加剧作用。第二，表 3 第（6）列交互项系数为正且在统计上显著，假设 2b 在银行跨境债券资本流动上成立²。第三，表 4 第（2）和（4）列交互项系数为正且在统计上显著，银行持有更多外国净资产能缓解 GEPU 上升时银行跨境贷款净资本流入减少，总的银行跨境净资本流入的异质性反应也是如此。

表 3 银行外国净头寸与 GEPU 对银行跨境总资本流入的影响

	$GlnT_{it}$		$GlnL_{it}$		$GlnS_{it}$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$GEPU_t$	-0.763*** (0.156)	-0.583*** (0.160)	-0.553*** (0.133)	-0.449*** (0.132)	-0.150*** (0.037)	-0.119*** (0.038)
$BANKexp_{it}$	-0.047*** (0.007)	-0.245*** (0.047)	-0.039*** (0.006)	-0.217*** (0.037)	-0.005*** (0.002)	-0.038*** (0.011)
$GEPU_t \times BANKexp_{it}$		0.041*** (0.010)		0.036*** (0.007)		0.007*** (0.002)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.241	0.265	0.226	0.254	0.101	0.116
样本国家数	19	19	21	21	19	19
观测值	590	590	668	668	591	591

¹ 文章篇幅有限，控制变量和常数项的回归结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。下同。

² 文章篇幅有限，边际效应图未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。下同。

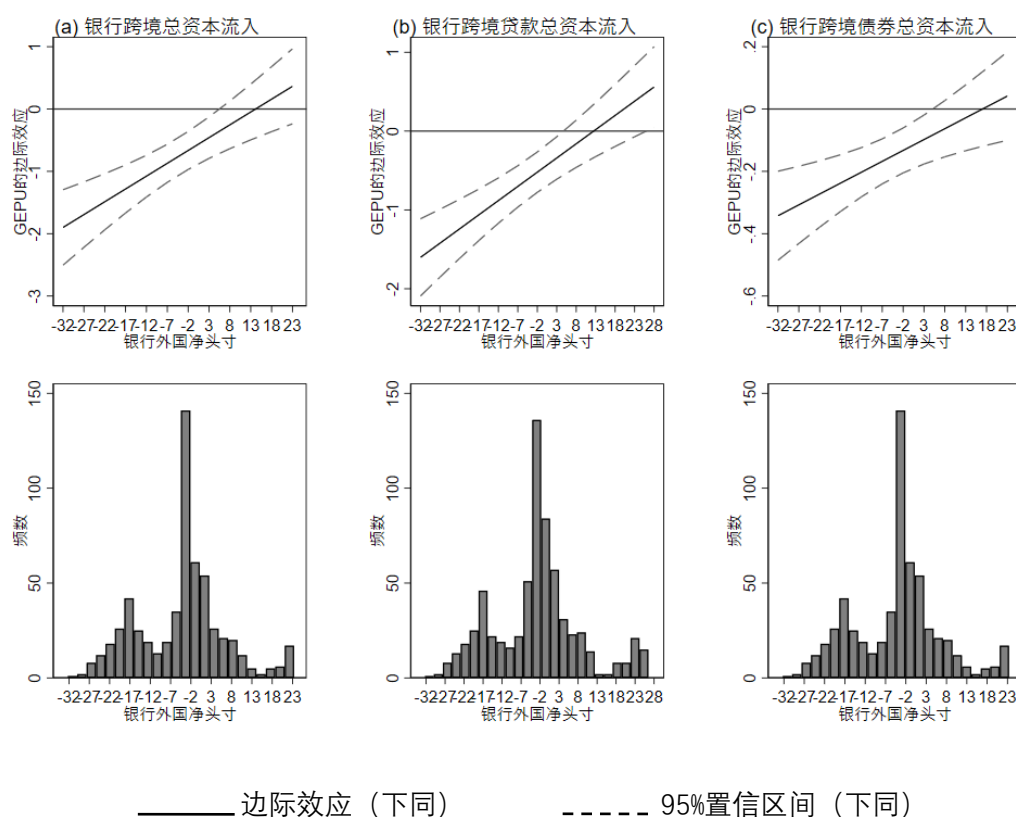


图 1 银行外国净头寸与 GEPU 对银行跨境总资本流入的异质性影响

表 3 银行外国净头寸与 GEPU 对银行跨境总资本流出的影响

	$GOutT_{it}$		$GOutL_{it}$		$GOutS_{it}$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$GEPU_t$	-0.598 (0.499)	-0.479 (0.505)	-0.686 (0.492)	-0.644 (0.499)	-0.067 (0.174)	0.012 (0.175)
$BANKexp_{it}$	-0.002 (0.022)	-0.203 (0.138)	-0.005 (0.021)	-0.076 (0.138)	-0.003 (0.008)	-0.137*** (0.048)
$GEPU_t \times BANKexp_{it}$		0.041 (0.028)		0.014 (0.028)		0.027*** (0.010)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.029	0.033	0.031	0.031	0.016	0.029
样本国家数	21	21	21	21	21	21
观测值	646	646	668	668	646	646

表 4 银行外国净头寸与 GEPU 对银行跨境净资本流入的影响

	$NInT_{it}$		$NInL_{it}$		$NInS_{it}$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$GEPU_t$	-0.752*** (0.275)	-0.607** (0.284)	-0.586** (0.247)	-0.474* (0.249)	-0.137 (0.129)	-0.167 (0.134)
$BANKexp_{it}$	-0.057*** (0.013)	-0.214** (0.084)	-0.041*** (0.011)	-0.235*** (0.069)	-0.002 (0.006)	0.030 (0.039)
$GEPU_t \times BANKexp_{it}$		0.033* (0.017)		0.039*** (0.014)		-0.007 (0.008)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.151	0.157	0.129	0.140	0.021	0.022
样本国家数	19	19	21	21	19	19
观测值	583	583	668	668	583	583

(三) 非银行金融机构外国净头寸与 GEPU 对银行跨境资本流动的交互作用

非银行金融机构外国净头寸对银行跨境总资本流入的异质性作用如表 5 和图 2 所示¹。表 5 第 (6) 列交互项系数为正且在统计上显著，全球经济政策不确定性上升时，新兴市场国家非银行金融机构外国净负债每增加 1 个标准差 (12.643%)，银行跨境债券总资本流入 ($GInS_{it}$) 边际减少 0.051% (12.643%×0.004)，相当于 $GInS_{it}$ 的 0.198 个标准差²，这一异质性作用在经济上也是显著的，假设 3a 在银行跨境债券资本流动上成立。如图 2 (c) 所示，GEPU 上升时，非银行金融机构背负外国净负债的新兴市场国家银行跨境债券总资本流入减少，并且外国净负债规模的增加会显著加剧银跨境债券总资本流入减少的程度。当 GEPU 上升时，背负外国净负债端非银行金融机构为了管理风险，与本国银行进行外汇远期或外汇互换交易，将风险转移给本国银行，本国银行与外国银行进行衍生品交易以管理风险，外国银行为了对冲风险，在即期市场上卖出本国债券，从而导致本国银行跨境债券总资本流入减少。

¹ 非银行金融机构外国净头寸对银行跨境总资本流出和净资本流入没有显著的异质性作用，文章篇幅有限，相关结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

² 文章篇幅有限，变量描述性统计未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

表 6 非银行金融机构外国净头寸与 GEPU 对银行跨境总资本流入的影响

	$GInT_{it}$		$GInL_{it}$		$GInS_{it}$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$GEPU_t$	0.033 (0.127)	0.031 (0.128)	0.061 (0.119)	0.061 (0.119)	-0.043 (0.037)	-0.045 (0.037)
$NONBexp_{it}$	-0.007 (0.005)	-0.026 (0.036)	-0.008 (0.005)	-0.005 (0.033)	0.001 (0.002)	-0.020** (0.010)
$GEPU_t \times NONBexp_{it}$		0.004 (0.007)		-0.000 (0.006)		0.004** (0.002)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.151	0.151	0.134	0.134	0.079	0.087
样本国家数	19	19	21	21	19	19
观测值	520	520	579	579	521	521

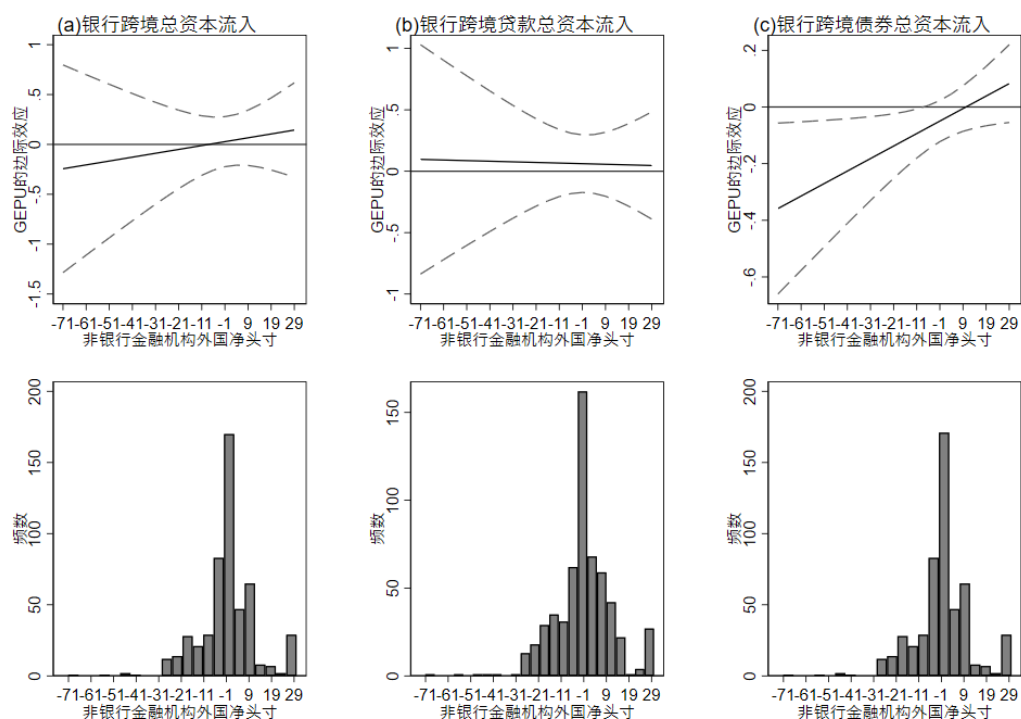


图 2 非银行金融机构外国净头寸与 GEPU 对银行跨境总资本流入的异质性影响

五、稳健性检验

为保证本文实证结果的稳健性，进行以下稳健性检验¹。

¹ 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。

第一，控制其他变量和固定效应。首先，额外控制新兴市场国家股票市场状况、资本账户开放程度以及金融发展状况进行检验；其次，在异质性作用的检验中加入季度固定效应，一定程度上控制随时间变化因素的影响。基准结论稳健。

第二，处理内生性。参与 Baker et al. (2016) 的 GEPU 指数构建的国家与本文样本国家有少数重合，本文采取两种处理办法。首先，从样本国家中剔除重合国家¹进行检验。其次，分别使用美国和欧洲的 EPU 指数作为 GEPU 指数的工具变量进行回归（谭小芬等，2018）。本文主要结论稳健。

第三，排除全球金融危机的影响。2008 年全球金融危机期间，新兴市场国家经历了总资本流入和净资本流入的大幅下降，为了确保样本选取具有随机性和代表性，需排除全球金融危机的影响。将 2008 年第三季度雷曼兄弟宣布破产作为全球金融危机开端（Ahmed & Zlate, 2014），2010 年第一季度作为全球金融危机结束（Shim & Shin, 2021）。本文使用虚拟变量 $Crisis_t$ 表示全球金融危机，加入 $Crisis_t$ 和 $Crisis_t \times GEPU_t$ 作为控制变量进行检验，基准结论仍成立。

第四，排除新兴市场国家经济不确定性的影响。新兴市场国家本身的经济政策不确定性或经济不确定性也会影响本国资本流动，受到国家 EPU 指数可得性限制，本文考虑剔除新兴市场国家经济不确定性（Economic Uncertainty, EU）的影响。参考顾海峰和于家珺（2019）的做法，控制新兴市场国家经济不确定性的影响后，结论仍成立。

第五，GEPU 指数的其他构建方法²。GEPU 指数中包含中国 EPU 指数，Baker et al. (2016) 最初构建的中国 EPU 指数在准确性上存在缺陷，Davis et al. (2019) 做了改进。在此基础上，最新的 GEPU 指数使用 Baker et al. (2016) 的中国 EPU 指数和 Davis et al. (2019) 的中国 EPU 指数计算简单算数平均值衡量中国经济政策不确定性³。Huang & Luk (2020) 进一步完善了中国 EPU 指数，在最新研究中被广泛采用（李政等，2020；郭田勇和孙光宇，2021；荆中博等，2021；萧月等，2021），但在 GEPU 指数构建中更新。本文使用 Huang & Luk (2020) 的中国 EPU 指数计算新的 GEPU 指数进行检验，结论仍成立。

六、结论和政策建议

本文发现，全球经济政策不确定性上升时：第一，新兴市场国家银行跨境贷款总资本流

¹ 巴西、智利、哥伦比亚。

² 感谢编辑提出的建设性意见。

³ 资料来源：https://www.policyuncertainty.com/global_monthly.html。GEPU 指数的构建方法由 Baker et al. (2016) 提出，并在官网更新。

入和银行跨境债券总资本流入减少；第二，银行跨境贷款总资本流出减少，银行跨境债券总资本流出没有显著变化；第三，银行跨境净资本流入显著减少。异质性研究结果表明，新兴市场国家银行和非银行金融机构外国净头寸会产生异质性作用。全球经济政策不确定性上升时：第一，银行持有外国净资产能缓解总资本流入的减少，背负外国净负债会加剧总资本流入的减少，并且前者的缓解作用远远小于后者的加剧作用；第二，新兴市场国家非银行金融机构如果背负大规模外国净负债，其出于风险管理需要而与本国银行进行的衍生品交易会加剧新兴市场国家跨境银行债券总资本流入的减少。

本文政策启示在于：第一，全球经济政策不确定性变动会对新兴市场国家银行跨境资本流动造成显著影响，需要政策制定者予以关注。第二，银行业背负大规模外国净负债会加剧全球经济政策不确定性上升时新兴市场国家跨境银行资本流入的减少，非银行金融机构外国净负债也会在一定程度上产生类似加剧作用，在全球经济政策不确定性高位波动的背景下，银行和非银行金融机构外债积累带来的风险值得新兴市场国家引起注意。第三，我国在跨境资本流动宏观审慎监管框架中纳入全口径融资管理，对银行和非银行金融机构跨境融资进行相互协同、信息共享的宏观审慎管理，这一中国经验可以为各新兴市场国家提供有益借鉴。第四，对于中国而言，随着我国金融市场开放和发展，金融机构之间联动性日益加强，需结合银行和非银行金融机构实际情况，在宏观审慎监管框架下对不同主体的跨境融资杠杆率、风险转换因子以及宏观审慎调节参数进行适时调整，防范短期跨境资本“大进大出”风险。

【参考文献】

- [1] 顾海峰, 于家骥. 中国经济政策不确定性与银行风险承担[J]. 世界经济, 2019 (11): 148-171
- [2] 郭田勇, 孙光宇. 经济政策不确定性、融资成本和企业创新[J]. 国际金融研究, 2021 (10): 78-87
- [3] 荆中博, 王聆睿, 方意. 经济政策不确定性上升会促进中国房地产企业投资吗? ——来自中国 A 股上市公司的经验分析[J]. 国际金融研究, 2021 (02): 12-22
- [4] 李政, 孙丽玲, 王子美. 基于关联网络的经济政策不确定性全球溢出效应研究[J]. 国际金融研究, 2020 (04): 54-64
- [5] 谭小芬, 张凯, 耿亚莹. 全球经济政策不确定性对新兴经济体资本流动的影响[J]. 财贸经济, 2018 (03): 35-49
- [6] 萧月, 李心丹, 陈丽阳, 陈潜润. 多元不确定性冲击下国际油价波动风险研究[J]. 国际金融研究, 2021 (10): 46-55
- [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 (08): 151-172
- [8] 祝继高, 胡诗阳, 陆正飞. 商业银行从事影子银行业务的影响因素与经济后果——基于影子银行体系资金融出方的实证研究[J]. 金融研究, 2016 (01): 66-82
- [9] Ahmed S, Zlate A. Capital Flows to Emerging Market Economies: A Brave New World[J]. Journal of International Money and Finance, 2014: 221-248
- [10] Avdjiev S, Hardy B, Kalemli-Ozcan S, Servén L. Gross Capital Flows into Banks, Corporates and Sovereigns[J]. NBER Working Paper, 2017
- [11] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. Quarterly Journal of Economics, 2016 (4): 1593-1636
- [12] Bruno V, Shin H S. Capital Flows and the Risk-Taking Channel of Monetary Policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2015a: 119-132
- [13] Bruno V, Shin H S. Cross-Border Banking and Global Liquidity[J]. Review of Economic Studies, 2015b: 535-564
- [14] Calvo G A, Leiderman L, Reinhart C M. Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors[J]. IMF Staff Papers, 1993 (1): 108-151
- [15] Calvo G A, Leiderman L, Reinhart C M. Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s[J]. Journal of Economic Perspectives, 1996 (2): 123-139
- [16] 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: 133-149
- [17] Davis J S, Valente G, van Wincoop E. Global Drivers of Gross and Net Capital Flows[J]. Journal of International Economics, 2021
- [18] Davis S J, Liu D, Sheng X S. *Economic Policy Uncertainty in China since 1949: The View from Mainland Newspapers*, 2019
- [19] Diamond D W, Dybvig P H. Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity[J]. Journal of Political Economy, 1983 (3): 401-419
- [20] Forbes K J, Warnock F E. Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight, and Retrenchment[J]. Journal of International Economics, 2012 (2): 235-251

- [21] Fratzscher M. Capital Flows, Push Versus Pull Factors and the Global Financial Crisis[J]. Journal of International Economics, 2012 (2): 341-356
- [22] Ghosh A R, Qureshi M S, Kim J I, Zalduendo J. Surges[J]. Journal of International Economics, 2014 (2): 266-285
- [23] Hashimoto Y, Krogstrup S. Capital Flows: The Role of Bank and Nonbank Balance Sheets[J]. IMF Working Papers, 2019
- [24] Huang Y, Luk P. Measuring Economic Policy Uncertainty in China[J]. China Economic Review, 2020
- [25] Krogstrup S, Tille C. Foreign Currency Bank Funding and Global Factors[J]. IMF Working Papers, 2018
- [26] McCauley R N, McGuire P, Von Peter G. The Architecture of Global Banking: From International to Multinational?[J]. BIS Quarterly Review, 2010
- [27] Raunig B, Scharler J, Sindermann F. Do Banks Lend Less in Uncertain Times?[J]. Economica, 2017 (336): 682-711
- [28] Shim I, Shin K. Financial Stress in Lender Countries and Capital Outflows from Emerging Market Economies[J]. Journal of International Money and Finance, 2021
- [29] Taylor M P, Sarno L. Capital Flows to Developing Countries: Long- and Short-Term Determinants[J]. World Bank Economic Review, 1997 (3): 451-470

The Impact of Global Economic Policy Uncertainty on Cross-border Bank Capital Flows in Emerging Market

Tan Xiaofen Zuo Zhenying

Abstract: In the context of the increasingly complex global economic situation, banks' cross-border business and the resulting cross-border capital flows are inevitably affected by the uncertainty of global economic policies, which puts forward higher requirements for the monitoring and management of short-term cross-border capital flows. In view of this, this paper studies the impact of global economic policy uncertainty on cross-border bank capital flows in emerging market countries.

Based on the quarterly data of 21 emerging market countries from 2001 to 2020, this paper studies the impact of global economic policy uncertainty on cross-border bank capital flows of emerging market countries. The results show that when the global economic policy uncertainty rises, the cross-border bank loan gross inflow, gross outflow and net inflow of emerging market countries decreases, and the cross-border bank debt security gross inflow decreases. The heterogeneity test shows that when the global economic policy uncertainty increases: firstly, the holding of net foreign assets by banks in emerging market countries can alleviate the reduction of the bank loan gross inflow, and the carrying of net foreign liabilities can exacerbate the reduction of the bank loan gross inflow, and the effect of the former is much less than that of the latter; next, the non-bank financial institutions engage in derivatives transactions with banks to manage foreign exposures, thereby changing the response of banks' cross-border capital flows to global economic policy uncertainty, specifically, emerging market countries where nonbank bear net foreign liabilities experience a decrease in cross-border bank debt security gross inflow, which is exacerbated by the increase in the net foreign liabilities.

Changes in global economic policy uncertainty will have a significant impact on the cross-border capital flows of banks in emerging market countries, and the accumulation of foreign debts by banks and non-bank financial institutions will exacerbate the reduction in cross-border bank capital inflows of emerging market countries when global economic policy uncertainty rises. Policymakers need to be aware of this risk and improve their macroprudential framework for short-term cross-border capital flow management.

Keywords: Economic policy uncertainty , Cross-border banking flows , Bank portfolio management, Net foreign positions

货币政策究竟如何影响经济杠杆率？ ——银行竞争与货币政策信贷渠道关系视角

战明华¹ 李 帅² 汤颜菲³ 吴周恒⁴

【内容摘要】保持合理的杠杆率是新时期防控金融风险，实现经济高质量增长的基本保证。考虑到近些年来我国连续遭受重大外部冲击的背景，这一问题就更具重要现实意义。货币政策调控经济杠杆率的效果与银行市场结构密切相关。利用拓展的 IS-LM-CC 模型，本文构建了分析银行竞争度影响货币政策冲击的一般均衡理论分析框架，提出了相应的假说并进行了实证检验。主要得到如下结论：一是银行竞争度的提高在短期弱化了货币政策调控经济杠杆率的效果，但长期效应不确定。二是短期内银行竞争对经济杠杆率关于货币政策冲击响应的弱化效应，与银行“利润结构机制”密切相关。三是银行竞争度的影响效果对企业异质类型具有敏感性，特别是对外生制度安排导致的企业异质性影响效果不显著。研究具有创新货币政策调控方式选择，以及协同推进金融和实体市场化改革等政策含义。

【关键词】银行竞争；货币政策信贷渠道；经济杠杆率；SVAR

引 言

虽然一个国家的最优杠杆率水平与其金融结构有关，但世界各国经济发展的历史实践表明，较高的经济杠杆率既是金融风险的一个重要表征，也是诱发经济金融危机和导致经济长期失衡的诱因。近些年来，中国的经济杠杆率仍承受多重重压：一是 2008 年宽松政策诱致的政府部门债务高企这一历史遗留问题尚未有效解决；二是中美贸易摩擦和新冠疫情进一步恶化了部分企业的资产负债表；三是当前对房地产的重大调整不仅可能会导致相关企业资产负债表的恶化且有引发系统性金融风险隐忧。因此，未来如何将我国的经济杠杆率稳定在一个合理的水平，既是防范化解重大金融风险的基本要求，也是实现经济高质量发展的前提保障（中央财经委员会第十次会议，2021 年 8 月）。从功能的角度来看，作为货币供应“水龙头”的总阀门，货币政策调控对这一问题的解决具有无可替代的作用。近些年来央行以去杠杆为重要政策目标，同时实施了多种货币政策以期望降低杠杆率，但这需要通过特定的传

¹ 战明华，广东外语外贸大学金融学院教授、广州市人文社科重点研究基地华南财富研究中心执行主任。

² 李帅，广东外语外贸大学金融学院博士。

³ 汤颜菲，中山大学岭南学院博士。

⁴ 吴周恒，广东外语外贸大学金融学院副教授、金融开放与资产管理中心研究员。

导渠道。对中国来说，虽然近些年证券市场发展迅速，但银行仍是社会融资最重要的来源，因而信贷渠道也仍是最重要的货币政策传导渠道（战明华和李欢，2018；张娜，2019）。由此，考察中国的货币政策是否通过信贷渠道对经济杠杆率实现了有效调控具有重要的现实意义。

影响货币政策银行信贷渠道传导的因素有很多，其中最重要的一个因素是银行业竞争所决定的市场结构，但学界对二者关系的理解并未达成一致。一些研究认为，银行竞争度越强或银行垄断性越弱，银行缓冲货币政策冲击的能力越弱，货币政策银行信贷渠道的效果就越强（Baglioni, 2007；刘莉亚和余晶晶，2018）。但另一些研究认为，银行竞争度的提高会诱发银行贷款决策的“飞向风险”效应（Viral & Hassan, 2012）。竞争激励银行通过影子银行等渠道规避货币政策的调控，从而弱化货币政策的信贷渠道（Chen et al., 2018）。显然，这些研究的一个重要经济含义是货币政策通过银行信贷渠道调控经济杠杆率的效果，与银行竞争度有着密切的联系。近些年来，随着经济进入新常态，中国银行业的竞争发生了很大的变化，竞争不仅体现在分支机构扩张的数量竞争，而且随着物理网点分布的逐渐饱和与金融科技快速发展，银行竞争日益转变化为价格和业务竞争。银行竞争态势的这些新变化很可能改变了银行微观经济行为特征和信贷市场的质量及结构，进而影响货币政策通过银行信贷渠道调控经济杠杆率的效果。可见，选择银行竞争与货币政策银行信贷渠道关系作为研究的切入视角，既符合变量之间关系的经济逻辑，又契合当前中国银行业市场结构特征的现实经济背景。

一、文献综述

杠杆率分为宏观和微观两个层面。宏观经济杠杆率衡量了经济整体基于未来现金流偿还债务的能力，微观杠杆率则指的是家庭、企业和政府的杠杆率。宏观杠杆率是微观杠杆率的表征，微观杠杆率则是宏观杠杆率变动的成因与微观基础，因此，如果试图对经济杠杆率有一个“穿透”式的理解，需要对二者同时关注。虽然宏观杠杆率对于判断系统性金融风险极为重要，但要理解货币政策影响经济杠杆率的机理，尚须从企业等部门微观角度入手。在我国，随着数字金融的兴起和金融中介机构的套利行为，近几年来，企业、家庭和政府的杠杆率边际变化呈较快上升趋势，金融杠杆率问题也成为影响经济均衡可持续发展和金融稳定的最需关注因素之一。在此背景下，货币政策在“稳增长”的同时，也被赋予“降杠杆”的战略任务。但是，关于货币政策是否以及如何去杠杆的问题，已有研究存在争议。刘晓光和张杰平（2016）认为由于存在信贷与货币分离的金融加速器效应，因而仅通过降低货币供应量

难以实现去杠杆的目的。

在关于银行竞争对货币政策信贷渠道的影响中，已有研究也并未取得一致意见。一部分研究认为低竞争度削弱了货币政策信贷渠道的效果（陈雄兵，2017）；另一些研究则持相反的观点（Baglioni，2007）；也有部分研究认为二者相关性不显著（Van，1985）。一些深入的研究得出了更为复杂的结论：Gunji et al.（2009）运用跨国数据从宏观微观两个角度证明货币政策冲击对银行竞争程度不同的经济体的影响具有非对称性。关于银行竞争度影响货币政策银行信贷渠道的传导机理，已有研究从两个方面进行了探讨：第一，银行竞争度影响了银行资产负债表中资产方关于货币政策冲击的响应特征。货币政策冲击不仅通过利率渠道影响了银行资产负债表中的负债方，还通过改变银行可贷资金数量而影响了银行资产负债表中的资产方，并且这一影响与银行资本充足率和流动性等银行特质有关，而银行竞争度则与这些银行特质密切相关（Gambacorta，2005）。第二，银行竞争度的变化影响了银行与企业之间信息不对称问题的严重性。Petersen & Rajan（1995）的研究发现，在竞争性市场环境下，银行谈判与销售等成本难以分期摊薄，银行行为会短视化而不愿投资于银企关系的培养，相对来说，新生小企业却能在集中度较高的市场中以较低成本获得更多贷款。

不过，从上述的文献总结可以看出，虽然已有文献对银行竞争影响货币政策银行信贷渠道的问题，从不同视角做了卓有成效的研究，但尚未有明确的从经济杠杆率视角的考察，因此要深入理解这一问题，需要构建一个新的理论分析框架。相对已有研究，本文的可能贡献如下：一是将银行竞争影响经济杠杆率在货币政策银行信贷渠道冲击下的响应作为研究切入点，弥补了已有研究的缺失；二是基于 IS-LM-CC 模型，通过将银行竞争度作为制度变迁外生变量，构建了一个从一般均衡角度上解释银行竞争改变货币政策通过银行信贷渠道影响经济杠杆率的理论模型；三是类似 Gunji et al.（2009），同时从宏观与微观两个视角对理论假说进行了实证检验，使得研究更具微观逻辑基础；四是考察了研究结果对于不同企业类型分布特征的敏感性，加深了对于中国微观企业结构性特征重要性的认识。论文后面部分内容安排如下：一是构建理论模型并提出相应假说；二是从宏观视角为验证假说提供经验证据；三是进一步从微观企业异质性视角验证假说；最后是结论。

二、理论模型与假说提出

（一）基准模型

1. 信贷市场

我们对 Bernanke & Blinder（1988）的 IS-LM-CC 模型做如下拓展假定：（1）银行业市场

结构为垄断竞争，竞争程度定义为 C 。（2）假定银行的资产供给结构由如下表达式决定：

$B/[D(1-\tau)] = b(I_b, I_l)$ ， $L/[D(1-\tau)] = l(I_b, I_l)$ ，且货币当局通过调整法定准备金率 τ 来实施货币政策。

根据假定可知，银行贷款供给函数为： $L^s = l^s(I_b, I_l, C) \cdot (1-\tau)D$ ，且有 $\partial l^s / \partial I_b < 0$ ， $\partial l^s / \partial I_l > 0$ ， $\partial l^s / \partial C > 0$ 。企业贷款需求函数为： $L^d = L^d(I_l, Y)$ ，其中 L^d 为企业贷款需求， Y 为总产出，且有 $\partial L^d / \partial I_l < 0$ ， $\partial L^d / \partial Y > 0$ 。于是，信贷市场均衡时有：

$$l^s(I_b, I_l, C) \cdot (1-\tau)D = L^d(I_l, Y) \quad (1)$$

为了最终求解出相关解析表达式，本文将式（1）线性化处理为：

$$L = (\beta_1 - b_1 I_b + l_1 I_l + c_1 C) \cdot D(1-\tau) = \beta_2 - l_2 I_l + y_1 Y \quad (2)$$

其中， L 为均衡的贷款总量， b_1 、 l_1 、 c_1 、 l_2 、 y_1 为 I_b 、 I_l 、 C 、 Y 等变量所对应的线性化系数且均大于 0， β_1 、 β_2 为线性化表达式中的常数项。式（2）的线性差分形式为：

$$\Delta L = (-b_1 \Delta I_b + l_1 \Delta I_l + c_1 \Delta C) \cdot D(1-\Delta \tau) = -l_2 \Delta I_l + y_1 \Delta Y \quad (3)$$

2. 货币市场

类似 Bernanke & Blinder（1988），将货币供给函数设定为： $M^s = M_0 / [r + (1-r)\tau]$ ，其中 M^s 为货币供给， M_0 为基础货币， r 为现金比率。货币需求函数为： $M^d = M^d(Y, I_b)$ ，其中 M^d 为货币需求， $\partial M^d / \partial Y > 0$ ， $\partial M^d / \partial I_b < 0$ 。因此货币市场均衡为：

$$M_0 / [r + (1-r)\tau] = M^d(Y, I_b) \quad (4)$$

其线性差分形式为：

$$M_0 / [r + (1-r)\Delta \tau] = y_2 \Delta Y - b_2 \Delta I_b \quad (5)$$

其中， y_2 、 b_2 为 Y 、 I_b 等变量所对应的线性化系数且均大于 0。

3. 产品市场

产品市场均衡仍用传统凯恩斯主义的 IS 曲线表示，其线性及线性差分形式如下：

$$Y = \beta_4 - b_3 I_b - l_3 I_l \quad (6)$$

$$\Delta Y = -b_3 \Delta I_b - l_3 \Delta I_l \quad (7)$$

其中， b_3 、 l_3 为 I_b 、 I_l 等变量所对应的线性化系数且均大于 0， β_4 为线性化表达式中的常数项。

4. 均衡解

式（3）、（5）和式（6）、（7）分别联立求解，并将式（3）两边同除以 ΔY ，然后联立求解可得：

$$\frac{\Delta L}{\Delta Y} = \frac{l_2 \Delta I_l (1 - \frac{b_3 y_1}{b_1 (1 - \Delta \tau) D})}{[\frac{b_3}{b_1} (l_1 \Delta I_l + \frac{l_2 \Delta I_l}{(1 - \Delta \tau) D}) + l_3 \Delta I_l] + \frac{b_3}{b_1} c_1 \Delta C} + y_1 \quad (8)$$

式 (8) 关于 $\Delta \tau$ 和 ΔC 求偏导可得:

$$\frac{\partial^2 (\frac{\Delta L}{\Delta Y})}{\partial \Delta \tau \partial \Delta C} = \frac{l_2 \Delta I_l \frac{y_1}{(1 - \Delta \tau)^2 D} c_1}{[(l_1 \Delta I_l + \frac{l_2 \Delta I_l}{(1 - \Delta \tau) D} + \frac{b_1}{b_3} l_3 \Delta I_l) + c_1 \Delta C]^2} + \frac{2(1 - \frac{b_3 y_1}{b_1 (1 - \Delta \tau) D}) \frac{(l_2 \Delta I_l)^2}{(1 - \Delta \tau)^2 D} c_1}{\frac{b_3}{b_1} [(l_1 \Delta I_l + \frac{l_2 \Delta I_l}{(1 - \Delta \tau) D} + \frac{b_1}{b_3} l_3 \Delta I_l) + c_1 \Delta C]^3} > 0 \quad (9)$$

式 (9) 表明, 宏观杠杆率关于法定准备金率和银行竞争度的二阶偏导为正, 这说明银行竞争度弱化了法定准备金率对宏观杠杆率的边际效应。据此, 本文提出如下假说。

假说 1: 银行竞争引起的银行资产扩张效应, 使得银行竞争度的提高弱化了货币政策冲击对经济杠杆率影响的边际效应。

(二) 考虑企业异质性的拓展模型

为了考虑企业异质性的影响, 本文进一步做如下假定: 第一, 经济中的企业类型分为两类, 一类是高抵押能力的, 一类是低抵押能力的。第二, 市场信息是不对称的, 银行存在信贷配给行为, 贷款供给受到企业抵押能力 Ma 的影响, 银行的贷款供给量与企业抵押能力之间具有正相关性。重复基准模型中的推导过程, 可以得到与基准模型类似的均衡解¹。推导结果显示, 宏观杠杆率关于法定准备金率、银行竞争度、企业抵押能力的三阶混合偏导为负。结合基准模型可知, 随着企业抵押能力的提高, 银行竞争度对于货币政策去杠杆的效果被显著弱化。据此, 本文提出如下假说。

假说 2: 企业抵押能力的不同会通过影响银行竞争度变化而影响货币政策的传导效果, 并进而影响经济的杠杆率。

三、研究设计

(一) 银行竞争度影响货币政策边际效应的模型设定

1. SVAR 模型设定

考虑到如下两个原因, 本文采用 Aleem (2010) 的传统 SVAR 方法进行分析: 一是系统中的变量个数与样本容量相比较小; 二是可以利用理论与中国经济实际相结合的方法来选择 VAR 系统中的变量, 并对变量进行时序动态排序, 从而弱化变量排序对脉冲结果的影响。本文的 SVAR 模型设定如下:

¹ 限于篇幅, 此处省略了拓展模型的具体推导过程, 备索。

$$\begin{aligned} AY_t &= \Gamma_1 Y_{t-1} + \Gamma_2 Y_{t-2} + L + \Gamma_p Y_{t-p} + u_t \\ Y_t &= (ler_t \ gdp_t \ p_t \ mp_t \ r_t \ exr_t \ loan_t \ std_t \ d_t)^T, \quad u_t = (u_{1t} \ u_{2t} \ L \ u_{9t})^T \end{aligned} \quad (10)$$

其中, gdp 为产出, p 为价格水平, mp 为货币政策, $loan$ 为信贷渠道, r 为利率渠道, exr 为汇率渠道, std 为资产价格渠道, ler 为银行竞争度, d 为经济杠杆率, u 为随机扰动项。类似 Aleem (2010), 我们用两种情况下脉冲响应之差大致代表竞争度对银行贷款关于政策冲击响应的影响效果。

2. 单方程结构模型设定

考虑到 VAR 技术在识别微观机制方面的不足, 本文还将利用上市公司资产负债表数据, 从微观角度对假说 1 做进一步的检验。借鉴张小宇和刘金全 (2013) 的做法, 采用如下的门限回归模型:

$$\begin{aligned} \frac{AGD_{it}}{AST_{it}} &= \beta_0 + \sum_{j=0}^1 \beta_{j+1} 1_j(mp_t) \times mp_t + \beta_3 ler_t + \sum_{j=0}^1 \beta_{j+4} 1_j(mp_t) \times mp_t \times ler_t + \beta_6 loan_t \\ &+ \sum_{j=0}^1 \beta_{j+7} 1_j(mp_t) \times mp_t \times loan_t + \sum_{j=0}^1 \beta_{j+9} 1_j(mp_t) \times mp_t \times ler_t \times loan_t + \varphi^T X_{it} + \alpha_i + u_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

其中, AGD/AST 表示企业总负债/企业总资产, α 为企业个体固定效应。X 为控制向量, 包括企业资产规模 AST 、企业管理费用 MC 、企业现金流 CF 、企业净利润 NPM 、企业销售额 INC 和企业股权结构 SHR 、宏观经济先行景气指数 $indic$ 等。 $1_j(mp)$ ($j=0, 1$) 为示性函数, 用于反映货币政策冲击的非对称性影响。当 $mp > \gamma$ (γ 为门限值), 即政策扩张时, $1_0(mp)$ 为 1, 其余为 0; $1_1(mp)$ 反之。

(二) 银行竞争度对货币政策边际效应的异质性影响模型设定

基于中国的实际, 本部分从产权和资产负债表状况角度对企业抵押能力进行分类, 以对假说 2 进行检验。参照尹志超和甘犁 (2011), 模型设定如下:

$$\begin{aligned} \frac{AGD_{it}}{AST_{it}} &= \beta_0 + \sum_{j=0}^1 \beta_{j+1} 1_j(mp_t) \times mp_t + \beta_3 ler_t + \sum_{j=0}^1 \beta_{j+4} 1_j(mp_t) \times mp_t \times ler_t \\ &+ \beta_6 loan_t + \sum_{j=0}^1 \beta_{j+7} 1_j(mp_t) \times mp_t \times loan_t + \sum_{j=0}^1 \beta_{j+9} 1_j(mp_t) \times mp_t \times ler_t \times loan_t \\ &+ \sum_{j=0}^1 \beta_{j+11} 1_j(mp_t) \times mp_t \times HE_{it} + \sum_{j=0}^1 \beta_{j+13} 1_j(mp_t) \times mp_t \times ler_t \times loan_t \times HE_{it} + \varphi^T X_{it} + \alpha_i + u_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

其中, HE 为表示产权 (PS)、规模 (CS)、流动性比率 (CL)、资本金比率 (CC)、利润率 (CP) 等企业异质性的虚拟变量。当企业为民营企业时, $PS=1$, 否则为 0; 当企业为小规模企业时, $CS=1$, 否则为 0; 当企业为低流动性比率企业时, $CL=1$, 否则为 0; 当企业为低资本金比率企业时, $CC=1$, 否则为 0; 当企业为低利润率企业时, $CP=1$, 否则为 0。

本文使用的数据样本时段为 2007 年至 2020 年, 时间频率为季度。微观企业数据的样本截面为沪深两市 A 股以及中小板的部分公司, 数据来自 wind 数据库。宏观时间序列数据

来自中国人民银行网站和 wind 数据库。为消除周期因素的影响, 部分时间序列数据已做 Census X-12 季节调整。所有序列均进行了单位根检验, 非平稳变量进行了差分处理¹。

四、实证结果分析

(一) 银行竞争度对货币政策边际效应的影响: VAR 模型实证结果

图 1 给出了银行竞争度影响货币政策边际效应的实证结果。由图中前两部分可知, 经济杠杆率 (d) 对货币政策 (mp) 的脉冲响应始终表现为先增大后逐渐趋向于 0 且始终为正的, 这意味着无论在何种条件下, 扩张性的货币政策确实会通过银行信贷渠道提升经济的杠杆率, 符合金融内生不稳定理论。进一步的, 图中的脉冲响应差值始终为正表明, 当银行结构趋于垄断即偏离竞争状态时, 货币政策通过银行信贷渠道对经济杠杆率的边际效应被扩大了。也就是说, 在其他条件相同的情况下, 银行竞争度 (ler) 的提高削弱了货币政策通过信贷渠道调控经济杠杆率的边际效应, 这支持了假说 1 的判断。不过, 图中结果同样显示, 伴随着时间的推移, 银行竞争度所产生的影响在逐渐减弱。这意味着随着银行竞争程度的提高, 扩张性货币政策在短期内通过银行信贷渠道对于经济杠杆率的放大效应会边际递减, 但长期内的效应不确定。

上述结果与 Bernanke 和 Gertler (1989) 等提出的信贷渠道金融加速器理论相一致。那么, 能否用这一理论解释中国的结果呢? 本文认为, 信贷渠道加速器的作用或许只是其中的一个原因。除此以外, 中国还有一种导致这一结果产生的新的机制, 这种机制源自银行利润最大化目标以及因利率结构激励而出现的资产规模扩张效应, 本文称之为“利润结构机制”。虽然在样本期内, 中国的利率市场化改革不断推进, 但是, 利率市场化并未显著地改变中国的金融市场分割问题, 而且有效的货币政策利率传导走廊也未全面建立, 因而商业银行获利主要是通过传统的借贷利差。在借贷利差基本稳定的条件下, 银行利润的主要来源是资产规模。根据垄断厂商的利润最大化函数可知, 此时银行的贷款利率是贷款数量的函数, 因而其均衡贷款量的决定是一个在贷款利率与贷款数量之间综合平衡的过程, 即为了获得更高额的利润, 银行不需要一味地增加贷款量, 反而会更加偏向于对信贷需求方实行信贷配给, 这也导致此时货币政策银行信贷渠道的作用效果较强。而对于竞争度高的市场, 银行的边际贷款收益与外生的资金边际成本更接近于一致, 因而利润的获得更加依赖贷款量的增加, 此时银行无法再通过实施信贷配给来获得超额利润。由于 2017 年前金融监管相对于金融技术、金

¹ 限于篇幅, 此处省略了有关 SVAR 模型最优滞后阶数判断以及变量排序后的最终约束矩阵形式等相关介绍说明, 备索。

融模式和产品的创新相对滞后，银行外部风控制约机制弱化，这一现象就表现得尤其突出。

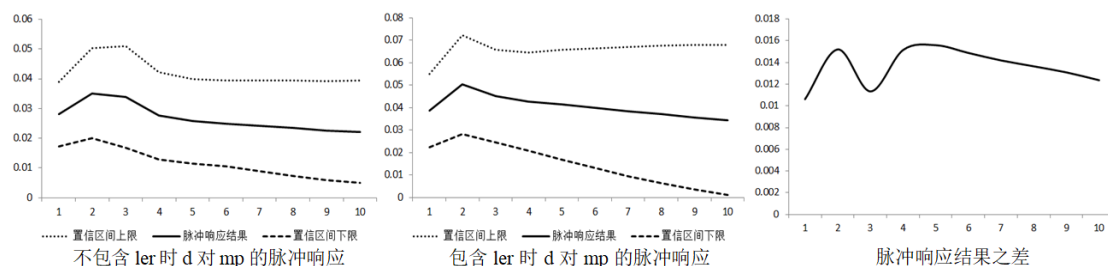


图 1 银行竞争度对货币政策边际效应的影响¹

(二) 银行竞争度对货币政策边际效应的影响：单方程结构模型实证结果

表 1 给出了式 (11) 的实证估计结果，根据表中结果可以得到以下结论。首先，信贷渠道是企业负债率对货币政策冲击响应的重要渠道，且银行垄断程度的提高即竞争程度的降低显著放大了这一渠道的效应，这与总量分析的结果一致。对比第 (2)、(3) 列的结果可以发现，在控制了银行信贷渠道 (loan) 的影响后， $l_0(mp) \times mp$ 和 $l_0(mp) \times mp \times ler$ 的系数绝对值均显著减小，虽然未对二者进行非嵌套检验，但由于两个系数估值均是显著的且满足一致性，因此较大概率可以认为在控制银行信贷渠道 (loan) 的影响后，货币政策以及银行竞争度的作用显著减小，这表明信贷渠道是构成货币政策传导的重要渠道。上述结果与中国金融市场仍存在分割、市场化利率体系仍不健全以及金融市场存在较严重摩擦的事实相吻合。同时，根据 $l_0(mp) \times mp \times ler \times loan$ 的系数显著为正这一回归结果可知，银行垄断程度的提高即竞争程度的降低放大了货币政策通过银行信贷渠道对企业负债率的冲击效果，这也与前面总量分析的结论相一致。其次，扩张与紧缩性货币政策具有非对称性，但这一现象并未影响分析的结论。表中各列结果均显示，相对于扩张性货币政策时期内银行竞争度的显著影响，几乎在任何情形下，紧缩性货币政策时期内银行竞争度的影响都不太显著，但系数却为正。这说明，虽然银行竞争对企业负债率关于紧缩性货币政策冲击的响应，也有一定程度的弱化效应，但这种效应相较于其对扩张性货币政策的明显更弱。逻辑上，这一结果同样可通过银行竞争强化了银行资产扩张冲动的角度来解释。

¹ 图中前两部分分别给出了是否包含银行竞争度 (ler) 情况下，经济杠杆率 (d) 关于货币政策 (mp) 的脉冲响应结果，图中虚线表示 95% 的置信区间。

表 1 货币政策对企业负债率冲击的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$I_0(\text{mp}) \times \text{mp}$	0.0336*** (0.0061)	0.0264** (0.0127)	0.0225** (0.0105)	0.0294*** (0.0071)	
$I_1(\text{mp}) \times \text{mp}$	0.0259 (0.0204)	0.0241 (0.0215)	0.0203 (0.0175)		0.0265* (0.0140)
lerner		0.1413** (0.0672)	0.1163** (0.0552)	0.1706*** (0.0419)	0.1071 (0.0852)
$I_0(\text{mp}) \times \text{mp} \times \text{lerner}$		0.0849*** (0.0162)	0.0684** (0.0331)	0.0715*** (0.0216)	
$I_1(\text{mp}) \times \text{mp} \times \text{lerner}$		0.0629 (0.0501)	0.0417 (0.0389)		0.0549 (0.0471)
loan			0.0861** (0.0410)	0.1062*** (0.0303)	0.0685* (0.0362)
$I_0(\text{mp}) \times \text{mp} \times \text{loan}$			0.0437** (0.0205)	0.0569*** (0.0167)	
$I_1(\text{mp}) \times \text{mp} \times \text{loan}$			0.0329 (0.0287)		0.0294 (0.0237)
$I_0(\text{mp}) \times \text{mp} \times \text{lerner} \times \text{loan}$			0.3736** (0.1771)	0.4018** (0.1843)	
$I_1(\text{mp}) \times \text{mp} \times \text{lerner} \times \text{loan}$			0.2991 (0.2376)		0.3362 (0.2915)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
Adjust-R ²	0.55	0.58	0.56	0.54	0.51
样本容量	31696	31696	31696	31696	31696
门限值 γ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

注：括号“()”内为稳健标准误；***、**、*分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。下同。

(三) 银行竞争度对货币政策边际效应的异质性影响实证结果

表 2 给出了式 (12) 的估计结果, 根据表中结果可以得到以下结论。第一, 银行竞争度对于货币政策作用效果的影响具有明显的企业异质性, 并且这一影响与企业抵押能力成反向关系, 这支持了假说 2 的结论。具体的, 表中各列的变量 $I_0(\text{mp}) \times \text{mp} \times \text{lerner} \times \text{loan} \times \text{HE}$ 和 $I_0(\text{mp}) \times \text{mp} \times \text{HE}$ 的系数估计结果均显著为正。这说明对于民营企业等抵押能力较弱的企业而言, 扩张性货币政策对其企业负债率的影响更为强烈, 并且银行竞争度通过货币政策信贷渠道对其企业负债率的调控作用也更为显著。相对来说, 对国有企业等抵押能力较强的企业, 货币政策的作用效果以及银行竞争度的调控作用则相对较弱, 这与假说 2 的结论相符。不过, 表中各列 $I_1(\text{mp}) \times \text{mp} \times \text{lerner} \times \text{loan} \times \text{HE}$ 的系数估计结果虽为正但并不显著, 这说明在紧缩性货币政策条件下, 银行竞争度对于货币政策作用效果的影响并不具备明显的企业异质性。

第二, 在紧缩性货币政策条件下, 产权结构这一企业异质性因素所造成的货币政策对于

企业负债率的异质性作用效果最为明显,并且银行竞争度的提高没有显著地弱化这种异质性作用效果。表中第二列的实证结果显示,变量 $I_1(mp) \times mp \times HE$ 的系数估计结果在 1% 的水平上显著为正,而变量 $I_1(mp) \times mp \times lerner \times loan \times HE$ 的系数估计结果虽为正但并不显著。这一结果说明对于民营企业而言,紧缩性货币政策对其企业负债率的影响明显更为强烈,而银行竞争度通过货币政策信贷渠道对企业负债率的调控作用虽然可能存在,但并不明显。这一结论只是为银行竞争会弱化对民营企业的信贷配给的观点,提供了微弱的证据支持。对于上述结果,本文可以尝试从几个方面予以解释:首先,虽然竞争加剧了外部的市场激励环境,但是决定商业银行决策的关键性因素,仍是内部治理结构与制度激励机制,显然,后者的完善目前还需要相当长的路要走。二是基于外生的制度安排,民营企业与国有企业在抵押品提供能力方面存在差距,国有企业有着更强的显性与隐性抵押品提供能力,因此当面临紧缩性货币政策而须紧缩信贷时,民营企业就会成为商业银行信贷资金配给减少的主要承担者。从系统性改革的角度来看,这一结果还具有如下更深层次的含义:金融市场化改革必须坚持金融和经济一体化的系统论观点,跳出就金融论金融的窠臼,且须遵循一定的次序,没有实体经济全面市场化改革支撑的金融市场化改革,带来的很可能是风险而非资源配置效率的提高。

表 2 异质性企业负债率对货币政策冲击响应回归结果

企业异质性虚拟变量	企业产权 结构 PS	企业规模 CS	企业流动 性比率 CL	企业资本 金比率 CC	企业利润 率 CP
$I_0(mp) \times mp$	0.0215** (0.0102)	0.0231** (0.0110)	0.0223** (0.0104)	0.0246** (0.0115)	0.0219** (0.0097)
$I_1(mp) \times mp$	0.0195 (0.0157)	0.0212 (0.0179)	0.0206 (0.0165)	0.0219 (0.0178)	0.0188 (0.0159)
lerner	0.1168** (0.0539)	0.1295** (0.0597)	0.1182** (0.0543)	0.1240** (0.0581)	0.1136** (0.0527)
$I_0(mp) \times mp \times \text{lerner}$	0.0641** (0.0306)	0.0718** (0.0336)	0.0695** (0.0341)	0.0621** (0.0298)	0.0653** (0.0315)
$I_1(mp) \times mp \times \text{lerner}$	0.0418 (0.0375)	0.0489 (0.0437)	0.0442 (0.0362)	0.0479 (0.0430)	0.0428 (0.0371)
loan	0.0695** (0.0327)	0.0737** (0.0349)	0.0852** (0.0410)	0.0771** (0.0353)	0.0812** (0.0395)
$I_0(mp) \times mp \times \text{loan}$	0.0410** (0.0196)	0.0452** (0.0213)	0.0396* (0.0207)	0.0420** (0.0203)	0.0442** (0.0213)
$I_1(mp) \times mp \times \text{loan}$	0.0346 (0.0295)	0.0313 (0.0276)	0.0305 (0.0261)	0.0295 (0.0247)	0.0339 (0.0291)
$I_0(mp) \times mp \times \text{lerner} \times \text{loan}$	0.3419** (0.1562)	0.3856** (0.1771)	0.4023** (0.1879)	0.3512** (0.1680)	0.3682** (0.1805)
$I_1(mp) \times mp \times \text{lerner} \times \text{loan}$	0.2591 (0.2146)	0.2892 (0.2509)	0.2658 (0.2273)	0.2771 (0.2412)	0.2883 (0.2338)
$I_0(mp) \times mp \times \text{HE}$	0.0124*** (0.0031)	0.0029* (0.0015)	0.0048** (0.0022)	0.0061** (0.0028)	0.0057** (0.0026)
$I_1(mp) \times mp \times \text{HE}$	0.0161*** (0.0042)	0.0048 (0.0039)	0.0072* (0.0038)	0.0088 (0.0071)	0.0095 (0.0082)
$I_0(mp) \times mp \times \text{lerner} \times \text{loan} \times \text{HE}$	0.1431*** (0.0405)	0.0695* (0.0369)	0.0912*** (0.0296)	0.1041*** (0.0325)	0.1146*** (0.0371)
$I_1(mp) \times mp \times \text{lerner} \times \text{loan} \times \text{HE}$	0.1092 (0.0916)	0.0716 (0.0593)	0.0860 (0.0723)	0.0927 (0.0791)	0.1072 (0.0839)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
Adjust-R ²	0.53	0.59	0.57	0.55	0.52
样本容量	31696	31696	31696	31696	31696
门限值 γ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

五、结论和政策建议

在考虑银行竞争对银行资产负债表中贷款供给和银企信贷市场的代理摩擦成本等影响的条件下, 本文从宏微观两个层面, 考察了银行竞争对货币政策调控经济杠杆率的影响问题, 研究的具体内容聚焦于银行竞争度对货币政策通过银行信贷渠道传导冲击的影响。研究发现: 第一, 银行竞争度的提高, 在短期弱化了货币政策通过银行信贷渠道调控经济杠杆率的效果,

但长期效应不确定。第二，短期内银行竞争对经济杠杆率关于货币政策冲击响应的弱化效应产生机制，可能主要源于银行资产扩张效应，其与具有中国特殊性的银行“利润结构机制”密切相关。第三，微观证据表明，不同的企业异质性特征对于货币政策对经济杠杆率的冲击有着不同的影响，而银行竞争度的改变对于这些影响的边际效应也具有不同的作用效果。第四，银行竞争度对紧缩与扩张性货币政策有着非对称影响，但这种非对称性并未影响平均意义上的结论，且揭示了导致经济中企业投资系统性偏误现象须将信贷市场供给侧纳入考虑范围的重要性。

根据研究结论，本文提出如下政策建议：

第一，央行须依据商业银行的市场结构创新调控经济杠杆率的方式与渠道。当前我国宏观经济杠杆率仍处于相对高位的事实以及后疫情时代主要成熟经济体国家缩表将带来的冲击，对央行如何调控和维持经济的杠杆率处于一个合意的水平，提出了新的挑战。传统上，银行信贷渠道是央行调控杠杆率的主要方式，但本文的分析表明，随着银行竞争的加剧，这一调控方式的效果会被显著弱化，因此需要创新货币政策调控手段。从国际经验来看，可借鉴美联储在 2007 年金融危机期间直接干预证券资产价格与接管重组金融公司的操作，在货币政策传导机制受阻而经济杠杆率又亟须调整的条件下，考虑实施直接置换商业银行不良信贷资产等直接干预信贷市场的非常规货币政策。

第二，市场体系的健全是一个系统工程且是动态的，须谨慎评估银行竞争的效果。虽然银行竞争度的提高往往被认为是构建市场化的货币政策传导机制和优化金融资源配置的重要途径，但是，通过货币政策调控经济杠杆率必须注意银行市场结构所带来的多重影响，有效调控效果的获得有赖于系统化的全局市场化改革和银行内外风险监控体系构建。银行业的过度竞争不仅会因银行风险承担行为变化而产生监管问题，而且如果没有实体经济市场化改革的配合，甚至会扭曲央行货币政策的调控效果，加剧金融资源的非均衡配置和恶化经济的杠杆率问题。

第三，贯彻十九大构建高水平社会主义市场经济体制的全面改革战略方针，消除导致企业异质性的外生制度安排。企业异质性问题的存在会导致货币政策调控中的“赢者通吃”等问题。具有自然垄断特征或高成长率的企业因自身财务状况更健全而可获得更多的金融资源，是市场资源效率配置导向的功能体现，但是一些源于外生制度安排的企业抵押能力的异质性，会导致效率并不高的企业在央行货币政策调控中获得更多的好处，扭曲和弱化货币政策对杠杆率的调控效果。通过贯彻新发展理念推进十九大建设高水平市场经济体制的战略，消除企业抵押能力的制度异质性，可以实现央行调控杠杆率和提高经济效率的统一。

【参考文献】

- [1] 陈雄兵. 银行竞争, 市场力量与货币政策信贷传导[J]. 财贸经济, 2017(2):63-76
- [2] 刘莉亚, 余晶晶. 银行竞争对货币政策传导效率的推动力效应研究——利率市场化进程中银行业的微观证据[J]. 国际金融研究, 2018(3):57-67
- [3] 刘晓光, 张杰平. 中国杠杆率悖论——兼论货币政策“稳增长”和“降杠杆”真的两难吗[J]. 财贸经济, 2016(8):5-19
- [4] 尹志超, 甘犁. 信息不对称、企业异质性与信贷风险[J]. 经济研究, 2011(9):121-132
- [5] 战明华, 李欢. 金融市场化进程是否改变了中国货币政策不同传导渠道的相对效应?[J]. 金融研究, 2018(5):20-36
- [6] 张娜. 货币政策银行信贷渠道传导效应分析——基于银行微观竞争水平的视角[J]. 国际金融研究, 2019(2):54-65.
- [7] 张小宇, 刘金全. 规则型货币政策与经济周期的非线性关联机制研究[J]. 世界经济, 2013(11):3-26
- [8] Aleem, A. Transmission Mechanism of Monetary Policy in India[J]. Journal of Asian Economics, 2010,21(2):186-197
- [9] Baglioni, A. Monetary Policy Transmission under Different Banking Structures: The Role of Capital and Heterogeneity[J]. International Review of Economics and Finance, 2007,16(1):78-100
- [10] Bernanke, B S, Blinder, A S. Credit, Money, and Aggregate Demand[J]. American Economic Review, 1988,78(2):435-439
- [11] Bernanke, B S, Gertler, M. Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations[J]. American Economic Review, 1989,79(1):14-31
- [12] Chen, K, Ren, J, Zha, T. The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China[J]. American Economic Review, 2018,108(12):3891-3936
- [13] Gambacorta, L. Inside the Bank Lending Channel[J]. European Economic Review, 2005,49(7):1737-1759
- [14] Gunji, H, Miura, K, Yuan, Y. Bank Competition and Monetary Policy[J]. Japan and the World Economy, 2009,21(1):105-115
- [15] Petersen, M A, Rajan, R G. The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships[J]. Quarterly Journal of Economics, 1995,110(2):407-443
- [16] Van, H D. Bank Market Structure and Monetary Control[J]. Journal of Money, Credit, and Banking, 1985(17):298-311
- [17] Viral, A, Hassan, N. The Seeds of a Crisis: A Theory of Bank Liquidity and Risk Taking over the Business Cycle[J]. Journal of Financial Economics, 2012,106(2):349-366

金融强监管对金融机构与实体经济间极端风险双向溢出效应的影响

胡春阳¹ 马亚明²

【内容摘要】基于 150 家上市金融与实体机构数据，利用偏 t 分布 Realized-GARCH 模型估计日度风险价值，应用 Elastic-Net-VHAR 网络模型测度金融与实体机构间极端风险溢出水平，使用面板计量模型分析金融强监管政策影响及作用机制。研究发现：第一，银行部门在金融实体网络中具有最高重要性，实体部门对金融部门风险输出水平相对较高。第二，在 2013 年和 2015 年两次危机期间，银行等金融部门对实体部门风险输出水平降低，风险输入水平升高；2017 年金融强监管政策开启后，呈现出相反趋势；2020 年新冠疫情以来，演化趋势再次反转。第三，金融强监管系列政策有效抑制金融机构受实体风险输入，金融机构影子银行规模是中介传导渠道，同时该风险降低效应在商业银行中更加明显。基于主要结论，为监管层、金融机构、实体企业提出针对性防风险对策。

【关键词】金融机构；实体经济；极端风险溢出；金融强监管；影子银行

引言

2019 年中央经济工作会议将防范化解重大风险列入三大攻坚任务之一，强调提升金融服务实体经济质量和效率。实体经济是金融发展根基，金融体系是实体融资主要渠道，金融与实体之间联系愈发紧密。一方面，金融体系可以通过优化资源配置效率促进实体经济发展，缓解重大风险；但另一方面，信贷业务独特属性为极端风险在金融与实体之间相互传导提供天然通道，当实体经济面临重大事件冲击时，实体企业违约风险提升会导致金融机构流动性风险增加，极端风险在金融体系内部通过杠杆和关联机制进一步扩大，反过来对实体经济产生负外部性，最终可能形成金融与实体之间风险“共振”。故此，对于极端风险研究不能局限于金融体系内部，将金融与实体机构纳入到同一框架内测度其双向极端风险溢出水平并分析其在重大事件冲击下动态演化趋势，对于捕捉极端风险源头、防范金融与实体之间风险“共振”、促进金融与实体良性循环健康发展具备重要理论和现实价值。

2017 年以来，党和政府奠定“防范风险、统筹监管、脱虚向实、坚定去杠杆”金融强

¹ 胡春阳，经济学博士，天津财经大学金融学院讲师；

² 马亚明，经济学博士，天津财经大学金融学院教授，博士生导师。

监管基调。在国务院金融稳定发展委员会统筹下，各监管部门加强协同监管，接续出台银行“三三四十”专项整治、将表外理财纳入 MPA 考核、“资管新规”等强监管政策，旨在消除监管套利空间，严控影子银行风险，促使金融回归服务实体经济本质。故此，精确比较“金融强监管”政策前后金融与实体之间双向极端风险溢出水平演化特征，对政策影响和作用机制进行分析，有助于判断“金融强监管”系列政策实施效果、识别极端风险驱动因素，为监管层以及金融和实体机构提供有益建议。

一、文献综述

对于极端风险溢出测算方法，当前学术界主流方法是构建复杂网络，具体可分为两大类。第一大类方法利用金融机构实际业务数据构建网络，主要包括银行间同业借贷网络（Upper & Worms, 2004; 杨子晖和李东承, 2018）和共同持有资产网络（Duarte & Eisenbach, 2015; Greenwood et al., 2015; 方意和黄丽灵, 2019）。此类方法理论基础丰富，可以较为准确地刻画金融机构之间风险传导过程；不过数据频率较低，具有一定滞后性，网络构建往往局限于金融体系内部。第二大类方法利用金融市场数据构建网络，数据频率大幅度提升，具有前瞻预测性，可以将金融与实体纳入同一网络框架内。主要包含三种：一是均值关联网络，先依次测算机构两两之间风险相关性，再构建机构间复杂网络，主要包括相关系数法（Patro et al., 2013; 朱波和马永谈, 2018）、格兰杰因果方法（Billio et al., 2012; 李政等, 2016）、非线性格兰杰因果方法（Hong et al., 2009）等。该方法测度简便，但测算时只能逐次将两支机构置于孤立环境中分析其关联性，难以准确捕捉风险来源。二是尾部关联网络，基本思想是将 Adrian & Brunnermeier（2016）等学者提出的尾部依赖方法与网络研究相结合，包含 LASSO 分位数回归方法（Hautsch et al., 2015）与 TENET 方法（Hardle et al., 2016; 李政等, 2019）。该方法有效弥补两两环境测算缺陷，并结合降维技术克服维度问题，但往往只能刻画机构间同期风险关联。三是波动关联网络，Diebold & Yilmaz（2014）首先提出基于向量自回归（VAR）模型的广义方差分解法研究机构间溢出关系（即 DY 模型），可以考虑到溢出关系多期特征。此后诸多学者进行扩展，利用向量异质性自回归（VHAR）模型加强溢出关系长记忆性（Fengler & Gisler, 2015; Caloia et al., 2018）、加入降维技术解决维度问题（Demirer et al., 2018）、将尾部风险指标作为自回归变量考察尾部风险关联性（White et al., 2015; 杨子晖等, 2018）。以上文献为研究极端风险关联提供新思路，不过仍然鲜有文献同时将尾部风险、长记忆性与降维技术共同纳入到研究方法中。

对于极端风险研究范畴，大部分文献将研究重点聚焦于金融体系内部（Diebold & Yilmaz,

2014; 杨子晖等, 2018)。一些学者将研究对象扩展到金融与实体共同范畴, 李政等 (2019)、翟永会 (2019)、马亚明和胡春阳 (2021) 通过行业指数数据测度金融与实体之间尾部风险溢出, 朱波和马永谈 (2018)、宁瀚文和屠雪永 (2019) 利用高频数据构建金融与实体机构高维风险关联网络, Cotter et al. (2017)、杨子晖 (2020) 使用金融市场与实体经济实际指标混频数据度量金融与实体之间风险关联水平。不过整体来看, 依然鲜有文献基于高频数据构建金融与实体机构间高维、尾部风险关联网络。

对于金融机构极端风险影响因素, 大多文献关注规模、杠杆率、资产收益率、风险价值等基础变量 (Adrian & Brunnermeier, 2016; Demirer et al., 2018; 张亦春和王骁玮, 2021)。一些文献聚焦非传统信贷业务, 将影子银行业务 (李政等, 2016)、表外业务 (王晓芳和权飞过, 2019)、金融衍生工具业务 (张肖飞和徐龙炳, 2020) 作为主要解释变量, 同时金融监管指标也开始作为研究因素 (胡利琴等, 2018; 苏帆等, 2019)。进一步地, Chui et al. (2015)、朱波和马永谈 (2018) 将重点聚焦于金融与实体之间风险溢出水平, 研究规模、杠杆率等指标以及货币政策对其影响作用。整体来看, 现有文献少有研究金融机构与实体经济间风险关联水平影响因素, 也鲜有文献将金融监管和影子银行规模共同纳入影响因素分析框架。

本文提出如下边际贡献: 第一, 基于上市金融和实体机构五分钟高频数据与日度收益数据, 利用偏 t 分布 Realized-GARCH 模型估计日度风险价值, 以在高维金融实体网络中考察尾部风险关联性。第二, 引入 Elastic-Net-VHAR 网络模型, 同时涵盖尾部关联性、降维技术与风险长记忆性, 并着重分析各金融部门与实体部门之间风险溢出动态演化趋势。第三, 基于金融机构异质性视角, 研究金融强监管政策对金融机构与实体之间双向风险溢出水平影响, 进一步利用中介效应模型分析影子银行规模传导渠道作用, 并分析金融强监管政策效果部门间差异, 为判断金融强监管政策效果、监测机构影子银行规模提供有益参考建议。

二、极端风险溢出测算方法

(一) 基于偏 t 分布 Realized-GARCH 模型的 VaR 测算

本文利用机构日内高频数据, 基于 Hansen et al. (2012) 构建的 Realized-GARCH 框架对机构日度风险价值 (Value-at-Risk, VaR) 进行估计。

第一步, 基于五分钟高频价格数据, 沿用 Christensen & Podolskij (2007) 提出的已实现极差波动率 (RRV) 度量机构日内波动率。式 (1) 中 M 为当日五分钟区间总数, $H_{m,t}$ 和

$L_{m,t}$ 分别代表第 t 日第 m 个五分钟区间内股票价格极大值与极小值。

$$RRV_t = \frac{1}{4 \ln 2} \sum_{m=1}^M (\ln H_{m,t} - \ln L_{m,t})^2 \quad (1)$$

第二步, 考虑到上市金融和实体机构收益率序列分布普遍具有“尖峰厚尾”特征, 借鉴 Watanabe (2012)、Louzis et al. (2013) 思路, 对 Realized-GARCH (1,1) 模型进行改进, 如式 (2) 至式 (4):

$$R_t = c + \phi_1 R_{t-1} + \sqrt{h_t} z_t, z_t : \text{i.i.d. skst}(0, 1, \xi, \nu) \quad (2)$$

$$\ln h_t = \omega + \beta \ln h_{t-1} + \gamma \ln RRV_{t-1} \quad (3)$$

$$\ln RRV_t = \kappa + \pi \ln h_t + \tau_1 z_t + \tau_2 (z_t^2 - 1) + \varepsilon_t, \varepsilon_t : \text{i.i.d. } N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (4)$$

式 (2) 类似于 AR (1) 方程, R_t 为机构第 t 日股价收益率, h_t 为待估计条件波动, 即 $h_t = \text{var}(R_t | \Theta_{t-1})$, Θ_{t-1} 为截至 $t-1$ 日可获得历史信息集, 因此 R_t 条件均值 $E(R_t | \Theta_{t-1}) = c + \phi_1 R_{t-1}$ 。 z_t 为标准化残差, 为符合收益率分布“尖峰厚尾”事实, 将其条件分布设定为偏 t (skst) 分布。标准偏 t 分布概率密度函数如式 (5), 其中 ν 为自由度, ξ 为偏度系数¹, m 和 s 分别为非标准偏 t 分布均值和标准差, 定义如式 (6)。

$$f^{\text{skst}}(z_t | \nu, \xi) = \begin{cases} \frac{2}{\xi + 1/\xi} \text{sg}[\xi(sz_t + m) | \nu] & \text{if } z_t < -\frac{m}{s} \\ \frac{2}{\xi + 1/\xi} \text{sg}[(sz_t + m)/\xi | \nu] & \text{if } z_t \geq -\frac{m}{s} \end{cases} \quad (5)$$

$$m = \frac{\Gamma[(\nu-1)/2] \sqrt{\nu-2}}{\sqrt{\pi} \Gamma(\nu/2)} \left(\xi - \frac{1}{\xi} \right) \quad s = \sqrt{\left(\xi^2 + \frac{1}{\xi^2} - 1 \right) - m^2} \quad (6)$$

式 (3) 类似于 GARCH 方程, 区别在于 Realized-GARCH 模型使用已实现极差波动率度量日内波动率²。式 (4) 为度量方程, τ_1 捕捉负向冲击对波动非对称影响, τ_2 反映波动聚类。残差项 ε_t 服从于正态分布, 且与式 (2) 中 z_t 相互独立。

第三步, 构建联合对数似然函数式 (7), 并且通过最大似然估计方法对 Realized-GARCH 模型进行参数估计。式中, $\theta = (c, \phi_1, \omega, \beta, \gamma, \kappa, \pi, \tau_1, \tau_2, \sigma_\varepsilon, \nu, \xi)'$; $f^{\text{skst}}(R_t | RRV_{t-1}; \theta)$ 和

¹ 自由度 $\nu > 2$, 当 $\nu \rightarrow +\infty$ 时, 偏 t 分布趋向于正态分布。偏度系数 ξ 为正数, $\xi < 1$ 和 $\xi > 1$ 分别对应负偏和正偏, 当 $\xi = 1$ 时, 偏 t 分布退化为标准学生 t 分布。

² 若式 (3) 中 $RRV_{t-1} = R_{t-1}^2$, Realized-GARCH 模型将退化为标准 GARCH 模型。

$f^N(RRV_t | RRV_{t-1}, R_t; \theta)$ 分别代表偏 t 分布和正态分布概率密度函数； $\Gamma(\cdot)$ 为 Gamma 函数；

Ind_t 当满足 $z_t \geq -m/s$ 时取值为 1，否则取值 -1。

$$\begin{aligned} \ln L(R_t, RRV_t; \theta) &= \sum_{t=1}^T \ln f^{\text{skst}}(R_t | RRV_{t-1}; \theta) + \ln f^N(RRV_t | RRV_{t-1}, R_t; \theta) \\ &= \sum_{t=1}^T \ln \Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right) - \ln \Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right) - 0.5 \ln[\pi(\nu-2)] + \ln\left(\frac{2}{\xi + \xi^{-1}}\right) + \ln(s) \\ &\quad - 0.5 \left\{ \ln[\exp(\ln h_t)] + (1+\nu) \ln \left[1 + \frac{(sz_t + m)^2}{\nu-2} \xi^{-2\text{Ind}_t} \right] \right\} - 0.5 \left[\ln(2\pi) + \ln(\sigma_\varepsilon^2) + \frac{\varepsilon_t^2}{\sigma_\varepsilon^2} \right] \end{aligned} \quad (7)$$

第四步，完成参数估计后，对 $t+1$ 日 VaR 进行测度如式 (8)。 α 为极端分位点，本文取值为 0.05； $c_{\alpha, \hat{\nu}, \hat{\xi}}^{\text{skst}}$ 为偏 t 分布 α 分位数，具体设定如式 (9)；式 (9) 中 $c_{\alpha, \hat{\nu}}^{\text{st}}$ 代表标准 t 分布 α 分位数。

$$\text{VaR}^\alpha(t+1|t) = \hat{c} + \hat{\phi}_1 R_t + \sqrt{\exp(\hat{\omega} + \hat{\beta} \ln h_t + \hat{\gamma} \ln RRV_t)} c_{\alpha, \hat{\nu}, \hat{\xi}}^{\text{skst}} \quad (8)$$

$$c_{\alpha, \hat{\nu}, \hat{\xi}}^{\text{skst}} = \begin{cases} \left\{ \left(\frac{1}{\hat{\xi}} \right) c_{\alpha, \hat{\nu}}^{\text{st}} \left[\left(\frac{\alpha}{2} \right) (1 + \hat{\xi}^2) \right] - \hat{m} \right\} / \hat{s} & \text{if } \alpha < 1/(1 + \hat{\xi}^2) \\ \left\{ -\hat{\xi} c_{\alpha, \hat{\nu}}^{\text{st}} \left[\left((1-\alpha)/2 \right) (1 + \hat{\xi}^{-2}) \right] - \hat{m} \right\} / \hat{s} & \text{if } \alpha \geq 1/(1 + \hat{\xi}^2) \end{cases} \quad (9)$$

(二) Elastic-Net-VHAR 模型建立与估计

将样本内所有金融和实体机构组成一个高维复杂网络，使用 Elastic-Net-VHAR 模型对 DY 模型进行改进。

第一步，根据 Fengler & Gisler (2015) 思路，构建 VHAR 模型对传统 VAR 模型进行降维处理，同时增强其长记忆性。对于回归模型时间序列元素，模型如式 (10)：

$$y_t = \sum_{h \in \{1, 5, 22\}} \beta_h y_{h, t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

式 (10) 中， y_t 是 N 维向量，由第 t 日所有机构 VaR 值组成， N 等于样本数目， h 代表滞后阶数， β_h 为 $N \times N$ 维待估计系数矩阵。解释变量 $y_{h,t}$ 定义如式 (11)，根据 Corsi (2009) 方法，将 h 分别设定为 1、5 和 22，即代表各序列元素滞后一天、一周和一个月平均值。

$$y_{h,t} = \frac{1}{h} \sum_{i=0}^{h-1} y_{t-i} \quad (11)$$

第二步，参考 Demirer et al. (2018) 方法，对式 (10) 进行逐个方程回归，并采取弹性网络 (Elastic-Net) 方法降维，计算方法如式 (12)，其中 P 为解释变量 x 的维数， λ 是惩罚系数，由“10 折交叉验证”方法确定最优值。

$$\hat{\beta}_{Enet} = \arg \min_{\beta} \left[\sum_{t=1}^N \left(y_t - \sum_i \beta_i x_{it} \right)^2 + \lambda \sum_{i=1}^P \left(\frac{1}{2} |\beta_i| + \frac{1}{2} \beta_i^2 \right) \right] \quad (12)$$

第三步, 利用对式 (10) 进行估计得到的系数矩阵 β_h 构建先验约束 VAR (22) 模型:

$$y_t = \sum_{i=1}^{22} \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

式 (13) 中系数矩阵 ϕ_i 转化方法如式 (14):

$$\phi_i = \begin{cases} \beta_1 + \frac{1}{5} \beta_5 + \frac{1}{22} \beta_{22} & \text{for } i=1 \\ \frac{1}{5} \beta_5 + \frac{1}{22} \beta_{22} & \text{for } i=2, L, 5 \\ \frac{1}{22} \beta_{22} & \text{for } i=6, L, 22 \end{cases} \quad (14)$$

(三) 基于 Elastic-Net-VHAR 模型构建金融实体极端风险网络

得到系数矩阵 ϕ_i 后, 根据 DY 模型构建有权、有向的极端风险网络。假定式 (13) VAR (22) 方程协方差平稳, 将其转化为移动平均形式:

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} \quad (15)$$

A_i 为 $N \times N$ 维系数矩阵, 定义如式 (16), 其中 $A_0 = I_N$, 当 $i < 0$ 时, $A_i = 0$ 。

$$A_i = \phi_1 A_{i-1} + \phi_2 A_{i-2} + \phi_3 A_{i-3} + \dots + \phi_{22} A_{i-22} \quad (16)$$

利用矩阵 A_i 以及式 (13) 残差向量 ε_i 的协方差矩阵 Σ 测算机构之间风险溢出水平, 当预测期为 H 时, 机构 j 对 i 风险溢出水平如式 (17)。其中 σ_{jj} 是矩阵 Σ 第 j 个对角线元素, e_i 和 e_j 为 N 维选择向量, 指向量中第 i 个和第 j 个元素取值为 1, 其余元素取值为 0。

$$d_{ij}^H = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \Sigma A_h' e_i)} \quad (17)$$

进一步地, 对风险溢出水平进行归一化处理如式 (18):

$$\tilde{d}_{ij}^H = \frac{d_{ij}^H}{\sum_{j=1}^N d_{ij}^H} \quad (18)$$

$\tilde{d}_{ij}^H$ 大小即代表极端风险网络中机构 j 对机构 i 风险输出水平。据此, 可以定义在特定时间区间内, 机构 i 在网络中平均风险输出水平 $C_{i \leftarrow g}^H$ 和平均风险输入水平 $C_{i \leftarrow g}^H$:

$$C_{g \leftarrow i}^H = \frac{1}{N-1} \sum_{j=1, j \neq i}^N d_{ji}^H \quad C_{i \leftarrow g}^H = \frac{1}{N-1} \sum_{j=1, j \neq i}^N d_{ij}^H \quad (19)$$

部门 J 对部门 I 平均风险输出水平 $SC_{I \leftarrow J}^H$ 以及部门 I 内部机构间平均风险输出水平 $SC_{I \leftrightarrow I}^H$ 测算方法如式 (20)，式中 N_I 和 N_J 分别代表部门 I 和 J 所含机构数目， $SC_{I \leftarrow J}^H$ 和 $SC_{I \leftrightarrow I}^H$ 值越高，代表部门间或部门内风险溢出水平越高。

$$SC_{I \leftarrow J}^H = \frac{1}{N_I N_J} \sum_{i=1}^{N_I} \sum_{j=1}^{N_J} d_{ij}^H \quad SC_{I \leftrightarrow I}^H = \frac{1}{N_I (N_I - 1)} \sum_{i=1}^{N_I} \sum_{j=1, j \neq i}^{N_I} d_{ij}^H, i \neq j \quad (20)$$

此外，定义机构 i 对另外某个部门 J 内所有机构平均风险输出水平和风险输入水平分别为 $RC_{J \leftarrow i}^H$ 和 $RC_{i \leftarrow J}^H$ ，测算方式如式 (21)：

$$RC_{J \leftarrow i}^H = \frac{1}{N_J} \sum_{j=1}^{N_J} d_{ji}^H \quad RC_{i \leftarrow J}^H = \frac{1}{N_J} \sum_{j=1}^{N_J} d_{ij}^H \quad (21)$$

三、金融机构与实体间极端风险双向溢出水平分析

(一) 样本选择与数据说明

本文样本数据起始于 2008 年 1 月 2 日，截止到 2020 年 6 月 30 日。选取上市金融和实体机构进行分析，对于银行、证券、保险和多元金融等传统金融机构，剔除 2008 年之后上市以及停牌天数过多机构，最终保留 44 家；对于房地产和其他实体机构，从中证公司 2019 年末公布沪深 300 企业名录中进行筛选，保留房地产机构 10 家和其他实体机构 96 家¹。本文样本涵盖 150 家上市金融和实体机构 3038 个交易日数据²，其中五分钟价格数据来源于大智慧网站，日度收益率数据来源于 Wind 数据库。

(二) 金融实体极端风险网络横截面指标分析

使用滚动时间窗口方法，将窗口期设定为 252 个交易日，将预测期设定为 10 个交易日，基于 Elastic-Net-VHAR 网络分析模型进行动态测度，得到金融实体极端风险网络邻接矩阵。根据式 (19) 和式 (20)，对各部门平均风险输出、风险输入水平以及部门间、部门内平均风险溢出水平进行动态测度，根据时间维度取平均值列示于表 1。银行部门风险输出水平和特征向量中心性均为最高，对实体部门风险输出水平也为传统金融部门中最高，保险部门均次之。实体部门平均风险输出水平和特征向量中心性高于多元金融和房地产部门，说明实体企业是金融实体极端风险网络中重要风险来源之一。实体部门内部机构间平均风险溢出水平仅有 0.661，为六部门中最低，但是对传统金融部门和房地产部门平均风险输出水平均在

¹ 我国房地产企业普遍具有“类金融”属性，因此将房地产机构和其他实体机构区分研究。出于书写简便和可读性需要，后文中“实体”机构均指代除房地产之外其他实体机构。

² 文章篇幅所限，样本 150 家上市企业名称未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

0.566 以上, 相差均不到 0.1。由此可见, 实体企业自身极端风险相对较多地转嫁到金融部门, 对于实体企业向金融部门极端风险溢出, 监管层应当尤为重视。

表 1 各部门网络指标及部门间风险溢出关系横截面结果 (单位: %)

	银行	证券	保险	多元金融	房地产	实体
对银行输出	1.376	0.617	0.901	0.415	0.649	0.566
对证券输出	0.723	0.922	0.761	0.677	0.604	0.578
对保险输出	0.970	0.722	1.102	0.496	0.605	0.579
对多元金融输出	0.633	0.818	0.649	0.764	0.585	0.590
对房地产输出	0.801	0.625	0.693	0.492	0.988	0.592
对实体输出	0.696	0.589	0.657	0.485	0.583	0.661
平均风险输出	0.772	0.646	0.705	0.515	0.608	0.632
平均风险输入	0.650	0.640	0.642	0.630	0.638	0.640
特征向量中心性	0.882	0.673	0.784	0.489	0.631	0.648

(三) 金融部门与实体部门间双向风险溢出水平的动态演化趋势

图 1 描绘传统金融和房地产部门与实体部门之间双向风险溢出水平动态演化趋势, 图中三处阴影部分代表三个重大事件危机期间: 一是 2013 年 6—12 月两次银行间市场流动性紧张期间, 二是 2015 年 6—12 月股价大幅波动期间, 三是 2020 年 2—6 月新冠疫情冲击期间。两条垂直虚线代表两次金融强监管政策重要时点: 一是 2017 年 1 月 3 日银行表外理财纳入 MPA 考核, 二是 2018 年 4 月 26 日“资管新规”正式出台。

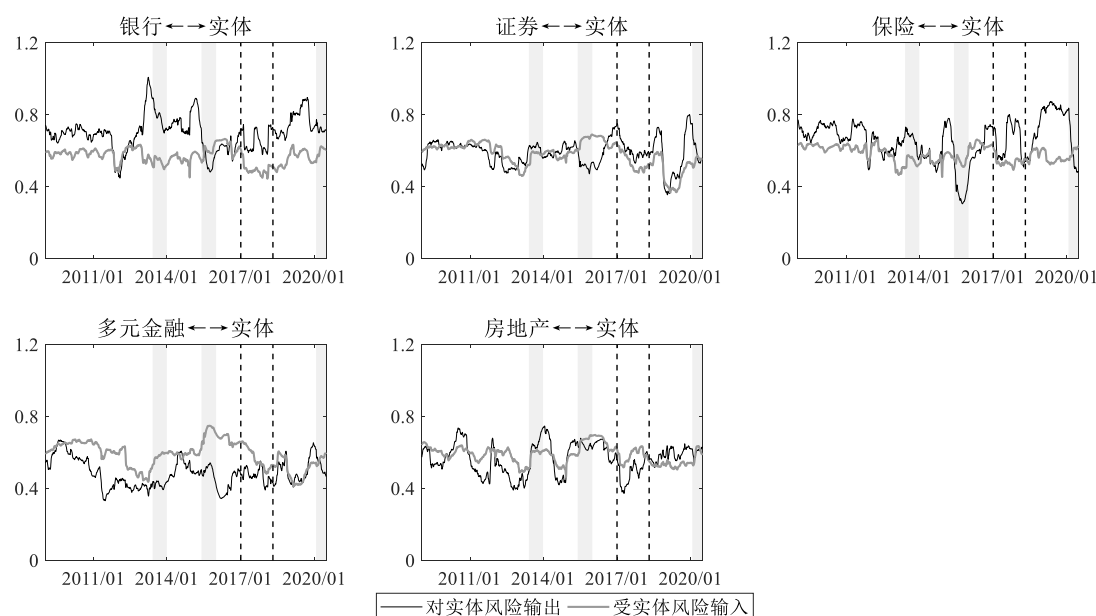


图 1 传统金融和房地产部门对实体部门平均风险输出和输入水平的动态演化趋势

图 1 结果表明, 在前两次危机期间以及金融强监管开启后, 相比于非银行金融部门和房地产部门, 银行部门对实体部门双向风险溢出动态演化趋势呈现最明显对称性: 在前两次危机期间, 银行对实体风险输出水平下降, 实体对银行风险输出水平提升; 在金融强监管开启

后则相反。我国影子银行业务由商业银行主导，从本质上看是商业银行向实体企业投放贷款进行信贷扩张过程，因此当经济出现下行压力、实体企业出现偿付危机时，作为最终贷款方的商业银行承担绝大部分源自实体部门极端风险。同理，金融强监管政策对商业银行开展影子银行业务进行严格限制，实质上有效阻隔实体部门对银行极端风险溢出。对于非银行金融部门和房地产部门，2013 年和 2015 年两次危机期间，四个部门与实体之间双向风险溢出演化趋势与银行实体之间变动趋势基本相同，个别时段存在局部差异。2017 年金融强监管系列政策开启后，四个部门受实体部门风险输入水平均呈现降低趋势，可见强监管系列政策同样有效阻隔非银行金融部门因参与影子银行业务而遭受间接风险扩散。2020 年初新冠疫情爆发后，四大传统金融部门对实体部门风险输出水平均明显降低，受实体部门风险输入水平则明显提高。新冠疫情对经济基本面带来重大冲击，我国 GDP 在 2020 年第一季度出现负增长，实体企业经营困难加剧，致使金融部门面临严重违约风险，造成各金融部门受实体部门风险输入水平明显上升。

四、金融强监管政策的影响和作用机制分析

（一）模型构建与变量说明

以金融机构为研究主体，对金融机构与实体之间极端风险关联水平的影响因素进行分析。为判断金融强监管系列政策对金融与实体之间极端风险关联水平是否具有显著影响，引入金融强监管政策虚拟变量 $Regu$ ，在 2017 年及其之后取值为 1，之前时间取值为 0。其主要依据在于，相较于前期以机构监管、功能监管为主的监管政策，2017 年开启的监管政策强调协同监管、行为监管与穿透式监管，旨在消除监管套利空间，严控影子银行风险。2017 年我国整体影子银行规模同比增长率首次为负，金融机构资产负债表双收缩，可见监管政策对金融市场结构带来明显变化。据此构建基准回归模型式（22）：

$$Risk_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Regu_t + \sum_j \varphi^j X^j_{i,t} + \sum_h \theta^h M^h_t + \varepsilon_{i,t} \quad (22)$$

被解释变量 $Risk$ 代表金融机构与实体之间极端风险关联水平，分别表示金融机构对实体风险输出（ $Risk_out$ ）和受实体风险输入（ $Risk_in$ ），由式（21）进行动态测度后取半年度平均值所得。 X 与 M 分别代表机构层级控制变量与宏观控制变量集合，具体含义及测算口径如表 2。本文选取 44 家金融机构半年度面板数据进行分析，数据来源为 Wind 数据库。

表 2 变量含义及测算口径

	变量名	变量含义	测算口径
被解释变量	Risk_out	金融机构对实体风险输出	根据本文极端风险网络指标测算所得
	Risk_in	金融机构受实体风险输入	根据本文极端风险网络指标测算所得
主要解释变量	Regu	金融强监管虚拟变量	2017 年开始后取值为 1, 之前时间取值为 0
	Shadow1	影子银行规模比重 1	基于狭义口径测算影子银行规模比重
	Shadow2	影子银行规模比重 2	基于广义口径测算影子银行规模比重
控制变量	Size	规模	总资产对数
	Leverage	杠杆率	总负债/总资产
	ROA	总资产收益率	净利润/总资产
	Mismatch	期限错配	总资产/(短期负债-现金持有)
	Liquid	流动资产比率	(总资产-非流动资产)/总资产
	MB	账面市值比	市场价值/账面价值
	Cost	成本收入比	(业务费+管理费)/营业收入
	Income	营业收入增长率	营业收入同比增长率
宏观变量	Return	上证指数收益率	半年度上证指数收益率均值
	Volatility	上证指数波动率	半年度上证指数收益率标准差
	GDP	GDP 增长率	GDP 同比增长率
	M2	M2 增长率	广义货币供应量同比增长率

(二) 金融强监管政策效果基准回归分析

表 3 估计结果表明, 不论是否加入控制变量, 虚拟变量 *Regu* 对 *Risk_in* 在 1% 显著性水平下均有显著负向影响, 但是对 *Risk_out* 影响不显著甚至略微为正, 表明金融强监管政策明显降低金融机构受实体部门风险输入程度, 对于金融机构对实体部门风险输出降低效应不明显, 与上文结论基本一致。

表 3 金融强监管政策效果基准回归分析

	(1) Risk_out	(2) Risk_out	(3) Risk_in	(4) Risk_in
Regu	0.032* (0.019)	-0.018 (0.027)	-0.086*** (0.009)	-0.094*** (0.012)
Size		0.027* (0.016)		0.006 (0.007)
Leverage		-0.121* (0.073)		0.031 (0.032)
ROA		-0.000 (0.002)		0.000 (0.001)
Mismatch		0.000 (0.000)		0.000 (0.000)
Liquid		0.033 (0.217)		-0.139 (0.096)
MB		-0.000 (0.001)		0.001** (0.000)
Cost		-0.443 (0.270)		-0.156 (0.120)
Income		-0.001 (0.001)		-0.000 (0.001)
Return		0.204*** (0.044)		-0.066*** (0.020)
Volatility		-0.024** (0.012)		0.014*** (0.005)
GDP		3.833*** (1.147)		1.322*** (0.510)
M2		0.894* (0.505)		0.049 (0.224)
Constant	0.652*** (0.016)	0.120 (0.228)	0.579*** (0.007)	0.505*** (0.101)
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	771	771	771	771

注：（）内为标准误值，*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著。下同。

采用反事实方法进行稳健性检验，银监会发〔2014〕127 号文件对银行同业业务进行严格规范，2016 年监管层开始明确去杠杆导向，故假设金融强监管政策开启于 2014 年或 2016 年，分别生成虚拟变量 *Regu14* 与 *Regu16* 代替 *Regu* 进行回归。表 4 结果显示¹，*Regu14* 和

¹ 文章篇幅所限，后文控制变量估计结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

Regu16 对 *Risk_in* 影响均显著为正, 即前期以分业监管为特点、强调机构监管的系列金融监管政策并未能有效抑制金融机构受实体风险输入, 反事实检验得以成立。

表 4 金融强监管政策效果的稳健性检验: 反事实检验

	(1) Risk_in	(2) Risk_in	(3) Risk_in	(4) Risk_in
Regu14	0.097*** (0.010)		0.099*** (0.011)	
Regu16		0.092*** (0.010)		0.122*** (0.012)
Constant	0.644*** (0.007)	0.657*** (0.008)	0.885*** (0.091)	1.057*** (0.092)
控制变量	No	No	Yes	Yes
N	771	771	771	771

(三) 金融强监管政策作用机制: 传导渠道分析

金融机构开展或参与影子银行业务形成信用扩张, 资金最终流向实体部门, 实质上可能通过借贷关系渠道加大金融与实体之间极端风险关联水平。同时, 2017 年开启的金融强监管系列政策具有穿透式监管性质, 强调对金融机构采取行为监管, 旨在消除监管套利空间, 降低影子银行风险。故此本文构建三步中介效应模型, 三个步骤分别如式 (22)、式 (23) 和式 (24), 以验证“金融强监管政策实施——影子银行规模比重降低——金融与实体间极端风险关联水平降低”这一传导渠道。

$$Shadow_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Regu_t + \sum_j \varphi^j X_{i,t}^j + \sum_h \theta^h M_t^h + \varepsilon_{i,t} \quad (23)$$

$$Risk_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Regu_t + \gamma_2 Shadow_{i,t} + \sum_j \varphi^j X_{i,t}^j + \sum_h \theta^h M_t^h + \varepsilon_{i,t} \quad (24)$$

式 (23) 和式 (24) 中, 中介变量 *Shadow* 表示金融机构影子银行规模占总资产比重, 参考李政等 (2016) 方法, 基于狭义和广义两个口径测度影子银行规模, 分别记为 *Shadow1* 和 *Shadow2*。表 5 第 (1) 和 (2) 列代表第一步估计结果; 第 (3) 和 (4) 列代表第二步估计结果, 虚拟变量 *Regu* 对 *Shadow1* 和 *Shadow2* 影响系数均在 1% 水平下显著为负, 说明金融强监管政策有效降低金融机构影子银行规模比重; 第 (5) 至 (8) 列表示第三步估计结果, 影子银行规模比重对 *Risk_out* 影响均不显著, 对 *Risk_in* 影响均在 10% 水平下显著为正, 说明金融机构开展或参与影子银行业务会使其更多地受到来自于实体部门极端风险溢出, 加大自身风险承担。第 (2)、(3)、(4)、(7)、(8) 列结果联合证明, 2017 年开启的金融强监管系列政策通过降低金融机构影子银行规模比重, 进而有效抑制金融机构受实体部门极端风险输入。

表 5 金融强监管政策作用机制：基于影子银行规模的渠道分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Risk_out	Risk_in	Shadow1	Shadow2	Risk_out	Risk_out	Risk_in	Risk_in
Regu	-0.018 (0.027)	-0.094*** (0.012)	-0.043*** (0.016)	-0.048*** (0.016)	-0.017 (0.027)	-0.018 (0.027)	-0.092*** (0.012)	-0.092*** (0.012)
Shadow1					0.004 (0.061)		0.050* (0.027)	
Shadow2						-0.012 (0.061)		0.045* (0.027)
Constant	0.120 (0.228)	0.505*** (0.101)	-0.268* (0.139)	-0.211 (0.140)	0.121 (0.229)	0.117 (0.228)	0.518*** (0.101)	0.514*** (0.101)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	771	771	771	771	771	771	771	771

对式（24）进行稳健性检验：第一，替换被解释变量，使用金融机构对实体风险输出和输入水平半年度中位数作为因变量。第二，对机构层级控制变量取滞后一期，以克服内生性问题。稳健性回归结果均成立¹。

（四）金融强监管政策作用机制：政策异质性分析

本文继续关注金融强监管政策是否对商业银行具有更加显著风险抑制作用：第一，我国影子银行业务实质上是商业银行扩大对实体部门贷款规模，从根本上讲，来自实体部门极端风险最终会由实际贷款者商业银行大部分承担；第二，2017 年第一季度将表外理财纳入 MPA 考核以及银监会开展“三违反、三套利、四不当”等一系列专项治理制度，目标均在于整治银行业市场乱象，对银行影响更加直接。构建调节效应模型如式（25），设定虚拟变量 *Bank*，所有商业银行取值为 1，非银行金融机构取值为 0。

$$Risk_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Regu_t * Bank_i + \sum_j \varphi^j X_{i,t}^j + \sum_h \theta^h M_t^h + \varepsilon_{i,t} \quad (25)$$

表 6 结果显示，不论是否加入控制变量，交乘项 *Regu*Bank* 对 *Risk_in* 影响均在 1%水平下显著为负。说明相较于非银行金融机构，金融强监管系列政策更多地降低商业银行受实体部门风险输入水平，与本文推论相符合；交乘项 *Regu*Bank* 对 *Risk_out* 影响均不显著。由此可见，金融强监管系列政策主要是通过降低商业银行受实体风险输入水平来降低金融体系受实体经济风险输入水平。

¹ 文章篇幅所限，稳健性检验估计结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

表 6 金融强监管政策作用机制：基于机构类别的异质性分析

	(1) Risk_out	(2) Risk_out	(3) Risk_in	(4) Risk_in
Regu*Bank	0.021 (0.026)	-0.008 (0.030)	-0.037*** (0.011)	-0.038*** (0.012)
Constant	0.681*** (0.015)	0.262 (0.290)	0.597*** (0.006)	0.773*** (0.117)
控制变量	No	Yes	No	Yes
N	600	600	600	600

五、结论和建议

本文主要结论包括：第一，网络横截面指标显示，银行部门具有最高网络中心性水平以及部门内溢出程度，保险公司均次之；实体部门内部溢出程度最低，与各金融部门之间风险溢出水平相对较高。第二，2013 年和 2015 年两次危机期间，银行对实体风险输出水平降低，风险输入水平上升，2017 年金融强监管开启后则相反；证券、保险、多元金融和房地产部门与实体之间双向风险溢出演化趋势大部分相同。2020 年新冠疫情以来，四个传统金融部门对实体和房地产部门风险输出水平下降，风险输入水平则上升。第三，2017 年开启的金融强监管通过降低金融机构影子银行规模比重，显著抑制金融机构受实体风险输入水平。相较于非银行金融机构，金融强监管政策对商业银行受实体风险输入水平降低效应更加明显。金融强监管系列政策对于严控金融机构影子银行风险、降低金融实体间风险联动起到显著成效，局部风险仍需进一步化解。

根据主要研究结论，提出有针对性政策建议。对于监管层，应当继续加强协同监管力度并实施行为监管，完善 MPA 框架；在新冠疫情重大事件期间，应当鼓励金融机构对中小企业进行资金支持，同时促进差异化监管，完善资产质量风险评估体系，以防范违约风险，减少金融与实体部门之间极端风险溢出。对于商业银行，应当充分发挥独有的贷款筛选功能，加强对实体企业风险评估，进一步控制影子银行风险，缩短资金链条；应当响应国家政策号召，积极参与普惠金融，扶持实体企业健康良性发展，防范来自于实体部门风险溢出。对于非银行金融机构，应主动加强风险管理，降低对通道、委外等类信贷业务依赖；严格控制资产管理业务中对非标资产投资，防范因参与影子银行业务而受到实体部门间接风险溢出。对于实体企业，在经济下行以及新冠疫情压力下，应当加快产业转型升级，注重内部治理质量，提升自身基本面实力，提高贷款透明度，完善信息披露机制，防止对金融机构风险外溢；应

构筑完备风险预警体系，对现金流、营运资金收紧风险进行实时监控，降低源自金融体系风险输出。

【参考文献】

- [1] 方意, 黄丽灵. 系统性风险、抛售博弈与宏观审慎政策[J]. 经济研究, 2019, 54 (9): 41-55
- [2] 胡利琴, 胡蝶, 彭红枫. 机构关联、网络结构与银行业系统性风险传染——基于 VAR-NETWORK 模型的实证分析[J]. 国际金融研究, 2018(6): 53-64
- [3] 李政, 梁琪, 涂晓枫. 我国上市金融机构关联性研究——基于网络分析法[J]. 金融研究, 2016 (8): 95-110
- [4] 李政, 刘淇, 梁琪. 基于经济金融关联网络的中国系统性风险防范研究[J]. 统计研究, 2019, 36 (2): 23-37
- [5] 马亚明, 胡春阳. 脱实向虚和金融强监管对金融实体行业间极端风险关联的影响[J]. 统计研究, 2021, 38 (4): 74-88
- [6] 宁瀚文, 屠雪永. 基于高维波动率网络模型的股票市场风险特征研究[J]. 统计研究, 2019, 36 (10): 58-73
- [7] 苏帆, 于寄语, 熊劼. 更高资本充足率要求能够有效防范金融风险吗? ——基于双重差分法的再检验[J]. 国际金融研究, 2019 (9): 76-86
- [8] 王晓芳, 权飞过. 如何防范银行系统性风险: 去杠杆、稳杠杆, 还是优杠杆? ——基于表外业务结构性数据的实证研究[J]. 国际金融研究, 2019 (9): 65-75
- [9] 杨子晖, 陈雨恬, 谢锐楷. 我国金融机构系统性金融风险度量与跨部门风险溢出效应研究[J]. 金融研究, 2018 (10): 19-37
- [10] 杨子晖, 李东承. 我国银行系统性金融风险研究——基于“去一法”的应用分析[J]. 经济研究, 2018, 53 (8): 36-51
- [11] 杨子晖. 金融市场与宏观经济的风险传染关系——基于混合频率的实证研究[J]. 中国社会科学, 2020 (12): 160-180
- [12] 张肖飞, 徐龙炳. 金融衍生工具与银行系统性风险[J]. 国际金融研究, 2020 (1): 76-85
- [13] 张亦春, 王骁玮. 金融机构风险关联与行业差异研究——基于股市波动视角[J]. 国际金融研究, 2021 (11): 66-75
- [14] 朱波, 马永谈. 行业特征、货币政策与系统性风险——基于“经济金融”关联网络的分析[J]. 国际金融研究, 2018 (4): 22-32
- [15] 翟永会. 系统性风险管理视角下实体行业与银行业间风险溢出效应研究[J]. 国际金融研究, 2019 (12): 74-84
- [16] Adrian T, Brunnermeier M K. CoVaR[J]. American Economic Review, 2016, 106 (7) 1705-1741
- [17] Billio M, Getmansky M, Lo A W. Econometric Measures of Connectedness and Systemic Risk in the Finance and Insurance Sectors [J]. Journal of Financial Economics, 2012, 104 (3) 535-559
- [18] Caloia F G, Cipollini A, Muzzioli S. Asymmetric Semi-volatility Spillover Effects in EMU Stock Markets[J]. International Review of Financial Analysis, 2018 (57) 221-230
- [19] Chiu C, Pena I, Wang W. Industry Characteristics and Financial Risk Contagion[J]. Journal of Banking and Finance, 2015 (50): 411-427
- [20] Christensen K, Podolskij M. Realized Range-based Estimation of Integrated Variance[J]. Journal of Econometrics, 2007, 141 (2) 323-349

- [21] Corsi F. A Simple Approximate Long-memory Model of Realized Volatility[J]. Journal of Financial Econometrics, 2009, 7 (2): 174-196
- [22] Cotter J, Hallam M, Yilmaz K. Mixed-Frequency Macro-Financial Spillovers[A]. Koc University-TUSIAD Economic Research Forum Working Papers, 2017, No.1704
- [23] Demirer M, Diebold F X, Liu L. Estimating Global Bank Network Connectedness[J]. Journal of Applied Econometrics, 2018, 33 (1): 1-15
- [24] Diebold F X, Yilmaz K. On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms[J]. Journal of Econometrics, 2014, 182 (1): 119-134
- [25] Duarte F, Eisenbach T M. Fire-Sale Spillovers and Systemic Risk[A]. Federal Reserve Bank of New York Working Paper, 2015, No. 645
- [26] Fengler M R, Gisler K I M. A Variance Spillover Analysis without Covariances: What Do We Miss? [J]. Journal of International Money and Finance, 2015 (51): 174-195
- [27] Greenwood R, Landier A, Thesmar D. Vulnerable Banks[J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115 (3): 471-485
- [28] Hansen P R, Huang Z, Shek H H. Realized GARCH: A Joint Model for Returns and Realized Measures of Volatility[J]. Journal of Applied Econometrics, 2012, 27 (6): 877-906
- [29] Hardle W K, Wang W, Yu L. TENET: Tail-event Driven Network risk[J]. Journal of Econometrics, 2016, 192 (2): 499-513
- [30] Hautsch N, Schaumburg J, Schienle M. Financial Network Systemic Risk Contributions [J]. Review of Finance, 2015, 19 (2): 685-738
- [31] Hong Y, Liu Y, Wang S. Granger Causality in Risk and Detection of Extreme Risk Spillover Between Financial Markets[J]. Journal of Econometrics, 2009, 150 (2): 271-287
- [32] Louzis D P, Xanthopoulos-Sisinis S, Refenes A P. The Role of High-Frequency Intra-daily Data, Daily Range and Implied Volatility in Multi-period Value-at-Risk Forecasting[J]. Journal of Forecasting, 2013, 32 (6): 561-576
- [33] Patro D K, Qi M, Sun X. A Simple Indicator of Systemic Risk[J]. Journal of Financial Stability, 2013, 9 (1): 105-116
- [34] Upper C, Worms A. Estimating Bilateral Exposures in the German Interbank Market: Is There a Danger of Contagion? [J]. European Economic Review, 2004, 48 (4): 827-849
- [35] Watanabe T. Quantile Forecasts of Financial Returns Using Realized GARCH Models[J]. The Japanese Economic Review, 2012, 63 (1): 68-80
- [36] White H, Kim T H, Manganelli S. VAR for VaR: Measuring Tail Dependence Using Multivariate Regression Quantiles[J]. Journal of Econometrics, 2015, 187 (1): 169-188

The Effect of Strong Financial Supervision on Two Way Extreme Risk Spillover Between Financial Institutions and Real economy

Hu Chunyang Ma Yaming

Abstract: The evolution characteristics of two-way extreme risk spillover level between finance and entities before and after the "strong financial supervision" policy should be accurately compared, and the policy impact and action mechanism should be analyzed. It has important theoretical and practical value for capturing the source of extreme risks, judging the implementation effect of the series of policies of "strong financial supervision", preventing the risk "resonance" between finance and entities, and promoting the healthy development of the virtuous circle between finance and entities.

Based on the data of 150 listed financial and entity institutions, the daily value-at-risk is estimated by the realized GARCH model with skewed Student's t-distributions, then the Extreme Risk Spillover degree between financial and entity institutions is measured by the Elastic-Net-VHAR network analysis model, and the panel regression model is used to analyze the impact and transmission mechanism of strong financial supervision policy.

The results show that: Firstly, the bank sector has the highest importance in the network between financial and entity, while the risk output level from the entity sector to the financial sector is relatively high. Secondly, from the perspective of major events, during the two crises periods of 2013 and 2015, the level of risk output from financial sectors to entities decreased, and the level of risk output from entities to financial sectors increased; after the beginning of the strong financial supervision policy in 2017, it showed the opposite evolution trend; since the COVID-19 outbreak in 2020, the trend has reversed again. Lastly, strong financial supervision policy effectively inhibits risk input level of financial from entity sector. The scale of shadow banking of financial institutions is one of the transmission channels. At the same time, the risk reduction effect is more obvious in commercial banks.

Based on these main conclusions, this paper puts forward these suggestions: regulators should continue to strengthen collaborative supervision and conduct supervision; financial institutions should strengthen the risk assessment of entity enterprises and support the healthy and development of entity enterprises; entity enterprises should improve their fundamental strength and build a complete risk early warning system.

Keywords: Finance institutions; Real Economy; Extreme Risk Spillover; Strong Financial Supervision; Shadow Banking