

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰



2022年：稳定经济大盘最重要

不平等国际货币体系下中国的“过度损失”

中国经济国内国际双循环的测度分析

县域金融可得性与数字普惠金融

国内大宗商品价格波动与风险防范

李 扬

肖立晟、夏广涛、袁梦怡、范小云

黄群慧、倪红福

宋 科、刘家琳、李宙甲

彭承亮、马 威、马 理

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 苏 治 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：韩美娟

栏目编辑：陈 婷

美术编辑：包 晗

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：www.imi.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】

2022 年：稳定经济大盘最重要 ————— 李扬 01

不平等国际货币体系下中国的“过度损失” ————— 肖立晟、夏广涛、袁梦怡、范小云 08

中国经济国内国际双循环的测度分析

——兼论新发展格局的本质特征 ————— 黄群慧、倪红福 27

县域金融可得性与数字普惠金融

——基于新型金融机构视角 ————— 宋科、刘家琳、李宙甲 57

国内大宗商品价格波动与风险防范

——基于美国利率调整、贸易摩擦与新冠肺炎疫情影响的视角 ————— 彭承亮、马威、马理 76

数字金融减轻了企业对银行信贷的依赖吗 ————— 李佳、段舒榕 91

金融科技运用与银行信贷风险

——基于信息不对称和内部控制的视角 ————— 鲍星、李巍、李泉 116

2022 年：稳定经济大盘最重要

李 扬¹

在疫情蔓延、灾害频发、全球大宗产品价格飙升和国内拉闸限电等不利因素叠加的冲击下，2021 年的中国经济仍然实现了预期增长目标。全年实际 GDP 增速可达 5.1%。在世界主要国家和国际组织相继下调经济增速的沮丧氛围下，中国经济有此表现，实属不易。

一、中国经济长期向好趋势不改

中国经济在一系列不利因素的冲击下仍然不改长期向好趋势，主要表现在三个方面。

一是与民生相关的物价、就业和收入基本稳定，为不断提高人民的生活水平提供了有力保障。2021 年前三季度，居民消费价格指数 CPI 仅为 0.6%，10 月份同比有所上涨，也仅达 1.5%，相比美国等发达经济体动辄高达 5%~7% 的通胀率，中国可谓风景这边独好。

二是产业结构的恢复更为均衡，使中国系统完备的经济体系更为强国。2020 年疫情后，中国经济的恢复主要靠工业带动，2021 年以来，特别是前半年，三次产业发展的均衡性有所增强。2021 年前三季度，主要得益于农业增长速度加快，第一产业增长 7.6%，恢复显著；第二产业增长 3.6%，步伐有所放缓；第三产业虽一再受创于疫情的反复，前三季度仍累计增长 9.5%，位居世界前列。

三是外需保持稳定并有所增长。2020 年，由于率先控制住疫情，中国出口出人意料地高速增长，并对稳定经济做出了突出贡献。2021 年以来，这一局面依然保持。这既得益于中国抗疫战略的科学、坚定和可持续，也得益于中国长期形成了强大的制造能力、产业配套能力和市场竞争力。这是中国经济的最大底气所在。

但值此岁末年初，我们也明显感觉到中国经济面临新的下行压力。2021 年中央经济工作会议，把这种压力概括为“需求收缩、供给冲击、预期转弱”，语气之重，前所未见。这些压力，既有国内长期积累的结构性矛盾的逐渐显露，也有汹汹而来的新的全球疫情激发的新问题。

¹ 李扬，中国人民大学国际货币研究所顾问委员，中国社会科学院学部委员、国家金融与发展实验室理事长。

二、存在问题：需求分析

消费方面，新冠肺炎疫情后，中国并未像很多分析人士预测的那样出现“补偿式消费”，反而呈现缓慢下行趋势。就居民部门而言，一是居民收入水平近年来增加不快，不足以对消费形成显著推动，二是居民的债务负担超过大多数发达国家，而疫情的反复更放大了偿债的压力。2020 年，中国居民的“债务余额/可支配收入”为 137.9%，高于英国（135.9%）、法国（120.0%）、日本（108.5%）、美国（95.0%）、德国（90.8%）等国。这种状况，进一步使得中国居民的“债务还本付息额/可支配收入”高达 15.0%，高于韩国（12.4%）、英国（9.0%）、美国（7.8%）、日本（7.6%）、法国（6.5%）、德国（6.1%）等国。收入和债务的约束，共同造就了居民消费意愿下降的趋势。

统计显示，四个季度移动平均的全国居民人均消费支出占可支配收入的比例，2019 年第四季度为 70.1%，2021 年第三季度则降为 68%，两年下降 2.1 个百分点。与之对应，根据中国人民银行调查数据，城镇储户 2021 年第三季度倾向于更多消费的占比为 24.1%，比 2019 年第四季度下降 3.9 个百分点。这些动态告诉我们，在最好的情况下，中国居民的消费只会延续温和修复的态势，其对经济增长的推动作用有限。

投资方面。固定资产投资增速从 2019 年的 5.4% 降至 2021 年前三季度的 4.0%，同期，房地产开发投资增速由 9.9% 降至 7.2%，基础设施投资增速由 3.8% 降至 0.4%，制造业投资增速虽由 3.1% 略升至 3.3%，但因其在总投资中占比较低且主要归因于被动的设备更新，难以对冲投资增速下降的颓势。投资增速下行的原因比较复杂。在制造业投资方面，民企占比较高（超过 80%）、原材料成本攀升、产能利用率环比下降以及绿色投资因资金来源多不落实而难成气候，是其主因。在房地产投资方面，由于多数城市房价下跌、房企财务状况普遍恶化、土地“流拍”或按底价出售的情况频发，致使投资者踟躇不前。其背后，则反映出中国经济下行、人口形势恶化、城市化进程趋缓等长期因素的显化。在基础设施建设投资领域，投资增速下降的原因主要来自两个方面：一是合适的项目储备严重不足；二是投资资金主要来源于地方政府的债务融资，而 2021 年前三季度，有息负债增长过快、化解隐性债务风险的压力、以及投资回报率过低，显然对地方政府的投资意愿和投资行为构成较硬的抑制。

出口方面。2021 年中国出口的高增长依然令人印象深刻，工业品的价格飙涨以及海外疫情意外反复，是造成这种状况的主因。根据 IMF 的统计，2021 年第一季度，中国的出口份额比新冠肺炎疫情前高了 1 个百分点，其主要贡献力量来自美国和除东盟、印度、巴西和墨西哥以外的欠发达国家，而对东盟、印度、巴西和墨西哥的出口份额已经恢复到疫情前水

平。倘若美国疫情再次得到控制，其复工复产和供应链修复的进程加快。如果在疫情冲击下全球形成的欠发达国家与发达国家之间的“免疫鸿沟”得以弥合，并进一步促成“发展鸿沟”消减，则大约到 2022 年下半年，出口对中国经济增长的贡献将有所减弱。

三、存在问题：供给分析

最大的供给侧冲击来自新冠肺炎疫情的反复。2021 年 4 月第二波疫情之后，由于全球供应链的中断，几乎所有国家都出现了 PPI 通胀，这种状况持续甚久，罕见地引发了全球能源危机。这充分说明，在经济全球化时代，供给侧的冲击是全球性的。

然而，由于经济结构不同，以及抗疫的方式和结果不同，各国供给侧受到冲击的领域和严重性差别甚大。对于中国来说，服务业的恢复一波三折，便是来自疫情导致的供给侧冲击的主要表现。2021 年 8 月部分地区疫情复发，严重拖累了全国社会消费品市场的增长，社会零售总额当月增速只有 2.5%，同 7 月的 8.5%相比，断崖式回落了 6 个百分点。此后增长虽有恢复，但是，9 月的 4.4%以及 10 月份的 4.9%，只能说是局面没有进一步恶化。服务业的其他部分也受到较大冲击：住宿餐饮业的增速，从第二季度的 17.1%骤降到第三季度的 5.7%，同期，交通运输业从 12.7%降到 5.9%，第三产业的增长从第二季度的 8.3%降到第三季度的 5.4%，等等。供给侧的变化与需求侧的萎缩相契合，致使居民人均消费支出占其可支配收入的比重降至 2020 年的 65.9%的低水平。

在中国，2021 年的供给侧冲击还意外地来自煤炭和电力领域。中国的原煤开采和生产能力在 2014 年曾达到峰值，并形成严重过剩，于是，在 2015 年供给侧结构性改革列举的任务中，煤炭“去产能”霍然名列榜首。自那以后，去产能确实在稳步施行。但在这个涉及面广、延续时间长的复杂过程中，由于未能高度关注并有效协调高碳能源的去除步调和绿色能源替代的步调，当停止澳大利亚煤炭进口、若干监管举措同时推出，能耗双控目标“达标冲线”等减少供给的因素叠加出现时，便造成了近年来少见的拉闸限电现象；这导致 PPI 急剧上升自不待言，还会延缓制造业乃至整体经济的恢复步调，对市场秩序产生十分显著的不利影响。

四、资产负债表中发现的问题

中国经济的问题，在资产负债表的变化中得到进一步印证。

研究显示，中国非金融部门的杠杆率自本世纪以来不断上升。2015 年中央提出“三去一降一补”，把去杠杆作为供给侧结构性改革的任务之一以后，上升趋势有所放缓，但直到 2017

年，去杠杆才有实质性进展。到了 2020 年，由于疫情突发，财政赤字增加，金融系统贷款跃增，债务和杠杆率曾有跃升，然而，进入 2021 年，情况便发生逆转，前三个季度，中国非金融部门的杠杆率，无论是总量还是具体构成部门，均在下降。

从总量上看，2021 年第三季度末，中国非金融部门杠杆率降至 264.8%，前三季度共下降 5.3 个百分点。同时，第三季度末，衡量宏观杠杆率的另一指标—M2/GDP—也降至 209.3%，两者呈相同的趋势。

众所周知，杠杆率只是一个技术性分析工具，某一个杠杆率水平究竟对经济有利还是不利，必须联系相关因素进行综合分析，方能做出判断。杠杆率过高肯定是有问题的，因为它意味着财务成本提高、违约概率上升、系统性风险增大，但杠杆率下降，也并非无条件地有利，需要分析其下降的原因，方能做出正确判断。杠杆率只是一个比率，分子是债务，分母则是企业的权益；对于其他经济主体，分母则可以是 GDP，也可以是该部门的收入。显然，杠杆率下降，有可能是作为分子的债务减少，也可能是作为分母的权益、GDP 或收入减少；当然，也可能是两者一起变化的结果。

在所有的可能性中，我们最不愿意看到的变化，就是企业因为没有投资的对象，而不愿意扩大生产，甚至不愿意继续维持原有生产规模而减少了债务。遗憾的是，2021 年前三个季度，中国非金融部门的杠杆率累计下降 5.1 个百分点，至 157.2%，其主要原因，正是因为很多企业“躺平”了。

居民部门的情况相仿。2021 年前三季度，居民杠杆率下降了 0.1 个百分点，至 62.1%。分析显示，构成居民部门债务主体的住房贷款、消费贷款以及经营性贷款均呈下降趋势。这为前文指出的居民消费意愿下降现象，提供了进一步的证明。

20 世纪日本金融危机以来的国际经验告诉我们：如果企业获得利润或获取新增资金之后，并不愿意增加投资，而是优先偿还债务，且降低新的举债规模，如果居民消费倾向降低，且减少借贷，就可能引发“资产负债表式衰退”。这是我们应当极力避免的。

政府部门杠杆率从 2021 年第一季度末的 44.5%微升至第二季度末的 44.6%，上升了 0.1 个百分点。其中，中央政府杠杆率从第一季度末的 19.8%降至第二季度末的 9.4%，地方政府杠杆率则从 24.7%升至 25.2%。2021 年上半年，国债发行新增 3401 亿元，地方债新增 1.88 万亿元，但总额仅完成全年的 30%。相较往年完成 60%的步调，这绝对是异乎寻常的。两个原因致使地方债发行进度缓慢：一是在实体因素上，项目储备严重不足；二是在金融因素上，有关部门加强债务资金管理，并限期清理隐性债务，导致资金支出受限。政府部门杠杆率的这些变化，充分说明 2021 年以来中国的财政政策脱离了其本世纪以来坚持的“积极”轨道。

金融部门杠杆率的变化与政府部门相同——无论是负债端还是资产端，都在陡峭下降。2021 年第二季度，资产方统计口径下的金融杠杆率由第一季度末的 52.8% 下降到 51.3%；负债方统计口径下的金融杠杆率由 62.3% 下降到 61.7%。这种状况明白无误地表明，2021 年以来的货币政策总体也是偏紧的。这种局面，进一步可在企业和居民的信用可得性上得到印证：2019 年第四季度到 2021 年第二季度，中国企业获得的信用总量增速从高于 10% 下降到低于 7%，居民获得的信用总量则从高于 14% 降至低于 13%。

不过，需要特别指出的是，2021 年中国货币政策和财政政策均呈收缩态势，固然未能对 2021 年前三季度的经济增长给与积极支持，但这也正说明中国宏观调控政策的韧性很强，我们的政策武器库中不仅仍备有大量“武器”，政策空间也存在着巨大的弹性。从根本上说，这正是保证中国经济健康运行的体制机制条件。这种状况，恰与美国等发达经济体宏观政策捉襟见肘的窘境形成强烈对比。事实上，自 11 月以来，我们的货币当局和财政当局均已采取了一系列举措，增大宏观政策的刺激性，并已在 12 月的宏观经济运行中得到体现。不久前公布的 11 月综合 PMI 产出指数较 10 月上升 1.4 个百分点，达 52.2%，便是明证。

五、2022 年：稳增长最重要

2022 年，中国将面对更为不确定的局面。在这种形势下，预计货币政策和财政政策均会发力，且力度可能超过市场预期。除此之外，尚有如下五个问题需要特别关注。

（一）疫情仍是影响经济恢复步调的主导因素

“疫情经济学”仍然主宰着经济恢复的格局。这意味着，疫情控制的状况决定了经济恢复与增长的可能性和步调。就全球而言，最困难的节点可否越过，决定于对新冠病毒新变种的控制程度。进一步，由于疫苗接种存在严重的国别差异，即出现了“免疫鸿沟”，而免疫鸿沟的出现，又会进一步在发展中国家和发达国家之间造成“发展鸿沟”，使得全球发展不平衡状况恶化。

对于中国而言，还需要解决好与世界其他国家在抗疫方面携手共进问题。中国抗疫方式与世界多数国家不同，这在客观上可能会迟滞中国与整个世界“重新连接”的过程。正是在这个意义上，习近平总书记提出的“双循环”战略堪称高瞻远瞩，认真落实这个战略，对于中国未来的发展至关重要。

（二）积极应对出口增速变化

2021 年，中国经济中最超出预期的动态莫过于出口，前 10 个月，出口累计同比增 32.3%。2021 年，中国出口高速增长主要有三大因素导致：一是从产品角度分析，中间品接替消费品

成为拉动出口的主力——这归因于世界各国正处于逐步复苏的过程之中，对中间品的需求甚殷。二是在价量关系上，出口价格因疫情冲击显著提升——这大大增加了中国出口品的货值。三是从贸易伙伴角度分析，2020 年下半年，美国再超欧盟，成为我国出口第一大贸易伙伴——主因是美国补充库存和港口拥堵形成了“长鞭效应”

显然，这三类因素，同样将决定 2022 年我国的出口形势。根据国际组织的分析，第一，海外对中国中间品的需求强度将在 2022 年下半年趋缓；第二，“价涨量跌”的局面大约能在 2022 年下半年得到控制；第三，美国港口的拥堵状况，大约也会在 2022 年的某个时间得到缓解。如果这些预言均得到兑现，出口仍可以成为中国 2022 年经济增长的正能量，但 2022 年同样也可能是出口景气转换的年份，上半年和下半年的趋势及其表现形式有可能存在极大的差别。鉴此，我们必须按照习近平总书记“双循环”的战略部署，加快推动发展格局转型，稳妥应对随时可能发生的外部环境变化。

（三）切实支持小企业生存发展

就业仍然是 2022 年最为棘手的问题。虽然中国 2021 年的就业形势可圈可点，但是，总人口中青年（16~24 岁群组，20~24 岁群组）的就业压力增大，创业对就业的带动能力趋弱（2015 年，平均新增一个市场主体对应的新增城镇就业数量为 0.9 个，到了 2020 年，降至不足 0.5 个），以及劳动力市场面临多重失衡和供需错配的压力，将会给 2022 年及其后更长时期的中国就业市场带来越来越大的压力。

关键还是要寻找创造就业的可靠路径。理论、实践和历史都告诉我们，解决大规模的人口就业问题，我们只能依靠中小企业。正是充分认识到这一点，2021 年 11 月 22 日，国务院办公厅印发了《关于进一步加大对中小企业纾困帮扶力度的通知》，再次强调了支持中小企业的极端重要性。必须要充分认识到，小企业不仅是就业主体和创新主体，更重要的是，在已经展开的以服务化、信息化、网络化、智能化、平台化为基本特点的第四次工业革命中，“零工经济”和平台机构将成为就业的主要载体，小企业不再只是大企业的补充，而是有着独立存在价值的经济主体。

（四）稳妥应对房地产市场的趋势性转折

经过近 30 年的起起伏伏，中国的房地产市场可能进入趋势性转折。房企销售和资金回笼速度持续负增长，商品房销售面积和销售额负增长，多数城市房价下跌，多个城市出现土地“流拍”，等等，便是这一转折点的表征。经济长期下行、人口形势恶化、老龄化加剧、城市化进程趋缓，则是深藏在趋势转折之下的基本面。面对这一大变局，我们必须有大思路。

一方面，要采取各种措施，保持市场稳定，避免出现下泻局面，为解决长期问题提供环境；另一方面，要在缜密的顶层设计统筹下，不失时机地对人口制度、住房制度、财政制度、税收制度和金融制度等进行全面配套改革。

（五）警惕美国“量宽退出”的外溢性影响

在仍须高度关注债务泛滥问题的同时，2022 年我们必须面对一个新情况，这就是以美国为首的发达经济体可能结束其“无节操”的财政货币宽松政策，在货币政策上，开始“缩表”进程。多年来的经验告诉我们，美国的货币政策将对全球其他国家产生巨大影响。研究显示，美联储扩表情况下，将会使其他国家流入的资本增加，进而利率趋降、货币升值、资产价格上升，虽然可能伴有输入性通货膨胀，但总的影响不至太坏；相反，如果美联储缩表，大量的资金就会向美国回流，东道国的国内资金成本也会上升，货币可能贬值，资产价格也会下降。总的结果，会使这些国家的发展成本上升，动力下降。我们认为，这些将是中国即将遇到的最大的国际环境变化，对此，必须做好充分的应对准备。

不平等国际货币体系下中国的“过度损失”

肖立晟¹ 夏广涛² 袁梦怡³ 范小云⁴

【摘要】本文考察了在不平等国际货币体系下中国对外投资组合的“过度损失”。基于美元在国际货币体系中的主导地位和中美两国资产替代性的差异性，本文构造了不完全市场的动态一般均衡模型，模拟分析了海外资产结构调整后我国“过度损失”的动态变化。研究表明，在美元主导的国际货币体系下，当中国海外资产配置的结构由债券类资产转向权益类资产时，我国收益率的过度损失仅在短期有小幅回调，但随后则转而恶化，在长期并没有明显改善，这与传统观点有所不同，值得关注。但从资产偏好的角度看，降低中国投资者对美国资产的偏好，则可以从整体上减少我国海外资产收益率的过度损失。未来我国应致力于增强中国资产的吸引力，积极参与并推动国际货币体系的多元化改革。

【关键词】国际货币体系；资产偏好；过度损失

一、引言

2008 年金融危机爆发以来，国际社会开始再次系统反思当前国际货币体系的缺陷。与布雷顿森林体系相比，美元主导的国际货币体系让美元获得了“过度特权”。美国的经常项目差额从上世纪 70 年代的逆差和顺差交替，过渡到了 80 年代以来不断攀升的经常项目逆差。经常项目成为现行体系下的美元对外输出渠道，资本项目成为美元回流的主要通道。外国投资者持有的美元资产数量超过美国持有的外国资产数量，美国的国际投资净头寸不断恶化，1986 年美国由债权国转变为债务国，2020 年第三季度美国的国际净债务累计达到 13.95 万亿美元。美国的对外投资主要以风险高、流动性较差的对外直接投资为主，而流入美国的外国投资则主要以风险低、流动性较好的证券类投资为主，前者的资产收益率显著高于后者。这反映了，在当前的国际货币体系下，国际货币发行国与国际货币储备国之间存在强烈的不平等关系。

所谓“国际货币体系的不平等”是指在美元主导的国际货币体系下，充当国际货币的美元在为全球供给国际货币的同时，难以维持自身币值稳定。国际货币发行国与国际货币储备国

¹ 肖立晟，中国社会科学院大学国际关系学院副教授，中国社科院世界经济与政治研究所副研究员。

² 夏广涛，中国社会科学院世界经济与政治研究所。

³ 袁梦怡，首都经济贸易大学金融学院。

⁴ 范小云，南开大学金融学院。

之间存在强烈的不平等关系。美国作为国际货币发行者,在向全球供给流动性的同时,自身可以利用发行美元货币,来帮助熨平经济周期。然而,过度发行的美元资产却会对其他国家的汇率稳定造成冲击,给他国货币造成升值压力。因此,为了不使本币升值过快以及稳定本国通胀水平,新兴市场中央银行必须通过外汇市场干预进行货币冲销,多余的美元资产进入新兴市场中央银行的资产负债表。由于美元的发行没有国际约束,相对其他货币而言,在长期,美元存在贬值趋势,对其他国家会产生基于汇率变化的估值效应。应该说以上这个分析逻辑是一个适用于任何新兴市场国家的分析框架,它反映了美国发行短期美元债券,持有长期他国权益资产的“世界风险投资家”特征,背后隐含了美国投资者的“超额收益”。相对应,其他国家必须承担“超额损失”。

但是对于中国,这种“超额损失”还没有结束,一个特殊问题还没有涉及,那就是我国对私人投资者资产选择的限制,也就是资本管制。这种制度安排主要是出于规避金融危机的初衷,同时它也有利于我国在稳定汇率时维持货币政策的独立性。资本管制扭曲了我国投资者的国际资产配置模式,使得我国对外投资结构整体上偏重于债券市场。

中国对外投资的特殊结构恰好与美国的“过度特权”的形成机制相关。美国通过“过度特权”攫取的超额收益与美国国债的规模和容量密切相关。因为美国对外投资的能力和渠道基本已经给定(相当于给定了对外资产收益率),海外投资者对美国国债的需求则决定了美国对外负债的收益率水平。海外投资者对美国国债需求越旺盛,美国国债收益率越低,那么对外负债的成本就越低,超额收益率也就越高,“过度特权”就越大。中国的资本管制限制了居民对外投资的渠道,由央行和主权财富基金间接代理居民的海外投资需求,并主要投资于美国国债市场。与其他新兴市场国家相比,我国偏重于债券市场的海外资产结构,使得我国的收益率相对较低,此外,由于中国投资于美国国债的规模过大,一定程度上压低了美国的国债收益率,进一步降低了中国对外资产的收益率。在此基础上,中国对外净资产比其他新兴市场国家承担了更多的“超额损失”。鉴于此,本文将中国在对外资产净收益率上的“超额损失”定义为中国的“过度损失”。

Gourinchas and Rey (2007a) 计算了 1952-2004 年间美国不同类别的外部资产收益率,发现 1952-1973 年间外部资产比负债的收益率高出约 2.11%;布雷顿森林崩溃后的 1974-2004 年间收益率差额达到了 3.32%。他们指出这种超额收益率分别来源于“收益效应”(Return effects)和“结构效应”(Composition effects):其中收益效应是指,对于同一类资产,美国投资者相比国外投资者能获得更多的收益;结构效应是指,美国投资者能够借入低成本的短期债务,同时放出高收益的长期贷款,从中获得利差。通过将收益率分解为以上两种效应,他

们发现美国超额收益率中的“收益效应”占据了决定性的作用，但是“结构效应”的作用在布雷顿森林体系崩溃后显著增加，从-0.96%上升到 0.86%，这反映出美国正在从一个“世界银行家”转变成一个“风险资本家”。丁志杰和谢峰（2014）进一步指出美国对外净资产的超额收益主要来自经济增长速度较高的新兴经济体。肖立晟和陈思翀（2013）的研究表明，与能够享受超额回报率的美国持续且正向的金融调整渠道相反，包括中国在内的东亚经济体将主要承担全球失衡金融调整渠道的成本。¹

理解美元的“过度特权”和中国的“过度损失”，对于认识我国对外资产负债的真实状况，防范潜在的金融风险，以及理解人民币国际化的必要性等具有重要意义。本文的贡献主要为以下两点：第一，本文使用两国模型研究中美两国的资产配置及收益率问题，不同于传统小型开放经济体的 NOEM 模型，两国模型中的所有资产价格和汇率均是内生决定的，更加符合中美两个大型经济体的实际情况；第二，本文通过考察中国居民资产配置的结构变化，模拟了投资者资产偏好冲击对中国“过度损失”的影响。

本文以下部分的结构安排如下：第二部分是相关文献综述；第三部分是理论模型的构建和求解；第四部分是理论模型的数值模拟与结果分析；第五部分是结论。

二、文献综述

传统开放宏观经济学关于美元“过度特权”的研究，主要侧重于贸易调整层面，认为处于国际货币体系外围位置的经济体，会因为国际收支的不可持续而引发货币危机。但随着各国外部资产负债总量的迅速攀升，汇率与资产价格波动所产生的“估值效应”对外部财富的作用愈发显著。近年来，众多学者基于“估值效应”，将美元“过度特权”的研究重心从贸易领域转向了金融领域（Lane and Milesi-Ferretti, 2001、2007；Gourinchas and Rey, 2007b；Lane and Shambaugh, 2010）。对于金融领域美元“过度特权”的研究文献，主要可以分为理论应用和技术突破两个层面进行梳理综述。

首先，理论应用的研究进展。其一，“估值效应”与美元“过度特权”的存在性。Hausmann and Sturzenegger（2005）与丁志杰和谢峰（2014）通过引入经济“暗物质（dark matter）”概念，证明了美元过度特权（exorbitant privilege）的存在。Gourinchas and Rey（2007a, 2007b）的系列研究量化分析了美元的“过度特权”，并且从理论层面解释了美国外部失衡调整的金融渠道。Gourinchas *et al.*（2010）的研究进一步证实了美国作为国际货币体系中的中心国家所

¹ 关于估值效应更详细的综述请参考范小云等（2011）。

享受的“过度特权”，即美国能够借此使对外资产的回报高于对外负债的成本。李晓和周学智（2012）则论述了，以估值效应为主要影响的美国对外负债存量调整，会增加美国对外资产-负债利差，使得美国即便是一个净债务国也能够从中获得正收益。其二，美国海外投资的“风险偏好”与新兴市场国家权益类投资的“本土偏好”。Cooper（2001），Dooley（2003、2004），Gourinchas and Rey（2007a）的研究认为美国的金融优势，是造成美国海外权益类风险投资增加的原因。他们指出，由于美国金融业发达程度较高，因此相较其他经济体具有更高的控制与规避风险的能力，这就为美国对外投资追求收益性创造了条件。美国偏好于持有更多的风险资产和无风险负债，与之对应的是亚洲国家和石油输出国对国际上无风险资产的需求。Mendoza *et al.*（2009）进一步注意到一国持有的外部资产种类存在结构性差异，发达国家持有大量风险权益资产，新兴市场国家持有大量无风险国债资产。Heathcote and Perri（2013）通过构建两国两商品模型，指出如果在一般均衡模型中考虑内生的资本积累，那么现实的国际资产分散程度将大幅增加，二者的模型尽管能够较好地解释了权益投资“本土偏好”产生的原因，但他们仅考虑了一种权益类资产，这就意味着应该通过权益类资产的交易来规避汇率风险。然而，实证分析并不支持这一结论，权益类资产的超额收益与实际汇率之间的相关性并不理想（Van Wincoop and Warnock，2006）。Coeurdacier and Gourinchas（2011）在新理论工具的支持下，进一步引入了可交易的债券资产，他们指出，与权益类资产相比，债券类资产更适宜用来对冲汇率风险；而权益类资产可用于对冲非金融的收入风险（Non-financial income risk），他们指出同时考虑权益和债券类资产将是解释一国居民海内外权益类投资的核心要素。

其次，研究方法的技术突破。早期关于美元“过度特权”的相关研究，多以实证方式呈现。例如，Gourinchas and Rey（2007a）计算了 1952-2004 年间美国不同类别的收益率，发现美国外部资产收益率明显高于其外部负债利率。Lane and Milesi-Ferretti（2009）则不再局限于对数据的讨论，而是进一步分析了 Gourinchas and Rey（2007a）对一国外部调整的作用，他们通过构建估值效应等式，分析了美国外部资产的超额收益率，凸显了“估值效应”的作用。Caballero *et al.*（2008）、Mendoza *et al.*（2009）、李俊青和韩其恒（2011）则从不完全金融市场入手，通过构建理论框架，分析了各国资产收益差别与各国资产可替代性差异对国际资产组合结构的影响。现有的国际资产选择模型分析工具的是开放经济 DSGE 模型，运用的求解技术是 Devereux and Sutherland（2011）的资产组合二阶最优化方法。他们指出，每一个开放宏观经济模型都可以分解为两个部分：一是非资产组合部分，这一部分只需运用传统的一阶求解技术即可。二是资产组合部分，这一部分必须采用二阶求解技术来捕捉不同资产种

类在风险水平上的差异。这一求解方法被认为是国际资产组合的 DSGE 模型中较成熟的前沿技术 (Coeurdacier *et al.*, 2010)。然而, 虽然 Devereux and Sutherland (2011) 提供了一个非常强大的一般均衡分析工具, 但是我们发现这种分析方法的前提条件存在一个重大缺陷: 它没有考虑当前不平等的国际货币金融体系下, 美国投资者相对他国投资者长期存在的超额收益。与 Devereux and Sutherland (2011) 不同, Blanchard *et al.* (2005) 放松了国内外资产一阶条件下收益率相等的假设条件, 他们的研究结果表明, 无论国内外资产是否可替代, 美国外部调整的过程中, 美元都注定要贬值, 但是国内外资产的替代程度会极大的影响到失衡的调整过程。Blanchard *et al.* (2005) 的研究推动了国际资产组合模型的发展, 但依然存在不足。其模型假设利率是外生恒定的, 这忽略了美国外部资产可能存在超额收益率的现象, 严重影响了模型的适用范围, 仅仅可用于考虑汇率波动的估值效应, 无法综合资产价格变化的作用, 更无法解释资产组合模型中存在的“本土偏好”现象。Sa and Viani (2013) 在 Blanchard *et al.* (2005) 的基础做了进一步的研究, 他们以主权财富基金等国际投资者的偏好变化为研究对象, 将利率和资产价格作为内生变量纳入了一般均衡模型, 并且假定不同资产都是不完全替代的, 各类资产的偏好被认为是外生冲击, 各类资产期望收益率被认为是内生冲击。他们的研究表明国外投资者资产偏好的变化能显著降低 Gourinchas and Rey (2007b) 所提出的美国“过度特权”。

三、理论模型

(一) 经济环境

在 Blanchard *et al.* (2005) 和 Sa and Viani (2013) 的基础上, 本部分建立了一个不平等国际货币体系下的中美两国模型。假定在国际货币体系中, 美国具备货币上的优势, 而中国则存在相对劣势。其中, 代表中国的各个变量均用上标“*”进行表示; 代表美国的各变量无上标“*”。两个国家均有两种资产: 权益类资产和债券类资产, 但二者并不是完全可替代。这种不可替代性表现为: 一, 不同类型参与人持有的资产种类受到差别化限制; 二, 中国更加偏好美国的债券类资产。每一个国家都存在两类参与人, 分别是企业家和证券投资者, 企业家负责管理企业生产, 所得收入或用于消费, 或投资于本国的权益类资产, 不能投资其他类型或者国外资产。证券投资者提供劳动获得收入, 所得财富或用于消费, 或根据不同的资产偏好投资于国内或国外不同类型的资产。

假设世界上只有两个国家: 中国、美国。世界人口总量标准化为 1, 其中 n 为美国居民, $1-n$ 为中国居民。美国居民中企业家占比为 π , 证券投资者占比为 $1-\pi$; 中国居民中企业

家占比为 π^* , 证券投资者占比为 $1-\pi^*$; 证券投资者为生产提供无弹性的劳动力并购买债券与权益性资产, 而企业家管理企业并将自己所有财富用于购买权益性资产。两国居民的消费组合都可以用相同 CES 函数形式表示为:

$$C_t = \left[\rho^{\frac{1}{\sigma}} (C_t^h)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\rho)^{\frac{1}{\sigma}} (C_t^f)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中, σ 代表国内外商品的替代弹性; ρ 代表本国居民对本国商品的偏好程度, 如果 ρ 大于 0.5, 则表示本国居民消费具有“本土偏好”; C_t^h 和 C_t^f 分别表示消费篮子中包含的本国商品和外国商品。以本国商品为计价单位, 通过求解居民消费支出的最小化问题, 本国的消费品价格指数 (P_t) 可以表示为:

$$P_t = \left[\rho + (1-\rho)e_t^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (2)$$

e_t 代表实际汇率, 即两国商品的相对价格, 定义 e_t 上升代表本币 (此处为美元) 升值。

通过最小化消费支出, 可以求得中国居民消费组合 (C_t^*) 中对本国 (中国) 商品和外国 (美国) 商品的消费需求, 分别表示为:

$$C_t^{*h} = \rho^* (P_t^*)^{\sigma} C_t^* \quad (3)$$

$$C_t^{*f} = (1-\rho^*) \left(\frac{P_t^*}{e_t} \right)^{\sigma} C_t^* \quad (4)$$

类似地, 美国居民消费组合 (C_t) 中对本国 (美国) 商品和外国 (中国) 商品的消费需求, 可以分别表示为:

$$C_t^h = \rho P_t^{\sigma} C_t \quad (5)$$

$$C_t^f = (1-\rho) (P_t e_t)^{\sigma} C_t \quad (6)$$

从上式可以发现, 汇率水平的变化会改变消费者对两国商品的需求程度。 e_t 上升会相对增加美国消费者对中国的消费。

(二) 企业家

每一个国家都存在企业家和证券投资者两类参与人。其中, 企业家负责管理企业生产, 所得收入或用于消费, 或投资于本国的权益类资产, 不能投资其他类型或者国外资产。美国企业家的效用最大化问题设定如下:

$$\max E \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \log(C_t^E) \right\} \quad (7)$$

$$s.t. V_t^E = r_t^E V_{t-1}^E - PC_t^E \quad (8)$$

上式中, V_t^E 代表美国企业家持有的财富总量, r_t^E 代表美国国权益类资产的收益率, β 是折现因子。通过上述问题的一阶条件, 可得最优消费支出函数为:

$$PC_t^E = (1 - \beta) r_t^E V_{t-1}^E \quad (9)$$

企业家还需要管理企业以实现利润最大化。此处假定企业生产时需要投入资本 (K_t) 并雇佣劳动 (L_t), 于是美国企业的生产函数可以表示为:

$$Y_t = A_t K_t^\eta L_t^{1-\eta} \quad (10)$$

Y_t 是产出, A_t 是外生的技术水平, K_t 是资本投入, L_t 是劳动投入, η 表示产出的资本份额, $(1 - \eta)$ 为劳动份额。由于只有证券投资者提供劳动, 故劳动供给总量等于全部证券投资者数量 $n(1 - \pi)$, 而劳动力市场出清要求 $n\pi L_t = n(1 - \pi)$, 即 $L_t = (\frac{1-\pi}{\pi})$ 。

企业的利润最大化问题设定如下:

$$\max E_t \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left[A_s K_s^\eta L_s^{1-\eta} - w_s L_s - P_s I_s \left(1 + \varphi \frac{I_s}{K_s} \right) \right] \right\} \quad (11)$$

$$s.t. K_{s+1} = (1 - \delta) K_s + I_s \quad (12)$$

其中, w_s 表示工资 (即企业的劳动边际成本), I_s 代表投资品, P_s 是投资品价格指数, $\varphi \frac{I_s}{K_s}$ 代表投资的调整成本, δ 为资本折旧率, β 是企业家的折现因子。此处假设投资品 I_s 是由两国产品通过 CES 方式加总而成, 加总方式与消费品的构造完全一致。因此, 通过最小化投资支出, 可以求得两国企业投资中对两国产品的具体需求。其中, 美国企业投资中所需要的美国产品为 $I_s^h = \rho P_s^\sigma I_s$, 所需要的中国产品为 $I_s^f = (1 - \rho)(e_s P_s)^\sigma I_s$; 中国企业投资中所需要的中国产品为 $I_s^{*h} = \rho^* (P_s^*)^\sigma I_s^*$, 所需要的美国产品为 $I_s^{*f} = (1 - \rho^*) \left(\frac{P_s^*}{e_s^*} \right)^\sigma I_s^*$ 。

令 q_t 代表一单位资本的边际价值 (影子价格), 那么企业利润最大化问题中关于劳动、投资品和资本的一阶条件依次表示为:

$$w_t = A_t (1 - \eta) K_t^\eta \left(\frac{1 - \pi}{\pi} \right)^{-\eta} \quad (13)$$

$$q_t = \left(1 + 2\varphi \frac{I_t}{K_t} \right) P_t \quad (14)$$

$$q_t = E_t \left\{ \beta \left[(1-\delta)q_{t+1} + \eta A_{t+1} K_{t+1}^{\eta-1} \left(\frac{1-\pi}{\pi} \right)^{1-\eta} + \varphi P_{t+1} \left(\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}} \right)^2 \right] \right\} \quad (15)$$

(三) 证券投资者

证券投资者通过提供劳动获得收入, 其财富或用于消费或配置资产, 因此证券投资者的行为可以由消费决策和资产配置决策来刻画。

证券投资者的效用最大化问题设定如下:

$$\max E \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \log(C_t^P) \right\} \quad (16)$$

$$\text{s.t. } V_t^P = R_t^P V_{t-1}^P - P_t C_t^P + w_t - \tau_t \quad (17)$$

证券投资者的预算约束中包含了工资 w_t 和税收 τ_t , 其中 R_t^P 代表证券投资者资产配置的平均收益率, V_t^P 为证券投资者资产组合的总财富。通过上述问题的一阶条件, 可得证券投资者的最优消费支出函数为:

$$P_t C_t^P = (1-\beta) \{ R_t^P V_{t-1}^P + H_t \} \quad (18)$$

其中, H_t 表示所有期税后工资的贴现总额。

证券投资者的资产配置决策主要是根据其资产偏好进行灵活多元的金融资产选择, 将财富投资于国内或国外不同类型的资产。

令 α_t 表示美国金融财富中投资于国内(美国)资产的份额, 则 $1-\alpha_t$ 为投资于国外(中国)资产的份额; 在投资于国内(美国)资产的财富中, 令 ω_t 表示投资于权益类资产的份额, $1-\omega_t$ 为投资于债券类资产的份额; 在投资于国外(中国)资产的财富中, 令 γ_t 表示投资于权益类资产的份额, $1-\gamma_t$ 为投资于债券类资产的份额。

相对应地, 令 α_t^* 表示中国金融财富中投资于国内(中国)资产的份额, 则 $1-\alpha_t^*$ 为投资于国外(美国)资产的份额; 在投资于国内(中国)资产的财富中, 令 ω_t^* 表示投资于权益类资产的份额, $1-\omega_t^*$ 为投资于债券类资产的份额; 在投资于国外(美国)资产的财富中, 令 γ_t^* 表示投资于权益类资产的份额, $1-\gamma_t^*$ 为投资于债券类资产的份额。

由各类资产配置份额的定义, 美国和中国证券投资者所持有金融资产的平均收益率可以分别表示为:

$$R_t^P = \alpha_{t-1} [\omega_{t-1} r_t^E + (1 - \omega_{t-1}) r_t^B] + (1 - \alpha_{t-1}) [\gamma_{t-1} r_t^{E*} + (1 - \gamma_{t-1}) r_t^{B*}] \frac{e_{t-1}}{e_t} \quad (19)$$

$$R_t^{P*} = \alpha_{t-1}^* [\omega_{t-1}^* r_t^{E*} + (1 - \omega_{t-1}^*) r_t^{B*}] + (1 - \alpha_{t-1}^*) [\gamma_{t-1}^* r_t^E + (1 - \gamma_{t-1}^*) r_t^B] \frac{e_t}{e_{t-1}} \quad (20)$$

其中, r_t^E , r_t^B 分别代表美国权益类资产和债券类资产的收益率; r_t^{E*} , r_t^{B*} 则分别代表美国权益类资产和债券类资产的收益率。权益类资产代表的是对于企业资本的所有权, 一单位权益资产对应一单位企业资本, 那么代表一单位资本的边际价值的 q_t 便也是一单位权益类资产的价格。

根据前文企业利润最大化问题的一阶条件 (15) 式, 美国一单位权益资产的收益率 r_t^E 可以表示为:

$$r_t^E = \frac{(1 - \delta) q_t + \eta A_t K_t^{\eta-1} (\frac{1 - \pi}{\pi})^{1-\eta} + \phi P_t \left(\frac{I_t}{K_t} \right)^2}{q_{t-1}} \quad (21)$$

类似地, 中国权益资产的收益率 r_t^{E*} 表示为:

$$r_t^{E*} = \frac{(1 - \delta^*) q_t^* + \eta^* A_t^* (K_t^*)^{\eta-1} \left(\frac{1 - \pi^*}{\pi^*} \right)^{1-\eta} + \phi^* P_t^* \left(\frac{I_t^*}{K_t^*} \right)^2}{q_{t-1}^*} \quad (22)$$

两国政府发行的债券均为零息债券, 到期时支付一单位发行国所生产的商品, 因此, 美国与中国的债券收益率 r_t^B 和 r_t^{B*} 分别可以表示为:

$$r_t^B = \frac{1}{P_{t-1}^B} \quad (23)$$

$$r_t^{B*} = \frac{1}{P_{t-1}^{B*}} \quad (24)$$

证券投资者对于各类资产的需求受到资产间不完美替代性的影响。本文参照 Blanchard *et al.* (2005) 以及 Sa and Viani (2013) 的设定, 将资产需求的决定因素分为内生和外生两个部分: 一是外生的资产偏好冲击; 二是内生的相对收益率。但与之不同的是, 本文用收益率之比 (而非收益率之差) 来测度相对收益率。具体而言, 中国和美国证券投资者的资产配置情况可以表示为如下六个公式。

$$\alpha_t = b^\alpha \left\{ E_t \left(\frac{[\omega_t r_{t+1}^E + (1 - \omega_t) r_{t+1}^B]}{[\gamma_t r_{t+1}^{E*} + (1 - \gamma_t) r_{t+1}^{B*}] \frac{e_t}{e_{t+1}}} \right) \right\} + \varepsilon_t^\alpha \quad (25)$$

$$\alpha_t^* = b^{\alpha^*} \left\{ E_t \left(\frac{\left[\omega_t^* r_{t+1}^{E^*} + (1 - \omega_t^*) r_{t+1}^{B^*} \right] \frac{e_t}{e_{t+1}}}{\left[\gamma_t^* r_{t+1}^E + (1 - \gamma_t^*) r_{t+1}^B \right]} \right) \right\} + \varepsilon_t^{\alpha^*} \quad (26)$$

$$\omega_t = b^\omega \left[E_t \left(\frac{r_{t+1}^E}{r_{t+1}^B} \right) \right] + \varepsilon_t^\omega \quad (27)$$

$$\omega_t^* = b^{\omega^*} \left[E_t \left(\frac{r_{t+1}^{E^*}}{r_{t+1}^{B^*}} \right) \right] + \varepsilon_t^{\omega^*} \quad (28)$$

$$\gamma_t = b^\gamma \left[E_t \left(\frac{r_{t+1}^{E^*}}{r_{t+1}^{B^*}} \right) \right] + \varepsilon_t^\gamma \quad (29)$$

$$\gamma_t^* = b^{\gamma^*} \left[E_t \left(\frac{r_{t+1}^E}{r_{t+1}^B} \right) \right] + \varepsilon_t^{\gamma^*} \quad (30)$$

其中, b^X 代表不同资产之间的替代程度, 描述了资产需求对于相对收益率的反应; ε_t^X 则表示各类资产的偏好冲击。此处需要特别说明地是, b^{α^*} 代表美国资产与中国资产的替代程度, 其大小可以反映美元霸权的强弱: 替代程度越小, 中国证券投资者越偏好于美国资产, 说明美元霸权强; 反之, 中国证券投资者则更偏好于中国资产, 说明美国霸权弱。

(四) 政府

此处方便起见, 假定政府的公共支出只能通过发行债券或对工资征税来获取资金支持, 因此, 美国政府的预算约束可以为:

$$G_t = P_t^B B_t - B_{t-1} + n(1 - \pi) \tau_t \quad (31)$$

类似地, 中国政府的预算约束为:

$$G_t^* = P_t^{B^*} B_t^* - B_{t-1}^* + (1 - n)(1 - \pi^*) \tau_t^* \quad (32)$$

(五) 均衡条件

商品市场和两类资产市场的出清定义了模型的均衡条件。

两国商品市场的出清条件:

$$n\pi A_t (K_t)^\eta \left(\frac{1 - \pi}{\pi} \right)^{1-\eta} = \rho(P_t)^\sigma (nC_t + n\pi I_t) + G_t + (1 - \rho^*) \left(\frac{P_t^*}{e_t} \right)^\sigma [(1 - n)C_t^* + (1 - n)\pi^* I_t^*] \quad (33)$$

$$(1 - n)\pi^* A_t^* (K_t^*)^\eta \left(\frac{1 - \pi^*}{\pi^*} \right)^{1-\eta} = (1 - \rho)(P_t e_t)^\sigma (nC_t + n\pi I_t) + \rho^* (P_t^*)^\sigma [(1 - n)C_t^* + (1 - n)\pi^* I_t^*] + G_t^* \quad (34)$$

两国权益类资产市场的出清条件:

$$nq_t K_t = n(1 - \pi) (\alpha_t \omega_t V_t^P) + n\pi V_t^E + \frac{(1 - n)(1 - \pi^*)(1 - \alpha_t^*) \gamma_t^* V_t^{P^*}}{e_t} \quad (35)$$

$$(1 - n)q_t^* K_t^* = (1 - n)(1 - \pi^*) \alpha_t^* \omega_t^* V_t^{P^*} + (1 - n)\pi^* V_t^{E^*} + n(1 - \pi) [(1 - \alpha_t) \gamma_t V_t^P e_t] \quad (36)$$

本文中权益类资产都是对资本的求偿权, 本国资本总额必定和国内外持有的本国权益类

资产总额相等。上面两式的左边是本国资本总额，右边第一项是本国证券投资者对本国权益类资产的需求，第二项是本国企业家对本国权益类资产的需求，第三项是外国证券投资者对本国权益类资产的需求。

两国债券类资产市场的出清条件：

$$P_t^B B_t = n(1-\pi)\alpha_t(1-\omega_t)V_t^P + \frac{(1-n)(1-\pi^*)(1-\alpha_t^*)(1-\gamma_t^*)V_t^{P^*}}{e_t} \quad (37)$$

$$P_t^{B^*} B_t^* = (1-n)(1-\pi^*)\alpha_t^*(1-\omega_t^*)V_t^{P^*} + n(1-\pi)(1-\alpha_t)(1-\gamma_t)V_t^P e_t \quad (38)$$

其中，左边是本国债券总额，右边第一项是本国证券投资者对本国债券类资产的需求，第二项是外国证券投资者对本国债券类资产的需求。

（六）中国的过度损失

一国对外净资产定义为本国持有的外部资产总额减去外国持有的本国资产总额，等价于本国持有的所有金融财富总量（国内资产和国外资产之和）减去国内所有资产（被本国或外国持有）存量的总价值。因此，以美元计价的美国对外净资产可以表示为：

$$NFA_t = [n\pi V_t^E + n(1-\pi)V_t^P] - (n\pi q_t K_t + P_t^B B_t) \quad (39)$$

类似地，以人民币计价的中国对外净资产可以表示为：

$$NFA_t^* = [(1-n)\pi^* V_t^{E^*} + (1-n)(1-\pi^*)V_t^{P^*}] - [(1-n)\pi^* q_t^* K_t^* + P_t^{B^*} B_t^*] \quad (40)$$

中国的过度损失定义为“中国在对外净资产净收益率上的超额损失”，其表达式为：

$$EL_t^* = [\gamma_{t-1}^* r_t^E + (1-\gamma_{t-1}^*)r_t^B] - [\gamma_{t-1} r_t^{E^*} + (1-\gamma_{t-1})r_t^{B^*}] \frac{e_{t-1}}{e_t} \quad (41)$$

显然，中国的过度损失还主要受三种因素的影响：一是中美两国资产价格的差异；二是中美两国汇率的变化；三是，中美两国资产配置结构的差异。

四、数值模拟

模型稳态的主要特征包括三个方面：一是，稳态下两国企业资本品的净投资（投资减去折旧）为零，即 $I_t - \delta K_t = I_t^* - \delta^* K_t^* = 0$ ；二是，资产组合中各类资产的稳态份额为常数；三是，两个国家的经常账户在稳态下实现平衡。在稳态附近对模型进行一阶线性近似后，我们可以对模型进行数值求解和模拟。

（一）参数取值

总体而言，现有文献在对 DGE 模型的参数进行取值时，主要的校准方法可分为两类：一是参考已有研究文献对同一参数的设定结果进行取值；二是根据实际经济情况与相关经济

数据所对相关参数进行取值。我们在对本文模型进行参数校准时, 综合采用了上述两类校准方法。首先, 对于美国的参数设定, 本文主要参考 Blanchard *et al.*(2005), Coeurdacier *et al.* (2010), Sá and Viani (2013), 等已有文献的参数校准值。中国的大部分参数取值则主要参考了梅冬州和龚六堂 (2012)、刘斌 (2014)、鄢莉莉等 (2014)、梅冬州和赵晓军 (2015)、王爱俭和邓黎桥 (2016) 等国内学者建立的包含中美两国的模型参数结果。其次, 对于有数据支撑的中美两国人口相对比重、美国对外净资产占 GDP 比重、美国消费占其 GDP 的比重、中国消费占美国 GDP 的比重等指标, 本文则是通过对相关实际数据进行计算确定其取值。主要参数的经济含义和取值结果如表 1 所示。

表 1 参数设定

参数	参数含义	参数值 (稳态)
n	美国的相对人口规模	0.19
π	美国人口中企业家所占的比率	0.26
π^*	中国人口中企业家所占的比率	0.18
ρ	美国居民消费的本土偏好程度	0.70
ρ^*	中国居民消费的本土偏好	0.75
σ	两国产品的替代弹性	0.97
e	美元兑人民币汇率	1
A	美国生产率	1
A^*	中国生产率	1
η	美国产出的资本份额	0.39
η^*	中国产出的资本份额	0.28
φ	美国资本重置成本	6.02
δ	折旧率	0.05
α	美国证券投资者的本国投资占比	0.60
α^*	中国证券投资者的本国投资占比	0.90
ω	美国证券投资者持有的本国权益类资产占比	0.84
ω^*	中国证券投资者持有的本国权益类资产占比	0.29
γ	美国证券投资者持有的外国权益类资产占比	0.56
γ^*	中国证券投资者持有的外国权益类资产占比	0.21
b^x	不同资产的替代性程度	1
b^{x*}	不同资产的替代性程度	1

(二) 资产结构冲击

作为新兴市场国家, 之所以我国会遭受巨大的估值效应损失, 主要是因为当前美元主导的国际货币体系下, 中国资产和美国资产的可替代性太低, 同时, 我国特殊的资本管制导致中国对外投资的资产结构偏向于债券类资产, 进一步增大了两国对外资产平均收益率的差异, 导致中国证券投资者遭受了严重损失。上述分析表明人民币和美元的可替代性至关重要。那么, 随着人民币国际进程加快, 人民币与美元的可替代程度增加, 甚至成为国际货币体系中与美元相当的主要币种, 这将在多大程度上减缓我国对外资产负债的估值效应损失? 这是

一个非常复杂的问题，要推进人民币国际化，增强人民币资产和美元资产的可替代性，就意味着要放松我国证券投资者的对外投资约束。在这种情形下，逐利动机会使得中国海外投资中的一部分低风险的债券资产转移至高风险的权益类资产，同时，对美元资产的偏好会逐步下降。

为了简化分析，本文模拟了中国放松跨境资本流动管理后，来自证券投资者的资产结构冲击对与中国过度损失的影响。本国政府降低资本流出的限制力度后，本国海外投资的资产结构在逐利动机下会发生变化，对外国债券类资产的需求会下降，对外国权益类资产的需求会上升。首先，本文探讨这一资产结构冲击如何通过改变美国权益类资产和债券类资产的相对需求而导致美国的资产价格、居民消费和美元汇率出现动态变化，并重点关注其对于中国过度损失所产生的动态影响。接下来，考察美国（美元）资产和中国（人民币）资产的可替代性：在美元霸权的国际货币体系下，美国（美元）资产因其流动性等优势而深受国际投资者喜爱；对于大多数新兴市场国家而言，美国（美元）资产和新兴市场国家（非美元）资产的可替代性较差，新兴市场国家的资产组合选择对于二者的相对收益率并不敏感，即使美国（美元）资产的收益率接近于零，全球投资者的需求依然十分旺盛。这种不可替代性主要是由美元在当前国际货币体系下特殊地位决定，直接反映了美元霸权的强弱。

有鉴于此，本文选取美国资产与中国资产替代程度 b^{α^*} 来反映美元霸权的强弱。此处根据替代程度的大小设定三类不同情形：第一类是美元霸权较强的情形，取 $b^{\alpha^*}=0.1$ ，表示美元主导的国际货币体系下，美国资产与中国资产替代程度较低；第二类是美元霸权中等的情形，取 $b^{\alpha^*}=0.5$ ，表示二者替代程度居中；第三类是美元霸权较弱的情感性，取 $b^{\alpha^*}=1$ ，代表美国资产与中国资产替代程度较高，证券投资者主要依据相对收益率来调整资产配置。

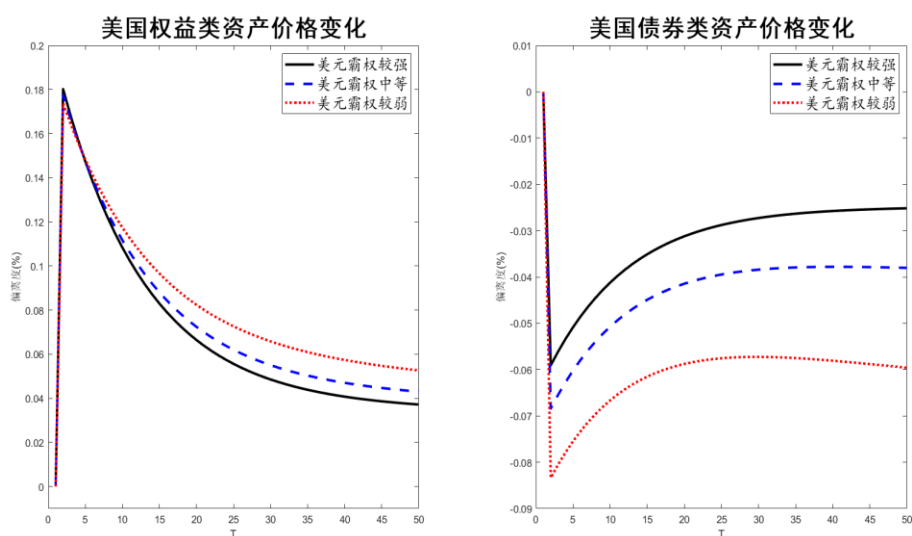


图 1 美国资产价格的动态变化

资产结构冲击对美国两类资产价格的影响分为短期和长期。从短期看, 对美国权益类资产需求的增加, 导致美国权益类资产价格迅速上升, 与之相对, 美国债券类资产价格则因需求萎缩而迅速下降。而中美两种资产间的不完全替代性导致资产价格发生不同幅度的调整, 资产替代程度越高 (美元霸权越弱), 资产价格的变化越明显。这是因为美元霸权越弱, 美国资产价格对于需求冲击的反应越敏感。

在长期, 美国权益类资产价格将呈现逐渐回落趋势, 美国债券类资产价格则相应回升。这是因为初始冲击之后, 美国权益类资产价格上升, 增加了美国权益类资产的需求总量, 而资本的不断累积使其边际价值下降, 使得美国权益类资产的价格逐渐下调趋于平稳。与此同时, 理性的证券投资者会开始购买被低估的低价格债券类资产, 从而推动债券类资产价格缓慢回升。

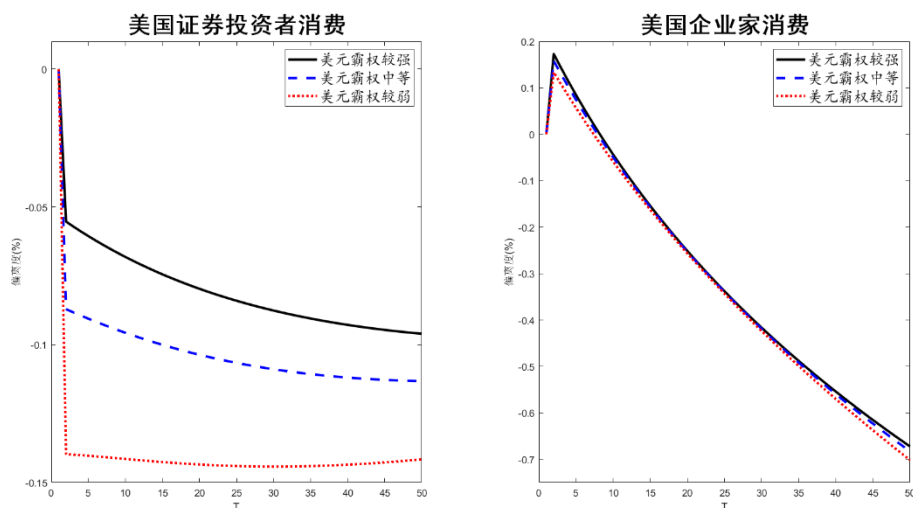


图 2 美国居民消费的动态变化

资产结构冲击对美国居民消费的影响具有明显的异质性。对于美国企业家而言, 由于其只能投资于美国的权益类资产, 因此在美国权益类资产价格短期上涨、长期回调的影响下, 美国企业家的消费水平也呈现短期上升、长期下降的变化趋势。对于美国证券投资者而言, 美国债券类资产的价格下跌将会促使政府加税, 税负的增加必然使其消费在短期和长期均呈现下降趋势; 不仅如此, 美元霸权越强, 美国证券投资者的消费下降幅度越小, 这主要是由于较强的美元霸权会抑制美国债券类资产价格的大幅下降, 从而降低美国证券投资者的税收负担。

在美元霸权 (资产替代程度) 的不同情形下, 资产结构冲击基本都导致美元相对于人民币贬值 (如图 3 所示)。由于美国证券投资者占总人口的比重远高于美国企业家所占的比重,

因此美国居民整体消费水平基本由美国证券投资者的消费变化所决定，在资产结构冲击下呈现不断下降的趋势。受消费品“本土偏好”的影响，美国居民消费水平的下降将导致美国产品相对需求的缩减幅度更大，从而引起美元相对于人民币贬值、美元兑人民币汇率不断走低。不仅如此，美元霸权越弱，美元相对于人民币的贬值幅度越大，其原因主要是美国证券投资者的消费下降幅度随着美元霸权的变弱而不断扩大。

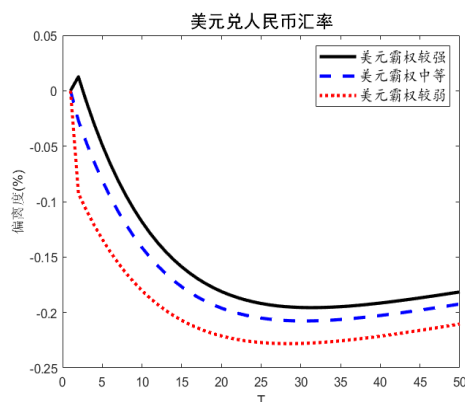


图3 汇率的动态变化

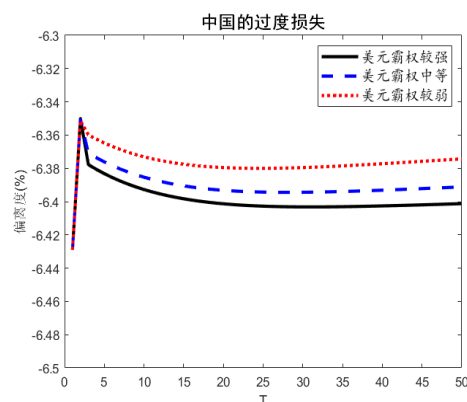


图4 中国过度损失的动态变化

最后，我们来重点分析资产结构冲击对中国“过度损失”的影响。中国“过度损失”的经济含义是指中国持有美国资产的平均资产收益率($[\gamma_{t-1}^* r_t^E + (1 - \gamma_{t-1}^*) r_t^B]$)与美国持有中国资产的平均资产收益率($[\gamma_{t-1} r_t^{E*} + (1 - \gamma_{t-1}) r_t^{B*}] \frac{e_{t-1}}{e_t}$)之间的差额。具体而言，在资产结构冲击下，当中国对外投资组合从债权类资产向权益类资产转移时，我国相对收益率的“过度损失”仅在短期有小幅回调，但长期并没有明显改善；且美元霸权程度越强（资产替代程度越低），中国的“过度损失”在长期也将越大。这一结果与传统观点有所不同，值得学术界和政策界进行深入研究。

资产结构冲击下中国过度损失的上述动态变化需要从两个渠道进行理解：一是由资产价格变动所引发的资本利得；二是因汇率变化所导致的估值损失。

短期内，当中国对外投资组合从债券类资产向权益类资产转移时，美国的权益类资产价格上涨，但债券类价格下降，中国的对外投资产生了短期的资本利得，从而使得中国的“过度损失”在短期有所改善

长期内，由于美元兑人民币汇率呈现不断贬值的趋势，美国所持有的中国资产的账面收益率会不断提高，根据定义，中国的过度损失会进一步恶化，中国对外资产的净收益也就无法实现持续改善。

本文之所以格外关注长期“过度损失”，是因为现有文献在讨论我国资本账户开放进程中，

往往只关注短期收益率变化所带来的资本利得，而忽视了长期汇率波动所引发的估值损失。事实上，如果忽视汇率的影响，的确开放资本账户能够带来明显的短期收益。然而从长远分析，由短期供求冲击所推动的价格变化无法长期延续，当价格回归其内在价值区间后，短期资本利得会逐渐消失，美元贬值（人民币升值）引发的负面估值效应开始凸显。此外，中国过度损失的动态变化趋势（见图 4）表明，美元霸权程度越强，中国长期“过度损失”就越大。因此，中国“过度损失”的变化与美国资产的可替代性负相关，美国资产的可替代性越低（美元霸权程度越强），中国证券投资者在长期资产市场出清过程中所受到的损失也就越大。

五、结论

本文研究了在不平等的国际货币体系下中美两国的“过度特权”和“过度损失”。基于两国资产替代性的差异，构造了具备不完全金融市场的动态一般均衡模型。给定两国初始的资产配置，即美国持有大量中国权益类资产，而中国国持有大量美国国债类资产。本文重点考察了不同程度的美元霸权下，来自中国证券投资者的资产结构冲击对中国“过度损失”的影响。数值模拟的结果显示：当中国证券投资者将持有的美国资产由债券类转向权益类时，我国的过度损失仅在短期略有缓解，但在长期并没有明显改善，这源于资产结构变化对美国资产价格以及美元兑人民币汇率造成的冲击；中国过度损失的变化与美元霸权的程度正相关，与中美两国资产的可替代性负相关，美元霸权越强（两国资产的可替代程度越低），本国证券投资者在长期市场出清过程中所受到的损失也就越大。

由此可见，在美元主导的国际货币体系下，中国长期承担着巨大的估值效应损失。未来我国应当积极推动多极化国际货币体系的发展，降低美国国债独特的避风港效应，增加本国优质资产的吸引力。这不仅有助于缓解中国在开放资本账户过程中承担的过度损失，而且可以避免中国在融入国际金融市场时，对现行国际货币体系产生过度冲击。

【参考文献】

- [1] Blanchard, O., F. Giavazzi, and F. Sa, “International investors, the US current account, and the dollar.” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2005, (1), 1-65.
- [2] Caballero, Ricardo J., E. Farhi, and P. O. Gourinchas. “An Equilibrium Model of Global Imbalances and Low Interest Rates”, *American Economic Review*, 2008, 98(1), 358—393.
- [3] Coeurdacier, N. and P. O. Gourinchas, “When Bonds Matter: Home Bias in Goods and Assets.” *National Bureau of Economic Research*, 2011, No. w17560.
- [4] Coeurdacier, N., R. Kollmann, and P. Martin, “International Portfolios, Capital Accumulation and Foreign Assets Dynamics.” *Journal of International Economics*, 2010, 80(1), 100-112.
- [5] Cooper, Richard N., “Is the US Current Account Deficit Sustainable? Will it Be Sustainer”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2001, 1, 217-226.
- [6] Devereux, M. B. and A. Sutherland, “Country Portfolios in Open Economy Macro Models.” *Journal of the European Economic Association*, 2011, 9(2), 337–369.
- [7] Dooley, M., D. Folkerts-Landau and P. Garber, “An Essay on the Revived Bretton Woods System”, *NBER Working Paper*, 2003, No. 9971.
- [8] Dooley, M., D. Folkerts-Landau and P. Garber, “Direct Investment, Rising Real Wages and the Absorption of Excess Labor in the Periphery”, *NBER Working Paper*, 2004, No. 10626.
- [9] 丁志杰、谢峰 (2014): 《美元过度特权, 经济暗物质与全球治理变革》, 《国际金融研究》第 11 期, 第 3-10 页。
- [10] 范小云、肖立晟、方斯琦 (2011): 《从贸易调整渠道到金融调整渠道——国际金融外部调整理论的新发展》, 《金融研究》第 2 期, 第 194-206 页。
- [11] Gourinchas, P. O. and H. Rey, “From World Banker to World Venture Capitalist: US External Adjustment and the Exorbitant Privilege.” *G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment*, University of Chicago Press. 2007a, 11-66.
- [12] Gourinchas, P. O. and H. Rey, “International financial adjustment.” *Journal of Political Economy*, 2007b, 115(4), 665–703.
- [13] Hausmann, R. and F. Sturzenegger, “Dark Matter” Makes the US Deficit Disappear. *Financial Times*, 2005, 8, A15.
- [14] Heathcote, J. and F. Perri, “The International Diversification Puzzle is not as Bad as You Think.” *Journal of Political Economy*, 2013, 121(6), 1108-1159.
- [15] Lane, P. and G. M. Milesi-Ferretti, “Long-Term Capital Movements” *NBER Macroeconomic Annual*, 2001, 16, 73-116.
- [16] Lane, P. and G. M. Milesi-Ferretti, “The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970-2004.” *Journal of International Economics*, 2007, 73(2), pp. 223-250.
- [17] Lane P. R. and G. M. Milesi-Ferretti, “Where did all the borrowing go? A forensic analysis of the US external position”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 2009, 23(2): 177-199.
- [18] 李俊青和韩其恒 (2011) 《不完全金融市场、海外资产结构与国际贸易》, 《经济研究》, 2011 年第 2 期, 31-43 页。
- [19] 刘斌, 《动态随机一般均衡模型及其应用(第二版)》, 北京: 中国金融出版社, 2014 年。
- [20] Mendoza, E. G., V. Quadrini, and J. V. Rios-Rull, “Financial Integration, Financial Development, and Global Imbalances”, *Journal of Political Economy*, 2009, 117(3), 371—416.
- [21] 梅冬州和龚六堂 (2012), 《经常账户调整的福利损失——基于两国模型的分析》《管理世界》2012

年第 4 期, 第 33-46 页。

[22] 梅冬州和赵晓军 (2015), 《资产互持与经济周期跨国传递》《经济研究》2015 年第 4 期, 第 62-76 页。

[23] Sá F. and F. Viani, “Shifts in Portfolio Preferences of International Investors: An Application to Sovereign Wealth Funds.” *Review of International Economics*, 2013, 21(5), 868-885.

[24] Van, Wincoop, E. and F. E. Warnock, “Is Home Bias in Assets Related to Home Bias in Goods?” *National Bureau of Economic Research*. 2006, No. w12728.

[25] 王爱俭、邓黎桥, 《中央银行外汇干预 : 操作方式与效用评价》, 《金融研究》2016 年第 11 期, 第 15-31 页。

[26] 肖立晟、陈思翀 (2013): 《中国国际投资头寸表失衡与金融调整渠道》, 《经济研究》第 7 期, 第 20-34 页。

[27] 鄢莉莉、汪川和王一鸣, 《中国宏观经济波动与最优外国债券持有规模》, 《金融研究》2014 年第 3 期, 第 11-26 页。

China's Exorbitant Loss under the Hegemonic International Monetary System

Abstract: Under the hegemonic international monetary system, this paper examines the “exorbitant loss” of China's international portfolio investment. Based on the imperfect substitutability between different assets in the United States and China, the paper sets up a DGE model with incomplete financial markets, and estimates the effects of the shocks to portfolio structure on China's “exorbitant loss” under different scenarios of the hegemony of US dollar. The results of numerical simulations reveal that China's substitution away from US bonds to US equities, could only mitigate the exorbitant loss slightly in the very short run, but would hardly make any significant improvements on the relative return rate. However, the portfolio preference deviation from dollar assets leads to the robust reduction of the exorbitant loss. In the future, China should keep promoting a multi-polar international monetary system and enhancing the attractiveness of its own assets.

Key Words: International monetary system, Portfolio preferences, Exorbitant loss

JEL Classification: F31, F32, F34

中国经济国内国际双循环的测度分析

——兼论新发展格局的本质特征

黄群慧¹ 倪红福²

【摘要】本文从经济循环的概念逻辑的视角阐述“新发展格局”，进而构建了从供给和需求端的国际国内循环测度指标和基于全球价值链的国内国际循环 GDP 分解新方法，并利用 WIOD 数据进行了实证测算分析。在此基础上，对新发展格局的本质特征进行了深入分析。研究发现：无论是从最终品国内最终需求率和中间品的本国供给率看，还是全球价值链 GDP 分解来看，各方面指标都表明中国国内经济循环的依赖程度在 90% 上下。从国际比较角度看，依赖于国内循环的 GDP 占比中国排在第 5 位，这些都说明了如果单纯基于国内经济循环和国际经济循环的新增经济流量看，在数量上国内经济循环的主体地位基本确立。但是，并不能由此认为新发展格局已经基本形成。新发展格局的关键内涵是畅通经济循环，本质特征是实现高水平自立自强。“国内大循环为主体”不是仅仅体现为中国经济国内循环流量在整体经济循环量中占比高、中国的 GDP 增长主要依赖于国内经济循环，而是主要体现为以国内高水平自主创新为主驱动经济循环畅通无阻、以持续扩大国内需求为主不断做大经济流量、以发挥国内大循环为主体促进国内国际双循环畅通。基于此，本文提出构建新发展格局的相关政策建议：要着力扩大消费以调整内需结构，实现内需结构的合理化、高级化，要发挥超大规模市场优势、加快建设统一开放有序的国内大市场，要积极扩大开放水平、在国内国际双循环中充分发挥国内大循环主体作用，要加快自主创新以提升产业链现代化水平、形成数字化智能化创新驱动下的双循环新发展格局。

【关键词】双循环；全球价值链；内需结构；新发展格局

一、引言

2020 年 4 月 10 日在中央财经委第七次会议上，习近平总书记提出形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。自此以后，习近平总书记在各大重要会议上多次讲述“新发展格局”。2020 年 10 月 29 日党的十九届五中全会将构建新发展格局作为“十四五”规划《建议》的“纲”提出（刘鹤，2020），2021 年 3 月 11 日闭幕的全国人民

¹ 黄群慧，中国社会科学院经济研究所所长，研究员，博士生导师。

² 倪红福，中国社会科学院经济研究所研究员。

代表大会通过的“十四五”规划《纲要》，以《建议》为基础对构建新发展格局进行了规划部署。2021年1月11日习近平总书记在省部级主要领导干部学习贯彻党的十九届五中全会精神专题研讨班开班式上指出：进入新发展阶段、贯彻新发展理念、构建新发展格局，是由我国经济社会发展的理论逻辑、历史逻辑、现实逻辑决定的；加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局，是“十四五”规划《建议》提出的一项关系我国发展全局的重大战略任务，需要从全局高度准确把握和积极推进；构建新发展格局的关键在于经济循环的畅通无阻，构建新发展格局最本质的特征是实现高水平的自立自强、更加强调自主创新（习近平，2021）。

作为经济现代化战略，新发展格局的提出可以认为是内生要求与外部变化同时作用的结果。一方面，内生要求的含义是以国内需求为主。新发展格局的动力来源明显侧重于国内供给和需求对接，这也是以国内大循环为主体的直观含义。改革开放以来，中国经济拥有超大规模市场优势，内需潜力巨大。中国有14亿多人口，有最大规模的中等收入群体。2020年8月24日习近平在经济社会领域专家座谈会上的讲话中明确指出：“自2008年国际金融危机以来，我国经济已经在向以国内大循环为主体转变，经常项目顺差同国内生产总值的比率由2007年的9.9%降至现在的不到1%，国内需求对经济增长的贡献率有7个年份超过100%。未来一个时期，国内市场主导国民经济循环特征会更加明显，经济增长的内需潜力会不断释放。我们要坚持供给侧结构性改革这个战略方向，扭住扩大内需这个战略基点，使生产、分配、流通、消费更多依托国内市场，提升供给体系对国内需求的适配性，形成需求牵引供给、供给创造需求的更高水平动态平衡。”内需现在已是中国经济发展的主要动力。实际上，刘世锦（2020）研究指出，我国经济历来是以内循环为主的，我国改革开放以来内循环与外循环一直是息息相关的。长期以来，出口被认为是中国经济增长的“三驾马车”之一，被认为是外部需求，其发挥的增长作用在现今已经大大减弱。从国民经济核算角度来看，只有净出口才被算作为GDP。以2019年的数据为例，中国进出口总额31.5583万亿元，GDP为99.0865万亿元，贸易占GDP比重达到31.85%；然而贸易顺差仅有2.9177万亿元，仅占GDP的2.94%。

¹ 改革开放以来实施的出口导向的外向型发展战略，符合当时经济发展的实际情况，国内市场不够成熟，人民生活水平较低，而外部市场成熟和外部需求旺盛。这样也就形成了市场和资源两头在外的国际大循环，这种发展格局更适应中国当时的经济发展阶段，以外需促内需，以开放促改革。得益于国际大循环带来的建设资金与吸纳农村富余劳动人口的作用，中国经济快速发展造就了今天中国的超大规模国内市场优势和内需潜力。另一方面，外部变化的含

¹ <http://www.customs.gov.cn/customs/302249/302274/302277/302276/2910857/index.html>

义是不确定性所导致的外部需求的下降与高级生产要素外部供给风险增大。全球生产分工体系和利益格局面临新的挑战,不再具有可持续性。全球价值链贸易占比呈现停滞甚至下降,全球产业链、供应链和价值链正面临着重要的结构调整和重组。中美贸易摩擦和新冠肺炎疫情无疑会加重对全球价值链重构的影响,全球产业链呈现出本土化、区域化和智能化的特征。2008 年全球金融危机以来,发达国家经济增长乏力导致其国内需求市场的缓慢增长,导致中国产品的外部需求失速。美国对中国高科技企业的围剿,制约了中国像芯片等“卡脖子”高科技产品这一类高级要素的获取能力。全球疫情危机带来供应链断裂和重构的同时,直接影响是商品和要素流通受阻,外部需求断崖式下跌。面对这一不利外部环境,世界各国都在寻求经济发展方案,中国的战略则是形成以扩大内需为战略基点的国内国际双循环相互促进的新发展格局。

针对新发展格局,学界、政策界对此进行了一系列的政策解读和理论探讨。(1)有关新发展格局含义的研究。如黄群慧(2021)提出了“阶段——模式——动力”的三维理论解释,认为构建新发展格局是与现代化新阶段相适应的经济现代化路径,是中国基于自身资源禀赋和发展路径而探索的、以自立自强为本质特征的、突破“依附性”、具有“替代性”的一种经济现代化模式,是一种充分利用大国经济优势、围绕着自主创新驱动经济循环畅通无阻的经济现代化战略;刘志彪(2020)指出:“双循环”战略的基本逻辑为:扩大内需—虹吸全球资源—发展创新经济—以基础产业高级化、产业链现代化为目标,构建国内经济为主体的大循环格局—促进形成国内国际双循环相互促进的新发展格局;倪红福(2020)对国内大循环、国际大循环和双循环进行了初步的探讨。“国内大循环”是指再生产活动的每一个环节,即投资、生产、分配、流通、消费的有机过程的周而复始所形成的循环,且是以满足国内需求作为出发点,也以此作为落脚点。与此相对应的“国际大循环”是指:在改革开放初期,外部需求旺盛,中国存在以富裕劳动力禀赋参与国际循环的条件,市场和需求两头在外,从事劳动密集型的低端制造业,以外部需求拉动国内经济增长。进一步双循环是指国内大循环与国际大循环之间有机联系的交互联系与沟通,构建以国内大循环为主体国内国际双循环相互促进的新发展格局。(2)有关如何构建“大循环、双循环”新发展格局的研究。已有研究主要从向内开放与制度完善,自主创新能力和扩大消费能力,以建立国内统一、顺畅、有活力的大市场,并寻求与国际外循环相互促进的视角展开。如黄群慧(2020)指出,“主动型”的“双循环”新发展格局不是一蹴而就的。围绕着加快形成“双循环”新发展格局,从需求侧着手扩大有效投资和促进消费,重点是加快“两新一重”(新基建、新型城镇化和重大工程建设)的投资和积极出台一系列促进居民的消费的方案;从供给端着手,深化

供给侧结构性改革，通过技术创新和制度创新解决中国面临的“卡脖子”问题，提高经济供给质量。具体而言，现在有必要下决心对长期以来阻碍国内经济循环、老生常谈的结构性问题、体制机制问题进行“动手术”。此外，黄群慧（2021）、高培勇（2021）、江小涓和孟丽君（2021）、倪红福（2020）等进行了一些理论、政策方面的探讨和解读。但是，这些对双循环新发展格局的研究大多是基于经济理论的定性分析，对双循环的现状未有系统性的定量分析，在理论、实证数据和测算方面的深化研究不多。

鉴于此，本文首先从经济循环的概念和理论逻辑的视角阐述新发展格局，进而构建从供给和需求端的国际国内循环测度指标和基于全球价值链的国内国际循环 GDP 分解新方法，并利用全球投入产出数据库（world input-output database, WIOD）进行了实证测算分析。在此基础上，诠释了新发展格局的本质特征，提出相关政策建议。接下来本文大致结构安排如下：第二部分以需求端和供给端为逻辑起点的经济循环分析，主要是基于 WIOD 表数据从需求侧和供给侧分析国内国际大循环；第三部分从国内外循环视角下对 GDP 进行分解；第四部分引申阐释了新发展格局的本质特征和关键内涵；第五部分提出了相应的政策建议。

二、中国经济国内国际循环测度：分别以需求和供给端为逻辑起点

（一）经济学中循环概念及分析逻辑

新发展格局的关键词是“经济循环”（黄群慧，2021）。经济活动本质是一个基于经济分工和价值增值的信息、资金和商品（含服务）在居民、企业和政府等不同主体之间流动循环的过程。经济循环的概念可最早可追溯到弗朗斯瓦·魁奈的经济表中的循环思想。作为法国古典政治经济学的著名代表人物和重农学派的创始人，弗朗斯瓦·魁奈在经济思想史上最影响著作是《经济表》。1766 年，《经济表》分析了当时法国社会总产品的流通和再生产问题，也、开创了分析社会再生产问题的先河，也开创了经济学循环理论研究的先河。马克思把《经济表》中的再生产循环原理赞誉为“重农学派的最大功劳”，是“政治经济学至今所提出的一切思想中最有天才的思想。”恩格斯将它称为经济学上的“司芬克斯之谜”。经济表分析方法一定意义上是现代国民经济核算的思想源泉，也是投入产出表和一般均衡分析的理论渊源。马克思在创建无产阶级政治经济学过程中，尤其在研究社会总资本的再生产和流通问题时，对《经济表》作了反复和透彻的研究，充分肯定了它的成就和地位，同时也明确指出其中的缺陷和不足（晏智杰，2005）。

虽然《资本论》中没有直接谈及“双循环”的概念，但马克思多次使用和谈及到循环。实际上，马克思从资本循环的角度对经济循环进行了相关阐述，也成为以国内大循环为主体、

国际国内双循环新发展格局观点的理论支撑。马克思在《资本论》第 1 卷中提到,从生产过程来看,资本家利用手中的货币购买包括劳动力在内的生产要素,由此开启资本生产过程,连续不断的生产过程构成了资本循环,这也正是《资本论》第 1 卷有资本的生产过程这一副标题的逻辑所在。其中,产业资本的循环是包括从货币资本、生产资本和商品资本空间上并存和时间上继起的闭环过程,即 $G - W \cdots P \cdots W' - G'$ (其中 G 、 P 和 W 分别表示货币资本、生产资本和商品资本)。从空间上来说,这三类资本必须同时存在,以满足循环所需的条件;从时间上来说,这三类资本的循环必须保持前后有序衔接。因此,它们只有在时间和空间两个维度上满足这个条件,资本循环才称得上是有效的。展开而言,它包括货币资本、生产资本和商品资本三个方面的循环过程,并且彼此互相依赖、互相关联。货币资本的循环体现出货币职能和资本职能的双重特征,不仅以“一般等价物”的形式出现在流通过程中,而且以资本的形态向生产资本转化执行生产额外剩余价值的职能;生产资本循环集中体现了生产过程环节,不仅包括劳动过程,即资本与劳动力按照一定的技术比例或有机构成进行组合,同时也包括价值形成过程和价值增殖过程,体现出资本家生产的最终目的;商品资本是生产过程的成果,具有到一定的使用价值,以便作为下一个流通过程的起点与货币或者货币资本相对立,进而进入下一个生产过程或最终的消费过程。马克思认为,生产过程决定流通过程,流通过程是为生产过程服务的,这也是他在经济领域构建辩证唯物主义哲学的具体体现。因此,资本在自身循环过程中将生产、消费、分配和交换四个环节纳入其中,成为宏观经济有效运行的重要基石。反言之,其中任何一类资本循环出现梗阻,比如商品资本无法实现“惊险的跳跃”转化为货币资本,则表现为商品积压;货币资本无法购买商品资本,则表现为生产过程的预备阶段不顺畅,进而影响社会简单再生产和扩大再生产,由此则会影响整体的资本循环过程,从而导致宏观经济出现各种问题。由此推演,资本在世界范围内进行的循环过程,使得三个子循环以及生产过程、流通过程在更大的范围内和更高的层次上完成循环,从而实现自身增殖的资本逻辑,这同时也是双循环得以实现的重要基础。总之,马克思《资本论》中提出社会再生产理论,将社会再生产过程描述为由生产、分配、交换和消费等环节构成的经济循环,还给出了生产资本循环从货币转换为商品、从购买商品到生产出新商品、从新商品再转换为货币的三个过程和公式。从经济循环角度来刻画新发展格局,一方面抓住了经济运行的本质特征,另一方面也进一步丰富和发展了当代马克思主义政治经济学(黄群慧, 2021)。

基于经济表的思想, Leontief 对经济循环也进行了深入分析,并在此基础上构建了一

套投入产出表数据和投入产出分析方法。Leontief（1991）在《循环流动的经济》一文中阐述投入产出理论时指出，在任何经济系统中，个体要素之间的关系往往存在一定的因果联系。在生产过程中某一要素由其他要素生产出来，又被进一步的生产过程所使用与消耗。这样整个经济现象存在多种多样的因果关系，在某一特定商品的生产中可能使用多个部门的投入，而反过来一种商品也同样被用于多个部门的生产过程中，这形成了复杂的相互联系的生产网络系统。正是由于这种生产网络的复杂结构关系，循环这一概念和分析方法在应运而生。在可视化的层面，经济联系系统可以表现为一条长循环路径，它表现为一个大圆圈。沿着这条路径，它产生许多分支，其中一些以各种形式交织在一起，一些分支也可能指向非经济领域。

因此，作为研究者，我们研究这种经济循环，需要从循环中找到一个切入点，也就是找到起始点，从起始点沿着循环分析经济联系的因果关系，最后返回到起始点，也即落着点。循环分析方法要求我们重点考察和分析那些返回到初始起点的一系列经济关系。从而形成对完整循环的认识和理论，进而指导实践。

对于形成闭环的循环，需要找到圆环的切口作为分析的起始点，也是分析的落脚点。以最终需求作为起始点，同时也以此作为落脚点的循环分析方法，恰好与凯恩斯宏观经济的总需求管理理论的逻辑框架一致。相对于强调经济需求的凯恩斯主义而言，着重从供给方面考察经济现状和经济对策的供给学派的循环分析起始点和落脚点是生产供给侧。因此，经济循环的主要活动包括生产、分配、流通、消费，实现经济循环，其前提是供需对接，循环中起始点（也是落脚点）可从需求出发，也可从生产供给出发。从经济循环的视角出发，经济循环的内外可根据经济活动的范围做区分，当经济循环发生在封闭空间时，可称之为国内循环；当经济循环发生在外部，则称之为国际循环。内外循环的一般特征为相互联系、彼此依赖。就“循环”一词的本身来讲，其所阐述的是一种经济发展格局，经济循环的本质体现的供需对接。无论是从传统西方经济学“市场出清”理论的分析框架看，亦或是从马克思主义政治经济学社会再生产四大环节的角度进行分析，经济发展自始至终都是一个动态的循环过程。但这一循环过程不应是原地不动的“内卷化”流转，而应该是一种螺旋式的循环上升。

基于此，本文将分别以供给侧和需求侧作为分析起点来剖析“新发展格局”。进一步将从全球价值链中增加值分解的视角审视双循环的变化趋势，主要通过最新的全球价值链核算框架对 GDP 进行依赖于国内和国际循环的分解分析。

（二）国内大循环

1. 本国生产产品的国内需求情况

（1）最终品的国内最终需求率。一般来说，本国生产的最终产品既可以被用作国内最

终需求,也可用于国外的最终需求。因此,本文定义的中国最终品的国内需求率为中国国内最终需求部门对中国生产的最终产品需求额除以中国生产的所有最终品价值额的比值。中国最终品的国内需求率越大,反映中国生产的最终产品越依赖国内最终需求。表 1 显示了中国最终品的国内需求率情况。(1)从中国整体来看,2000—2014 年中国最终品的国内需求率呈阶段性特征,2000—2007 年呈下降趋势,而 2008 年到 2010 年出现快速上升,而后到 2014 年相对平稳,略有上升趋势。(2)中国制造业最终产品高度依赖于国际循环。制造业最终品的国内需求率最低,低于 70%,且呈现先下降后上升趋势,与中国整体最终品的国内需求率的变化趋势相同。这说明 2008 年国际金融危机后,中国制造业出现了明显的内需化趋势,中国整体内需化主要是由制造业内需化导致。(3)中国农业和服务业最终品的国内需求率相对较高,约 98%左右,且 2000—2014 年期间基本上无变化。而采矿业的最终品的国内需求率一直呈下降趋势。

表 1 2000—2014 年中国最终品的国内需求率

年份	农业	矿业	制造业	服务业	总体
2000	0.9881	0.9778	0.6887	0.9740	0.8837
2001	0.9875	0.9771	0.6904	0.9748	0.8171
2002	0.9851	0.9878	0.6566	0.9733	0.8763
2003	0.9804	0.9729	0.6023	0.9756	0.8529
2004	0.9815	0.9558	0.5593	0.9733	0.8310
2005	0.9779	0.9321	0.5210	0.9732	0.8112
2006	0.9712	0.9269	0.4981	0.9705	0.7992
2007	0.9749	0.8741	0.5149	0.9708	0.8043
2008	0.9786	0.8364	0.5705	0.9682	0.8255
2009	0.9759	0.8642	0.6423	0.9749	0.8620
2010	0.9747	0.8231	0.6266	0.9749	0.8542
2011	0.9765	0.8080	0.6509	0.9752	0.8636
2012	0.9806	0.8090	0.6659	0.9761	0.8708
2013	0.9791	0.7930	0.6844	0.9792	0.8805
2014	0.9812	0.8021	0.6854	0.9805	0.8851

图 1 列示了主要国家(地区)的最终品的国内需求率情况。美国、日本、俄罗斯等国家的最终品的国内需求率较高,且变化不大,经济的内需化特征非常明显。中国和德国的最终品的国内需求率是最低的,且德国的最终品国内需求率基本上一直呈下降趋势。总体层面,中国生产的最终品的内需化水平在 2014 年已经超过意大利,逼近法国、英国和加拿大。中国生产的最终品的内需化程度处于中等偏上水平,且略呈上升趋势。

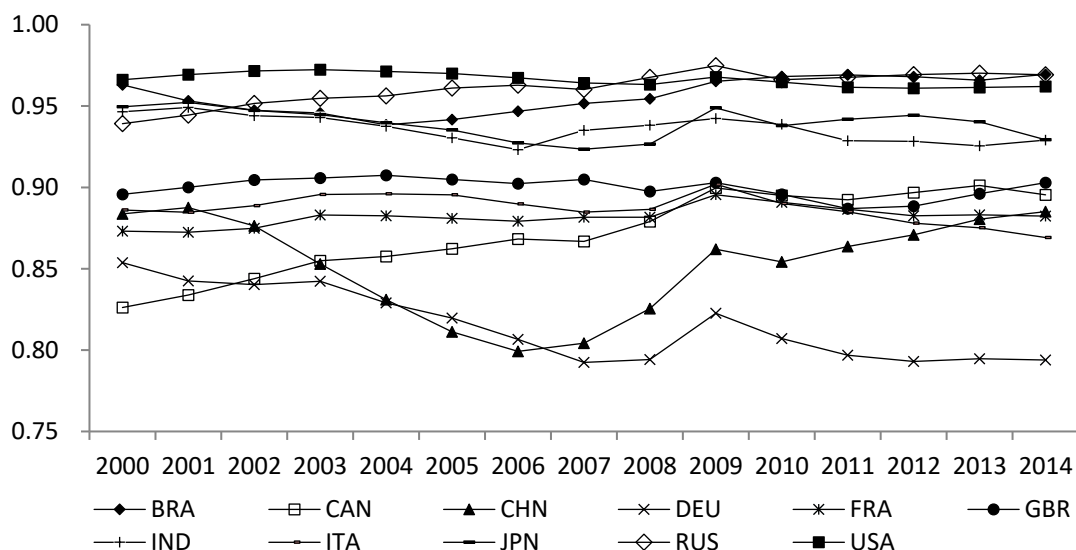


图1 主要国家的最终品的国内需求率

注：BRA：巴西；CAN：加拿大；CHN：中国；DEU：德国；FRA：法国；GBR：英国；IND：印度；ITA：意大利；JPN：日本；RUS：俄罗斯；USA：美国。下同。

从制造业最终品的国内需求率情况来看（见表2），总体上制造业最终品的国内需求率比整体最终品的国内需求率低，但两者的变化趋势基本相似。加拿大、德国、法国和英国的制造业最终品的国内需求率相对较低，而美国、俄罗斯、印度等大国的制造业最终品的国内需求率都比较高。美国、俄罗斯、印度等大国的制造业最终品的国内需求率都高于中国，在一定程度上，中国制造业最终品对内循环依赖相对较弱，但增长趋势明显。相对于西方发达经济体，中国在制造业最终品的依赖国内市场还有一定提升空间，中国以国内需求主导经济发展格局具有进一步提升空间和现实基础。

表2 主要国家制造业最产品的国内需求率

	2000	2003	2006	2008	2009	2010	2012	2014
BRA	0.8847	0.8265	0.8366	0.8699	0.8892	0.8995	0.8944	0.8956
CAN	0.3179	0.3612	0.4070	0.4561	0.5229	0.5273	0.4979	0.4969
CHN	0.6887	0.6023	0.4981	0.5705	0.6423	0.6266	0.6659	0.6854
DEU	0.5578	0.5100	0.4470	0.4243	0.4275	0.4213	0.4038	0.3911
FRA	0.5091	0.4969	0.4589	0.4578	0.4575	0.4450	0.4254	0.4074
GBR	0.5755	0.5613	0.5480	0.4888	0.5087	0.4541	0.4518	0.5332
IND	0.8791	0.8799	0.8737	0.9030	0.8927	0.8976	0.8779	0.8586
ITA	0.6553	0.6513	0.6323	0.6173	0.6039	0.5503	0.4882	0.4502
JPN	0.7909	0.7576	0.7087	0.7201	0.7685	0.7376	0.7535	0.6714
RUS	0.8776	0.9075	0.9238	0.9275	0.9210	0.9248	0.9126	0.8797
USA	0.8588	0.8718	0.8532	0.8271	0.8404	0.8384	0.8307	0.8377

(2) 中间品的国内需求率。一般来说, 一国(地区)生产的中间品一部分作为国内生产者的中间投入使用, 一部分作为国外生产者的中间投入使用, 这样本文定义一国中间品的国内需求率为本国使用的国内中间品额占该国生产的中间品总额的比重。中间品的国内需求率越大, 反映从需求角度来看该国中间品生产越依赖国内需求。图 2 显示了中国中间品的国内需求率情况。①从整体来看, 2000—2014 年中国中间品的国内需求率呈阶段性特征, 2000—2006 年呈下降趋势, 2008—2009 呈现快速上升, 2010 年有所下降, 之后趋于相对平稳。②相对于农业、服务业和采矿业部门, 制造业中间品的国内需求率最低, 最低达到 88.9% (2006), 之后又呈上升趋势, 与中国整体的中间品的国内需求率变动趋势基本一致, 也与中国整体的最终品的国内需求率变动趋势基本一致。相对于农业、服务业、采矿业部门, 制造业中间品的国内需求率最低, 一定程度上反映了中国制造业深度参与全球价值链, 制造业中间品有相当一部分给国外生产者提供, 相对依赖于国际生产循环。③中国农业部门的中间品国内需求率最高, 2014 年达到 99.5%; 服务业中间品的国内需求率也基本保持稳定, 维持在 89%—93%之间; 采矿业中间品的国内需求率持续上升, 2014 年达到 99.2%, 中国作为制造业大国, 对原材料和初级产品的需求旺盛, 这一变动合乎常理。

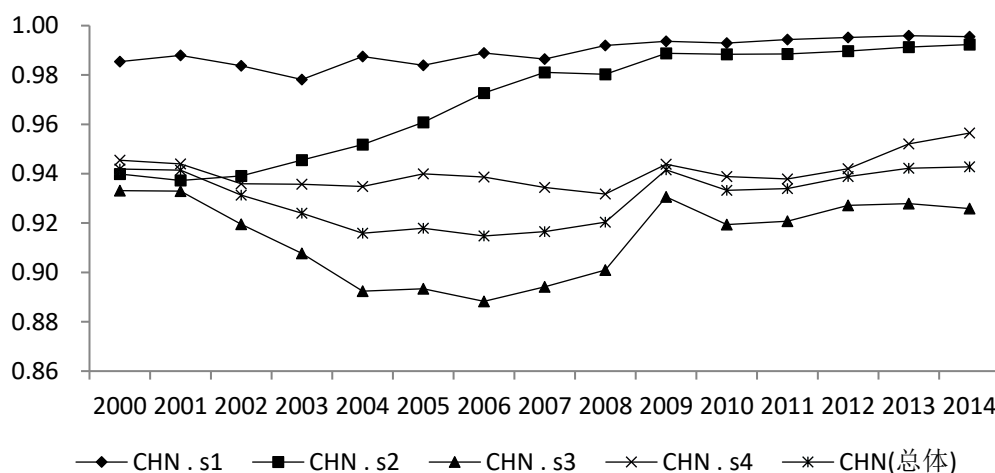


图 2 中国各行业中间品的国内需求率

注: s1 表示农业部门, s2 表示采矿业, s3 表示制造业, s4 表示服务业。下同。

图 3 显示了主要国家制造业的中间品的国内需求率。除加拿大和英国以外, 美国、日本、德国等国家的中间品国内需求率呈下降趋势, 尤其是德国和意大利, 其为全球供给高端中间品的能力较强。反观中国、印度、巴西和俄罗斯等金砖国家, 中间品的国内需求率处于高位, 中国在所有国家中最高, 发展中国家的中间品绝大部分供给本国使用, 主要依赖于国内需求和内循环。这一定程度上反映中国生产的中间品的供给国际市场的能力较弱, 中间品的国际竞争力相对弱。

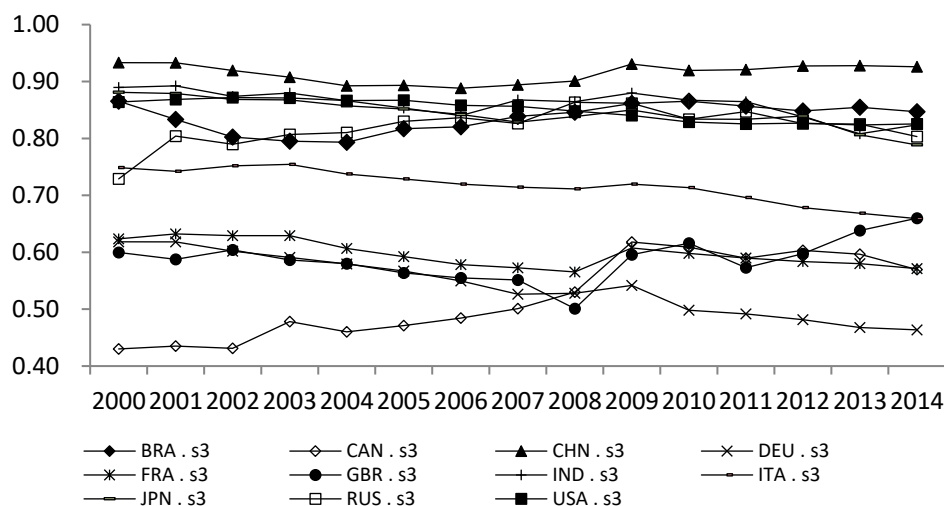


图3 主要国家制造业的中间品的国内需求率

2. 本国使用中间投入品的国内供给情况

从产品生产过程来看，生产投入包括初始要素投入和中间品投入。中间品投入又可分为来自国内的中间品和国外的中间品投入。初始要素一般仅限于在本国的经济领土上，属于内循环。而对于中间投入品有一部分可能来自国外。因此，我们可以以本国生产过程中使用的中间投入额中来自国内企业生产的中间品投入额的比重大小，来衡量经济生产依赖国内外供给的程度。具体定义中间投入品的本国供给率为该国生产过程中的来自国内中间品投入额占总中间品投入额的比值。

图4显示了中国中间投入品的本国供给率情况。（1）中国各行业中间投入品的本国供给率从低到高依次为制造业、采矿业、服务业和农业。制造业生产过程的中间品投入对国外中间品的依赖性相对较强，也就是说，一定程度上反映制造业的生产投入的中间品相对依赖于外循环。（2）从变化趋势来看，中间投入品的本国供给率呈阶段性变化趋势，2000—2007年，中间投入品的本国供给率总体上呈下降趋势，而后在2008年国际金融危机后出现了快速上升，再短暂下降后出现稳步上升，除采矿业的其他行业均已上升到或超过加入WTO之前的中间投入品的本国供给率的水平。这些历史变动趋势说明，中国自1988年以来持续参与国际大循环，对国内循环形成拉动效应的同时，推动中国的工业化进程，中国已成为拥有联合国产业门类最齐全的国家，工业体系完善，中国生产的中间品对外国中间品的替代能力逐渐增强。但不可否认的是，以工业“四基”为代表的产业基础还比较薄弱，核心技术受制于人的现状短期难以改变（黄群慧和倪红福，2020）。（3）从与主要国家的国际比较来看（见图5），中国制造业中间投入品的本国供给率最高，且在2006年以后呈上升趋势，而其他发展中国家和多数发达国家则是下降趋势。2008年国际金融危机后，全球价值链扩张

已经陷入停滞, 中国生产转向于依赖于国内生产提供的中间品。

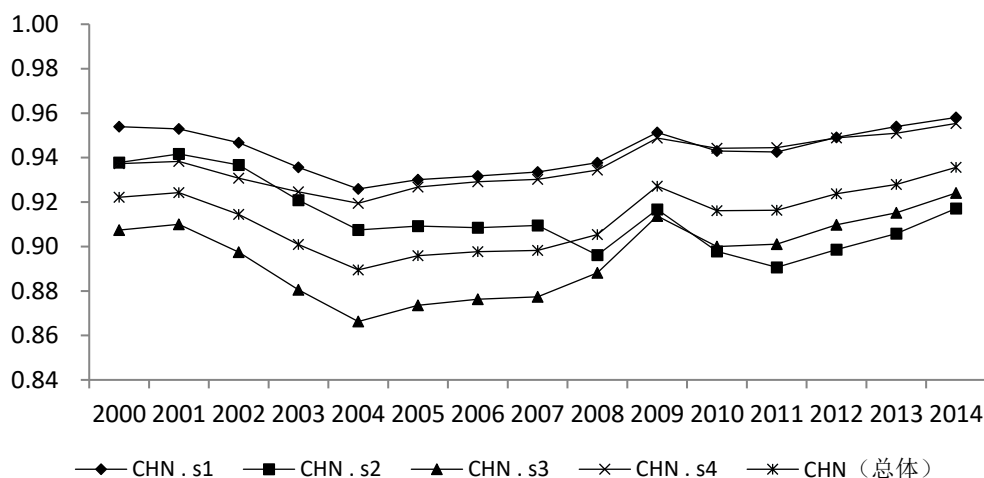


图 4 中国中间投入品的本国供给率

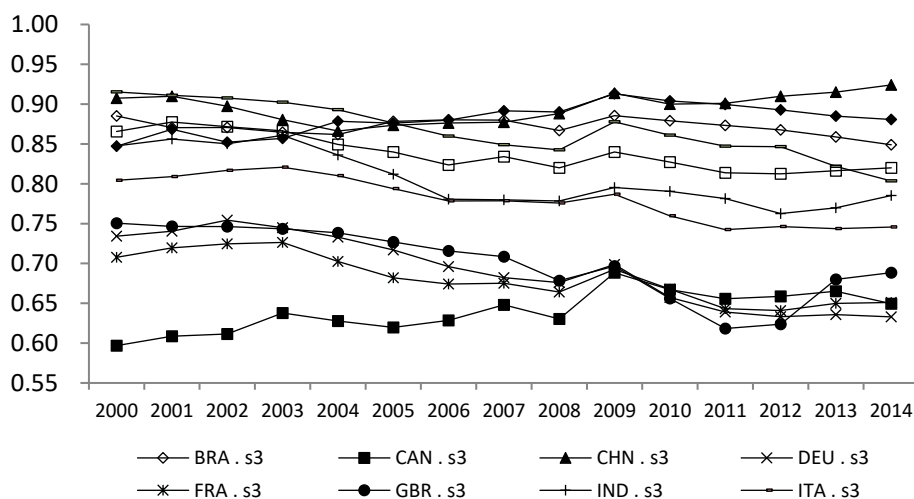


图 5 主要国家制造业中间投入品的本国供给率

(三) 国际循环

1. 国外需求端

相对于最终品的国内需求率, 最终品的国外需求率定义为出口到国外的最终需求除以总最终产品额。最终品的国外需求率越高, 表明中国最终品对外循环的依赖越大。同理, 相对中间品的国内需求率, 将中间品的国外需求率定义为供外国使用的中间品除以中国生产的总中间品。中间品的国外需求率越高, 表明中国中间品对外循环的依赖越大。

表 3 显示了中国最终品的国外需求率和中国中间品的国外需求率。(1) 与国内需求率相反, 从中国整体来看, 国外需求率在 2006 年达到顶峰, 随后呈下降趋势。但值得注意的是, 在 2014 年, 发达国家已经不再是中国最终品的最大国外需求率, 发展中国家对中国最终品的需求超过了发达国家。这意味着, 随着发展中国家的消费市场逐渐成长起来, 中国

最终产品涉及到发展中国家的外循环更大。（2）中国中间品的国外需求率在 2000—2014 年期间呈先上升后下降的趋势，且这一比率在 2006 年前后达到最大值，随后下降，总体层面 2014 年下降到加入 WTO 之前的水平。值得注意的是，中国中间品的发展中国家需求率在 2007 年已经超过中国中间品的发达国家需求率，且二者差距在缓慢拉大。这同样意味着在总量层面，中国的中间品的外部需求，也更依赖于发展中国家。（3）相对而言，中国最终品的国外需求率明显高于中国中间品的国外需求率，中国的最终产品相比于中间品在国际市场更具有优势。美国作为全球最大消费市场，对中国最终品的国外需求率有很大影响，2014 年中国最终品的美国需求率为 2.1%，占中国最终产品的发达国家需求率的比重为 37.5%，且这两个比重在其他年份更高，即最终品的国外需求对美国的依赖程度有所下降，这预示着中国最终品的国外需求结构改善，需求目的地更加多元化，逐渐弱化美国市场的影响。美国对中国中间品的需求也占据较大比重，中国中间品的发达国家需求率约 20%是来自于美国。总之，美国是对中国产品的外部需求影响最大的国家。

表 3 中国最终品和中间品的国外需求率

	中国最终品的国外需求率				中国中间品的国外需求率			
	总比例	发展中国家	发达国家	美国	总比例	发展中国家	发达国家	美国
2000	0.116	0.041	0.076	0.029	0.058	0.027	0.031	0.007
2001	0.112	0.039	0.073	0.028	0.059	0.029	0.030	0.007
2002	0.124	0.043	0.080	0.033	0.069	0.036	0.033	0.008
2003	0.147	0.050	0.097	0.038	0.076	0.038	0.038	0.009
2004	0.169	0.059	0.110	0.043	0.084	0.040	0.044	0.010
2005	0.189	0.066	0.122	0.050	0.082	0.038	0.044	0.010
2006	0.201	0.079	0.122	0.049	0.085	0.042	0.043	0.011
2007	0.196	0.081	0.115	0.045	0.083	0.042	0.041	0.009
2008	0.175	0.077	0.098	0.036	0.080	0.040	0.039	0.008
2009	0.138	0.061	0.078	0.030	0.058	0.031	0.027	0.006
2010	0.146	0.067	0.078	0.031	0.067	0.035	0.031	0.006
2011	0.136	0.066	0.071	0.026	0.066	0.036	0.031	0.006
2012	0.129	0.064	0.065	0.026	0.061	0.035	0.026	0.005
2013	0.120	0.060	0.059	0.021	0.058	0.032	0.026	0.006
2014	0.115	0.059	0.056	0.021	0.057	0.032	0.025	0.006

2. 国外供给端

最终品使用的国外供给率，我们定义为进口的最终需求额除以本国的总最终需求额。最终产品使用的国外供给率越大，中国对国外的最终产品的依赖程度越大。同理，中间投入品使用的国外供给率，定义为进口的中间品额除以总中间品投入。中间品使用的国外供给率越大，中国对国外的中间品的依赖程度越大。表 4 显示了中国最终品使用的国外供给率和中国中间品使用的国外供给率。总体上，中国最终品的发达国家供给率和发展中国家供给率经历

先上升后下降的趋势, 同样在 2006 年前后达到最大值, 随后下降。其中发展中国家供给率在 2006 年后缓慢下降, 2014 年为 1.5%, 发达国家供给率在 2006 年下降速度较快, 2014 年为 3.3%, 但后者远高于前者。这说明中国最终品使用对外部依赖逐渐下降, 在有限的最终需求国外供给中, 发展中国家所生产的产品并不能接替满足中国的最终需求, 在这一点上发达国家更具优势。对于中间品的国外供给率变动趋势, 中间品的发展中国家供给率和发达国家的供给率均表现为先上升后下降的趋势, 与最终品的国外供给率不同的是, 中间品的发展中国家的供给率在 2010 年超过发达国家的供给率。这说明中国对发展中国家的中间品需求逐渐增强, 而对发达国家的中间品需求出现明显的下降趋势。究其原因可能是中国工业体系能力的提升, 在一些中间产品上对发达国家的产品形成替代, 但也随着本国要素价格的上涨, 增加了对发展中国家的低端中间品的进口。

总之, 我们利用 WIOD 数据, 从需求端的国内外需求率和供给端的国内外供给率对中国经济循环的依赖关系进行了分析。但这种分析没有深入到内外循环对一国经济 GDP 的贡献。为此, 接下来我们将利用全球价值链的分解方法, 试图区分国际循环和国内循环对 GDP 的贡献。

表 4 中国最终品使用和中间品使用的国外供给率

	中国最终品使用的国外供给率				中国中间品投入使用的国外供给率			
	总体	发展中国家	发达国家	美国	总体	发展中国家	发达国家	美国
2000	0.053	0.021	0.031	0.005	0.078	0.038	0.040	0.003
2001	0.056	0.022	0.034	0.006	0.076	0.036	0.040	0.004
2002	0.063	0.023	0.040	0.005	0.086	0.041	0.045	0.004
2003	0.076	0.026	0.050	0.005	0.099	0.046	0.053	0.004
2004	0.085	0.027	0.057	0.006	0.110	0.051	0.059	0.005
2005	0.084	0.026	0.058	0.006	0.104	0.051	0.053	0.005
2006	0.085	0.027	0.057	0.007	0.102	0.052	0.050	0.005
2007	0.064	0.018	0.046	0.006	0.102	0.050	0.052	0.005
2008	0.058	0.016	0.041	0.005	0.095	0.047	0.047	0.005
2009	0.054	0.015	0.039	0.005	0.073	0.036	0.037	0.004
2010	0.061	0.017	0.045	0.005	0.084	0.045	0.039	0.004
2011	0.061	0.018	0.043	0.005	0.084	0.049	0.035	0.004
2012	0.055	0.018	0.037	0.005	0.076	0.046	0.030	0.004
2013	0.049	0.015	0.033	0.005	0.072	0.043	0.029	0.003
2014	0.048	0.015	0.033	0.005	0.064	0.037	0.028	0.003

三、中国 GDP 国内国际循环分解与国际比较

(一) 基于全球价值链的国内国际循环分解方法

随着全球价值链的深入发展, 国民经济核算中一些概念和测度方法已经难以充分描述和

解释国际贸易模式，¹尤其国内国际循环对经济的贡献大小。近年来，涌现了大量基于全球投入产出模型的贸易增加值来源分解和增加值贸易核算的研究，这些研究的核心是把增加值贸易流量与总值出口贸易流量区分开来，这与国民经济核算中区分增加值（GDP）和总产出的类似，且为了识别国际贸易中增加值的来源地和目的地。相关文献如 Johnson & Noguera（2012）、Koopman et al.(2014)、Wang et al.(2013、2017)、倪红福等(2016)、倪红福和夏杰长(2016)、倪红福（2017）、倪红福（2020）；相关综述性文献如倪红福（2018）、倪红福（2019）。其中 Wang et al.（2013）提供了精细的总出口核算的方法。尽管这些方法已经相对完善，但是仍然存在对总出口核算的其他改进方法。从 Muradov（2016）的出口分解框架来看，一是提供了一个相对简单的隐含国际贸易中累积增加值的分解框架，且计算效率高；二是相对于 Wang et al.（2013）对直接出口流量分解为增加值构成部分，Muradov（2016）提供了从出口国和贸易伙伴国的角度的两个核算方式。倪红福（2020）基于 Muradov（2016）的对累积关税成本率进行了详细的分解分析。鉴于此，本文综合 Muradov（2016）、Wang et al.(2013, 2017)等思路，对一国的 GDP 进行分解，区分国内循环和国际循环。²

根据 Muradov（2016）对 Leontief 逆矩阵（ B ）的结构分解，³ 我们可以对一国 GDP 按国内和国际循环生产结构分解，共分为四大项。（1）T1 项，国内最终品生产的国内简单循环的直接增加值。最终产品最后生产阶段中直接国内增加值。增加值传递到国内最终需求产品，无中间品生产传递阶段，无跨境传递。这一生产过程主要是国内简单的生产循环。故可称为纯国内简单循环生产的 GDP。（2）T2 项，国内最终品生产的国内复杂循环的间接增加。国内最终品在国内生产过程中通过中间品投入循环而形成的间接增加值。本国增加值仅通过供应国内中间品阶段传递到国内最终产品。在增加值传递过程中，仅且至少传递一次国内中间品生产阶段，无跨境传递阶段。故可称为国内复杂循环生产的 GDP。（3）T3 项，国际最终品生产的简单国际循环的增加值。从增加值产生地视角来看，出口的中间品中隐含的增加值，且这些出口的中间品被贸易伙伴国企业用来生产最终产品。在增加值传递过程中，至少经历一次中间品阶段和一次跨境阶段。因此，可以称为简单国际循环生产的 GDP。（4）T4 项，国际最终品生产的国际复杂循环的增加值。从增加值产生地视角来看，隐含在国内生产的中间品中的增加值，这些中间品生产的产品再出口到贸易伙伴国（直接或间接贸易伙伴国），贸易伙伴国用来生产最终产品。在增加值传递到最终产品中，至少需要经历两次中间生产阶段和一次跨境生产阶段。因此可称为复杂国际循环生产的 GDP。进一步，我

¹ 中间品贸易（据统计全球贸易中近 2/3 属于中间品贸易）导致“重复统计”问题（Koopman et al., 2014）。

² 具体分解方法见附录 1。留存备案。

³ 基于 Ghosh 逆矩阵的结构分解，若需要，可向作者索取。

们把 T1 项与 T2 项合计称为依赖国内循环的 GDP, T3 项和 T4 项合计称为依赖国际循环的 GDP。

(二) 国内循环和国际循环的 GDP 分解结果

根据上述 GDP 分解公式, 根据最新的全球投入产出数据 (world input-output database, WIOD) 并利用 matlab 编程计算。¹

1. 中国 GDP 的国内和国际循环分解

表 5 显示了 2000—2014 年按国内循环和国际循环的中国 GDP 分解结果。结果显示: (1) 2014 年中国的 GDP 主要依赖于国内循环, 表明中国以国内大循环为主体的新发展格局在量上已经具有较高水平。2014 年中国 GDP 为 10.398650 万亿美元。其中, 依赖于国内循环的 GDP 为 9.389700 万亿美元, 占比为 90.30%; 依赖于国际循环的 GDP 为 1.008950 万亿美元, 占比为 9.70%。实际上从需求端的“三驾马车”的来看, 2014 年中国的最终消费率、资本形成率分别为 52.3% 和 45.6%, 而净出口率为 2.1%。倪红福等 (2020) 指出, 2013 年以来, 最终消费支出和资本形成总额对 GDP 增长的贡献率和拉动百分点较高, 净出口的贡献率和拉动百分点大部分年份为负。这也表明, 从数量上看, 中国经济增长基本是以内需为主体的。此外, 与本文方法类似的一些测算研究的结果也表明国内循环的占比较高水平, 如陈全润等 (2021) 从最终需求角度出发, 分别以我国增加值依赖国内最终需求、国外最终需求的比重作为衡量我国经济参与国内循环与国际循环相对程度的指标, 测度我国经济国内循环与国际循环的相对水平, 其测算结果为: 2014 年中国国内经济的循环占比是 81%。黎峰 (2021) 基于国内循环及国际循环的内涵及边界, 以单位产出中依托国内或国外市场实现的国内增加值作为国内循环与国际循环测度, 其研究发现: 基于国内配套能力及国内市场空间, 中国经济发展已呈现出以国内循环为主的显著特征, 2014 年中国国内经济的循环占比是 65.5%。

¹ WIOD 提供了 2000—2014 年全球投入产出表 (world input-output tables, WIOTs) (Timmer et al., 2016), 包括 2000—2014 年 43 个国家 (或地区) 的 56 个产品部门的全球投入产出表, 比 2012 年发布的全球投入产出表 (WIOT) 包含了更多国家和产品部门, 数据覆盖年份从 1995—2011 年变为 2000—2014 年。43 个国家或地区分别为: 中国、美国、日本、澳大利亚、奥地利、比利时、保加利亚、巴西、加拿大、瑞士、塞浦路斯、捷克、德国、丹麦、西班牙、爱沙尼亚、芬兰、法国、英国、希腊、克罗地亚、匈牙利、印度尼西亚、印度、伊朗、意大利、韩国、立陶宛、卢森堡、拉脱维亚、墨西哥、马耳他、荷兰、挪威、波兰、葡萄牙、罗马尼亚、俄罗斯、斯洛伐克、斯洛文尼亚、瑞典、土耳其、中国台湾。56 个产业部门分别为: 农业部门 (农业与畜牧业、林业、渔业)、制造部门 (食品饮料烟草、纺织服装皮革、木材及木材制品、纸及纸制品、印刷和记录媒介复制、焦炭和成品油、化学原料和化学制品、医药、橡胶和塑料、非金属矿物制品、贱金属制造、金属制品、计算机及电子信息、电气设备、机械设备、汽车、其他运输设备、家具)、其他工业部门 (采矿业、机械设备修理和安装、电力和燃气、水的生产和供应、废弃资源综合利用、建筑业)、服务业部门 (汽车批发零售和维修、批发业、零售业、管道陆路运输、水运、航空运输、仓储、邮政、住宿和餐饮、出版、广播电视电影和影视录音、电信业、软件和信息技术、金融业、保险业、其他金融业、房地产、商务服务业、建筑和工程活动、科学研究与开发、广告和市场研究、其他科技活动、行政、公共管理和社会保障、教育、卫生和社会活动、其他服务活动、居民服务业、境外组织机构活动)。

(2) 2000—2014 年期间，依赖国际循环的 GDP 的占比呈先上升再转为下降。依赖于国际循环的 GDP 的占比从 2000 年的 8.1%逐步上升到 2007 年 12.57%，2008 年全球金融危机后，缓慢下降到 2014 年 9.7%。与此相对应，依赖国内循环的 GDP 占比呈先下降再转为上升，从 2000 年的 91.9%下降到 2007 年 87.43%，再缓慢上升到 90.30%。

表 5 中国 GDP 按国内循环和国际循环的四项分解 单位：百万美元

年份	T1	T2	T3	T4	T1+T2	T3+T4	合计
2000	483060	629660	37702	60414	1112720	1150422	1210836
2001	542810	688100	42188	64883	1230910	1273098	1337981
2002	602130	735550	54428	78213	1337680	1392108	1470321
2003	675220	822010	67200	100040	1497230	1564430	1664470
2004	788650	954940	85393	135840	1743590	1828983	1964823
2005	891810	1130600	100500	173560	2022410	2122910	2296470
2006	1044300	1365900	123130	226470	2410200	2533330	2759800
2007	1335900	1776300	156090	291270	3112200	3268290	3559560
2008	1697600	2342600	193940	365400	4040200	4234140	4599540
2009	1860800	2721400	162190	311350	4582200	4744390	5055740
2010	2203900	3176500	218250	413740	5380400	5598650	6012390
2011	2723900	3943900	271030	516440	6667800	6938830	7455270
2012	3056800	4517400	288640	554810	7574200	7862840	8417650
2013	3430300	5136300	292810	622490	8566600	8859410	9481900
2014	3719600	5670100	314580	694370	9389700	9704280	10398650
比例							
年份	T1	T2	T3	T4	T1+T2	T3+T4	合计
2000	0.3989	0.5200	0.0311	0.0499	0.9190	0.0810	1
2001	0.4057	0.5143	0.0315	0.0485	0.9200	0.0800	1
2002	0.4095	0.5003	0.0370	0.0532	0.9098	0.0902	1
2003	0.4057	0.4939	0.0404	0.0601	0.8995	0.1005	1
2004	0.4014	0.4860	0.0435	0.0691	0.8874	0.1126	1
2005	0.3883	0.4923	0.0438	0.0756	0.8807	0.1193	1
2006	0.3784	0.4949	0.0446	0.0821	0.8733	0.1267	1
2007	0.3753	0.4990	0.0439	0.0818	0.8743	0.1257	1
2008	0.3691	0.5093	0.0422	0.0794	0.8784	0.1216	1
2009	0.3681	0.5383	0.0321	0.0616	0.9063	0.0937	1
2010	0.3666	0.5283	0.0363	0.0688	0.8949	0.1051	1
2011	0.3654	0.5290	0.0364	0.0693	0.8944	0.1056	1
2012	0.3631	0.5367	0.0343	0.0659	0.8998	0.1002	1
2013	0.3618	0.5417	0.0309	0.0657	0.9035	0.0965	1
2014	0.3577	0.5453	0.0303	0.0668	0.9030	0.0970	1

2.主要国家的 GDP 分解的国际比较

表 6 显示了 WIOD 中经济体的 2014 年依赖于国内和国际循环的 GDP 占比情况。从中可以看出, (1) 一般来说, 经济体的体量越大, 其依赖于国际循环的 GDP 占比就相对较小, 即呈现“大国大内循环”特征。如 GDP 规模最大的美国依赖于国际循环的 GDP 占比为 6.31%, 而 GDP 规模最小的塞浦路斯依赖于国际循环的 GDP 占比高达 21.40%。同时简单统计计算发现 GDP 与依赖于国际循环的 GDP 占比的相关系数为-0.27。(2) 2014 年, 中国依赖于国内循环的 GDP 占比低于美国、巴西、日本、印度, 排在第 5 位, 但高于韩国、英国、德国等国家。WIOD 中的经济体依赖于国际循环的 GDP 占比的算术平均值为 20.25%, 而中国为 9.70%。也就是相对来说, 从数量上看, 中国的经济循环基本上是以国内大循环为主体。

表 6 2014 年按国内循环和国际循环的四项分解占比

国家	T1	T2	T3	T4	合计	T1+T2	T3+T4
澳大利亚	0.5098	0.3403	0.0863	0.0636	1.0000	0.8501	0.1499
奥地利	0.5459	0.2407	0.1301	0.0833	1.0000	0.7866	0.2134
比利时	0.5139	0.2175	0.1687	0.1000	1.0000	0.7313	0.2687
保加利亚	0.4689	0.2750	0.1442	0.1120	1.0000	0.7439	0.2561
巴西	0.5817	0.3399	0.0436	0.0348	1.0000	0.9216	0.0784
加拿大	0.5374	0.2812	0.1152	0.0661	1.0000	0.8186	0.1814
瑞士	0.5132	0.2650	0.1308	0.0910	1.0000	0.7782	0.2218
中国	0.3577	0.5453	0.0303	0.0668	1.0000	0.9030	0.0970
塞浦路斯	0.5881	0.1980	0.1231	0.0909	1.0000	0.7860	0.2140
捷克	0.4503	0.2727	0.1622	0.1148	1.0000	0.7230	0.2770
德国	0.5266	0.2828	0.1070	0.0836	1.0000	0.8094	0.1906
丹麦	0.5764	0.2372	0.1141	0.0723	1.0000	0.8136	0.1864
西班牙	0.5877	0.3019	0.0560	0.0545	1.0000	0.8895	0.1105
爱沙尼亚	0.4813	0.2228	0.1749	0.1209	1.0000	0.7041	0.2959
芬兰	0.5470	0.2736	0.0864	0.0930	1.0000	0.8206	0.1794
法国	0.5975	0.2808	0.0642	0.0575	1.0000	0.8783	0.1217
英国	0.5540	0.3064	0.0818	0.0578	1.0000	0.8604	0.1396
希腊	0.6135	0.2656	0.0669	0.0540	1.0000	0.8791	0.1209
克罗地亚	0.5299	0.2649	0.1259	0.0793	1.0000	0.7948	0.2052
匈牙利	0.5254	0.2050	0.1852	0.0844	1.0000	0.7304	0.2696
印度尼西亚	0.4835	0.3669	0.0856	0.0640	1.0000	0.8504	0.1496
印度	0.5545	0.3630	0.0443	0.0382	1.0000	0.9175	0.0825
爱尔兰	0.5185	0.1455	0.2625	0.0735	1.0000	0.6640	0.3360
意大利	0.5498	0.3316	0.0531	0.0655	1.0000	0.8814	0.1186
日本	0.6039	0.3152	0.0372	0.0436	1.0000	0.9191	0.0809
韩国	0.4770	0.3215	0.0957	0.1059	1.0000	0.7985	0.2015
立陶宛	0.5331	0.1875	0.1953	0.0841	1.0000	0.7207	0.2793
卢森堡	0.4227	0.1191	0.3038	0.1544	1.0000	0.5418	0.4582

拉脱维亚	0.4912	0.2670	0.1267	0.1151	1.0000	0.7582	0.2418
墨西哥	0.6253	0.2620	0.0701	0.0426	1.0000	0.8873	0.1127
马耳他	0.5677	0.2021	0.1622	0.0679	1.0000	0.7699	0.2301
荷兰	0.4723	0.2064	0.2123	0.1089	1.0000	0.6788	0.3212
挪威	0.4909	0.2288	0.2059	0.0744	1.0000	0.7197	0.2803
波兰	0.4992	0.2961	0.1142	0.0904	1.0000	0.7953	0.2047
葡萄牙	0.5807	0.2616	0.0896	0.0681	1.0000	0.8423	0.1577
罗马尼亚	0.5035	0.2919	0.1109	0.0936	1.0000	0.7955	0.2045
俄罗斯	0.4340	0.3240	0.1435	0.0985	1.0000	0.7580	0.2420
斯洛伐克	0.4810	0.2547	0.1648	0.0995	1.0000	0.7357	0.2643
斯洛文尼亚	0.4979	0.2371	0.1635	0.1016	1.0000	0.7349	0.2651
瑞典	0.5435	0.2550	0.1157	0.0858	1.0000	0.7985	0.2015
土耳其	0.5377	0.3357	0.0635	0.0631	1.0000	0.8734	0.1266
中国台湾	0.4875	0.2031	0.1891	0.1203	1.0000	0.6906	0.3094
美国	0.5906	0.3463	0.0343	0.0288	1.0000	0.9369	0.0631
世界其他国家	0.4706	0.3277	0.1037	0.0980	1.0000	0.7983	0.2017
简单平均	0.5232	0.2742	0.1215	0.0811	1.0000	0.7975	0.2025

表 7 显示了一些主要经济体依赖于国际循环的 GDP 占比的变化情况。从中可以看出：

（1）以制造业大国（如德国、中国）、自然资源丰富大国（俄罗斯）的 GDP 实现更多依赖于国际循环。俄罗斯（RUS）依赖于国际循环的 GDP 占高达 30%，加拿大、德国、法国、中国等国家依赖于国际循环的 GDP 的占比也都在 10% 以上。而美国、日本、巴西等国家的依赖于国际循环的 GDP 占比反而在 10% 以下。（2）从各国的变化趋势来看，俄罗斯、加拿大等依赖国际循环 GDP 的占比较高的国家，其占比有所下降。巴西、意大利、日本、美国、德国等国家依赖国际循环的 GDP 的占比出现了一定程度的上升。（3）相对于美国、日本、巴西等国家，中国 GDP 依赖于国际循环的强度较强，而相对于德国、俄罗斯、加拿大、法国、英国、意大利等国家，中国依赖于国际循环的强度较弱。总之，从横向比较来看，中国 GDP 依赖于国际循环的程度处于中间位置，但是相对于俄罗斯、德国、法国、加拿大等国家，中国 GDP 依赖于国际循环的程度还需提高，而相对于美国、日本、巴西等国家，中国 GDP 依赖于国际循环的程度已处于较高水平。综上，中国作为制造业大国、人口大国，我们认为从数量上中国 GDP 依赖于国内循环为主体的格局初步成型。

表 7 2000—2014 年依赖于国际循环的 GDP 占比的变化情况

国家	巴西	加拿大	中国	德国	法国	英国	印度	意大利	日本	俄罗斯	美国
2000	0.0597	0.1885	0.0810	0.1371	0.1159	0.1286	0.0691	0.1047	0.0542	0.3252	0.0498
2001	0.0709	0.1832	0.0800	0.1371	0.1132	0.1304	0.0687	0.1060	0.0530	0.2598	0.0461
2002	0.0830	0.1783	0.0902	0.1459	0.1108	0.1255	0.0785	0.1008	0.0555	0.2560	0.0443
2003	0.0911	0.1764	0.1005	0.1479	0.1070	0.1266	0.0782	0.0982	0.0588	0.2670	0.0442
2004	0.0965	0.1842	0.1126	0.1566	0.1064	0.1261	0.0966	0.1034	0.0650	0.2654	0.0465
2005	0.0903	0.1877	0.1193	0.1635	0.1068	0.1284	0.1036	0.1053	0.0674	0.2779	0.0473
2006	0.0888	0.1823	0.1267	0.1732	0.1092	0.1335	0.1096	0.1104	0.0737	0.2707	0.0504
2007	0.0821	0.1797	0.1257	0.1834	0.1114	0.1330	0.1111	0.1152	0.0821	0.2390	0.0546
2008	0.0867	0.1892	0.1216	0.1837	0.1116	0.1406	0.1078	0.1113	0.0812	0.2567	0.0602
2009	0.0729	0.1597	0.0937	0.1672	0.1014	0.1358	0.0915	0.0925	0.0650	0.2311	0.0542
2010	0.0754	0.1597	0.1051	0.1782	0.1104	0.1405	0.1053	0.1004	0.0743	0.2432	0.0600
2011	0.0834	0.1709	0.1056	0.1832	0.1174	0.1478	0.0929	0.1072	0.0736	0.2529	0.0649
2012	0.0840	0.1718	0.1002	0.1868	0.1184	0.1444	0.0897	0.1154	0.0724	0.2429	0.0639
2013	0.0804	0.1757	0.0965	0.1885	0.1198	0.1461	0.0914	0.1160	0.0782	0.2327	0.0632
2014	0.0784	0.1814	0.0970	0.1906	0.1217	0.1396	0.0825	0.1186	0.0809	0.2420	0.0631

3. 中国制造行业的国内和国际循环分解及国际比较

表 8 和表 9 显示了制造业的增加值分解结果。¹（1）在行业层面，中国制造业各行业增加值主要依赖于国内循环。中国 2014 年中国制造业依赖于国内循环的增加值占比 0.8564，总体上制造业对国内循环的依赖程度低于农业、采矿业和服务业。其中依赖于国内循环的增加值占比最高的 5 个行业分别为：食品、饮料和烟草制品制造业，基本医药产品和医药制剂制造业，其他运输设备的制造业，汽车、挂车和半挂车制造业，其他非金属矿物制品制造业。

（2）与一些发达国家比较，中国制造业增加值依赖于国内循环的占比高于加拿大、德国、法国、英国、日本、美国和俄罗斯等国家，略低于印度、巴西。这与我们前述的从需求和供给端的简单投入产出指标分析结论一致的。像德国、英国、日本等制造业发达国家，其制造业发展相对越依赖于国际循环。

¹ 限于篇幅，我们只显示了部分国家（地区）和行业的数据。若有需要，可向作者索取。

表 8 2014 年中国各行业按国内循环和国际循环的四项分解占比

行业	T1	T2	T3	T4	合计	T1+T2	T3+T4
食品、饮料和烟草制品的制造	0.3928	0.5599	0.0059	0.0413	1.0000	0.9528	0.0472
纺织品、服装以及皮革和相关产品的制造	0.3270	0.5503	0.0498	0.0729	1.0000	0.8773	0.1227
木材、木材制品及软木制品的制造（家具除外）、草编制品及编织材料物品的制造	0.0286	0.8392	0.0395	0.0927	1.0000	0.8678	0.1322
纸和纸制品的制造	0.0203	0.8008	0.0458	0.1330	1.0000	0.8211	0.1789
记录媒介物的印制及复制	0.0238	0.8406	0.0285	0.1071	1.0000	0.8643	0.1357
焦炭和精炼石油产品的制造	0.0525	0.7904	0.0262	0.1309	1.0000	0.8429	0.1571
化学品及化学制品的制造	0.0268	0.7678	0.0653	0.1401	1.0000	0.7946	0.2054
基本医药产品和医药制剂的制造	0.1472	0.7949	0.0367	0.0212	1.0000	0.9421	0.0579
橡胶和塑料制品的制造	0.0418	0.7461	0.0821	0.1299	1.0000	0.7880	0.2120
其他非金属矿物制品的制造	0.0160	0.8923	0.0440	0.0477	1.0000	0.9083	0.0917
基本金属的制造	0.0119	0.8255	0.0440	0.1187	1.0000	0.8373	0.1627
金属制品的制造，但机械设备除外	0.1253	0.6914	0.0917	0.0915	1.0000	0.8168	0.1832
计算机、电子产品和光学产品的制造	0.2646	0.4650	0.1435	0.1269	1.0000	0.7296	0.2704
电力设备的制造	0.2671	0.5481	0.1009	0.0839	1.0000	0.8152	0.1848
未另分类的机械和设备的制造	0.3995	0.4692	0.0626	0.0687	1.0000	0.8687	0.1313
汽车、挂车和半挂车的制造	0.4039	0.5149	0.0284	0.0528	1.0000	0.9189	0.0811
其他运输设备的制造	0.5636	0.3651	0.0316	0.0397	1.0000	0.9287	0.0713
家具的制造和其他制造业	0.5382	0.3028	0.1138	0.0452	1.0000	0.8410	0.1590

表 9 部分国家（地区）制造业增加值依赖于国内循环的占比

	BRA	CAN	CHN	DEU	FRA	GBR	IND	ITA	JPN	RUS	USA
M1	0.9000	0.8686	0.9528	0.8927	0.9130	0.8909	0.9623	0.9430	0.9804	0.9796	0.9570
M2	0.9144	0.6253	0.8773	0.5757	0.7475	0.7915	0.8856	0.6998	0.7683	0.9545	0.8768
M3	0.7226	0.3640	0.8678	0.6240	0.7308	0.8580	0.9070	0.7331	0.9377	0.6083	0.8730
M4	0.6675	0.4540	0.8211	0.3779	0.5776	0.7604	0.8893	0.6161	0.8264	0.5806	0.7991
M5	0.9370	0.6383	0.8643	0.7348	0.8551	0.8410	0.9448	0.7804	0.8988	---	0.9015
M6	0.8720	0.6746	0.8429	0.6382	0.6907	0.7210	0.7317	0.7032	0.8010	0.6127	0.8278
M7	0.8111	0.3199	0.7946	0.2501	0.3923	0.4831	0.6933	0.4671	0.5196	0.5698	0.7545
M8	0.9637	0.8579	0.9421	0.6018	0.7050	0.8012	0.9467	0.6708	0.9613	---	0.8038
M9	0.8619	0.3200	0.7880	0.4262	0.5351	0.6857	0.8281	0.5691	0.6405	0.7771	0.8252
M10	0.8920	0.7221	0.9083	0.6154	0.7643	0.8101	0.9106	0.5875	0.7478	0.9003	0.8581
M11	0.6276	0.3076	0.8373	0.3171	0.2904	0.0542	0.7976	0.3602	0.5504	0.5403	0.7337
M12	0.9042	0.6451	0.8168	0.5827	0.6929	0.7351	0.8531	0.6155	0.7462	---	0.8265
M13	0.9709	0.5876	0.7296	0.5154	0.4399	0.7182	0.8772	0.6929	0.5833	0.8523	0.8003
M14	0.9268	0.5302	0.8152	0.4832	0.4268	0.5852	0.8707	0.5727	0.6863	---	0.7713
M15	0.9146	0.6464	0.8687	0.6590	0.5890	0.6380	0.8944	0.6480	0.8062	0.8289	0.8365
M16	0.9394	0.8159	0.9189	0.7433	0.6020	0.8641	0.9168	0.6621	0.7895	0.8853	0.8850

M17	0.9525	0.5955	0.9287	0.7403	0.7781	0.2812	0.8556	0.7651	0.8552	---	0.7898
M18	0.9044	0.8435	0.8410	0.7920	0.8404	0.8199	0.9073	0.8142	0.8895	0.9015	0.9270
算术平均	0.8713	0.6009	0.8564	0.5872	0.6428	0.6855	0.8707	0.6611	0.7771	0.7686	0.8359

注：M1：食品、饮料和烟草制品的制造；M2：纺织品、服装以及皮革和相关产品的制造；M3：木材、木材制品及软木制品的制造（家具除外）、草编制品及编织材料物品的制造；M4：纸和纸制品的制造；M5：记录媒介物的印制及复制；M6：焦炭和精炼石油产品的制造；M7：化学品及化学制品的制造；M8：基本医药产品和医药制剂的制造；M9：橡胶和塑料制品的制造；M10：其他非金属矿物制品的制造；M11：基本金属的制造；M12：金属制品的制造，但机械设备除外；M13：计算机、电子产品和光学产品的制造；M14：电力设备的制造；M15：未另分类的机械和设备的制造；M16：汽车、挂车和半挂车的制造；M17：其他运输设备的制造；M18：家具的制造和其他制造业。此外，---表示该行业增加值为 0，相关数据不存在。

以下我们主要选取纺织品、服装以及皮革和相关产品制造业作为低技术制造业的代表，计算机、电子产品和光学产品制造业作为高技术制造业代表进行动态比较分析。图 6 和图 7 显示了这两个制造业的依赖国内循环的情况。（1）法国、德国、英国、意大利的纺织品、服装以及皮革和相关产品制造业增加值依赖于国内循环的占比相对较低，俄罗斯、巴西对内循环依赖程度最强。中国、美国、印度的相差不大。（2）法国、德国、英国、加拿大的计算机、电子产品和光学产品制造业增加值依赖于国内循环的占比相对较低，法国和德国对国内循环的依赖程度总体上呈下降趋势。法国从 2000 年 0.6323 下降到 2014 年 0.4399，德国从 2000 年的 0.5969 下降到 2014 年的 0.5154。巴西、俄罗斯、印度的计算机、电子产品和光学产品制造业对内循环程度最强，且俄罗斯和巴西总体上呈上升趋势。（3）中国的计算机、电子产品和光学产品制造业增加值依赖于国内循环的占比从 2000 年的 0.8165 下降到 2014 年 0.7296，但中间略有波动，但美国却出现了小幅上升，从 2000 年 0.7633 上升到 2014 年 0.8003，中国计算机、电子产品和光学产品制造业对内循环的依赖程度略低于美国。（4）总体上，世界各国的低技术的纺织品、服装以及皮革和相关产品制造业对内依赖程度高于高技术的计算机、电子产品和光学产品制造业。如中国和美国 2014 年的纺织品、服装以及皮革和相关产品制造业对内依赖程度分别为 0.8773 和 0.8768，而计算机、电子产品和光学产品制造业的对内依赖程度却分别为 0.7296 和 0.8003。这也反映高技术的计算机、电子产品和光学产品制造业融入全球产业链的程度较深，各国在这些高科技产品的生产形成了“你中有我，我中有你”的格局。正是由于高技术制造业深入融入全球产业链，核心和关键技术受制于人，使得高新技术行业面临着较大的断链风险，产业链安全问题相对突出。

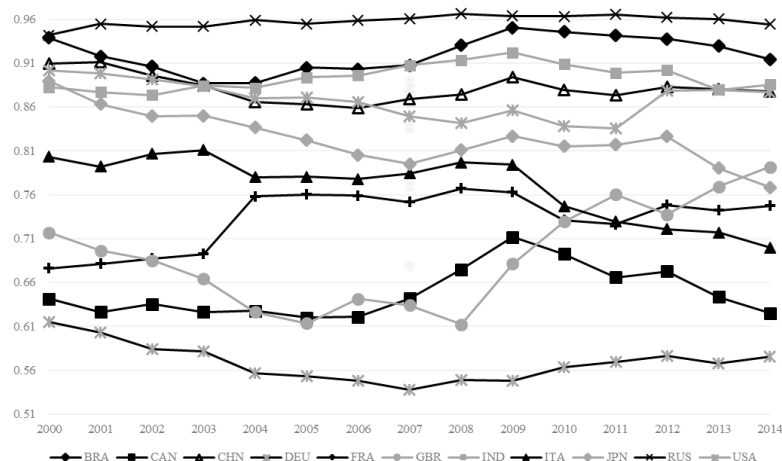


图6 2000—2014年纺织品、服装以及皮革和相关产品制造业的国内循环占比

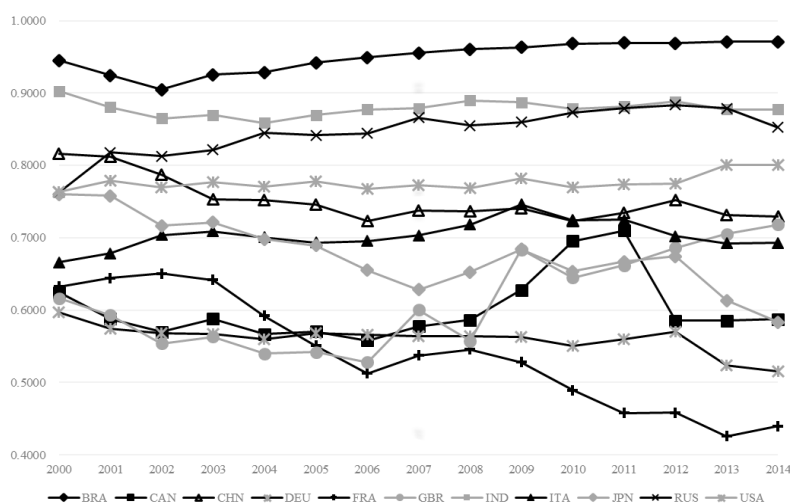


图7 2000-2014年计算机、电子产品和光学产品制造业的国内循环占比

四、从经济循环测度结果看新发展格局的本质特征

（一）“以国内大循环为主体”的“悖论”：质变和量变分析视角

我们从供给和需求结构的视角利用全球投入产出表数据比较分析了中国经济国内国际循环的现状，进一步通过构建基于全球价值链的国内国际循环的GDP分解方法，将GDP分解为依赖于简单和复杂的国内国际循环四部分，并利用WIOD数据进行了实证测算分析。从测度分析的结果看，无论是从最终品国内最终需求率和中间品的本国供给率看，还是基于全球价值链的国内国际循环的GDP分解，中国国际循环依赖程度最高是2006年，之后总体上国内经济循环程度逐步提高，总体上到2014年国内经济循环比例都比较高。各方面指标都表明国内经济循环的程度都在90%上下。如从基于GDP的分解看，2014年中国GDP为10.40万亿美元中，依赖于国内循环的GDP为9.39万亿美元，占比为90.30%，依赖于国际

循环的 GDP 为 1.01 万亿美元, 占比为 9.70%。从国际比较角度看, 依赖于国内循环的 GDP 占比中国排在第 5 位, 仅低于美国、巴西、日本、印度, 但高于韩国、英国、德国等国家。WIOD 中的经济体依赖于国际循环的 GDP 占比的算术平均值为 20.25%, 而中国占比不及该算术平均值的一半。也就是说, 从 GDP 数量上看, 中国的经济循环基本上是以国内大循环为主体。同样, 也说明了如果单纯基于国内经济循环和国际经济循环的新增经济流量看, 国内经济循环的主体地位基本确立。实际上, 我们这里复杂的国内国际经济循环量的分解, 其基本结论也得到了一些简单统计指标的支持, 例如外贸依存度从 2006 年 67% 下降到 2019 年近 32%, 经常项目顺差同国内生产总值比值从 2007 年 9.9% 下降到 2019 不到 1%。2008 年后国内需求对 GDP 增长的贡献率有 7 年超 100%。这一切都表明, 从量上来看, 现在中国经济国内循环流量在整体经济循环量中已经占据主体地位, 中国的 GDP 增长主要依赖于国内经济循环。

进一步的问题是, 如果基于上述测度结论, 是否我们可以认为“加快构建国内大循环为主体国内国际双循环相互促进的新发展格局”要求, 总体上已经基本实现了呢? 显然, 我们不能下此判断。实际上, 从“新发展格局”一提出, 就有一种观点, 我国经济历来是以内循环为主的, 我国改革开放以来内循环与外循环一直是息息相关的(刘世锦, 2020)。也就是说, 我们不能单纯以经济循环中国内和国际占比来判断“新发展格局”是否形成的。在新发展阶段、以新发展理念为指导的加快构建新发展格局, 从经济增长的数量上国内循环占比为主体, 这仅仅是要求的一个方面, 而且不是关键的要求, 也不是本质的要求。习近平总书记(2021)指出:“构建新发展格局的关键在于经济循环的畅通无阻”, “构建新发展格局最本质的特征是实现高水平的自立自强”。这意味着新发展格局是否形成关键取决于经济循环是否畅通, 本质表现在高水平的自立自强是否实现。现在学界比较流行以“双循环”来替代“新发展格局”, 实际上并没有很好地把握“新发展格局”的关键内涵和本质特征(黄群慧, 2021), “新发展格局”重点在“格局”, 不在“双循环”(杨伟民, 2021)。我们这里的测度分析也表明, 如果仅仅把“构建新发展格局”理解为经济增长中经济国内循环流量在数量上占比要提高, 那么在国内经济循环流量占比 90%左右的情况下, 必然认为“新发展格局”已经形成, 显然这已经严重偏离立足新发展阶段、以新发展理念为指导构建新发展格局的根本要求。因此, 深刻理解新发展格局的经济循环畅通无阻的关键内涵, 牢牢把握实现高水平自立自强的本质特征, 是加快构建新发展格局的前提和基本要求, 对加快构建新发展格局至关重要。

实际上, 在质上我们还没完全实现“以国内大循环为主体”, 中国经济循环中存在大量堵

点、难点和关键环节受制于人，存在大量“卡脖子”问题，产业链供应链存在风险安全问题。总体上我国产业附加值和竞争力还有待提高，尤其是以“工业四基”为代表的产业基础还比较薄弱，核心和关键技术受制于人。受逆全球化、新工业革命和新冠肺炎疫情的冲击，中国产业链的安全面临新的挑战。自改革开放以来，依靠巨大的市场规模、后发模仿技术、低成本要素供给等比较优势，中国经济实现快速发展，创造了中国经济奇迹，但是也带来一些问题。例如，这造成高端产业发展不足，易处于产业价值链中低端环节，产业的数字化、智能化、绿色化和服务化的水平低，关键装备设备、核心零部件和基础软件等高度依赖进口和外资企业，产品档次偏低，标准水平和可靠性不高，高品质、个性化、高复杂性、高附加值的产品的供给不足。中国产业基础能力薄弱一直是最大的短板，包括计量、标准、认证、信息服务等的基础服务体系不完善，信息化背景下的基础软件、操作系统、算法等产业的核心基础主要依赖国外。中国的制造强国战略中明确提出，希望到 2025 年，70% 以上的核心基础零部件和关键基础材料能实现自主保障，80 种标志性先进基础工艺进行推广应用，一些已达到甚至超过国际领先水平，形成较为成熟的产业技术基础服务体系，逐步建成整机牵引和基础支撑互动协调的产业创新发展新格局。这也从侧面反映了中国产业基础短板还比较突出。

¹当前中国许多产业存在“缺芯”“少核”“弱基”的问题，“卡脖子”的关键技术也成为中国的“阿喀琉斯之踵”（Achilles' Heel）。2018 年，《科技日报》在“亟待攻克的核心技术”的系列报道中，列举了 35 项“卡脖子”技术（如表 10 所示），以及中国与之差距。这些“卡脖子”的关键技术掌握在美欧日等发达国家手中。关键技术和核心零部件高度依赖进口，关键零部件、关键材料和关键元器件等的自给率仅为三分之一。高端数控机床、芯片、光刻机、操作系统、医疗器械、发动机、高端传感器等等，存在卡脖子的问题，中国制造在这些领域的研发和生产依然存在亟需攻破的技术难关。2019 年，芯片进口总额为 3040 亿美元，自给率不足 3%。总之，核心基础零部件设计能力不强、先进制造工艺应用不足、关键基础材料缺乏和基础工业制造软件自主性差等，这些产业基础和核心技术都高度依赖于国外，在质量和安全方法，我国经济还没有达到“以国内大循环为主体”的新发展格局。

¹ 2016 年工信部等部委联合发布《“工业四基”发展目录（2016-2020）》，提出信息技术、数控机床和机器人、航空航天装备、海洋工程装备及高技术船舶、先进轨道交通、节能与新能源汽车、电力装备、农业装备、新材料、生物医药及高性能医疗器械和其它共 11 个领域的 46 项行业技术基础、81 项先进基础工艺、268 项关键基础原材料和 287 项核心零部件（元器件）。具体也可参见黄群慧和倪红福（2020）的表 2。

表 10 我国产业基础“卡脖子”情况列举

类型	列举
核心基础零部件	掘进机主轴承、蛋白质 3D 高清透射式电镜、扫描电镜、高端轴承钢、平板显示大号靶材、激光雷达、重型燃气轮机的叶片、真空镀膜机、航空发动机短舱、顶级光刻机、高压柱塞泵、水下连接器、电控柴油机高压共轨系统
核心基础电子元器件	射频器件、芯片、机器人触觉传感器、高端电容电阻、医学影像探测器
工业软件	操作系统、工业机器人算法、EDA 工业软件、数据管理系统、航空软件
关键基础原材料	光刻胶、航空钢材、铣刀材料、微球、车用燃料电池材料、环氧树脂
先进基础工艺	创新药“靶点”、电控柴油机高压共轨系统、高端焊接电源技术、高端隔膜技术、超精密抛光工艺
行业技术基础	航空的适航标准

资料来源：根据《科技日报》2018 年 4 月 19 日开始的系列专栏“亟待攻克的核心技术”（共 35 期）整理。这里归类为笔者主观划分。

（二）如何把握新发展格局的本质特征和关键内涵

如果从畅通经济循环关键内涵、实现高水平自立自强本质特征来理解构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局，新发展格局不是仅体现为国内循环流量在整体经济循环量中占比高、中国的 GDP 增长主要依赖于国内经济循环的发展格局，而是主要体现为以国内高水平自主创新为主驱动经济循环畅通无阻、以持续扩大国内需求为主不断做国内经济循环流量、以国内大循环为主体促进国内国际双循环畅通。也就是说，新发展格局的“国内大循环为主体”，不仅仅是指国内经济循环流量占比高的“主体”，更主要是指以高水平自主创新为主、以扩大内需为主、以发挥国内大循环主导作用为主的“主体”。具体而言，我们应该从以下三方面把握新发展格局的本质特征和关键内涵。

第一，以国内高水平自主创新为主驱动经济循环畅通无阻的新发展格局。进入新发展阶段，我国经济国情发生了巨大变化，基于劳动力低成本的比较优势正在逐步减弱，旧的生产函数组合方式已经难以持续，亟需通过破坏式创新实现新的生产函数组合。经济全球化也正遭遇强势逆流，低成本出口导向工业化战略难以为继，关键的核心技术受制于人，经济安全风险加大，我国经济循环中出现了许多新的堵点和瓶颈。无论是从促进经济循环畅通无阻看，还是进一步推进经济增长培育经济新动能看，都需要通过深化供给侧结构性改革，通过制度创新培育高水平自主技术创新能力，突破产业发展瓶颈，优化产业结构，提升创新力和竞争力，实现经济循环畅通无阻，在高水平的供需动态平衡。

第二，持续扩大内需为主的不断做大经济循环流量的新发展格局。中国经济国情的另外一个巨大的变化是，已经发展成具有 14 亿人口、超过 100 万亿人民币经济总量、人均 GDP 达到 1 万美元的超大规模国内市场的世界第二大经济体，具有巨大的内需潜力，具备了依靠扩大内需持续做大经济循环流量、推动经济增长的条件。但是，由于体制机制和发展阶段的约束，内需挖掘还不充分，从投资看还有很多短板，面对新一轮科技革命和产业变革，经济

结构升级对投资需求还很大；从消费看，居民收入还亟待提升，以居民消费为主体的消费格局还需要构建。构建新发展格局要求，围绕着扩大内需，加强需求侧管理，深化经济体制改革，建立扩大内需的有效制度，加快培育完整内需体系，释放内需潜力，通过持续建设超大规模的国内市场、形成不断扩大的国内经济大循环和内需主导的可持续经济增长源泉。

第三，充分发挥国内大循环主体作用的国内国际双循环相互促进的新发展格局。构建新发展格局，不是不要对外开放，而是要实行更高水平的对外开放，持续深化产品、资金、人才等要素流动型开放，又要稳步拓展规则、规章、标准等制度型开放，在全面开放新格局下进一步促进中国同世界经济的联系，吸引和利用更多国际产品和要素资源，以积极主动挖掘中国超大规模市场优势和内需潜力。这意味着，构建新发展格局，是要在国内国际双循环相互促进中进行，通过构建强大的国内经济大循环体系，充分发挥国内大循环在双循环中的主体作用，在新发展阶段、新发展理念下塑造中国参与国际经济合作和竞争新优势，形成对世界要素资源的强大吸引力，提高在激烈国际竞争中竞争力，增强在全球资源配置中的强大推动力。在新发展格局下，中国经济发展动力更加动态平衡持续稳定。从产业看，构建新发展格局要求中国产业迈向全球价值链中高端，不断提升产业链供应链现代化水平，形成安全高效的产业基础能力。

五、政策建议

基于上述对新发展格局关键内涵和本质特征的分析，构建新发展格局关键在于实现经济循环流转和产业关联畅通，根本要求是提升供给体系的创新力，解决各类“卡脖子”和产业瓶颈问题，畅通国民经济循环。为此，必须深化改革、扩大开放、推动科技创新和产业结构升级。突出重点，抓住主要矛盾，着力打通堵点，贯通生产、分配、流通、消费各环节，实现高水平供求动态均衡。

第一，着力扩大消费以调整内需结构，实现内需结构的合理化、高级化。发挥内需潜力更重要的方面是调整内需结构，扩大居民消费在内需中的比重。当前中国所面临的突出问题是劳动报酬较低、储蓄率过高，带来消费能力的不足。供给侧服务业产品结构单一，消费结构失衡，如健康、文化、信息等服务产业存在需求旺盛，而服务不足的困境；在城乡、区域、群体之间出现的消费不平等现象。要对这些问题提出有针对性解决方案，以释放消费潜力和发挥消费的基础性作用。应释放制度红利，完善社会保障体系，推动收入分配制度改革，提高初次分配比重，优化再次分配制度，实现公平与效率的结合；健全信用体系，扩大信贷消费；调节税收手段，刺激广大中等收入群体的消费；通过健全消费法律体系保障居民的消费；

创造就业机会, 提高居民收入; 打造居民金融消费、扩大互联网商业在打造新业态、新模式上的作用, 发展数字服务业弥补消费的供给与需求结构不匹配的现状; 在全社会创造消费型社会, 以扩大消费畅通内循环, 实现内需结构的合理化、高级化。

第二, 充分发挥超大规模市场优势, 加快建设统一开放有序的国内大市场。需以满足国内需求作为发展的出发点和落脚点, 充分发挥中国超大规模市场优势, 以国内市场作为国内经济循环和国际经济循环的连接“桥梁”。加快构建完整的内需体系。构建国内市场大循环, 迫切需要消除阻碍要素自由流动的限制, 加快建设统一开放有序的国内大市场。建设高标准的市场化体系, 加快要素价格市场化改革, 健全要素市场运行机制。让市场在资源配置中起决定性作用, 更好的发挥政府作用, 凡是能由市场干好的都交给市场, 政府不进行不当干预, 通过市场形成竞争机制, 优化资源配置。扎实推进和落实区域发展战略。鉴于中国地大物博、人口众多、区域差距大的基本国情, 以国内大循环为主体必须要建立在统筹国内区域发展的基础之上。长期来看, 畅通国内大循环, 应解决区域发展差距过大, 供给过度集中问题, 促进区域协调发展, 优化产业布局, 通过打造产业链集群等方式提高中西部地区的供给地位, 以形成东中西东北联动的国内大循环。

第三, 加快自主创新以提升产业链现代化水平, 形成数字化智能化创新驱动下的双循环新发展格局。“创新始终是推动一个国家、一个民族向前发展的重要力量。”实施创新驱动发展战略, 是应对发展环境变化、把握发展自主权、提高核心竞争力的必然选择, 是更好引领我国经济发展新常态、保持我国经济持续健康发展的必然选择。中国目前许多产品仍然高度依赖进口, 中国制造在一些领域的研发和生产依然存在难以攻破的技术难关, 如在高端数控机床、芯片、发动机、高端传感器等领域都存在卡脖子问题。为了实现以国内大循环为主的新发展格局, 创新驱动成为题中之义。受疫情冲的影响, 经济社会更加适应和需要数字化智能化技术的普及和应用。数字化智能化技术带来的经济社会应县几乎是每个人都深刻地体会到的。巨大的内需可以通过虹吸效应引致全球创新要素在国内聚集, 但关键基础技术、设备、零部件的突破, 还得需要自主创新, 尽快实现自我供给。中国工业体系完整, 关键产业能力有待提高。以工业“四基”为代表的产业基础能力还比较薄弱, 核心技术受制于人的现状短期难以改变。要提升产业基础能力和产业链现代化水平, 可从以下五个方面着手: 一要从思想上高度重视提升产业基础能力和产业链水平, 从“两个大局”高度认识其必要性。二要从战略上区分有效提升产业基础能力和产业链水平的不同路径, 有针对性地提高中国企业在全球价值链的治理能力, 实现企业转型升级。主要从生产者驱动路径、购买者驱动路径和培育“隐性冠军”入手。以国内区域价值链为依托, 积极培育本土的“链主”和“隐形冠军”

企业。三要畅通和融合创新链、供应链、产业链和价值链，创新发展整体环境，构建有利于提升产业基础能力和产业链水平的产业创新生态。以现代化产业链集群为载体，积极促进产业链与创新链的融合发展。联通产学研，破除创新的市场障碍，构建自主可控的创新链。四要充分发挥我国新型举国体制优势，不断完善我国新型举国体制，对于投入巨大、技术难度高、市场主体单独难以攻克的重大的、战略性、基础性技术问题攻关。高度重视基础研究、共性技术、关键技术、前瞻技术和战略性技术的研究。进一步深化科研体制改革，加大对基础研究的投入，构建开放、协同、高效的共性技术研发平台，健全需求为导向、企业为主体的产学研一体化创新机制。五要正确处理产业政策与竞争政策关系，充分发挥竞争政策在提升产业基础能力与产业链水平的基础性作用。

第四，积极扩大对开放水平，构建全面开放新体制，以国内大循环为主体促进国内国际循环相互发展。新发展格局不是封闭国内循环，而是开放的国内国际双循环。随着中国经济的发展，社会主义优势不断体现，中国在世界经济中的地位不断上升，同时与世界经济的联系将更加紧密，为国际市场提供了更为广阔的机会，形成了吸引国际资源的巨大引力场。因此构建以国内大循环为主体，不是关起门来封闭循环，而是充分发挥内需潜力，利用好国际国内两个市场、两种资源，实现更加开放持续的发展。要积极主动地融入全球价值链、产业链和供求链，推动构建国内国际循环相互促进，国内大循环带动国际大循环，国际大循环促进国内大循环的新发展格局。从长远看，经济全球化是历史潮流，不可逆转的，分工合作、互利共赢是时代主题和长期趋势。我们要站在历史正确的一边，坚定不移扩大对外开放，增强国内国际经济联动效应，统筹发展和安全，全面防范风险挑战。不断改善营商环境，吸引国际投资、人才等资源要素，积极推动高水平对外开放，推动贸易高质量发展，建设全面开放新体制。积极实施“一带一路”倡议，促进资金、技术、人才、管理等生产要素与世界其他国家的交融合作。积极主动参与和融入全球产业链、创新链，充分利用自己比较优势和国内大规模市场优势，优化产业结构，参与和促进全球产业链供应链重构和调整，增强中国企业的竞争优势，促进中国产业迈向价值链中高端。

【参考文献】

- [1] 陈全润、许健、夏炎、季康先:《国内国际双循环的测度方法及我国双循环格局演变趋势分析》,《中国管理科学》,网络首发时间:2021-05-13。
- [2] 高培勇:《构建新发展格局:在统筹发展和安全中前行》,《经济研究》,2021年第3期。
- [3] 黄群慧:《从当前经济形势看我国“双循环”新发展格局》,《学习时报》第6版,2020年7月8日。
- [4] 黄群慧:《新发展格局的理论逻辑、战略内涵与政策体系——经济现代化的视角》,《经济研究》,2021年第4期。
- [5] 黄群慧、倪红福:《基于价值链理论的产业基础能力与产业链水平提升研究》,《经济体制改革》,2020年第5期。
- [6] 江小涓、孟丽君:《内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环——国际经验与中国实践》,《管理世界》,2021年第1期。
- [7] 刘鹤:《加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局》,人民日报,2020年11月25日。
- [8] 刘世锦:《服务贸易要更多重视外循环,“中国要由外循环转成内循环为主”说法不符合事实》, <http://www.szeconomy.com/nd.jsp?id=614>, 2020-09-09。
- [9] 刘志彪:《重塑中国经济内外循环的新逻辑》,《探索与争鸣》,2020年第7期。
- [10] 黎峰:《国内国际双循环:理论框架与中国实践》,《财经研究》,2021年第4期第。
- [11] 马克思:《资本论》,第1卷[M],北京:人民出版社,2004。
- [12] 倪红福:《构建新发展格局,保障经济行稳致远》,半月谈《时事资料手册》2020年第5期。
- [13] 倪红福、龔六堂、夏杰长:《生产分割的演进路径及其影响因素——基于生产阶段数的考察》,《管理世界》,2016年第4期。
- [14] 倪红福:《中国出口技术含量动态变迁及国际比较》,《经济研究》,2017年第1期。
- [15] 倪红福、夏杰长:《中国区域在全球价值链中的作用及其变化》,《财贸经济》,2016年第10期。
- [16] 倪红福:《全球价值链测度理论及应用研究新进展》,《中南财经政法大学学报》,2018年第3期。
- [17] 倪红福:《全球价值链位置测度理论的回顾和展望》,《中南财经政法大学学报》,2019年第3期。
- [18] 倪红福:《全球价值链中的累积关税成本率及结构:理论与实证》,《经济研究》,2020年第10期。
- [19] 倪红福、龔承、杨耀武,2020:《中国宏观需求结构的演变逻辑、趋势研判与政策含义》,《改革》第7期。
- [20] 习近平:《把握新发展阶段 贯彻新发展理念 构建新发展格局》,《求是》,2021年第9期。
- [21] 杨伟民:《构建新发展格局:为什么、是什么、干什么》,《比较》,2021年第4期。
- [22] 晏智杰:重读魁奈[J],《读者》,2005年第11期。
- [23] Dietzenbacher, E., B. Los, R. Stehrer, M. Timmer and G. de Vries, 2013, “The Construction of World Input-Output Tables in the WIOD Project”, Economic Systems Research, Vol. 25(1): 71-98.
- [24] Johnson, R. C. and G. Noguera, 2012, “Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added”, Journal of International Economics, Vol. 86(2): 224-236.

- [25] Koopman, R., Z. Wang and S. J. Wei, 2014, “Tracing Value-Added and Double Counting in Gross Exports”, *The American Economic Review*, Vol. 104(2): 459-494.
- [26] Leontief, W., 1991, “The economy as a circular flow”, *Structural Change and Economic Dynamics*.
- [27] Muradov, K., 2016, “Structure and Length of Value Chains”, <https://ssrn.com/abstract=3054155>.
- [28] Timmer, M. P., B. Los, R. Stehrer and G. J. de Vries, 2016, “An Anatomy of the Global Trade Slowdown based on the WIOD 2016 Release”, University of Groningen GGDC research memorandum No.162.
- [29] Timmer, M. P., E. Dietzenbacher, B. Los, R. Stehrer and G. J. D. Vries, 2015, “An Illustrated User Guide to the World Input–Output Database: The Case of Global Automotive Production”, *Review of International Economics*, Vol. 23(3): 575-605.
- [30] Wang, Z., S. J. Wei and K. F. Zhu, 2013, “Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Levels”, NBER Working Paper No.19677.
- [31] Wang, Z., S. J. Wei, X. D. Yu and K. F. Zhu, 2017, “Characterizing Global Value Chains: Production Length and Upstreamness”, NBER Working Paper No. 23261.

县域金融可得性与数字普惠金融

——基于新型金融机构视角¹

宋 科² 刘家琳³ 李宙甲⁴

【摘要】随着金融科技迅速发展，准确把握传统金融与数字普惠金融之间的关系显得尤为重要。本文采用文本挖掘法，首次手动整理 2014—2019 年中国 2742 个县的村镇银行、小额贷款公司和农村资金互助社等三类新型金融机构数据，并据此分析以新型金融机构为代表的县域金融可得性与数字普惠金融发展之间的关系。研究发现，县域金融可得性与数字普惠金融发展的“互补效应”强于“协同效应”，整体上表现出显著的“互补效应”，即县域金融可得性越低越有利于数字普惠金融发展。分维度来看，县域金融可得性越低越有利于拓展数字普惠金融的覆盖广度和使用深度，且整体的“互补效应”主要体现在小额贷款公司这类机构。进一步地，在数字创新水平较高、金融监管强度较大的县以及东部区域内，二者之间的“互补效应”更强于“协同效应”。本文为新时期在县域层面继续推动数字普惠金融发展和乡村振兴战略实施提供了有益的理论依据和政策启示。

【关键词】新型金融机构；县域金融可得性；数字普惠金融

一、引言

近年来，随着数字经济迅速发展，数字普惠金融发展也进入快车道。2013 年我国正式提出发展普惠金融战略，2016 年 G20 峰会正式通过首个数字普惠金融发展的国际性共同纲领。自 2020 年以来，中共中央、国务院先后发布《关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》（中发〔2020〕30 号）和《关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》（中发〔2021〕1 号）等，全面实施乡村振兴战略成为当前构建新发展格局的重要举措。在此大背景下，数字普惠金融需要进一步将视角延伸至乡村振兴战略，赋能县域经济可持续发展，补齐县域普惠金融体系建设“短板”，并全面构建符合中国实际的数字普惠金融

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.2213。

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，中国人民大学中国财政金融政策研究中心、中国银行业研究中心研究员。

³ 刘家琳，中国人民大学国际货币研究所副研究员，中国人民大学财政金融学院博士生。

⁴ 李宙甲，中国人民银行。

体系。

数字普惠金融发展依托传统金融体系而又深刻影响着传统金融格局，既表现出“互补效应”（王国刚、张扬，2015），又体现出“协同效应”（沈悦、郭品，2015；郭峰、王瑶佩，2020），二者关系取决于“互补效应”与“协同效应”的相对强弱。围绕这一问题，既有文献基于不同视角，主要聚焦在定性分析（王国刚、张扬，2015）、微观个体分析（Allen 等，2016；尹志超、张号栋，2018）以及基于省级和地级市层面的实证分析等（郭峰、熊瑞祥，2018；王喆等，2021），鲜有研究从县域层面进行探究。此外，在传统金融可得性研究方面，既有文献或基于问卷调查，根据受访者参与传统金融活动的频率来度量（郭峰、王瑶佩，2020），或通过公开数据库收集并综合金融服务统计数据指标构建（王婧、胡国晖，2013；李建军等，2020），或直接以单位人口商业银行分支机构数量度量（王喆等，2021），无论哪种方法，都主要基于传统金融机构，极少从新型金融机构角度分析县域金融可得性，更鲜有文献探讨传统金融可得性与数字普惠金融之间的关系。事实上，尽管政策性银行、大型商业银行、股份制商业银行以及城市商业银行等传统金融机构是金融服务的生力军，但在县域经济层面，村镇银行、小额贷款公司、农村资金互助社等新型金融机构逐渐成为服务县域经济发展、提升金融可得性的重要驱动力量。

有鉴于此，本文基于天眼查、中国研究数据服务平台（CNRDS）等数据库，采用文本挖掘方法手动整理 2014—2019 年县级面板数据，探究以县域新型金融机构为代表的县域金融可得性对数字普惠金融发展的影响。结果表明，两者“互补效应”强于“协同效应”，整体上表现出显著的“互补效应”，即县域金融可得性越低越有利于数字普惠金融发展，且该效应主要体现在小额贷款公司这类机构上。进一步地，数字创新水平、金融监管强度和经济区域划分均会影响二者关系。

相较于已有研究，本文可能的边际贡献在于：（1）将研究视角进一步拓展至县域层面，从县域金融可得性角度出发分析传统金融与数字普惠金融之间的关系，丰富了相关文献；（2）采用文本挖掘法首次整理县域村镇银行、小额贷款公司和农村资金互助社等三类新型金融机构数据，并据此进行理论与实证分析，所得结论对于准确把握新型金融机构在推动县域经济金融发展和乡村振兴等方面的政策效应具有重要参考价值；（3）进一步探讨县域金融可得性与数字普惠金融之关系在不同数字创新水平、金融监管强度和经济区域划分中的结构性差异，为完善中国数字普惠金融体系提供了重要的理论依据与政策启示。

二、文献综述、理论分析与研究假设

(一) 文献综述

数字普惠金融与传统金融之间的关系尚无统一定论。“互补效应”认为数字普惠金融与传统金融互为依托,既竞争替代又相互补充(Navareti 和 Pozolo, 2017; Jagtiani 和 Lemieux, 2018)。(1)从金融供给方面来看,两者在金融服务方式、效率以及金融产品供给等方面相互补充。在金融服务方式上,谢平和邹传伟(2012)、谢平等(2015)提出互联网金融可通过减少物理网点服务、优化运营方式和缩短资金融通链条降低交易成本,也通过运用大数据技术进行信息处理,有效降低信息不对称程度,从而将不可能交易变为可能,拓展交易边界,甚至取代传统金融的间接融资模式。Morse(2015)提出互联网金融能够直接连接投资者与借款者,无金融中介,交易成本大大降低。王国刚和张扬(2015)也认为互联网金融在运作方式上将对传统金融起到拾遗补缺的作用。在金融服务效率上,Cortina 和 Schmukler(2018)认为互联网金融平台凭借点对点的运营方式提高处理信贷申请和支付清算等服务速度,进而提高金融服务效率。Frost 等(2019)也认为数字金融运用大数据、信息技术可获取大量非传统信息,在信用评估方面相对于传统金融机构具有优势,大大提高了金融服务效率。在金融产品供给上,李继尊(2015)提出数字金融依靠移动互联、云计算和大数据技术提供的金融服务具有低门槛、小品种和个性化特征,加上互联网平台具有开放性和通用性等特点,因而能有效弥补传统金融服务的不足。Boot(2017)认为数字金融运用信息技术有利于拓展金融机构服务范围,增加金融产品数量,在金融产品多样性上与传统金融形成互补。Claessens 等(2018)则进一步提出在传统金融机构竞争程度较大时,金融科技信贷活跃度通常较低。(2)从金融需求方面来看,二者能够在客群拓展等方面形成互补。黄益平和黄卓(2018)提到传统金融机构获客成本较高,而数字金融通过互联网平台黏住庞大客户群,大大降低获客成本,有利于其拓宽金融覆盖面。李建军和姜世超(2021)发现数字金融拓宽金融服务渠道,可通过网上银行、手机银行等触达县域农村居民。Cumming 等(2021)认为相对于传统金融,数字金融在满足金融需求时不易受地域、年龄等因素限制,有利于增加客户获得金融服务的可能性和公平性。Hau 等(2017)从信贷角度出发,认为互联网信贷通过缓解信贷供给摩擦,增加了信用评分较低人群获得信贷的可得性。进一步地,尹志超和张号栋(2018)、杨波等(2020)发现在传统正规金融不可及情况下,互联网金融将显著支持家庭信贷需求,尤其是消费型信贷需求(傅秋子、黄益平,2018)。谢绚丽等(2018)指出传统金融机构通常不愿服务偏远地区和低收入人群,Jagtiani 和 Lemieux(2018)、Cortina 和 Schmukler(2018)认

为传统金融服务主要面向大企业或高收入人群，数字金融依靠互联网实现转账、支付和借贷等服务，可覆盖下沉市场中收入较低、规模庞大、有金融服务需求的“长尾人群”，有效弥补传统金融覆盖不足。

“协同效应”认为传统金融与数字普惠金融同步发展、相互促进。(1)从溢出效应来看，数字金融发展有利于传统金融机构的数字化转型，进而协调推动两者共同发展。赵岳和谭之博(2012)发现商业银行通过引入电商平台构建信贷新模式，有利于增加其对中小企业的贷款。沈悦和郭品(2015)发现数字金融发展将通过技术溢出效应提高商业银行全要素生产率，而且该效应对股份制商业银行尤其明显。刘忠璐(2016)认为金融科技企业与传统金融机构的广泛合作，通过共享技术和人才能更好地提升金融服务效率、降低经营成本、推动产品服务创新、提高商业银行风险管理水平。姚耀军和施丹燕(2017)从区域层面发现知识溢出效应使得互联网金融与传统金融表现出同步发展的“路径依赖性”，在传统金融发达的东部地区，互联网金融发展程度较高，而在传统金融不发达的中西部地区，互联网金融也有待发展。

(2)从协同驱动因素来看，传统金融发展将激发金融活力，为数字金融发展提供便利的基础设施和良好的发展环境，而且家庭收入、金融意识和信任度等均会协同推动两者发展。Haddad 和 Hornuf(2019)发现发达的传统金融市场将激发风险投资、众筹和孵化器等融资渠道活力，促进金融科技公司发展。郭峰等(2020)在测度数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度时体现出居民使用数字金融服务需要依托传统金融机构开立的银行账户得以实现这一特征，因而传统金融可得性高时更有利于数字普惠金融发展。此外，Beck 等(2009)提到家庭收入过低会影响居民获得任何一种金融服务。郭峰和王瑶佩(2020)认为传统金融发展有利于提高当地居民的金融意识，提高其对金融机构的信任程度，刺激当地金融需求，这更有利于促进数字普惠金融发展。王?等(2021)进一步证明在社会信任程度较高地区传统金融供给与数字普惠金融之间同步发展的特征更明显。

(二) 理论分析与研究假设

在县域层面，以银行主导的金融机构体系已发生深刻变化(王雪、何广文，2019)。除主要商业银行分支机构和农村信用社等之外，自2006年原中国银行业监督管理委员会(简称“原银监会”)发布《关于调整放宽农村地区银行业金融机构准入政策更好支持社会主义新农村建设的意见》(银监发〔2006〕90号)以来，村镇银行、小额贷款公司与农村资金互助社等三类新型金融机构相继设立，业务运行逐步规范。相较于传统金融机构，新型金融机构资金规模较小、经营灵活性更高，以扎根地方、服务当地企业和居民为原则，逐渐成为服务县域经济发展、提升县域金融可得性的重要驱动力量。村镇银行是我国县域金融市场中的

主要银行业金融机构之一,以“支农、支小”为经营理念,主要向县域农户和小微企业贷款。最初,村镇银行的最大股东为银行业金融机构,自 2012 年以来逐渐引入民间资本,银行业金融机构最低持股比例降至 15%,这促进了村镇银行的快速发展。小额贷款公司是为引导民间资金流向农村、服务三农而设立的商业机构,属于非银行金融机构,主要通过向商业银行贷款和吸收民间资本来进行融资,无法吸收存款,可贷资金规模较小。农村资金互助社是一种形式多样的合作金融组织,既有取得金融许可的正规农村资金互助社,也有未取得金融许可的非正规农村资金互助社。作为独立企业法人,农村资金互助社主要吸收民间资本,可为社员进行存贷款服务,社员是这类机构的所有者、惠顾者与受益者。因此,农村资金互助社具有较强的自发性和合作性。

新型金融机构在达成社会性和营利性目标之间通常存在冲突(黄益平、黄卓, 2018),数字普惠金融依靠淘宝、微信等互联网平台产生的网络效应等方式,降低金融服务成本,提升金融服务效率,与县域传统金融形成有效补充。而且,县域地区居民收入水平低,更愿意申请和使用金融科技公司提供的移动支付、互联网消费信贷等金融产品(Jagtiani 和 Lemieux, 2018),这给予数字普惠金融较大发展空间。因此,县域金融可得性与数字普惠金融之间可能表现出“互补效应”。与此同时,县域新型金融机构扩张也为数字普惠金融发展提供了基础设施,并有利于提高居民的金融意识,与数字普惠金融之间也可互通技术人才、基础设施而协同发展,表现出一定的“协同效应”。由此看来,县域层面数字普惠金融与传统金融之间关系的总体表现可能取决于两种效应的相对强弱。基于此,本文提出假设 1。

假设 1a: 县域金融可得性与数字普惠金融发展之间“互补效应”强于“协同效应”,整体上表现出显著的“互补效应”,即县域金融可得性越低越有利于数字普惠金融发展。

假设 1b: 县域金融可得性与数字普惠金融发展之间“协同效应”强于“互补效应”,整体上表现出显著的“协同效应”,即县域金融可得性越高越有利于数字普惠金融发展。

县域金融可得性与数字普惠金融之间的关系可能受某些因素影响而具有结构性差异。从数字创新角度来看,新技术是对旧技术的创新与继承,旧技术是新技术的基础,因此在技术发达时更容易产生技术创新(伊斯特利, 2016)。在数字技术水平较低时,数字普惠金融与新型金融机构在提供金融服务或满足金融需求等方面难以有效相互补充。随着数字技术水平提高,数字普惠金融“获客”成本进一步降低(王勋等, 2022),与县域金融可得性之“互补效应”将得以增强。从金融监管角度来看,监管强度增大有利于降低县域新型金融机构和数字普惠金融风险(张燕, 2021),凸显数字普惠金融的技术优势,从而增强居民选择数字金融服务的意愿,因此在金融监管强度较大时数字普惠金融与县域金融可得性之间更易表现

出“互补效应”。从区域层面来看，县域数字普惠金融和新型金融机构发展不平衡的特征显著（王雪、何广文，2019；郭峰等，2020）。东部地区新型金融机构数量较多，与数字普惠金融之间竞争程度较大，县域金融可得性与数字普惠金融之间更易表现出“互补效应”。而中西部地区新型金融机构数量相对较少，居民的金融意识相对薄弱，对金融机构的信任程度较低，银行账户数较少，开展数字金融服务的活跃度也相对较低，县域金融可得性与数字普惠金融发展更易形成有效协同，表现出一定的“协同效应”。基于此，本文提出假设2。

假设2：县域金融可得性与数字普惠金融发展之间的关系受数字创新水平、金融监管强度以及经济区域划分影响而表现出显著的异质性。

三、数字经济促进共同富裕的机制分析

（一）模型设定

本文在基准回归中使用固定效应模型，具体如下：

$$Index_{it} = \alpha + \beta CountyFin_{it-1} + \gamma F_{it-1} + \theta_i + \mu_j + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，被解释变量 $Index_{it}$ 表示第 i 个县级行政区在第 t 年的数字普惠金融发展程度。核心解释变量 $CountyFin_{it-1}$ 表示滞后一期的县域金融可得性。 F_{it-1} 表示滞后一期的县域层面控制变量，包括人均GDP水平（PerGDP）、灯光数据（DN）、县域人口（Pop）、产业结构（Third）、政府干预水平（Gov）、人均可支配收入（PerIncome）、社会消费品零售总额（Consum）以及传统金融机构金融可得性（Bank）。 α 是截距项， θ_i 是县级行政区的个体固定效应， μ_j 是省级固定效应， η_t 是时间固定效应， ε_{it} 是随机误差项。

为探究影响县域金融可得性与数字普惠金融发展之间关系的异质性因素，本文在方程（1）中加入虚拟变量，如方程（2）所示：

$$Index_{it} = \alpha + \beta_1 CountyFin_{it-1} + \beta_2 dummy + \beta_3 CountyFin_{it-1} \times dummy + \gamma F_{it-1} + \theta_i + \mu_j + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $dummy$ 表示数字创新水平高低、金融监管强度大小以及是否处于东部区域的虚拟变量。 $CountyFin_{it-1} \times dummy$ 为县域金融可得性与各虚拟变量的交互项。若不同的数字创新水平、金融监管强度和经济区域内县域金融可得性与数字普惠金融的关系不同，则交互项系数 β_3 在统计意义上显著。

（二）变量说明

1. 县域金融可得性

本文以新型金融机构为研究对象，手动整理县域新型金融机构相关数据并将其作为县域金融可得性（CountyFin）的代理变量。具体地，第一步，从天眼查官方网站下载 2000 年 1 月 1 日到 2020 年 6 月 5 日之间村镇银行、小额贷款公司、农村资金互助社等三类新型金融机构的详细数据。第二步，在筛选并确认企业正常经营后，依据成立时间，统计汇总各县村镇银行、小额贷款公司、农村资金互助社累计成立法人机构数量，并采用 Python 进行空值填充，进而加总得到总金融机构数量。¹ 第三步，为保证各县金融机构数量可比性，借鉴李泽广等（2010）、Jagtiani 和 Lemieux（2018）、Frost 等（2019）、程惠霞和杨璐（2020）使用总人口或行政面积进行规模化处理的方法，将金融机构数量除以所在县行政面积（单位为百平方公里）进行规模化处理，得到总金融机构衡量的县域金融可得性（CountyFin）、村镇银行金融可得性（CountyBank）、小额贷款公司金融可得性（CountyLoan）和农村资金互助社金融可得性（CountyFund）指标。

在稳健性检验部分，本文也用县域新型金融机构数量除以总人口，县域新型金融机构资本金分别除以行政面积、总人口等作为县域金融可得性的代理变量。特别地，由于除机构数量、资本金之外，县域新型金融机构资产端更能体现金融可得性，囿于数据可得性问题，我们无法获得各机构资产规模数据。因此，本文使用资本金乘以最大杠杆率来近似刻画县域新型金融机构资产规模，并用行政面积进行规模化处理（CountyBank__asset, CountyLoan__asset, CountyFund__asset, CountyFin__asset），以此作为县域金融可得性的代理变量。具体来看，本文参考《关于小额贷款公司试点的指导意见》（银监发〔2008〕23 号），将小额贷款公司的最大杠杆率设定为 1.5 倍。考虑到其他两类机构并没有明确的最大杠杆率限定，本文分别参考《商业银行资本管理办法（试行）》（银监会令〔2012〕1 号）和《中国银监会关于农村资金互助社监督管理的意见》（银监发〔2007〕90 号），根据其中有关资本充足率的要求，将村镇银行与农村资金互助社的最大杠杆率设定为 12.5 倍。

2. 数字普惠金融发展程度

本文参考谢绚丽等（2018）、郭峰等（2020），使用北京大学数字普惠金融指数度量县级层面数字普惠金融发展程度（Index），并从覆盖广度（Coverage__breadth）、使用深度（Usage__depth）和数字化程度（Digitization__level）三个维度全面分析。覆盖广度主要通过电子账户数体现，例如互联网支付账号以及绑定的银行账户数；使用深度以实际使用数字金融服务情况进行度量，如支付服务、信贷服务、保险服务等业务的使用总量和使用活跃度；数字化程度主要考虑用户使用数字金融服务的便利性和成本，包括移动化程度和贷款利率等影响消

费者使用数字金融服务的因素。

3. 控制变量

为了控制除新型金融机构之外传统金融机构的金融可得性影响,本文参考王? 等(2021),加入传统金融机构金融可得性的代理变量———商业银行分支机构累计数量(Bank)作为控制变量。

此外,本文参考徐康宁等(2015)、姚耀军和施丹燕(2017)、Jagtiani 和 Lemieux(2018)等,选择人均 GDP 水平(PerGDP)和灯光数据(DN)控制经济层面的影响,县域人口(Pop)、人均可支配收入(PerIncome)和社会消费品零售总额(Consum)控制消费者层面的影响,产业结构(Third)控制金融业整体方面的影响,政府干预水平(Gov)控制政府层面的影响。其中,传统金融机构金融可得性从中国研究数据服务平台(CNRDS)获取传统金融机构分支机构信息,并按照县域统计每年分支机构累计数量后取对数;人均 GDP 水平、灯光数据、县域人口、人均可支配收入和社会消费品零售总额分别取对数;产业结构为各县第三产业比重,政府干预水平为各县级政府支出与收入之差占 GDP 比重。

(三) 样本选择

本文对样本数据进行如下处理:(1)为排除因直辖市与其他省份在政策上存在较大差异而带来的影响,剔除北京、天津、重庆和上海四个直辖市的县级行政区;(2)根据数据可得性,确定样本区间为 2014—2019 年;(3)为消除离群值对回归结果的影响,对连续型解释变量和控制变量进行上下 1%的缩尾处理。经过上述处理,本文最终将中国 2014—2019 年 2742 个县级行政区观测值作为研究样本。截至 2019 年底,除港澳台地区外,全国共有 2851 个县级行政区,本文样本占比为 96.18%,具有较为充分的代表性。2019 年底,全国共有村镇银行 1631 家、小额贷款公司 7551 家、农村资金互助社 44 家,本文数据样本共包括村镇银行 1329 家、小额贷款公司 5128 家、农村资金互助社 36 家,¹覆盖绝大部分新型金融机构。各变量具体构建方法及描述性统计如表 1 所示。

¹ 本文于 2020 年收集数据,新型金融机构数量设立与撤销时间具有时滞,所以可能会与官方公布数据有微小差别,但并不影响实证结果。

表 1 主要变量构建方法和描述性统计

变量名称	变量说明	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Index</i>	北京大学数字普惠金融指数(取对数)	4.4721	0.3406	2.3263	4.5875	5.0255
<i>Coverage_breadth</i>	北京大学数字普惠金融指数覆盖广度子项(取对数)	4.3903	0.3740	-0.2877	4.4988	5.1637
<i>Usage_depth</i>	北京大学数字普惠金融指数使用深度子项(取对数)	4.6047	0.4013	0.9632	4.7212	5.3621
<i>Digitization_level</i>	北京大学数字普惠金融指数数字化程度子项(取对数)	4.3904	0.4758	0.0392	4.5820	5.7287
<i>CountyFin</i>	总金融机构数量 = 村镇银行法人机构数量 + 小额贷款公司法人机构数量 + 农村资金互助社法人机构数量, 将金融机构数量除以行政面积(个/百公里 ²)	0.2750	0.6296	0.0000	0.0860	6.5574
<i>CountyBank</i>	村镇银行法人机构数量/行政面积(个/百公里 ²)	0.0441	0.0648	0.0000	0.0264	0.4831
<i>CountyLoan</i>	小额贷款公司法人机构数量/行政面积(个/百公里 ²)	0.2227	0.6026	0.0000	0.0453	6.5574
<i>CountyFund</i>	农村资金互助社法人机构数量/行政面积(个/百公里 ²)	0.0002	0.0022	0.0000	0.0000	0.0423
<i>CountyFin_pop</i>	总金融机构数量/总人口(个/十万人)	0.6721	0.7982	0.0000	0.4213	5.6075
<i>Capital_pop</i>	总金融机构注册资本金/总人口(万元/人)	0.0419	0.0569	0.0000	0.0221	0.3996
<i>Capital_area</i>	总金融机构注册资本金/行政面积(万元/公里 ²)	23.9072	71.3577	0.0000	4.3782	853.3950
<i>CountyBank_asset</i>	村镇银行注册资本金 × 杠杆率/行政面积(万元/公里 ²)	44.4706	84.3540	0.0000	13.4264	679.3478
<i>CountyLoan_asset</i>	小额贷款公司注册资本金 × 杠杆率/行政面积(万元/公里 ²)	29.3379	102.8701	0.0000	2.0689	1280.092
<i>CountyFund_asset</i>	农村资金互助社注册资本金 × 杠杆率/行政面积(万元/公里 ²)	0.0045	0.0669	0.0000	0.0000	1.4156
<i>CountyFin_asset</i>	(村镇银行注册资本金 × 杠杆率 + 小额贷款公司注册资本金 × 杠杆率 + 农村资金互助社注册资本金 × 杠杆率)/行政面积(万元/公里 ²)	83.3576	183.6825	0.0000	27.2585	1910.112
<i>PerGDP</i>	人均 GDP 水平(取对数)	10.4495	0.6060	9.0261	10.4056	12.0743
<i>Pop</i>	县域总人口(取对数)	3.5424	0.8200	0.6931	3.6636	5.0173
<i>PerIncome</i>	消费者人均可支配收入(取对数), 消费者人均可支配收入缺失时采用城镇消费者人均可支配收入和农村消费者人均可支配收入的平均值	9.8577	0.3698	8.7883	9.8572	10.8235
<i>Consum</i>	社会消费品零售总额(取对数), 社会消费品零售总额缺失时采用城镇社会消费品零售总额和农村社会消费品零售总额的总和	13.1234	1.2413	9.3673	13.2177	15.9108
<i>Third</i>	第三产业 GDP/GDP(%)	41.3833	12.7032	15.6956	39.8010	86.2356
<i>Gov</i>	(公共财政支出 - 公共财政收入)/GDP(%)	21.3612	25.7323	-3.6967	13.5062	166.1704
<i>Bank</i>	商业银行分支机构累计数量(取对数)	3.8585	0.8000	1.3863	3.9318	5.6870
<i>DN</i>	根据月度 DN 值获得年度平均值(取对数)	0.3711	0.9495	-1.3698	0.1852	3.3083
<i>OCountryFin</i>	地级市内除当县外其他县县级金融机构数量/行政面积(个/百公里 ²)	0.2752	2.2718	0.0000	0.1021	95.6658
<i>Internet</i>	互联网普及率(%), 互联网宽带接入用户数 × 4/总人口	0.3598	0.5055	0.0000	0.1217	2.6430
<i>Phone</i>	移动电话普及率(%), 电话接入用户数 × 4/总人口	1.0712	1.5881	0.0002	0.3485	8.4248

四、实证结果与分析

（一）县域金融可得性对数字普惠金融发展程度的影响

从表 2 报告的基于方程（1）的基准回归结果来看，第（7）、（8）列显示无论是否控制传统金融机构金融可得性变量，总金融机构金融可得性的回归系数均在 10% 的水平下显著为负，表明以县域新型金融机构为代表的县域金融可得性与数字普惠金融发展之间的“互补效应”强于“协同效应”，整体上表现出显著的“互补效应”，即县域金融可得性越低越有利于数字普惠金融发展，假设 1a 成立，且该结论不受传统金融机构金融可得性影响。分金融机构类型来看，第（3）、（4）列显示小额贷款公司金融可得性的回归系数与整体结果一致，表明该类金融机构金融可得性越低越有利于数字普惠金融发展；第（5）、（6）列显示农村资金互助社金融可得性表现也与整体结果一致，但不具有显著性；第（1）、（2）列显示村镇银行金融可得性的回归系数为正，表明村镇银行金融可得性可能与数字普惠金融发展之间的“协同效应”强于“互补效应”，但这一关系在统计意义上不显著。

事实上，自 2006 年以来，县域新型金融机构迅速发展，但囿于发展时间短、规模小等原因，在营利性商业目标和普惠性社会目标之间难以平衡，此现象在小额贷款公司、农村资金互助社等机构尤其明显。由理论分析可知，数字普惠金融可以依靠移动互联网、电子商务平台、消息传递应用和搜索引擎等产生的网络效应等方式，降低金融服务成本、提升金融服务效率，对传统金融服务供给不足给予有效补充，产生更为显著的“互补效应”。从金融服务需求角度来看，数字金融服务能更好地满足三线及以下城市和广大农村地区的金融服务需求，以及收入较低、规模庞大的“长尾人群”旺盛的金融服务需求，进而在县域金融可得性低时表现出更强的金融服务普惠性。¹

¹ 其他控制变量与数字普惠金融发展的关系也基本符合预期，由于篇幅限制这里不再详细报告。

表 2 县域金融可得性与数字普惠金融发展程度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	数字普惠 金融发展 程度 (Index)	数字普惠 金融发展 程度 (Index)	数字普惠 金融发展 程度 (Index)	数字普惠 金融发展 程度 (Index)	数字普惠 金融发展 程度 (Index)	数字普惠 金融发展 程度 (Index)	数字普惠 金融发展 程度 (Index)	数字普惠 金融发展 程度 (Index)
L. CountyBank	0.1424 (0.1126)	0.0996 (0.1102)						
L. CountyLoan			-0.0307** (0.0155)	-0.0302* (0.0157)				
L. CountyFund					-2.1372 (3.2069)	-2.0021 (3.2326)		
L. CountyFin							-0.0282* (0.0146)	-0.0298* (0.0152)
控制传统金 融机构金融 可得性	否	是	否	是	否	是	否	是
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4959	4765	4964	4765	4890	4691	4964	4765
R ²	0.8226	0.8251	0.8213	0.8246	0.8227	0.8262	0.8212	0.8246

注：括号内为稳健标准误；*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著；L.表示一阶滞后项。下同。

（二）县域金融可得性对数字普惠金融各维度发展程度的影响

表 3 汇报了县域金融可得性对数字普惠金融各维度发展程度的影响。表 3 第 (1) 列显示, 县域金融可得性对覆盖广度的影响在统计意义上显著且经济意义较大, 二者之间“互补效应”强于“协同效应”, 是县域金融可得性与数字普惠金融整体表现出“互补效应”的主要原因。这表明县域金融可得性越低越有利于数字普惠金融覆盖广度拓展, 当县域金融可得性降低时, 消费者获得传统金融服务的难度增大, 更多选择通过开通支付宝绑定银行卡等方式进行支付或消费。假设 1a 成立。根据表 3 第 (2)、(3) 列, 县域金融可得性越低也越有利于数字普惠金融使用深度拓展, 但不利于数字普惠金融数字化程度提升。

表 3 县域金融可得性对数字普惠金融各维度发展程度的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	数字普惠金融覆盖广度 (<i>Coverage_breadth</i>)	数字普惠金融使用深度 (<i>Usage_depth</i>)	数字普惠金融数字化程度 (<i>Digitization_level</i>)
<i>L. CountyFin</i>	- 0. 0480 ** (0. 0218)	- 0. 0133 (0. 0133)	0. 0221 * (0. 0127)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
省级固定效应	控制	控制	控制
样本量	4763	4765	4763
R ²	0. 4472	0. 9291	0. 8715

注：无特别说明，控制变量包括传统金融机构金融可得性变量在内。下同。

(三) 拓展讨论：内生性分析与稳健性检验

1. 内生性分析

本文在基准回归中已将所有解释变量滞后一期，而且核心解释变量县域金融可得性为手动整理的县域新型金融机构微观数据，可以有效避免数字普惠金融对县域金融可得性影响，在一定程度上缓解反向因果问题。在此基础上，为进一步解决内生性问题，（1）参考李春涛等（2020），采用该县所处地级市内其他县县域金融可得性作为工具变量，并使用工具变量两阶段最小二乘（IV-2SLS）估计法进行回归；（2）在保留已有控制变量基础上，新增互联网普及率（Internet）和移动电话普及率（Phone）进行回归（见表 4 和表 5），结果再次证明假设 1a。

表 4 内生性分析：工具变量法

变量	第一阶段	第二阶段			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	县域金融 可得性 (<i>L. CountyFin</i>)	数字普惠金融 发展程度 (<i>Index</i>)	数字普惠金融 覆盖广度 (<i>Coverage_breadth</i>)	数字普惠金融 使用深度 (<i>Usage_depth</i>)	数字普惠金融 数字化程度 (<i>Digitization_level</i>)
<i>L. OCountyFin</i>	0. 5009 *** (0. 1007)				
<i>L. CountyFin</i>		- 0. 1843 *** (0. 0459)	- 0. 2614 *** (0. 0678)	- 0. 1304 *** (0. 0468)	0. 0155 (0. 0570)
识别不足检验： Kleibergen-Paap rk LM 统计量 (P 值)		23. 5920 (0. 0000)	23. 5880 (0. 0000)	23. 5920 (0. 0000)	23. 5930 (0. 0000)
弱工具变量检验： Cragg-Donald Wald F 统计量		289. 1090	288. 8620	289. 1090	288. 9630

变量	第一阶段	第二阶段			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	县域金融 可得性 (<i>L. CountyFin</i>)	数字普惠金融 发展程度 (<i>Index</i>)	数字普惠金融 覆盖广度 (<i>Coverage_breadth</i>)	数字普惠金融 使用深度 (<i>Usage_depth</i>)	数字普惠金融 数字化程度 (<i>Digitization_level</i>)
内生性检验: $\chi^2(1)$ 统计量(P 值)		9.2900 (0.0023)	8.8800 (0.0029)	5.4100 (0.0201)	0.0800 (0.7745)
样本量	4692	4692	4690	4692	4690
R^2	—	0.8127	0.4229	0.9248	0.8721

注: 除特别说明外, 控制变量、年份固定效应、个体固定效应和省级固定效应均进行控制。下同

表 5 内生性分析: 遗漏变量问题

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	数字普惠金融发 展程度(<i>Index</i>)	数字普惠金融发 展程度(<i>Index</i>)	数字普惠金融发 展程度(<i>Index</i>)	数字普惠金融发 展程度(<i>Index</i>)
<i>L. CountyBank</i>	1.8477 (1.2259)			
<i>L. CountyLoan</i>		-0.1578 *** (0.0239)		
<i>L. CountyFund</i>			0.0000 (0.0000)	
<i>L. CountyFin</i>				-0.1540 *** (0.0231)
<i>L. Internet</i>	-0.0309 * (0.0176)	-0.0461 ** (0.0199)	-0.0210 (0.0167)	-0.0458 ** (0.0198)
<i>L. Phone</i>	0.0116 (0.0089)	0.0074 (0.0082)	0.0111 (0.0097)	0.0076 (0.0082)
样本量	890	890	869	890
R^2	0.8241	0.8328	0.8254	0.8322

2. 稳健性检验

本文进一步采用新型金融机构数量除以总人口、新型金融机构注册资本金分别除以行政面积和总人口进行规模化处理作为县域金融可得性代理变量。结果如表 6 所示, 主要结论与基准回归结果保持一致。此外, 本文还采取以下三种方法进行稳健性检验: (1) 采用新型金融机构注册资本金与杠杆率乘积代表新型金融机构资产规模并除以行政面积作为县域金融可得性代理变量; (2) 由于共同控制时间效应和宏观经济变量可能存在多重共线性问题 (Thompson, 2011), 因此删除控制变量进行回归; (3) 对连续解释变量和控制变量进行上下 5% 分位点缩尾处理后进行回归。结果如表 7 所示, 与基准回归结果保持一致。

表 6 稳健性检验：县域金融可得性再度量

变量	(1) 数字普惠金融发展程度 (<i>Index</i>)	(2) 数字普惠金融发展程度 (<i>Index</i>)	(3) 数字普惠金融发展程度 (<i>Index</i>)
<i>L. CountyFin_pop</i>	-0.0058 (0.0052)		
<i>L. Capital_pop</i>		-0.4493 *** (0.1025)	
<i>L. Capital_area</i>			-0.0004 ** (0.0002)
样本量	4903	4909	4771
R ²	0.8258	0.8270	0.8249

表 7 稳健性检验：不同金融机构类型

变量	(1) 数字普惠金融 发展程度 (<i>Index</i>)	(2) 数字普惠金融 发展程度 (<i>Index</i>)	(3) 数字普惠金融 发展程度 (<i>Index</i>)	(4) 数字普惠金融 发展程度 (<i>Index</i>)
A: 资本金 × 杠杆率				
<i>L. CountyBank_asset</i>	0.0002 * (0.0001)			
<i>L. CountyLoan_asset</i>		-0.0004 ** (0.0002)		
<i>L. CountyFund_asset</i>			17.5777 *** (1.5743)	
<i>L. CountyFin_asset</i>				-0.0002 *** (0.0001)
样本量	4439	4459	4391	4457
R ²	0.8475	0.8464	0.8493	0.8468
B: 删除控制变量				
<i>L. CountyBank</i>	0.0066 (0.0490)			
<i>L. CountyLoan</i>		-0.0141 *** (0.0038)		
<i>L. CountyFund</i>			-1.9857 (5.1693)	
<i>L. CountyFin</i>				-0.0138 *** (0.0038)
变量	(1) 数字普惠金融 发展程度 (<i>Index</i>)	(2) 数字普惠金融 发展程度 (<i>Index</i>)	(3) 数字普惠金融 发展程度 (<i>Index</i>)	(4) 数字普惠金融 发展程度 (<i>Index</i>)
样本量	9323	9323	9318	9323
R ²	0.8303	0.8292	0.8303	0.8292
C: 对变量在上下 5% 分位点缩尾				
<i>L. CountyBank</i>	0.3617 *** (0.1116)			
<i>L. CountyLoan</i>		-0.1132 *** (0.0339)		
<i>L. CountyFund</i>			0.0000 (0.0000)	
<i>L. CountyFin</i>				-0.0877 *** (0.0327)
样本量	3371	3417	3378	3417
R ²	0.8527	0.8513	0.8528	0.8510

五、进一步分析

本文进一步探究县域金融可得性与数字普惠金融之间的关系在数字创新水平、金融监管强度和经济区域划分层面的异质性。

（一）数字创新水平

本文在基准模型中加入数字创新水平虚拟变量（Digital）及其与县域金融可得性的交互项。具体来看，以移动电话普及率作为数字创新水平的代理变量，若数字创新水平高于其 50% 分位数，则 Digital 取 1，否则取 0。结果如表 8A 所示，无论从总体还是分维度来看，县域金融可得性的系数均为负，从覆盖广度这一维度来看，县域金融可得性与数字创新水平交互项的系数在 10% 的水平下显著为负，表明随着数字创新水平提高，县域金融可得性越低越有利于数字普惠金融发展，尤其是覆盖广度的拓展。假设 2 成立。可见，数字创新水平提升进一步增加了消费者接触数字金融服务的可能性。在传统金融服务供给不足的条件下，数字普惠金融能够通过其技术优势更好地触达下沉人群，增加金融供给，满足金融需求，从而使两者表现出更显著的“互补效应”。

（二）金融监管强度

自 2016 年以来，监管部门对数字普惠金融和新型金融机构监管力度加大。为此，本文在基准模型中加入虚拟变量（year2016）及其与县域金融可得性的交互项。若时间为 2016 年及之后，则 year2016 取 1，否则取 0。结果如表 8B 所示，总体来看，县域金融可得性的系数显著为正，县域金融与金融监管强度交互项的系数显著为负，表明金融监管强度较大时，县域金融可得性越低越有利于数字普惠金融发展。假设 2 成立。分维度来看，数字普惠金融覆盖广度和使用深度是驱动数字普惠金融整体发展的原因。数字普惠金融发展初期，县域地区给予数字普惠金融较大发展空间（李建军、姜世超，2021），使得数字普惠金融呈较快发展趋势。监管程度加强可降低数字普惠金融潜在风险，使得消费者从传统金融服务转向数字金融服务。例如，更多消费者选择通过网络开展信贷服务、支付服务、理财服务，更多使用移动支付和互联网消费信贷业务等。

（三）经济区域划分

本文在基准模型中加入经济区域虚拟变量（East）及其与县域金融可得性的交互项。若县域位于东部地区，则 East 取 1，否则取 0。结果如表 8C 所示，县域金融可得性与经济区域交互项的系数显著为负，表明东部区域内，县域金融可得性越低越有利于数字普惠金融发展。假设 2 成立。东部地区相对于中西部地区多为沿海地区，经济相对发达，通常多为技术

发源地，金融机构数量较多，行政区域面积相对较小，数字普惠金融的便利性与低成本优势更加明显。如果传统金融服务供给相对不足，消费者能更方便地通过网络平台获取金融服务，数字普惠金融将获得更大发展空间。此外，东部地区内传统金融机构如商业银行以及大型金融科技公司都可有效开展数字金融业务，县域新型金融机构同时面临内外部竞争，这也给予数字普惠金融更大发展空间。

表 8 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)
	数字普惠金融发展程度 (<i>Index</i>)	数字普惠金融覆盖广度 (<i>Coverage_breadth</i>)	数字普惠金融使用深度 (<i>Usage_depth</i>)
A: 数字创新水平			
<i>L. CountyFin</i>	-0.0700 ** (0.0303)	-0.0960 ** (0.0443)	-0.0414 (0.0255)
<i>L. CountyFin × Digital</i>	-0.0209 (0.0163)	-0.0464 * (0.0242)	-0.0087 (0.0138)
样本量	3919	3917	3919
R ²	0.8037	0.4415	0.9216
B: 金融监管强度			
<i>L. CountyFin</i>	0.3151 *** (0.0728)	0.5142 *** (0.1167)	0.1201 *** (0.0393)
<i>L. CountyFin × year2016</i>	-0.3479 *** (0.0713)	-0.5670 *** (0.1150)	-0.1345 *** (0.0369)
样本量	4765	4763	4765
R ²	0.8412	0.4958	0.9306
变量	(1)	(2)	(3)
	数字普惠金融发展程度 (<i>Index</i>)	数字普惠金融覆盖广度 (<i>Coverage_breadth</i>)	数字普惠金融使用深度 (<i>Usage_depth</i>)
C: 经济区域划分			
<i>L. CountyFin</i>	0.0017 (0.0077)	-0.0023 (0.0115)	0.0194 *** (0.0062)
<i>L. CountyFin × East</i>	-0.1683 *** (0.0281)	-0.2445 *** (0.0415)	-0.1746 *** (0.0265)
样本量	4765	4763	4765
R ²	0.8269	0.4525	0.9306

注：本文在此只对数字普惠金融覆盖广度和使用深度两个维度进行异质性分析。

六、结论与启示

本文基于 2014—2019 年中国 2742 个县级行政区数据，分析以新型金融机构为代表的县域金融可得性对数字普惠金融发展的影响。结果发现：总体来看，县域金融可得性与数字普惠金融之间的“互补效应”强于“协同效应”，整体上表现出显著的“互补效应”，即县域

金融可得性越低越有利于数字普惠金融发展。从各维度来看，县域金融可得性与数字普惠金融覆盖广度和使用深度的“互补效应”强于“协同效应”，县域金融可得性越低，越有利于消费者进行开通支付宝账号、绑定银行卡并实际使用数字金融服务。分机构类型来看，小额贷款公司等机构金融可得性与数字普惠金融发展之间的“互补效应”显著强于“协同效应”，表现出与整体县域金融可得性一致的结论。异质性分析表明，随着数字创新水平提高，县域金融可得性越低越有利于数字普惠金融发展；当金融监管强度较大时，县域金融可得性越低越有利于数字普惠金融发展；从经济区域划分来看，相对于中西部地区，东部地区县域金融可得性越低越有利于数字普惠金融发展。

本文为准确把握传统金融与数字普惠金融的关系，在新时期推动县域金融发展和乡村振兴战略实施提供了有益的经验证据和政策启示。第一，要进一步根据各类新型金融机构的比较优势发挥其普惠金融作用，在县域层面协同推动普惠金融体系构建。例如，改造传统业务模式或流程，提高经营效率，或可根据县域情况，适当撤销低效率的县域新型金融机构。第二，要进一步推动新型基础设施建设，充分发挥数字普惠金融优势。第三，要进一步加强数字普惠金融监管，不断提升县域新型金融机构在推广普惠金融服务时的风险承担能力。第四，要在充分考虑区域差异性基础上，制定并推动实施符合地区实际的政策，正确处理不同区域新型金融机构与数字普惠金融之间的关系，充分发挥两者在推动县域经济和普惠金融发展方面的重要作用。

【参考文献】

- [1] 程惠霞、杨璐：《中国新型农村金融机构空间分布与扩散特征》，《经济地理》2020 年第 2 期。
- [2] 傅秋子、黄益平：《数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据》，《金融研究》2018 年第 11 期。
- [3] 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云《测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征》，《经济学（季刊）》2020 年第 4 期。
- [4] 郭峰、王瑶佩《传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡》，《财经研究》2020 年第 1 期。
- [5] 郭峰、熊瑞祥《地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验》，《经济学（季刊）》2018 年第 1 期。
- [6] 黄益平、黄卓《中国的数字金融发展：现在与未来》，《经济学（季刊）》2018 年第 4 期。
- [7] 李春涛、闫续文、宋敏、杨威《金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据》，《中国工业经济》2020 年第 1 期。
- [8] 李继尊《关于互联网金融的思考》，《管理世界》2015 年第 7 期。
- [9] 李建军、姜世超《银行金融科技与普惠金融的商业可持续性——财务增进效应的微观证据》，《经济学（季刊）》2021 年第 3 期。
- [10] 李建军、彭俞超、马思超《普惠金融与中国经济发展：多维度内涵与实证分析》，《经济研究》2020 年第 4 期。
- [11] 李泽广、王群勇、巴劲松、李津《分省投资与信贷关系中的“门槛效应”：审视投资增长的新视角》，《金融研究》2010 年第 5 期。
- [12] 刘忠璐《互联网金融对商业银行风险承担的影响研究》，《财贸经济》2016 年第 4 期。
- [13] 沈悦、郭品《互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率》，《金融研究》2015 年第 3 期。
- [14] 王国刚、张杨《互联网金融之辨析》，《财贸经济》2015 年第 1 期。
- [15] 王婧、胡国晖《中国普惠金融的发展评价及影响因素分析》，《金融论坛》2013 年第 6 期。
- [16] 王雪、何广文《县域银行业竞争与普惠金融服务深化——贫困县与非贫困县的分层解析》，《中国农村经济》2019 年第 4 期。
- [17] 王勋、黄益平、苟琴、邱晗《数字技术如何改变金融机构：中国经验与国际启示》，《国际经济评论》2022 年第 1 期。
- [18] 王喆、陈胤默、张明《传统金融供给与数字金融发展：补充还是替代？——基于地区制度差异视角》，《经济管理》2021 年第 5 期。
- [19] 【美】威廉·伊斯特利《经济增长的迷雾：经济学家的发展政策为何失败》，中信出版社 2016 年版。
- [20] 谢平、邹传伟《互联网金融模式研究》，《金融研究》2012 年第 12 期。
- [21] 谢平、邹传伟、刘海二《互联网金融的基础理论》，《金融研究》2015 年第 8 期。
- [22] 谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰《数字金融能促进创业吗？——来自中国的证据》，《经济学（季刊）》2018 年第 4 期。
- [23] 徐康宁、陈丰龙、刘修岩《中国经济增长的真实性的检验：基于全球夜间灯光数据的检验》，《经济研究》2015 年第 9 期。
- [24] 杨波、王向楠、邓伟华《数字普惠金融如何影响家庭正规信贷获得？——来自 CHFS 的证据》，《当代经济科学》2020 年第 6 期。
- [25] 姚耀军、施丹燕《互联网金融区域差异化发展的逻辑与检验——路径依赖与政府干预视角》，《金

融研究》2017 年第 5 期。

[23] 尹志超、张号栋《金融可及性、互联网金融和家庭信贷约束——基于 CHFS 数据的实证研究》，《金融研究》2018 年第 11 期。

[24] 张燕《大数据时代我国农村数字普惠金融发展状况研究》，《山西农经》2021 年第 16 期。

[25] 赵岳、谭之博《电子商务、银行信贷与中小企业融资——一个基于信息经济学的理论模型》，《经济研究》2012 年第 7 期。

[26] Allen, F. , Demircug-Kunt, A. , Klapper, L. , & Peria, M. S. M. , The Foundations of Financial Inclusion: Understanding Ownership and Use of Formal Accounts. *Journal of financial Intermediation*, Vol. 27, 2016, pp. 1-30.

[27] Beck, T. , Demircug Kunt, A. , & Honohan, P. , Access to Financial Services: Measurement, Impact, and Policies. *The World Bank Research Observer*, Vol. 24, No. 1, 2009, pp. 119-145.

[28] Boot, A. W. , The Future of Banking: From Scale & Scope Economies to Fintech. *European Economy*, 2017, pp. 77-95.

[29] Claessens, S. , Frost, J. , Turner, G. , & Zhu, F. , Fintech Credit Markets around the World: Size, Drivers and Policy Issues. *BIS Quarterly Review* September, 2018.

[30] Cortina, L, Jose, J. , & Schmukler, S. L. , The Fintech Revolution: A Threat to Global Banking?. *World Bank Research and Policy Briefs*, 2018.

[31] Cumming, D. , Meoli, M. , & Vismara, S. , Does Equity Crowdfunding Democratize Entrepreneurial Finance?. *Small Business Economics*, Vol. 56, No. 2, 2021, pp. 533 -552.

[32] Frost, J. , Gambacorta, L, Huang, Y. , Shin, H. S. , & Zbinden, P. , BigTech and the Changing Structure of Financial Intermediation. *Economic Policy*, Vol. 34, No. 100, 2019, pp. 761-799.

[33] Haddad, C. , & Hornuf, L. , The Emergence of the Global Fintech Market: Economic and Technological Determinants. *Small Business Economics*, Vol. 53, No. 1, 2019, pp. 81-105.

[34] Hau, H. , Huang, Y. , Shan, H. , & Sheng, Z. , TechFin in China: Credit Market Completion and Its Growth Effect. In *BFER 6th Annual Conference*, Singapore, 2017.

[35] agtiani, J. , & Lemieux, C. , Do Fintech Lenders Penetrate Areas That Are Underserved by Traditional Banks?. *Journal of Economics and Business*, No. 100, 2018, pp. 43 -54.

[36] Morse, A. , Peer-to-Peer Cowdfunding: Information and the Potential for Disruption in Consumer Lending. *Annual Review of Financial Economics*, Vol. 7, 2015, pp. 463-482.

[37] Navareti, G. , & Pozzolo, A. , Fintech and Banking Friends or Foes?. *European Economy*, Vol. 2, 2017, pp. 9-30.

[38] hompson, S. B. , Simple Formulas for Standard Errors That Cluster by Both Firm and Time. *Journal of Financial Economics*, Vol. 99, No. 1, 2011, pp. 1-10.

国内大宗商品价格波动与风险防范 ——基于美国利率调整、贸易摩擦与新冠肺炎疫情影响的视角

彭承亮¹ 马威² 马理³

【摘要】本文构建模型分析了美国利率马理，经频繁调整、贸易摩擦与新冠肺炎疫情对中国国内大宗商品价格的影响，并使用技术方法对冲与防范大宗商品的价格波动风险。研究显示：美国利率的频繁调整会通过币值波动与汇率波动影响中国国内大宗商品的价格；贸易摩擦增加经济的不确定性和降低总收入，影响中国国内大宗商品的价格；新冠肺炎疫情引发的大宗商品市场投机活动可能推动中国国内大宗商品价格上升；套期保值可以降低大宗商品的价格波动风险。政策建议是：通过积极谈判缓解贸易争端，推进“一带一路”沿线国家的商品贸易，营造宽松稳定的贸易环境；进一步维护汇率稳定和推进人民币国际化，实施定向调控帮助企业应对大宗商品的价格波动；加强期货市场建设，对冲与防范大宗商品的价格波动风险。

【关键词】大宗商品价格；贸易摩擦；美国利率调整；新冠肺炎疫情

引言

金融危机爆发以来，世界经济金融环境不断变化。发达国家频繁的货币政策调整、贸易摩擦与新冠肺炎疫情发展，通过各种渠道，导致我国的大宗商品价格呈现复杂波动，从而影响了我国企业的生产成本与经济的稳定发展。

在国际市场上，大宗商品大多使用美元计价。一般认为，基于投资替代效应或者本外币的汇兑效应，美元升值会导致大宗商品价格下跌，美元贬值则对应着大宗商品价格上涨。但是近年来，中国的大宗商品价格走势出现了与传统理论不太相符的“异象”。例如：2015年12月至2018年12月，美联储连续九次加息，加至2.5%的阶段高点，按道理来说，同期的大宗商品价格应该下降，但是中国国内大宗商品价格却出现了大幅上涨。2019年6月至2020年3月，美联储持续降息至超低利率环境，同期的大宗商品价格并没有出现预期中的

¹ 彭承亮，安徽大学经济学院讲师。

² 马威，湖南大学金融与统计学院副教授，硕士生导师。

³ 马理，湖南大学金融与统计学院教授，博士生导师。

上涨。而在 2020 年 4 月至 2022 年 1 月, 美联储没有调整利率时, 中国国内大宗商品价格却出现了惊人的涨幅。大宗商品价格的实际走势与理论预期的走势出现了相悖的方向, 说明中国的大宗商品价格可能有独特的形成机理并存在美国利率调整之外的其他影响因素, 改变了贸易环境和供需结构, 导致了国内大宗商品价格的变动。

基于以上思考, 本文尝试分析中国国内大宗商品价格变动的形成机理, 检验美国利率调整、贸易摩擦与新冠肺炎疫情对于中国国内大宗商品价格的影响, 并构建技术方法防范大宗商品价格的波动风险。相关研究的理论意义在于: 建立中国国内大宗商品的价格模型, 分析中国国内大宗商品价格的独特形成机理, 拓展大宗商品定价的理论框架。实践意义则在于: 讨论特定时期背景下, 美国利率频繁调整、贸易摩擦与新冠肺炎疫情对于中国国内大宗商品价格的影响, 有的放矢地提出风险防范的政策建议, 为稳定国内企业的生产成本与促进经济发展提供决策参考。

一、文献综述

(一) 美国利率调整对大宗商品价格的影响

由于大宗商品主要使用美元计价, 若美元升值, 则意味着美元购买力上升, 大宗商品价格应当出现下降 (Baffes & Haniotis, 2016; Rezitis, 2015)。Nazlioglu & Soytas (2012) 研究了美元币值对国际大宗农产品价格的影响, 发现美元疲软会导致农产品价格上升。由于大宗商品是美元的投资替代品, 当美元币值升值时, 投资人会购买美元而抛售大宗商品, 此时大宗商品价格可能会下跌 (Novotný, 2012; Rezitis & Sassi, 2013)。Frankel (2014) 构建商品市场和金融市场的套利交易模型分析了美国利率调整对国际大宗商品价格的影响机理, 发现美国利率上升会导致石油和其他可存储的大宗商品价格下降。美国利率调整导致的美元汇率变动会影响其他国家国内的大宗商品价格。龙少波等 (2019) 发现由于缺乏大宗商品的定价权, 因此发展中国家的大宗商品价格往往受国际大宗商品价格的影响。

(二) 贸易摩擦对大宗商品价格的影响

贸易摩擦会影响大豆、猪肉、玉米等生活资料类大宗商品的价格。Adjemian, et al. (2021) 发现中美贸易摩擦导致世界大豆市场陷入困境, 美国大豆价格持续五个月下降, 中国的采购地迁移导致了巴西大豆价格持续上涨; Elobeid (2019) 认为中国和墨西哥对于美国加征关税的反击措施造成了美国的猪肉、玉米和大豆等农产品出口数量与价格均有一定程度的下滑。贸易摩擦也会影响钢铁、金属、能源等生产资料类大宗商品的价格。Carvalho, et al. (2019) 认为美国对中国钢铁和铝加征关税, 导致了美国国内钢铁和铝的价格上涨; Aldayel, et al.

(2019)发现贸易摩擦造成了布伦特原油价格下降,由此导致了世界各国的原油产量出现巨幅波动。由于贸易摩擦导致了世界经济增速放缓并带来了不确定性(Xia, et al., 2019),因此贸易摩擦会对国际大宗商品价格造成负向压力(Nidhiprabha, 2019)。

(三) 新冠肺炎疫情对大宗商品价格的影响

由于新冠肺炎疫情导致厂商缩减生产时间和规模,对大宗商品的需求减少,因此大宗商品价格可能会下降(Aastveit, et al., 2015; Unalmis, et al., 2012)。新冠肺炎疫情带来了巨大的不确定性(李卓和包益红, 2020),因此投机资本可能会选择进入大宗商品市场,通过高风险可能带来的高收益来躲避损失(Kahneman & Tversky, 1979),进而推动大宗商品价格的上涨。由于大宗商品同时兼具使用属性与金融属性(Büyükşahin & Robe, 2014),韩立岩和尹力博(2012)认为生产动机可能是大宗商品价格长期价格变化的决定因素,而投机动机是大宗商品短期价格变化的主要原因。

(四) 套期保值可以适当对冲大宗商品的价格波动风险

在套期保值的工具选择层面,商品期货、远期合约、期权等金融工具各有优势和缺陷,投资者可以根据自身的目标预期合理选择金融工具(Taušer & Čajka, 2014; 余星等, 2017)。在套期保值的效果层面,当期货价格和现货价格密切相关时,套期保值是大宗商品价格风险管理较为可行的选择(Revoredo-Giha & Zuppiroli, 2013; Park & Shi, 2017),风险管理效果在不同类型的大宗商品间存在差异性(王辉和谢幽篁, 2011)。在套期保值方法和策略层面,Chang, et al. (2011)使用不同类型的GARCH模型估计了最优投资组合权重,Power, et al. (2013)使用Copula方法估计了时变套期保值比率,提出了缓解大宗商品价格波动风险的对冲策略。

以往学者的研究成果不容忽视,但也存在着一定的局限性:首先,大部分学者研究了国际市场上大宗商品的价格变动,而较少有学者专门探讨中国市场上的大宗商品价格波动的形成机理。其次,大部分学者没有综合考虑美国利率调整、贸易摩擦与新冠肺炎疫情对中国国内大宗商品价格的复合影响。再次,大部分学者没有给出大宗商品价格风险管理的技术方法,难以有的放矢地提出防范大宗商品价格风险的政策建议。本文的创新之处体现在:第一,构建理论模型,从币值波动与汇率波动两个方面,研究美国利率调整对中国国内大宗商品价格的影响。第二,在美国利率调整溢出效应的基础上,分析了大规模贸易摩擦与新冠肺炎疫情对中国国内大宗商品价格形成机制的影响。第三,进行风险对冲的理论分析与实证检验,提出防范大宗商品价格风险的政策建议。

二、中国国内大宗商品价格变化的机理与风险对冲策略

(一) 美国利率调整对中国国内大宗商品价格的影响机理

1、中国大宗商品价格的影响因素

假设中国厂商和投资者有两种选择：要么购买大宗商品现货并持有，净收益为价格变动收益减去持有成本，要么将资金投资于货币市场以赚取无风险收益。套利会导致两种选择的收益率相等（Frankel, 2014），即式(1)。其中， $E(\Delta s_d)$ 表示厂商和投资者预期中国国内大宗商品名义价格的变化， c_d 为中国国内大宗现货商品的持有成本， i_d 为中国的无风险利率。

$$E(\Delta s_d) - c_d = i_d \quad (1)$$

借鉴与拓展龙少波等（2019）对预期方程的设定为式(2)。其中， s_d 和 $\bar{s}_d$ 分别为中国国内大宗商品价格和长期均衡价格， s_f 为国际大宗商品的人民币价格， θ_1 和 θ_2 为预期的调整速度，取值范围均为 (0,1)。 λ 和 $1-\lambda$ 分别为预期受到 $\bar{s}_d$ 和 s_f 影响的权重， $\lambda \in (0,1)$ 。

$$E(\Delta s_d) = -\theta_1(s_d - \bar{s}_d)\lambda - \theta_2(s_d - s_f)(1-\lambda) \quad (2)$$

大宗商品的现货持有成本 c_i 等于存储成本 sc_i 加风险溢价 rp_i 再减去持有现货的便利收益率 cy_i 。假定现货存储成本 sc_d 保持不变，记为 α_i ；风险溢价 rp_i 表示成现货波动率 σ_i 的函数，记为 $\Phi_{rp}(\sigma_i)$ ；基于 Frankel & Rose（2010）的研究，现货的便利收益率 cy_i 表示为总收入 y_i 的函数，记为 $\Phi_{cy}(y_i)$ 。则大宗商品的现货持有成本 c_i 表示为式(3)。 c_d 和 c_f 、 α_d 和 α_f 、 σ_d 和 σ_f 分别表示中国国内和国际大宗商品的现货持有成本率、存储成本率、波动率。 y_d 和 y_f 分别表示中国和美国的总收入。

$$c_i = \alpha_i + \Phi_{rp}(\sigma_i) - \Phi_{cy}(y_i), (i = d, f) \quad (3)$$

将式(2)、(3)代入式(1)中，可得中国国内大宗商品价格决定方程，如式(4)。 β_1 至 β_4 分别表示国内大宗商品长期均衡价格、国际大宗商品的人民币价格、中国利率、国内大宗商品的持有收益对国内大宗商品价格的影响系数。

$$s_d = \beta_1 \bar{s}_d + \beta_2 s_f - \beta_3 i_d + \beta_4 [\Phi_{cy}(y_d) - \alpha_d - \Phi_{rp}(\sigma_d)] \quad (4)$$

上式显示，国际大宗商品的人民币价格 s_Y 受到国际大宗商品的美元价格 s_f 与美元兑人民币汇率 e （简称为美元汇率）的影响。在长期中，国际大宗商品的人民币均衡价格 $\bar{s}_Y$ 也受到国际大宗商品的美元均衡价格 $\bar{s}_f$ 与美元汇率 $\bar{e}$ 的影响。由此有式(5)成立。

$$s_Y - \bar{s}_Y = e - \bar{e} + s_f - \bar{s}_f \quad (5)$$

2、币值波动与汇率波动对中国大宗商品价格的影响

首先，根据 Dornbusch（1976）的汇率超调模型的均衡结果，美元汇率对其长期均衡汇率的偏离程度与两国的利率水平存在关系，可表示为式(6)。其中， i_f 为美国的无风险利率， v 为美元汇率向其长期均衡汇率的调整速度， $v > 0$ 。

$$e - \bar{e} = -\frac{1}{v}(i_d - i_f) \quad (6)$$

其次，由于美元与国际大宗商品存在投资替代效应，所以在套利作用下会使得国际大宗商品预期持有收益率等于美元无风险资产投资收益率，参照 Frankel（2014）对国际大宗商品预期方程的设定，有式(7)成立。其中， γ 为预期调整速度， $\gamma > 0$ 。

$$-\gamma(s_f - \bar{s}_f) - c_f = i_f \quad (7)$$

将式(3)、(6)、(7)代入式(5)可得式(8)。该式表明，美国利率通过美元汇率升值途径导致国际大宗商品的人民币价格上升，影响效果为 $1/v$ ；美国利率也可以通过国际大宗商品的美元价格下降途径导致国际大宗商品的人民币价格下降，影响效果为 $1/\gamma$ 。

$$s_Y = \bar{s}_Y - \frac{1}{\gamma}i_f + \frac{1}{\gamma}[\Phi_{cy}(y_f) - \alpha_f - \Phi_{rp}(\sigma_f)] - \frac{1}{v}(i_d - i_f) \quad (8)$$

将式(8)代入式(4)，同时考虑到长期均衡状态下，国际大宗商品长期均衡人民币价格应与中国国内大宗商品长期均衡价格相等，可以得到式(9)。 β_5 至 β_9 分别表示中国利率、汇率波动、币值波动、国内大宗商品持有收益率、国外大宗商品持有收益率对国内大宗商品价格的影响系数。将式(9)两侧对 i_f 求偏导，可得式(10)。

$$s_d = \bar{s}_d - \beta_5 i_d + \beta_6 i_f - \beta_7 i_f + \beta_8 [\Phi_{cy}(y_d) - \alpha_d - \Phi_{rp}(\sigma_d)] + \beta_9 [\Phi_{cy}(y_f) - \alpha_f - \Phi_{rp}(\sigma_f)] \quad (9)$$

$$\partial s_d / \partial i_f = \beta_6 - \beta_7 \quad (10)$$

式(10)表明，美国利率调整对中国国内大宗商品价格的影响具有不确定性，主要体现在：一方面，美国利率上升导致美元升值，可能引起国际大宗商品的人民币价格上升，进而带动

中国国内大宗商品价格上升。另一方面, 美国利率上升导致国际大宗商品的美元价格下跌, 国际大宗商品的人民币价格下跌, 可能引起中国国内大宗商品价格下跌。由此给出假设 1。

假设 1: 如果美国利率上升对美元汇率的影响大于 (小于) 对国际大宗商品美元价格的影响, 那么美国利率上升将导致中国国内大宗商品价格上涨 (下降)。

(二) 贸易摩擦对中国国内大宗商品价格的影响机理

1、贸易摩擦带来不确定性

首先, 贸易摩擦带来的经济不确定性会影响投资者和厂商的预期, 因此式(2)可以调整为式(11)。其中, w 表示贸易摩擦, φ_1 、 φ_2 和 φ_3 为预期的调整速度, 取值范围均为 (0,1); λ_1 、 λ_2 和 $1-\lambda_1-\lambda_2$ 分别为预期受中国国内大宗商品长期均衡价格、国际大宗商品的人民币价格和贸易摩擦的影响权重, $\lambda_1 > 0$, $\lambda_2 > 0$, 且 $0 < \lambda_1 + \lambda_2 < 1$ 。

$$E(\Delta s_d) = -\varphi_1(s_d - \bar{s}_d)\lambda_1 - \varphi_2(s_d - s_Y)\lambda_2 - \varphi_3 w(1 - \lambda_1 - \lambda_2) \quad (11)$$

将式(11)和式(3)代入式(1)中, 则式(4)转化为式(12)。 β_{10} 至 β_{14} 分别表示国内大宗商品长期均衡价格、国际大宗商品的人民币价格、中国利率、贸易摩擦、国内大宗商品持有收益率对国内大宗商品价格的影响系数。该式意味着如果考虑贸易摩擦带来的经济不确定性, 会导致中国国内大宗商品价格下跌。

$$s_d = \beta_{10}\bar{s}_d + \beta_{11}s_Y - \beta_{12}i_d - \beta_{13}w + \beta_{14}[\Phi_{cy}(y_d) - \alpha_d - \Phi_{rp}(\sigma_d)] \quad (12)$$

其次, 贸易摩擦带来的不确定性可能导致总收入下降。参照汇率决定的国际收支理论, 考虑两国的收入因素, 并将总收入 y_i 表示成贸易摩擦的函数 $\Psi_{yi}(w)$, 式(6)由此转化为式(13)。其中, v_1 和 v_2 为调整速度, $v_1 > 0$, $v_2 > 0$ 。

$$e - \bar{e} = -\frac{1}{v_1}(i_d - i_f) + \frac{1}{v_2}(\Psi_{yd}(w) - \Psi_{yf}(w)) \quad (13)$$

结合式(3)、(7)、(13)和(5), 得到式(14)。与式(8)相比, 该式多了 $\Psi_{yd}(w)$ 与 $\Psi_{yf}(w)$ 两项, 意味着贸易摩擦会对国际大宗商品的美元价格产生影响。

$$s_Y = \bar{s}_Y - \frac{1}{\gamma}i_f + \frac{1}{\gamma}[\Phi_{cy}(y_f) - \alpha_f - \Phi_{rp}(\sigma_f)] - \frac{1}{v_1}(i_d - i_f) + \frac{1}{v_2}[\Psi_{yd}(w) - \Psi_{yf}(w)] \quad (14)$$

将式(14)代入式(12), 得到式(15)。 β_{15} 至 β_{21} 分别表示汇率波动、币值波动、中国利率、贸易摩擦、国内大宗商品持有收益率、国外大宗商品持有收益率、总收入对国内大宗商品价

格的影响系数。与式(9)相比,该式多了 w 、 $\Psi_{yd}(w)$ 和 $\Psi_{yf}(w)$ 项,意味着贸易摩擦会导致预期和总收入变化,进而对中国国内大宗商品价格产生影响。

$$s_d = \bar{s}_d + \beta_{15}i_f - \beta_{16}i_f - \beta_{17}i_d - \beta_{18}w + \beta_{19}[\Phi_{cy}(\Psi_{yd}(w)) - \alpha_d - \Phi_{rp}(\sigma_d)] + \beta_{20}[\Phi_{cy}(\Psi_{yf}(w)) - \alpha_f - \Phi_{rp}(\sigma_f)] + \beta_{21}[\Psi_{yd}(w) - \Psi_{yf}(w)] \quad (15)$$

2、贸易摩擦的影响效果

将式(15)两侧对 w 求偏导,可得式(16)。

$$\partial s_d / \partial w = -\beta_{18} + \beta_{19}[\partial \Phi_{cy}(y_d) / \partial y_d][\partial \Psi_{yd}(w) / \partial w] + \beta_{20}[\partial \Phi_{cy}(y_f) / \partial y_f][\partial \Psi_{yf}(w) / \partial w] + \beta_{21}[\partial \Psi_{yd}(w) / \partial w - \partial \Psi_{yf}(w) / \partial w] \quad (16)$$

观察式(16),由于 $\varphi_i (i=1,2,3)$ 、 $\lambda_i (i=1,2)$ 、 $v_i (i=1,2)$ 与 γ 均大于 0, $\partial \Phi_{cy}(y_d) / \partial y_d > 0$, $\partial \Psi_{yd}(w) / \partial w < 0$, $\partial \Phi_{cy}(y_f) / \partial y_f > 0$, $\partial \Psi_{yf}(w) / \partial w < 0$ 。由此得到 $\partial s_d / \partial w < 0$, 即贸易摩擦对于中国国内大宗商品价格的影响效应为负。由此给出假设 2。

假设 2: 贸易摩擦通过影响投资者和厂商的预期,以及降低总收入,从而导致中国国内大宗商品价格下降。

(三) 新冠肺炎疫情对大宗商品价格的影响机理

1、新冠肺炎疫情降低了总收入和改变了经济预期

首先,在生产动机影响下,新冠肺炎疫情降低了中美两国的总收入。考虑新冠肺炎疫情影响后,两国的总收入的函数可以表示为 $y_i = \Psi_{yi}(w, z)$ 。因此新冠肺炎疫情背景下国际大宗商品的人民币价格可以表示为式(17)。

$$s_Y = \bar{s}_Y - \frac{1}{\gamma}i_f + \frac{1}{\gamma}[\Phi_{cy}(y_f) - \alpha_f - \Phi_{rp}(\sigma_f)] - \frac{1}{v_1}(i_d - i_f) + \frac{1}{v_2}[\Psi_{yd}(w, z) - \Psi_{yf}(w, z)] \quad (17)$$

其次,新冠肺炎疫情改变了投资者预期。考虑新冠肺炎疫情影响后,投资者的预期方程调整为式(18)。其中, ϕ_1 、 ϕ_2 、 ϕ_3 和 ϕ_4 分别为预期的调整速度,取值范围均为 $(0,1)$, η_1 、 η_2 、 η_3 、 $1-\eta_1-\eta_2-\eta_3$ 分别为各因素的影响权重, $\eta_1 > 0$, $\eta_2 > 0$, $\eta_3 > 0$ 且 $0 < \eta_1 + \eta_2 + \eta_3 < 1$ 。

$$E(\Delta s_d) = -\phi_1(s_d - \bar{s}_d)\eta_1 - \phi_2(s_d - s_Y)\eta_2 - \phi_3 w \eta_3 + \phi_4 z(1 - \eta_1 - \eta_2 - \eta_3) \quad (18)$$

由此可以得到新冠肺炎疫情冲击下的中国国内大宗商品的价格为式(19)。其中, β_{22} 至 β_{29} 分别表示汇率波动、币值波动、中国利率、贸易摩擦、疫情预期、国内大宗商品持有收益率、国外大宗商品持有收益率、总收入对中国国内大宗商品价格的影响系数。

$$s_d = \bar{s}_d + \beta_{22}i_f - \beta_{23}i_f - \beta_{24}i_d - \beta_{25}w + \beta_{26}z + \beta_{27}[\Phi_{cy}(\Psi_{yd}(w, z)) - \alpha_d - \Phi_{rp}(\sigma_d)] \\ + \beta_{28}[\Phi_{cy}(\Psi_{yf}(w, z)) - \alpha_f - \Phi_{rp}(\sigma_f)] + \beta_{29}[\Psi_{yd}(w, z) - \Psi_{yf}(w, z)] \quad (19)$$

2、新冠肺炎疫情对国内大宗商品价格的影响

根据式(19), 将国内大宗商品价格对新冠肺炎疫情求偏导, 得到式(20)。

$$\partial s_d / \partial z = \beta_{26} + \beta_{27}[\partial \Phi_{cy}(y_d) / \partial y_d][\partial \Psi_{yd}(w, z) / \partial z] + \beta_{28}[\partial \Phi_{cy}(y_f) / \partial y_f][\partial \Psi_{yf}(w, z) / \partial z] \\ + \beta_{29}[\partial \Psi_{yd}(w, z) / \partial z - \partial \Psi_{yf}(w, z) / \partial z] \quad (20)$$

分析式(20)的右边各项, 如果新冠肺炎疫情导致了严重的投机行为, β_{26} 将很大, 此时式(20)将大于零, 意味着新冠肺炎疫情将导致大宗商品价格出现上涨。由此给出假设 3。

假设 3: 当新冠肺炎疫情带来巨大的不确定性时, 大宗商品市场的投机活动会导致大宗商品价格上涨。

(四) 中国国内大宗商品价格风险管理策略

本文尝试通过套期保值的技术方法来管理大宗商品的价格风险。以大宗商品的现货持有者为例: 为规避大宗商品未来价格下跌的风险, 应当卖出对应品种的期货。假设一单位的现货需要 h 单位的期货来对冲价格风险, 则现货多头和期货空头的投资组合在下一期的收益率可表示为式(21)。其中, Δs_c 、 Δs_d 和 Δs_j 分别为套期保值组合、现货和期货的价格变化。

$$\Delta s_c = \Delta s_d - h \Delta s_j \quad (21)$$

基于组合方差 σ_c^2 最小的原则, 可以得到最优的 h 如式(22)所示。其中 ρ_{dj} 为现货波动和期货波动的相关系数, σ_d 、 σ_j 为现货和期货收益的标准差。

$$h = \rho_{dj} \sigma_d / \sigma_j \quad (22)$$

对冲操作可以降低大宗商品现货市场价格波动的风险, 降低的比例 H 为式(23)。

$$H = \frac{\sigma_d^2 - \sigma_c^2}{\sigma_d^2} = \rho_{dj}^2 \quad (23)$$

当中国国内大宗商品现货和期货市场价格变化的相关程度较高时, 套期保值的效果越好。由此本文提出假设 4。

假设 4: 当中国国内大宗商品现货和期货市场价格变化的相关程度较高时, 套期保值可以较为有效地对冲中国国内大宗商品价格波动风险。

三、中国国内大宗商品价格波动与风险对冲的实证检验

(一) 实证模型与数据的初步处理

1、变量选取与数据处理

本文的被解释变量为中国大宗商品价格，核心解释变量为美国利率、贸易摩擦、新冠肺炎疫情，其他控制变量包括中国国内大宗商品长期均衡价格、中国利率、中国总收入、美国总收入、中国国内大宗商品价格波动率、美国大宗商品的美元价格波动率。实证检验的样本是月频数据，时间从 2006 年 6 月至 2021 年 6 月。本文的部分变量非平稳，为了不影响统计推断的真实性，同时保证变量处理方式的一致性和模型估计系数的经济意义与理论模型的一致性，本文对所有变量进行了一阶差分和标准化处理。

2、模型构建

为了刻画多变量之间存在的交互影响，避免常规的 VAR 模型受限于自由度而导致的“维度诅咒”难题，本文尝试使用贝叶斯向量自回归（BVAR）的技术来进行统计检验。为了研究没有大规模贸易摩擦时，美国利率调整对中国国内大宗商品价格的影响，选取 2006 年 6 月至 2017 年 7 月的数据构建 BVAR1 模型；为了研究贸易摩擦与美国利率调整的复合影响，扩充样本时间段，基于 2006 年 6 月至 2019 年 12 月的数据构建 BVAR2 模型；为了研究新冠肺炎疫情对中国国内大宗商品价格的影响，基于 2020 年 1 月至 2021 年 6 月的数据构建 BVAR3 模型。其中，BVAR1、BVAR2 和 BVAR3 模型的研究变量集选取依据(9)、(15)和(19)。经检验，所有 BVAR 模型的最优滞后期应取 1，并且模型具有稳定性，可以进行后续的脉冲响应分析。

(二) 美国利率调整对中国国内大宗商品价格的影响

1、美国利率调整对中国国内大宗商品价格的总体影响

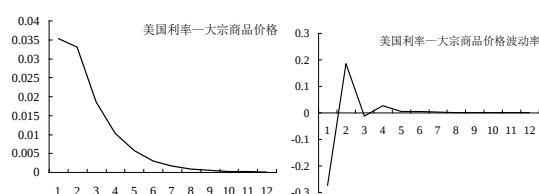


图 1 美国利率调整对中国国内大宗商品价格的影响

图 1 为美国利率调整对中国国内大宗商品价格波动冲击的脉冲图。第一幅子图显示，美国利率上升对中国国内大宗商品价格的影响效应为正，在第 1 期的正向冲击最大，后虽逐渐下降，但均为正值。由此证明了假设 1，即美国利率上升导致中国国内大宗商品价格上涨。

第二幅子图显示, 美国利率上升对中国国内大宗商品价格波动率在第 1 期的影响效应为负, 随后快速上升。而且在中国国内大宗商品价格上涨过程中, 伴随着波动率上升的现象。

2、美国利率调整对中国国内大宗商品价格的异质性影响

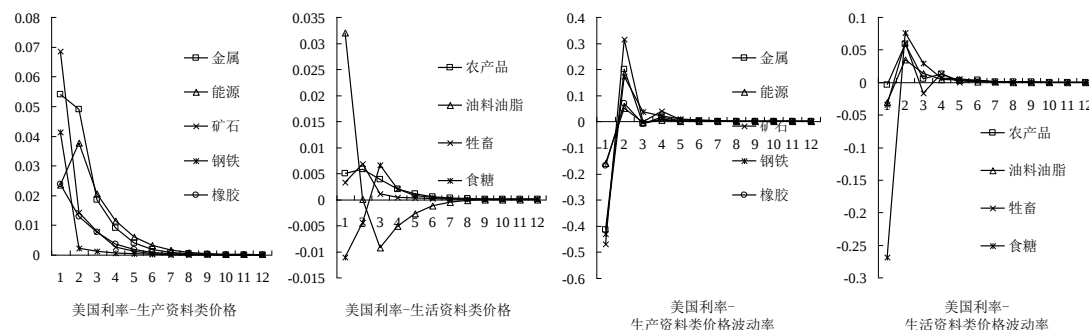


图 2 美国利率调整对中国国内不同类型大宗商品价格的影响

图 2 为美国利率调整对中国国内不同类型的大宗价格冲击的脉冲图。第一和第二幅子图显示, 美国利率上升造成了所有生产资料类大宗商品价格上涨, 对油料油脂类价格的正向冲击效应最大, 对其他类生活资料类大宗商品价格的正向冲击相对较小。第三和第四幅子图显示, 美国利率上升从第 2 期开始加大了所有生产资料类大宗商品价格的波动率, 影响效应从大至小依次是矿石、金属、钢铁、橡胶和能源, 从第 2 期开始会加大所有生活资料类大宗商品的价格波动率, 影响效应从大至小依次是食糖、牲畜、农产品和油料油脂。总体看来, 美国利率调整对生产资料类大宗商品的价格和波动率的影响效应大于生活资料类大宗商品。

(三) 贸易摩擦对中国国内大宗商品价格的影响

1、贸易摩擦对大宗商品价格的总体影响

图 3 为贸易摩擦对中国国内大宗商品价格冲击的脉冲图。第一幅子图显示, 贸易摩擦对中国国内大宗商品价格的冲击效应在第 1 期达到负向最大, 后虽逐渐衰减并有所波动, 但一直是负值。第二幅子图显示, 贸易摩擦对中国国内大宗商品价格波动率的冲击效应在第 1 期达到正向最大, 在第 2 期达到负向最大, 总体看来正向冲击占主导。由此验证了假设 2, 即贸易摩擦导致了国内大宗商品价格的下跌。而且, 在中国国内大宗商品价格下跌过程中伴随着波动率上升的现象。

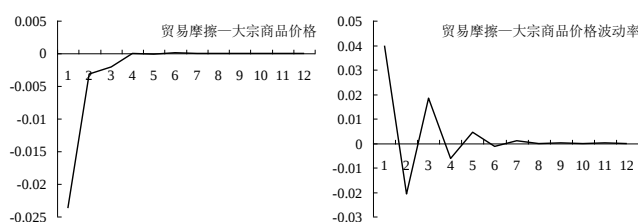


图 3 贸易摩擦对中国国内大宗商品价格的影响

2、贸易摩擦对大宗商品价格的异质性影响

图4为贸易摩擦对中国国内不同类型大宗商品的价格冲击的脉冲图。第一幅和第二幅子图显示，贸易摩擦对能源、钢铁和金属的价格负向冲击效应明显，对食糖、农产品、牲畜的价格负向冲击效应明显。第三幅和第四幅子图显示，贸易摩擦对所有生产资料类大宗商品价格的波动率都产生了影响，其中对铁矿石的冲击最大，对所有生活资料类大宗商品的价格波动率的影响效应正负交替，对牲畜的冲击最大。总体看来，贸易摩擦对生产资料类大宗商品的价格和波动率的影响效应大于生活资料类大宗商品。

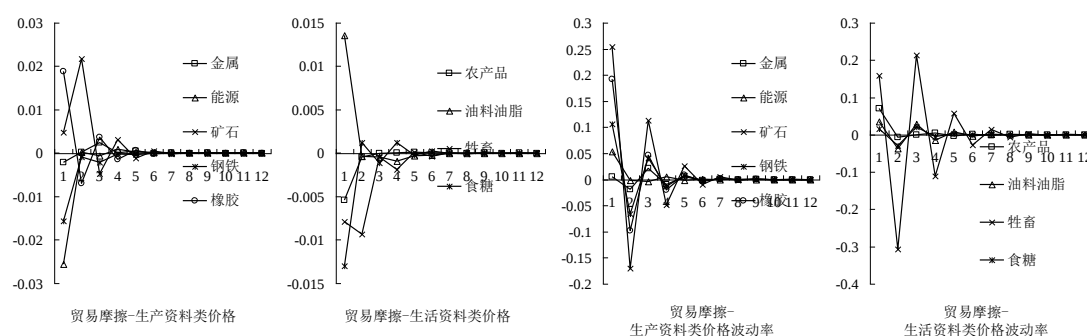


图4 贸易摩擦对中国国内不同类型大宗商品价格的影响

3、贸易摩擦与美国利率调整的复合影响

图5为贸易摩擦背景下美国利率调整对中国国内大宗商品价格冲击的脉冲图。第一幅子图显示，美国利率对中国国内大宗商品价格的冲击为正向，影响效应比图1有一定程度的减小。第二幅子图显示，美国利率上升在第1期对大宗商品价格波动率有负向的压制作用，但是从第2期开始对中国国内大宗商品价格波动率有正向影响效应。由此说明了贸易摩擦与美国利率调整对中国国内大宗商品价格波动存在复合影响。

图6为贸易摩擦背景下美国利率调整对中国国内不同类型大宗商品价格冲击的脉冲图。第一幅子图显示，贸易摩擦背景下美国利率调整对生产资料类大宗商品价格的影响效应基本为正，但比图2有一定程度的减小。第二幅子图显示，贸易摩擦背景下美国利率调整对生活资料类大宗商品的影响效应较之于图2有明显减小。第三幅和第四幅子图显示，美国利率调整均可能导致生产资料和生活资料类大宗商品价格波动率上升。由此再次证明，贸易摩擦与美国利率调整对中国国内大宗商品价格波动存在复杂的复合影响。

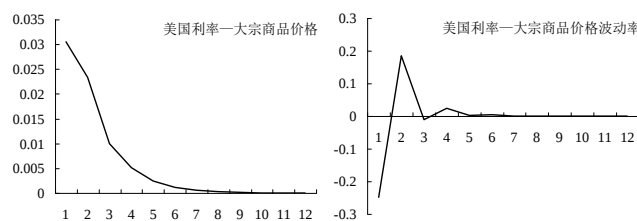


图 5 贸易摩擦背景下美国利率调整对中国国内大宗商品价格的影响

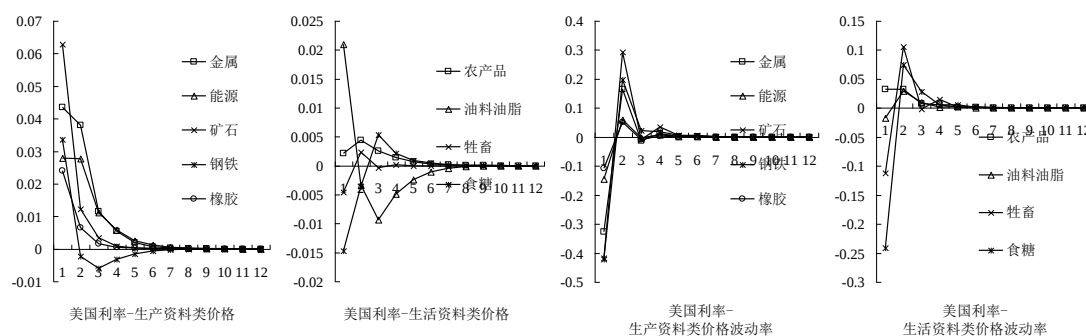


图 6 贸易摩擦背景下美国利率调整对中国国内不同类型大宗商品价格的影响

(四) 新冠肺炎疫情对中国国内大宗商品价格的影响

图 7 为新冠肺炎疫情对国内大宗商品价格冲击的脉冲图。第一幅子图显示, 新冠肺炎疫情对中国国内大宗商品价格的影响效应为正。第二幅子图显示, 新冠肺炎疫情总体上对中国国内大宗商品价格的波动率的影响效应为正。由此验证了假设 3, 即新冠肺炎疫情会导致中国国内大宗商品价格上涨。而且, 在中国国内大宗商品价格上涨过程中, 伴随着波动率上升的现象, 符合新冠肺炎疫情背景下国内大宗商品价格波动的趋势与事实。

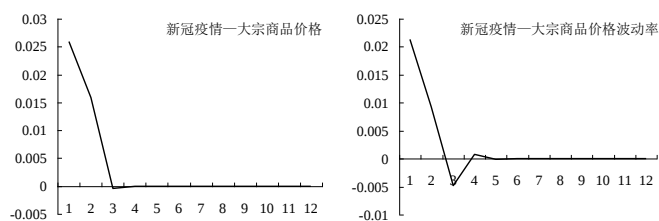


图 7 新冠肺炎疫情对中国国内大宗商品价格的影响

(五) 对冲大宗商品价格波动的风险

本文选择七类共十种大宗商品进行对冲保值检验。金属类选取铜和铝, 能源类选取原油, 矿产品类选取铁矿石, 橡胶类选取天然橡胶, 农产品类选取玉米与小麦, 油料油脂类选取大豆, 食糖类选择白糖。对冲保值的思路是: 首先, 利用 GARCH(1,1)模型提取大宗商品现货和期货价格的波动率。其次, 利用 Copula 模型验证中国国内现货和期货价格波动的相关系数。最后, 测算套期保值的效果。

GARCH 模型检验了中国国内大宗商品现货和期货市场价格的波动特征, 结果显示大宗

商品现货和期货价格波动表现出集聚性、持久性等特点。Copula 和时变 Copula 模型计算了现货和现货价格波动的静态和动态相关系数，结果显示铜、铝、原油、铁矿石、螺纹钢、天然橡胶的现货市场价格波动与期货市场相关性较高，利用期货市场对生产资料类的商品进行套期保值的效果可能更好。

表 1 为 GARCH-Copula 和 GARCH-时变 Copula 测算的不同类型大宗商品的套期保值效果，检验结果非常相近，说明结论较为稳健。从套期保值的效果来看，铜、铝的套期保值绩效较高，能够降低 65% 以上的价格波动风险；原油的套期保值效果次之，能够降低 40% 以上的价格波动风险。由此证明了假设 4，即当中国国内大宗商品现货和期货市场价格波动的相关程度较高时，套期保值可以较为有效地对冲中国国内大宗商品价格波动的风险。

表 1 中国国内不同类型大宗商品套期保值收益和绩效

模型	统计量	铜	铝	原油	铁矿石	螺纹钢
GARCH-Copula	收益均值	-7.57E-05	7.75E-06	0.000229	0.000393	0.000558
	套保绩效	0.665480	0.672633	0.405583	0.228626	0.201842
GARCH-时变 Copula	收益均值	-3.81E-05	1.14E-05	0.000234	0.000392	0.000641
	套保绩效	0.706964	0.673142	0.405209	0.227934	0.188203
模型	统计量	天然橡胶	玉米	小麦	大豆	白糖
GARCH-Copula	收益均值	0.000109	-8.64E-05	2.79E-05	2.07E-06	0.000137
	套保绩效	0.356202	-0.011422	0.004188	-0.002453	0.089664
GARCH-时变 Copula	收益均值	8.85E-05	-8.51E-05	3.34E-05	5.39E-06	0.000130
	套保绩效	0.361640	-0.005322	0.010038	-0.003067	0.100289

五、结论和政策建议

本文构建模型分析了国内大宗商品价格变化的形成机理，检验了美国利率调整、贸易摩擦与新冠肺炎疫情对于国内大宗商品价格的影响，并使用套期保值的技术方法防范国内大宗商品价格波动风险。研究结果表明：美国利率的频繁调整主要通过币值波动与汇率波动影响国内大宗商品的价格，可能推动国内大宗商品价格上涨；贸易摩擦通过改变投资者预期和降低总收入，从而可能导致国内大宗商品的价格下降；新冠肺炎疫情带来的巨大不确定性，可能导致大宗商品市场投机活动增加，从而推动国内大宗商品价格的上涨；套期保值可以较为有效地防范外部冲击造成的国内大宗商品价格风险。基于研究结论，本文提出政策建议如下：

应对美国利率频繁调整的影响：建议适当提高大宗商品的人民币结算比例，推进人民币国际化，削弱美元与大宗商品之间的投资替代关系，降低币值波动对大宗商品价格的影响。建议适当扩大人民币汇率的波动幅度与区间，降低美国利率频繁调整对人民币汇率波动的冲

击，降低汇率波动对大宗商品价格的影响。

应对贸易摩擦的影响：建议通过积极磋商谈判缓解贸易争端，推进“一带一路”倡议国家的贸易往来实现进出口多元化，降低对外贸易不确定性对大宗商品价格的影响。建议加大积极的财政政策和灵活的货币政策的实施力度，及时补充流动性，降低收入下降对大宗商品价格的影响。

应对新冠肺炎疫情的影响：建议积极控制疫情，推进经济活动的恢复运行，密切监控大宗商品市场的价格变化，稳定大宗商品的市场预期，防范和化解大宗商品市场风险，同时要严格控制不确定性导致的大宗商品市场的投机活动。

【参考文献】

- [1] 韩立岩, 尹力博. 投机行为还是实际需求?——国际大宗商品价格影响因素的广义视角分析[J]. 经济研究, 2012, 47 (12): 83-96
- [2] 李卓, 包益红. 新冠肺炎疫情下经济不确定性之不确定研究[J]. 经济评论, 2020 (4): 46-54
- [3] 龙少波, 厉克奥博, 常婧. 开放条件下国内大宗商品价格影响模型与货币政策的非对称效应——基于开放套利模型与非对称自回归分布滞后模型[J]. 国际金融研究, 2019 (11): 12-23
- [4] 王辉, 谢幽篁. 中国商品期货动态套期保值研究: 基于修正 ADCC 和 DADCC-GARCH 模型的分析[J]. 世界经济, 2011 (12): 120-139
- [5] 余星, 张卫国, 刘勇军. 基于期权套期保值的最优订单问题[J]. 系统工程, 2017, 35 (9): 27-35
- [6] Adjemian M K, Smith A, He W. Estimating the Market Effect of A Trade War: The Case of Soybean Tariffs[J]. Food Policy, 2021, 105: 102152
- [7] Baffes J, Haniotis T. What Explains Agricultural Price Movements?[J]. Journal of Agricultural Economics, 2016, 67 (3): 706-721
- [8] Büyüksahin B, Robe M A. Speculators, Commodities and Cross-Market Linkages[J]. Journal of International Money and Finance, 2014, 42: 38-70
- [9] Carvalho M, Azevedo A, Massuquetti A. Emerging Countries and the Effects of the Trade War between US and China[J]. Economies, 2019, 7 (2): 1-21
- [10] Chang C L, McAleer M, Tansuchat R. Crude Oil Hedging Strategies Using Dynamic Multivariate GARCH[J]. Energy Economics, 2011, 33 (5): 912-923
- [11] Frankel J A. Effects of Speculation and Interest Rates in A “Carry Trade” Model of Commodity Prices[J]. Journal of International Money and Finance, 2014, 42: 88-112
- [12] Nazlioglu S, Soytaş U. Oil Price, Agricultural Commodity Prices, and The Dollar: A Panel Cointegration and Causality Analysis[J]. Energy Economics, 2012, 34 (4): 1098-1104
- [13] Nidhiprabha B. Impacts of the US–China Trade War on ASEAN: Case of Thailand[J]. Asian Economic Papers, 2019, 18 (3): 166-188
- [14] Novotný F. The Link between the Brent Crude Oil Price and the US Dollar Exchange Rate[J]. Prague Economic Papers, 2012, 21 (2): 220-232
- [15] Park J S, Shi Y. Hedging and Speculative Pressures and the Transition of the Spot-Futures Relationship in Energy and Metal Markets[J]. International Review of Financial Analysis, 2017, 54: 176-191
- [16] Power G J, Vedenov D V, Anderson D P, et al. Market Volatility and the Dynamic Hedging of Multi-Commodity Price Risk[J]. Applied Economics, 2013, 45 (27): 3891-3903
- [17] Rezitis A N. The Relationship between Agricultural Commodity Prices, Crude Oil Prices and US Dollar Exchange Rates: A Panel VAR Approach and Causality Analysis[J]. International Review of Applied Economics, 2015, 29 (3): 403-434
- [18] Taušer J, Čajka R. Hedging Techniques in Commodity Risk Management[J]. Agricultural Economics, 2016, 60 (4): 174-182
- [19] Ünalmış D, Ünalmış I, Ünsal D F. On the Sources and Consequences of Oil Price Shocks: The Role of Storage[J]. IMF Economic Review, 2012, 60 (4): 505-532
- [20] Xia Y, Kong Y, Ji Q, et al. Impacts of China-US Trade Conflicts on the Energy Sector[J]. China Economic Review, 2019, 58: 101360

数字金融减轻了企业对银行信贷的依赖吗?

李 佳¹ 段舒榕²

【摘 要】 本文将数字金融和企业信贷融资纳入统一分析框架, 基于功能效应考察了数字金融对企业信贷融资的影响机制, 结果表明: 数字金融的发展显著降低了企业信贷融资, 即减轻了企业对银行信贷的依赖, 而且该效应是通过增进资金供求双方的信息对称度、基于“去中介化”降低企业的融资成本, 并从不同维度缓解企业的融资约束而实现, 同时在经济发展水平较高地区, 数字金融对企业信贷融资的降低效应更为明显。此外, 对于民营企业及中西部地区企业, 数字金融对企业信贷融资的替代效应更为明显, 说明数字金融发挥了普惠效果。因此, 未来应深度围绕“数字金融服务实体经济”的理念, 持续提升数字金融的覆盖深度和使用广度, 针对不同区域特征制定差异化的数字金融发展路径, 并借助数字化金融的技术优势与平台推动传统银行转型。

【关键词】 数字金融; 企业信贷融资; 信息披露; 融资约束

引 言

充足的资金支持不仅是推动企业创新、提高企业核心竞争力的重要基础, 也是实现企业高质量发展的必经之路。长期以来, “融资难, 融资贵”是企业经营普遍面临的问题(赵娜等, 2021), 也是“资金供给——融资需求”传导不畅、金融服务质量不高与融资渠道欠缺的具体反映。目前, 以企业为主体的微观效率提升逐步成为实现增长方式转变与经济高质量发展的重要基础, 而且企业市场活力和竞争力的提高, 也是在新发展格局趋势下, 组织打好产业基础高级化、产业链现代化攻坚战的坚实保障。鉴于此, 伴随“融资难、融资贵”逐步成为阻碍企业核心竞争力提升与经济高质量发展的主要因素, 引入一个新的“资金供给”力量, 以迎合金融服务实体经济的时代要求, 并借此实现企业融资约束的缓解, 不仅是理论界和实务界关注的焦点问题, 也是打造经济高质量发展微观引擎的重要环节。

作为促进发展的第一动力, 创新推动了先进技术与金融领域的深度融合, 并激发了以数字金融为代表的新兴金融业态。数字金融的诞生, 旨在运用各种科技手段对传统金融业务和产品进行创新, 并催生了新的金融服务中介和体系, 为解决金融层面“资金供给”与实体经济“资金需求”适配不畅提供了渠道, 同时也为迎合企业多元化的资金需求带来了契机(黄锐等, 2021)。与此同时, 在中国银行主导型金融体系下, 商业银行是影响企业融资约束和

¹ 李佳, 山东师范大学经济学院教授, 院长助理, 博士生导师。

² 段舒榕, 山东师范大学经济学院硕士研究生。

信贷可得性的重要主体 (Leon, 2015), 即企业能否获得足够的资金支持很大程度上取决于银行信贷配置效率, 并且银行基于风险的考虑也会对企业规模、抵押品质量等提出更高要求, 这不仅大大增加了企业融资难度, 也造成了融资结构的单一化与融资风险的集中性, 而且企业融资难度的增加也与其外部融资过于依赖银行信贷紧密相关 (赵娜等, 2021)。目前, 多数研究已经证实数字金融的发展能够有效缓解企业融资约束, 而且作为一项替代性融资方案, 数字金融也能够提供相比传统融资模式更为便捷、更低成本的融资渠道, 进而提高企业的融资可得性 (Temelkov & Gogova, 2018), 为此本文不禁思考, 数字金融的减少信息不对称、推动去中介化、拓宽金融服务边界等功能, 及其形成的多元化融资渠道是否减轻了企业对银行信贷融资的依赖? 若能减轻, 相应的作用机制如何表现? 数字金融能否为企业提供除银行信贷之外的融资渠道, 从而丰富企业的融资选择? 厘清数字金融的发展能否使企业降低对银行信贷融资的依赖, 不仅有助于从企业维度判断数字金融可否成为传统融资模式的有效替代方式, 而且深入挖掘“数字金融—企业信贷融资”的内在逻辑, 对于进一步明确数字金融能否真正纾困企业融资约束, 为企业提供多元化的融资渠道, 并基于资金供给视角为缓解融资结构的单一化, 及为经济高质量发展打造坚实的微观基础具有重要理论和现实意义。

一、文献综述

围绕上述研究目标, 本文首先基于数字金融的功能及经济效应、数字金融对企业融资的影响等维度对已有文献进行梳理, 从而为提出本文贡献提供参照。

(一) 数字金融的功能及经济效应

近年来, 蓬勃发展的数字金融引发了借贷、支付等多种金融领域变革 (王诗卉和谢绚丽, 2021), 而且这种新型金融服务模式同时具有科技和金融属性 (黄益平和黄卓, 2018), 因此早期针对数字金融的研究主要集中于减少信息不对称、降低交易成本、拓宽金融服务边界、推动去中介化和优化资源配置等功能 (谢平等, 2015), 比如数字金融的发展极大降低了金融交易成本, 并且这种低成本优势具有更强的地理穿透力, 不仅打破了传统金融模式覆盖范围在空间和时间上的限制, 也拓宽了金融服务边界, 提高了金融服务的触达能力 (唐松等, 2020), 同时依托先进信息技术, 数字金融能够精准分析微观信息, 从而有效减少交易双方的信息不对称 (唐松等, 2019)。无论交易成本的降低、信息不对称的减少, 抑或金融服务边界的拓宽, 无不体现了数字金融具备提升金融资源配置效率的功能 (唐松等, 2020)。此外, 迅速发展的数字金融不仅对银行存款业务形成了挤占, 导致银行存款的分流, 而且其低成本、广覆盖和高效率的特征也不断占领着银行信贷业务, 实现了与银行的错位竞争, 从而削弱了银行信用中介的功能优势 (封思贤和郭仁静, 2019)。

再者, 数字金融的发展亦内生于实体经济的需求, 其对实体经济的影响也日益受到学术界广泛关注。基于数字金融的金融属性和功能, 已有研究主要从三个维度研究了数字金融的经济效应: 一是在宏观层面, 主要认为数字金融有效推动了产业结构优化升级 (杜金岷等,

2020), 并显著促进了实体经济增长(钱海章等, 2020)。二是在区域层面, 发现数字金融不仅提升了农村金融服务需求(傅秋子和黄益平, 2018), 也提高了区域创新水平(聂秀华等, 2021), 而且数字金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度均可从不同维度对区域创新产生激励效应(郑万腾等, 2021)。三是在微观层面, 数字金融有效释放了居民消费需求(何宗樾和宋旭光, 2020), 并对私人借贷、企业创新与全要素生产率等产生了有益影响(吴雨等, 2020; 李春涛等, 2020; 江红莉和蒋鹏程, 2021)。

(二) 数字金融对企业融资的影响

作为对传统金融模式的有力补充(Lee & Shin, 2018), 数字金融实质改善了金融体系的资金供给效率, 并为企业融资提供了更多便利(Demertzis et al., 2018), 因此数字金融与企业融资的关系也是学术界关注的重要问题。基于数字金融的功能属性, 已有研究从如下几点探讨了数字金融与企业融资的关系: 第一, 数字金融具有“资金放大器”功能, 不仅广泛惠及了更多“尾部群体”, 也缓解了企业“融资难、融资贵”等问题, 并拓宽了企业融资渠道(万佳彧, 2020); 第二, 凭借区块链、智能算法等新兴金融数字化形式, 数字金融的“鲶鱼效应”打通了传统融资模式的局限性, 并通过变革金融结构与提升金融效率等途径降低了企业融资成本(Demertzis et al., 2018); 第三, 数字金融完善了多层次资本市场建设, 增强了金融集聚资金的能力(谢绚丽等, 2018), 有助于企业在相对公平的区间内融通资金(阮坚等, 2020), 由此改善了企业外部融资环境; 第四, 数字金融可以借助先进技术减少信息搜寻成本, 改善信息不对称, 并规避逆向选择和道德风险等问题(唐松等, 2020), 这有助于外部投资者增强对企业的投资偏好, 从而降低企业融资约束(黄锐等, 2021)。

目前, 关于数字金融与企业信贷融资关系的研究较少, 但一些文献已经注意到在数字金融迅速发展背景下银行信贷的变化特征, 比如刘澜飏等(2016)认为互联网金融减弱了以银行信贷为主要渠道的数量型货币政策的有效性, 战明华等(2018)也发现互联网金融通过改变金融体系的生态弱化了货币政策银行信贷渠道的效果, 由此证实了互联网金融的发展对银行信贷形成了替代。上述文献以互联网金融为切入点, 研究视域比数字金融更为宏观, 且落脚点为货币政策的银行信贷渠道, 事实上已经对银行信贷给予了关注。在此基础上, 战明华等(2020)聚焦于数字金融与银行信贷的关系, 发现数字金融的发展显著降低了银行信贷规模, 即数字金融对银行信贷存在“竞争效应”, 但该结论主要从供给端说明数字金融的发展推动了银行信贷的降低, 并未考虑到企业对银行信贷融资的实际需求。进一步地, 何剑等(2021)虽然指出数字金融拓宽了企业融资渠道, 压缩了银行发放贷款的特许权, 使企业减弱了对银行信贷的依赖, 但未给出充分的经验证据。

已有文献为本文提供了良好的研究基础, 但也存在若干需要拓展的空间: 一是多数文献肯定了数字金融的功能效应及其对企业融资的有益影响, 并提到了数字金融对传统金融的“替代效应”, 或者成为传统金融的有益补充, 甚至数字金融可能会弱化银行中介功能, 但这一系列影响能否说明数字金融的发展使企业减轻了对信贷融资的依赖? 无论是理论层面,

还是经验证据,现有文献对此均缺乏深入探讨。二是已有研究认为互联网金融的发展和数字金融的兴起,均从不同层面弱化了货币政策银行信贷渠道的效果,并降低了银行信贷规模,但该结论主要基于宏观层面的资金供给端进行分析,为此伴随数字金融迅速发展,银行信贷规模的缩减是否意味着企业融资需求对银行信贷依赖度的降低?需要基于企业层面的微观数据和特征予以证明。三是数字金融对企业信贷融资的影响效应,在不同区域和不同企业之间是否存在异质性特征?数字金融的融资效应是否真正打破了空间限制,以在更大区域范围内实现金融覆盖?鲜有文献对此有效验证。

在现有文献的基础上,本文希冀的边际贡献为:第一,基于企业微观信贷融资行为,本文发现数字金融的发展降低了企业对银行信贷的依赖,并从多维度探讨了该降低效应的影响机理,因此从企业层面进一步判断了数字金融的影响效应,丰富和拓展了数字金融的研究维度,该效应的存在也为近年来金融科技迅速发展导致的“去中介化”现象提供了事实证据;第二,通过构造“数字金融—企业信贷融资”的研究框架,本文基于数字金融迅速发展的背景发现企业对银行信贷融资的依赖性出现下降,并以数字金融为切入点评估了企业信贷融资行为的变化,不仅延伸了企业信贷融资的研究视域,更为拓宽企业融资渠道提供了经验支撑和对策参考;第三,本文基于企业信贷融资的维度发现数字金融凭借自身先进的技术优势不仅缓解了企业融资约束,更降低了企业对银行信贷的依赖。本文的研究结论对于降低社会融资对银行信贷的集中性具有一定参考价值,对于深化社会融资体系与微观企业之间的联系,提高与疏通“资金供给—融资需求”的传导效率也具有一定启示作用。

二、理论分析与假设提出

数字金融是在传统金融供给不足的背景下实现了迅速发展,并极大优化了金融资源的配置效率,拓宽了微观主体的融资渠道(潘爽等,2021),同时也打破了传统金融藩篱,为企业融资纾困提供了新的契机(廖婧琳等,2020)。现有研究认为数字金融效应的发挥主要依赖于其减少信息不对称、拓宽金融服务边界、推动去中介化和优化资源配置等功能(谢平等,2015),并且理论上看,数字金融推动的“去中介化”功能在很大程度上降低了企业融资成本,其良好的信息甄别优势也增进了资金供求双方的信息对称度,因此本文认为若深入挖掘数字金融与企业信贷融资的关系,必须基于数字金融的功能效应进行剖析。

第一,信息不对称是资金供求双方“资源配置错位”的重要原因,而数字金融的发展使资金提供方在获取信息、处理信息、共享信息等方面实现了质的飞跃,可见数字金融具有明显的信息甄别优势,该优势极大增进了资金供求双方的信息对称度:一方面,互联网和大数据等新兴技术不仅拓宽了资金供给者的信息渠道,还能够挖掘传统信息披露方式无法获得的客户信息,并提高了信息准确性,同时利用数字化金融平台,借款人的社会网络关系、消费行为等非传统信息亦可以用于融资审核,并且更全面的用户信息不仅降低了资金供求双方的信息不对称,也提高了融资成功的概率(Lin et al., 2013);另一方面,数字金融完备的信用

评估模型显著提升了资金供给者的信息处理能力, 并能够更有效遴选融资候选人, 因而可以从根源上缓解信息不对称 (Vives, 2019)。可见, 基于数字金融平台对信息的整合和处理, 企业更易在融资流程中减少不必要的信息损失 (王馨, 2015), 而且信息不对称的缓解也意味着信息披露质量的提升, 在此影响下企业将更加偏好利用资源配置效率更优的数字金融平台进行融资, 以此减少对银行信贷的依赖: 首先, 银行信贷决策主要依赖借款人的财务信息和抵押品资料, 信息获取渠道过于单一, 而数字金融提供的多元化信息披露途径, 使大量难以获得和利用的非传统信息得以挖掘, 并成为抵押物信息的替代品 (Vives, 2019)。随着非传统信息被大量使用, 以数字金融为平台的信贷公司更倾向于为企业提供融资支持, 企业不仅获取了多元化的资金渠道, 而且相比银行信贷, 企业获取资金的便利性和可得性也不断增强 (Jagtiani & Lemieux, 2019), 由此降低了对银行信贷的依赖; 其次, 凭借包容性、开放性特征, 数字金融平台自身即可以实现信息共享, 并通过私人信用评分、社交网络数据、公共记录等渠道获取或评估融资者的信息, 这不仅降低了信息不对称, 而且通过平台自身就可以提供金融服务 (Mills, 2018); 最后, 囿于信息不对称的限制, 大量中小投资者无法实现资金有效配置 (万佳彧等, 2020), 而数字金融平台的信息甄别优势能够帮助中小投资者快速获取企业信息, 并更好匹配于具有融资需求的企业 (黄浩, 2018)。通过上述分析可知, 数字金融的信息甄别优势, 不仅增进了资金供求双方的信息对称度, 提高了信息披露质量, 而且借助大量非传统信息的挖掘, 数字金融体系逐步成为资金供给平台, 并将多数获取信息难的中小投资者开拓为资金供给者, 因而企业拥有了大量除银行信贷之外的融资渠道。在此基础上, 随着企业信息披露质量的提升, 具有流程简化、传递精准、效率更优等特征的数字金融平台将受到更多具有融资需求企业的青睐, 该平台也大大强化了企业获取资金的便利性和可得性, 企业也将摒弃以传统银行为主导的信贷融资。

第二, 数字金融的发展对银行存款与贷款业务形成了挤占, 削弱了银行信用中介的功能优势 (封思贤和郭仁静, 2019), 吴晓求 (2015) 也指出以银行为主导的传统间接融资无法有效满足长尾性客户的资金需求, 而数字金融能够对此有效替代, 并为企业提供更多融资选择。与此同时, 数字金融也完善了多层次资本市场建设, 增强了资本市场集聚资金的能力 (谢绚丽等, 2018), 而资本市场的大力发展无疑将对银行中介形成冲击, 因此数字金融将推动传统金融体系“去中介化”是一个不争的事实, 并且该趋势也拓宽了企业融资渠道, 降低了企业融资成本, 以此加大了企业通过数字金融平台获取资金的高倾向性, 从而降低对银行信贷的依赖: 首先, 以“民主普惠”“共享平等”为特征的数字金融有效延伸了金融服务的边界, 即在传统融资体系之外拓展了金融服务的可达性, 使多数企业都有机会、有需求、有能力享受数字化融资服务, 而且融资双方通过数字金融平台即可以实现自发评估与匹配, 绕开了银行的“中介”, 这种“去中介化”的运行模式不仅降低了交易成本, 并在大数据系统的辅助下实现了精准放贷和风险控制 (黄益平和黄卓, 2018); 其次, 在不纳入传统信用中介的助力下, 凭借大数据、云计算与人工智能等技术手段, 数字金融提供了更多融资渠道, 而且也

能够对各个行业进行更加深入和精准的梳理分析，从而形成更为全面的科技产业生态图谱，大大降低了资金供求双方的搜寻匹配成本，并极大缩短了“资金融通”的交易链条（唐松等，2020）；最后，在现代信息科技驱动下，大数据、云计算及人工智能等与金融领域的融合趋势不断深入，而且两者融合形成的数字金融在传统“信用中介”体系之外实现了迅速发展，并为企业提供了成本更低的融资渠道，比如在信息技术辅助下，数字金融能够以近乎零成本的方式挖掘和分析企业信息，并以更短的时间、更快的流程、更高的效率对企业融资做出反应，由此实现企业融资渠道的拓展和融资费用的降低。总体来看，数字金融的低成本优势拓宽了传统金融服务模式无法触及的空间，极大延伸了金融服务的通达范围，这种绕开银行“中介”的融资渠道不仅使具有融资需求的企业能够更加便利和直接的获取资金，以“去中介化”的方式丰富企业的融资选择，更从交易成本、搜寻成本与信息处理成本等多维方式降低了企业融资成本，因此企业也必将增强通过数字金融平台获取资金的倾向性，从而降低对传统银行信贷融资的依赖性。

第三，数字金融的发展不仅推动了现有金融服务模式和产品类型的创新，更通过普惠性的特征拓展和延伸了金融服务的范围与通达边界（郭峰等，2020），不仅完善了企业外部融资环境，更有效缓解了企业融资约束（廖婧琳等，2020）。根据上文提到的增进信息对称度和“去中介化”两项功能：一方面，数字金融降低了融资双方的信息不对称，提高了信息披露质量，并引导大量数字化融资平台进入资金供给市场，不仅扩充了融资市场的资金供给量，也为企业提供了多元化的融资渠道，从而减轻了企业融资压力；另一方面，高企的融资成本是企业难以从银行获取资金的重要原因，而数字金融的“去中介化”功能极大降低了企业融资成本，融资成本的降低无疑为缓解企业融资约束提供了更多契机。总之，无论数字金融是通过提高信息披露质量以吸引更多资金供给者进入市场，还是基于“去中介化”对企业融资成本形成压缩，其本质是在“银行中介”之外为缓解企业融资约束创造条件，因此本文进一步认为，数字金融对企业融资约束的缓解，实质为企业提供了更多银行信贷之外的融资渠道，由此使企业降低了对信贷融资的依赖。

基于上述分析，本文提出研究假设如下：

假设（H）：在其他条件不变的情况下，数字金融能够有效降低企业对银行信贷融资的依赖。

三、数据、模型与变量

（一）数据来源

本文涉及的数据主要涵盖如下方面：（1）由北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数；（2）2011—2018 年中国 A 股上市公司相关数据，数据来自国泰安数据库（CSMAR）；（3）地级市层面数据，主要来自历年《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》及各省区统计年鉴等。为使样本具有代表性和普遍性，本文对数据进行如下处理：（1）考虑到金

融企业财务数据的特殊性,剔除银行、保险、证券等金融上市企业样本,以排除金融类企业对结果的特殊性影响;(2)剔除 ST 及 ST*企业,以排除连续亏损企业的财务失真对结果造成的偏误;(3)剔除主要变量存在大范围缺失的样本;(4)对连续变量进行双侧 1%的缩尾处理(Winsor),以排除极端值的影响。本文根据上市公司注册地等信息,将上市公司数据与地级市层面的数字金融数据进行匹配。

(二) 模型构建与变量说明

为了验证数字金融对企业信贷融资的影响及其机制,本文设实证分析模型如下:

$$Semp_{i,j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 index_{j,t} + \alpha \sum Controls_{i,j,t} + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

(1) 式中:变量的下标 i、j、t 分别表示企业、城市和年份。被解释变量 $Semp_{i,j,t}$ 用于衡量企业 i 从银行获得的信贷融资, $Index$ 是数字金融指数。 $Controls$ 是一系列可能对企业信贷产生影响的控制变量。为了减轻企业所在地区等因素对信贷融资产生的影响,并避免观察期内由于宏观金融环境的变化对企业行为产生的冲击,本文在模型中分别控制了城市固定效应(μ_j)和年份固定效应(γ_t), $\varepsilon_{i,j,t}$ 是随机误差项。为了保证结果的精确,本文将标准误同时聚类至行业和年份。

1. 被解释变量: 数字金融

现有文献对于数字金融的度量主要有两种方法,一是采用北京大学数字金融研究中心在 2016 年与蚂蚁金服集团合作成立联合课题组,搜集海量数据编制的一套“北京大学数字金融发展指数”。该指数从覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度三个维度衡量了中国各省、地级市及县区的数字金融发展程度,并测算出各地区的数字金融指数(万佳或等, 2020),其中使用深度指数中还包含支付、信贷、保险、信用、投资、货币基金等分类指数,该指数已发布两期,第一期为 2011—2015 年、涵盖全国 31 个省份和 377 个地级市的指数,第二期为 2016—2018 年各省市及 1754 个县级市的数字金融发展指数。二是基于文本挖掘法,利用互联网大数据搜索引擎,利用“地区+关键词”的方法,将地级市或县级市与金融数字化、金融科技、数字经济等主要关键词匹配,以此搜索结果来衡量各地区的数字金融发展水平(李春涛等, 2020)。由于文本挖掘法更多关注数字金融等关键词在新闻和媒体报道中出现的频率,而并非倾向于数字金融在实际金融领域的应用,因此本文借鉴吴雨等(2020)、万佳或等(2020)等研究,采用北京大学数字金融研究制定的数字普惠金融指数衡量各地级市数字金融发展程度。

2. 企业信贷融资

已有文献主要从两个角度对企业获得的银行信贷融资进行测度:一是使用中国人民银行内部的统计数据,利用企业贷款余额与总贷款余额之比作为企业信贷融资的代理变量;二是利用企业年报中的数据对企业信贷进行衡量,该衡量方式又涵盖如下两种信贷可得性:(1)张晓玫和潘玲(2013)以已获贷款与负债之比衡量信贷融资;(2)李建军和李俊成(2020)采取企业取得借款时收到的现金与总资产之比对信贷融资进行度量。在基本回归部分,本文

借鉴张晓玫和潘玲（2013）的做法，以企业获取的贷款与负债之比为基础，修正为企业当年新增银行贷款与新增负债之比衡量银行信贷。

3.控制变量

为了尽可能避免其他因素对企业信贷融资的干扰，本文结合已有文献，选取控制变量如下：（1）独立董事人数 *indep*；（2）资产回报率 *roa*，由企业税后净利润与总资产之比表示；（3）现金流动比率 *cashratio*，以企业期末现金、现金等价物余额之和与总资产之比表示；（4）流动负债比率 *debratio*，由企业流动负债与总负债比值表示；（5）营业利润占比 *profitratio*，由企业营业利润与利润总额之比表示；（6）企业成立时间 *age*，由观测年度与企业成立年度的差值表示；（7）第一大股东占比 *top1*，由第一大股东持股比例表示；（8）审计师是否来自国际四大 *interbig4*，采用虚拟变量形式，若审计师来自四大取值为 1，否则为 0。此外，本文还控制了城市层面的变量，主要包括：（1）产业结构（*second*），用第二产业与地区生产总值之比表示；（2）城市经济发展水平（*lngdp*），采用地级市人均 GDP 的对数值；（3）外商投资（*open*），以实际利用外资额与地区生产总值之比表示。变量定义及描述性统计结果见表 1 和表 2：其中表 2 汇报了变量的基本统计特征：企业信贷融资中位数为 0.1202，最大值为 0.5655，说明样本企业中信贷融资的差异或分散程度较大；数字金融指数最小值是 21.62，最大值是 302.98，说明数字金融发展程度在各个地区也存在较大差异。

表 1 主要变量的基本统计特征

变量标识	变量名称	变量描述与度量
<i>semp</i>	银行信贷	企业当年新增银行贷款/当年新增负债
<i>index</i>	数字金融指数	地级市层面数字普惠金融指数
<i>indep</i>	独立董事人数	上市公司独立董事人数
<i>roa</i>	资产回报率	税后净利润/总资产
<i>cashratio</i>	现金流动比率	(企业现金+现金等价物)/总资产
<i>debratio</i>	流动负债比率	流动负债/总资产之比
<i>profitratio</i>	营业利润	营业利润/总利润
<i>age</i>	企业成立时间	观测年度与企业成立时间之差
<i>top1</i>	股权集中度	第一大股东持股比例
<i>interbig4</i>	审计质量	若审计师是否来自国际四大代表，则为 1，否则为 0
<i>second</i>	产业结构	第二产业产值/地区生产总值
<i>open</i>	外商投资	实际利用外资额/地区生产总值
<i>lngdp</i>	城市人均 GDP	城市人均 GDP 取对数

表 2 主要变量的基本统计特征

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>semp</i>	18120	0.1482	0.1271	0.0000	0.1202	0.5655
<i>index</i>	18120	191.2234	65.1495	21.2600	201.0400	302.9800
<i>indep</i>	18113	3.1958	0.5871	0.0000	3.0000	8.0000
<i>roa</i>	18120	0.0403	0.0543	-0.2082	0.0386	0.1888
<i>cashratio</i>	18120	0.1621	0.1265	0.0108	0.1249	0.6219
<i>debratio</i>	18120	0.8281	0.1723	0.2573	0.8845	1.0000
<i>profitratio</i>	18120	0.7970	0.6474	-3.8095	0.9586	1.7405
<i>age</i>	18108	16.2016	5.5761	2.0000	16.0000	51.0000
<i>top1</i>	18120	35.1637	15.0808	0.2863	33.2456	89.0930
<i>interbig4</i>	18117	1.9445	0.2289	1.0000	2.0000	2.0000
<i>second</i>	17609	0.4521	0.1052	0.0000	0.4759	0.9097
<i>lnrgdp</i>	17609	1.9325	0.5389	0.2355	1.9065	2.9546
<i>open</i>	17415	2.5417	4.8579	0.0000	0.0210	16.8121
<i>SA</i>	17973	-2.9145	0.4466	-4.6225	-2.9264	-1.3695

四、实证结果与分析

(一) 数字金融对企业信贷融资的基本影响

本文首先探讨数字金融对企业信贷融资的基本影响, 具体由表 3 第 (1) 列至第 (3) 所示: 第 (1) 列仅加入核心解释变量, 第 (2) 列加入了企业层面控制变量; 第 (3) 列进一步加入了城市控制变量, 无论模型设定如何变化, 核心解释变量系数 (*index*) 的估计值始终显著为负, 反映了结果的稳健性, 并说明数字金融的发展显著降低了企业信贷融资的规模, 即减缓了企业对银行信贷的依赖, 证明了本文假设的合理性, 可能的解释是数字金融有助于企业提高信息披露质量, 并通过“去中介化”实现融资成本的降低, 为企业提供了多元化的融资选择, 从而使企业降低了对银行信贷的依赖, 表 3 结果证明了数字金融对银行信贷“替代效应”的存在, 也在某种程度上为近年来金融科技迅速发展背景下出现的“去中介化”现象提供了事实依据。

表 3 数字金融对银行信贷影响的基本结果

变量	银行信贷 (<i>semp</i>)		
	(1)	(2)	(3)
<i>index</i>	-0.00028*** (0.00004)	-0.00033** (0.00012)	-0.00025* (0.00012)
<i>indep</i>		0.01701*** (0.00396)	0.01765*** (0.00404)
<i>roa</i>		-0.48141*** (0.05713)	-0.48382*** (0.05956)
<i>cashratio</i>		-0.21811*** (0.01931)	-0.21498*** (0.01911)
<i>debt ratio</i>		-0.12226*** (0.03295)	-0.12622*** (0.03308)
<i>profit ratio</i>		-0.00870** (0.00273)	-0.00920** (0.00277)
<i>age</i>		0.00158*** (0.00035)	0.00153*** (0.00035)
<i>top1</i>		0.00040** (0.00016)	0.00039** (0.00016)
<i>interbig4</i>		0.01097 (0.00929)	0.00944 (0.00950)
<i>second</i>			0.00435 (0.02235)
<i>open</i>			0.00079 (0.00044)
<i>lnpgdp</i>			0.00717 (0.00385)
<i>_cons</i>	0.20129*** (0.00095)	0.25917*** (0.03024)	0.23139*** (0.03127)
<i>CITY</i>	Y	Y	Y
<i>YEAR</i>	Y	Y	Y
<i>N</i>	18120	18098	17390

R^2	0.1367	0.1899	0.1949
-------	--------	--------	--------

注：括号中是经聚类调整后的标准误（双 Cluster 至行业和年份）；***、**、*分别表示为 1%、5%和 10%的水平下显著。下同。

（二）内生性探讨：工具变量回归

企业多元化的融资需求也可能引起金融体系变革，从而为数字金融发展创造空间，因此数字金融与企业信贷融资可能存在“双向影响”，而且本文模型也可能存在遗漏变量的干扰。为了避免上述原因引起的内生性问题，本文引入工具变量法进行估计，主要因为工具变量能够同时满足相关性和外生性。具体借鉴陈文等（2021）思路，将互联网金融业务量作为数字金融的工具变量，理由如下：中国数字金融服务大多集中于移动支付和网络信贷，并拥有全球规模最大的网络信贷行业（黄益平和陶坤玉，2019），因此参考陈文等（2021）做法，利用 P2P 平台的信贷规模衡量互联网金融业务量，该变量无疑与数字金融发展关系密切，满足相关性；再者，P2P 属于网络信贷平台，对银行信贷决策不存在影响，仅通过数字金融平台的发展或行为变化产生作用，因此也满足排他性。本文 P2P 平台信贷业务量数据来自网贷天眼年刊发布的《中国 P2P 行业网贷数据行业报告》和壹零财经平台，同时对缺失的数据利用百度搜索引擎进行补充，因此手工整理了各地区 P2P 平台信贷规模，以作为互联网金融业务量的代理变量，并将其与整理好的企业数据进行匹配，在此基础上利用 2SLS 进行估计：首先将互联网金融业务量设置为工具变量 IV，表 4 第（1）列显示 IV 显著为正，表明互联网金融业务量与数字金融发展程度高度相关，第一阶段 F 值也远大于经验值 10，Kleibergen-Paap Wald 统计量、Kleibergen-Paap LM 统计量的概率也均小于 1%，意味着不存在弱工具变量与不可识别等问题。第（2）列 index 系数显著为负，即通过工具变量对内生性进行控制后，数字金融依旧降低了企业对银行信贷的依赖，证实了基准结果的稳健性。

（三）其他稳健性检验

为了确保研究结果的可靠性，本文采用考虑个体的动态变化、更换核心解释变量、变换核心被解释变量、改变样本集合等方式对基准结果进行稳健性检验。

1.考虑不同个体动态变化。为了考虑企业、城市和省份等因素的动态变化，本文在基本结果的基础上，分别加入企业、城市、省份等固定效应与年份固定效应的交互项，具体结果见表 4 第（3）、（4）、（5）列。结果显示，在考虑个体动态变化后，数字金融（index）估计系数依旧显著为负，即数字金融发展降低了企业对信贷融资的依赖，再度印证了基本结论。

表 4 稳健性检验之一

变量	第一阶段 (<i>index</i>)	第二阶段 (<i>semp</i>)	银行信贷 (<i>semp</i>)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>IV</i>	0.04222*** (0.00973)				
<i>index</i>		-0.00083** (0.00034)	-0.00026* (0.00012)	-0.00024* (0.00012)	-0.00024* (0.00012)
<i>indep</i>	-0.95883 (0.59432)	0.01702*** (0.00363)	0.01728*** (0.00404)	0.01769*** (0.00403)	0.01769*** (0.00402)
<i>roa</i>	4.15138 (4.54102)	-0.47935*** (0.05692)	- 0.48396*** (0.05975)	-0.48302*** (0.05898)	-0.48301*** (0.05897)
<i>cashratio</i>	11.13588*** (2.40751)	-0.20735*** (0.01737)	- 0.21441*** (0.01910)	-0.21521*** (0.01914)	-0.21521*** (0.01914)
<i>debratio</i>	4.54027*** (1.90961)	-0.12199*** (0.03089)	- 0.12542*** (0.03312)	-0.12623*** (0.03307)	-0.12623*** (0.03307)
<i>profitratio</i>	0.29153 (0.32716)	-0.00885*** (0.00265)	-0.00916** (0.00273)	-0.00915** (0.00278)	-0.00915** (0.00278)
<i>age</i>	-0.12242* (0.06203)	0.00143*** (0.00033)	0.00148*** (0.00036)	0.00152*** (0.00036)	0.00152*** (0.00036)
<i>top1</i>	0.06429** (0.02786)	0.00042*** (0.00016)	0.00037* (0.00017)	0.00039** (0.00016)	0.00039** (0.00016)
<i>interbig4</i>	-5.08059*** (1.38542)	0.00565 (0.00914)	0.01046 (0.00952)	0.00912 (0.00960)	0.00911 (0.00960)
<i>second</i>	34.68297*** (5.00511)	0.02056 (0.02280)	0.00286 (0.02220)	0.00683 (0.02198)	0.00687 (0.02199)
<i>open</i>	-2.04154*** (0.11784)	-0.00052 (0.00071)	0.00074 (0.00043)	0.00079 (0.00046)	0.00079 (0.00046)
<i>lnpergdp</i>	0.38069 (0.80783)	0.00827** (0.00377)	0.00774* (0.00385)	0.00626 (0.00419)	0.00624 (0.00419)
<i>_cons</i>		0.24599*** (0.03205)	0.23325*** (0.03121)	0.23057*** (0.03160)	0.23054*** (0.03160)
<i>CITY</i>	Y	Y	Y	Y	Y
<i>YEAR</i>	Y	Y	Y	Y	Y
<i>FIRM×YEAR</i>	N	N	Y	N	N
<i>CITY×YEAR</i>	N	N	N	Y	N
<i>PRO×YEAR</i>	N	N	N	N	Y
<i>N</i>	17325	17325	17390	17390	17390
<i>R²</i>	0.1874	0.1885	0.1960	0.1956	0.1956
第一阶段 F 值	18.84				
Kleibergen-Paap Wald 统计量	1332.53 (P 值 =0.000)				
Kleibergen-Paap LM 统计量	175.46 (P 值 =0.000)				

2. 更换核心解释变量。北京大学编制的数字金融指数从三个方面衡量了各地区数字金融发展水平, 分别是覆盖广度、使用深度和数字化程度: 覆盖广度主要依据支付宝账号数量和

绑定的银行卡数量衡量覆盖率；使用深度涵盖信贷、投资、保险、货币基金等在内的多项金融服务；数字化程度表示数字支持服务程度，集中体现了互联网技术。相比数字化程度，覆盖广度和使用深度更能体现地区数字金融发展水平及其对地区金融发展的影响效果，为此本文选取覆盖广度（breadth）和使用深度（depth）作为数字金融代理变量进行稳健性检验。表 5 第（1）、（2）列显示 breadth 和 depth 的估计系数均显著为负，表明随着数字金融覆盖广度和使用深度不断扩大，企业融资对银行信贷的依赖程度不断降低，前文结论保持不变。

3. 变换核心被解释变量。已有研究认为，企业信贷融资可由企业当年从银行获得贷款时收到的现金表示，为此参考李建军和李俊成（2020）的做法，将企业获得贷款时收到的现金作为银行信贷的代理变量（将其对数化处理）进行稳健性检验。表 5 第（3）列的 index 系数依旧显著为负，说明在替换核心被解释变量后，数字金融的发展仍然降低了企业对银行信贷的依赖。

4. 改变样本集合。目前，“计划单列市”包括大连、青岛、宁波、厦门和深圳五个城市，它们均享有省级经济管理权利，因此这些城市经济发展水平较高、拥有更加完善的金融市场，并有能力进行高效率的金融资源配置，同时数字金融指数采取了蚂蚁金融服务集团的交易账户，杭州作为阿里巴巴总部所在地，数字金融发展程度也高于其他地区。基于稳健性的考虑，本文在样本中剔除计划单列市与杭州市，第（4）列结果显示 index 仍然显著为负，意味着本文基准结论是稳健的。再者考虑到直辖市的经济优势，并拥有更为配套的金融服务设施与大量高质量人才，为企业信贷融资创造了更加完善的基础条件，因此直辖市企业的信贷可得性必将优于其他城市，为此在剔除计划单列市、杭州市后，本文继续剔除直辖市样本进行回归，结果如第（5）列所示，可见 index 系数在 5% 的水平上显著为负，即回归结果并未受样本集合变化的影响。

表 5 稳健性检验之二

变量	(1) 银行信贷 (<i>semp</i>)	(2) 银行信贷 (<i>semp</i>)	(3) 企业借款 获得的现金 (<i>getcash</i>)	(4) 银行信贷 (<i>semp</i>)	(5) 银行信贷 (<i>semp</i>)
<i>breadth</i>	-0.00072** (0.00022)				
<i>depth</i>		-0.00026** (0.00011)			
<i>index</i>			-0.00201*** (0.00021)	-0.00025* (0.00011)	-0.00029** (0.00012)
<i>indep</i>	0.01623*** (0.00346)	0.01736*** (0.00398)	0.56939*** (0.05306)	0.01905*** (0.00536)	0.01822*** (0.00451)
<i>roa</i>	-0.42138*** (0.04943)	-0.47994*** (0.05891)	-4.74786*** (0.87894)	-0.53202*** (0.06448)	-0.50271*** (0.05916)
<i>cashratio</i>	-0.20122*** (0.01816)	-0.21585*** (0.01884)	-3.36977*** (0.30530)	-0.22250*** (0.02689)	-0.21442*** (0.02072)
<i>debratio</i>	-0.13359*** (0.02957)	-0.12473*** (0.03268)	-1.67875*** (0.29942)	-0.12355** (0.03707)	-0.13007*** (0.03596)
<i>profitratio</i>	-0.00834** (0.00246)	-0.00910** (0.00279)	-0.01313 (0.03231)	-0.01149** (0.00348)	-0.01060** (0.00317)
<i>age</i>	0.00157*** (0.00035)	0.00154*** (0.00036)	0.02081** (0.00673)	0.00146** (0.00044)	0.00149*** (0.00037)
<i>top1</i>	0.00033* (0.00015)	0.00038* (0.00016)	0.01634*** (0.00337)	0.00052* (0.00022)	0.00041* (0.00017)
<i>interbig4</i>	0.00868 (0.01011)	0.00920 (0.00936)	-1.52672*** (0.14890)	0.00142 (0.01268)	0.00459 (0.01005)
<i>second</i>	0.07097* (0.03662)	0.00910 (0.02342)	0.26949 (0.32361)	0.00604 (0.02366)	0.00087 (0.02282)
<i>open</i>	0.00067 (0.00041)	0.00085* (0.00041)	-0.00273 (0.00909)	0.00101* (0.00050)	0.00108* (0.00048)
<i>lngdp</i>	-0.00496 (0.00602)	0.00592 (0.00387)	-0.04457 (0.05612)	0.00168 (0.00446)	0.00350 (0.00387)
<i>_cons</i>	0.32187*** (0.04207)	0.23252*** (0.03061)	22.77498*** (0.51091)	0.25140*** (0.03960)	0.25849*** (0.03189)
<i>CITY</i>	Y	Y	Y	Y	Y
<i>YEAR</i>	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	17390	17390	15101	11606	14855
<i>R²</i>	0.2764	0.1955	0.2418	0.1965	0.2029

5.考虑企业信贷结构的变化。企业获得的银行信贷即包括期限结构的区别,也涵盖信用结构的差异(刘莉亚等,2017)。进一步的,本文分别选取企业长期、短期、抵押及信用贷款占总负债之比,从结构视域检验数字金融对企业信贷融资的影响。结果如表6所示,第(1)、(2)列为根据期限结构进行划分的检验结果,数字金融(*index*)估计系数至少在5%的水平上显著为负,从期限结构说明数字金融降低了企业对银行信贷的依赖;第(3)、(4)列为基于信用结构划分的估计结果,数字金融估计系数亦显著为负,即数字金融的发展也降低了企业对银行抵押贷款和信用贷款的依赖。表6结果说明,无论根据何种结构对企业信贷进行划分,数字金融均显著降低了企业对信贷融资的依赖,从结构视角再度说明本文结论的

稳健性。

表 6 稳健性检验之三：基于信贷结构的分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	期限结构划分		信用结构划分	
	长期贷款 (<i>longratio</i>)	短期贷款 (<i>shortratio</i>)	抵押贷款 (<i>morratio</i>)	信用贷款 (<i>creratio</i>)
<i>index</i>	-0.00026*** (0.00010)	-0.00026** (0.00010)	-0.00155** (0.00048)	-0.00046** (0.00019)
<i>indep</i>	-0.00095 (0.00173)	0.00591* (0.00299)	-0.05167*** (0.00660)	0.02992*** (0.00510)
<i>roa</i>	-0.01329 (0.01025)	-0.35694*** (0.04384)	0.48766*** (0.13200)	0.70024*** (0.06312)
<i>cashratio</i>	-0.00222 (0.00365)	-0.17055*** (0.01394)	0.35661*** (0.05709)	0.30082*** (0.02776)
<i>debratio</i>	-0.00060 (0.00490)	0.07814*** (0.01327)	0.06334 (0.04874)	0.18922*** (0.01870)
<i>profitratio</i>	-0.00060 (0.00071)	-0.00861*** (0.00195)	-0.00291 (0.00630)	0.00317 (0.00499)
<i>age</i>	-0.00015 (0.00015)	0.00066* (0.00030)	0.00105 (0.00095)	0.00166*** (0.00058)
<i>top1</i>	-0.00002 (0.00006)	0.00007 (0.00015)	-0.00094 (0.00052)	0.00157*** (0.00021)
<i>interbig4</i>	-0.00303 (0.00364)	0.01118 (0.00675)	0.05759* (0.02827)	-0.10610*** (0.01269)
<i>second</i>	0.00432 (0.01104)	0.00665 (0.01743)	0.05085 (0.07129)	-0.01567 (0.03277)
<i>open</i>	-0.00021 (0.00015)	0.00084* (0.00041)	0.00006 (0.00166)	-0.00129 (0.00085)
<i>lngdp</i>	0.00234 (0.00192)	0.00745** (0.00283)	0.01065 (0.01557)	-0.02734*** (0.00678)
<i>_cons</i>	0.09948*** (0.02332)	0.06690** (0.02675)	0.51786*** (0.12629)	0.46036*** (0.05519)
<i>CITY</i>	Y	Y	Y	Y
<i>YEAR</i>	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	17368	17390	9024	11350
<i>R²</i>	0.7643	0.1313	0.1060	0.0541

五、影响机制检验

前文结果表明，数字金融有助于企业降低对信贷融资的依赖，但数字金融对银行信贷的“降低效应”到底通过何种机制实现？因此，在厘清数字金融与企业信贷融资的基本关系后，需要检验内在的影响机制，从而将研究深度从“是什么”向“为什么”推进。具体的，本文借鉴温忠麟等（2014）构造的中介效应模型，以分析数字金融对企业信贷融资的影响机制：

首先，检验数字金融是否通过信息披露质量的改善影响企业信贷。理论上，数字金融的信息甄别优势增进了资金供求双方的信息对称度，同时借助信息披露质量的提升，数字金

融体系也逐步成为资金供给平台,使企业拥有了大量除银行信贷之外的融资渠道,并大大强化了企业获取资金的便利性和可得性,因此企业将降低对银行信贷的依赖。为了对该传导链条进行检验,本文参考陈大鹏等(2019)的做法,使用 DD 模型计算的盈余质量作为企业信息披露质量的代理变量:

$$TA_{i,t}/Asset_{i,t-1} = \lambda_0 + \lambda_1 1/Asset_{i,t-1} + \lambda_2 CFO_{i,t-1}/Asset_{i,t-1} + \lambda_3 CFO_{i,t}/Asset_{i,t-1} + \lambda_4 CFO_{i,t+1}/Asset_{i,t-1}$$

其中, $TA_{i,t}$ 为企业应计利润, $Asset$ 为企业年末总资产, $CFO_{i,t}$ 为企业经营活动产生的现金流量净额,企业信息披露质量用上式回归结果的残差表示,数值越大代表企业信息披露质量越差。检验结果如表 7 第 (1)、(2) 列所示:第 (1) 列检验了数字金融与企业信息披露质量 ($uhat$) 的关系, $index$ 系数显著为负,说明数字金融提升了企业信息披露质量;第 (2) 列将信息披露质量作为控制变量纳入模型, $uhat$ 系数显著为负,即若单纯考虑企业信息披露质量与信贷融资的关系,企业信息披露质量的改善增加了信贷融资; $index$ 系数在 5% 的水平上显著为负,说明在考虑企业信息披露质量的影响后,数字金融有效降低了企业对信贷融资的依赖,反映企业信息披露质量的提升发挥了部分中介效应,即“数字金融——企业信息披露衡量改善——企业降低对信贷融资依赖”的传导链条是存在的,由此证实了前文理论分析的逻辑。

其次,数字金融的“去中介化”效应从多个维度降低了企业融资成本,该功能不仅极大延伸了金融服务的通达范围,也使企业增强了通过数字金融平台获取资金的倾向性,从而降低了对银行信贷融资的依赖。表 7 第 (3)、(4) 列为基于“去中介化”的检验结果,我们将融资成本定义为数字金融“去中介化”的效果,企业融资成本越低,数字金融“去中介化”的效应越高,具体将融资成本定义为资本支出、利息收入之和与总负债之比:第 (3) 列显示数字金融 ($index$) 系数显著为负,说明数字金融显著降低了企业融资成本,第 (4) 列将融资成本作为控制变量纳入方程后,数字金融 ($index$) 系数亦显著为负,这一系列结果说明数字金融的“去中介化”效应降低了企业融资成本,且融资成本的降低将使企业更偏好通过数字金融平台获取资金,从而降低对银行信贷的依赖。

再次,数字金融对资金供求双方信息对称度的增进和“去中介化”两项功能,本质上为企业提供了诸多更加便利的融资渠道,从而通过融资约束的缓解使企业降低对信贷融资的依赖,因此在讨论数字金融对企业信贷融资影响机制的过程中,企业融资约束的表现也是重要渠道。现有文献主要采用 KZ 指数、WW 指数及 SA 指数衡量企业融资约束,但前两者具有较强的综合性,在测度融资约束时可能对结果造成偏误(吴秋生和黄贤环,2017),而 SA 指数采用的企业年限和规模等信息是外生的,能够更好衡量企业融资约束,因此本文选取 SA 指数测度企业融资约束,具体计算公式为:

$$SA = -0.737 \times Lnsiz + 0.043 \times (Lnsiz)^2 - 0.04 \times Age$$

其中, $Size$ 和 Age 分别代表企业规模与年限。基于融资约束的中介效应检验结果见表 7 第 (5)、(6) 列:第 (5) 列结果显示数字金融显著缓解了企业融资约束;第 (6) 列将融资

约束变量 (SA) 作为控制变量纳入方程进行处理, 数字金融 ($index$) 系数依旧显著为负, 这一结果印证了企业融资约束的改善发挥了部分中介效应, 即“数字金融——企业融资约束改善——企业降低对信贷融资依赖”的传导链条也是存在的。

最后, 不同的经济发展水平会对数字金融与企业信贷融资的关系产生影响, 因此在考察数字金融对企业信贷融资的影响机制时, 需要考虑经济发展水平的调节效应。一般认为, 经济发展水平较高区域必将拥有更高的金融科技或数字金融发展水平, 并且更高的数字金融发展水平也将为企业融资提供更加多元化的融资渠道, 企业的融资约束也会不断降低, 为此本文预测, 地区经济发展水平的提升将进一步强化数字金融对企业信贷融资的“替代效应”, 因此引入城市经济发展水平 (具体为本文控制变量, 即城市人均 GDP 对数值) 与数字金融的交互项进行检验 (见表 7 第 (7) 列), 可见交互项系数显著为负, 而且数字金融系数亦显著为负, 由此印证了本文推论, 即在经济发展水平较高地区, 数字金融能够进一步使企业降低对银行信贷融资的依赖。

表 7 数字金融对企业信贷融资的影响机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	信息披露效应		“去中介化”效应		融资约束效应		调节效应
	企业信息披露 质量 ($uhat$)	银行信贷 ($semp$)	融资成本 (fc)	银行信贷 ($semp$)	融资约束 (SA)	银行信贷 ($semp$)	银行信贷 ($semp$)
$uhat$		-0.01848* (0.00862)					
fc				-0.02414** (0.00810)			
SA						-0.03200*** (0.00528)	
$index$	-0.00094* (0.00047)	-0.00032** (0.00012)	-0.00147** (0.00056)	-0.00030* (0.00014)	0.00124*** (0.00024)	-0.00024* (0.00011)	-0.00018** (0.00006)
$lngdp \times index$							- 0.00004*** (0.00001)
$lngdp$	0.00802 (0.00681)	-0.00451 (0.00906)	-0.03155 (0.02408)	0.00858 (0.00538)	0.00603 (0.02394)	0.00814* (0.00375)	0.01418*** (0.00301)
$indep$	-0.00625 (0.00588)	0.01322*** (0.00353)	- 0.04708*** (0.01097)	0.01824*** (0.00386)	- 0.11312*** (0.01233)	0.01410*** (0.00388)	0.01766*** (0.00182)
roa	0.32215*** (0.05352)	- 0.40372*** (0.03954)	0.54694*** (0.12810)	-0.45450*** (0.05036)	0.04233 (0.14042)	-0.48725*** (0.05841)	- 0.48376*** (0.03727)
$cashratio$	-0.00891 (0.01617)	- 0.20498*** (0.01520)	0.31245*** (0.06328)	-0.23666*** (0.03082)	0.25881*** (0.04370)	-0.20616*** (0.01843)	- 0.21493*** (0.01113)
$debratio$	-0.03523 (0.02202)	- 0.13319*** (0.01464)	-0.11428 (0.06641)	-0.09281** (0.02726)	0.34977*** (0.04344)	-0.11297** (0.03322)	- 0.12625*** (0.00856)
$profitratio$	0.00855*** (0.00167)	-0.00715** (0.00227)	0.00889 (0.00773)	-0.00914* (0.00404)	0.00209 (0.00569)	-0.00925** (0.00286)	- 0.00921*** (0.00253)

<i>age</i>	0.00022 (0.00037)	0.00146*** (0.00037)	- 0.00870*** (0.00195)	0.00121*** (0.00029)	- 0.04337*** (0.00137)	0.00011 (0.00039)	0.00154*** (0.00023)
<i>top1</i>	0.00011 (0.00015)	0.00037** (0.00014)	-0.00090 (0.00058)	0.00035 (0.00019)	- 0.00224*** (0.00054)	0.00031* (0.00016)	0.00038*** (0.00006)
<i>interbig4</i>	-0.00476 (0.00609)	0.01956** (0.00822)	0.02258 (0.03569)	0.01814 (0.01014)	0.30748*** (0.02541)	0.01900* (0.00877)	0.00944 (0.00534)
<i>second</i>	0.08590* (0.04500)	0.02697 (0.02691)	-0.55378 (0.42237)	-0.00803 (0.02904)	-0.08657 (0.13692)	0.00602 (0.02199)	0.00409 (0.01449)
<i>open</i>	-0.00132* (0.00064)	0.00113* (0.00052)	0.00223 (0.00442)	0.00043 (0.00057)	0.00183 (0.00265)	0.00082* (0.00041)	0.00075** (0.00031)
<i>_cons</i>	0.15786 (0.09522)	0.26475*** (0.03322)	1.10423*** (0.07039)	0.21497*** (0.03804)	- 2.92020*** (0.09977)	0.13956*** (0.02842)	0.21844*** (0.02067)
<i>CITY</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>YEAR</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	11423	11423	7622	7623	17265	17265	17390
<i>R²</i>	0.1102	0.2664	0.1409	0.1947	0.5238	0.2012	0.1950

六、异质性检验

(一) 基于企业所有权性质的异质性分析

现有文献认为,传统银行主导型融资体系普遍偏好规模较大的国有企业,这严重阻碍了民营企业的发展,而数字金融对企业融资约束的缓解,主要也是体现于民营企业融资约束的降低(黄锐等,2021),为此本文推测伴随数字金融的发展,民营企业对信贷融资依赖程度的降低幅度更大,为了对此进行验证,本文将样本划分为国有企业和民营企业进行分析,表8第(1)、(2)列显示, *index* 系数在国有企业组并不显著,而在民营企业组显著为负,说明数字金融对于企业信贷融资的影响效应在民营企业中更加明显,原因在于国有企业具有规模大、经营稳定、抵押物丰富等特征,具有较强的融资优势,政府部门也是国有企业的隐形担保者(万佳彧等,2020),因此国有企业与银行之间的关系更加融洽,而民营企业与银行之间信息不对称程度较高,民营企业通过银行的融资难度也较高,因此伴随数字金融的发展,民营企业有了更多融资渠道,从而降低了对信贷融资的依赖。

(二) 基于区域差异的分析

现实来看,虽然相比中西部,东部地区金融设施更加完善,数字金融发展也更为迅速,但拓展金融服务边界、提高金融服务的触达能力与破除传统金融服务在时间和空间上的限制也是数字金融的功能之一(唐松等,2020),因此以区域差异分析数字金融对企业信贷融资的影响效应,也能够对数字金融的融资效应是否真正延伸了金融服务边界进行判断。鉴于此,本文按照城市与企业注册地所处省份,将样本划分为东部地区和中西部地区进行分析。表8第(3)、(4)列显示, *index* 系数在东部地区和中西部地区均显著为负,但在中西部地区系数具有更高的显著程度,因此本文认为虽然传统金融资源在不同区域分布不均是不争的事实,并且东部地区金融资源更为丰富,并能给企业提供多元化的融资渠道,但表8结果显示

数字金融对企业信贷融资的降低效应在中西部地区也很明显,说明数字金融亦为中西部地区企业提供了更多“非中介化”的融资渠道,这也反映数字金融的融资效应不存在明显的地域限制,并能够弥补传统金融服务在时空方面触达性不强等问题,因此本文结果也有效验证了数字金融的发展具备扩大融资服务的地域范围,打破传统金融服务在空间和时间上的限制,从而大力支持企业融资的优势特征。

表 8 异质性检验 (1)

变量	银行信贷 (<i>semp</i>)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	所有制分组		区域差异分组	
	国有企业	民营企业	东部地区	中西部
<i>index</i>	-0.00025 (0.00015)	-0.00066*** (0.00019)	-0.00033** (0.00014)	-0.00027*** (0.00007)
<i>indep</i>	0.00128 (0.00275)	0.01001** (0.00359)	0.01367** (0.00456)	0.02223*** (0.00487)
<i>roa</i>	-0.00210 (0.02421)	-0.35564*** (0.05122)	-0.43779*** (0.05580)	-0.56039*** (0.04825)
<i>cashratio</i>	-0.02264 (0.01494)	-0.14825*** (0.01285)	-0.18931*** (0.01653)	-0.28619*** (0.01601)
<i>debratio</i>	0.00999 (0.00974)	-0.07332*** (0.01584)	-0.11411*** (0.02251)	-0.14763*** (0.01769)
<i>profitratio</i>	-0.00402*** (0.00132)	-0.00437 (0.00450)	-0.00737** (0.00311)	-0.01040** (0.00299)
<i>age</i>	-0.00006 (0.00041)	0.00101** (0.00034)	0.00149*** (0.00041)	0.00155*** (0.00030)
<i>top1</i>	0.00036** (0.00017)	0.00032* (0.00015)	0.00032* (0.00018)	0.00046** (0.00015)
<i>interbig4</i>	0.00077 (0.00843)	-0.03009 (0.01739)	-0.00125 (0.01054)	0.03654 (0.02418)
<i>second</i>	0.03476 (0.02955)	0.07455* (0.03896)	0.01275 (0.01674)	0.01836 (0.02750)
<i>open</i>	0.00021 (0.00043)	0.00016 (0.00039)	0.00014 (0.00044)	0.00250*** (0.00044)
<i>lngdp</i>	-0.00209 (0.00600)	-0.00511 (0.00647)	-0.01249** (0.00432)	-0.01228** (0.00460)
<i>_cons</i>	0.27174*** (0.04359)	0.26370*** (0.06694)	0.22952*** (0.05612)	0.12904* (0.05886)
<i>CITY</i>	Y	Y	Y	Y
<i>YEAR</i>	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	6503	10761	12184	5206
<i>R²</i>	0.7826	0.2186	0.2126	0.2350

(三) 基于高管背景的异质性分析

上文曾经提到, 由于国有企业具有规模大、经营稳定、抵押物丰富与融资优势强等特征, 致使大量信贷资源不断流入国有企业或大型企业 (方军雄, 2007), 这是民营企业融资约束高于国有企业的重要原因。现有研究认为, 若非金融企业高管具有金融背景, 则能够披露质量更高的信息, 并敏锐的探知金融市场变化趋势 (杜勇等, 2019), 这种专业化背景不仅有助于企业缓解融资约束, 同时也能够挖掘更为广泛的融资渠道 (邓建平和曾勇, 2011; 杜勇等, 2019), 为此我们推测, 若民营企业高管具有金融背景, 则会给银行传递信息透明度高与财务制度健全等信号, 这或许能够改善其在贷款申请中的“劣势”, 以获取更多信贷资金。鉴于此, 本文参考梁艳等 (2016) 做法, 手工整理 CSMAR“公司治理”数据库的相关信息, 将上市公司董事、监事与高管中在监管部门、政策性银行、商业银行、证券公司等金融部门有兼职及任职经历的定义为高管金融联结, 将拥有高管金融联结性质的人数与董事、监事、高管总人数之比衡量高管金融联结度 (ljd), 该指数越大, 证明企业高管金融联结度越强, 同时将样本划分为国有企业和民营企业, 以判断拥有金融背景高管与信贷融资的关系, 表 9 第 (1)、(2) 列显示 ljd 系数在民营企业组显著为正, 在国有企业组并不显著, 意味着民营企业高管金融联结度越强, 越容易从银行获取信贷融资, 同时从现实来看, 大型银行的信贷资源通常仅支持大型企业或国有企业, 中小企业或民营企业也仅能与中小银行建立信贷关系 (Berger & Udell, 2006), ljd 系数在国有企业组不显著说明国有企业高管是否具有金融背景并不是大型银行进行信贷决策的考虑因素, 这不仅反映大型银行的信贷审批流程比中小银行更为严格, 也说明大型银行与中小银行在根据企业高管是否具有金融背景进行信贷决策时存在显著差异。进一步地, 基于高管金融联结度的中位数对样本进行划分, 以考察数字金融的影响效应在不同高管金融联结度组中的差异, 发现 $index$ 系数仅在民营企业组显著为负 (第 (4)、(6) 列), 并且系数绝对值和显著性程度在高管金融联结度强的民营企业中更高 (第 (4) 列), 说明虽然高管金融联结度的提高有助于民营企业获取更多信贷资金, 但数字金融的发展依旧降低了民营企业对信贷融资的依赖, 并且该效应在高管金融联结度高的民营企业中更为明显, 原因在于若民营企业高管具有金融背景, 其更易借助数字金融迅速发展的趋势挖掘新的融资渠道, 并在实际融资中更偏好除银行信贷之外的融资途径。表 9 结果说明高管具有金融背景的经历, 再度强化了数字金融迅速发展趋势下民营企业对银行信贷融资依赖度的“降低效应”。

表9 异质性检验 (2)

变量	银行信贷 (<i>semp</i>)					
	国有企业	民营企业	高管金融联结度强		高管金融联结度弱	
			国有企业	民营企业	国有企业	民营企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ljd</i>	-0.01117 (0.03087)	0.05906** (0.02122)				
<i>index</i>			-0.00022 (0.00026)	-0.00056*** (0.00012)	-0.00054 (0.00057)	-0.00027* (0.00013)
<i>indep</i>	0.01377** (0.00453)	0.00970** (0.00409)	0.02836*** (0.00691)	0.01339** (0.00554)	0.00914 (0.00559)	0.00749 (0.00498)
<i>roa</i>	-0.42748*** (0.07119)	-0.35765*** (0.04353)	-0.49906*** (0.10890)	-0.39351*** (0.05851)	- (0.40354*** (0.06875)	- (0.39388*** (0.05868)
<i>cashratio</i>	-0.34562*** (0.03583)	-0.14787*** (0.01287)	-0.33786*** (0.05832)	-0.14807*** (0.01368)	- (0.36049*** (0.03638)	- (0.16199*** (0.01658)
<i>debratio</i>	-0.17530*** (0.04348)	-0.07451*** (0.01431)	-0.13040** (0.04321)	-0.06999** (0.02788)	- (0.19180*** (0.04890)	- (0.06513*** (0.01239)
<i>profitratio</i>	-0.00857** (0.00297)	-0.00509 (0.00332)	-0.01801*** (0.00403)	-0.00724 (0.00486)	-0.00557* (0.00274)	-0.00360 (0.00395)
<i>age</i>	0.00201** (0.00073)	0.00088** (0.00035)	0.00223*** (0.00061)	0.00116** (0.00035)	0.00176* (0.00088)	0.00069 (0.00045)
<i>top1</i>	-0.00031 (0.00023)	0.00030* (0.00015)	-0.00021 (0.00032)	0.00045* (0.00022)	-0.00020 (0.00029)	0.00028 (0.00016)
<i>interbig4</i>	0.02828** (0.00886)	-0.02622 (0.01669)	0.02205* (0.01036)	-0.02901 (0.01741)	0.03961*** (0.01129)	-0.02478 (0.02386)
<i>second</i>	-0.04124 (0.04246)	0.06390 (0.04164)	-0.00510 (0.05248)	-0.00116 (0.02805)	0.01509 (0.05016)	0.04886 (0.03112)
<i>open</i>	0.00139* (0.00060)	-0.00010 (0.00029)	0.00239* (0.00121)	-0.00020 (0.00066)	0.00133 (0.00083)	0.00008 (0.00052)
<i>lnpergdp</i>	-0.00632 (0.01335)	0.00066 (0.00658)	-0.00857 (0.00874)	0.00859 (0.00498)	-0.01467 (0.01674)	0.00220 (0.00934)
<i>_cons</i>	0.29076*** (0.04999)	0.20112*** (0.03613)	0.23812*** (0.05889)	0.26000*** (0.05622)	0.38976** (0.12153)	0.26352*** (0.06688)
<i>CITY</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>YEAR</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	6449	10419	2450	4402	4066	6353
<i>R²</i>	0.3794	0.2243	0.2634	0.1210	0.4108	0.2504

七、结论与政策建议

数字金融的功能优势为企业提供了相比传统信贷融资模式更为便捷、更低成本的融资渠

道, 因此需要思考的是, 数字金融的发展能否减轻企业对银行信贷的依赖? 数字金融能否为企业提供除银行信贷之外的融资渠道? 鉴于此, 本文将数字金融和企业信贷融资纳入统一分析框架, 以中国 A 股上市企业 2011—2018 年数据为样本, 探讨数字金融对企业信贷融资的影响机制, 结论如下: 第一, 数字金融显著降低了企业对银行信贷的依赖, 该结论在控制内生性干扰与考虑个体动态变化等稳健性检验后依旧成立。第二, 影响机制检验结果发现, 数字金融的发展增进了资金供求双方的信息对称度, 通过“去中介化”降低了企业融资成本, 并缓解了企业融资约束, 这些均是数字金融促使企业降低对银行信贷依赖的中介渠道, 而且在经济发展水平较高的地区, 数字金融也能够进一步使企业降低对银行信贷融资的依赖。第三, 对于民营企业, 数字金融对银行信贷的替代效应更加明显, 说明数字金融确实起到了普惠效果, 并覆盖到了企业中的长尾群体; 同时从区域划分的结果可以看到, 数字金融对中西部地区的企业信贷亦存在显著影响, 证实数字金融能够有效扩大融资服务的地域范围, 并弥补了传统金融服务在时空方面触达性不强等问题。

本文研究发现数字金融对银行信贷具有显著的替代作用, 并从不同维度丰富和拓展了数字金融与企业融资的研究视域, 对于深化社会融资体系与微观企业之间的联系, 提高与疏通“资金供给—融资需求”的传导效率也具有一定启示作用。基于上述结论, 本文提出政策建议:

第一, 本文发现数字金融能够显著降低企业对银行信贷融资的依赖, 原因在于数字金融增进了融资双方的信息对称度, 通过“去中介化”效应降低了企业融资成本, 可见数字金融俨然已经成为丰富企业融资渠道的重要金融业态, 因此未来数字金融的发展应深度围绕“数字金融服务实体经济”的理念, 充分发挥数字金融网络化、多场景的技术平台优势, 强化数字金融平台融资渠道多元、信息披露充分、服务触达性强及融资成本低等功能基点, 以此持续升级数字金融的覆盖广度和使用深度, 为具有融资需求的企业提供精准的金融服务, 力求打通“资金供给—融资需求”的传导链条, 使金融体系与实体经济有效衔接, 为实体经济发展打造高质量的金融体系。

第二, 虽然传统金融模式发达的区域基本位于东部, 但在中西部, 数字金融也能够使企业显著降低对信贷融资的依赖, 这从侧面说明数字金融为中西部地区提供了更多传统金融模式之外的融资渠道, 并打破了传统金融模式在地域上的局限性, 鉴于此, 应针对不同区域制定差异化的金融发展策略: 对于东部发达地区, 应积极推动传统银行机构的数字化转型, 加大该区域针对数字技术化金融平台的研发与应用, 在金融规模充分的前提下提升金融体系的服务效率; 对于中西部地区, 尤其是传统金融资源较为匮乏的区域, 应在传统金融服务模式的基础上大力发展数字金融, 利用数字金融的技术优势充分识别中西部地区具有发展潜力的企业, 尤其是该区域具有潜力的创新型企业, 以数字金融的“普惠性”特征有效弥补传统金融体系在中西部地区服务效率不高等情形, 力求通过数字金融的发展平衡区域金融发展差距,

第三，数字金融促使企业降低对银行信贷的依赖，实质体现了数字金融与传统银行之间的竞合关系，在此背景下，推动传统银行的高效转型尤为重要，因此银行体系应借助数字金融的技术平台与功能优势，并注重数字金融在缓解融资约束、降低融资成本、扩充融资渠道和增进信息对称度等方面的功效，不断开拓新的服务模式和业务功能，以更好缓解数字金融产生的替代性冲击，力图形成传统银行体系与数字金融的互补效应。再者，本文结论也意味着数字金融打破了传统银行机构在融资体系中的垄断地位，数字金融在信贷业务、支付业务及其他金融业务等方面的深度拓展，不仅对促进资金供给者的良性竞争产生了催化作用，也对优化金融结构、降低融资风险过度集中、拓展金融服务的可达性等发挥了积极作用，因此监管部门要协调好传统银行体系与数字金融之间的关系，通过多层次融资平台的形成推动金融体系的和谐发展。

【参考文献】

- [1] 陈大鹏, 施新政, 陆瑶, 李卓. 员工持股计划与财务信息质量[J]. 南开管理评论, 2019 (1): 166-180
- [2] 陈文, 陈小辉. FinTech 创新中的“有为政府”与“有效市场”——来自中国网贷行业的证据[J]. 国际金融研究, 2021 (3): 27-36
- [3] 邓建平, 曾勇. 金融生态环境、银行关联与债务融资——基于我国民营企业的实证研究[J]. 会计研究, 2011 (12): 33-40
- [4] 杜金岷, 韦施威, 吴文洋. 数字普惠金融促进了产业结构优化吗?[J]. 经济社会体制比较, 2020 (6): 38-49
- [5] 杜勇, 谢瑾, 陈建英. CEO 金融背景与实体企业金融化[J]. 中国工业经济, 2019 (5): 136-154
- [6] 方军雄. 所有制、制度环境与信贷资金配置[J]. 经济研究, 2007 (12): 82-92
- [7] 封思贤, 郭仁静. 数字金融、银行竞争与银行效率[J]. 改革, 2019 (11): 75-89
- [8] 傅秋子, 黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. 金融研究, 2018 (11): 68-84
- [9] 郭峰, 王靖一, 王芳, 孔涛, 张勋, 程志云. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学 (季刊), 2020 (4): 1401-1418
- [10] 何剑, 魏涛, 刘炳荣. 数字金融、银行信贷渠道与货币政策传导[J]. 金融发展研究, 2021 (2): 3-13
- [11] 何宗樾, 宋旭光. 数字金融发展如何影响居民消费[J]. 财贸经济, 2020 (8): 65-79
- [12] 黄浩. 数字金融生态系统的形成与挑战——来自中国的经验[J]. 经济学家, 2018 (04): 80-85.
- [13] 黄锐, 赖晓冰, 赵丹妮, 汤子隆. 数字金融能否缓解企业融资困境——效用识别、特征机制与监管评估[J]. 中国经济问题, 2021 (1): 52-66
- [14] 黄益平, 黄卓. 中国的数字金融发展: 现在与未来[J]. 经济学 (季刊), 2018 (4): 1489-1502
- [15] 黄益平, 陶坤玉. 中国的数字金融革命: 发展、影响与监管启示[J]. 国际经济评论, 2019 (6): 24-35
- [16] 江红莉, 蒋鹏程. 数字金融能提升企业全要素生产率吗? ——来自中国上市公司的经验证据[J]. 上海财经大学学报, 2021 (3): 3-18
- [17] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 杨威. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2020 (1): 81-98
- [18] 李建军, 李俊成. “一带一路”倡议、企业信贷融资增进效应与异质性[J]. 世界经济, 2020 (2): 3-24
- [19] 梁艳, 杨振兴, 姜玉萍. 银行高管、社会联结与银行的风险承担[J]. 现代财经 (天津财经大学学报), 2016 (6): 80-88
- [20] 廖婧琳, 胡妍, 项后军. 数字普惠金融发展缓解了企业融资约束吗?——基于企业社会责任的调节效应[J]. 云南财经大学学报, 2020 (9): 73-87
- [21] 刘澜飏, 齐炎龙, 张靖佳. 互联网金融对货币政策有效性的研究[J]. 财贸经济, 2016 (1): 61-73
- [22] 刘莉亚, 余晶晶, 杨金强, 朱小能. 竞争之于银行信贷结构调整是双刃剑吗? ——中国利率市场化进程的微观证据[J]. 经济研究, 2017 (5): 131-145
- [23] 聂秀华, 江萍, 郑晓佳, 吴青. 数字金融与区域技术创新水平研究[J]. 金融研究, 2021 (3): 132-150

- [24] 潘爽, 叶德珠, 叶显. 数字金融普惠了吗——来自城市创新的经验证据[J]. 经济学家, 2021 (3): 101-111
- [25] 钱海章, 陶云清, 曹松威, 曹雨阳. 中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J]. 数量经济技术经济研究, 2020 (6): 26-46
- [26] 阮坚, 申么, 范忠宝. 何以驱动企业债务融资降成本——基于数字金融的效用识别、异质性特征与机制检验[J]. 金融经济研究, 2020 (1): 32-44
- [27] 唐松, 赖晓冰, 黄锐. 金融科技创新如何影响全要素生产率: 促进还是抑制?——理论分析框架与区域实践[J]. 中国软科学, 2019 (7): 134-144
- [28] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020 (5): 52-66
- [29] 万佳彧, 周勤, 肖义. 数字金融、融资约束与企业创新[J]. 经济评论, 2020 (1): 71-83
- [30] 王诗卉, 谢绚丽. 经济压力还是社会压力: 数字金融发展与商业银行数字化创新[J]. 经济学家, 2021 (1): 100-108
- [31] 王馨. 互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究[J]. 金融研究, 2015 (9): 128-139
- [32] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014 (5): 731-745
- [33] 吴秋生, 黄贤环. 财务公司的职能配置与集团成员上市公司融资约束缓解[J]. 中国工业经济, 2017 (9): 156-173
- [34] 吴晓求. 互联网金融: 成长的逻辑[J]. 财贸经济, 2015 (2): 5-15
- [35] 吴雨, 李成顺, 李晓, 弋代春. 数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究[J]. 管理世界, 2020 (10): 53-64
- [36] 谢平, 邹传伟, 刘海二. 互联网金融的基础理论[J]. 金融研究, 2015 (8): 1-12
- [37] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 郭峰. 数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2018 (4): 1557-1580
- [38] 战明华, 张成瑞, 沈娟. 互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导[J]. 经济研究, 2018 (4): 63-76
- [39] 战明华, 汤颜菲, 李帅. 数字金融发展、渠道效应差异和货币政策传导效果[J]. 经济研究, 2020 (6): 22-38
- [40] 张晓玫, 潘玲. 我国银行业市场结构与中小企业关系型贷款[J]. 金融研究, 2013 (6): 133-145
- [41] 赵娜, 王博, 张珂瑜. 融资租赁、银行信贷与企业投资[J]. 金融研究, 2021 (1): 150-168
- [42] 郑万腾, 赵红岩, 范宏. 数字金融发展对区域创新的激励效应研究[J]. 科研管理, 2021, 42 (04): 138-146.
- [43] Berger A N, Udell G F. A More Complete Conceptual Framework for SME Finance[J]. Journal of Banking and Finance, 2006(11): 2945-2966
- [44] Demertzis Maria, Merler Silvia, Wolff Guntram B. Capital Markets Union and the Fintech Opportunity[J]. Narnia, 2018(1): 437-479
- [45] Florian Leon. Does Bank Competition alleviate Credit Constraints in Developing Countries?[J]. Journal of Banking and Finance, 2015, 57(6): 317-376
- [46] Jagtiani J, C Lemieux. The Roles of Alternative Data and Machine Learning in Fintech Lending: Evidence from the Lending Club Consumer Platform[J]. Financial Management, 2018(4): 1009-1029
- [47] Lee I, Shin Y. Fintech: Ecosystem, Business models, Investment Decisions and Challenges[J]. Business Horizons, 2018(1): 35-36

- [48] Lin, J. R., C. J. Wang, D. W. Chou and F. C. Chueh, Financail Constraint and The Choice between Leasing and Debt[J]. International Review of Economics and Finance, 2013, 27:171-182
- [49] Mills K.Fintech, Small Business and the American Dream: How Technology is Transforming Lending and Shaping a New Era of Small Business Opportunity[M]. Palgrave Macmillan, 2018
- [50] Temelkov Z. and S. M. Gogova. The Need for Fintech Companies as Non-bank Financing Alternatives for SME in Developing Economies[J]. International Journal of Information, Business and Management, 2018, 10(3): 25-33
- [51] Vives X. Digital disruption in banking[J]. Annual Review of Financial Economics, 2019(11): 243-272

金融科技运用与银行信贷风险 ——基于信息不对称和内部控制的视角

鲍星¹ 李巍² 李泉³

【摘要】文章通过网络爬虫构建了商业银行金融科技运用指数，利用 2013-2018 年中国银行业的数据，研究了金融科技运用与商业银行不良贷款率之间的关系，并进一步研究了不同银行金融科技运用产生的异质性作用。研究表明，商业银行金融科技运用能够有效提升商业银行内部控制水平和改善银企信贷层面信息不对称，并进而降低商业银行不良贷款率。对于信贷结构信息不对称程度较高的银行，金融科技运用的技术红利更高，能够有效缓解其信贷风险。

【关键词】金融科技；不良贷款；信息不对称；动态面板门槛模型

一、引言

目前，受到新冠肺炎疫情冲击，国际金融市场剧烈波动，各类资产价格宽幅震荡，同时国外经济体疫情形势仍然严峻。毋庸置疑，此次疫情冲击不仅对实体经济产生了负向冲击，同时，由实体经济下行引致金融系统资产质量下行的传导路径毫无疑问是畅通的。更严峻的是，我国的市场结构中，中小微企业占比较高而疫情冲击下，活下去成为多数中小微企业的唯一目标。在这样的背景下，金融系统也难以独善其身，面临着资产质量风险，如不容小觑的不良贷款风险。聚焦于银行业本身，多数学者指出，中国银行业利差在利率市场化改革向纵深发展的进程中已面临缩紧压力（王欢、郭建强，2014），银行业依赖存贷款利差而“守株待兔”的好日子并不多了。由此可见，无论是疫情冲击实体经济下行外在要求，抑或是利差缩窄向内寻求解决之道，都对银行业控制风险承担水平，提升信贷质量提出了要求。

在面临多重考验的环境下，多数银行均已认识到：变则通，通则久。一个很明显的举措是，中国银行业协会发布的 2018 年“陀螺”评价体系评价结果上显示，上榜银行的金融科技投入从此前普遍占总营业收入的 1%提升至 2%，部分城商行金融科技投入占比达到 3%以

¹ 鲍星，华东师范大学经济学院博士研究生。

² 李巍，华东师范大学经济学院经济系主任，教授，博士生导师。

³ 李泉，华东师范大学经济学院硕士研究生。

上。在全国性商业银行智能化能力排名中,排名第一的平安银行 2018 年科技年度投入 25.75 亿元,同比增长 82%, 占总营业收入达 2.2%。显然, 各大银行争夺金融科技领域的攻坚战已然打响, 各家银行均已摩肩擦掌跃跃欲试。尽管各家银行重视金融科技投入的力度空前, 但金融科技对于银行业究竟利弊几何? 金融科技投入与银行风险的互动效果如何? 疫情冲击背景下, 加快金融科技建设究竟是一个最优解还是次优解? 这些均已成为银行经营管理者以及政策制定者亟需考虑的问题。深入剖析金融科技、银行风险的相互作用机理, 无论是对于政策当局还是对于金融机构主体, 都意义重大。

本文可能的边际贡献在于: (1) 相较于邱晗等 (2018)、孙旭然等 (2020) 采用宏观变量衡量金融科技发展的做法, 本文使用网络爬虫 (python) 对各家银行金融科技运用进行了测算, 衡量了银行层面的金融科技运用指标, 考虑到了微观银行层面的差异性; (2) 以银行层面的资产规模为门限变量, 相较于主观划分阈值可能产生的估计偏误, 我们采用动态面板门槛模型分样本对金融科技运用的异质性影响提供了经验证据, 探析了金融科技运用对不同银行的差异性影响; (3) 结合中介效应检验方法以及门槛模型的估计方法, 本文验证了金融科技运用作用于商业银行信贷风险的传导机理, 识别了金融科技运用影响信贷风险的传导渠道, 从计量角度弥补了现有文献在金融科技作用商业银行信贷风险传导渠道研究的空白。

二、文献综述和研究假说

(一) 文献综述

关于金融科技对于传统银行业的影响, 目前学术界主要分为两派。一种观点认为金融科技是新时期金融行业的科技革命, 可以降低银行风险承担水平。Frame, et al., (2018) 撰文指出金融科技的核心技术可以有效改善银行信贷领域风险衡量。无独有偶, 谷政和石岩然 (2020) 认为金融科技有助于金融行业提升效率, 同时金融科技领域的一系列新技术有利于完善金融行业风险管理的覆盖层面。刘孟飞和蒋维 (2020) 撰文指出金融科技发展促进了我国银行业盈利能力的提升。薛莹和胡坚 (2020) 从金融科技提升传统金融行业服务实体经济能力的角度出发, 认为金融科技为推动经济高质量发展创造了条件。而恰恰相反, 也有一些学者对金融科技持消极态度, 认为金融科技会恶化银行经营环境。Philippon (2016) 以及 Lee 和 Shin (2018) 对于金融科技的快速发展持保留态度, 认为金融科技的使用会带来隐忧, 集聚金融风险。邱晗等 (2018) 基于蚂蚁金服用户数据构建了地级市数字金融普惠指数, 研究发现金融科技的发展使得借贷利率和净息差都有所下降。孙旭然等 (2020) 则认为金融科技与竞争推动了银行信贷结构调整, 加剧了银行风险承担水平。金洪飞等 (2020) 论证了

金融科技运用对中小银行产生了挤出效应，恶化了中小银行的生存环境。

综上所述，论及金融科技运用作用于商业银行的效用利弊，目前仍未有定论。同时，目前主流研究观点仍然关注于金融科技对金融机构总体层面的影响，而对于金融科技对不同银行的异质性影响关注不足。受到新冠肺炎疫情的冲击，中小微企业的生存环境恶化，如何顺利恢复生产经营活动成为了后疫情期实体经济复苏的关键。因此，后疫情期金融机构发展的重点之一就是发展金融科技和大数据降低银行服务成本¹，降低中小微企业的融资成本，保障六保尤其是保市场主体任务的实现。本文立足于银行层面发展金融科技的异质性影响效应，关注服务对象为中小微企业的中小银行，与大银行在金融科技发展过程中存在的差异性特征，更有利于金融机构定向聚焦自身优势发展金融科技帮助企业渡过难关。

（二）研究假说

一般而言，商业银行的内部控制主要聚焦于业务合规上，诸如业务和管理活动的内部稽核，包括资产负债表稽核、财务会计稽核、金融服务稽核等。基于大数据和信息技术而发展的金融科技领域核心技术，便利了商业银行内控合规（肖宇等，2020）。在业务风险方面，机器学习（人工智能）现在被用来进一步改善零售贷款风险衡量（Frame, et al., 2018）。通过金融科技领域技术，商业银行可以更有效规避日常经营中的风险隐患，如近期工商银行和建设银行通过大数据预警机制显著规避了原油期货暴跌的风险。可以说，商业银行通过运用金融科技，可以有效提升内部控制水平。而内部控制水平的提升可以通过两大渠道作用到商业银行信贷风险。首先，内部控制的核心要素之一“信息与沟通”，聚焦于信息在银行内部、上下级以及决策者之间的传达。高效的内部控制建设，形成了信息的良性互动，畅通了全方位的信息在各层级之间流动。对于商业银行信贷领域而言，内部控制使得信贷审核人员能够基于顺畅的信息流动，对一线信贷人员的信贷甄别状况进行有效判断，降低关系贷、骗贷等不良事件的发生概率，降低商业银行信贷风险。此外，内部控制的本质是通过制衡和监督来有效缓解代理冲突（谢志华，2009）。商业银行典型的内控方式，如不相容岗位分离、重要岗位的强制轮岗，对代理人形成有效制约，防止了代理人违反信贷程序发放人情贷款等不正当贷款（王蕾等，2019b）。

众所周知，资金供给方与资金需求方存在天然的信息不对称，供给方无法对需求方的经营状况、资信状况有效甄别，资金供给方需要付出监督成本（monitoring cost）来对信贷需求方的状况进行确认（Bernanke, et al., 1999; Kopecky and VanHoose, 2006），金融系统摩擦也由此产生。可以说，信贷层面的信息不对称以及由此衍生的金融摩擦一直是悬于宏观经

¹ 参见 2020 年政府工作报告

济稳定运行上的达摩克里斯之剑, 2008 年的次贷金融危机就是这一问题的集中体现。而这一问题在当今迎来了转机, 以大数据、人工智能、机器学习为代表的金融科技领域的前沿技术纷至沓来, 这些前沿技术的应用可以有效升级商业银行在风控和反欺诈领域的武器装备。其中, 大数据技术可以提供更全面的客户信息维度, 人工智能、云计算和区块链等技术在集中化处理海量数据的优势使得客户信息更加完备, 从而有效缓解了信贷双方信息不对称问题 (金洪飞等, 2020), 而信息不对称的缓解显著释放了商业银行信贷风险 (武春桃, 2016)。据此, 我们提出研究假说。

假说 1: 商业银行金融科技运用可以显著降低信贷风险, 二者呈现负相关关系

假说 2a: 商业银行金融科技运用可以有效提升商业银行内部控制水平, 降低商业银行信贷风险。

假说 2b: 商业银行金融科技运用, 缓解了银企层面信息不对称, 降低了银行贷款风险。

金融科技发展的根本目标在于破解传统金融服务的局限性——无法兼顾所有微观主体的金融服务需求, 降低金融供给的成本, 让所有具有金融服务需求的个人或企业获得平等、无差异的金融服务。当前, 在信贷市场上, 中小微企业受各种条件约束, 如抵押品数量不足、财务状况以及内部信息不透明 (何韧等, 2012), 获得大银行的融资或金融服务的可能性较低, 形成了信贷市场的长尾市场 (王馨, 2015), 中小银行的出现一定程度上缓解了小微企业的融资问题 (姚耀军、董钢锋, 2014), 并形成了大银行对接大企业, 小企业对接小银行的结构 (Liberti and Mian, 2008; Berger and Udell, 2011; 林毅夫、李永军, 2001; 张一林等, 2019)。毋庸讳言, 小微企业与大中型企业相比, 信息不对称问题更加突出 (姚铮等, 2013), 而相较于以大型企业或国有企业为信贷主体的大型银行, 主体客户为小微企业的中小银行在贷款层面的信息不对称程度也相应更加严峻。

当银行在信贷层面的银企信息不对称程度较低时, 银行需要付出的监督成本较少, 银行倾向于发放长期信贷 (Armstrong, et al., 2010); 而当银企信息不对称程度较高时, 银行会以短期贷款为主, 降低贷款期限 (Bharath, et al., 2008)。无独有偶, Custodio, et al., (2013) 也论证了信息不对称能够解释美国上市公司债务期限变短的现象。根据这一逻辑, 我们可以推理出, 银行信贷结构中, 短期贷款比例越高的银行, 意味着其信息不对称程度更高。金融科技运用具有缓解银企信息不对称并进而降低银行贷款风险的作用, 在不同贷款结构的银行中, 金融科技运用对贷款风险作用也会呈现出异质性。

在债务契约条款设计中, 担保 (抵押、质押) 条款的设置有助于缓解银企间的信息不对称, 减轻贷款中的逆向选择和信息不对称 (狄灵瑜、步丹路, 2019; 王蕾等, 2019a), 而信

用贷款存在严重的信息不对称问题,不良中介公司利用假合同、假订单对企业包装是银行无法企业资信状况有效甄别(庞素琳、王立,2016),此外,当企业真实的财务状况难以达到信用贷款标准时,为了能够以更加优惠的条件获得信贷融资,企业有潜在动机进行盈余管理(叶志锋等,2008),并进一步加剧了银企层面的信息不对称程度。银监会2004年《商业银行资本充足率管理办法》也体现了信用贷款这一特点。《办法》对信用贷款和抵押贷款的风险系数做出了不同的规定。抵押贷款的抵押物具有风险缓释作用,一般取得与抵押物相同的风险权重,而信用贷款的风险加权系数为100%。此外,信用贷款由于没有担保,依赖于银行对于信贷客户的资信状况来判断其风险水平,对于客户的信息要求较高(彭继增、吴玮,2014;朱冬琴、马嘉应,2012)。金融科技的出现弥合了信贷双方天然存在的信息不对称,对于依赖客户信息的信用贷款来说,金融科技的出现可以在事前、事中、事后提供了完整的信息链条,对贷款质量提供监测。故我们提出以下假说。

假说 3a: 金融科技运用对银行贷款风险的影响存在异质性,小银行金融科技运用降低贷款风险的作用更大。

假说 3b: 短期贷款比重越高的银行,金融科技运用对贷款风险影响效果越大。

假说 3c: 在信用贷款比重越高的银行,金融科技缓解信息不对称的机制效用发挥更大,贷款风险降低更多。

三、研究设计

(一) 模型设计

为了验证假说1的内容,即金融科技运用降低了银行贷款风险,我们采用回归方程(1)进行检验。其中, npl 为银行风险水平,以商业银行不良贷款率表示。 $fintech$ 为商业银行金融科技运用程度。 X_{it} 为一系列控制变量,包括宏观层面的控制变量和银行层面的控制变量。 u_i 为个体固定效应, v_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

$$npl_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 fintech_{it} + \alpha_2 X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

此外,假说3a中,我们认为金融科技运用对银行贷款风险的作用,在不同资产规模的银行下存在异质性影响。为了对异质性效果有效识别,同时考虑到内生性的影响,参考Caner和Hansen(2004)的研究,我们引入动态面板门槛模型来衡量不同制度质量下的影响效应。具体的操作细节可以参考彭星和李斌(2015)。

$$npl_{it} = \theta_1 fintech_{it} \times I(asset \leq \omega_1) + \theta_2 fintech_{it} \times I(asset > \omega_1) + X_{it} + \beta_1 npl_{i,t-1} + \alpha_i + v_t \quad (2)$$

结合前文的理论分析,不同资产规模银行金融科技运用对银行贷款风险的作用存在差异。为了验证金融科技运用是否会因为银行资产规模的不同而产生差异,本文建立了(2)式的动态面板门槛模型。具体而言, $asset$ 为银行资产规模门槛变量。 ω_1 为估计的门槛值, $I(\cdot)$ 为示性函数。

$$npl_{it} = \beta_0 + \beta_1 f \text{intech}_{it} + \beta_2 f \text{intech}_{it} * loans + \beta_3 X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

由于贷款结构数据样本量较少,如果采用门槛模型,可能存在部分分组样本量过小而对分样本估计的结果产生偏误。因此,为了对不同贷款结构下,金融科技运用对银行信贷风险的异质性作用进行实证检验。我们引入了金融科技运用与贷款结构的交互项,其中信贷结构的衡量标准包括,短期贷款比重($sloans$)以及信用贷款比重($loans$)。基于前文机制分析的猜想,交互项估计系数 β_2 的符号应为负,即贷款结构中,信用贷款比重、短期贷款比重越高的银行,金融科技运用对银行信贷风险的舒缓作用也更强烈。

为了对内部控制这一中介传导机制进行实证验证,我们采用温忠麟(2004)提出的中介效应检验方法。主要步骤如下:

$$npl_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 f \text{intech}_{it} + \alpha_2 X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$ic_{it} = \mu_0 + \mu_1 f \text{intech}_{it} + \mu_2 X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$npl_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 f \text{intech}_{it} + \gamma_2 ic_{it} + \gamma_3 X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

检验的具体操作环节为:首先对模型(4)进行回归,检验系数 α_1 的显著性。如果 α_1 显著,进行进一步的中介效应检验。 α_1 不显著,则停止中介效应检验。接下来检验模型(5)的回归系数 μ_1 的显著性。最后,对模型(6)进行回归,如果 μ_1 和 γ_2 都显著,这表明存在中介效应;在此基础上,如果 γ_1 系数显著为负,而且系数 γ_1 的数值相比系数 α_1 的数值有所下降,这表明存在部分中介效应。相反,如果系数 γ_1 不显著,但系数 γ_2 显著,这表明内部控制扮演了完全的中介作用。如果 μ_1 和 γ_2 至少有一个不显著,需要通过 Sobel 检验来判断中介效应的存在与否¹。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

银行贷款风险。在基准实证中,我们以银行层面的不良贷款率(npl)衡量银行贷款风险。在后文的稳健性检验中,我们以银行风险加权资产占总贷款的比重($risk$)作为银行贷款风险的替代指标进行稳健性检验。

¹ Sobel 检验的细节可以参见 Sobel (1982)。

2. 解释变量

金融科技运用 (fintech)。金融科技运用作为本文的关键解释变量, 如何科学准确地衡量银行层面的金融科技运用至关重要。然而, 目前各大银行的金融科技投入相关数据仍然公布较少, 各大银行的金融科技发展程度在某种程度上仍然属于黑箱。受到郭品和沈悦(2015)通过百度关键词搜索记录来测算互联网金融发展经典做法的启发, 我们参照了金洪飞等(2020)以关键词搜索记录为基准采用文本挖掘法构建银行金融科技运用指标的做法, 通过网络爬虫 python 量化了银行层面的金融科技运用指标。具体地, 我们挑选了银行业在金融科技领域的五项关键技术, 即大数据、区块链、人工智能、物联网、云计算。在百度搜索中, 利用 python 对五个关键技术与银行名称排列组合进行百度搜索, 如: “中国银行” + “云计算”。然后, 根据样本银行在五大领域的记录条数, 利用主成分分析法构建了权重系数, 通过加权构造了金融科技运用的具体指标。

内部控制 (ic)。本文采用深圳迪博内部控制指数来衡量内部控制质量。该指数以企业内部控制框架基本框架体系为基础, 从内部控制战略、经营、报告、合规和资产安全五大目标的实现程度设计内部控制基本指数。在此基准上, 将内部控制重大缺陷作为修正目标, 对内部控制指数进行补充与修正。当然, 目前衡量内部控制的通用方法, 包括本文的衡量方法均针对上市公司, 这也导致了本文的内部控制样本量有所缩小。

3. 控制变量

为了控制其他影响银行贷款风险的因素, 我们选取了宏观层面和微观层面的控制变量来控制其他因素的影响。宏观层面的控制变量有: (1) 上证综指的对数值。参考王晋斌和李博(2017)的做法, 以上证综指来衡量金融市场的整体状况。(2) 全社会固定资产投资增速。王晋斌和李博(2017)认为商业银行信贷投放存在逆周期特征, 即商业银行在经济繁荣、固定资产投资旺盛的情况下风险承担行为更加谨慎, 银行不良贷款率水平更低。

微观层面的控制变量 (银行特质控制变量) 有: (1) 资产规模。(2) 存贷比, 以样本银行贷款总额与存款总额的比值来表示。(3) 运营成本。为了控制银行经营能力对于银行追求风险资产的倾向的影响, 我们加入运营成本来控制银行的经营能力。(4) 非利息收入占比。为了控制因为传统利息收入下降, 银行追求高收益率风险资产的倾向, 我们加入了非利息收入占比来控制这一因素。(5) 财务杠杆率。反应商业银行管理者的风险态度及取向。变量选择及介绍见表 1。

表 1 变量定义表

变量类别		变量名称	变量计算	单位
被解释变量	信贷风险	风险加权资产占比 (risk)	风险加权资产占总贷款的比重	%
		不良贷款率 (npl)	不良贷款占总贷款的比重	%
解释变量	金融科技	金融科技运用 (fintech)	主成分分析法构建	万次
	内部控制	内部控制指数 (ic)	深圳迪博内部控制指数	
调节变量	信贷结构	短期贷款比重 (sloans)	短期贷款占总贷款的比重	%
		信用贷款比重 (loans)	信用贷款占总贷款的比重	%
控制变量	宏观层面	上证综指 (sp)	上证综指的年度收盘价	
		全社会固定资产投资增速 (fixg)	全社会固定资产投资的增速	%
	微观层面	资产规模 (asset)	各银行资产规模	百亿元
		存贷比 (dlr)	贷款/存款	
		非利息收入占比 (nir)	非利息收入/营业收入	%
		运营成本 (oc)	运营成本/总资产	
		财务杠杆率 (flr)	息税前利润/营业利润	

由于存在缺失数据，样本数据为典型的非平衡面板数据¹。其中贷款结构数据包括信贷结构——信用贷款比重 (loans) 和信贷期限结构——短期贷款比重 (sloans) 数据，多数银行并未公布，根据年报收集的贷款结构数据数量有所下降。sloans 的最大值为 0.991，可见，在银企信息不对称程度较高的银行，其贷款近乎只集中于短期贷款。金融科技运用 (fintech) 的最小值为 0，对应的为五个维度的搜索记录均为空的样本个体，最大值为 9.916²。

(三) 数据来源

本文的宏观层面控制变量数据来源于国家统计局。此外，本文的基准实证以及面板门槛数据的样本期间为 2013-2018 年，银行层面数据来源于 bankscope 数据库和银行年报。我们的非平衡面板数据包含的样本银行横截面个体数为 208 家，囊括了国有银行、股份制银行、城市商业银行和农村商业银行。在涉及贷款结构交互项的实证部分，由于银行贷款结构数据缺失较为严重，总体样本容量有所降低。而在中介效应检验部分，我们的样本期间为 2009-2018 年。这部分研究起点设置为 2009 年的原因在于，迪博内部控制指数数据库公布的上市商业银行中内部控制指数起点多为 2009 年，仅个别银行存在更早年度的内部控制指数数据。为了保持时间跨度的一致，同时为了尽可能获得更多的数据，我们将样本起点确定

¹ 限于篇幅，描述性统计结果正文并未报告，备索。

² 需要说明的是，由于存在部分中小银行五项核心技术爬虫记录均为空的存在，会导致回归时出现共线性，金融科技运用指标回归结果无法报告。在不改变该银行 2013 年到 2018 年金融科技运用纵向变化趋势，以及不改变其与其他银行之间横向对比变化趋势的前提下，参考陆铭和陈钊（2004）将 0 值加 1 的做法，我们对五项技术爬虫均为空的记录，记为 10⁻⁵。

为 2009 年。这部分上市商业银行的横截面个体数为 16 个，包含国有银行以及各大上市股份制银行。

四、实证结果分析

（一）基准实证

表 2 报告了基准实证的相关结果。回归（1）为混合效应回归的相关结果，回归结果表明，金融科技运用对银行不良贷款具有负向作用，效应幅度为 0.0871，在 10%的显著水平上显著。进一步，我们使用个体时点双固定效应模型对金融科技运用的效果进行了实证检验，回归（2）的估计结果表明，金融科技运用会降低商业银行不良贷款率，其估计系数为-0.1127。但遗憾的是，该项估计系数并不显著。尽管在控制变量的选择上，我们已尽可能关注到了可能影响商业银行不良贷款率的其他因素，但仍然可能存在内生性影响，因此，我们使用系统 GMM 估计方法对实证结果进行了再检验，回归（3）为相应的估计结果。回归（3）Sargan 检验的 P 值为 0.2916，表明无法拒绝“所有工具变量均有效”的原假设，可以得出回归（3）工具变量设定合理，不存在过度识别。下文与此处类似，本文不再赘述。回归（3）结果表明，金融科技运用可以显著抑制商业银行不良贷款的率的攀升，负向作用幅度为 0.0782，且在 1%的水平上显著。实证结果表明，金融科技运用对于商业银行经营具有正向刺激作用，这与金洪飞等（2020）的研究结论一致，假说 1 得到验证。

表 2 基准实证结果

	(1)	(2)	(3)
	POOL	FE	SGMM
	npl	npl	npl
fintech	-0.0871* (-1.7331)	-0.1127 (-1.0426)	-0.0782*** (-11.4917)
_cons	0.6881** (2.2131)	-1.1934** (-2.5330)	-1.3595*** (-5.4299)
控制变量	Y	Y	Y
时间固定效应	N	Y	N
个体固定效应	N	Y	Y
N	962	962	782
adj. R ²	0.267	0.101	
AR (2)			0.1028
Sargan			0.2916

注：（）内报告的为估计量对应的 t 统计量值，*、**、***分别代表在 10%、5%、1%显著水平下显著，AR (2) 和 Sargan 检验展示的为对应 p 值。

（二）传导机制检验

为了对金融科技运用作用于银行不良贷款的传导渠道进行验证,我们分别采用了中介效应模型以及门槛模型对传导机制进行了分析。

1. 内部控制视角

表 3 报道了以内部控制为中介变量的中介效应检验结果。这里的样本容量相较于基准回归有所降低,原因在于,内部控制传导渠道的估计样本为上市商业银行的数据。基准回归(1)为混和效应模型,回归(2)为系统 GMM 估计的结果,估计结果表明,金融科技运用对不良贷款具有显著的负向抑制作用,与基准回归结果一致,且估计结果显著性明显,均在 1% 显著水平上显著。回归(3)、回归(4)报告了以内部控制指数为被解释变量的实证估计结果,其估计结果显示,金融科技运用可以提升商业银行内部控制水平,完善商业银行内部控制基础设施建设。金融科技在信息化和数字化方面的巨大优势,便利了商业银行的内控合规(肖宇等, 2020)。同时,基于金融科技的前沿技术机器学习可以有效帮助商业银行完善商业银行信贷风险审核机制(Frame, et al., 2018)。而回归(5)和回归(6)的结果显示,首先与前文一致,金融科技运用可以有效降低商业银行不良贷款水平,金融科技运用的估计系数为-0.0003,在 1% 的显著水平上显著;其次,商业银行内部控制水平的提升,可以显著降低商业银行不良贷款率,这与王蕾等(2019b)以及 Sekyi 和 Moreno(2017)的结论一致。根据中介效应检验的标准流程,由于回归(3)和回归(4)中 fintech 的估计系数并不显著,我们需要做 Sobel 检验来对可能存在的中介效应证实或证伪。Sobel 检验的 Z 统计量估计值为 2.272,大于 5%显著水平上的临界值 0.97,在 5% 的显著水平上可以拒绝不存在中介效应的原假设。据此,我们得到金融科技运用作用于商业银行信贷风险时,商业银行内部控制起到了显著的中介效应,与假说 2a 一致。

表 3 内部控制中介效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	POOL	SGMM	POOL	SGMM	POOL	SGMM
	npl	npl	ic	ic	npl	npl
fintech	-0.0004** (-2.4276)	-0.0009*** (-3.4506)	0.0149 (0.2316)	0.1142 (0.8535)	-0.0003*** (-3.7040)	-0.0007*** (-2.9399)
ic					-0.0007** (-2.5523)	-0.0007*** (-4.2417)
_cons	-0.6161* (-1.7325)	-1.0089* (-1.9500)	930.6038*** (6.4424)	920.7682*** (2.7378)	0.0466 (0.1020)	-0.0241 (-0.0438)

控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	N	N	N	N	N	N
个体固定效应	N	Y	N	Y	N	Y
N	144	128	142	126	142	128
adj.R ²	0.695		0.346		0.745	
Sobel 检验			Z=2.272>0.97			
AR (2)		0.2025		0.1658		0.1880
Sargan		0.1827		0.3561		0.3079

2.信息不对称视角

前文通过中介效应检验,我们已经验证了内部控制在金融科技运用作用商业银行信贷风险时的中介效应渠道,然而由于学术界尚未有明确的指标可以有效衡量银行与企业层面的信息不对称程度,故我们无法按照中介效应检验来对金融科技运用是否存在改善信息不对称,并进而释放商业银行信贷风险的传导机制进行验证。基于此,我们另辟蹊径。按照前文的理论叙述,如果金融科技运用降低银企信息不对称程度的传导渠道成立,相应的,在银行信贷结构中,信息不对称程度越高的银行,金融科技运用降低银行信贷风险的效用也更强烈。按照这一逻辑,我们采用门槛模型以及包含交互项的估计模型对这一猜想进行验证。

(1) 资产规模门限效应

门槛变量资产规模的单一门槛 F 值为 21.61,在 10%的显著水平上通过了单一门槛效应检验,且门限值为 14.47¹。以估计出的门槛值为基准,我们以资产规模做为门限变量对金融科技运用作用于商业银行不良贷款的差异性影响进行检验。表 4 为动态面板门槛模型的估计结果。回归(2)中,在资产规模(asset)小于门槛值 14.47 时,金融科技运用(fintech)项的估计系数为-14.9528,且在 1%的显著水平上显著,而当银行资产规模(asset)超过门槛值 14.47 后,金融科技运用(fintech)项的估计系数为-0.0683。这与假说 3a 的猜想一致。但是,由于前文我们已经论证了金融科技运用完善内部控制这一传导机制的存在,所以至此为止,我们仍无法排除另外一种可能性,即中小银行的内部控制水平较低,而大银行内部控制水平更加完善,金融科技运用通过完善内部控制这一传导渠道,使得中小银行信贷风险下降程度更大,而不是存在假说 2b 的缓解信息不对称机制。为了验证这一机制,我们继续对样本银行分类别检验。

¹ 限于篇幅,门槛效应检验、似然比检验的结果正文并未报告,备索。

表 4 以资产规模门限变量的动态面板门限模型估计结果

	(1)	(2)
	SGMM	SGMM
	npl	npl
fintech	2.5891	-14.9528***
(asset<14.47)	(0.3187)	(-3.8079)
fintech	-0.0503	-0.0683***
(asset>14.47)	(-0.3249)	(3.7941)
_cons	0.5691***	-0.5988
	(5.2359)	(-1.1076)
控制变量	N	Y
时间固定效应	N	N
个体固定效应	Y	Y
N	950	771
AR (2)	0.5454	0.1157
Sargan	0.1347	0.4453

(2) 贷款结构异质性检验

由于贷款结构数据多数银行并不公布,故收集到的贷款结构数据样本容量有了大幅下跌,而门槛模型由于涉及到分组,在样本容量不足的情况下,部分分组样本容量过低会导致估计结果存在偏误。因此,我们采用含有贷款结构与金融科技运用交互项的实证模型来验证不同贷款结构下,金融科技运用是否会对不良贷款产生异质性影响。表 5 为相应的估计结果。其中,回归(1)和回归(2)为包含信用贷款比重和金融科技运用 $\text{fintech}*\text{loans}$ 交互项的估计结果, $\text{fintech}*\text{loans}$ 交互项的估计系数均为负。与此同时,系统 GMM 估计(3)中,交互项 $\text{fintech}*\text{loans}$ 的估计系数为-0.5082,且在 1%显著水平上显著,其经济含义为:信用贷款比重越高的银行,金融科技运用缓解信息不对称降低银行信贷风险的效应更大,与假说 3c 不谋而合。此外,我们又对包含短期贷款比重和金融科技运用 $\text{fintech}*\text{sloans}$ 交互项的实证方程进行了回归。混和效应回归(4)的结果以及个体时点双固定效应回归(5)的结果中, fintech 项的估计系数与上文一致。系统 GMM 估计(6)的估计结果显示,金融科技运用对不良贷款的负向抑制效应幅度为 0.1928,在 1%的显著水平上显著,而 $\text{fintech}*\text{sloans}$ 的交互项估计系数为-0.2802,同时也在 1%显著水平上显著,实证意义为当短期贷款比重 sloans 越高时,金融科技应用对商业银行信贷风险的抑制作用更为强烈,这与我们的假说 3b 一致。

表 5 含交互项的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	POOL	FE	SGMM	POOL	FE	SGMM
	npl	npl	npl	npl	npl	npl
fintech	-0.0165 (-0.1151)	0.0025 (0.0140)	0.0951 (1.5140)	-0.5061 (-0.8068)	-1.3410 (-1.4081)	-0.1928*** (-9.4953)
fintech*sloans				0.2457 (0.1426)	2.5824 (1.0533)	-0.2802*** (-4.7273)
fintech*loans	-0.2541 (-0.5089)	-0.3725 (-0.7050)	-0.5082*** (-2.6624)			
_cons	0.6854** (2.1716)	-1.5727*** (-2.8165)	-0.5706 (-1.3598)	1.0607** (2.5924)	-0.2980 (-0.4387)	-0.0415 (-0.4512)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	N	Y	N	N	Y	N
个体固定效应	N	Y	Y	N	Y	Y
N	868	868	714	231	231	180
adj.R ²	0.262	0.265		0.327	0.161	
AR (2)			0.1704			0.1678
Sargan			0.2064			0.8790

至此，由于无法判断，内部控制与银行信贷结构的互动机理，我们无法排除金融科技运用通过提高内部控制质量这一传导机制，导致不同信贷结构银行金融科技运用对信贷风险呈现异质性作用的结果。因此，我们仍然无法对存在金融科技运用缓解银企信息不对称这一传导机制作出定论。为了验证这一传导机制，需要厘清内部控制对商业银行信贷结构的影响机理。一般而言，一方面，当内部控制能力强体现为更严格的贷款要求时，在贷前剔除高收益但高风险的项目，那么一家银行内部控制能力越强，越倾向于限制信用贷款和中长期贷款的发放（因为风险相对较高）。持类似观点的有王蕾等（2019a），其认为内部控制质量越高的银行，越倾向于采用质押和抵押的贷款担保方式。另一方面，当内部控制能力强体现为更强的贷后监管与风控能力，那么一家银行的内部控制能力越强，为了获取更高的收益，越倾向于信用贷款和中长期贷款发放。这两种效应作用效果相反，为了识别内部控制对银行信贷结构作用效果，我们以信贷结构（loans）作为被解释变量，内部控制指数（ic）作为解释变量实证验证¹。

¹ 需要说明的是，由于信贷期限结构数据（sloans），多数上市商业银行并未公布，样本量过小，无法通过计量方法进行估计，本文并未报告相关结果。

表 6 内部控制对信贷结构影响效应的估计结果

	(1)	(2)	(3)
	POOL	FE	SGMM
	loans	loans	loans
ic	0.0001** (2.5391)	0.0001 (0.5882)	0.0001* (1.6763)
_cons	-0.1058 (-1.2354)	-0.0176 (-0.1197)	-0.0720** (-2.0196)
控制变量	Y	Y	Y
时间固定效应	N	Y	N
个体固定效应	N	Y	Y
N	142	142	128
adj.R ²	0.468	0.649	
AR (2)			0.1200
Sargan			0.1936

注：*、**、***分别代表在 10%、5%、1%显著水平下显著。

表 6 报告了相应的估计结果。回归 (1) 为混合效应回归的结果, 内部控制 (ic) 在 5% 的显著水平上显著为正, 表明内部控制的提高会促进信用贷款比重的提升。回归 (3) 的结果与之类似, 内部控制 (ic) 在 10% 显著水平上显著为正。由此可知, 第二种传导机制的效果更加强烈。简而言之, 商业银行内部控制质量越高, 信用贷款比重越高。而表 5 中金融科技运用和信用贷款比重 $fintech*loans$ 交互项估计结果显著为负, 即信用贷款比重越高, 金融科技运用降低信贷风险的效用越强烈。而同时商业银行内部控制质量越高, 信用贷款比重越高 (表 6 的估计结果), 故而如果仅仅存在完善内部控制这一传导渠道的话, $fintech*loans$ 交互项估计结果应该显著为正, 与事实相悖。综合以上, 我们认为, 存在金融科技运用降低银企信息不对称这一传导机制, 假说 2b 得到证明。在这一传导机制的基础上, 中小银行、短期贷款比重较高的银行、信用贷款比重较高的银行, 由于其信贷层面信息不对称程度更高, 金融科技运用降低信息不对称的效应发挥更为强烈, 这三类银行的信贷风险降低幅度也更大。

(三) 稳健性检验

在稳健性检验部分, 我们分别采用了替换被解释变量以及改变估计方法来对本文实证结果的稳健性作出判断¹。首先, 由于前文我们使用不良贷款率作为被解释变量, 在稳健性检验部分, 我们选用风险加权资产占总贷款的比重作为银行信贷风险的替代变量, 采用了混合效应估计、个体时点双固定效应估计、系统 GMM 估计方法进行了回归, 金融科技运用 ($fintech$) 的估计系数显著为负, 内部控制指数 ic 显著为负, 与前文相契合。其次, 考虑到前文我们

¹ 限于篇幅, 稳健性检验回归结果, 正文并未报告, 备索。

对于动态面板门槛模型采用的估计方法为系统 GMM 估计，在稳健性检验部分，我们采用差分 GMM 估计对本文估计结果的稳健性进行判断。其中，fintech 显著为负，交互项 fintech*asset 显著为正，表明银行资产规模越大，商业银行金融科技运用对不良贷款的作用幅度反而更小。差分 GMM 回归中，交互项 fintech*loans 的估计结果显著为负，与前文一致。

五、结论与建议

本文以商业银行金融科技运用作为核心线索，梳理了金融科技运用对商业银行信贷风险的影响机制。本文通过爬虫（python）构建了商业银行金融科技运用指数，基于 208 家商业银行 2013-2018 年的非平衡面板数据，对金融科技运用作用商业银行信贷风险的影响机理进行实证检验。研究表明：第一，金融科技运用可以通过缓解银企信息不对称以及提升商业银行内部控制水平，来降低商业银行不良贷款率。第二，在信贷层面信息不对称程度越高的银行，如：中小银行、信用贷款比重较高的银行、短期贷款为主的银行，金融科技运用通过降低信息不对称的传导机制发挥效用更大，表现为商业银行不良贷款率下降更多。可以说，对于信贷结构信息不对称程度较高的银行，发展金融科技技术，夯实金融科技应用水平对于其具有更强的技术红利。

当前，金融行业竞争的焦点已经聚焦在新型金融技术、新型金融服务模式、新型风险管理模式，即金融科技领域的核心技术。同时，尽管我国抗击疫情已经取得了阶段性胜利，但是新冠肺炎对我国实体经济造成的负面冲击仍未有效缓解，且国外主要经济体的新冠肺炎疫情仍然不容乐观，全球经济增长前景可以说是扑朔迷离。值此背景下，更好地发挥金融系统服务实体经济的能力，防范疫情冲击下实体经济下行可能产生的金融风险至关重要。本文的研究结论表明，金融科技领域的核心技术可以有效帮助商业银行控制信贷领域风险，降低商业银行风险承担。然而，新技术必然是具有两面性，金融科技的发展势必会带来一定程度的隐忧，集聚金融风险（Philippon, 2016; Lee and Shin, 2018）。因此，当务之急，如何做好新技术运用与防范新技术运用可能带来的金融风险之间的权衡是商业银行监管者迫切需要做好的任务。

根据以上结论，本文提出以下政策建议：一是商业银行应该在对新型金融风险实施严密监控的基础上，大力发展金融科技核心领域技术，夯实前沿技术领域的占有率，以此来降低商业银行信贷风险。二是鼓励中小银行后来居上，加大金融科技领域核心技术投入，有效发

挥普惠金融的政策红利。毫无疑问，本次疫情冲击下，占据企业比例 95% 以上的中小微企业¹受到冲击最为严重，同时中小微企业在我国经济结构中吸纳了 90% 以上的就业²。因此，鼓励服务对象集中于中小微企业的中小银行发展金融科技核心技术，全面释放金融科技降低信贷层面信息不对称的技术红利，更好地为中小微企业注入资金活水，是平稳过渡后疫情期，助力实体经济复苏的必然选择。三是商业银行在经营活动中，需加大重视内部控制在控制信贷风险上的显著作用，完善全方位内部控制基础设施建设，夯实内部控制防控网络。

¹ 参见《张军：中小微企业何去何从？》，新浪财经，2020-05-15，网址：<http://finance.sina.com.cn/review/jcgc/2020-05-15/doc-iircuyvi3279396.shtml>。

² 参见《国务院总理李克强回答中外记者提问（实录全文）》，新华网，2020-5-28，网址：http://www.xinhuanet.com/politics/2020lh/2020-05/28/c_1210637126.htm。

【参考文献】

- [1] 狄灵瑜、步丹璐, 2019. 审计质量的提高有助于企业获得更多的信用贷款吗. 审计研究, (02):91-99.
- [2] 谷政、石岩然, 2020. 金融科技助力防控金融风险研究. 审计与经济研究, 35(01):16-17+11.
- [3] 郭品、沈悦, 2015. 互联网金融对商业银行风险承担的影响: 理论解读与实证检验. 财贸经济, (10):102-116.
- [4] 何韧、刘兵勇、王婧婧, 2012. 银企关系、制度环境与中小微企业信贷可得性. 金融研究, (11):103-115.
- [5] 金洪飞、李弘基、刘音露, 2020. 金融科技、银行风险与市场挤出效应. 财经研究, 46(05):52-65.
- [6] 林毅夫、李永军, 2001. 中小金融机构发展与中小企业融资. 经济研究, (01):10-18+53-93.
- [7] 刘孟飞、蒋维, 2020. 金融科技促进还是阻碍了商业银行效率?——基于中国银行业的实证研究. 当代经济科学, 42(03):56-68.
- [8] 陆铭、陈钊, 2004. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距. 经济研究, (06):50-58.
- [9] 庞素琳、王立, 2016. 信用贷款风险中反向 CDS 协议设计与定价模型. 管理科学学报, 19(06):114-124.
- [10] 彭继增、吴玮, 2014. 资本监管与银行贷款结构——基于我国商业银行的经验研究. 金融研究, (03):123-137.
- [11] 彭星、李斌, 2015. 贸易开放、FDI 与中国工业绿色转型——基于动态面板门限模型的实证研究. 国际贸易问题, (01):166-176.
- [12] 邱晗、黄益平、纪洋, 2018. 金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角. 金融研究, (11):17-29.
- [13] 孙旭然、王康仕、王凤荣, 2020. 金融科技、竞争与银行信贷结构——基于中小企业融资视角. 山西财经大学学报, 42(06):59-72.
- [14] 王欢、郭建强, 2014. 利率市场化、非利息收入与银行净利差. 金融论坛, 19(08):3-12+49.
- [15] 王晋斌、李博, 2017. 中国货币政策对商业银行风险承担行为的影响研究. 世界经济, 40(01):25-43.
- [16] 王蕾、郭芮佳、池国华, 2019a. 银行内部控制质量如何影响信贷风险?——基于行业风险识别视角的实证分析. 中南财经政法大学学报, (04):3-12+158.
- [17] 王蕾、张向丽、池国华, 2019b. 内部控制对银行信贷风险的影响——信息不对称与代理成本的中介效应. 金融论坛, 24(11):14-23+54.
- [18] 王馨, 2015. 互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究. 金融研究, (09):128-139.
- [19] 温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云, 2004. 中介效应检验程序及其应用. 心理学报, (05):614-620.
- [20] 武春桃, 2016. 信息不对称对商业银行信贷风险的影响. 经济经纬, 33(01):144-149.
- [21] 肖宇、李诗林、梁博, 2020. 新冠肺炎疫情冲击下的银行业金融科技应用: 理论逻辑、实践特征与变革路径. 金融经济研究, 35(03):90-103.
- [22] 谢志华, 2009. 内部控制: 本质与结构. 会计研究, (12):70-75+97.
- [23] 薛莹、胡坚, 2020. 金融科技助推经济高质量发展: 理论逻辑、实践基础与路径选择. 改革, (03):53-62.
- [24] 姚耀军、董钢锋, 2014. 中小银行发展与中小企业融资约束——新结构经济学最优金融结构理论视角下的经验研究. 财经研究, 40(01):105-115.
- [25] 姚铮、胡梦婕、叶敏, 2013. 社会网络增进小微企业贷款可得性作用机理研究. 管理世界, (04):135-149.
- [26] 叶志锋、胡玉明、纳超洪, 2008. 基于银行借款融资动机的盈余管理研究——来自中国证券市场的经验证据. 山西财经大学学报, (01):118-124.
- [27] 张一林、林毅夫、龚强, 2019. 企业规模、银行规模与最优银行业结构——基于新结构经济学的视角. 管理世界, 35(03):31-47+206.

- [28] 朱冬琴、马嘉应, 2012. 信用贷款、金融发展与企业家声誉的信号传递. 上海经济研究, 24(05):36-47.
- [29] Armstrong, C.S., Guay, W.R., and Weber, J.P., 2010. The role of information and financial reporting in corporate governance and debt contracting. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3): 179-234.
- [30] Berger, A.N., and Udell, L., 2011. Bank size, lending technologies, and small business finance. *Journal of Banking & Finance*, 35(3): 724-735.
- [31] Bernanke, B.S., Gertler, M., and Gilchrist, S., 1999. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of Macroeconomics*, 1: 1341-1393.
- [32] Bharath, S.T., Sunder, J., and Sunder, S.V., 2008. Accounting quality and debt contracting. *The Accounting Review*, 83(1): 1-28.
- [33] Caner, M., and Hansen, B.E., 2004. Instrumental variable estimation of a threshold model. *Econometric Theory*, 20(5): 813-843.
- [34] Custódio, C., Ferreira, M.A., and Laureano, L., 2013. Why are US firms using more short-term debt?. *Journal of Financial Economics*, 108(1): 182-212.
- [35] Frame, W. S., Larry, W., and Lawrence, J.W., 2018. "Technological Change and Financial Innovation in Banking: Some Implications for Fintech." Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper Series 2018.11.
- [36] Kopecky, K.J., and VanHoose, D., 2006. Capital regulation, heterogeneous monitoring costs, and aggregate loan quality. *Journal of Banking and Finance*, 30(8): 2235-2255.
- [37] Lee, I., and Shin, Y.J., 2018. Fintech: Ecosystem, business models, investment decisions, and challenges. *Business Horizons*, 61(1): 35-46.
- [38] Liberti, J.M., and Mian, A.R., 2008. Estimating the effect of hierarchies on information use. *The Review of Financial Studies*, 22(10): 4057-4090.
- [39] Philippon, T., 2016. The fintech opportunity[R]. National Bureau of Economic Research.
- [40] Sekyi, E.K.A., and Moreno, J.G., 2017. Internal controls and credit risk relationship among banks in Europe. *Intangible Capital*, 13(1): 25-50.
- [41] Sobel, M.E., 1982. Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models. *Sociological Methodology*, 13: 290-312.

征稿启事



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

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

作品要求:

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

投稿方式:

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

邮寄地址:

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

《国际货币评论》编辑部

HDFH
瀚信网



Global FinTech Lab
全球金融科技实验室

HDFH
瀚德科技

国金ABS云.



FINCHAIN
金融联盟链



扫码关注