

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰



科学认识与切实发展新质生产力

海外直接投资与美国货币政策不确定性传导

“一带一路”倡议的和平效应

“一带一路”倡议与全球经济治理

金融服务新质生产力发展：历史经验与中国启示

刘伟

余静文、李媛媛

曹国强、谢建国、廖陈成

汪青、杨权、刘文华、陆革

何青、胡通、梁柏林

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery Yaseen Anwar 陈雨露 Steve H. Hanke
李 扬 李若谷 任志刚

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贡圣林 曹 彤 陈卫东 丁剑平 鄂志寰 郭庆旺
焦瑾璞 Rainer Klump IL HOUNG LEE David Marsh 庞 红 Herbert Poenisch
瞿 强 Alfred Schipke 谭松涛 涂永红 汪昌云 王国刚
王 芳 肖 耿 杨 涛 曾颂华 张成思 张之骧
赵锡军 周道许 庄毓敏

主 编：张 杰
副 主 编：何 青 宋 科
编辑部主任：何 青
编辑部副主任：赵宣凯 安 然
责任编辑：黄昱洲
栏目编辑：张思瑾
美术编辑：陈一欣

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】

科学认识与切实发展新质生产力——刘伟 01

海外直接投资与美国货币政策不确定性传导

——基于创新行为的视角——余静文、李媛媛 09

“一带一路”倡议的和平效应——曹国强、谢建国、廖陈成 29

“一带一路”倡议与全球经济治理

——基于外部失衡的视角——汪青、杨权、刘文华、陆茸 55

金融服务新质生产力发展：历史经验与中国启示——何青、胡通、梁柏林 69

过度负债如何影响经济：文献述评与理论反思——马勇、周笑涵 81

转型中的最优银行结构：小银行优势理论与实践述评——王剑、刘南希 99

科学认识与切实发展新质生产力¹

刘伟²

【摘要】发展新质生产力是我国经济社会发展进入新阶段面临的重大实践问题和理论问题。习近平同志关于“新质生产力”的论述,为我们探索这一重大问题提供了指引和遵循。从经济理论上来说,新质生产力在经济理论上体现了对马克思主义经济学的重要创新和发展,在马克思主义生产力理论、马克思主义政治经济学理论以及马克思主义发展经济学理论等各方面均体现出时代化、中国化的新拓展;从经济实践上来说,推动新质生产力发展的重点在于需要遵循客观经济规律。新质生产力的核心在于提升全要素生产率,新质生产力的载体在于构建现代化产业体系。因此,发展新质生产力必须遵循经济社会的创新规律,创新是新质生产力的根本特征;必须遵循经济社会的产业结构演进规律,新质生产力的体现是结构高度提升;必须遵循社会主义市场经济运行规律,新质生产力的实现机制是以市场在资源配置中起决定性作用、更好发挥政府作用为基础。中国式现代化历史进程要求贯彻新发展理念,加快构建新发展格局,构建现代化经济体系,其中最根本的是构建现代化产业体系,而发展新质生产力是其重中之重。

【关键词】新质生产力 全要素生产率 现代化产业体系 创新驱动 客观经济规律

引言

2023年9月,习近平总书记在黑龙江省考察时提出“新质生产力”这一崭新的经济学理论范畴,指出要“整合科技创新资源,引领发展战略性新兴产业和未来产业,加快形成新质生产力”。³2024年1月31日中共中央政治局第11次集体学习中,习近平总书记进一步阐释了“新质生产力”的内涵和特点,就理论概括而言,“新质生产力是创新起主导作用,摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径,具有高科技、高效能、高质量特征,符合新发展理念的先进生产力质态。”就实践需要而言,“发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点,必须继续做好创新这篇大文章,推动新质生产力加快发展。”⁴2023年12月召开的中央经济工作会议对培育和推动新质生产力发展作出了进一步的战略部署和政策安排。⁵中央各部门和各级地方政府围绕如何发展新质生产力作出积极建设性回应。什么是新质生产力?为什么要发展新质生产力?怎样发展新质生产力?这些问题成为我国经济理论和发展实践需要深入研究和探索的重大问题。

一、新质生产力是经济学理论上的重要创新和发展

(一) 新质生产力的基本内涵

所谓新质生产力,正如习近平总书记所阐释的,“以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵,以全要素生产率大幅提升为核心标志,特点是创新,关键在质优,本质是先进生产力。”从根本上说,生产力是人类运用生产资料通过与自然之间能动的劳动过程创造财富的能力,即劳动者运用劳动资料作用于劳动对象形成的生产能力。正如马克思所概括的,作为生产力的集中体现,“劳动生

¹ 原载于《经济研究》2024年第3期

² 刘伟,中国人民大学原校长,中国人民大学经济学院教授,博士生导师

³ 《习近平在黑龙江考察时强调,牢牢把握在国家发展大局中的战略定位,奋力开创黑龙江高质量发展新局面》,《人民日报》2023年9月9日。

⁴ 《习近平在中共中央政治局第十一次集体学习时强调,加快发展新质生产力,扎实推进高质量发展》,《人民日报》2024年2月2日。本文中,如无另外注释,习近平总书记的讲话原文出处均与本注同。

⁵ 《中央经济工作会议在北京举行》,《人民日报》2023年12月13日。

产力”构成要素包括“工人的平均熟练程度，科学的发展水平和它在工艺上应用的程度，生产过程的社会结合，生产资料的规模和效能，以及自然条件”。⁶也就是说，生产力是人类与客观物质世界间能动过程中的劳动生产力，其构成要素包括劳动者、生产资料、自然条件，其组合方式包括技术方式和社会结合。

从自然形式上看，这种生产能力包括质和量两个基本方面的规定。生产力的“质”的规定性主要在于由相应科技水平决定的生产力的要素及构成的有效性，即要素禀赋和全要素生产率。之所以说科技是第一生产力，就在于科技决定生产力的“质”，进而决定要素禀赋和全要素生产率。生产力的“量”的规定性主要在于由既定生产要素数量和投入决定的生产力的产出规模，即财富生产数量和相应的生产量的可能性区间。从社会形式上看，这种生产能力作为人类与自然之间能动的变换过程中形成的创造财富的物质力量，具有自然物质性和社会历史性两重性质。社会历史形态上的生产力本质上是指生产的社会方式，即生产关系。自然形态的生产力（物质生产力）质和量的特征，从根本上决定了社会形态的生产力（社会生产力）的性质和发展趋势，正如马克思所指出的：“手推磨产生的是封建主的社会，蒸汽磨产生的是工业资本家的社会。”⁷社会形态的生产力的结构和历史特征，从制度上制约着自然形态生产力发展和解放的可能。马克思曾指出，资本主义生产方式所推动的生产力发展比以往的总和还要多。根据马克思主义唯物史观，人类社会正是在这种生产力的自然物质形态和社会历史形态的对立统一矛盾运动中实现发展的，马克思主义经济学也是在阐述这一矛盾运动过程基础上揭示人类社会经济发展规律的。之所以说生产力是人类社会发展进程中最活跃最具革命性的力量，首要的原因就在于自然物质形态和社会历史形态对立统一矛盾运动中生产力发展的技术创新性和制度革命性。

首先，新质生产力强调，作为自然物质生产力发展的关键在于“质”的变革，即生产力要素禀赋和组合方式的深刻变革，从而大幅提升全要素生产率。而根据要素禀赋和组合方式的变革以及在此基础上的全要素生产率大幅提升的内在逻辑，创新驱动是核心动能，是生产力“质”的变革的突出特征。因而，科技是第一生产力，创新是第一动力，人才是第一资源，这些是培育新质生产力的重要发展规律。正如习近平同志所指出的：“科技创新能够催生新产业、新模式、新动能，是发展新质生产力的核心要素。”只有以创新驱动为主导，培育发展新质生产力的新动能，才能根本改变经济增长方式，为经济量的合理增长和规模扩张创造新的可能和结构空间，深刻改变生产函数，以适应经济社会发展进入新阶段后的目标函数和约束函数变化的要求，在新质生产力基础上，实现中国式现代化所要求的经济量的发展目标。以“量”的合理增长体现“质”的变革效率，实现新质生产力推动的经济发展的质的有效提升和量的合理增长的统一。其次，新质生产力强调，生产力发展，关键在于生产关系完善，即基本制度和生产方式的变革。人类社会经济发展历史，改革开放以来中国特色社会主义发展创造的经济社会发展奇迹，特别是进入新时代以来所取得的历史性发展成就，表明制度创新和体制改革对于解放和发展生产力具有决定性意义，新质生产力的发展对完善中国特色社会主义制度，对构建高水平社会主义市场经济体制提出了更为深刻的历史要求。⁸

从要素禀赋和全要素生产率提升来看，我国改革开放以来所取得的发展效率进展，重要的动因在于改革开放，或者说社会主义市场经济体制的改革和完善，中国特色社会主义基本制度从“初稿”到更加成熟定型，在相当大的程度上可以解释中国经济发展为什么具有活力和效率支撑，从而不同于西方学者所说的“东亚泡沫”。伴随中国式现代化进程的深入，中国特色社会主义制度将更加完善（2035年），更加巩固（2050年），其解放和发展生产力的作用会更加显现，对生产力要素禀赋和全要素生产率提升的能力会更为突出。

（二）马恩经典作家关于生产力学说的主要变革

在经济思想史中，“生产力”范畴提出是与要素生产力联系在一起的，西方早期经济思想，如重农学派、重商主义等，所总结的劳动的生产性即生产劳动以及与之相联系的在生产过程中不同生产要素的生产能力，都是指具体的要素在提供或制造财富中的作用及程度大小。例如，重农主义提出的农业是最具生产性的，因而土地是最重要的生产要素；重商主义则强调商业最具生产性，因而贸易特别是国际贸易最具创造财富

⁶ 《资本论》（第1卷），人民出版社2004年版，第53页

⁷ 《马克思恩格斯文集》（第1卷），人民出版社2009年版，第602页

⁸ 简新华：《新质生产力是实现中国式现代化和高质量发展的重要基础》，《光明日报》2023年10月17日

的能力:直到古典经济学,顺应产业革命的历史趋势,提出制造业具有生产性,如亚当·斯密在其《国富论》中就特别强调虽然农业提供“纯产品”因而具有明显的财富生产性,但制造业也同样具有生产创造性,而不仅仅是改变已有的财富形态,从而在生产力理论上为工业制造业的发展做出了重要的理论回应。⁹同时,斯密在劳动价值论之外提出的第二种价值学说,把生产要素划分为劳动、资本、土地三大类,并均将其归结为价值的源泉,分别形成工资、利息、地租,奠定了资产阶级要素价值论的最初基础。后来的庸俗经济学更突出强调要素生产力,如萨伊所提出的客观效用(服务)价值论,就不仅把要素特别是资本、自然等与劳动一道作为生产力的构成要素,作为生产财富的创造性的源泉,而且把价值的创造和源泉归结为要素生产力,即客观要素价值论。直到当代,西方主流经济理论在一定意义上都沿袭着这一传统。¹⁰

马克思主义的生产力理论及相应生产劳动学说,同样承认生产力的基本构成是各类生产要素及其构成,并将其大体概括为劳动者、劳动资料、劳动对象等不同类别,这些生产要素在一定的技术方式和制度方式的组合下形成系统的生产力。但不同于资产阶级经济学关于生产力的学说,马克思关于生产力的学说,一是在自然形态上,除承认不同要素具体的生产性及生产能力之外,更集中强调人与自然之间能动的物质交换过程中形成的生产力的一般性和客观性,即“物质生产力”,并且在阐释生产力的客观物质一般性的过程中,尤其强调人作为劳动者的能动性和重要性,是生产力系统中最重要、即最重要的是“劳动生产力”。二是在讨论劳动与价值源泉的关系上,马克思承认包括各种劳动资料和自然资源以及劳动力等在内的生产要素对于作为使用价值形态的财富生产具有不可或缺性,对于产品的生产都起到了不可替代的贡献作用,但就商品价值而言,只有劳动者的活劳动创造价值,人类抽象劳动是价值的唯一源泉,价值是一种特定的社会历史关系,不是一般意义上的“效用”。从而这不仅深刻指出了庸俗经济学效用价值论(服务价值论)的根本谬误,而且克

服了古典经济学(亚当·斯密)在价值论上的二元性局限。三是马克思关于生产力的自然形态分析与社会形态的分析是相互联系的辩证统一体。马克思关于“生产劳动”的学说,在分析劳动的生产性过程中,关于“生产性”是从自然和社会两方面统一中定义的。生产劳动一方面要创造财富,生产具体的使用价值(有用性),另一方面要体现特定社会历史生产性质,体现一定的生产关系(社会性)。比如“资本主义生产(劳动)”作为“物质生产”必须创造财富,体现大机器工业的生产能力,作为“社会生产”必须创造剩余价值,体现资本雇佣劳动的生产目的,二者缺一不可,即缺少其中任何一个方面都不称其为资本主义社会条件下的“生产(劳动)”,从而克服了资产阶级经济理论将生产的自然物质技术性与社会发展历史性割裂开来的倾向。

(三) 新质生产力理论对马克思主义生产力学说的新发展

1. 在生产力经济理论上,强调生产力自然形态构成上的发展和时代化

如果说古典经济学生产力学说是对制造业工业革命的历史回应,马克思主义生产力学说是对大机器工业化发展时代的科学回应,那么新质生产力学说则更体现对新的信息时代科技创新驱动下的产业革命做出时代性历史性回应,赋予新质生产力“质”的新结构性定义,强调新质生产力“质”的变革核心是要素禀赋变革及相应的全要素生产率提升,使马克思主义生产力学说更具经济技术发展的时代化新特征。“新质生产力”的“新”是一个历史发展的概念,具有突出的相对性和不确定性,从物质生产力本身发展历史进程看,实质上是新的生产力逐渐改造和替代“旧”的生产力的迭代式升级过程。这个升级过程的核心动能在于生产要素质的变革和生产要素技术组合方式(生产函数)的根本改变,即要素禀赋演进和全要素生产率提升。要素禀赋和全要素生产率的提升推动产业和经济结构的改变、演进。新质生产力的发展、迭代以新产业培育为基础,产业结构演进是全要素生产率提升的函数,全要素生产率提升则是创新的函数,产业和产业结构变化则是这种技术创新和全要素生产率提升的体现和载体,进而生成系统性的生产能力迭代,这种迭代界定了生产力发展的历史进程。从人类文明发展史上看,生产工具经历了石器、铜器、铁器、机器直到当代数字智能工具;动力演进经历了从自然力(人力、畜力、风力、水力等)到机械力(热力、电力等)直

⁹ 高帆, 2023: 《“新质生产力”的提出逻辑、多维内涵及时代意义》, 《政治经济学评论》第6期

¹⁰ 李政、廖晓东, 2023: 《发展“新质生产力”的理论、历史和现实“三重”逻辑》, 《政治经济学评论》第6期

到当代的智能“网力、算力”；产业体现经历了渔猎、农耕、工业、服务业。尤其是产业革命以来，第一次产业革命以蒸汽机为标志的机械化技术为突破，带动纺织、交通运输、煤炭、钢铁等资源型产业生产力发展；第二次产业革命以电力为标志的电气化技术为突破，带动汽车、飞机等重工业和石化等能源产业发展；第三次产业革命以电子计算机、人工合成材料等信息化技术为突破，带动电子信息、移动通信、互联网等信息产业和新技术、新装备、新能源、新医药等高新技术产业发展；第四次产业革命则以大数据、云计算、物联网、区块链、人工智能等数字技术为突破点，带动数字科技、能源科技、材料科技、生命科技和先进制造业为代表的战略性新兴产业实现生产力飞跃。¹¹“新质生产力”论从物质生产力发展的历史进程上对新一轮产业革命做出理论回应，既是对马克思主义生产力发展学说的运用，更是对新时代生产力演进规律的揭示。¹²

2. 在政治经济学理论上，强调要素禀赋和全要素生产率是新质生产力的核心

这就要求在理论上对“全要素生产率”进行“术语的革命”，资产阶级经济学的要素生产力论和全要素生产率范畴是建立在“效用价值论”基础之上的，马克思生产力理论所说的“物质生产力”和“劳动生产力”等要素生产力思想是建立在劳动价值论基础之上的。因此，“新质生产力”所提出的全要素生产率，一方面，并不是否定马克思劳动价值论，更不是对资产阶级传统“效用价值论”的沿用，而是指在生产自然物质技术意义上创造财富和使用价值的效率，不是指商品价值源泉意义上的创造。另一方面，在社会主义市场经济条件下，财富和使用价值（产品）的存在形式仍然是商品货币形态，其运动过程仍然是市场竞争机制，因而要素本身仍然是商品、要素系统性集合为生产力创造出的财富（使用价值），仍然要以商品价格总额的形式存在。所以，要素效率和全要素生产率的提升，既可以体现为具体的使用价值生产上的具体劳动效率的提高，也可以体现为以商品价格计量的价格总额以及产出水平的提升。¹³把“全要素生产率”范畴引入“新质生产力”，引入中国特色社会主义市场经济条件下的“高质量发展”命题，是对马克思劳动价值论的创造性坚持。

3. 在发展经济学上，强调作为最大的发展中国家发展逻辑的新突破

在经济发展史上，尤其是战后许多落后的国家在政治上获得独立之后，发展命题成为面临的首要问题，而实现发展的战略选择和政策方案又大都源自西方发达经济体的经济学家，形成所谓“发展经济学”，但成效并不显著。其中一个基本逻辑是在经济发展和结构上以发达国家的现代经济水平和结构状况作为发展中国家实现发展赶超的目标，确定经济增长目标和结构演进规划。结果，人均GDP量的差距并未真正缩小反而有所扩大，产业结构质态演进不仅没有实质性提升，反而更大程度上被定义在全球产业链和价值链分工体系的低端。实质上，这种以发达国家现代化状况为目标，追随发达经济体历史轨迹亦步亦趋的发展方式，是根本不可能实现追赶超越的；再加上制度上长期形成的现代化等同于西方化的迷思，把资本主义私有化、市场化、自由化作为实现现代化的唯一道路，使得发展中国家既缺乏真正的科技创新能力，又缺乏有效的制度创新。我国经济社会发展取得的历史性成就和创造的奇迹，表明只有打破这种发展战略和制度安排上的西化迷思，才能走出真正具有符合国情和民族实际的现代化道路。在经济社会发展进入新阶段，约束条件和发展目标均已发生深刻变化的基础上，我们能够也只有坚持开拓中国式现代化文明新形态，才能真正实现发展。新质生产力的理论和实践不仅具有深刻的历史可能，而且具有紧迫的历史需要。从发展的可能性上说，一是我国经济社会发展为新质生产力发展创造了一定的物质条件，我国已经进入世界创新型国家行列，某些领域和产业已经具有领先或并跑优势；二是当代科技革命和产业变革的重要时代特征和规律为我国新质生产力突破性发展创造了机遇，特别是在战略性新兴产业和未来产业当中，许多方面的技术创新具有鲜明的前沿性和开创性，“无人区”的存在可能降低对原有科技创新的路径依赖程度，为我们提供了大体相同的起跑线，使我们在一些领域可能摆脱“后发”劣势并实现赶超，科技创新的突破性进展的不确定性本身也提供超越的可能；¹⁴三是中国超大规模的市场和相应的经济体量，不仅为新的生产力发展和相应的

¹¹ 洪银兴，2024：《发展新质生产力，建设现代化产业体系》，《当代经济研究》第2期

¹² 赵峰、季雷，2024：《新质生产力的科学内涵、构成要素和制度保障机制》，《学习与探索》第1期

¹³ 范欣、刘伟，2023：《全要素生产率再审视——基于政治经济学视角》，《中国社会科学》第6期

¹⁴ 马玉婷、叶初升：《新质生产力的发展经济学意义》，《光明日报》2024年2月20日

技术创新、产业突破提供了有利的市场条件和应用场景,而且可以降低创新的成本和风险,提升创新的市场竞争力。从实现的必要性上说,一是中国式现代化目标的实现,在新的约束条件下,特别是发展绿色化、数字化以及相应的人口年龄结构等方面发生系统性改变的环境下,仍然沿袭原有的发展方式很难达成,必须贯彻新理念,培育新质生产力,才能实现质的有效提升和量的合理增长。二是国际竞争新格局下,我国经济与发达经济体之间互补性逐渐减弱,竞争性不断强化,在原有的分工体系和结构格局下,很难实现可持续发展,必须在战略性新兴产业和未来产业中与发达经济体展开竞争,才可能在国际分工格局和产业体系中获得生存力、竞争力、发展力、持续力,新质生产力的发展是新发展阶段构建新发展格局的必然要求。新质生产力理论立足当代科技革命的世界潮流,立足中国经济社会发展的实际,系统地突破了西方经济发展理论的基本逻辑,是推动中国式现代化进程的重要理论指引。

二、新质生产力的发展实践需要遵循客观经济规律

(一) 新质生产力的发展载体是构建现代化产业体系

新质生产力发展和培育的动能首先在于创新,包括技术创新和制度创新,从而带来要素禀赋的变革和赋能,带来要素效率和全要素生产率的提升,形成新的产业革命和产业结构质态演进。一方面,经济社会发展的实质在于产业结构高度的历史提升。事实上,工业化、信息化、智能化等反映现代化进程阶段性特征的概括,本质上都是指产业结构的时代变革,而不仅仅是经济规模的扩张,尽管结构质态的变革必然带来经济量态的提升,但量的规模扩张并不等于经济结构质态演进意义上的发展。另一方面,经济社会发展的困难也在于产业结构的升级。因为结构转换是长期的,而量的增长在短期里可以实现;结构失衡是深刻的矛盾累积,而总量失衡可以通过宏观政策取得明显效应;结构转换的动能在于技术创新,而创新具有极为突出的不确定性;技术创新对制度创新有着深刻全面的要求,而制度创新又是极其复杂的社会变革过程。发展中国家的结构失衡远比总量失衡深刻,我国经济社会发展与发达经济体的差距不仅体现在量的方面,特别是人均水平上,更主要的是体现在质的方面,即全要素生产率较低基础上的产业结构差异。新质生产力切中了发展的要害,正如习近平同志所强调的,新质生产力“由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生”。科技创新是发展新质生产力的核心要素,是培育发展新质生产力的新动能,新兴产业和结构升级是新质生产力的载体,科技创新切实体现为新质生产力,就必须将科技创新产业化,“改造提升传统产业,培育壮大新兴产业,布局建设未来产业,完善现代化产业体系。”正如2023年12月召开的中央经济工作会议所部署的,“要以科技创新推动产业创新,特别是以颠覆性技术和前沿技术催生新产业、新模式、新动能,发展新质生产力。”这次会议同时明确提出,广泛应用数智技术、绿色科技,加快传统产业转型升级,着力打造生物制造、商业航天、低空经济等若干战略性新兴产业,努力开辟量子、生命科学等未来产业。¹⁵尤其是在世界经济进入新旧动能转换期,物联网、大数据、云计算、人工智能等新技术新业态急速发展的背景下,以不断提升的算力为基础,推动传统产业和动能改造转换,培育战略性新兴产业和新动能,催生未来产业,日益成为竞争力发展力的根本。迫切需要在改造传统动能上以数字技术推进实体经济发展,尤其是推动制造业智能化提升制造业的全要素生产率、产业链的水平和韧性,促进智慧农业创新发展;在发展战略性新兴产业上加快数字经济赋能、提升数字经济在战略性新兴产业中的渗透率;¹⁶以数字化引领和推动未来产业的技术突破,在培育未来产业上找准未来的基础前沿和关键技术领域,把握未来科技演进和发展趋势,激活未来产业发展新动能,特别是要重视人们普遍关注的“健康、数智、绿色”三大方向。¹⁷美、英、日、欧等都在制定并发布新兴战略产业和未来产业规划,我国工信部、教育部、科技部等七部委联合发布的《关于推动未来产业发展的实施意见》将新一代信息产业、高端装备制造业、新材料产业、生物产业、新能源汽车产业、新能源产业、节能环保产业、数字产业、新型生产性服务业等具有

¹⁵ 《中央经济工作会议在北京举行》,《人民日报》2023年12月13日

¹⁶ 平新乔,2024:《新旧动能转换与高质量发展》,《人民论坛》第2期;戚聿东、徐凯歌:《加强数字技术创新与应用,加快发展新质生产力》,《光明日报》2023年10月3日

¹⁷ 李辉、万劲波:《全球比拼布局未来科技与未来产业》,《光明日报》2024年2月8日

导向性、长期性、动态性、全局性、质变性作用特征的行业作为战略性新兴产业，将未来制造、未来信息、未来材料、未来能源、未来空间、未来健康等六领域作为新赛道和重要方向。

（二）推动新质生产力发展要遵循经济社会发展的科技创新规律

一是科技创新不能脱离经济社会发展所提供的可能性和所提出的要求。科技创新具有超前性、探索性和结果的不确定性等特点，但总体上必须立足经济社会发展实际和演进趋势，科技创新本身就是新质生产力及与之相适应的经济发展的内生因素，科学研究的偏好应当与社会经济发展中的“真问题”结合起来才有真正的价值。二是必须遵循科技是第一生产力，创新是第一动力，人才是第一资源的生产力发展内在逻辑。人力资本的积累和质态的上升是科技创新和运用的重要基础，科技创新推动新质生产力发展，人力资本的积累相对于经济发展必须具有超前性。¹⁸这是经济社会发展的客观历史规律。在体制机制上需要“畅通教育、科技、人才的良性循环，完善人才培养、引进、使用、合理流动的工作机制。要根据科技发展新趋势，优化高等学校学科设置、人才培养模式，为发展新质生产力、推动高质量发展培养急需人才。”在发展战略上，需要“实现科教兴国战略、人才强国战略、创新驱动发展战略有效联动”，“坚持原始创新、集成创新、开放创新一体设计，实现有效贯通；坚持创新链、产业链、人才链一体部署，推动深度融合。”¹⁹三是需要重视发展中大国特殊性。一方面，大国经济结构的完整系统性，大国经济均衡的基本内向性，要求创新驱动具有全面性，不能存在严重受制于人的关键性短板。加快科技自立自强步伐，解决外国“卡脖子”问题，对于我国来说，无论是对结构升级、经济畅通，还是对高水平安全都具有生死攸关的意义。另一方面，新质生产力的先进性，要求以科技创新推动质量变革、动能变革、结构变革，不仅具有与自身相比的发展成长性，而且要求在高水平开放环境下，在激烈的国际竞争中与发达经济体相比具有竞争力，不仅在经济总量上增大对世界经济的影响力，而且在产业分工的全球格局中具有结构性制约力。因而，作为最大的发展中国家，以创新推动新质生产力发展既要“补短板”提升产业链韧性和安全性，守住大国经济健康发展的底线，又要“壮强项”，“在重要科技领域成为全球领跑者，在前沿交叉领域成为开拓者，力争尽早成为世界主要科学中心和创新高地。”²⁰

（三）推动新质生产力发展要遵循经济社会发展的结构演进规律

一是经济社会发展质态变革的实质在于产业结构的优化升级，经济社会发展的真正障碍和困难在于结构变革中的一系列矛盾。发达经济体与发展中经济体的差距不仅体现在经济量的水平上，更重要的是表现在国民经济结构上，这种结构性差异是量的水平差异的根本原因。发展中经济体经济社会发展不同阶段面临的主要矛盾主要在于经济结构性失衡和产业结构高度不够，无论是低收入阶段的“贫困陷阱”（马尔萨斯陷阱），还是解决温饱之后的“中等收入陷阱”，本质上都是结构性矛盾作用的结果。²¹而这种经济结构质态落后的直接动因又可以归结为创新力不足所导致的全要素生产率低下。全要素生产率低下带来的生存力、竞争力、发展力、持续力匮乏，不仅使经济增长严重失衡，难以实现健康安全可持续发展，而且被长期定义在全球产业链、价值链低端，进一步降低经济的稳定性并加剧依附性。新质生产力的培育和发展必须紧紧围绕创新驱动促使生产要素禀赋变革提高全要素生产率这一核心，紧紧抓住产业变革结构升级这一关键，否则便失去其应有的发展意义和先进性。

二是科技创新驱动的产业革命和产业结构演进总体上具有一定的客观历史逻辑性。在先行实现现代化的发达经济体的经济发展史上，所谓第一、第二、第三产业的发展 and 结构升级在历史上是逐渐递进的，也就是说工业革命和工业化的深入是以农业发展达到相当水平为基础，以农业现代化为条件，而第三产业的发展又是以工业化发展到一定水平为基础的，即所谓“后工业化”特征的体现。在当代进入第四次产业革命时期，产业变革和结构升级仍然要遵循发展的内在逻辑，没有农业的现代化，尤其是乡村振兴，没有坚实的工业化，尤其是新型工业化，没有强大的实体产业，尤其是对传统产业的改造，也就不可能有真正智能

¹⁸ 刘伟、张立元，2020：《经济发展潜能与人力资本质量》，《管理世界》第1期

¹⁹ 习近平，2023：《加快构建新发展格局，把握未来发展主动权》，《求是》第8期

²⁰ 习近平，2023：《加快构建新发展格局，把握未来发展主动权》，《求是》第8期

²¹ 刘伟、范欣，2019：《中国发展仍处于重要战略机遇期——中国潜在经济增长率与增长跨越》，《管理世界》第1期

化、数字化经济的发展基础和应用场景,新质生产力的发展应当避免产生“虚高度”。²²作为发展中国家要发挥“后发优势”,不是一味“跟跑”,而是可以借鉴发达国家历史经验及教训,特别是吸收科技创新成果,降低发展成本,实现重要领域的突破甚至“领跑”,但一定要建立在牢固的发展基础之上,不能超越经济社会的可能和需要。主观地提升产业结构高度,唯心臆想的政策提升,只能加剧形成经济泡沫、创新泡沫,从而加大发展成本和风险,最终结果还是要被经济发展客观历史强行纠正过来,但由此国民经济发展将会付出高昂的代价,错失真正的历史机遇,使现代化的目标实现进程严重迟滞,甚至中断。历史上我国“大跃进”大炼钢铁强行提升工业化就是严重的教训,现阶段存在的脱实向虚的结构性矛盾更需纠正。当代许多发展中国家之所以形成巨大的发展泡沫,重要原因也在于脱离实际脱离效率提升的根本,盲目推动产业变革和结构升级。事实上,在现阶段,结构演进重点在于协调好农业现代化、新型工业化、新型城镇化、信息化等方面的关系,处理好传统动能升级、战略性新兴产业发展、未来产业培育关系。

三是在战略性新兴产业和未来产业培育过程中,由于在“无人区”的科技创新具有更突出的不确定性,尤其是在当代世界科技、经济社会发展进入结构迭代动能转换的深刻变革期,这种不确定性更为显著,使得我们在某些领域有可能率先实现赶超或突破。这是科技革命推动的产业革命进入急剧变革期的特点,同样具有客观规律性。²³新质生产力的先进性必须体现这一客观规律的要求,以一些关键领域的战略性新兴产业突破带动经济结构质态升级,以一些重要方面的未来产业的先行培育引领结构演进方向。事实上,作为发展中大国所具有的“后发优势”重点在于产业结构的演进,并不完全等同于发达国家历史上纵向逻辑迭代(串联式),在我国工业化目标达成、进入新型工业化阶段,农业现代化的深化和信息化、数据化、智能化的推进,世界科技创新和产业演进的大趋势以及全球化的变化,在带来新的历史性挑战和选择困难的同时,也为我们创造了新的多种选择机遇(并联式)。²⁴我们需要切实把握住这种历史机遇,将产业结构升级经济社会质态演进的内在逻辑和新时代的历史机遇统一起来。

四是在我国这样一个超大经济体,其资源禀赋和经济社会文化发展水平及特点存在显著区域差异的条件下,发展新质生产力需要尊重生产力空间布局规律。一方面,在体制上我国自古以来就是集中统一但又郡县分设。中华人民共和国成立以来建立的经济体制与苏联计划经济体制重要的不同也在于“条块”分设,注意调动中央和地方两方面积极性,在一定程度上弱化了苏联集中计划经济垂直管理的僵化性。虽然其中存在条块之争的矛盾,但总体来说更具活力。改革开放以来这一特点更为突出,新质生产力要落地,既要有国家战略性顶层规划,又要有地方具体贯彻实施,需要在利益机制和政策决策执行机制上保障两方面积极性,这是我国国情的客观要求。另一方面,在产业布局上,既要有全国一盘棋的统一系统性,又要尊重不同地区的资源禀赋和发展水平及历史文化的不同,新质生产力的空间布局需要体现主体功能区的差异,从而在资源配置上提升空间效率。这种空间效率是资源配置结构性效率的重要方面,也是全要素生产率的重要构成,尤其是要防止区域之间产业布局的结构性趋同。结构性趋同不仅会脱离区域实际,降低资源配置结构性效率,而且会加剧宏观经济总量失衡。此外,需要关注增长极的培育及其对国民经济全局性、区域性拉动的极化效应,新的增长极培育需要同创新中心和高地建设统一起来,增长极的培育对于非均衡的发展中经济体实现超越尤为重要。

(四) 推动新质生产力发展需要遵循社会主义市场经济运动规律

一是新质生产力发展要求在生产关系上深刻变革,尤其需要加快构建高水平社会主义市场经济体制,从而为新质生产力发展能够遵循经济发展规律创造体制条件。习近平同志指出:“发展新质生产力,必须进一步全面深化改革,形成与之相适应的新型生产关系。”基本经济制度和经济体制本身也是作为自然形态和社会形态相统一的生产力的内在构成,其变化对于解放和发展社会生产力具有决定性意义。加快构建高水平社会主义市场经济体制,一方面,通过全面深化改革,“着力打通束缚新质生产力发展的堵点卡点,建立高标准市场体系,创新生产要素配置方式,让各类先进优质生产要素向发展新质生产力顺畅流动。”另一方

²² 刘伟、杨云龙,1992:《工业化与市场化:中国第三次产业发展的双重历史使命》,《经济研究》第12期

²³ 李晓华:《以新质生产力打造发展新优势》,《经济日报》2023年12月12日

²⁴ 黄群慧,2020:《“十四五”时期深化中国工业化进程的重大挑战与战略选择》,《中共中央党校(国家行政学院)学报》第2期

面，“要健全要素参与收入分配机制，激发劳动、知识、技术、管理、资本和数据等生产要素活力，更好体现知识、技术、人才的市场价值，营造鼓励创新、宽容失败的良好氛围。”同时，要健全宏观经济治理体系，包括完善治理体制和政策机制等，尤其是在战略性新兴产业和未来产业的发展 and 培育过程中要充分发挥社会主义市场经济体制的优势，有效发挥国家总体规划引领和资源配置协调的功能，按照新质生产力发展的内在要求，在体制上协调好政府与市场、中央与地方、国家与企业 and 劳动者等各方面的关系，²⁵克服单纯依靠市场实现创新和结构升级的分散性、盲目性及不确定性等各种局限。

二是要遵循市场经济条件下的供求运动规律，新质生产力的培育和发展需要深化供给侧结构性改革，创新驱动要素禀赋和全要素生产率的变革，相应的产业变革和结构质态演进，实质上都是供给侧的深刻改变。因此，新质生产力的发展需要坚持以深化供给侧结构性改革为主线，但市场经济中的供求是矛盾运动的统一体，供给侧结构性改革不能脱离市场需求的牵引，否则新质生产力的发展就会产生盲目性和严重的行政性，就会脱离市场约束，进而缺乏竞争性和有效性。应当统筹扩大内需和深化供给侧结构性改革，以有效需求牵引供给，以高质量供给创造需求，在高水平的供求动态平衡中发展新质生产力。²⁶

²⁵ 黄瑾、唐柳：《推动新质生产力加快发展》，《光明日报》2024年2月20日

²⁶ 《中央经济工作会议在北京举行》，《人民日报》2023年12月13日。

海外直接投资与美国货币政策不确定性传导

——基于创新行为的视角¹

余静文² 李媛媛³

【摘要】美国货币政策是全球金融周期的主要驱动力，其国际传导是新兴市场经济体经济波动、金融动荡的重要来源。美国货币政策一阶冲击的国际传导已经得到了较广泛的研究，但是鲜有研究关注美国货币政策二阶冲击，即美国货币政策不确定性的国际传导。本文尝试从企业创新行为的视角，研究这种不确定性冲击通过 OFDI 企业对中国企业创新行为的影响。具体而言，本文将基于企业层面的 OFDI 数据，利用美联储议息会议引致的货币政策不确定性的意外变动来进行因果关系识别。研究结果表明，美国货币政策不确定性冲击能够影响 OFDI 企业，其创新投入和创新产出均随着不确定性的提高而提高。机制分析表明，美国货币政策不确定性的溢出效果取决于资本管制程度，OFDI 目的地的资本管制程度越低，OFDI 企业受到美国货币政策不确定性冲击的溢出影响越大。并且，在实物期权渠道和增长期权渠道中，增长期权渠道占据了主导。进一步分析发现，支撑 OFDI 企业创新行为的是企业金融化程度的下降，OFDI 企业减少了金融资产的配置。本文对可能存在的内生性问题进行详细探讨，提供了美国货币政策二阶冲击对实体经济影响的新的经验证据，对于企业如何应对全球金融周期冲击下的风险外溢有着重要的政策启示。

【关键词】货币政策的国际传导 不确定性 OFDI 企业 创新

引言

党的二十大报告指出，“我国发展进入战略机遇和风险挑战并存、不确定难预料因素增多的时期，各种‘黑天鹅’、‘灰犀牛’事件随时可能发生”。鉴于美元在国际货币和金融体系的主导地位，来自美国的不确定性一直是全球不确定性的主要来源。美国货币政策是全球金融周期和金融风险跨境传导的主要驱动力量，对全球经济、尤其是新兴市场经济体都将产生外溢效应（Miranda-Agrippino and Rey, 2020）。已有研究更多关注的是美国货币政策一阶冲击的外溢效应，并主要聚焦于金融市场的表现（谭小芬和虞梦微，2021；di Giovanni and Hale, 2022）。鲜有研究关注美国货币政策二阶冲击的外溢效应，即货币政策不确定性冲击带来的影响。

前美联储主席格林斯潘曾表示，“不确定性不仅是货币政策版图所具有的一个重要特征，而且还是其决定性的特征”。⁴2022 年以来，美国通胀率创 40 年之最，货币政策由极限宽松猛然转向激进加息，百年未有之大变局叠加新冠疫情的反复、地缘政治冲突及其他问题引发了世界经济格局的深刻变革，不确定性因素充斥着全球经济格局。随着不确定性态势不断升级，要推进高质量发展，必须加快推进以创新驱动的经济增长动力机制的转

¹原载于《中国工业经济》2024 年第 6 期

²余静文，武汉大学经济与管理学院、经济发展研究中心副教授，经济学博士

³李媛媛，武汉大学经济与管理学院，博士研究生

⁴来自格林斯潘在 2003 年“不确定性下的货币政策”研讨会上的开幕词。来源：FRB: Speech, Greenspan—Monetary policy under uncertainty—August 29, 2003 (federalreserve.gov)。

换，提升企业创新能力。研究企业如何把握不确定性带来的风险及机遇，调整创新行为以应对美国货币政策不确定性的外溢，不仅是国际金融领域的热点话题，也是政府制定相关政策，引导企业发展的主要着眼点。对这一问题的深入研究具有重要的理论价值和政策意义。

现有研究认为政策不确定性对企业创新的影响存在着“挤出”和“激励”两种不同的效应（Bar-Ilan and Strange, 1998; Bloom, 2007; Van Vo and Le, 2017）。“挤出”效应体现在，企业创新投资存在不可逆性，不确定性下创新投资存在机会成本，外部融资壁垒提高，为达到利润最大化，企业可能会减少创新投资。经济政策不确定性会“挤出”企业研发支出（Ovtchinnikov et al., 2020）。“激励”效应则体现在，一方面，由于企业创新投资本身就存在不确定性，这种不确定性并不能通过延迟投资解决，企业可以通过主动学习来降低企业研发成本的不确定性。另一方面，经济政策不确定性本身会增加市场经济波动，提高市场竞争程度，为获得先发优势以获得较长时期的资本回报，企业可能以“变”应“变”，增加企业创新投资（Atanassov et al., 2019）。如果企业面临竞争加剧或者企业可以通过投资创造更多的发展机会，经济政策不确定性下的实物期权价值将会下降，不确定性提高反而会激励企业进行研发投资（Abel et al., 1996）。然而，现有研究关于不同类型政策不确定性与企业创新行为的关系未形成统一结论，且大部分讨论仍集中于国内政策之内，很少涉及到国外的不确定性外溢对中国企业行为的微观影响。鉴于美国货币政策在全球经济中的影响力（Miranda-Agrippino and Rey, 2020），本文致力于探讨美国货币政策不确定性冲击对中国企业创新行为的影响，对相关领域进行拓展。

本文将利用美国货币政策不确定性冲击指标来分析不确定性的跨境传导，并探究这种不确定性外溢对中国企业创新行为的影响。①本文利用美联储议息会议引致的货币政策不确定性的意外变动，来识别不确定性提高对中国企业创新行为的影响。结果发现，OFDI 企业海外子公司所在国的资本项目开放程度要明显大于中国，OFDI 企业能够通过海外子公司感知美国货币政策二阶冲击。美国货币政策不确定性冲击能够通过对外直接投资传导到 OFDI 企业，其创新投入和创新产出均随着不确定性的提高而提高，增长期权渠道占据主导。②本文对 OFDI 企业面临更大货币政策不确定性冲击的原因进行探讨。本文利用了 Chinn and Ito（2006）的资本项目开放指标和企业层面 OFDI 数据计算了企业对外直接投资目的地的资本项目开放指标，以此来展开分析。结果发现，OFDI 企业目的地的资本项目开放程度越大，不确定性冲击对企业创新的积极作用也越大。③本文探讨了不确定性冲击下 OFDI 企业创新投资的资金来源。结果发现，相较于非 OFDI 企业，美国货币政策不确定性对 OFDI 企业的固定资产投资和银行贷款无显著影响，且其债权融资和股权融资行为与非 OFDI 企业无明显差异。但相较于非 OFDI 企业，OFDI 企业的金融化程度显著降低，这说明支持 OFDI 企业进行更多创新投入的资源主要来自于金融资产配置。

本文对已有文献的贡献主要体现在以下三个方面：①本文从 OFDI 企业的视角补充了发达国家货币政策外溢的渠道。已有研究主要是从金融市场表现、央行锚定对象等视角研究发达国家货币政策冲击的国际传导（Wei and Xie, 2021; di Giovanni and Hale, 2022）。鲜有研究关注 OFDI 企业在美国货币政策国际传导中的作用。当前，中国资本项目并没有完全开放，在存在资本管制情况下，跨国企业依然能够进入国际金融市场（Lin and Ye, 2018; Wu and Ye, 2023）。OFDI 企业会受到发达国家货币政策冲击的直接影响，这可能是货币政策国际传导的重要机制。②本文提供了美国货币政策对实体经济影响的新证据。近期研究分析了美国货币政策一阶冲击对新兴市场经济体的美国关联企业投资的消极作用（苟琴等, 2023），以及美国货币政策二阶冲击的外溢对全球债券收益率、产出、通胀等的影响（Lakdawala et al., 2021; Lastauskas and Nguyen, 2023）。与以上研究不同的是，本文尝试分析货币政策不确定性的跨境传导，并着重分析这一传导对企业创新行为的影响。③本研究丰富和拓展了政策不确定性与企业创新的相关文献。已有文献研究了不确定性对银行经营管理、风险承担行为、企业金融化、融资成本、投资行为、债务结构等的影响（Bloom et al., 2007; 彭俞超等, 2018; 王朝阳等, 2018; 葛新宇等,

2021; 钱学锋和方明朋, 2023; 邢斐等, 2023)。也有文献分析了不确定性与创新的关系, 然而, 不同类型的确定性对企业创新的影响并不一致。Atanassov et al. (2019) 发现政治不确定性有利于创新; 政府经济政策不确定性对创新有抑制作用 (Xu, 2020), 但总体意义上的经济政策不确定性对创新也存在促进效应 (顾夏铭等, 2018)。本文的研究补充了相关文献, 提供了美国货币政策不确定性冲击外溢对中国企业创新影响的新证据。

本文的结构安排如下所示。第二部分为理论分析与研究假说; 第三部分为数据和识别方法说明; 第四部分为实证结果的分析; 第五部分为内生性问题的进一步讨论; 第六部分为机制分析与进一步分析; 第七部分为研究结论和政策启示。

一、理论分析与研究假说

美国货币政策的一阶冲击和二阶冲击 (不确定性冲击) 都是驱动全球金融周期与国际金融风险跨境传导的重要因素。Miranda-Agrippino and Rey (2020) 从一阶冲击的角度去阐释全球金融周期; Lastauskas and Nguyen (2023) 扩展了全球向量自回归 (Global Vector Autoregressive, GVAR) 模型, 发现美国货币政策不确定性冲击也能够通过国际贸易、金融关联两个渠道实现外溢。因此, 在分析美国货币政策冲击时, 不仅需要考虑其一阶冲击, 也不能忽视其二阶冲击的外溢。在经济全球化背景下, 发达国家货币政策溢出的国际资本流动渠道在解释货币政策冲击带来的跨国异质性方面起了重要作用。其中, 资本项目开放程度是影响美国货币政策不确定性冲击通过国际资本流动渠道外溢的重要因素。美国货币政策不确定性冲击能够通过引起资本流动的变化进而影响投资者对投资国的预期, 对投资目的地国家的经济金融环境产生影响。货币政策不确定性还会提高风险溢价以及短期利率的预期, 进而影响企业融资成本 (Lakdawala et al., 2021)。美国货币政策不确定性的溢出效应在金融以及贸易开放程度上存在异质性, 资本项目开放程度较高的国家受到的货币政策不确定性的溢出效应往往更大 (Trung, 2019)。已有研究发现全球金融周期使得“三元悖论”演变为“二元悖论”, 单单依靠浮动汇率制度安排, 难以抵御美国货币政策的外溢; 只有采取资本管制才能够起到防范美国货币政策外溢的作用 (Miranda-Agrippino and Rey, 2020)。考虑一个极端情况, 经济体为封闭经济体, 不允许资本自由流动, 该经济体与其他经济体完全隔绝, 经济体中企业也不会受到外部货币政策冲击的影响。随着资本管制的放松, 外部货币政策冲击的影响将会显现。

当前, 中国存在一定程度的资本管制, 相较于 OFDI 目的地, 中国的资本管制水平相对更严格。根据 Chinn and Ito (2006) 构建的资本项目开放指标, 世界范围内资本项目开放程度平均约为 0, 中国资本项目开放程度是 -1.34 (1984 年至 2019 年), 上市企业 OFDI 目的地资本项目开放程度的均值为 1.26, 中位数为 2.32 (图 1)。这表明, OFDI 企业海外子公司所在国的资本项目开放程度要明显大于中国, 其更能感受到美国货币政策冲击。

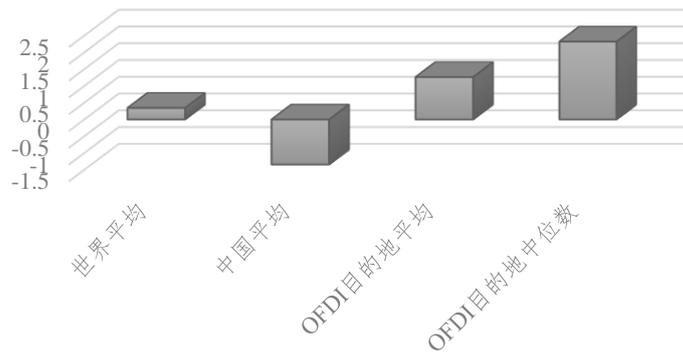


图1 中国资本管制程度 VS. OFDI 目的地资本管制程度

数据来源：作者计算得来

跨国企业及其分布广泛的海外子公司在国际金融风险的跨境传导中充当了重要载体 (Cravino and Levchenko, 2017; di Giovanni and Rogers, 2022; 苟琴等, 2023)。OFDI 企业能够通过投资目的地子公司感知到美国货币政策不确定性冲击, 调整其创新行为以应对美国货币政策不确定性冲击的外溢。从理论角度, 不确定性冲击对企业的创新决策的影响存在着实物期权和增长期权两种效应。一方面, 美国货币政策不确定性提高了企业未来业绩的不确定性, 管理层可能关注于创新的实物期权价值, 着眼于短期利益暂停研发投入, 待不确定性缓解时再进行研发创新。另一方面, 由于企业创新活动本身就存在很大的不确定性, 这种不确定性无法通过传统实物期权理论中的延迟投资来解决, 而企业的研发成本可能会随着竞争的加剧越来越高。提升企业创新水平有利于维持竞争优势, 申请专利也是向外界释放质量信号, 维持市场地位的重要手段。因此, 为抢占市场份额, 在不完全竞争市场中获得先发优势, OFDI 企业在感知到美国货币政策不确定性冲击后, 可能会在战略上更多地投资于研发活动以获得长期资本回报 (Van Vo and Le, 2017)。虽然不确定性冲击可能会提高 OFDI 企业创新的机会成本, 但也会增加创新型产品的上升空间。研发支出的增加虽然会导致企业价值波动率上升, 但也会通过提高预期回报率使得企业价值提升。不确定性能够起到敦促企业通过创新来谋求自我发展的效果, 随着不确定性的增大, 企业的潜在收益规模也会增大 (Bloom, 2007), 企业可能更看重创新带来的增长期权效应。因此, 在感知到美国货币政策不确定性冲击后, OFDI 企业可能会增加创新投资。基于上述分析, 本文提出以下研究假说。

研究假说: OFDI 企业是美国货币政策不确定性冲击传导的重要载体。与非 OFDI 企业相比, OFDI 企业通过 OFDI 企业海外子公司感知到的美国货币政策不确定性冲击更大, 从而对其创新行为产生更突出的激励作用。

三、数据和识别方法说明

(一) 数据说明

1. 被解释变量

本文用两个指标来衡量企业创新行为, ①企业创新投入。这是衡量不确定性冲击下企业在资源配置行为上变化的直接指标, 用企业的研发支出占销售收入的比重来表示, 记为 $Rdexpense$ 。②企业创新产出。遵循 Hashmi (2013) 的做法, 本文以专利申请量表示创新产出。由于专利申请量存在零值, 本文以企业专利申请数量加 1 的对数来衡量企业创新产出, 记为 $Logpatent$, 其中企业专利包括发明专利、实用新型专利和外观设计专利, 依次记为 $Patent_fm$ 、 $Patent_syxx$ 和 $Patent_wgsj$ 。在计量分析中, 本文也将分专利类型进行考察, 将对应的子类别专利数加 1 的对数作为被解释变量。数据均来自于 CSMAR。

2. 解释变量

由于本文聚焦于美国货币政策二阶冲击的国际传导, 本文研究的关键解释变量是美国货币政策不确定性的指标 (Mpu), 该指标来自于 Lakdawala et al. (2021)。⁵美国货币政策不确定性指标利用了欧洲美元期权合约的执行价格、交易价格等信息, 构建了基于当前信息集下基准利率的波动, 即 $\sqrt{Var(FFR_{t+12}|I_t)}$, 其中 I 表示 t 时期的信息集, FFR 表示基准利率, 下标 12 代表 t 时期后的 12 个月。

本文的另一个关键解释变量是企业是否进行了对外直接投资。由于本文是基于上市企业来展开研究, 上市企业有严格信息披露机制, 本文根据公开信息以及 CSMAR 数据库提供的海外直接投资数据库来识别企业是否进行了对外直接投资。参考已有文献做法 (Huang and Zhang, 2017), 本文设定虚拟变量 $Ofdi_d$, 如果企业进行了对外直接投资, 那么投资当年及此后年份均为 1, 否则为 0。本文以首次 OFDI 识别企业是否进行了对外直接投资的合理性在于, 不同于股权、债权等短期资本流动, OFDI 是长期投资, 具有持续性的特点。⁶另外, 本文还以当期 OFDI、累计 OFDI 次数以及 OFDI 存量作为企业是否进行 OFDI 的替代变量进行了稳健性检验。

此外, 参照已有文献 (顾夏铭等, 2018; Atanassov et al., 2019), 本文选取以下可能影响企业创新以及 OFDI 决策的企业层面控制变量。它们包括, 企业年龄 (Age), 用调查年与企业成立年的差值来表示; 企业规模 ($Scale$), 用经价格调整后的总资产的对数来衡量; 杠杆率 ($Leverage$), 用总负债占总资产的比例来衡量; 资产收益率 ($Profit$), 用净利润占总资产的比例来衡量; 托宾 Q 值 ($Tobinq$), 用市值占总资产的比例来衡量。企业的财务数据均来自于 CSMAR 数据库。由于 2007 年之前, 中国的对外直接投资的规模较小, 本文的样本区间为 2007 年至 2020 年。⁷

(二) 识别策略说明

在经济政策不确定性对实体经济影响的研究中, 一个挑战是因果关系识别的问题。经济政策不确定性的变化与经济本身运行状况息息相关, 政策制定者采取何种政策会考虑当前及未来的经济走势。本文将利用美联储联邦公开市场委员会 (Federal Open Market Committee, FOMC) 召开的议息会议引致的不确定性变化来展开因果关系识别。本文的基准回归模型设定如下所示。

$$y_{it} = c + \alpha_1 \times Ofdi_d_{i,t-1} \times Mpu_t + \alpha_2 \times Ofdi_d_{i,t-1} \times Mps_t + \beta \times Ofdi_d_{i,t-1} + X_{i,t-1} \cdot \gamma + \mu_i + \tau_{jt} + \tau_{rt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示企业, j 表示行业, r 表示地区, t 表示时间。被解释变量为 y , 为企业创新的度量指标; Mpu 为美国货币政策不确定性指标, $Ofdi_d$ 为企业是否进行了对外直接投资的虚拟变量。X 为一系列企业层面的控制变量, 包括企业年龄、企业规模、杠杆率、资产收益率、托宾 Q 值。此外, 美国货币政策的一阶冲击和其不确定性冲击 (二阶冲击) 存在相关关系 (Lakdawala et al., 2021), 因此, 二阶冲击产生的影响可能是与其相关的一阶冲击导致的。本文根据美联储议息会议引致的欧洲美元期货合约价格变动来构建美国货币政策的一阶冲击 (Mps)。本文将 $Ofdi_d$ 与 Mps 的交互项加入回归。

为了避免同期相关性导致的内生性问题, 本文将 $Ofdi_d$ 以及其他企业层面控制变量进行了滞后一期的处理。 c 为常数项, μ_i 为企业固定效应以控制不随时间变化的企业层面特征对企业创新的影响。 τ_{jt} 为行业-时间固定效应

⁵有关指标的详细构建过程, 可参阅 Lakdawala et al. (2021)。

⁶与之相似的, Alfaro-Ureña et al. (2022) 以样本期内国内企业首次成为跨国公司供应商为关键解释变量。与 OFDI 决策一样, 企业加入跨国企业供应链的决策同样具有一定的长期性和持续性。为了更清晰说明首次 OFDI 作为关键解释变量的合理性, 本文根据上市企业海外直接投资数据库计算海外关联公司的持股比例变化和注册资本变化, 结果发现退出、减少持股比例和资本金的情况较少, 说明企业 OFDI 决策具有长期性和持续性特点 (附表 1)。

⁷作为发展中国家, 中国在 2007 年之后的对外直接投资规模出现了快速增加。2006 年和 2007 年对外直接投资流量规模分别为 211.6 亿美元和 265.1 亿美元, 占 GDP 比例分别为 0.77% 和 0.75%。随后的 2008 年, 中国对外直接投资流量规模跃升至 559.1 亿美元, 占 GDP 比例达到了 1.22%, 全球位次也较上一年提升了 5 位。对外直接投资数据均来自于《中国对外直接投资统计公报》。

以控制行业层面的随时间变化的冲击； τ_{it} 为省份-时间固定效应以控制地区层面的随时间变化的冲击； ε_{it} 为误差项。 α_1 、 α_2 和 β 为待估系数， γ 为待估系数向量。本文关注的为 Mpu 和 $Ofdi_d$ 交互项的估计系数 α_1 。如果该系数显著为正，说明相较于非 OFDI 企业，美国货币政策的不确定性提高有利于 OFDI 企业的创新。

该模型设定存在两个可能混淆因果关系的内生性问题。①美国货币政策不确定性的变化可能会与其他宏观层面变量相关，由美国货币政策不确定性导致的企业行为变化也可能是与美国货币政策不确定性相关的其他冲击导致的。②美国货币政策自身变动可能是政策当局基于未来经济形势判断做出的，未来微观主体可能的行为是在货币当局考量范围内，同时微观主体也会对预期的货币政策变动提前做出应对。为了解决因果关系识别的问题，本文在对关键解释变量美国货币政策不确定性冲击指标的构建上，利用的是 FOMC 议息会议导致的 t 时期信息集外生变化来排除其他经济因素引致的美国货币政策不确定性的变动。参照 Flodén et al. (2021)，本文将每一年的 FOMC 议息会议引起的美国货币政策不确定性冲击指标变动进行加总，得到当年的不确定性冲击指标，记为 Mpu ，并进一步利用这一外生冲击来识别美国货币政策不确定性对中国企业创新行为的跨境传导。表 1 为主要变量的描述性统计。

表 1 变量的描述性统计

变量名	变量定义	样本量	均值	标准差	分位数(25%)	分位数(50%)	分位数(75%)
<i>Rdexpense</i>	研发支出/销售收入*100	32074	2.8548	4.1246	0	1.3600	4.1200
<i>Patent</i>	专利申请数	32074	2.0555	15.6176	0	0	0
<i>Patent_fm</i>	发明专利申请数	32074	0.8341	7.9410	0	0	0
<i>Patent_syxx</i>	实用新型专利申请数	32074	0.9854	7.9190	0	0	0
<i>Patent_wgsj</i>	外观设计专利申请数	32074	0.2360	3.8033	0	0	0
<i>Ofdi_d</i>	进行了对外直接投资，赋值为 1，否则为 0	32074	0.5503	0.4975	0	1	1
<i>Ofdi_c</i>	进行对外直接投资当期赋值为 1，否则为 0	32074	0.4444	0.4969	0	0	1
<i>Ofdi_n</i>	对外直接投资累计次数	32074	4.0238	6.0169	0	1	6
<i>Ofdi_a</i>	Log(对外直接投资存量)；没有对外直接投资的企业，设为 0	32074	3.1791	6.3375	0	0	15.4249
<i>Age</i>	当年-企业成立年	32074	22.8738	105.8597	12	16	21
<i>Asset</i>	总资产(亿元)	32074	0.4882	6.0858	0.0121	0.0262	0.0671
<i>Leverage</i>	总负债/总资产	32074	0.4862	1.2227	0.2848	0.4501	0.6179
<i>Profit</i>	净利润/总资产	32074	0.0351	0.4112	0.0128	0.0365	0.0692
<i>Tobinq</i>	市值/总资产	32074	2.8001	83.5623	1.2317	1.6160	2.3539
<i>Mpu</i>	基于 FOMC 会议构建的美国货币政策二阶冲击	14	-0.1405	0.1303	-0.1606	-0.1029	-0.0586
<i>Mps</i>	基于 FOMC 会议构建的美国货币政策一阶冲击	14	-0.0242	0.2315	0.0028	0.0514	0.0924

四、实证结果的分析

(一) 基准回归

表 2 展示了被解释变量设为 *Rdexpense* 的估计结果。从估计结果来看，*Ofdi_d* 和 *Mpu* 的交互项估计系数在所有模型设定中均显著为正，这表明，相较于非 OFDI 企业，OFDI 企业受到的不确定性冲击更大。已有研究发现，不确定性会提高企业研发投入 (Atanassov et al., 2019)，本文研究得到了同样的结论。经济意义上，以列 (6) 的结果来估算，给定 *Ofdi_d* 均值 (0.55) 的情况下，美国货币政策不确定性每提高一个标准差，会使得企业的创新投入增加 4.39% ($\approx 1.75 \times 0.13 \times 0.55 / 2.85$)。表 3 展示了被解释变量设为 *Logpatent* 的估计结果。与表 2 一样，*Ofdi_d* 和 *Mpu* 的交互项估计系数在所有列中均显著为正，美国货币政策不确定性正向影响 OFDI 企业创新产出。

经济意义上, 美国货币政策不确定性每提高一个标准差, 会使得企业的创新产出增加 1.11% ($\approx 0.32 \times 0.13 \times 0.55/2.06$)。

表 2 不确定性冲击、OFDI 与企业创新投入

	<i>Rdexpense</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	Non-Fin-Ind	
<i>Ofdi_d</i> × <i>Mpu</i>	1.8277*** (0.6222)	1.8448*** (0.6229)	1.8014*** (0.5544)	1.9186*** (0.6329)	1.9490*** (0.6335)	1.7533*** (0.5622)
<i>Ofdi_d</i> × <i>Mps</i>	-0.3085 (0.2329)	-0.3164 (0.2332)	-0.5552** (0.2386)	-0.2992 (0.2348)	-0.3112 (0.2350)	-0.5235** (0.2421)
<i>Ofdi_d</i>	0.2919*** (0.0990)	0.2807*** (0.0985)	0.0503 (0.0946)	0.2984*** (0.1007)	0.2800*** (0.1002)	0.0410 (0.0963)
Controls	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No
行业-年份固定效应	No	No	Yes	No	No	Yes
省份-年份固定效应	No	No	Yes	No	No	Yes
样本量	27202	27202	27129	26600	26600	26527
R-squared	0.8021	0.8022	0.8372	0.8021	0.8023	0.8371

注: *, **, ***依次表示 10%、5%和 1%显著性水平。括号内为聚类在企业层面的标准误。Non-Fin-Ind 表示非金融行业的样本。

Controls 包括 *Logage*、*Logassets*、*Leverage*、*Profit*、*Tobinq*。以下各表同。

此外, 美国货币政策一阶冲击可能会干扰其二阶冲击带来的影响。表 2 和表 3 中所有列均加入了 *Ofdi_d* 与 *Mps* 的交互项。从估计结果来看, *Ofdi_d* 与 *Mps* 的交互项在大部分的列中均显著为负, 美国货币政策一阶冲击和二阶冲击对企业创新影响不同, 由美国货币政策不确定性引起的风险更能激发企业创新动机。这表明, 第一, 在美国货币政策国际传导的分析中, 有必要考虑美国货币政策的二阶传导; 第二, 美国货币政策紧缩往往会导致企业减少创新投入。已有研究发现美国货币政策紧缩会通过内部资金市场和内部供应链两个渠道, 通过子公司-母公司关联影响企业投资支出 (苟琴等, 2023)。创新支出也是重要的投资支出, 也会因此受到美国货币政策一阶冲击的影响。⁸

美国货币政策不确定性冲击会通过实物期权渠道和增长期权渠道影响创新。其中, 实物期权渠道能够降低企业创新支出。在资本不可逆性的前提下, 不确定性会增加期权价值, 为避免投资损失, 企业选择推迟投资支出, 观望等待新的信息, 等到不确定性暂缓后再扩大投资支出, 其中包括创新支出。增长期权渠道能够激励创新支出。企业的创新支出不仅被看作是对当前生产力的增加, 而且还被看作是对未来增长机会的一种期权或选择权。等待期的机遇对企业来说具有重要的战略意义, 尤其是对于创新支出, 创新支出对企业的核心竞争力的提升具有重要的意义, 是企业实现长期可持续发展的重要途径。美国货币政策不确定性冲击激励企业创新的实证结果也表明, 在实物期权渠道和增长期权渠道中, 增长期权渠道占据了主导。⁹

⁸ 其中, 内部资金市场渠道是指负面冲击会影响跨国企业母公司-子公司间的资金融通; 内部供应链渠道指的是负面冲击会影响跨国企业母公司-子公司间由于上下游关系涉及的投入和产出。Bena et al. (2022) 基于同样的理论机制 (内部资金市场和内部供应链) 考察了跨国企业母公司-子公司间对负面经济增长冲击的传导以及这一传导渠道对公司投资支出的影响。

⁹ 在后文的机制检验部分, 本文也对实物期权渠道和增长期权渠道进行了进一步的验证。

表 3 不确定性冲击、OFDI 与企业创新产出

	<i>Logpatent</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
				Non-Fin-Ind		
<i>Ofdi_d</i> × <i>Mpu</i>	0.3721*** (0.1176)	0.3474*** (0.1198)	0.3166*** (0.1228)	0.3679*** (0.1206)	0.3530*** (0.1169)	0.3214** (0.1251)
<i>Ofdi_d</i> × <i>Mps</i>	-0.1518*** (0.0576)	-0.1450** (0.0590)	-0.1012* (0.0604)	-0.1512** (0.0592)	-0.1458** (0.0575)	-0.1064* (0.0615)
<i>Ofdi_d</i>	-0.0441* (0.0225)	-0.0401* (0.0230)	-0.0225 (0.0230)	-0.0461** (0.0229)	-0.0387* (0.0226)	-0.0224 (0.0235)
Controls	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No
行业-年份固定效应	No	No	Yes	No	No	Yes
省份-年份固定效应	No	No	Yes	No	No	Yes
样本量	27202	27202	27129	26600	26600	26527
R-squared	0.6601	0.6603	0.6833	0.6598	0.6606	0.6830

本文还考察了美国货币政策不确定性冲击对不同类型专利的影响，结果显示，美国货币政策不确定性冲击显著提高了 OFDI 企业发明专利与实用新型专利的申请数量，而对外观设计专利的影响不显著。由于发明专利的创新含量最高，实用新型专利次之，外观设计专利最低，这说明美国货币政策不确定性冲击对 OFDI 企业进行高质量创新产生了一定的激励效果¹⁰。

(二) 稳健性检验¹¹

1. 不同时间段的考察

为了排除样本区间内金融危机和新冠肺炎疫情冲击对结果可能带来的干扰，本文对样本进行分时间段考察。估计结果表明，即便排除了金融危机和新冠肺炎疫情冲击的因素，前文所得结论依然成立。

2. 当期 OFDI 的考察

本文在基准回归中以首次 OFDI 识别对外直接投资企业，也有部分学者以当期 OFDI 作为识别对外直接投资企业的策略（陈经纬和姜能鹏，2020）。因此，本文也采取当期 OFDI 作为解释变量（*Ofdi_c*）进行稳健性检验。估计结果表明，关键解释变量（*Ofdi_c*×*Mpu*）的估计系数依然显著为正，面对美国货币政策不确定性冲击，当期 OFDI 企业同样在创新行为上表现较好。

3. 2007 年及之前上市的企业考察

由于样本期内没有进行 OFDI 的企业可能在样本起始期之前就进行了 OFDI，因此本文还考察了在 2007 年及之前上市的企业，样本区间依然为 2007 年至 2020 年。估计结果表明，在 2007 年及之前上市的企业样本中，关键解释变量（*Ofdi_d*×*Mpu*）估计系数依然显著为正，前文结论依然成立。

4. 累计 OFDI 次数和 OFDI 存量的考察

首次 OFDI 相当于对广延边际（Extensive Margin）的考察，本文还考察了 OFDI 的累计次数，对集约边际（Intensive Margin）进行检验。本文计算了企业 OFDI 的累计次数（*Ofdi_n*），将其与 *Mpu* 进行交互。估计结果表明，交互项（*Ofdi_n*×*Mpu*）估计系数在所有列中均显著为正，这表明在集约边际上，OFDI 投资也发挥了作用。

本文还使用 OFDI 存量作为解释变量，并对式（1）重新进行回归。¹²具体而言，本文利用 CSMAR 数据库提

¹⁰ 不确定性冲击对不同类型专利影响的结果参见《中国工业经济》网站（<http://ciejournal.ajcass.org>）附件。

¹¹ 稳健性检验结果参见《中国工业经济》网站（<http://ciejournal.ajcass.org>）附件。

¹² OFDI 流量=新增股权投资+当期收益再投资+债务工具投资-反向投资。根据 OFDI 流量定义，新增股权投资、当期收益再投资和债

供的海外直接投资数据库, 根据企业-项目注册资本的币种, 按照当年该币种与人民币的汇率换算成人民币, 并结合持股比例计算母公司在该项目上的投资存量, 然后在年份层面加总该企业在某一年所有项目的投资存量, 最后取对数得到 OFDI 存量指标, 记为 $Ofdi_a$ 。没有对外直接投资的企业, 该变量为 0。本文将 $Ofdi_a$ 和 Mpu 的交互项以及其和 Mps 的交互项加入回归。逻辑上, 如果企业 OFDI 存量金额越大, 那么企业 OFDI 导致海外风险的输入也会越大, OFDI 企业对海外风险的反应也会更加突出。估计结果表明, 关键解释变量 ($Ofdi_a \times Mpu$) 的估计系数在所有列中均显著为正, OFDI 存量金额越高的企业在面临美国货币政策不确定性冲击时, 感知到的风险输入越大, 创新激励更高, 进而企业的创新投入及产出也越高。

五、内生性问题的进一步讨论¹³

(一) OFDI 变量滞后 2 期的考察

美国货币政策不确定性冲击可能会影响企业 OFDI 决策。在前文实证中, 企业层面变量, 包括 OFDI 变量均滞后了 1 期。本文在此进一步将 OFDI 变量进行滞后 2 期处理以避免美国货币政策不确定性冲击对企业 OFDI 决策的影响。滞后 2 期的 $Ofdi_d(lag2)$ 与 Mpu 的交互项为关键解释变量。估计结果表明, 前文实证结果依然稳健。

(二) PSM 样本的考察

最可能混淆或干扰本文因果关系识别的是 OFDI 决策的内生性问题, 比如创新能力强的企业往往拥有更多资源, 它们可能更倾向于作出 OFDI 决策; 也有可能企业是为了寻求技术进行 OFDI。其结果是 OFDI 企业创新能力本身就强于非 OFDI 企业。在时间维度上, OFDI 企业创新强度会不断提高, 一个时序变量与 OFDI 变量交互可能会包括 OFDI 企业创新强度本身的变化。为了纠正样本自选择问题, 本文参照 Huang and Zhang (2017) 采取倾向性得分匹配 (PSM) 方法, 使 OFDI 企业与非 OFDI 企业能够得到更好的匹配。为了包括更多的处置组样本, 本文使用 2019 年来进行匹配。在具体处理方法上, 本文采取 Logit 模型, 将 $Ofdi_d$ 作为被解释变量, 前述控制变量作为解释变量, 估计各样本的倾向性匹配得分, 并以万分之一作为校对半径进行一对多匹配, 匹配上的样本将扩展到其他年份, 最终本文得到 12414 个样本。从匹配结果来看, PSM 匹配显著降低了处置组样本和控制组样本的差异。随后, 本文基于 PSM 之后的匹配样本重新进行分析。从交互项 ($Ofdi_d \times Mpu$) 的估计结果来看, 所有列的估计系数均显著为正。在纠正样本自选择问题后, 美国货币政策不确定性冲击对 OFDI 企业创新行为仍有积极影响, 这与前文结论一致。

(三) 剔除样本期内没有进行过 OFDI 的企业

本文还采取了与 Alfaro-Ureña et al. (2022) 一样的策略, 剔除了样本期内没有进行过 OFDI 的企业样本。其逻辑在于, 一直没有进行 OFDI 的企业本身与 OFDI 企业在企业特征, 包括创新能力方面存在较大差异, 实证结果可能是 OFDI 企业和始终没有进行 OFDI 企业在创新能力上的差异驱动的。估计结果表明, 关键解释变量 ($Ofdi_d \times Mpu$) 的估计结果依然显著为正, 前文结论依然成立, 且关键解释变量估计系数要大于基准回归结果。

(四) 排除宏观层面其他冲击的干扰

此外, $Ofdi_d$ 和 Mpu 交互项估计系数捕捉的可能是其他与美国货币政策相关的宏观因素导致的结果。鉴于此, 本文还加入了一系列宏观层面变量与 $Ofdi_d$ 的交互项, 宏观层面变量包括, VIX 指数 (Vix)、Wu-Xia 影子利

债务工具投资是 OFDI 流量的增项; 反向投资是 OFDI 流量的减项。从中国对外直接投资统计公报披露的数据, 新增股权投资、当期收益再投资和债务工具投资占比总和为 1。反向投资规模较总 OFDI 规模而言较小。

¹³ 内生性问题的进一步讨论结果参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

率 (*Wuxia*)、美国实际 GDP 增速 (*Gdpgrowthus*)、中国实际 GDP 增速 (*Gdpgrowthch*)，本文依次将这些变量与 *Ofdi_d* 交互，并将交互项加入回归。估计结果表明，关键解释变量 (*Ofdi_d*×*Mpu*) 的估计系数同样显著为正，在控制了一系列宏观层面冲击对 OFDI 企业的影响后，前文结论依然成立。

此外，本文还排除了全球金融周期冲击的影响。美国货币政策冲击与全球金融周期息息相关 (Miranda-Agrippino and Rey, 2020)。美国货币政策冲击带来的企业创新行为变化可能会受到全球金融周期变化的干扰。本文在此将全球金融周期指标 (*Globalfactor*) 与 *Ofdi_d* 的交互项加入回归。其中，全球金融周期指标由全球主要市场交易的资产价格，企业债券指数、商品指数等构建，地理区域涵盖了北美、拉丁美洲、欧洲、亚洲太平洋地区、澳大利亚，总计包括了 858 个不同的价格时间序列，样本截止至 2019 年 (Miranda-Agrippino and Rey, 2020)。因此，这里的样本区间为 2007 年至 2019 年。由于该指标是根据多个国家金融经济指标进行因子分析得到的一个综合指标，所以该指标可以在一定程度上衡量 OFDI 投资目的地的宏观层面冲击。估计结果表明，在考虑全球金融周期因素冲击后，本文研究结论依然稳健，关键解释变量 (*Ofdi_d*×*Mpu*) 估计系数在所有列中均显著为正。

(五) 排除企业层面特征的干扰

本文还控制了企业层面特征与 *Mpu* 的交互项，以排除其他影响 OFDI 决策的特征变量对结果的干扰。OFDI 企业存在自选择问题，影响 OFDI 决策的因素还包括企业规模、融资约束程度、杠杆率等。为了排除这些因素对实证结果的干扰，本文参照 Wu and Ye (2023)，将企业层面特征变量与 *Mpu*，以及 *Mps* 进行交互，将交互项加入回归。估计结果表明，关键解释变量 (*Ofdi_d*×*Mpu*) 的估计系数在所有列中均显著为正，前文结论依然成立。

(六) 排除 OFDI 目的地宏观层面冲击影响

美国货币政策冲击可能会影响 OFDI 目的地的宏观经济变量，进而对海外子公司产生影响。前文分析遗漏了 OFDI 目的地的宏观层面冲击对中国企业创新行为的影响。为此，本文控制了 OFDI 目的地的实际 GDP 增速、实际 GDP 增速的波动以及风险溢价。其中，实际 GDP 增速波动用 5 年期滚动窗口的实际 GDP 增速的标准差来表示；风险溢价为贷款利率与国债利率的差异。实际 GDP 增速反映了 OFDI 企业海外子公司所在地的经济基本面，实际 GDP 增速的波动和风险溢价能够反映 OFDI 企业海外子公司所在地的经营风险。数据均来自于世界发展指数。

由于被解释变量是企业层面的变量，但企业存在多个 OFDI 目的地的情况，因此，本文计算了加权的 OFDI 目的地的宏观经济变量。具体而言，本文按照对外直接投资当年汇率将对外直接投资金额统一换算为人民币，然后计算每一个目的地的 OFDI 投资存量，将目的地 OFDI 投资存量占总 OFDI 投资存量的比例作为权重，得到 OFDI 企业对外直接投资目的地的实际 GDP 增速的加权平均值 (*Gdpgrowth_c*)。同理，本文得到 OFDI 企业对外直接投资目的地的实际 GDP 增速波动的加权平均值 (*Gdpgrowthsd_c*) 以及风险溢价的加权平均值 (*Risk_c*)。对于没有进行 OFDI 的企业，*Gdpgrowth_c*、*Gdpgrowthsd_c* 和 *Risk_c* 赋值为 0。我们将新构建的变量作为解释变量加入回归，重新进行估计。估计结果表明，在控制了 OFDI 目的地宏观层面冲击后，关键解释变量 (*Ofdi_d*×*Mpu*) 估计系数同样显著为正，前文结论同样成立。

(七) 排除出口因素的影响

海外业务还涉及出口，OFDI 和出口的关联可能会影响前文实证结论。一方面，OFDI 可能会替代出口，即将生产环节转移到境外，直接生产销售，起到替代出口的作用；另一方面，根据境外投资企业（机构）名录提供的经营范围信息，可以发现大量境外投资企业（机构）的经营范围信息中包含“销售”、“批发”、“贸易”、“经销”等，即企业会进行类型为销售、便利贸易的 OFDI，获取更多当地信息，起到促进出口的作用。为了排除出口带来的干扰，本文将出口变量与 *Mpu*，以及其与 *Mps* 的交互项加入回归。本文利用中国上市企业数据和海关数据

库中的进出口数据得到上市企业出口数据。具体而言, 本文按照 Yu (2015) 的方法, 运用企业名称、邮编、电话号码将上市企业数据和海关进出口数据进行匹配处理, 得到在上市企业-年份上加总后的出口数据, 并将出口额占销售收入比例 (*Export*) 与 *Mpu*, 以及 *Mps* 进行交互, 重新进行实证分析。由于海关数据库截止至 2016 年, 因此, 此处分析样本区间为 2007 年至 2016 年。估计结果表明, 考虑出口因素后, 关键解释变量 (*Ofdi_d* × *Mpu*) 估计系数依然显著为正。

六、机制分析与进一步检验

(一) 机制分析

1. 资本管制与美国货币政策国际传导¹⁴

前文的分析表明, 美国货币政策不确定性提高会激励企业进行更多的创新, 并且对 OFDI 企业的激励更大。本文在此将考察为什么在美国货币政策不确定性提高的情况下, OFDI 企业会较非 OFDI 企业进行更多的创新? 本文提出, 美国货币政策外溢驱动全球金融周期, OFDI 企业海外子公司能够将海外市场的不确定性冲击传递至国内, 因此, OFDI 企业创新激励会大于非 OFDI 企业。以上逻辑链条成立的前提是 OFDI 企业海外子公司所在国家遭受到的美国货币政策外溢程度要大于中国。全球金融周期使得“三元悖论”演变为“二元悖论”, 抵御美国货币政策的外溢只有一个政策选择, 即资本管制 (Miranda-Agrippino and Rey, 2020)。

因此, 如果 OFDI 企业的海外子公司所在地资本管制程度低, 它更能感受到美国货币政策冲击。考虑一个极端情况, 经济体为封闭经济体, 不允许资本自由流动, 该经济体与其他经济体完全隔绝, 经济体中企业也不会受到外部货币政策冲击的影响。随着资本管制得放松, 外部货币政策冲击的影响将会显现。

前文分析可知, OFDI 企业海外子公司所在国的资本管制程度要明显低于中国 (图 1)。当企业进行对外直接投资, OFDI 企业可能会因其海外子公司所在国资本管制程度比本国更低而遭受到更大的冲击。OFDI 投资目的地的资本管制程度越低, OFDI 企业受到美国货币政策不确定性冲击的影响越大, 其带来的创新激励也将越大。为了对此进行验证, 本文构建了 OFDI 企业投资目的地的资本管制指标。由于 OFDI 企业存在多个投资目的地的情况, 本文以 Chinn and Ito (2006) 构建的资本项目开放指标 (*Kaopen*) 为基础, 按照当年汇率将 OFDI 存量金额统一换算为人民币, 然后计算每一个目的地的 OFDI 存量金额, 将目的地 OFDI 存量占总 OFDI 存量作为权重, 得到 OFDI 企业对外直接投资目的地的资本项目开放指标的加权平均值 (*Kaopen_m*)。如果没有进行 OFDI, 该变量赋值为 0。本文将 *Kaopen_m* 与 *Mpu* 进行交互, 该交互项为关键解释变量。模型设定如下所示。

$$y_{it} = c + \alpha_1 \times Kaopen_m_{i,t-1} \times Mpu_t + \alpha_2 \times Kaopen_m_{i,t-1} \times Mps_t + \beta \times Kaopen_m_{i,t-1} + X_{i,t-1} \cdot \gamma + \mu_i + \tau_{jt} + \tau_{rt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

本文关注的估计系数为 α_1 , 若 α_1 估计为正则表示 OFDI 企业海外子公司所在国资本管制程度越低 (资本项目开放程度越高), 美国货币政策不确定性对 OFDI 企业创新行为影响越大。估计结果表明, *Kaopen_m* 与 *Mpu* 交互项的估计系数均显著为正。美国货币政策不确定性冲击对海外子公司位于资本管制程度更低国家的 OFDI 企业影响更大, 创新激励效应更加突出。

此处分析是基于“二元悖论”成立这一前提来展开的, 也有研究发现“三元悖论”和“二元悖论”之间还存在中间状态 (Han and Wei, 2018)。外汇储备水平、金融发展程度和汇率制度的选择可能也会影响海外子公司的风险感知。本文在回归中加入了 OFDI 目的地的外汇储备变量、金融发展程度变量、汇率制度变量与 *Mpu*, 以

¹⁴ 这一部分的分析结果参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

及其与 Mps 的交互项。与已有文献一致 (Tong and Wei, 2021; 李婧等, 2023; 梅冬州等, 2023), 外汇储备水平用外汇储备占 GDP 比例 ($Reserve$) 来表示, 金融发展水平用私人信贷占 GDP 比例 ($Privatecredit$) 来表示, 汇率制度用固定汇率制度虚拟变量 ($Fixedregime$) 来表示。如果经济体采取的固定汇率制度, 该变量为 1, 否则为 0。根据 Ilzetki et al. (2019) 精细的汇率制度划分标准, 本文将赋值 8 (事实上 2% 区间内的爬行汇率制度) 以下的界定为固定汇率制度。

由于 OFDI 企业有多个对外直接投资目的地, 本文按照对外直接投资当年汇率将对外直接投资金额统一换算为人民币, 然后将目的地投资存量占总投资存量比例作为权重, 得到 OFDI 企业对外直接投资目的地的外汇储备水平的加权平均值 ($Reserve_m$)。同理, 本文得到 OFDI 企业对外直接投资目的地的金融发展水平的加权平均值 ($Privatecredit_m$) 以及汇率制度加权平均值 ($Fixedregime_m$)。对于没有进行 OFDI 的企业, $Reserve_m$ 、 $Privatecredit_m$ 和 $Fixedregime_m$ 赋值为 0。本文将新构建的变量与 Mpu , 以及其与 Mps 的交互项作为解释变量加入回归。估计结果表明, $Kaopen_m \times Mpu$ 的估计系数显著为正, 并且较之前估计系数出现了小幅下降。考虑了外汇储备、金融发展程度、汇率制度因素后, 前文分析所得结论成立。

2. 实物期权渠道

前述理论表明, 美国货币政策不确定性冲击会通过实物期权渠道和增长期权渠道影响企业创新行为。其中, 实物期权渠道会抑制企业创新行为。由于实物期权渠道导致的结果与本文实证结果相反, 即在存在实物期权渠道的情况下, 不确定性的提高激励企业创新的结论依然成立, 因此, 在实物期权渠道和增长期权渠道中, 增长期权渠道占据着主导。为了进一步检验实物期权渠道, 本文参考张成思等 (2023) 的处理思路, 根据固定资产占总资产比例的中位数设立 $Fixed_d$ 虚拟变量, 如果企业的固定资产占总资产比例高于年样本中位数, 那么该变量为 1, 否则为 0。¹⁵ 表 4 报告了估计结果。其中, 列 (1) 和 (4) 报告了 $Fixed_d$ 为 1 样本 (资产可逆性低的企业样本) 的估计结果; 列 (2) 和 (5) 报告了 $Fixed_d$ 为 0 样本 (资产可逆性高的企业样本) 的估计结果。列 (3) 和 (6) 报告了全样本的估计结果, 关键解释变量为 $Ofdi_d \times Mpu$ 和 $Fixed_d$ 的交互项。估计结果表明, 固定资产占总资产比例较低的企业受到美国货币政策不确定性冲击更大; 且 $Ofdi_d \times Mpu \times Fixed_d$ 的估计系数在列 (3) 和 (6) 中显著为负。这与预期相符, 由于美国货币政策不确定性冲击的实物期权渠道是降低企业创新支出; 同时固定资产占总资产比例较高企业的整体资产可逆性比较低, 受到实物期权渠道的影响更大 (张成思等, 2023), 因此, 这种不确定性冲击对固定资产占总资产比例较低企业的创新支出的积极影响更大, 更大的创新支出也带来了更多的创新产出。

表 4 不确定性冲击、OFDI 与企业创新: 实物期权渠道的角色

	$Rdexpense$			$Logpatent$		
	High Fixed (1)	Low Fixed (2)	(3)	High Fixed (4)	Low Fixed (5)	(6)
$Ofdi_d \times Mpu$	0.0162 (0.6133)	4.2598*** (0.9821)	3.5363*** (0.8895)	0.1280 (0.1336)	0.3918*** (0.1442)	0.3743*** (0.1317)
$Ofdi_d \times Mpu \times Fixed_d$			-3.1918*** (1.0505)			-0.3004* (0.1772)
$Ofdi_d \times Fixed_d$			-0.1596 (0.1546)			-0.0252 (0.0259)
$Mpu \times Fixed_d$			0.2418 (0.1510)			2.2596*** (0.8357)
$Ofdi_d \times Mps$	0.0946 (0.2626)	-1.3293*** (0.4238)	-1.0099*** (0.3824)	-0.0055 (0.0654)	-0.1442* (0.0736)	-0.1357** (0.0670)
$Ofdi_d$	-0.0359 (0.1070)	0.2973* (0.1619)	0.1475 (0.1361)	-0.0232 (0.0249)	0.0195 (0.0246)	-0.0059 (0.0210)

¹⁵ 实物期权渠道发挥作用在于资产的不可逆性, 张成思等 (2023) 将固定资产占总资产比例作为检验实物期权渠道的机制变量, 其逻辑在于固定资产占总资产比例较高, 企业整体资产可逆性会比较低, 其受到实物期权渠道的影响更大。

常数项	0.9850 (1.2626)	3.7120*** (1.3229)	1.9914** (0.8868)	0.8674*** (0.2121)	0.3700** (0.1556)	0.5646*** (0.1243)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业-年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份-年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	13471	13005	27129	13471	13005	27129
R-squared	0.8356	0.8670	0.8376	0.6595	0.7187	0.6529

注: *, **, ***依次表示 10%、5%和 1%显著性水平。括号内为聚类在企业层面的标准误。Controls 包括 *Logage*、*Logassets*、*Leverage*、*Profit* 以及其与 *Fixed_d* 的交互项。

3. 增长期权渠道

前文实证结果发现, 美国货币政策不确定性冲击能够激励企业创新, 这表明增长期权渠道占据主导。如果企业拥有更好的增长机会, 那么美国货币政策不确定性冲击的增长期权渠道角色将更加突出。本文采取 Atanassov et al. (2019) 的方法, 用 Tobin Q 值来衡量企业的增长机会, 并设立 *Tobinq_d* 虚拟变量, 如果企业的 Tobin Q 值高于年样本中位数, 那么该变量为 1, 否则为 0。表 5 的列 (1) 和 (4) 报告了 *Tobinq_d* 为 1 样本 (高增长机会的企业样本) 的估计结果; 列 (2) 和 (5) 报告了 *Tobinq_d* 为 0 样本 (低增长机会的企业样本) 的估计结果。列 (3) 和 (6) 报告了全样本的估计结果, 关键解释变量为 *Ofdi_d*×*Mpu* 和 *Tobinq_d* 的交互项。从估计结果可以看到, 在拥有较好增长机会的企业样本中, *Ofdi_d*×*Mpu* 的估计系数显著, 且较拥有较少增长机会企业样本的估计系数更大。*Ofdi_d*×*Mpu*×*Tobinq_d* 的估计系数在列 (3) 和 (6) 中也显著为正, 这表明, *Ofdi_d*×*Mpu* 的估计系数在两组样本中的差异是显著的。这进一步验证了增长期权渠道发挥的作用。

表 5 不确定性冲击、OFDI 与企业创新: 增长期权渠道的角色

	<i>Rdexpense</i>			<i>Logpatent</i>		
	High Tobin Q (1)	Low Tobin Q (2)	(3)	High Tobin Q (4)	Low Tobin Q (5)	(6)
<i>Ofdi_d</i> × <i>Mpu</i>	2.0817** (1.0484)	1.3370** (0.5444)	1.3906*** (0.5060)	0.6129* (0.3317)	0.0805 (0.2488)	0.1900 (0.2401)
<i>Ofdi_d</i> × <i>Mpu</i> × <i>Tobinq_d</i>			1.1878** (0.5757)			0.7205* (0.3772)
<i>Ofdi_d</i> × <i>Tobinq_d</i>			0.0028 (0.1146)			0.0755 (0.0505)
<i>Mpu</i> × <i>Tobinq_d</i>			0.2404 (0.3497)			-0.2846 (0.2991)
<i>Ofdi_d</i> × <i>Mps</i>	-0.1125 (0.4892)	-0.5766** (0.2638)	-0.5235** (0.2346)	-0.3411* (0.1812)	0.0152 (0.1393)	-0.0317 (0.1351)
<i>Ofdi_d</i>	0.0097 (0.1867)	0.0941 (0.0931)	0.0703 (0.0919)	0.0059 (0.0533)	-0.0550 (0.0387)	-0.0314 (0.0364)
常数项	0.5082 (1.6513)	1.5971* (0.8578)	2.7303*** (0.8582)	1.4209*** (0.3011)	0.5236*** (0.1964)	0.7272*** (0.1584)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业-年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份-年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	12854	13249	27129	12854	13249	27129
R-squared	0.8607	0.8433	0.8377	0.7034	0.7221	0.6708

注: *, **, ***依次表示 10%、5%和 1%显著性水平。括号内为聚类在企业层面的标准误。Controls 包括 *Logage*、*Logassets*、*Leverage*、*Profit* 以及其与 *Tobinq_d* 的交互项。

(二) 进一步分析：创新投资来源

1. 创新资金来源：外部融资

在不确定性较高的环境下，相较于非 OFDI 企业，OFDI 企业进行了更多的创新，那么创新的资金来源来自于何处？本文在此将考察这一问题。从资金供给方角度来看，不确定性较高的环境下，由于信息不对称问题，金融机构贷款意愿会下降，投资者也更愿意持有现金，此时，企业的融资将会更加困难。本文考察 OFDI 企业和非 OFDI 企业在外部融资方面是否存在显著差异。为此，本文将式（1）中被解释变量替换为外部融资的代理变量来展开分析，关键解释变量依然为 $Ofdi_d$ 与 Mpu 的交互项。本文在此设立 $Loan$ 、 $Bond$ 和 $Equity$ 三个被解释变量。其中， $Loan$ 为向银行或其他金融机构等借入的资金占资产的比重， $Bond$ 为通过发行债券等筹集的资金占资产的比重； $Equity$ 为发行股票方式筹集的资金占资产的比重，数据均来自于 CSMAR 数据库。表 6 报告了估计结果。本文关注的 $Ofdi_d$ 和 Mpu 交互项的估计系数在所有列中均不显著，美国货币政策不确定性冲击并没有对 OFDI 企业和非 OFDI 企业带来显著的异质性影响。这表明，OFDI 企业的海外子公司并没有通过美国货币政策不确定性的渠道影响到企业的外部融资。

表 6 不确定性冲击、OFDI 与企业创新：外部融资的考察

	<i>Loan</i> (1)	<i>Bond</i> (2)	<i>Equity</i> (3)
<i>Ofdi_d</i> × <i>Mpu</i>	-0.0028 (0.0364)	0.0009 (0.0022)	0.0260 (0.0199)
<i>Ofdi_d</i> × <i>Mps</i>	0.0129 (0.0153)	-0.0006 (0.0011)	-0.0195* (0.0105)
<i>Ofdi_d</i>	0.0092 (0.0062)	0.0006 (0.0004)	0.0056* (0.0034)
Controls	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
行业-年份固定效应	Yes	Yes	Yes
省份-年份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	28565	28565	28565
R-squared	0.6489	0.4298	0.2206

2. 创新资金来源：内部融资

既然 OFDI 企业和非 OFDI 企业在外部融资方面不存在显著差异，支持 OFDI 企业较非 OFDI 企业进行更多研发创新的并不是外部融资，那么是否是内部融资支持了 OFDI 企业较非 OFDI 企业进行了更多的研发创新？由于企业在一定时期内拥有或可支配的资源相对有限，在投资总额既定的情况下，企业金融资产投资，固定资产投资和研发投资之间存在替代关系。本文在此将式（1）中被解释变量替换为内部融资的代理变量来展开分析，关键解释变量依然为 $Ofdi_d$ 与 Mpu 的交互项。企业为了增加更多创新方面的资源投入，可能会减少其他的投资支出。本文在此设立 $Invest_fix$ 、 $Invest_fin$ 两个被解释变量。 $Invest_fix$ 为固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金占资产的比重； $Invest_fin$ 为金融资产占资产的比重。表 7 报告了被解释变量为 $Invest_fix$ 的估计结果。本文关注的交互项（ $Ofdi_d$ × Mpu ）估计系数在所有列中均不显著，美国货币政策不确定性冲击并不会对 OFDI 企业和非 OFDI 企业的固定资产投资等方面的支出产生异质性影响。结果表明，OFDI 企业也不是通过减少固定资产等长期资产来支持研发创新。

不确定性提高会加剧金融资产价格的波动，使企业减少金融资产的持有（彭俞超等，2018）。企业可能会将配置在金融资产上的资源投入到创新的活动。也有研究发现不确定性提高会增加企业陷入财务困境的可能性，出于流动性管理的动机，企业会增加流动性较强的金融资产的持有（刘贯春等，2020）。金融资产还具有“蓄水

池”的作用（胡奕明等，2017）。美国货币政策不确定性冲击可能会影响 OFDI 企业内部资源在金融资产和研发创新方面的配置。鉴于此，本文将考察美国货币政策不确定性冲击对 OFDI 企业金融化的影响。参照张成思和张步昙（2016），金融资产包括货币现金、持有至到期投资净额、交易性金融资产、投资性房产净额、长期股权投资净额、可供出售金融资产净额、应收利息净额、应收股利净额。表 8 的列（1）-（3）报告了被解释变量为 $Invest_fin$ 的估计结果。本文关注的交互项（ $Ofdi_d \times Mpu$ ）估计系数在列（1）-（3）中均显著为负。结果表明，美国货币政策不确定性冲击对 OFDI 企业和非 OFDI 企业的金融资产配置产生了异质性影响，OFDI 企业的金融化程度显著下降。

表 7 不确定性冲击、OFDI 与企业创新：内部融资的考察（固定资产）

	$Invest_fix$				
	(1)	(2)	(3)	No-Fin-Ind	
				(4)	(5)
$Ofdi_d \times Mpu$	0.0157 (0.0119)	-0.0073 (0.0122)	-0.0203 (0.0132)	-0.0100 (0.0124)	-0.0212 (0.0134)
$Ofdi_d \times Mps$	-0.0037 (0.0055)	0.0038 (0.0056)	0.0044 (0.0057)	0.0050 (0.0057)	0.0048 (0.0058)
$Ofdi_d$	-0.0068*** (0.0019)	-0.0055*** (0.0021)	-0.0053*** (0.0020)	-0.0057*** (0.0021)	-0.0054*** (0.0021)
Controls	No	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	No	Yes	No
行业-年份固定效应	No	No	Yes	No	Yes
省份-年份固定效应	No	No	Yes	No	Yes
样本量	32018	28646	28565	28032	27951
R-squared	0.4566	0.4523	0.5110	0.4454	0.5044

表 8 不确定性冲击、OFDI 与企业创新：内部融资的考察（金融资产）

	$Invest_fin$	$Invest_fin$	$Invest_fin$	$Invest_cash$	$Invest_trans$	$Invest_other$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Ofdi_d \times Mpu$	-0.0646*** (0.0191)	-0.0624*** (0.0183)	-0.0499*** (0.0193)	-0.0262* (0.0150)	-0.0046** (0.0022)	-0.0206 (0.0125)
$Ofdi_d \times Mps$	0.0104 (0.0090)	0.0081 (0.0089)	0.0003 (0.0092)	-0.0093 (0.0069)	0.0008 (0.0010)	0.0111 (0.0070)
$Ofdi_d$	-0.0274*** (0.0048)	-0.0122** (0.0047)	-0.0094* (0.0048)	-0.0195*** (0.0037)	0.0009* (0.0006)	0.0101*** (0.0031)
Controls	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	No	No	No	No
行业-年份固定效应	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
省份-年份固定效应	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	28450	28450	28438	28438	28438	28438
R-squared	0.6271	0.6455	0.6668	0.5957	0.6016	0.7216

本文还进一步区分了现金类金融资产、交易性类金融资产和其他金融资产。本文设立 $Invest_cash$ 、 $Invest_trans$ 、 $Invest_other$ 三个被解释变量，其中 $Invest_cash$ 为货币现金占资产比重， $Invest_trans$ 为交易性金融资产占资产比重， $Invest_other$ 为除货币现金、交易性金融资产以外的金融资产占资产比重。表 8 的列（4）-（6）依次报告了估计结果。模型设定均加入了前述企业层面控制变量、企业固定效应、行业-年份固定效应和省份-年份固定效应。从估计结果来看，本文关注的交互项（ $Ofdi_d \times Mpu$ ）估计系数均为负，除了第（6）列，其他列的交

互项估计系数显著为负。这表明，与非 OFDI 企业相比，OFDI 企业减少的主要是现金储备以及交易性金融资产¹⁶。

由上述估计结果可知，企业创新投资的主要资金来源为内部金融资产，特别是现金类和交易型金融资产这类流动性较高，灵活性较强的金融资产。这表明金融资产为企业创新发挥了“蓄水池”作用，不确定性冲击下，OFDI 企业能够通过处理这类短期金融资产，盘活企业现金流，增加企业资产流动性。为了更好地识别因果关系，本文还将企业层面特征与 Mpu 、 Mps 分别进行交互，并将交互项加入回归。估计结果表明，关键解释变量 ($Ofdi_d \times Mpu$) 的估计系数依然符合预期，美国货币政策不确定性冲击使得 OFDI 企业金融资产持有下降¹⁷。

七、研究结论和政策启示

本文以 2007-2020 年上市企业为样本，实证检验了全球金融周期下，美国货币政策的二阶冲击通过 OFDI 企业对企业创新行为的影响，并进一步探究了 OFDI 企业创新资金的来源。实证结果表明：①美国货币政策的二阶冲击会影响 OFDI 企业，促进了 OFDI 企业的创新投入与创新产出。②美国货币政策二阶冲击的溢出效果受到 OFDI 企业层面资本项目开放程度的影响，OFDI 企业目的地的资本项目开放程度越大，不确定性冲击对企业创新的促进作用越强。③在美国货币政策不确定性的冲击下，OFDI 企业进行创新的资金来源主要源于金融资产。基于本文的研究结论，本文提出以下政策建议：

1. 需要以全面的眼光评估不确定性的溢出效应

本文研究发现，美国货币政策的不确定性冲击能够通过风险感知渠道传导至中国 OFDI 企业，并能够产生激励创新的作用。这表明，货币政策不确定性的外溢不仅带来了风险，而且也蕴含着机遇。政策当局应当从产业政策、财政货币政策等方面着力，减少不确定性冲击对创新的“挤出”效应，使不确定性冲击对创新的“激励”效应占据主导。比如设立专项基金支持企业进行技术探索和市场试错；构建完善的创新服务体系，加强知识产权保护；灵活调整财政支持政策，采用阶段性减税、定向补贴等方式确保资金有效流向创新领域等。同时，政策当局应充分认识美国货币政策不确定性为代表的经济政策不确定性上升趋势的持久性，在进行政策调整以平滑美国货币政策带来的波动时，应权衡政策不确定性对不同经济活动的影响。要客观承认不确定性的长期存在，推进创新增强企业竞争力；同时也要进一步加强经济韧性，防范不确定性可能带来的风险。

2. 进一步深化金融市场改革，为创新活动提供资金支持

本文研究发现，在货币政策不确定性的溢出效应下，企业创新的主要来源为内部的金融资产，尤其是现金储备和交易性金融资产这类流动性较高的金融资产。这可能是因为在不确定性冲击下，外部融资受到阻碍。这启示相关部门应进一步促进金融市场的发展与健全。一方面，要保证企业金融资产的“蓄水池”效应，维持金融资产强有力的变现能力。应进一步提高金融市场效率，维持流动性以及保持市场高活跃度。提高金融市场开放程度以及外汇交易操作便利性，以更好满足企业资产配置需求；另一方面，增强金融市场抵御国际流动性冲击的韧性，减少冲击对企业进行外部融资造成的障碍。应进一步完善风险预警系统，加强与国际金融监管机构的合作，通过逆周期调节、资本流动管理等手段维护金融稳定。同时发展多层次资本市场，降低企业对单一融资来源的依赖，为企业创新活动创建良好的融资环境。

¹⁶ 美国经济政策不确定性的增加预示着全球经济风险程度提高 (Colombo, 2013)，进而影响中国企业面临的外部融资环境。对于债务融资来说，由于美国货币政策不确定性是一种不可分散风险，加剧了企业违约风险。政策不确定性与企业信用违约互换合约价格呈现正相关。Duong et al. (2020) 发现，在经济政策不确定性增加时，企业现金流和资产收益率波动程度上升，发生债务违约的可能性增加。此外，政策不确定性冲击也会抑制银行贷款供给 (Jasova et al., 2021)。对于股权融资来说，政策不确定性加剧了企业和投资者之间的信息不对称程度 (Chan et al., 2021)，这意味着不确定性下企业的股权融资成本也会提高 (Pham, 2019)。政策不确定性环境下，支撑企业进行研发支出的更可能来自于内部融资。

¹⁷ 这一部分的分析结果参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

3. 营造创新氛围，引导企业在逆境下蓬勃发展

政策当局应鼓励企业将创新纳入企业战略，将不确定性视为企业创新的机遇。比如企业在制定决策时既要评估潜在风险也要保持开放态度；引导企业建立健全创新人才激励机制，鼓励企业设立创新人才发展专项资金，用于人才引进、培养和使用。加强企业知识产权保护和运用。支持企业加大创新资源要素投入，开展高水平发明创造，培育高价值专利。鼓励企业从封闭式创新转向开放式创新，积极融入国际创新网络，学习先进技术与知识，并通过内外部合作研发实现信息互通，优势互补。企业在“走出去”的过程中，暴露于不确定性的风险敞口更大，创新激励也更强。政策当局还应出台相应政策支持企业创新，比如减免相关税费以降低企业海外研发成本，提高对海外知识产权保护的力度，尊重企业的知识成果，为企业创新提供良好的制度环境。

2022年中国 OFDI 流量规模占全球份额的 10.9%，位列全球第二，投资存量分布全球 190 个国家（地区）¹⁸。随着我国高水平对外开放格局的不断深化，OFDI 企业在境外风险的传导中发挥的作用不容忽视。当前研究从 OFDI 企业自身来讨论境外风险的应对；研究受制于数据可得性，没有进一步分析境外风险在国内的扩散。未来相关研究需要关注 OFDI 企业输入的境外风险通过国内生产网络的扩散。此外，随着跨国公司内部资源整合能力的提升，相关研究还需从母公司和海外子公司内部资源配置视角讨论 OFDI 企业应对境外风险的措施。

¹⁸ 数据来自于《2022 年中国对外直接投资统计公报》。

【参考文献】

- [1] 陈经纬, 姜能鹏. 中国 OFDI 技术创新效应的传导机制——基于资本要素市场扭曲视角的分析[J]. 金融研究, 2020, (8): 74-92.
- [2] 葛新宇, 庄嘉莉, 刘岩. 贸易政策不确定性如何影响商业银行风险——对企业经营渠道的检验[J]. 中国工业经济, 2021, (8): 133-151.
- [3] 苟琴, 苏小湄, 谭小芬. 美国货币政策对新兴市场的溢出效应: 跨国企业渠道[J]. 世界经济, 2023, (7): 27-55.
- [4] 顾夏铭, 陈勇民, 潘士远. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析[J]. 经济研究, 2018, (2): 109-123.
- [5] 胡奕明, 王雪婷, 张瑾. 金融资产配置动机: “蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究, 2017, (1): 181-194.
- [6] 李婧, 李贺, 姜雪晴. 新兴市场弹性汇率制度应对美联储货币政策双重冲击的减震器作用研究[J]. 国际金融研究, 2023, (12): 38-49.
- [7] 刘贯春, 刘媛媛, 张军. 经济政策不确定性与中国上市公司的资产组合配置——兼论实体企业的“金融化”趋势[J]. 经济学(季刊), 2020, (5): 65-86.
- [8] 梅冬州, 宋佳馨, 马振宇. 美联储货币政策紧缩的跨国异质性影响研究[J]. 金融研究, 2023, (7): 1-20.
- [9] 彭俞超, 韩珣, 李建军. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. 中国工业经济, 2018, (1): 137-155.
- [10] 钱学锋, 方明朋. 跨国相关的外部需求不确定性与企业出口质量——基于需求侧增质成本的视角[J]. 中国工业经济, 2023, (11): 100-117.
- [11] 谭小芬, 虞梦微. 全球金融周期与跨境资本流动[J]. 金融研究, 2021, (10): 22-39.
- [12] 王朝阳, 张雪兰, 包慧娜. 经济政策不确定性与企业资本结构动态调整及稳杠杆[J]. 中国工业经济, 2018, (12): 134-151.
- [13] 邢斐, 海梦碟, 曹瑜强. 经济政策不确定性与企业技术型并购——基于企业间的策略性互动关系视角[J]. 中国工业经济, 2023, (6): 137-155.
- [14] 张成思, 孙宇辰, 阮睿. 经济政策不确定性、企业货币政策感知与实业投资[J]. 财贸经济, 2023, (7): 75-90.
- [15] 张成思, 张步昙. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角[J]. 经济研究, 2016, (12): 32-46.
- [16] Abel, A.B., A. K. Dixit, J. C. Eberly, and R. S. Pindyck. Options, The Value of Capital, and Investment[J]. American Economic Review, 1996, 111(3): 753-777.
- [17] Alfaro-Ureña, A., I. Manelici, and J.P. Vasquez. The Effects of Joining Multinational Supply Chains: New Evidence from Firm-to-Firm Linkage[J]. Quarterly Journal of Economics, 2022, 137(3): 1495-1552.
- [18] Atanassov, J., B. Julio, and T. Leng. The Bright Side of Political Uncertainty: The Case of R&D[R]. Working Paper, 2019.
- [19] Bar-Ilan, A., and W. C. Strange. A Model of Sequential Investment[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 1998, 22(3): 437-463.
- [20] Bena, J., S. Dinc, and I. Erel. The International Propagation of Economic Downturns through Multinational Companies: The Real Economy Channel[J]. Journal of Financial Economics, 2022, 146: 277-304.
- [21] Bloom, N. Uncertainty and the Dynamics of R&D[J]. American Economic Review, 2007, 97(2): 250-255.
- [22] Chan, Y. C., W. Saffar, and K. J. Wei. How Economic Policy Uncertainty Affects the Cost of Raising Equity Capital: Evidence from Seasoned Equity Offerings[J]. Journal of Financial Stability, 2021, 53: 100841.
- [23] Chinn, M. D., and H. Ito. What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions[J]. Journal of Development Economics, 2006, 81(1): 163-192.
- [24] Colombo, V. Economic Policy Uncertainty in the US: Does it Matter for the Euro Area?[J]. Economics Letters, 2013, 121(1): 39-42.
- [25] Cravino, J., and A. A. Levchenko. Multinational Firms and International Business Cycle Transmission[J]. Quarterly Journal of Economics, 2017, 132(2): 921-962.
- [26] di Giovanni, J., and G. Hale. Stock Market Spillovers via the Global Production Network: Transmission of U.S. Monetary Policy[J]. Journal of Finance, 2022, 77(6): 3373-3421.
- [27] di Giovanni, J., and J. H. Rogers. The Impact of US Monetary Policy on Foreign Firms[R]. FRB of New York Staff Report, 2022, No. 1039.
- [28] Duong, H. N., J. H. Nguyen, M. Nguyen, and S. G. Rhee. Navigating through Economic Policy Uncertainty: The Role of Corporate Cash Holdings[J]. Journal of Corporate Finance, 2020, 62: 101607.
- [29] Flodén, M., K. Matilda, S. Józef, and V. Roine. Household Debt and Monetary Policy: Revealing the Cash-Flow Channel[J]. Economic Journal, 2021, 131(636): 1742-1771.
- [30] Han, X., and S. J. Wei. International Transmissions of Monetary Shocks: Between a Trilemma and a Dilemma[J]. Journal of International Economics, 2018,

110: 205-219.

- [31] Hashmi, A. R. Competition and Innovation: The Inverted-U Relationship Revisited[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2013, 95(5):1653-1668.
- [32] Huang, Y., and Y. Zhang. How does Outward Foreign Direct Investment Enhance Firm Productivity? A Heterogeneous Empirical Analysis from Chinese Manufacturing[J]. *China Economic Review*, 2017, 44: 1-15.
- [33] Ilzetzi, E., M. C. Reinhart, and K. Rogoff. Exchange Rate Arrangements in the 21st Century: Which Anchor Will Hold?[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2019, 34(2): 599- 646.
- [34] Jasova, M., C. Mendicino, and D. Supera. Policy Uncertainty, Lender of Last Resort and the Real Economy[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2021, 118: 381-398.
- [35] Lakdawala, A., T. Moreland, and M. Schaffer. The International Spillover Effects of US Monetary Policy Uncertainty[J]. *Journal of International Economics*, 2021, 133: 103525.
- [36] Lastauskas, P., and A.D.M. Nguyen. Global Impacts of US Monetary Policy Uncertainty Shocks[J]. *Journal of International Economics*, 2023, 145: 103830.
- [37] Lin, S., and H. Ye. Foreign Direct Investment, Trade Credit, and Transmission of Global Liquidity Shocks: Evidence from Chinese Manufacturing Firms[J]. *Review of Financial Studies*, 2018, 31(1): 206-238.
- [38] Miranda-Agrippino, S., and H. Rey. U.S. Monetary Policy and the Global Financial Cycle[J]. *Review of Economics Studies*, 2020, 87: 2754-2776.
- [39] Ovtchinnikov, A. V., S. W. Reza, and Y. Wu. Political Activism and Firm Innovation[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2020, 55(3): 989-1024.
- [40] Pham, A. V. Political Risk and Cost of Equity: The Mediating Role of Political Connections[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2019, 56: 64-87.
- [41] Tong, H., and S. J. Wei. Endogenous Corporate Leverage Response to a Safer Macro Environment: The Case of Foreign Exchange Reserve Accumulation[J]. *Journal of International Economics*, 2021, 132: 103499.
- [42] Trung, N. B. The Spillover Effects of US Economic Policy Uncertainty on the Global Economy: A Global VAR Approach[J]. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2019, 48: 90-110.
- [43] Van Vo, L., and H. T. T. Le. Strategic Growth Option, Uncertainty, and R&D Investment[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2017, 51: 16-24.
- [44] Wei, S., and Y. Xie. Monetary Policy in an Era of Global Supply Chains[J]. *Journal of International Economics*, 2020, 124: 103299.
- [45] Wu, S., and H. Ye. FIEs and the Transmission of Global Financial Uncertainty: Evidence from China[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2023, 58(2): 777-804.
- [47] Xu, Z. Economic Policy Uncertainty, Cost of Capital, and Corporate Innovation[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2020, 111: 105698.
- [47] Yu, M. J. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms[J]. *Economic Journal*, 2015, 125(585): 943-988.

Outward Foreign Direct Investment and Transmission of U.S. Monetary Policy Uncertainty: Analyze from the Perspective of Innovation Behavior

YU Jing-wen, LI Yuan-yuan

Abstract: The main driver of the global financial cycle is the U.S. monetary policy, and the international transmission of U.S. monetary policy has led to the fluctuation of macro economy and financial turbulence. The first order impact of U.S. monetary policy has been widely studied. However, less research has focused on the second order impact. As the frequent occurrence of U.S. monetary policy uncertainty shocks, how do Chinese firms manage risks and seize opportunities, adjusting their innovation behaviors in response to these shocks? The impact of policy uncertainty on firm innovation remains controversial, with no consensus reached. It can be seen that it is of great theoretical and practical significance to clarify the relationship between U.S. monetary policy uncertainty and innovation behavior of Chinese firms.

Under the global financial cycle, the trilemma evolves into a dilemma, where the spillover effects of U.S. monetary policy uncertainty depend on the degree of capital controls. Utilizing the capital account openness indicator developed by Chinn and Ito (2006), this paper finds that China's level of capital account openness is significantly lower than the world average, while the host countries of Chinese OFDI firms' overseas subsidiaries exhibit notably higher levels of capital account openness than China. This disparity suggests that OFDI firms are directly influenced by monetary policy shocks from developed countries, which may serve as a crucial mechanism for the international transmission of monetary policy. Based on firm-level OFDI data, this paper will use the unexpected changes in monetary policy uncertainty caused by the FOMC meeting for causality identification. The results reveal that at first, the U.S. monetary policy uncertainty shocks can be transmitted through OFDI firms' overseas production networks to OFDI firms themselves, whose innovation inputs and innovation outputs both increase with uncertainty. Second, the lower the level of capital controls in the destination countries of OFDI firms, the greater the spillover effects of U.S. monetary policy uncertainty shocks on these firms. Moreover, among the real option channel and growth option channel, the growth option channel dominates. Third, the primary source of innovation funding for OFDI firms stems from financial asset allocation.

The paper finds the need for a comprehensive evaluation of the spillover effects of uncertainty, considering the varied impacts of policy uncertainty on different economic activities. Meanwhile, it highlights the importance of further deepening financial market reforms to support innovation by ensuring a robust financial asset buffer for firms. The main contributions are as follows. First, this paper complements the channels of monetary policy spillovers from developed countries from the perspective of OFDI firms. Second, it provides new evidence of the impact of U.S. monetary policy on the real economy. Unlike the existing literature that focuses on the influence of U.S. monetary policy on financial markets, this paper focuses on the international transmission of second-order shocks of U.S. monetary policy and analyzes the impact of this transmission on the innovation behavior of Chinese firms. Third, it enriches the research on the relationship between policy uncertainty and firm innovation. This paper offers new evidence on how U.S. monetary policy uncertainty shocks promote innovation of Chinese firms.

Keywords: international transmission of monetary policy; uncertainty; OFDI firms; innovation

“一带一路”倡议的和平效应¹

曹国强² 谢建国³ 廖陈成⁴

【摘要】作为新时代具有国际公共产品属性的中国方案，“一带一路”倡议能否破解全球和平赤字备受各界关注。本文基于 2006-2019 年乌普萨拉冲突数据，构建多时点双重差分模型，考察了“一带一路”倡议对参与国内部冲突的影响。结果发现，“一带一路”倡议有效抑制了参与国内部冲突，并且随着一国参与时间的延长，这一抑制效应会边际递增。究其原因，一方面，“一带一路”倡议显著改善了参与国的就业和收入分配等民生状况，从而提高了民众参与冲突的机会成本，缓和了低收入群体的不满情绪，促使国内局势更加稳定。另一方面，倡议秉持的“共商”理念得到了广泛实践和深入内化，使得参与国的协商民主水平显著提升，从而有效化解社会矛盾和分歧，国内政治生态持续向好，冲突随之明显减少。此外，“一带一路”倡议释放的和平效应在冲突规模、合作内容、参与国经济发展水平以及与美国政治关系等维度表现出较大异质性。研究表明，“一带一路”倡议作为中国参与全球治理的具体实践平台，已成为维护世界和平稳定的强大动力和牢固纽带。

【关键词】“一带一路”倡议 国内冲突 民生状况 协商民主 多时点双重差分

引言

第二次世界大战以后，发达国家主导的全球治理体系在维护国际秩序、推动世界发展等方面发挥了重要作用。然而随着国际力量对比消长变化⁵和全球性挑战日益增多，传统治理实践与治理理念越来越不适应世界变化与各国需要，致使全球和平赤字、发展赤字、信任赤字不断扩大。在这一背景下，中国作为负责任的发展中大国，从人类共同命运和整体利益出发，创造性地提出共建“一带一路”倡议。这一倡议旨在通过践行“共商共建共享”的新型治理理念，构建多元合作的经济合作平台，推动全球治理体系朝着更加公正、合理的方向发展⁶。尽管在规划之初，“一带一路”倡议主要面向古丝绸之路沿线的国家和地区，但伴随着其公共产品属性的放大和合作潜力的展现，国际社会逐渐形成了共建“一带一路”的浪潮，全球超过 3/4 的国家加入了“一带一路”朋友圈。

习近平总书记在第一届“一带一路”国际合作高峰论坛上提出，要将“一带一路”建成和平之路、繁荣之路、开放之路、创新之路、文明之路。其中，和平之路位列“五路”之首，是“一带一路”倡议的基调和底色⁷。然而，这一鲜明特征却未得到学界的系统研究和充分验证。梳理既有研究可以发现，当前围绕“一带一路”倡议已经形成了比较丰富的文献，其中多数学者（孙楚仁等，2017；Du and Zhang，2018；

¹ 原载于《世界经济》2024 年第 6 期

² 曹国强，南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心博士研究生

³ 谢建国，南京大学商学院，教授，博士生导师

⁴ 廖陈成，南京大学商学院博士研究生

⁵ 即西方发达国家整体实力相对下降，新兴市场国家和发展中国家的实力逐渐上升。

⁶ 资料来自《共建“一带一路” 共享繁荣发展》，网址为 <https://www.yidaiyilu.gov.cn/p/239004.html>。

⁷ 资料来自《人民网评：和平是“一带一路”的基调和底色》，网址为 <http://www.rmzxb.com.cn/c/2017-05-16/1540097.shtml>。

卢盛峰等，2021）聚焦了“一带一路”倡议给中国跨境贸易、海外投资以及微观企业带来的积极变化，少数研究（戴翔和宋婕，2021；宋弘等，2021）关注了倡议对参与国产生的正面影响，此类研究同样侧重于经济维度。值得关注的是，一些西方学者（Bowen，2017；Abb et al.，2021）从国内冲突视角定性分析了“一带一路”倡议的全球治理效应，认为倡议加大了参与国内部的矛盾和分歧，成为局势动荡的“导火索”。但这些研究结论均是基于少量的案例分析得出，并不具有普遍意义。目前，鲜有文献采用计量方法精确识别“一带一路”倡议对于破解全球和平赤字的积极贡献。鉴于此，本文就聚焦这一在理论界和政策界都具有重大意义的现实问题。

国内冲突的起因错综复杂，但从总体看，经济发展滞后和治理效能不足是众多国家尤其是广大发展中国家冲突频繁的根本原因。一方面，当一国发展较为滞后时，底层民众往往无法通过正常渠道获取维持基本生活必须的经济收入，此时他们参与冲突的机会成本较低，而且容易因收入分配不公而对社会产生不满情绪，从而国内局势动荡就难以避免。世界银行 2011 年的调查报告显示，大约 40% 的叛乱分子是由于无法找到工作才选择了参与冲突⁸，因此要从根本上减少冲突，需要将落后国家的人口红利转化为经济发展的内生动力，通过益贫式增长筑牢和平的根基。另一方面，高效的治理同样是社会稳定的重要保障。由于党派、种族、宗教以及经济地位的不同，一国内部形成了众多利益群体，而以治理主体单一、治理理念狭隘为表征的低效治理模式极易引发公共利益处置不当，此时不同群体间的矛盾就可能演化为暴力冲突。因此，面对错综复杂的利益分化格局，唯有增强公共决策过程的包容性，构建平等对话与充分协商的多元治理模式，才能消除矛盾和分歧，推动一国内部局势趋向稳定。

那么，作为一种以经济发展为导向且践行新型治理观的国际公共产品，“一带一路”倡议对参与国内部冲突究竟具有怎样的影响？对此，本文基于乌普萨拉冲突数据，采用多时点双重差分模型进行了经验分析。结果发现，“一带一路”倡议释放了可观的和平红利，有效抑制了参与国内部冲突。进一步的检验显示，改善民生状况和提升协商民主水平是这一因果效应的重要机制。具体而言，一方面，“一带一路”倡议显著改善了参与国的国内就业和收入分配等民生状况，这些经济效应提高了民众参与冲突的机会成本，缓和了低收入群体的怨恨和不满情绪，最终促进国内局势更为和平稳定。另一方面，“一带一路”倡议秉持的“共商”理念得到了广泛实践和深入内化，使得参与国的协商民主水平显著提升，这一政治效应化解了社会矛盾分歧，改善了政治生态环境，故也有效抑制了参与国内部冲突。

本文的贡献主要体现在：第一，拓宽了“一带一路”倡议的研究范畴。已有研究主要聚焦“一带一路”倡议的经济效应，较少关注倡议在改善全球治理、破解和平赤字方面的重要作用，因此本文基于国内冲突的分析扩展了相关文献的研究视角。第二，揭示了“一带一路”倡议释放和平红利的内在机理。我们基于“一带一路”倡议的经济合作属性及其秉持的“共商”价值理念，提出并验证了改善民生状况和提升协商民主水平两个作用机制，这为深化对“一带一路”倡议影响参与国内部冲突的认识提供了有益补充。第三，具有较强的现实意义。“一带一路”倡议是推动中国式现代化的国际实践，我们通过揭示“一带一路”倡议在维护全球和平与稳定方面作出的积极贡献，为理解中国式现代化的世界意义与国际担当提供了新的经验证据。

⁸ 非洲开发银行也曾在 2016 年指出：正如“阿拉伯之春”表明的那样，缺乏就业机会会破坏社会凝聚力和稳定。资料来自 <https://www.un.org/africarenewal/magazine/special-edition-youth-2017/africas-jobless-youth-cast-shadow-over-economic-growth>。

一、文献评述

与本文主题密切相关的文献主要有两类,一类是关于“一带一路”倡议实施效果的研究。这些研究发现,“一带一路”倡议对中国经济产生了显著的积极影响,促进了跨境贸易(孙楚仁等,2017;李小帆和蒋灵多,2020)和海外投资(Du and Zhang, 2018; 吕越等,2019; 金刚和沈坤荣,2019),提高了外资利用水平(Luo et al., 2019),同时推动了人民币国际化的进程(宋科等,2022)。除上述宏观层面的研究外,“一带一路”倡议对中国企业的微观影响也是学界关注的重点,学者们主要聚焦出口产品质量(卢盛峰等,2021)、融资约束(徐思等,2019; 李建军和李俊成,2020)及全要素生产率(王桂军和卢潇潇,2019; 王桂军和张辉,2020)等视角。此外,也有文献从参与国角度进行了分析,比如戴翔和宋婕(2021)研究发现,“一带一路”倡议显著提升了参与国的全球价值链分工地位;宋弘等(2021)则指出,“一带一路”倡议显著提升了沿线国家包括人均生产总值和入学率在内的经济社会发展水平。

还有少数研究注意到了“一带一路”倡议的和平属性。李东燕(2019)指出,“一带一路”倡议能够在很多方面与联合国主导的维护和平、建设和平、预防冲突等多边议程相对接,从而为推动国际和平事业作出积极贡献。但该研究聚焦“一带一路”倡议对国际关系的影响,并未深入到一国内部层面进行讨论。与此同时,虽然一些西方学者将研究视线转向了国家内部,但他们的研究结论却否认了“一带一路”倡议的和平效应,甚至声称参与倡议会加剧国内冲突。例如,Bowen(2017)认为,“一带一路”倡议的目标是通过地区经济的大规模重组保障中国的全球主导地位,而和平与稳定正是实现这一目标的前提条件。因此,他把倡议的和平路线愿景视为掩盖其真实目的的“烟雾弹”,而非必然会兑现的结果。Abb et al.(2021)肯定了“一带一路”倡议为巴基斯坦、缅甸、吉尔吉斯斯坦以及乌干达四国带来的发展红利,但又把合作项目在收益与成本上的分配不均现象“嫁祸”给倡议,甚至将这些国家内部的紧张局势和武装冲突的原因指向倡议。

另一类与本文相关的文献是关于国内冲突诱发因素的研究。此类文献早期主要从一国内部环境中寻找冲突爆发的原因,发现国家稳定性受到收入水平(Collier and Hoeffler, 1998; Fearon and Laitin, 2003)、经济不平等(Cramer, 2003)、自然资源禀赋(Collier and Hoeffler, 2004; Humphreys, 2005)等因素影响。随着经济全球化的发展,一些学者将研究视角扩展到了对外经济联系方面,相关研究主要聚焦了以下因素:首先是对外贸易。多数文献认为,贸易通过促进经济增长、提升国家能力、增加民众收入,进而成为国内冲突的抑制剂。但也有学者持不同观点,如Martin et al.(2008)认为,国际贸易可能会替代国内贸易,削弱一国内部各个社会群体间的经济联系,反而提升冲突发生的风险。其次是外国投资,此类研究同样未达成共识。一种观点认为,外国投资降低了冲突发生的可能性(Katherine and Reuveny, 2005),并且随着外资流入的增加,冲突的强度也随之下降(Blanton and Apodaca, 2007)。相反立场则认为,跨国公司规模大、生产率高,在涌入发展中国家后会挤压本土企业,提高市场集中度,从而形成高额垄断利润。这种高额垄断利润就像稀缺的自然资源一样,能够激发反叛势力的贪婪欲望,最终导致冲突发生(Pinto and Zhu, 2022)。最后是外国援助。不同来源的援助可能导致援助效果的异质性,美国的粮食援助会导致受援国冲突事件的发生频率更高,持续时间更长,这种影响在具有冲突历史的受援国更加明显(Nunn and Qian, 2014);而中国的援助由于理念和方式不同,表现出显著的冲突抑制效应(李嘉楠等,2021)。

以上两类文献为本文的研究奠定了基础,但仍存在不足之处。第一类文献大多先验地将“一带一路”倡议视作纯粹的经济合作平台,这导致其经济效应以外的影响没有受到足够重视。尽管少数西方学者关注了倡议对参与国内部冲突的影响,但此类研究仍停留于基于个别国家案例的定性分析阶段,结论不具有普

遍意义。第二类文献在从对外经济联系角度讨论国内冲突的爆发原因时，大多聚焦贸易、投资、援助等单一因素，缺乏从国际公共产品这一更具综合性的视角分析。当前，“一带一路”倡议已经发展成为范围最广、规模最大的国际公共产品。在这一框架下，无论是中国与其他参与国间的经贸互动，还是倡议秉持的区别于西方霸权思维的“共商”理念，都可能对参与国内部冲突产生影响。鉴于此，本文研究了“一带一路”倡议对参与国内部冲突的影响。

二、研究背景和理论分析

（一）研究背景

2013年，习近平总书记在出访哈萨克斯坦和印度尼西亚期间，先后提出“共建丝绸之路经济带”和“21世纪海上丝绸之路”，两者共同构成了“一带一路”倡议。这一倡议致力于通过加强政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通，进而为世界经济增长注入新动能、为全球发展开辟新空间。作为向世界各国开放的全球性公共产品，“一带一路”倡议跨越了不同地域、不同文明、不同发展阶段，超越了社会制度差异和意识形态分歧，开创了国际交往的新理念、新范式⁹，成为中国在新时期参与全球治理的重要实践平台。

经过10年的务实推进，“一带一路”倡议为广大参与国带来了实实在在的好处，全球经济治理取得显著成效。国务院公布的数据显示，2013年—2022年，中国企业对参与国的直接投资累积超过2400亿美元，在参与国的承包工程新签合同额和完成营业额累计达到2万亿美元和1.3万亿美元，与参与国政府、企业合作共建的海外产业园超70个¹⁰。这10年来，中国与各方总共合作开展了3000多个项目¹¹，这些项目主要分布在基础设施较为薄弱的发展中国家，使这些参与国在铁路、公路、航运、能源等方面取得了长足发展，当地的生产条件和发展环境得到明显改善。例如，在中亚，“一带一路”倡议与哈萨克斯坦“光明之路”新经济政策对接，建成札纳塔斯100兆瓦风电项目，极大地缓解了哈南部地区的缺电状况；在非洲，中国修建了6000多公里铁路、6000多公里公路、80多个大型电力设施以及近20个港口，其中阿卡铁路、蒙内铁路、亚吉铁路促使非洲大陆的互联互通水平大幅度提升；在中东，中国企业最大的投资项目延布炼厂不仅为当地创造了6000多个就业岗位，还带动当地形成了石化产业集群。此外，在共建“一带一路”的合作项目中，不仅有重大旗舰工程，还有一系列聚焦减贫、医疗、教育、卫生等领域的“小而美”民生工程。例如，中国企业先后在参与国实施了300多个“爱心助困”“康复助医”“幸福家园”项目。这些民生工程对于提升参与国的民生福祉和底层民众的获得感具有重要意义。

“一带一路”倡议之所以能够取得丰硕成果，与其秉持“共商共建共享”的新型治理观密切相关。就“共商”而言，即为“大家的事大家商量着办”，强调平等参与、充分协商，通过对话沟通找到认识的相通点、参与合作的交汇点以及共同发展的着力点¹²。这一理念高度契合了国际社会尤其是广大发展中国家对国际关系民主化的强烈诉求。长期以来，以美国为首的西方发达国家一直处于全球治理的主导地位，壟

⁹ 资料来自《共建“一带一路”：构建人类命运共同体的重大实践》，网址为 https://www.gov.cn/zhengce/202310/content_6907994.htm。

¹⁰ 资料来自《共建“一带一路”：构建人类命运共同体的重大实践》，网址为 https://www.gov.cn/zhengce/202310/content_6907994.htm。

¹¹ 资料来自《共建“一带一路”权威访谈》，网址为 https://www.fmprc.gov.cn/wjbxw_new/202310/t20231013_11160279.shtml。

¹² 资料来自《共建“一带一路”倡议：进展、贡献与展望》，网址为 https://www.gov.cn/xinwen/2019-04/22/content_5385144.htm。

断了全球治理规则的制定权, 而广大发展中国家不得不成为国际规则的接受者, 在全球治理领域的话语权和影响力非常有限¹³。这种充斥霸权主义和强权政治色彩的不平等治理模式有力维护了少数西方发达国家的利益, 广大发展中国家的利益却无法得到保障。“一带一路”倡议践行的“共商”治理观打破了这种排他性的“游戏规则”, 主张全球治理应关注各国的不同意见, 并通过广泛协商凝聚共识, 而不是以现有治理体系中的某些大国强国为主体(史志钦和郭昕欣, 2020)。当前, “一带一路”倡导的新型治理观已被国际社会广泛认可, 并被写入联合国、二十国集团、亚太经合组织等国际和区域组织的重要文件中。

总之, “一带一路”倡议不仅有效提升了参与国的发展动力和民生福祉, 还为处于困境之中的全球治理注入了新理念、拓展了新实践。在过去的 20 多年, 伴随着全球化进程的加速, 国际间的联系日益紧密, 国家间爆发冲突的可能性明显降低。然而, 国家内部冲突并没有因此缓解, 反而日益加剧。那么, “一带一路”倡议能否释放和平红利、抑制参与国内部冲突? 下面, 本文使用理论分析和经验研究相结合的方法进行探讨。

(二) 理论分析

在国内冲突起因的研究中, 学者们着重强调两类基础因素: 一是收入水平和收入分配不公等经济因素, 此类因素的研究发展出“机会说”和“怨恨说”两个主导的冲突解释范式(卢凌宇, 2013), 前者认为国内冲突的起因在于潜在反叛者的预期收益大于机会成本, 后者则认为国内冲突是弱势群体对社会不公的回应。二是政治因素, 大量研究证实, 政治机制可以影响多元社会的稳定性, 而更具包容性的政治安排能有效化解潜在的矛盾和冲突(Reynal-Querol, 2005; Schneider and Wieschomeier, 2008)。根据既有研究成果, 并结合前文的背景介绍, 本文认为, 作为一种以经济发展为导向且践行新型治理观的国际公共产品, “一带一路”倡议会通过释放经济效应和政治效应两个途径抑制参与国的内部冲突。

1. 经济效应

“一带一路”倡议为参与国创造的经济效应主要体现为对就业水平、收入分配格局等民生状况的改善作用。其一, “一带一路”倡议能提高参与国就业水平。具体而言, 倡议参与国以发展中国家为主, 这些国家劳动力资源充裕, 但由于经济发展水平有限, 往往无法提供充足的就业岗位。而倡议的早期建设以基础设施互联互通为主要内容, 铁路、港口、机场及水电站等基础设施建设均属于劳动力需求较大的领域, 因此能够为参与国提供大量的就业机会。除这种直接影响外, 倡议还会通过促进参与国经济的内循环和外循环间接扩大就业需求。一方面, 由于产业间的关联效应, 倡议推动的基础设施建设和产业园区合作会以“点”引“线”带“面”, 在促进上下游行业协同发展的同时, 推动参与国经济全面增长(Chen *et al.*, 2019; 宋弘等, 2021), 从而实现就业率攀升。另一方面, 互联互通水平的提高能够降低交通、物流费用以及各种交易成本(Donaldson, 2018; 李向阳等, 2023), 提高参与国接入世界经济的能力和水平, 使其出口贸易显著增加(Baniya *et al.*, 2020; 张辉等, 2023), 全球价值链分工地位明显提升(戴翔和宋婕, 2021)。伴随着市场边界的拓展和对外经济互动的加强, 就业形势同样有所改善(Jenkins, 2004; 张川川, 2015)。

其二, “一带一路”倡议能够改善参与国收入分配格局。首先, 倡议通过带动富余劳动力就业, 直接提高了这类低收入民众的收入水平, 从而缓解了个体间的纵向收入分配失衡。其次, Estache and Fay(1995)与刘冲等(2013)的研究证实, 发展交通基础设施对落后地区的收入具有更大积极影响, 这是因为交通设施可达性的提升有助于贫困地区与发达地区建立密切联系, 从而获得额外的生产机会(Estache, 2003), 同时也能够促进劳动要素充分流动, 推动劳动要素价格的均等化进程(刘晓光等, 2015)。因此, 倡议通

¹³ 资料来自《中国以行动实践为重塑全球治理体系作出贡献》, 网址为 <https://www.yidaiyilu.gov.cn/ghsl/gnzjgd/42550.htm>。

过搭建交通网络逐渐连接贫困族群聚居地和偏远落后地区，缩小了参与国国内不同地区和族群间的横向贫富差距。再次，中国在参与国开展的技能培训项目（比如鲁班工坊）、实施的“小而美”民生工程以及推广的诸如示范菌草、杂交水稻等农业技术，有利于提升当地弱势群体的就业创业能力和生产生活条件，从而为地区收入收敛注入内生动力。最后，中国的精准扶贫实践孕育了丰富的减贫脱贫经验，在倡议框架下，通过搭建平台、组织培训、智库交流等形式，中国能够向参与国分享减贫经验、传授脱贫技能，这种“授人以渔”的做法有助于提升参与国减贫能力并推动其减贫进程，进而缓解收入分配失衡。

在“一带一路”倡议经济效应的影响下，参与国内部冲突会得到有效抑制。一方面，根据“机会说”，个体是否参与冲突，往往是基于对该类行为机会成本和预期收益的理性判断。随着一国就业状况不断改善，那些对社会稳定具有较大威胁的闲散劳动力更易于获得工作机会和更多劳务报酬，其基本生活条件会显著改善，那么放弃参与冲突转而从社会活动就会成为多数民众的首选项（Collier and Hoeffler, 2004）；反之，若就业状况恶化，社会闲散人员等潜在叛乱者更有可能选择参与冲突。因此，在“一带一路”倡议能显著改善参与国就业状况的前提下，民众参加暴乱的机会成本明显上升，冲突事件将随之减少。另一方面，根据“怨恨说”，政治暴力的根源在于个体期望所得和实际所得之间存在巨大差距，这种差距引发了相对剥夺感，进而演变成为集体行为中的“挫败-攻击”模式（Gurr, 1970）。具体而言，处于经济或政治劣势的群体容易对优势群体或中央政府抱有怨恨感，这种负面情绪在反叛者的煽动下将聚合成政治暴力的“引爆点”（陈冲，2018），即“不平则鸣”。因此，“一带一路”倡议带来的收入分配改善效应，使参与国低收入群体的相对收入不断提高，他们的怨恨和不满情绪得到缓解，国内局势就会朝着更为和平稳定的方向发展。综上，我们提出假设 1。

假设 1：“一带一路”倡议显著改善了参与国的就业率、收入分配格局等民生状况，从而缓和了低收入群体的不满情绪，提高了民众参与冲突的机会成本，最终推动国内局势趋向和平稳定。

2. 政治效应

随着全球化发展，建构主义学者从国际经济、非政府组织、国际政治体系、跨国性的规范和制度力量等视角探讨了国际因素的内化现象（Risse-Kappen, 1995；Keohane and Milner, 1996；马建英，2011）。这类研究揭示，国内制度固然根植于国家的特定历史与国情，但国际体系中的观念和意识形态也对国内制度具有强大塑造力，能够内化为国内制度安排，而且这种内化效应在后发国家尤为明显（刘兴华，2012）。因此，随着共建“一带一路”的深入推进，其倡导的“共商”理念不仅会引发全球治理体系的变革，推动国际关系民主化，还会实现一定程度的下沉和内化，显著提升参与国的协商民主水平。

“共商”理念之所以会被参与国认可、吸收及内化，主要有两方面原因。其一，作为倡议的发起者和推动者，中国会主动向参与国传递“共商”理念。在国际交往中，中国领导人借助国事访问、正式访问等双边外交场合，深入阐述了“共商”理念的具体内涵、必要性和益处，这会直接提升参与国政府对于协商民主的正面认知，使其在与中国开展合作的同时学会兼顾国内不同利益群体的合理关切。更为重要的是，中国通过周期性地举办“一带一路”国际合作高峰论坛，对“共商”理念进行了系统性的解读和推广，能够推动中国理念上升为世界共识，以国际认同强化“共商”治理观的权威性与正当性，从而唤起参与国政府推进协商民主的意识和行动，使其逐步将“共商”治理观内化到国内公共政策的决策过程中。其二，参与国具有提高本国协商民主水平的动机。一方面，作为一个发展倡议，“一带一路”框架下的合作项目贴合各方需求，多领域的务实合作成果惠泽各方利益，从而有助于在参与国内部构筑广泛的利益共同体，激励各方通过对话协商确保合作项目的顺利推进。另一方面，“一带一路”倡议促使欠发达国家融入了全球化进程，参与价值链分工，从而有机会分享全球化带来的丰厚经济红利。而在这种开放条件下，由外资、

外贸构成的全球市场成为对一国政策选择进行投票的“观众”，若一国发生违背“观众”意愿的暴力冲突事件，则用于挽回“观众”的成本将陡然增加（Blanton and Apodaca, 2007）。因此，“一带一路”倡议会反向促使参与国政府更加重视国内各方的意见，并通过广泛的对话与协商凝聚共识，避免因局势不稳而再次被排斥在全球化之外。

推进协商民主有利于促进社会和谐稳定。公共政策的制定和实施通常涉及众多利益相关者，如果部分利益相关者被排除在政策决策过程之外，无法和平地表达自身的利益诉求，那么暴力冲突就难以避免（Gurr, 2000; Cederman *et al.*, 2010）。而协商民主机制允许所有利益相关者平等地表达自己的观点，并对包括反对意见在内的所有声音保持开放态度，这种政治安排有助于各方增进理解、达成共识，从而有效避免由于分歧处理不当而引发的社会矛盾激化现象。当各方均有充足的机会表达自己的意见和诉求时，首选解决方式即为和平协商，而非暴力冲突。因此，随着参与“一带一路”倡议带来的协商民主水平的提升，参与国的内部矛盾与分歧得以有效化解，政治生态环境也更加健康，从而冲突爆发的风险明显降低，国内局势更加和平稳定。基于以上分析，我们提出假设 2。

假设 2：“一带一路”倡议秉持的“共商”理念得到了广泛实践和深入内化，使得参与国的协商民主水平显著提升，从而社会矛盾分歧得以有效化解，政治生态环境持续向好，国内局势更加和平稳定。

三、数据选取与模型构建

（一）数据选取

为评估“一带一路”倡议对参与国内部冲突的影响，我们构建了一个涵盖 2006-2019 年全球 122 个国家的二维面板数据集。其中，内部冲突数据来自乌普萨拉冲突数据项目（Uppsala Conflict Data Program, UCDP）中的地理参考事件数据库（Georeferenced Event Dataset, GED）。该数据库将冲突事件界定为：一个有组织的行为体（政府或反政府武装团体）对其他有组织的行为体或平民使用武力，且造成至少 1 人直接死亡。根据该定义，UCDP 数据库通过新闻媒体、非政府组织报告、历史档案等途径，搜集整理了 1989 年以来全球 123 个国家¹⁴发生的 261 864 个冲突事件，包含冲突时间、冲突类型、死亡人数等详细信息。考虑本文聚焦的是国家内部冲突，因此我们首先剔除了该数据库中的所有国家间冲突，然后将数据加总到国家-年份层面，并且出于稳健性考虑，同时构建了冲突强度（用冲突导致的死亡人数衡量）、冲突频率以及冲突持续时间（天数）3 个衡量国内冲突的代理指标。

本文核心解释变量需要识别各国对“一带一路”倡议的参与情况。早期文献在使用双重差分模型评估“一带一路”倡议的经济效应时，多是将沿线 65 国作为处理组，非沿线国作为对照组，并选择倡议提出的第二年即 2014 年作为政策冲击发生年份。然而，这种做法与实际情况有明显出入。其一，“一带一路”倡议的参与国不等于沿线国。虽然最初的规划路线涵盖了沿线 65 个国家，但在实际推进过程中，一些非沿线国家，如意大利、韩国、南非等，由于意识到“一带一路”倡议的潜在合作价值，故也积极参与其中。反之，部分沿线国家并未参与其中，例如印度，虽然是沿线关键国家，却由于各种原因一直对“一带一路”倡议报以抵制态度¹⁵。其二，不同国家加入“一带一路”倡议的时间点各不相同。虽然在倡议提出的次年有少数国家作出响应，但大多数国家是在随后几年逐步加入的。因此，将 2014 年设定为统一的政策冲击发

¹⁴ 该数据库涵盖了中国，但是考虑到下文核心解释变量的设定，本文样本国家中没有包括中国。

¹⁵ 中巴经济走廊穿越了印巴有主权争议的克什米尔地区，这是印度拒绝参与“一带一路”倡议的理由之一，同时中印边界争端的存在也是重要原因。

生年份并不准确。

实际上，中国与各国推进“一带一路”建设的过程遵循“签署合作备忘录——制定合作规划——开展具体合作”的逻辑顺序¹⁶。因此，近年来越来越多的文献根据是否签署相关谅解备忘录或合作文件识别各国参与“一带一路”倡议的情况，比如姜峰等（2021）和宋科等（2022）。显然，与早期文献相比，这一处理方式更加合理。鉴于此，我们从一带一路网（<https://www.yidaiyilu.gov.cn/>）和中国外交部官方网站（<https://www.mfa.gov.cn/>）搜集整理了签署“一带一路”谅解备忘录或合作文件的国家列表，以及相应的签订日期等关键信息¹⁷，进而构建了核心解释变量：是否参与“一带一路”倡议。这是一个虚拟变量，如果某国在某年与中国签署了“一带一路”谅解备忘录或合作文件，那么该变量在次年及以后年份取值为1，否则为0。变量设有1年的滞后，是因为“一带一路”倡议对参与国内部冲突的影响并非在协议签署后立即产生，而是需要一段时间。

参考相关研究，我们在经验分析中控制了对国内冲突产生影响的其他变量，具体包括：

（1）国内生产总值

该变量与冲突风险负相关，原因在于，经济规模庞大的国家通常拥有实力雄厚的政府军，这会使得反政府组织意识到通过暴力方式获得胜利的可能性较小，从而冲突得以避免。

（2）人口总数

人口总量大可能导致中央政府对基层社会的管理和控制力有限，从而反政府组织容易招募到新成员参与叛乱活动（Fearon and Laitin, 2003），即人口规模与冲突风险正相关。上述两个控制变量数据均来自世界银行数据库。

（3）自然资源禀赋

自然资源尤其是石油提高了叛乱的潜在收益，因此会激发各方的争夺，导致冲突增加。我们用石油出口占总出口比重衡量各国自然资源禀赋，数据来自联合国商品贸易统计数据库（UN Comtrade Database）。

（4）贸易开放度

尽管学界对贸易与国内冲突关系的意见并不统一，但“贸易和平论”得到了大部分学者的支持，尤其在相关经验研究中。我们用进出口占GDP比重衡量各国贸易开放度，数据来自世界银行数据库。

（5）种族多样性

Easterly and Levine（1997）认为，种族构成越复杂的国家，冲突发生的可能性越高。我们使用种族多样性指标衡量各国种族结构¹⁸，数据来自种族权力关系数据库（Ethnic Power Relations Dataset）。

（6）自然灾害

地震、洪水等自然灾害会让民众的生产生活陷入困境，从而常常成为冲突的导火索。我们用相关死亡人数衡量各国自然灾害程度，数据来自全球紧急事件数据库（Emergency Events Database）。

（7）美国援助

美国援助会激化受援国内部矛盾，从而引发冲突（Nunn and Qian, 2014；杨攻研等，2019）。因此我们将其作为控制变量，用美国官方发展援助金额衡量，数据来自经济合作与发展组织（Organisation for Economic Cooperation and Development）。

¹⁶ 资料来自《中国与非洲 37 国及非洲联盟签署共建“一带一路”谅解备忘录》，网址为 http://www.gov.cn/xinwen/2018-09/08/content_5320263.htm。

¹⁷ 限于篇幅，“一带一路”倡议参与国的加入时间统计结果未报告，详见本刊网站（www.jweonline.cn）本文附录 1。

¹⁸ 参考相关研究，本文计算种族多样性的公式为： $Ethnic_t = 1 - \sum_n s_{nt}^2$ 。其中， s_{nt} 表示 t 年 n 种族在该国总人口中所占的比例。 $Ethnic_t$ 衡量了一国的种族多样性，数值越大，表示一国的种族分化程度越高。

(8) 是否被联合国制裁

联合国实施的制裁旨在迫使被制裁国改变其特定的政策和行为, 但由于执行国家众多, 可能导致被制裁国的经济崩溃, 使得普通民众面临的生活压力骤增, 进而引发局势动荡。这一变量数据来自全球制裁数据库 (Global Sanctions Database)。

为减少异方差的影响, 我们对国内生产总值、人口总数、自然灾害、美国援助以及国内冲突的 3 个代理指标进行了对数转换。本文主要变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
冲突强度	1708	1.905	2.822	0.000	11.249
冲突频率	1708	1.393	2.119	0.000	9.831
冲突持续时间	1708	1.618	2.506	0.000	9.574
是否参与“一带一路”倡议	1708	0.093	0.291	0.000	1.000
国内生产总值	1681	24.574	2.090	20.200	30.694
人口总数	1708	16.435	1.479	12.912	21.048
自然资源禀赋	1680	0.086	0.215	0.000	2.259
贸易开放度	1580	76.637	40.907	1.219	347.997
种族多样性	1703	0.499	0.290	0.000	0.987
自然灾害	1708	3.058	2.372	0.000	12.329
美国援助	1684	3.221	2.178	-2.207	8.473
是否被联合国制裁	1708	0.111	0.314	0.000	1.000

(二) 模型构建

为评估“一带一路”倡议对参与国内部冲突的影响, 我们将基准回归模型设定为:

$$Conflict_{it} = \alpha + \beta OBOR_{i,t-1} + \delta Controls_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, 下标 i 表示国家, t 表示年份。 $Conflict_{it}$ 是被解释变量, 表示国家 i 在年份 t 的内部冲突。 $OBOR_{i,t-1}$ 是核心解释变量, 表示国家 i 在 $t-1$ 年是否参与了“一带一路”倡议。由于各国参与倡议的年份不同, 因此本文基准模型是个多时点双重差分模型。 $Controls_{it}$ 表示控制变量的集合。 λ_i 表示国家固定效应, 用于控制国家层面不随时间变化的因素, 比如地形复杂度、气候特征、邻国数量等可能影响国内冲突的因素; γ_t 表示年份固定效应, 用于控制时间层面不随国家变化的因素, 比如宏观经济周期的影响; ε_{it} 表示随机误差项。

四、回归结果与分析

(一) 基准回归

本文先使用 (1) 式进行回归估计。在考虑年份和国家固定效应的情况下, 我们分别以各国冲突强度、冲突频率以及冲突持续时间为被解释变量进行回归, 结果见表 2 第 (1) - (3) 列。从中可知, 核心解释变量的 3 个估计系数均显著为负, 表明“一带一路”倡议有效抑制了参与国内部冲突。但由于未纳入控制变量, 上述估计结果尚不能充分反映“一带一路”倡议的实际效应。在表 2 第 (4) - (6) 列中, 我们加入所有控制变量进行进一步检验。结果显示, “一带一路”倡议的冲突抑制效应仍然在 1% 水平下显著。从核心解释变量估计系数的大小看, 相对于其他国家, 一国参与“一带一路”倡议后, 国内冲突的死亡人

数下降 41.0%，爆发次数减少 33.2%，持续时间缩短 42.4%。由此可见，“一带一路”倡议释放的和平效应十分可观。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	冲突强	冲突频	冲突时	冲突强度	冲突频率	冲突时间
是否参与“一带一路”倡议	-0.453*	-0.380***	-0.437***	-0.410***	-0.332***	-0.424***
	(0.164)	(0.116)	(0.148)	(0.157)	(0.109)	(0.143)
国内生产总值				-2.332***	-1.888***	-2.136***
				(0.169)	(0.118)	(0.154)
人口总数				2.235***	1.977***	1.619***
				(0.599)	(0.416)	(0.545)
自然资源禀赋				0.392	0.099	0.032
				(0.279)	(0.194)	(0.254)
贸易开放度				-0.005*	-0.005**	-0.004
				(0.003)	(0.002)	(0.003)
种族多样性				0.603	0.251	0.671
				(1.432)	(0.996)	(1.303)
自然灾害				0.001	0.002	0.011
				(0.023)	(0.016)	(0.021)
美国援助				0.255***	0.223***	0.214***
				(0.059)	(0.041)	(0.053)
是否被联合国制裁				0.761***	0.537***	0.515**
				(0.228)	(0.159)	(0.208)
常数项	9.192**	7.535***	7.476***	20.252**	14.269**	27.293***
	(0.392)	(0.278)	(0.354)	(9.876)	(6.868)	(8.989)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1708	1708	1708	1541	1541	1541
	0.776	0.801	0.769	0.808	0.834	0.802

说明：括号内的值为标准误，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。后表同。

(二) 平行趋势检验

本文对政策冲击发生之前处理组和对照组的冲突变化趋势是否一致展开考察，以确保应用多时点双重差分估计的平行趋势假设是成立的¹⁹。具体回归模型设定为：

$$Conflict_{it} = \pi + \sum \omega_k OBOR_i^k + \theta Controls_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $OBOR_i^k$ 为一组虚拟变量。具体而言，设 τ_i 为国家 i 加入“一带一路”倡议的年份，令 $k = t - \tau_i$ 。当 $k = 0$ 时，表示国家 i 加入倡议的当年，此时 $OBOR_i^0 = 1$ ，否则为 0；当 $k = 1$ 时，表示国家 i 加入倡议后的第 1 年，此时 $OBOR_i^1 = 1$ ，否则为 0；当 $k = -1$ 时，表示国家 i 加入倡议的前 1 年，此时 $OBOR_i^{-1} = 1$ ，否则为 0，以此类推。 ω_k 衡量了倡议参与国和非参与国之间的内部冲突差异。如果在 $k < 0$ 时， ω_k 的估计值不显著，则说明在“一带一路”倡议的政策冲击发生之前，参与国与非参与国的内部冲突没有明显差异，从而平行趋势假设成立。

本文的样本期为 2006-2019 年，而 2014 年是各国加入“一带一路”倡议的最早年份，这意味着部分

¹⁹ 除平行趋势检验外，本文还进行了无预期假设检验，结果详见本刊网站本文附录 2。

国家没有多于-8期的样本值,因此我们将政策实施-8期之前的数据归并至-8期。而2014年加入“一带一路”倡议的国家较少,超过4期的样本值就较少,因此我们将政策实施超过4期的数据归并至第4期²⁰。此外,为避免多重共线性,我们将第0期设为回归模型的基期。

图1汇报了平行趋势检验结果,其中纵坐标表示 ω_k 的估计系数,虚线表示95%的置信区间。可以看到,当 $k < 0$ 时, ω_k 的估计值均在零上下浮动,且均未通过显著性检验,说明在参与“一带一路”倡议之前,处理组和对照组的内部冲突具有一致的变化趋势。因此,本文的识别策略满足平行趋势假定。此外,当 $k > 0$ 时, ω_k 的估计值基本呈逐期递减的趋势,说明“一带一路”倡议释放的和平效应会随着一国参与时间的延长而边际递增。

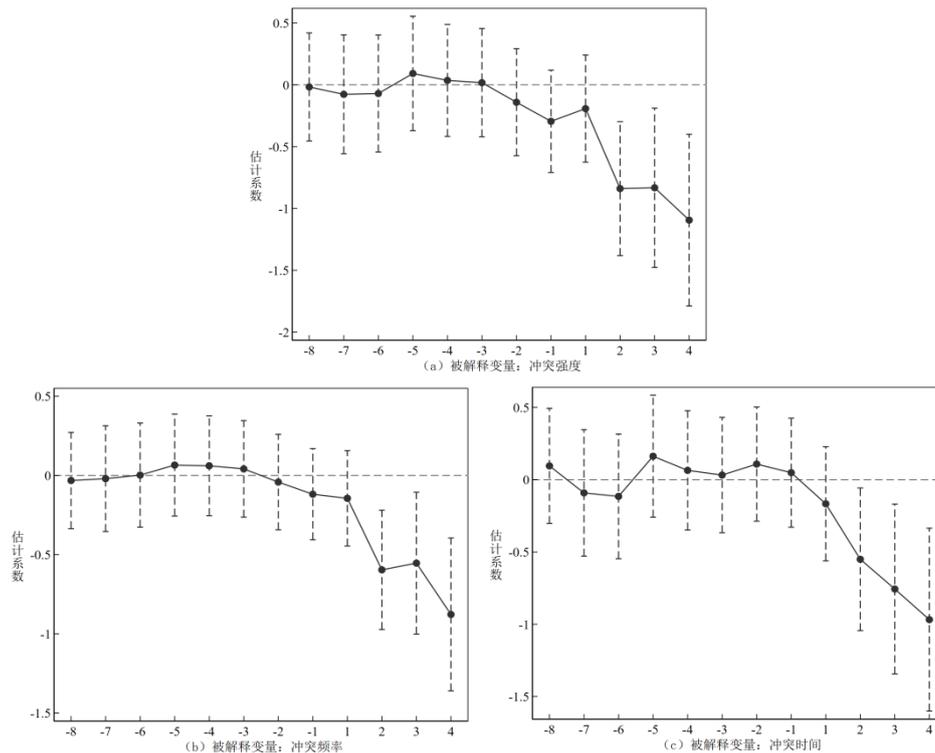


图 1 平行趋势检验结果

(三) 内生性问题

值得注意的是,一些国家可能是在本国局势明显趋缓或者稳定后,才选择与中国加强合作,参与共建“一带一路”。为缓解这一潜在内生性问题,我们采用工具变量法进行估计。参考 Acemoglu *et al.* (2019) 的思路,本文使用上 1 期同地区其他国家参与倡议水平的均值作为工具变量 (IV), 具体为:

$$IV_{it} = \frac{1}{N_i - 1} \sum_{j \neq i} OBOR_{j,t-1} \quad (3)$$

其中,下表 i 表示国家, j 表示与国家 i 处于同一地区的国家²¹; $OBOR_{j,t-1}$ 表示 $t-1$ 年 j 国参与“一带一路”倡议的情况; N_i 表示国家 i 所在地区的国家数量。

我们注意到,共建“一带一路”呈明显的区域化扩散特征,也就是说,同一地区的国家会相继选择与

²⁰ 这种处理方法也可见杨冕等 (2022) 和白俊红等 (2022) 的研究。

²¹ 参考世界银行的分类标准,本文将全球分为 7 个地区,即东亚和太平洋地区、欧洲和中亚地区、拉丁美洲和加勒比海地区、中东和北非地区、南亚地区、撒哈拉以南非洲地区以及北美地区。

中国签署“一带一路”合作协议。这是因为一国与中国在倡议框架下的成功合作经验会产生示范效应，促使该地区其他国家更积极地加入共建“一带一路”。因此，本文构建的工具变量与核心解释变量之间具有较强的相关性。此外，理论上，国家内部冲突主要受本国经济、种族、制度等内部因素的影响，与同地区其他国家是否参与“一带一路”倡议并不相关，因此该工具变量同时具有较好的外生性特征²²。

表 3 报告了 IV 估计的结果，第（1）列显示，本文构造的工具变量与核心解释变量之间确实存在显著的正相关关系。Cragg-Donald Wald F 统计量为 53.641，大于 Stock-Yogo 检验在 10%水平上的临界值 16.38，拒绝了工具变量是弱识别的原假定；Anderson LM 检验值为 56.709，相应的 P 值为 0.000，拒绝了工具变量识别不足的原假定。以上检验结果证明了本文工具变量选择是有效的。第（2）-（4）列结果显示，在克服内生性后，“一带一路”倡议仍然显著抑制了参与国内部冲突。值得注意的是，此时的 IV 估计结果要大于基准回归中的普通最小二乘（OLS）的估计结果。可能的原因是，IV 估计识别的是受工具变量影响样本的局部平均处理效应，而 OLS 估计识别的是全样本的平均处理效应（宣扬和武凯文，2023）。由于受同地区其他参与国影响而选择接受“处理”的个体往往是对倡议的经济效应和政治效应更加敏感的国家，因此反映这种局部平均处理效应的 IV 估计结果会比 OLS 估计结果更大。

表 3 内生性问题

	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段 是否参与倡议	第二阶段 冲突强度	冲突频率	冲突时间
工具变量	0.576*** (0.079)			
是否参与 “一带一路”倡议		-1.836** (0.844)	-1.960*** (0.614)	-2.128*** (0.783)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制
Cragg-Donald Wald F 检验	53.641	-	-	-
Anderson LM 检验	56.709	-	-	-
样本量	1541	1541	1541	1541
	-	0.112	0.084	0.075

（四）样本选择偏误问题

各国由于自身状况不同，同中国的经济、政治以及地理关系千差万别，这导致各国参与“一带一路”倡议的可能性存在差异。从政策评估的角度看，当处理组和对照组非随机选定时，直接进行多时点双重差分可能导致估计偏误。我们使用以下处理方法对该问题予以缓解。

1. 使用不包含发达国家的子样本进行估计

相对于发展中国家，发达国家的内部冲突往往较少。参与“一带一路”倡议的经济体多为发展中国家，如果在样本国家中特别是在对照组中涵盖发达国家，则可能会影响本文分析结果。因此，我们剔除样本中的所有发达国家²³，仅保留发展中国家再次回归，结果见表 4 第（1）-（3）列。从中可知，“一带一路”倡议对参与国内部冲突依然具有明显的抑制效应。

²² 我们检验发现，本文构造的工具变量并不会通过影响地区内贸易形势间接影响该国内部冲突。限于篇幅，具体的检验过程未报告，详见本刊网站本文附录 3。

²³ 参考王桂军和张辉（2020）的做法，我们将联合国和 OECD 同时公认的 28 国视为发达国家。

2. 使用倾向得分匹配-双重差分 (PSM-DID) 方法进行估计

具体而言, 我们选取基准回归中的控制变量作为协变量进行最近邻一对一匹配, 并使用 Logit 模型估计倾向得分, 然后在满足共同匹配条件的样本上进行双重差分估计。由于 PSM 方法可以增强处理组和对照组的可比性, 因此估计结果会更加可靠。表 4 第 (4) - (6) 列结果显示, 核心解释变量的估计系数相对于基准结果没有发生实质性改变。

3. 使用 Heckman 处理效应模型

首先以基准模型中的控制变量和上文构建的工具变量为解释变量²⁴, 以基准模型中的核心解释变量为因变量, 基于 Probit 模型构建选择方程, 从而计算出逆米尔斯比率。然后, 将逆米尔斯比率作为控制变量加入本文基准模型进行回归。表 4 第 (7) - (9) 列结果显示, 一方面, 3 个逆米尔斯比率的估计系数中有 2 个显著, 说明原有样本存在一定程度的选择偏误, 因此有必要对基准模型进行修正; 另一方面, 核心解释变量的估计系数均显著为负, 说明“一带一路”倡议确实抑制了参与国内部冲突。

4. 控制前定变量与时间趋势的交互项²⁵

首先确定影响一国参与“一带一路”倡议的先前决定变量(前定变量)。在此, 我们考虑了 7 个因素: 各国经济发展水平、与中国建交历史长短、与中国的伙伴关系、是否与中国签署投资协定、对中国的贸易依赖度、是否初始沿线国以及是否是中国邻国。我们以“是否处理组国家”为被解释变量, 以上述可能影响因素的 2013 年数值为解释变量进行回归分析, 发现一国是否参与“一带一路”倡议主要受自身经济发展水平、是否与中国签订投资协定以及是否初始沿线国的影响。我们将上述 3 个变量作为前定变量, 进而在基准模型中引入前定变量分别与时间趋势一次项、二次项以及三次项的交互项。表 4 第 (10) - (12) 列结果显示, 核心解释变量的估计系数依然显著为负。

²⁴ 在 Heckman 处理效应模型的第一步估计中需要添加 1 个排他性约束变量, 这一变量只能影响第一步估计的被解释变量, 不能影响第二步估计的被解释变量。鉴于此, 我们选择前文构建的工具变量作为排他性约束变量。第一步估计结果显示, 工具变量的系数显著为正, 说明一国参与“一带一路”倡议的概率受到上一期同地区其他国家参与情况的显著影响。这与表 3 第 (1) 列的结果一致。

²⁵ 限于篇幅, 这部分的详细步骤和前定变量的筛选检验结果未报告, 详见本刊网站本文附录 4。

表 4 样本选择偏误

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	剔除发达国家样本			PSM+DID		
	冲突强度	冲突频率	冲突时间	冲突强度	冲突频率	冲突时间
是否参与	-0.521***	-0.434***	-0.554***	-0.382**	-0.315***	-0.395***
“一带一路”倡议	(0.172)	(0.120)	(0.159)	(0.158)	(0.111)	(0.145)
控制变量	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
国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1373	1373	1373	1457	1457	1457
	0.807	0.832	0.796	0.811	0.836	0.801
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	Heckman 处理效应模型			控制前定变量与时间趋势的交互项		
	冲突强度	冲突频率	冲突时间	冲突强度	冲突频率	冲突时间
是否参与	-0.773***	-0.731***	-0.827***	-0.402**	-0.314***	-0.403**
“一带一路”倡议	(0.292)	(0.203)	(0.266)	(0.173)	(0.120)	(0.157)
逆米尔斯比率	0.212	0.233**	0.236*			
	(0.144)	(0.100)	(0.131)			
控制变量	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
国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1541	1541	1541	1535	1535	1535
	0.809	0.835	0.803	0.812	0.840	0.807

(五) 其他稳健性检验

为确保本文基准回归结果的可靠性，我们还从多个角度进行了稳健性检验，具体包括更改样本年限、剔除特殊地区、采用泊松伪极大似然估计法（PPML）、排除同期其他合作机制干扰以及进行安慰剂检验，这些检验结果均进一步支持了本文研究结论²⁶。

五、进一步研究

(一) 机制检验

本文在理论分析部分提出，“一带一路”倡议之所以能抑制参与国内部冲突，主要是因为其经济效应和政治效应的有效释放，下面我们对此进行验证。

1. 经济效应

经济效应主要强调“一带一路”倡议显著改善了参与国的就业状况和收入分配格局。首先，检验改善就业这一机制是否成立。表 5 第 (1) 列以各国就业率为被解释变量进行回归²⁷，结果显示，“一带一路”倡议显著提升了参与国就业水平，这说明倡议推动的经济合作能够为参与国创造大量的工作岗位。表 5 第 (2) - (4) 列分别以各国农业就业率（农业就业人数/总就业人数）、工业就业率（工业就业人数/总就业人数）以及服务业就业率（服务业就业人数/总就业人数）为被解释变量进行了回归，可以看到，在这三大

²⁶ 限于篇幅，其他稳健性检验的结果未报告，详见本刊网站本文附录 5。

²⁷ 被解释变量数据均来自世界银行数据库。

产业就业率中, 只有工业就业率受到了“一带一路”倡议的显著正向影响, 这一结果与倡议的早期建设主要聚焦基础设施互联互通的现实相符合。因此, 基于就业结构的分析从侧面进一步印证, “一带一路”倡议对参与国就业状况确实具有改善作用。表 5 第 (5) - (7) 列呈现了在基准模型中纳入就业率后的回归结果, 可以看到, 一方面, 就业率的估计系数显著为负, 说明就业水平的提升能够有效抑制国内冲突; 另一方面, 核心解释变量的估计系数相对于表 2 中的基准回归结果均有所下降。因此, 改善就业状况这一机制是成立的。

表 5 就业状况的作用机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	就业率	农业 就业率	工业 就业率	服务业 就业率	冲突 强度	冲突 频率	冲突 时间
是否参与	0.460	-0.748**	0.820***	-0.073	-0.387**	-0.316**	-0.407**
“一带一路”倡议	(0.19)	(0.306)	(0.174)	(0.229)	(0.157)	(0.109)	(0.143)
就业率					-0.051**	-0.035**	-0.039*
					(0.022)	(0.015)	(0.020)
控制变量	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
国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1541	1541	1541	1541	1541	1541	1541
	0.950	0.990	0.975	0.990	0.809	0.835	0.803

其次, 检验改善收入分配机制的有效性。收入分配不平等包括两个维度, 一是测度个体间收入差距的纵向不平等, 二是反映社会群体间(如不同地区、不同族群)分配不均程度的横向不平等。我们从这两个维度分别进行检验。一方面, 国际劳工组织(International Labour Organization)数据库将一国民众按照收入水平由低到高 10 等分, 并测算了这 10 组的收入分别占总收入的比重, 其中 0%-10%表示收入最低组, 90%-100%表示收入最高组。我们将这 10 组的收入占比作为被解释变量进行回归, 结果见表 6。从中可知, 第 (1) - (7) 列根据低收入组和中等收入组得到的估计系数均为正, 且前 5 个估计系数具有较高的统计显著性; 第 (8) - (10) 列根据 3 个高收入组得到的估计系数尽管只有一个显著, 但是均为负数, 且绝对值随着收入水平的上升依次递增。这说明“一带一路”倡议释放的经济效应具有益贫式特征, 能够缩小参与国个体间的纵向贫富差距。另一方面, 一国经济劣势群体的数量越多, 意味着国民收入越集中在少数优势群体手中, 进而横向的收入分配越失衡。因此, 我们以整个社会中经济劣势群体的规模²⁸作为各国横向收入不平等的代理指标, 并以此为被解释变量进行回归。表 7 第 (1) 列, 核心解释变量的估计系数显著为负, 说明“一带一路”倡议对参与国的横向收入不平等起到了显著的缓解作用, 使得不同社会群体间的贫富差距逐渐缩小。

参与冲突的人员往往是处于社会底层的低收入民众, 因此 90%-100%组收入占比与 0%-10%组收入占比之比更能体现个体间的收入分配不公, 也更能反映低收入民众对高收入民众或政府的不满情绪, 因此我们以此作为衡量纵向收入不平等的具体指标²⁹。表 7 第 (2) - (4) 列呈现了在基准模型中纳入纵向不平等

²⁸ 数据来自民主多样性(V-Dem)数据库。该数据库将平均收入明显低于国民收入中位数的群体视为经济上的弱势群体。

²⁹ 我们没有选择使用基尼系数衡量纵向收入不平等, 原因在于: 其一, 世界银行数据库(WDI)、世界收入不平等数据库(WIID)以及标准化世界收入不平等数据库(SWIID)等测算的基尼系数均存在较多的缺失值, 这会降低检验结果的可靠性; 其二, 基尼系数是根据洛伦茨曲线计算得到, 反映的是实际的收入分配与完全平均分配之间的差距, 这一计算方法导致其对中

和横向不平等后的回归结果，可以看到，一方面，两个不平等变量的估计系数均显著为正，说明收入分配失衡会加剧国内冲突；另一方面，核心解释变量的估计系数相对于基准回归均有所下降。因此，改善收入分配这一机制是成立的。

表 6 收入分配的作用机制检验^②

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	0%-10%组	10%-20%组	20%-30%组	30%-40%组	40%-50%组
是否参与	0.038**	0.069***	0.098***	0.071***	0.047*
“一带一路”倡议	(0.018)	(0.026)	(0.029)	(0.027)	(0.027)
控制变量	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
国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1541	1541	1541	1541	1541
	0.971	0.980	0.985	0.990	0.992
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	50%-60%组	60%-70%组	70%-80%组	80%-90%组	90%-100%组
是否参与	0.036	0.008	-0.067	-0.119***	-0.180
“一带一路”倡议	(0.029)	(0.039)	(0.043)	(0.046)	(0.165)
控制变量	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
国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1541	1541	1541	1541	1541
	0.992	0.988	0.986	0.980	0.994

表 7 收入分配的作用机制检验^②

	(1)	(2)	(3)	(4)
	横向不平等	冲突强度	冲突频率	冲突时间
是否参与	-0.111***	-0.322**	-0.265**	-0.358**
“一带一路”倡议	(0.043)	(0.156)	(0.109)	(0.144)
纵向不平等		0.038**	0.018*	0.029**
		(0.015)	(0.011)	(0.014)
横向不平等		0.222**	0.236***	0.287***
		(0.098)	(0.069)	(0.091)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1502	1502	1502	1502
	0.876	0.820	0.843	0.810

2. 政治效应

“一带一路”倡议的政治效应主要体现为，倡议秉持的“共商”理念得到了广泛实践和深入内化，使得参与国的协商民主水平显著提升。为对此进行验证，我们寻找到了一个合适的数据库，即民主多样性（Varieties of Democracy, V-Dem）数据库。该数据库从多个维度对一国政体的民主水平进行了测度，其中就包括本文需要的协商民主指标。该指标取值在 0 到 1 之间，数值越大，表示协商民主水平越高。我们将

等收入组的收入变化比较敏感，但却无法充分反映两级收入组的收入分配差距，因此并不适用于本文的研究。

这一指标作为被解释变量进行回归, 表 8 第 (1) 列结果显示, “一带一路”倡议显著提高了参与国的协商民主水平。

此外, 我们注意到, 民主多样性数据库还从政策协商主体的话语质量、包容性以及广泛度等多个维度对各国协商民主水平进行了细致测度, 本文使用上述 3 个指标进行进一步的分析。首先, 考察政策协商主体的话语质量³⁰。在政策协商中, 不同利益群体的诉求和价值取向多元且复杂。如果协商主体只基于自身立场表达观点、参与对话, 那么协商进程难免陷入僵局。面向公共利益, 协商主体需要调整其立场, 以解决公共问题为讨论和表述的核心。表 8 第 (2) 列结果显示, “一带一路”倡议显著改善了参与国政策协商主体的话语质量。其次, 考察政策协商主体的包容性。政策协商是一个意见碰撞与反馈的过程, 协商主体需尊重和接纳反对意见, 避免使用强权压制其他声音。这种包容性特征有助于主体间的互相理解和共识形成, 最大化协商结果的接受度。从第 (3) 列结果可以看到, “一带一路”倡议对参与国协商主体的包容性具有显著积极影响。最后, 考察政策协商主体的广泛度。政策协商的目标在于寻求多元间的最大共识, 因此所有涉及的利益相关方都应被纳入讨论和决策过程。第 (4) 列结果显示, 受“一带一路”倡议影响, 参与国政策协商主体的广泛度显著提升。总之, 基于以上细分指标的分析同样表明, “一带一路”倡议对参与国的协商民主水平具有明显促进效应。

表 8 第 (5) - (7) 列汇报了在基准模型中纳入协商民主后的回归结果。从中可知, 一方面, 协商民主的估计系数显著为负, 说明推进协商民主能够化解国内冲突; 另一方面, 核心解释变量的估计系数相对于基准回归均有所下降。因此, 提升协商民主水平这一机制也是成立的。

表 8 协商民主的作用机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	协商民主	政策协商主体的特征		广泛度	冲突强度	冲突频率	冲突时间
		话语质	包容性				
是否参与	0.021***	0.130**	0.126**	0.197***	-0.389*	-0.314*	-0.398*
“一带一路”倡议	(0.008)	(0.052)	(0.058)	(0.060)	(0.158)	(0.109)	(0.143)
协商民主					-1.023*	-0.880*	-1.257*
					(0.527)	(0.366)	(0.479)
控制变量	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
国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1541	1541	1541	1541	1541	1541	1541
	0.931	0.871	0.820	0.824	0.809	0.835	0.803

(二) 异质性分析

本文基准回归结果仅是一种平均效应。为对“一带一路”倡议的冲突抑制效应具有更加全面系统的了解, 我们从多个维度进行了异质性分析。

1. 冲突事件层面

一是, UCDP 数据库根据冲突参与主体的不同将国内冲突事件细分为 3 种类型, 即政权冲突、非政权冲突和单边暴力³¹。我们按照冲突类型分别将相关数据进行了加总, 构建了不同冲突类型的冲突强度、冲

³⁰ 也有文献将之称为协商民主的公共理性或明理原则。

³¹ 政权冲突 (state-based conflict) 是指政府与反政府武装组织之间的冲突; 非政权冲突 (non-state conflict) 是指非政府武装组织之间的冲突; 单边暴力 (one-sided violence) 是指政府或武装组织对平民施加的暴力。

突频率以及冲突持续时间等指标，进而考察“一带一路”倡议对参与国不同类型内部冲突的影响是否存在异质性。表 9 呈现了将上述指标作为被解释变量的回归结果，不难发现，此时核心解释变量的估计系数均显著为负，进一步比较每一列回归系数的大小，可以发现，在冲突类型层面“一带一路”倡议的影响并不存在较大异质性。以上结果也从侧面佐证了本文核心结论的稳健性。

表 9 区分冲突事件类型

	(1) 冲突强度	(2) 冲突频率	(3) 冲突时间
类型 1: 政权冲突			
是否参与	-0.256*	-0.215**	-0.261**
“一带一路”倡议	(0.145)	(0.103)	(0.129)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制
样本量	1541	1541	1541
	0.798	0.819	0.798
类型 2: 非政权冲突			
是否参与	-0.371***	-0.227***	-0.230**
“一带一路”倡议	(0.126)	(0.079)	(0.106)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制
样本量	1541	1541	1541
	0.728	0.745	0.753
类型 3: 单边暴力			
是否参与	-0.261**	-0.216**	-0.235*
“一带一路”倡议	(0.129)	(0.087)	(0.122)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制
样本量	1541	1541	1541
	0.736	0.771	0.741

二是，在 UCDP 数据库中，不同冲突事件在规模上存在显著差异。其中，最小的冲突事件导致 1 人死亡，最大的冲突事件导致的死亡人数高达数万人。为考察“一带一路”倡议对不同规模冲突的影响是否存在异质性，我们将死亡人数低于 100 人的冲突视为小型冲突，大于或等于 100 人的冲突视为大型冲突，然后分别将相关数据加总到国家-年份层面，并进行分组回归，结果见表 10。可以看到，“一带一路”倡议的冲突抑制效应主要体现在小型冲突上，对于参与国的大型冲突，倡议的影响则相对有限。“一带一路”倡议之所以无法抑制大型冲突，可能是因为：国家内部的大型冲突往往是由本国长期累积的宗教矛盾、种族仇恨等深层次因素引发的，而且部分大型冲突中存在外部大国干预因素致使参与国局势更加复杂，因此这类冲突并非参与国经济或政治上的局部改善就能轻松化解。

表 10 区分冲突事件规模

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	小型冲突			大型冲突		
	冲突强度	冲突频率	冲突时间	冲突强度	冲突频率	冲突时间
是否参与	-0.387**	-0.332***	-0.420***	-0.215	-0.047	-0.080
“一带一路”倡议	(0.152)	(0.109)	(0.144)	(0.146)	(0.035)	(0.093)
控制变量	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
国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1541	1541	1541	1541	1541	1541
	0.812	0.834	0.812	0.589	0.577	0.606

2. 国家层面

为考察“一带一路”倡议的和平效应在不同发展水平国家间是否存在差异，我们按照 2012 年世界银行的分类标准，将全样本分为收入较高和收入较低国家样本。其中，收入较高国家样本包括世界银行认定的高收入国家和中高收入国家，中低收入国家和低收入国家则被归类为收入较低国家样本。表 11 是上述两组样本的回归结果，可以发现，“一带一路”倡议对收入较低国家的内部冲突具有显著抑制作用，但是这种影响在收入较高国家中尚不明显。这一异质性结果与上文机制分析相一致：一方面，相对于收入较高国家，收入较低国家的产业发展较为滞后，需要更多的外来投资为其奠定基础、提供动力。此类国家在参与“一带一路”倡议后，来自中国的投资显著增加，由此产生的经济效应能够有效改善其就业、收入分配等民生状况，进而促使内部冲突明显减少；另一方面，理论上，国际规范的内化效应在后发国家表现的更为明显（刘兴华，2012）。那么具体到本文，收入较低的参与国比如广大非洲国家，往往更加认可和信任中国主导的“一带一路”倡议，进而具有强烈的意愿内化“共商”理念，凝聚各方共识。在这种情况下，参与国内部冲突同样会受到明显抑制。

表 11 区分参与国经济发展水平

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	收入较低国家			收入较高国家		
	冲突强度	冲突频率	冲突时间	冲突强度	冲突频率	冲突时间
是否参与	-0.725***	-0.486***	-0.571**	-0.021	-0.076	-0.154
“一带一路”倡议	(0.264)	(0.181)	(0.235)	(0.173)	(0.121)	(0.165)
控制变量	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
国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	860	860	860	681	681	681
	0.788	0.819	0.789	0.860	0.881	0.843

在中国综合国力显著提升、国际影响力持续扩大的背景下，美国从奥巴马政府时期便开始加强了对华遏制，以维护和巩固其霸权地位与影响力（吴心伯，2022）。那么，美国因素，特别是美国与“一带一路”倡议参与国之间的政治关系，是否会影响到倡议和平效应的释放？为回答这一问题，我们使用各国与美国的“理想点”距离刻画其与美国的政治关系。“理想点”是 Bailey *et al.* (2017) 基于一国在联合国大会上针对不同议题的投票行为，运用动态有序空间模型测度的该国外交基本立场。两国间的“理想点”距离越远，说明这两国的外交立场存在越大的差异，政治关系越疏远。我们根据政策冲击前 1 年（即 2013 年）各

国与美国“理想点”距离的中位数进行分组³²，将低于中位数的国家定义为与美国政治关系较近国家，将高于中位数的国家定义为与美国政治关系较远国家，然后对两组国家分别进行回归分析。表 12 结果显示，在与美国政治关系较远的参与国，“一带一路”倡议能够发挥应有的冲突抑制效应，但是在与美国政治关系较近的参与国，倡议释放的和平红利相对有限。

这是因为，尽管“一带一路”倡议始终着眼于各国人民追求和平与发展的共同梦想，但美国出于维护全球霸权地位、争夺世界话语权和主导权的私欲，视“一带一路”倡议为“眼中钉”“肉中刺”，进而对倡议进行了全方位的遏制。因此，对于与美国政治关系较近的参与国而言，即使与中国签署了“一带一路”合作协议，但在随后的推进过程中，容易受到美国的牵制和阻挠，导致该国与中国的合作流于表面，同时阻碍该国对“共商”理念的践行，最终使得“一带一路”倡议无法释放应有的和平效应。相反，与美国政治关系较远的参与国往往奉行独立自主的外交政策，这类国家在加入“一带一路”倡议后，能够有效抵制来自美国的政治干扰，在这种情况下，该国与中国的合作就能够顺利推进，并高度认可和积极内化倡议推崇的价值理念，进而使得“一带一路”倡议能显著抑制参与国内部冲突。

表 12 区分参与国与美国政治关系

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	与美国政治关系较近国家			与美国政治关系较远国家		
	冲突强度	冲突频率	冲突时间	冲突强度	冲突频率	冲突时间
是否参与	-0.189	-0.191	-0.307	-0.825***	-0.598***	-0.683***
“一带一路”倡议	(0.200)	(0.139)	(0.193)	(0.269)	(0.187)	(0.234)
控制变量	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
国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	769	769	769	744	744	744
R ²	0.821	0.849	0.810	0.802	0.827	0.800

3. 合作内容层面

从经济角度看，“一带一路”作为一个国际合作平台，涵盖投资、工程承包、进出口贸易、援助等多个领域的合作内容。根据上文的文献梳理可知，这些跨国经济合作均有可能对国内冲突产生影响。那么，“一带一路”倡议释放的和平效应究竟源自中国与参与国之间的哪类经济合作？对此，我们首先从 Easy Professional Superior (EPS) 数据库搜集了中国对外投资和对外承包工程的国别数据，同时从联合国商品贸易统计数据库 (UN Comtrade Database) 获取了中国对各国的进出口数据，然后参考 Chen (2017) 与徐超等 (2020) 的研究策略，将样本限定在基准回归中的处理组，采用强度 DID 方法进行回归分析，具体模型为：

$$Conflict_{it} = \rho + \sum_{m=1}^4 \mu_m Treat_{im} \times Post_{it} + \varphi Controls_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中，下标*i*表示国家，*t*表示年份，*m*表示中国与倡议参与国之间的 4 类经济合作，即中国对外投资、对外承包工程、出口贸易以及进口贸易³³。*Post_{it}*表示参与倡议前后的指示变量，其在*i*国签署协议后的次年及之后取值为 1，其他年份取值为 0。*Treat_{im}*表示倡议框架下的*m*类经济合作给*i*国带来的冲击，公式为：

³² 我们还使用其他标准进行了分组回归，结果均与表 12 一致，限于篇幅未报告。详见本刊网站本文附录 6。

³³ 既有研究使用的中国对外援助数据均来自美国威廉玛丽学院创建的 AidData 全球中国官方金融数据库 (Global Chinese Official Finance Dataset)。当前这一数据库仅更新到 2014 年，而“一带一路”倡议最早的政策冲击年份便是 2014 年。由于数据上的限制，这里我们没有考虑中国的对外援助。

$$Treat_{im} = \left(\frac{\sum_{t=s_i}^{2019} Econ_{imt}}{2019 - s_i + 1} - \frac{\sum_{t=2006}^{s_i-1} Econ_{imt}}{s_i - 2006} \right) / \frac{\sum_{t=2006}^{s_i-1} Econ_{imt}}{s_i - 2006} \quad (5)$$

其中, $Econ_{imt}$ 表示中国与 i 国在 t 年的 m 类经济合作的金额。 s_i 表示 i 国加入“一带一路”倡议的次年。从 (5) 式可以看出, $Treat_{im}$ 测度了中国与 i 国之间的 m 类经济合作在加入倡议前后的变化情况, 从而交互项 $Treat_{im} \times Post_{it}$ 的系数 μ 能捕捉倡议带来的经济冲击对参与国内部冲突的实际影响。(4) 式中其他变量的设置与基准回归模型一致。

表 13 区分经济合作内容

	(1)	(2)	(3)
	冲突强度	冲突频率	冲突时间
中国对外投资冲击	-0.154*	-0.167***	-0.162*
× 指示变量	(0.093)	(0.063)	(0.085)
中国对外承包工程冲击	0.141	0.131	0.068
× 指示变量	(0.214)	(0.145)	(0.196)
中国出口贸易冲击	-0.165	-0.068	-0.079
× 指示变量	(0.118)	(0.080)	(0.107)
中国进口贸易冲击	0.096	0.010	0.004
× 指示变量	(0.263)	(0.178)	(0.240)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
样本量	877	877	877
R^2	0.772	0.805	0.755

表 13 呈现了 (4) 式的估计结果。可以看到, 在“一带一路”倡议涵盖的 4 类主要经济合作类型中, 只有中国对外投资冲击与指示变量交互项的估计系数显著为负, 说明“一带一路”倡议释放的和平效应主要源自中国对参与国的投资。基础设施互联互通和能源合作是共建“一带一路”的重要内容, 为此, 中国在倡议框架内加强了与参与国在交通、电力、能源开采等领域的投资合作。10 年来, 在中国的巨大投入和参与国的积极协作下, 一大批投资项目“落地生根”“开花结果”, 有效增进了当地的民生福祉。一方面, 中国的投资项目能够为参与国创造大量的工作岗位, 明显改善其就业状况。另一方面, 伴随着投资项目益贫式经济增长效应的释放, 参与国的收入分配格局也会更加公平合理。从而, 中国对参与国的投资显著抑制了其内部冲突。

六、结论和政策建议

本文考察了“一带一路”倡议对参与国内部冲突的影响, 并从经济和政治两个维度挖掘了其内在影响机制。研究发现: 首先, “一带一路”倡议能有效抑制参与国内部冲突, 并且伴随一国参与时间的延长, 这一抑制效应边际递增。其次, 在影响机制上, 一方面, “一带一路”倡议显著改善了参与国的就业和收入分配等民生状况, 从而提高了民众参与冲突的机会成本, 缓和了低收入群体的不满情绪, 促使国内局势

更加稳定；另一方面，“一带一路”倡议秉持的“共商”理念得到了广泛实践和深入内化，使得参与国的协商民主水平显著提升，从而社会矛盾分歧得以有效化解，政治生态环境持续向好，国内冲突随之明显减少。最后，“一带一路”倡议的冲突抑制效应存在异质性。对于小型冲突、收入较低国家的冲突、与美国政治关系较远国家的冲突，倡议的抑制效应较为显著；相反，倡议对大型冲突、收入较高国家的冲突、与美国政治关系较近国家的冲突尚不具明显影响。在合作内容层面，倡议的冲突抑制效应主要源自中国对参与国的投资，工程承包和进出口贸易在其中并未发挥显著作用。

本研究成果蕴含以下政策意义：首先，在“一带一路”倡议迈入的第二个10年，中国应继续秉持“共商共建共享”原则，与广大参与国不断深化包括基础设施互联互通在内的各领域的务实合作，进而充分释放共建“一带一路”的经济效应、和平红利，推动全球治理进入经济增长和局势稳定相互促进的良性循环。其次，针对西方学者对“一带一路”倡议的歪曲解读和恶意抹黑，中国应积极利用“一带一路”国际合作高峰论坛、高层访问、“二轨”对话等外交渠道，向外界充分宣介“一带一路”倡议致力于创建和平之路的初衷和定位，避免各种杂音阻碍“一带一路”倡议的进一步推进。最后，本文异质性分析的结果表明，美国因素会影响到“一带一路”倡议政策效应的释放，这反映了美国对“一带一路”倡议的遏制。作为一个正在崛起的负责任大国，中国应管控好与美国的战略竞争，积极引导中美关系稳定健康发展，避免双方陷入“修昔底德陷阱”。与此同时，中国也要重点加强与美国政治关系较近参与国的交流和沟通，力促双边合作走深走实，使其切实感受到共建“一带一路”带来的实实在在好处，真正融入“一带一路”朋友圈。

【参考文献】

- [1] 白俊红、张艺璇、卞元超 (2022): 《创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据》, 《中国工业经济》第 6 期。
- [2] 陈冲 (2018): 《机会、贪婪、怨恨与国内冲突的再思考——基于时空模型对非洲政治暴力的分析》, 《世界经济与政治》第 8 期。
- [3] 戴翔、宋婕 (2021): 《“一带一路”倡议的全球价值链优化效应——基于沿线参与国全球价值链分工地位提升的视角》, 《中国工业经济》第 6 期。
- [4] 姜峰、蓝庆新、张辉 (2021): 《中国出口推动“一带一路”技术升级: 基于 88 个参与国的研究》, 《世界经济》第 12 期。
- [5] 金刚、沈坤荣 (2019): 《中国企业对“一带一路”沿线国家的交通投资效应: 发展效应还是债务陷阱》, 《中国工业经济》第 9 期。
- [6] 李东燕 (2019): 《“一带一路”倡议助力国际和平议程》, 《现代国际关系》第 4 期。
- [7] 李嘉楠、龙小宁、姜琪 (2021): 《援助与冲突——基于中国对外援助的证据》, 《经济学(季刊)》, 第 4 期。
- [8] 李建军、李俊成 (2020): 《“一带一路”倡议、企业信贷融资增进效应与异质性》, 《世界经济》第 2 期。
- [9] 李向阳、胡必亮、徐秀军 (2023): 《共建“一带一路”倡议十周年: 回顾与展望》, 《国际经济评论》第 5 期。
- [10] 李小帆、蒋灵多 (2020): 《“一带一路”建设、中西部开放与地区经济发展》, 《世界经济》第 10 期。
- [11] 刘冲、周黎安、徐立新 (2013): 《高速公路可达性对城乡居民收入差距的影响: 来自中国县级水平的证据》, 《经济研究》增 1 期。
- [12] 刘晓光、张勋、方文全 (2015): 《基础设施的城乡收入分配效应: 基于劳动力转移的视角》, 《世界经济》第 3 期。
- [13] 刘兴华 (2012): 《国际规范、团体认同与国内制度改革——以中国加入 FATF 为例》, 《当代亚太》第 4 期。
- [14] 卢凌宇 (2013): 《认真对待“怨恨”: 公共物品供给与国内冲突的发生》, 《世界经济与政治》第 11 期。
- [15] 卢盛峰、董如玉、叶初升 (2021): 《“一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗——来自微观企业的证据》, 《中国工业经济》第 3 期。
- [16] 吕越、陆毅、吴嵩博、王勇 (2019): 《“一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于 2005-2016 年中国企业绿地投资的双重差分检验》, 《经济研究》第 9 期。
- [17] 马建英 (2011): 《国际气候制度在中国的內化》, 《世界经济与政治》第 6 期。
- [18] 史志钦、郭昕欣 (2020): 《“一带一路”与百年大变局下的全球治理》, 《当代世界》第 3 期。
- [19] 宋弘、罗长远、栗雅欣 (2021): 《对外开放新局面下的中国国家形象构建——来自“一带一路”倡议的经验研究》, 《经济学(季刊)》第 1 期。
- [20] 宋科、侯津柠、夏乐、朱斯迪 (2022): 《“一带一路”倡议与人民币国际化——来自人民币真实交易数据的经验证据》, 《管理世界》第 9 期。
- [21] 孙楚仁、张楠、刘雅莹 (2017): 《“一带一路”倡议与中国对沿线国家的贸易增长》, 《国际贸易问题》第 2 期。
- [22] 王桂军、卢潇潇 (2019): 《“一带一路”倡议与中国企业升级》, 《中国工业经济》第 3 期。
- [23] 王桂军、张辉 (2020): 《“一带一路”与中国 OFDI 企业 TFP: 对发达国家投资视角》, 《世界经济》第 5 期。
- [24] 吴心伯 (2022): 《美国压力与盟国的对华经贸政策》, 《世界经济与政治》第 1 期。
- [25] 徐超、庞雨蒙、刘迪 (2020): 《地方财政压力与政府支出效率——基于所得税分享改革的准自然实验分析》, 《经济研究》第 6 期。
- [26] 徐思、何晓怡、钟凯 (2019): 《“一带一路”倡议与中国企业融资约束》, 《中国工业经济》第 7 期。
- [27] 宣扬、武凯文 (2023): 《超时加班与劳动收入份额: 基于卫星夜间灯光的经验证据》, 《世界经济》第 10 期。

- [28] 杨攻研、刘洪钟、范琳琳（2019）：《援以止战：国际援助与国内武装冲突——来自中国对外援助的证据》，《世界经济与政治》第11期。
- [29] 杨冕、谢泽宇、杨福霞（2022）：《省界毗邻地区绿色发展路径探索：来自革命老区振兴的启示》，《世界经济》第8期。
- [30] 张川川（2015）：《出口对就业、工资和收入不平等的影响——基于微观数据的证据》，《经济学（季刊）》第4期。
- [31] 张辉、闫强明、李宁静（2023）：《“一带一路”倡议推动国际贸易的共享效应分析》，《经济研究》第5期。
- [32] Abb, P.; Swaine, R. and Jones, I. “Road to Peace or Bone of Contention? The Impact of the Belt and Road Initiative on Conflict States.” PRIF REPORT, Frankfurt: Peace Research Institute Frankfurt, 2021.
- [33] Acemoglu, D.; Naidu, S.; Restrepo, P. and Robinson, J. A. “Democracy Does Cause Growth.” *Journal of Political Economy*, 2019, 127(1), pp.47-100.
- [34] Bailey, M. A.; Strezhnev, A. and Voeten, E. “Estimating Dynamic State Preferences from United Nations Voting Data.” *Journal of Conflict Resolution*, 2017, 61(2), pp.430-456.
- [35] Baniya, S.; Rocha, N. and Ruta, M. “Trade Effects of the New Silk Road: A Gravity Analysis.” *Journal of Development Economics*, 2020, 146.
- [36] Blanton, R. G. and Apodaca, C. “Economic Globalization and Violent Civil Conflict: Is Openness a Pathway to Peace?” *The Social Science Journal*, 2007, 44(4), pp.599-619.
- [37] Bowen, J. “China, Global Peacemaker?” New York: International Peace Institute, <http://theglobalobservatory.org/2017/09/china-belt-road-xi-jinping-peace>, 2017.
- [38] Cederman, L. E.; Wimmer, A. and Min, B. “Why Do Ethnic Groups Rebel? New Data and Analysis.” *World Politics*, 2010, 62(1), pp.87-119.
- [39] Chen, S. “The Effect of a Fiscal Squeeze on Tax Enforcement: Evidence from a Natural Experiment in China.” *Journal of Public Economics*, 2017, 147, pp.62-76.
- [40] Chen, Y. W.; Fan, Z. J.; Zhang, J. and Mo, M. “Does the Connectivity of the Belt and Road Initiative Contribute to the Economic Growth of the Belt and Road Countries?” *Emerging Markets Finance and Trade*, 2019, 55(14), pp.3227-3240.
- [41] Collier, P. and Hoeffler, A. “On Economic Causes of Civil War.” *Oxford Economic Papers*, 1998, 50(4), pp.563-573.
- [42] Collier, P. and Hoeffler, A. “Greed and Grievance in Civil War.” *Oxford Economic Papers*, 2004, 56(4), pp.563-595.
- [43] Cramer, C. “Does Inequality Cause Conflict?” *Journal of International Development*, 2003, 15(4), pp.397-412.
- [44] Donaldson, D. “Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure.” *The American Economic Review*, 2018, 108(4-5), pp.899-934.
- [45] Du, J. L. and Zhang, Y. F. “Does One Belt One Road Initiative Promote Chinese Overseas Direct Investment.” *China Economic Review*, 2018, 47(2), pp.189-205.
- [46] Easterly, W. and Levine, R. “Africa’s Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions.” *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(4), pp.1203-1250.
- [47] Estache, A. and Fay, M. “Regional Growth in Argentina and Brazil: Determinants and Policy Options.” Mimeo, Washington, DC: The World Bank, 1995.
- [48] Estache, A. “On Latin America’s Infrastructure Privatization and Its Distributional Effects.” Mimeo, Washington, DC: The World Bank, 2003.
- [49] Fearon, J. and Laitin, D. D. “Ethnicity, Insurgency, and Civil War.” *American Political Science Review*, 2003, 97(1), pp.75-90.
- [50] Gurr, T. R. *People versus States: Ethnopolitical Conflict and Accommodation at the End of the Twentieth Century*. Washington, DC: United States Institute of Peace Press, 2000.
- [51] Gurr, T. R. *Why Men Rebel*. Princeton: Princeton University Press, 1970.

- [52] Humphreys, M. "Natural Resources, Conflict, and Conflict Resolution: Uncovering the Mechanisms." *Journal of Conflict Resolution*, 2005, 49(4), pp.508-537.
- [53] Jenkins, R. "Vietnam in the Global Economy: Trade, Employment and Poverty." *Journal of International Development*, 2004, 16(1), pp.13-28.
- [54] Katherine, B. and Reuveny, R. "Economic Globalization and Civil War." *Journal of Politics*, 2005, 67(4), pp.1228-1247.
- [55] Keohane, R. O. and Milner, H. V. *Internationalization and Domestic Politics*. New York: Cambridge University Press, 1996.
- [56] Luo, C. Y.; Chai, Q. Y. and Chen, H. Y. "'Going Global' and FDI Inflows in China: 'One Belt & One Road' Initiative as a Quasi-natural Experiment." *The World Economy*, 2019, 42(6), pp.1654-1672.
- [57] Martin, P.; Mayer, T. and Thoenig, M. "Civil Wars and International Trade." *Journal of the European Economic Association*, 2008, 6(2-3), pp.541-550.
- [58] Nunn, N. and Qian, N. "U.S. Food Aid and Civil Conflict." *The American Economic Review*, 2014, 104(6), pp.1630-1666.
- [59] Pinto, P. M. and Zhu, B. "Brewing Violence: Foreign Investment and Civil Conflict." *Journal of Conflict Resolution*, 2022, 66(6), pp.1010-1036.
- [60] Reynal-Querol, M. "Does Democracy Preempt Civil Wars?" *European Journal of Political Economy*, 2005, 21(2), pp.445-465.
- [61] Risse-Kappen, T. *Bringing Transnational Relations Back in: Non-State Actors, Domestic Structures and International Institutions*. Cambridge: Cambridge University Press, 1995.
- [62] Schneider, G. and Wiesehomeier, N. "Rules that Matter: Political Institutions and the Diversity-Conflict Nexus." *Journal of Peace Research*, 2008, 45(2), pp.183-203.

The Peace Effect of the Belt and Road Initiative

Cao Guoqiang; Xie Jianguo; Liao Chencheng

Abstract: As a Chinese scheme with the attribute of international public goods in the new era, whether the Belt and Road Initiative can solve the global peace deficit has attracted attention from all walks of life. Based on Uppsala Conflict Data from 2006 to 2019, this paper constructs a multiple period DID model to test the impact of the Belt and Road Initiative on internal conflicts in participating countries. The results show that the Belt and Road Initiative has effectively curbed the internal conflicts in participating countries, and with the extension of a country's participation time, this inhibitory effect increases marginally. The mechanism test shows that, on the one hand, the Belt and Road Initiative has significantly improved the employment, income distribution and other livelihood conditions of participating countries, thus increasing the opportunity cost of people's participation in conflict, easing the dissatisfaction of low-income groups, and promoting more stability of the domestic situation. On the other hand, the concept of "mutual consultation" advocated by the Belt and Road Initiative has been widely practiced and deeply internalized, significantly improving the level of consultative democracy in participating countries. As a result, social conflicts and differences can be effectively resolved, and the domestic political environment continues to improve, leading to a significant reduction in conflicts. In addition, the peace effect of the the Belt and Road Initiative shows great heterogeneity in the dimensions of conflict scale, cooperation content, economic development level of participating countries, and political relations between participating countries and the United States. The research results of this paper show that the Belt and Road Initiative, as a concrete practice platform for China's participation in global governance, has become a powerful driving force and a solid link for maintaining world peace and stability.

Key words: the Belt and Road Initiative, domestic conflict, livelihood state, deliberative democracy, multiple period DID

“一带一路”倡议与全球经济治理

——基于外部失衡的视角¹

汪青² 杨权³ 刘文华⁴ 陆茸⁵

【摘要】克服世界经济失衡问题是全球经济治理的重要内容之一,在此背景下,中国的“一带一路”倡议为全球经济治理提供了一种新路径。本文从理论机制上探讨了“一带一路”倡议对其参与国外部失衡变动的影响,并基于 2000—2020 年 130 个经济体的样本数据构建多时点双重差分模型(DID),实证检验“一带一路”倡议对参与国外部失衡变动的效应。结果表明:“一带一路”倡议显著减轻了参与国的外部失衡程度,对全球经济治理呈现出积极的作用,该结论的有效性在一系列稳健性检验中得到验证;异质性分析表明,“一带一路”倡议带来的外部失衡减轻效应对收入处于中高等、金融发展程度较低、经常账户持续性逆差的经济体更为显著;机制检验揭示,“一带一路”倡议通过贸易畅通、资金融通和权益资产规模提升与结构优化渠道对参与国外部失衡的缓解产生积极作用。本文研究从全球经济治理层面为理解“一带一路”倡议功能的发挥提供了新视角,有效助力“一带一路”高质量发展的同时也在实践层面为推动外部失衡的调整与完善全球经济治理体系提供了重要政策启示。

【关键词】一带一路;全球经济治理;外部失衡

引 言

全球经济治理一般被认为是主权国家和国际组织,在全球金融、贸易、投资等领域开展政策协调与治理合作以应对经济全球化过程中暴露的全球性经济问题(张宇燕,2017)。自 2008 年国际金融危机蔓延至全球贸易投资各领域以来,全球经济的供给侧改革和需求侧刺激双双陷入瓶颈,在危机中,全球经济治理突出缺陷表现在全球经济规则的缺失与全球经济发展的失衡(Trichet,2010)。此后贸易保护主义、逆全球化浪潮的兴起,将全球经济治理的广度、深度和难度进一步推升(郭周明等,2020)。突破保护主义和逆全球化带来的困局,有效纾解全球经济治理的结构性矛盾,促进全球经济再平衡构成当前全球发展的重要挑战。

毋庸置疑,全球失衡一直是国际经济的热点议题,克服全球失衡问题构成全球经济治理的重要内容和目标。全球金融危机后,主要经济体以经常账户衡量的国际收支失衡(流量)逐步缓解,而以净外部资产表示的国际投资头寸失衡(存量)则持续恶化(如图 1 所示),从存量视角去考察全球经济失衡的必要性凸显(肖立晟和陈思翀,2013;刘威等,2018),这亦推动了对一国经济失衡内涵的理解从国际收支失衡延伸至国际投资头寸失衡。在此基础上,同时从流量和存量视角度量的外部失衡备受关注,并成为全球经济治理的重要关注内容(Alberola et al.,2020)。

¹ 原载于《国际金融研究》2024 年第 6 期

² 汪青,经济学博士,江西财经大学国际经贸学院讲师

³ 杨权,经济学博士,厦门大学经济学院教授,博士生导师

⁴ 刘文华(通讯作者),经济学博士,西南财经大学中国西部经济研究院博士后

⁵ 陆茸,经济学博士,四川大学马克思主义学院副教授

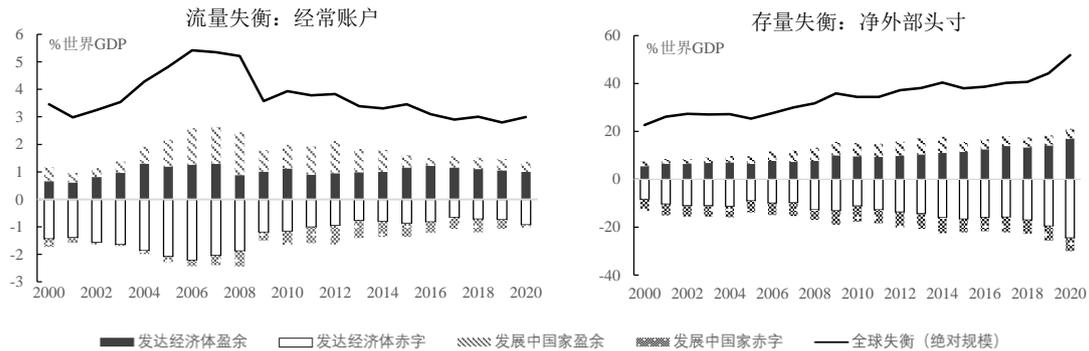


图 1 基于流量和存量视角的全球失衡

在全球治理赤字不断加剧的背景下，中国始终坚持实施更大范围、更宽领域、更深层次的对外开放，在全球治理层面寻找解决世界失衡问题的答案（裴长洪和彭磊，2021；吕越和王梦圆，2023）。党的十九大报告明确提出了“共商共建共享的全球治理”思想，党的二十大报告进一步强调“积极参与全球治理体系改革和建设，践行共商共建共享的全球治理观”。由我国政府牵头倡导并积极推动的“一带一路”倡议是参与全球治理的重要实践，其显著提升了贸易、资金与技术等要素的流动性，在推进更广泛的双边和多边合作的基础上，有效促进了区域经济的平衡发展（王灵桂，2021）。为此，本文不禁要问，“一带一路”倡议推进对参与国家的外部失衡变动产生了何种影响？其中的作用机制如何？对这一问题的深入研究有利于从全球经济治理层面理性认识“一带一路”倡议功能的有效发挥，为持续推进并迈向高质量发展的“一带一路”倡议创造相应的动力，同时也在实践层面为推动外部失衡的调整和治理、完善全球经济治理体系提供重要政策启示。

本文剩余部分结构安排如下：第一部分为文献综述，第二部分是理论机制及假说，第三部分是研究设计，第四部分是实证分析，最后是相关结论与启示。

一、文献综述

与本文探讨主题密切相关的一类文献是从全球经济治理层面聚焦于外部失衡的探讨。自 2005 年 IMF 提出“全球经济失衡”以来，全球失衡问题逐渐成为全球经济治理的重要议题（陈建奇，2016；华民，2020）。与此同时，学者们注意到，经常账户差额所导致的全球失衡程度是基于流量的，尽管全球失衡在流量上收窄，但以国际投资净头寸衡量的存量失衡依然持续增加，包含存量在内的综合性外部失衡问题受到关注。Gourinchas & Rey (2007) 开创性地构建了涵盖流量和存量失衡在内的综合性外部失衡指标，有力地推动了外部失衡及其治理的相关研究（肖立晟和陈思翀，2013；刘威，2018）。Alberola et al. (2020) 则重点从存量视角关注了全球失衡问题，并从债权人和债务人的非对称视角阐述了失衡的相关调整。董志勇和李成明（2020）进一步强调在构建全球失衡协调机制中，应将视角从流量失衡转向存量失衡，从而在更好地把握全球经济环境的基础上实现全球经济治理。

另一类文献则是探讨“一带一路”倡议对全球经济治理的影响。秦亚青和魏玲（2018）认为共建“一带一路”是以新型全球治理观为指导的国际实践，有助于全球治理走出实践和理论困境。任琳和孙振民（2019）认为“一带一路”倡议丰富和发展了全球经济治理的内涵。李远本和陈思萌（2022）强调“一带一路”是重要的全球公共产品，能够体现中国对全球经贸治理体系的贡献。杜焕芳和郭诗雅（2022）认为“一带一路”倡议为全球治理供给提供了规则生成的路径和平台。总体而言，“一带一路”作为积累全球经济治理共识和补充全球治理供给的国际公共平台，推进了全球经济治理体系变革已得到学者的共识。而在外部失衡构成全球经济治理的重要内容的背景下，“一带一路”倡议对外部失衡的影响理应受到重视，“一带一路”本质上是一种区域经济金融合作机制，具体表现为区域经济金融一体化的不断深化。Tille (2008) 指出金融一体化的发展加深了一国外部头寸中的金融杠杆效应，Bogdanov & Filippeschi (2017) 认为

金融全球化使得发达经济体持有的外部资产获得正向估值效应, 外部头寸的规模和损益最终会传导至一国外部失衡上。落实到具体的“一带一路”倡议层面, 学者们对“一带一路”推进贸易投资便利化、缓解融资约束和促进经济高质量发展方面做出了较多的探讨(吕越等, 2019; 卢盛峰等, 2021; 吕越和王梦圆, 2023)。总体而言, 关于“一带一路”倡议的研究尚未涉及从国际收支和国际投资头寸角度对“一带一路”倡议对相关国家整体外部失衡状况的考察。

从对现有文献的脉络梳理来看, 学者们对全球经济治理以及“一带一路”倡议的经济效应研究做出了丰富的探讨。相比以往的研究, 本文可能的边际贡献在于: (1) 研究议题上, 聚焦于全球经济治理内容下的经济失衡这一重要议题, 突破以往研究利用经常账户衡量的贸易失衡指标, 进一步将国际投资头寸中的金融失衡指标纳入, 有助于在全面把握一国真实的外部失衡状况的基础上审视“一带一路”倡议推进全球失衡治理效用的发挥, 为其高质量发展和行稳致远提供实践层面的佐证。(2) 识别策略上, 区别于现有文献的定性分析, 本文以因果识别机制为切入点, 利用双重差分法对“一带一路”倡议外部失衡影响的因果效应进行评估, 并运用倾向得分匹配与双重差分法相结合、广义合成控制法等方法进行多角度的稳健性检验, 保证了研究结论的可靠性。(3) 研究内容上, 探析了“一带一路”倡议对关国家外部失衡的经济效应, 并探讨了其内在的可能作用机制, 在一定程度上丰富和拓展了“一带一路”倡议经济效应和全球经济治理体系变革的研究。

二、理论机制及假说

外部失衡同时涵盖了贸易失衡和金融失衡, 其中, 贸易失衡体现净出口的相关信息以及出口与进口之间的系统性差异; 金融失衡反映的是一国净外部资产头寸的相关信息以及外部资产收益率和负债成本之间累积的长期性、系统性差异(Gourinchas & Rey, 2007; 肖立晟和陈思翀, 2013; 刘威等, 2018)。在当前, “一带一路”倡议持续推进并迈向高质量发展阶段下, 区域贸易投资便利化得到进一步拓展和深化, 外部资产负债规模攀升的同时资产负债结构亦被重塑, 继而对一国外部失衡产生深远影响。

首先, “一带一路”倡议可能通过贸易畅通渠道显著影响相关国家的外部失衡。投资贸易合作是“一带一路”倡议的重点内容, 拓宽贸易领域并加快投资便利化进程, 有助于优化贸易结构和消除投资壁垒并挖掘贸易和投资新增长点。伴随着“一带一路”区域贸易的稳定增长和自由化进程的不断推进, 一国内部以及区域成员国之间的进出口贸易协调性得到增强, 能够有效缓和一国潜在的贸易失衡问题。与此同时, 贸易自由度的提升推动了资金在不同国家或区域之间的流动, 为一国外部资产负债的规模和结构提供了调整空间, 可能有助于对一国金融失衡的调节。进一步的, 贸易畅通为发展中国家在国际市场中争取全球经济治理话语权提供了较好的契机, 有助于摆脱以往不平等的地位, 推动构建健康的国际经济秩序, 并在国际贸易失衡治理方面起到重要的作用, 最终有利于防范一国整体的外部失衡问题。为此, 本文提出第一个理论假设:

假设1: “一带一路”倡议可能通过贸易畅通渠道显著改善相关国家的外部失衡状况, 从而促进全球经济治理。

其次, “一带一路”倡议可能通过资金融通渠道显著影响相关国家的外部失衡。资金融通是“一带一路”倡议的重要支撑。多元化的金融支持推动了区域内部金融机构和金融服务的发展, 有利于改善世界范围内金融市场发展的非均衡性。资金融通过程中, 区域内部债券市场的开放以及投融资体系的建设为本国外部资产和负债进行调整与优化提供了更大的空间, 有助于合理引导资产负债头寸规模的协调增长, 缓解国际投资头寸的失衡。同时, “一带一路”沿线货币互换安排以及人民币国际化有助于平滑美元汇率波动对世界贸易、金融与资本市场施加的风险, 为区域内部成员国协调进出口贸易、促进资本平稳流动提供契机, 继而改善本国国际收支失衡和国际投资头寸失衡。进一步地, 资金融通对金融监管合作提出更高的要求, 区域内监管协调机制与金融风险预警系统的构建能够减少汇率或资产价格剧烈波动、资本异常流动或中段事件发生, 避免了极端事件对国际收支和国际投资头寸形成冲击, 有效预防贸易和金融失衡问题, 最终有利于改善本国综合性的外部失衡。为此, 本文提出第二个理论假设:

假设 2：“一带一路”倡议可能通过资金融通渠道显著改善相关国家的外部失衡状况，从而促进全球经济治理。

最后，“一带一路”倡议可能通过权益资产规模提升与结构优化渠道显著影响相关国家的外部失衡。一般而言，以直接投资(FDI)、股权投资以及金融衍生品为代表的权益性资产在一国外部头寸中占比愈高，其基于汇率和资产价格波动引致的对外净资产变动部分越大。从“一带一路”区域一体化的层面来看，经济要素有序自由流动、资源高效配置和市场深度融合的协作机制为资本寻求高额报酬提供了流动窗口，资本跨境自由流动的规模迅速提升，成员国相互持有的资产和负债规模不断扩大，导致外部资产与负债整体呈现递增趋势。同时，区域内部吸收外资流入，资本实现更为高效配置的同时，区域内部企业走出去的能力和动力得到进一步加强，受资本逐利的驱使，权益资产类的对外投资日益增加，外部资产结构的潜在优化趋势显著上升。鉴于“一带一路”国家多为欠发达国家且权益性负债比重较高的特征事实，权益性资产的“走出去”有利于平衡其外部资产负债结构、提高外部净资产收益率并改善其金融失衡，最终有利于改善本国综合性的外部失衡。为此，本文提出第三个理论假设：

假设 3：“一带一路”倡议可能通过权益资产规模提升与结构优化渠道显著改善相关国家的外部失衡状况，从而促进全球经济治理。具体的作用机制图如图 2 所示。

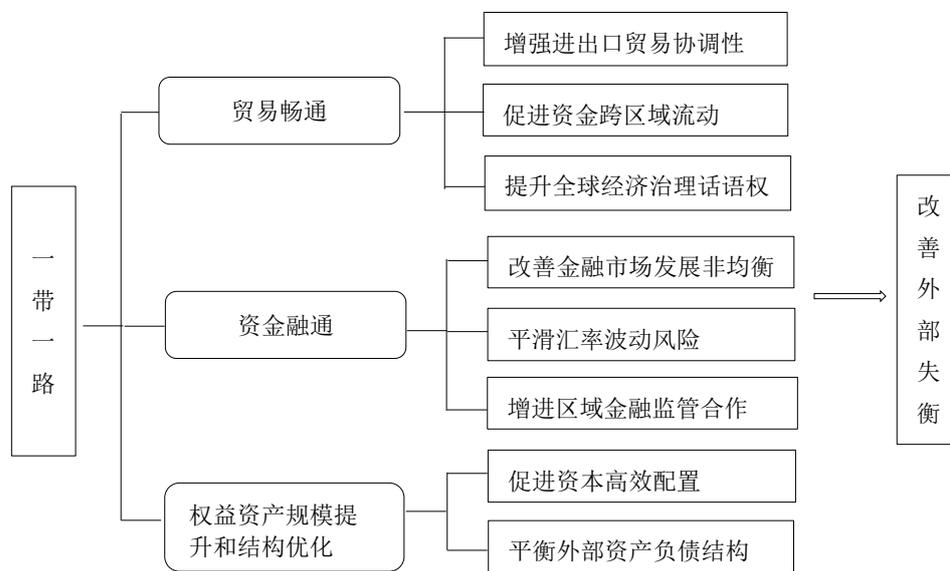


图 2 “一带一路”倡议影响参与国外部失衡的作用机制图

三、研究设计

(一) 模型设定

利用双重差分法 (Difference in Difference, DID) 评估“一带一路”倡议对参与国家外部失衡的影响效应，模型构建如下：

$$nxa_{it} = \beta_0 + \beta_1 OBOR_{it} + \gamma CV_{it} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标*i*和*t*分别代表国家和年份。*nxa_{it}*为综合性外部失衡。*OBOR_{it}*为重点关注的核心解释变量，且*OBOR_{it}*=*Treatment_i* × *Post_{it}*。当样本国家与中国签订“一带一路”协议或谅解备忘录时*Treatment_i*取值为 1，否则取值为 0；样本国家签订文件的当年及其之后*Post_{it}*取值为 1，否则取值为 0； β_1 即为本文所关心的“一带一路”倡议实施带来的外部失衡影响。*CV_{it}*表示一系列的控制变量，主要包括一国经济增长、贸易开放度、金融一体化水平，通货膨胀率、政治稳定性、汇率变动和政府债务等， α_i 为国家固定效应， δ_t 为年份固定效应， ε_{it} 为误差项。

(二) 变量选取与数据说明

1. 被解释变量：一国外部失衡

借鉴 Gourinchas & Rey(2007)的分析框架, 从一国对外净资产满足的跨期预算约束条件出发, 在分别构建贸易失衡和金融失衡指标的基础上, 构建综合性外部失衡指标 $nxat_t$:

$$nxat_t = |\mu^a|\varepsilon_t^a - |\mu^l|\varepsilon_t^l + |\mu^x|\varepsilon_t^x - |\mu^m|\varepsilon_t^m \quad (2)$$

其中, $|\mu^a|\varepsilon_t^a - |\mu^l|\varepsilon_t^l$ 体现金融失衡, $|\mu^x|\varepsilon_t^x - |\mu^m|\varepsilon_t^m$ 反映贸易失衡。 $\varepsilon_t^a = \ln \frac{\hat{A}_t}{\bar{A}_t}$, $\varepsilon_t^l = \ln \frac{\hat{L}_t}{\bar{L}_t}$, $\varepsilon_t^x = \ln \frac{\hat{X}_t}{\bar{X}_t}$, $\varepsilon_t^m = \ln \frac{\hat{M}_t}{\bar{M}_t}$, \hat{A}_t 、 \hat{L}_t 、 \hat{X}_t 和 \hat{M}_t 分别为被国内财富标准化后的一国总资产、负债、出口与进口, 对应的稳态值分别为 \bar{A}_t 、 \bar{L}_t 、 \bar{X}_t 和 \bar{M}_t ; $\mu_t^a = \frac{\bar{A}_t}{\bar{A}_t - \bar{L}_t}$, 表示资产在稳态净外部资产中所占的份额, $\mu_t^l = \mu_t^a - 1$, 为负债在稳态净外部资产中所占的份额; $\mu_t^x = \frac{\bar{X}_t}{\bar{X}_t - \bar{M}_t}$, 表示出口在稳态净出口中所占的份额, $\mu_t^m = \mu_t^x - 1$, 为进口在稳态净出口中所占的份额。经济体到达稳态时权重变量 $\mu_t^z (z = a, l, x, m)$ 为常数, 可以得到 $\mu_t^a = \mu^a$, $\mu_t^l = \mu^l$, $\mu_t^x = \mu^x$, $\mu_t^m = \mu^m$ 。在具体测算过程中, 首先利用 Hodrick-Prescott 滤波法, 估算被财富标准化后的总资产 (\hat{A}_t)、负债 (\hat{L}_t)、出口 (\hat{X}_t) 与进口 (\hat{M}_t) 的趋势性部分作为各变量的稳态值 \bar{A}_t 、 \bar{L}_t 、 \bar{X}_t 和 \bar{M}_t ; 其次计算出各变量的稳态偏离变量 ε_t^z 和稳态权重变量 $\mu_t^z (z = a, l, x, m)$, 进一步的, 平均权重 μ^z 取稳态权重变量 μ_t^z 的各期简单算术平均值, 代入式 (2) 得到总体外部失衡值。不同国家的外部失衡类型可区分为正向外部失衡和负向外部失衡, 为此本文对外部失衡变量进行取绝对值的处理, 数值越大, 代表外部失衡越严重。

2. 控制变量

对于控制变量, 一国经济增长 ($gdpgrowth$) 用各国实际 GDP 的增长率来表示; 贸易开放度 ($tradeopen$) 以货物和服务的进出口总额占 GDP 比重来衡量; 金融一体化水平 ($finintegra$) 以一国外部总资产和总负债之和占 GDP 比重来表示; 通货膨胀率 ($inflation$) 用 CPI 的同比增长率表示; 政治稳定性 ($politicstability$) 用一国政治稳定程度来表征; 汇率变动 ($exchangerate$) 采用直接标价法下美元对每个国家的双边名义汇率的波动率表示, 按照连续复利公式 $\Delta p_{it} = \ln p_t - \ln p_{t-1}$ 计算; 政府债务 ($goverdebt$) 用一般政府债务总额占 GDP 比重来衡量。

3. 数据来源与说明

本文收集了发展中国家和发达经济体在内的共 130 个经济体 2000—2020 年的面板数据。其中, 各经济体的资产、负债数据来源于来自 Lane & Milesi-Ferretti 创建的外部财富数据库 (The External Wealth of Nations, EWN) 以及各国的国际投资头寸表 (International Investment Position, IIP), GDP、货物和服务总出口与总进口、CPI 指数、汇率、政治稳定性等数据来自世界银行 WDI 数据库与联合国贸易和发展会议数据库 (UNCTAD), 政府债务数据来自 IMF 数据库。主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 主变量的描述性统计结果

名称	含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$nxat_t$	综合性外部失衡	2698	0.9952	2.3656	0.0054	18.3194
$gdpgrowth$	经济增长	2730	0.0712	0.1196	-0.2516	0.4420
$tradeopen$	贸易开放度	2723	0.8640	0.5599	0.2373	3.5819
$finintegra$	金融一体化水平	2698	4.0619	9.4125	0.4136	71.5419
$inflation$	通货膨胀率	2727	0.0533	0.0603	-0.0156	0.3544
$politicstability$	政治稳定性	2730	-0.0925	0.9261	-2.4186	1.5339
$exchangerate$	名义汇率波动率	2727	0.0310	0.1045	-0.1792	0.5129
$goverdebt$	政府债务	2730	0.5417	0.3969	0.0119	2.3607

四、实证分析

(一) 基准回归

1. DID 估计结果

DID 模型估计的回归结果见表 2。其中，列（1）是未加入控制变量的情形，列（2）是加入控制变量的情形，*OBOR* 的系数均显著为负，表明“一带一路”倡议显著减轻了参与国的外部失衡程度，使得其外部失衡平均减少了约 0.45 个单位，意味着“一带一路”倡议的实施能够有效缓解外部失衡，对全球经济治理具有积极作用，前文的假说得到验证。从控制变量来看，经济增长和金融一体化水平提升有利于降低一国外部失衡程度，通货膨胀的上升则加剧了一国外部失衡，表明通胀对经济体的扭曲效应容易诱发其外部失衡。此外，一国贸易开放度、政治稳定性、汇率波动、政府债务水平对外部失衡的影响并不显著。

表 2 “一带一路”倡议对参与国外部失衡的影响

	DID		PSM-DID	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>OBOR</i>	-0.4584** (-1.9754)	-0.4983** (-2.2089)	-0.4653** (-2.0319)	-0.4679** (-2.1326)
<i>gdpgrowth</i>		-1.3480** (-2.1134)		-1.0051* (-1.8064)
<i>tradeopen</i>		-0.0384 (-0.1063)		-0.0101 (-0.0329)
<i>finintegra</i>		-0.0310*** (-2.6094)		-0.0278** (-2.0716)
<i>inflation</i>		2.9123* (1.6425)		3.1609 (1.6036)
<i>politicstability</i>		0.1354 (1.0218)		0.0904 (0.7529)
<i>exchangerate</i>		-0.9620 (-0.9094)		-0.1042 (-0.1098)
<i>goverdebt</i>		-0.0919 (-0.3484)		-0.2100 (-1.0207)
常数项	1.0439*** (42.2940)	1.2403*** (4.3729)	0.9255*** (49.6388)	1.0764*** (4.4987)
国家固定效应	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	2698	2698	3525	3525

注：括号内报告的为 t 值，*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

2. DID 估计的有效性分析

(1) 平行趋势检验

借鉴 Li et al.(2016)、吕越等(2019)的研究，引入事件分析法(event study)对处理组和对照组的变化趋势进行考察，具体模型设定如下：

$$nxa_{it} = \beta_k \sum_{k \geq -9}^4 D_{i,t}^k + \gamma CV_{it} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $D_{i,t}^k$ 为与中国签订“一带一路”相关文件的前 k 年 ($k < 0$) 或后 k 年 ($k > 0$) 的虚拟变量与处理变量 *Treatment* 的交互项。由于等式 (3) 中 $k < -9$ 的情况未加入讨论，因此事后的处理效应是相对于 $k < -9$

对应期数的平均处理效应而言的。图 3 汇报了平行趋势的检验结果, 呈现的是回归参数 β_k 的估计值及其 90% 的置信区间。可以发现, 相关国家在与中国签订“一带一路”合作文件前, $D_{i,t}^k$ 的估计系数均不显著, 即处理组和对照组国家在外部失衡趋势方面具有一致性, 而在政策实施的当期和第 2 期, 处理组经济体外部失衡显著减弱, 样本通过了 DID 估计所需的平行趋势检验。

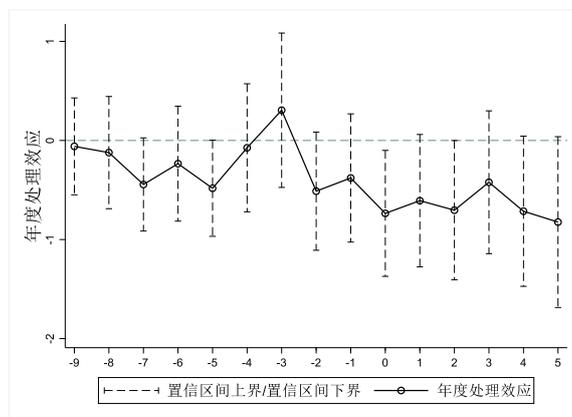


图 3 平行趋势检验结果

(2) 安慰剂检验

考虑随机性的虚拟政策时点和虚拟处理组的安慰剂检验, 对样本进行不放回的随机抽样。由于虚拟的政策时点和处理组是随机生成的, 因此理论上核心解释变量 $OBOR$ 不会对被解释变量产生显著影响, 即不存在显著的遗漏变量偏差的情况下, $OBOR$ 的回归系数不会显著偏离零点。图 4 为 200 次的随机试验下核心解释变量的估计系数核密度以及对应 p 值的分布图。可以发现, 回归系数的均值接近零值 (系数均值为 0.01), 绝大部分的 p 值大于 0.1, 且前文基准回归中的实际估计系数在 200 次的反事实检验的估计系数中属极少见值。整体来看, 估计结果并没有因为不可观测因素导致严重偏误。

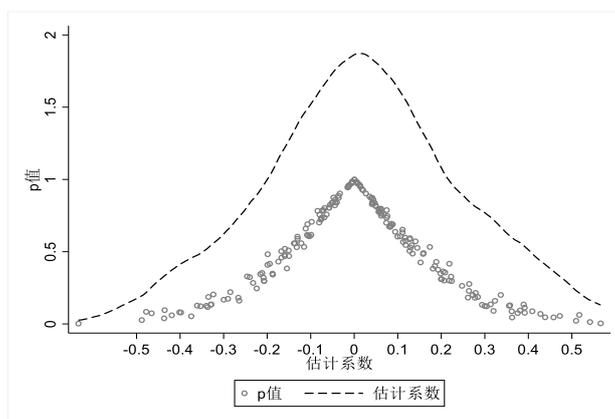


图 4 安慰剂检验

(二) PSM-DID 检验

考虑到由于政策实施对象及实施时点的非随机性所引起的选择性偏差, 进一步利用多时点 PSM-DID 方法进行稳健性检验。参照 Böckerman & Ilmakunnas(2009)的研究进行逐期匹配, 为了验证匹配结果的可靠性, 本文对各年得分匹配的平衡性假设和共同支撑假设进行了检验, 表明满足这两个识别条件。进一步地, 表 2 中的列 (3) 和列 (4) 汇报了多时点 PSM-DID 的回归结果。结果显示, $OBOR$ 的系数仍显著为负, 与基准回归结果无实质性差异, 在一定程度上表明“一带一路”倡议对参与国外部失衡的缓解效果是稳健的。

（三）其他稳健性检验⁷

1. 考虑其他干扰政策

“中国—中东欧合作”与“一带一路”倡议在合作领域上具有一定的交叉性，为了减少这一政策可能带来的干扰，将属于“中国—中东欧合作”体系中的中东欧国家样本予以剔除，继续引入多时点的 DID 进行估计。结果表明“一带一路”倡议仍显著降低了参与国的外部失衡，前文结果依旧稳健。

2. 加入控制变量非线性趋势

考虑到控制变量的非线性趋势可能影响“一带一路”倡议对参与国外部失衡的估计结果。为此，本文将控制变量的一次、二次和三次项的时间趋势效应加以控制，结果同样证实了“一带一路”倡议显著减轻了参与国的外部失衡程度。

3. 广义合成控制法（Generalized Synthetic Control, GSC）检验

广义合成控制法则是将合成控制法推广到多个实验单元和多期政策的情况（Xu, 2017）。其结果表明，深度融入“一带一路”倡议对相关国家外部失衡的平均处理效应为-0.6912，意味着深度参与“一带一路”倡议能够显著缓解外部失衡状况，前文估计结果具有稳健性。

4. 采用工具变量法（Instrumental Variable, IV）检验

为了缓解核心解释变量可能存在的内生性问题，本文进一步引入工具变量法进行分析。在满足工具变量相关性和排他性条件下，选取各国首都与中国北京的地理距离作为该国是否与中国签订“一带一路”相关合作文件的工具变量，将其乘以时间趋势项构建交互项进行内生性检验。结果表明在考虑内生性问题之后，“一带一路”倡议仍然对参与国外部失衡起到了显著的减轻作用，证实了前文结论的稳健性。

（四）拓展性分析

1. 划分不同收入群体

参照世界银行的划分标准，将样本按照收入水平划分为高收入、中高等收入、中低等收入和低收入经济体，考察“一带一路”倡议对不同组别国家的外部失衡的影响。表 3 报告了相应的结果，可以发现，“一带一路”倡议对参与国外部失衡的影响主要体现在中高等收入经济体中。可能的解释在于，对于中高收入经济体而言，其贸易层面的收益往往相对稳定，但相较于高收入经济体，其欠发达的金融市场与外部资产负债结构错配的影响导致负向的金融收益较为严重，而“一带一路”资金融通较好地促进了区域金融发展并深化了金融合作，有利于缓解金融失衡，在此基础上有助于减轻整体的外部失衡。

表 3 对不同收入经济体的区分考察

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	高收入		中高等收入		中低等收入		低收入	
<i>OBOR</i>	-0.4228 (-1.3028)	0.1695 (0.5564)	-0.7122** (-2.0277)	-1.4245** (-2.2963)	-0.5219 (-1.5630)	-0.2154 (-1.1776)	-0.5565 (-1.0398)	-0.4534 (-0.8370)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1337	923	1312	704	1431	723	1057	348

注：括号内报告的为 t 值，*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。每一列中对对照组的选取考虑了两种情况，包括处理组之外的所有对照组与相对应的特定收入组别的对照组。以列（1）处理组为高收入国家为例，对照组的选取同时考虑了所有对照组与仅包括高收入国家的对照组两种情况，下同。

2. 对不同金融发展程度经济体的区分

考察“一带一路”倡议减轻外部失衡的效应是否在不同金融发展程度的经济体间存在差异，将个体样本按照金融发展指标进行分类设置。其中，各国金融发展用私营部门信贷总额占 GDP 比重来表示，样本

⁷ 篇幅所限，其他稳健性检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

期间内指标均值位于总体样本金融发展指标中位数以上即为高金融发展程度的经济体, 反之为低金融发展程度经济体。表 4 列 (1) 和列 (2) 报告了相应的回归结果, “一带一路” 倡议对金融发展程度低的经济体的外部失衡减轻作用更为显著和稳健, 这一背后的原因可能在于 “一带一路” 倡议对区域金融环境改善所发挥的作用。

表 4 对不同金融发展程度、经常账户的区分考察

	按金融发展程度划分				按经常账户划分			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	金融发展程度高	金融发展程度高	金融发展程度低	金融发展程度低	经常账户顺差	经常账户顺差	经常账户逆差	经常账户逆差
<i>OBOR</i>	-0.4353 (-1.5032)	-0.1530 (-0.5848)	-0.6165** (-2.1007)	0.7579* (-1.8875)	-0.6234 (-1.6642)	-0.9347 (-1.6480)	-0.4419* (-1.8066)	-0.2493 (-1.2096)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1668	1359	1843	1339	1332	813	2179	1885

注: 括号内报告的为 t 值, *, **, *** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

3. 对经常账户顺差与逆差经济体的区分

为考察 “一带一路” 倡议对参与国外部失衡的影响是否在经常账户顺差经济体与逆差经济体之间存在差异, 本文利用经常账户余额指标对个体进行划分, 将样本期间内经常账户余额持续大于零且整个样本期间内经常账户余额均值大于零的个体视为经常账户顺差经济体, 反之为经常账户逆经济体。表 4 列 (3) 和列 (4) 报告了相应的回归结果, 结果表明, “一带一路” 倡议对经常账户逆差国外部失衡的减轻作用更为显著。这可能是源于 “一带一路” 倡议贸易畅通促进了贸易自由化和便利化, 改善了其贸易收益并缓解了整体的外部失衡。

4. 对沿海与内陆经济体的划分

进一步探究 “一带一路” 倡议对参与国外部失衡的影响是否因海陆位置产生差异。为此, 将各国按地理位置划分, 区分为沿海国家和内陆国家。考虑到内陆经济体的对照组仅有少数几个国家, 可能会影响回归结果, 为此, 我们更关注所有对照组的情况。表 5 结果显示 “一带一路” 倡议对外部失衡的减轻作用在海陆经济体中并无显著差异。

表 5 对于沿海和内陆经济体的区分考察

	(1)		(2)	
	沿海经济体	沿海经济体	内陆经济体	内陆经济体
<i>OBOR</i>	-0.4766* (-1.7729)	-0.5281* (-1.7920)	-0.5876* (-1.8892)	-0.2828 (-0.9901)
控制变量	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	2261	2119	1250	579

注: 括号内报告的为 t 值, *, **, *** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

（五）机制分析

前文结果已证实“一带一路”倡议有助于减轻参与国的外部失衡，本文进一步从贸易畅通、资金融通和权益资产规模提升与结构优化渠道对其机制进行探索。借鉴马述忠和张洪胜（2017）、孙浦阳等（2020）、罗长远和曾帅（2022）的研究，第一步检验核心解释变量是否作用于机制变量，第二步考察机制变量与核心解释变量的交互作用，具体模型设定如下：

$$M_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 OBOR_{it} + \gamma CV_{it} + \alpha_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$nxa_{it} = \beta_0 + \beta_1 OBOR_{it} + \beta_2 M_{it} + \beta_3 OBOR_{it} \times M_{it} + \gamma CV_{it} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， M 分别表示贸易畅通（*trade*）、资金融通（*finance*）和权益资产（*equity*）变量。权益资产包括了权益资产规模和结构两个维度，权益资产规模（*equityscale*）采用各国权益资产总额来衡量，并进行了对数处理；权益资产结构（*equitystru*）则用权益资产总额占对外总资产比重来表示。针对贸易畅通和资金融通的测度，参照戴翔和宋婕（2021）的研究，结合北京大学发布的《“一带一路”沿线国家五通指数报告》构建指标，利用熵值法和 TPOIS 修正方法测算得到贸易畅通指数（*trade*）和资金融通指数（*finance*）。

首先，依照模型（4）考察“一带一路”倡议对贸易畅通指数、资金融通指数和权益资产规模变量的影响，表 6 汇报了相应的回归结果，可以发现，“一带一路”倡议能够显著促进贸易畅通、资金融通，提升权益资产规模并优化权益资产结构。其次，依照模型（5）进一步引入交乘项来验证机制是否成立。回归结果见表 7，列（1）显示 $OBOR \times trade$ 的估计系数显著为负，表明贸易畅通指数的上升强化了“一带一路”倡议对参与国外部失衡的改善作用；列（2）显示 $OBOR \times finance$ 的估计系数显著为负，表明资金融通指数的上升强化了“一带一路”倡议对参与国外部失衡的减轻作用；列（3） $OBOR \times equityscale$ 、列（4） $OBOR \times equitystru$ 的估计系数同样显著为负，意味着权益资产规模提升与结构优化正向促进了“一带一路”倡议对参与国外部失衡的改善作用。前文理论机制与假说得到验证。

表 6 “一带一路”倡议影响外部失衡的机制检验（1）

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>trade</i>	<i>finance</i>	<i>equityscale</i>	<i>equitystru</i>
<i>OBOR</i>	0.0023* (1.7911)	0.0045*** (2.7483)	0.2830** (2.2015)	0.0205** (2.0080)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	2177	2227	2287	2426

注：括号内报告的为 t 值，*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

表 7 “一带一路”倡议影响外部失衡的机制检验 (2)

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>OBOR</i>	-0.2802 (-1.0229)	0.0939 (0.3818)	0.3149 (0.7696)	-0.1701 (-0.6130)
<i>trade</i>	0.0961 (0.1020)			
<i>OBOR × trade</i>	-2.7506* (-1.7834)			
<i>finance</i>		11.7577*** (2.5847)		
<i>OBOR × finance</i>		-0.9165* (-1.7719)		
<i>equityscale</i>			-0.0090 (-0.0900)	
<i>OBOR × equityscale</i>			-0.0810** (-2.1183)	
<i>equitystru</i>				0.0958 (0.0921)
<i>OBOR × equitystru</i>				-1.2159** (-2.1825)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	2177	2227	2287	2426

注：括号内报告的为 *t* 值，*、**、***分别代表 10%、5%、1%的显著性水平。

五、结论与启示

本文利用主要经济体的面板数据，借助事件评估的有效识别方法对“一带一路”倡议对参与国外部失衡的影响进行全方位的评估，研究发现：（1）整体而言，“一带一路”倡议的实施显著减轻了参与国的外部失衡程度，对全球经济治理呈现出积极的作用。这一结论的有效性在一系列稳健性检验中得到验证。（2）异质性分析揭示，“一带一路”倡议对收入处于中高等、金融发展程度较低、经常账户处于持续性逆差的经济体的外部失衡减轻作用更为显著，该效应在沿海与内陆经济体中并无显著差异。（3）机制研究表明，“一带一路”倡议通过贸易畅通、资金融通、权益资产规模提升与结构优化渠道有效改善了参与国的外部失衡状况，继而积极推动了全球经济治理。

基于以上结论本文得到如下政策启示：首先，应继续积极务实推进“一带一路”倡议，推动其向高质量发展路径的转变，并注重从外部失衡视角挖掘“一带一路”倡议全球经济治理的功能发挥效应，加深对“一带一路”理念的宣传和推广，进一步为缓解全球经济失衡、推动全球经济治理与构建开放型世界经济做出贡献。与此同时，在对一国经济失衡的理解过程中，应注重同时纳入贸易和金融失衡，单纯着墨于传统的贸易层面，可能不利于在全面把握一国真实失衡状况的基础上审视“一带一路”倡议推进全球治理的效用发挥。

其次，中国在深入推进“一带一路”倡议与全球经济治理的实践中，需更加着力推动贸易畅通、资金融通在内的建设，推动区域内部相关规制、法制、税制等改革和优化以打造更为自由化与便利化的贸易和投资环境；加强与多边金融机构的合作，积极探索开展第三方市场，推进区域货币金融合作，为“一带一

路”倡议提供全方位和多层次的金融支持。同时，在必要的资本管制前提下，通过政策引导权益类资产的投资，充分发挥金融领域的收益提升效应，为缓解各国外部失衡，积极推进全球经济治理提供动力。

最后，仍需注意到“一带一路”改善相关国家外部失衡存在异质性，这意味着中国在承担推进“一带一路”倡议的大国义务时，需要加快实施差别化的政策措施。寻求有利于沿线各国发挥自身比较优势、实现互利共赢的新发展模式，以应对多元发展的国际关系新格局。同时，在未来，中国可进一步扩大和巩固“一带一路”朋友圈，继续遵循以平等为基础、以合作为实现途径、以责任为核心内容，谋求合作共赢的全球经济治理新理念，在加强国际沟通协作的基础上创新全球经济治理。

【参考文献】

- [1] 陈建奇. 全球经济治理的核心挑战与“中国方案”[J]. 国际贸易, 2016(11):20-24
- [2] 戴翔, 宋婕. “一带一路”倡议的全球价值链优化效应——基于沿线参与国全球价值链分工地位提升的视角[J]. 中国工业经济, 2021(06):99-117
- [3] 董志勇, 李成明. 全球失衡与再平衡: 特征、动因与应对[J]. 国外社会科学, 2020(6):105-116
- [4] 杜焕芳, 郭诗雅. 全球化困境的跨越与中国“一带一路”倡议[J]. 四川大学学报(哲学社会科学版), 2022(5):5-16
- [5] 郭周明, 田云华, 王凌峰. “逆全球化”下建设国际金融新体制的中国方案——基于“一带一路”研究视角[J]. 国际金融研究, 2020(1):44-53
- [6] 华民. 世界经济的演化机制: 失衡、调整与博弈 [J]. 探索与争鸣, 2020(8):12-16.
- [7] 李远本, 陈思萌. 全球经贸治理困境下中国的机遇、挑战与策略[J]. 世界经济与政治论坛, 2022(4):112-129
- [8] 刘威, 黄晓琪, 陈继勇. 金融发展、估值效应与外部失衡调节——基于两类金融渠道的比较研究[J]. 国际贸易问题, 2018(1):164-174
- [9] 卢盛峰, 董如玉, 叶初升. “一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗? ——来自微观企业的证据 [J]. 中国工业经济, 2021(3):80-98
- [10] 罗长远, 曾帅. “一带一路”建设对要素配置效率的影响——基于中国上市工业企业的研究[J]. 金融研究, 2022(7):154-170
- [11] 吕越, 陆毅, 吴嵩博, 王勇. “一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于 2005-2016 年中国企业绿地投资的双差分检验[J]. 经济研究, 2019(9):187-202
- [12] 吕越, 王梦圆. “一带一路”倡议与中国出口国内附加值跃升[J]. 国际金融研究, 2023(1):16-27
- [13] 马述忠, 张洪胜. 集群商业信用与企业出口——对中国出口扩张奇迹的一种解释[J]. 经济研究, 2017(1):13-27
- [14] 裴长洪, 彭磊. 中国开放型经济治理体系的建立与完善[J]. 改革, 2021(4):1-14.
- [15] 秦亚青, 魏玲. 新型全球治理观与“一带一路”合作实践[J]. 外交评论(外交学院学报), 2018(2):1-14
- [16] 任琳, 孙振民. “一带一路”倡议与全球经济治理 [J]. 党政研究, 2019(3):74-80
- [17] 孙浦阳, 陈璐瑶, 刘伊黎. 服务技术前沿化与对外直接投资: 基于服务企业的研究[J]. 世界经济, 2020(8):148-169
- [18] 王灵桂. 携手在新起点上高质量共建“一带一路”[J]. 中国工业经济, 2021(12): 1-10
- [19] 肖立晟, 陈思翀. 中国国际投资头寸表失衡与金融调整渠道[J]. 经济研究, 2013(7): 20-34
- [20] 张宇燕. 全球经济治理: 结构变化与我国应对战略研究[M]. 北京: 中国社会科学出版社
- [21] ALBEROLA E, ESTRADA A, VIANI F. Global Imbalances from a Stock Perspective: The Asymmetry between Creditors and Debtors [J]. Journal of International Money and Finance, 2020, 107:102206
- [22] BÖCKERMAN and ILMAKUNNAS P. Unemployment and Self-assessed Health: Evidence from Panel Data[J]. Health Economics, 2009, 18(2):161-179
- [23] BOGDANOV B, FILIPPESCHI G. Financial Integration and Valuation Effects: Globalization or Americanization? [J]. European Economy - Discussion Paper 045, 2017
- [24] GOURINCHAS P O, REY H. International Financial Adjustment [J]. Journal of Political Economy, 2007, 115(4): 665-703
- [25] LI P, LU Y, WANG J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China [J]. Journal of Development Economics, 2016, 123(2):18-37
- [26] TILLE C. Financial Integration and the Wealth Effect of Exchange Rate Fluctuations [J]. Journal of International Economics, 2008, 75(2):41-55
- [27] TRICHET J C. Global Governance Today, Keynote Address at the Council on Foreign Relations[R]. New York, 2010
- [28] XU Y. Generalized Synthetic Control Method: Causal Inference with Interactive Fixed Effects Models [J]. Political Analysis, 2017, 25(1):57-76

“The Belt and Road” Initiative and Global Economic Governance

—Based on the Perspective of External Imbalance

Wang Qing Yang Quan Liu Wenhua Lu Rong

Summary: Tackling the imbalance of the world economy has become one of the critical issues of global economic governance. In this context, China's Belt and Road Initiative provides a new path for global economic governance.

This paper first theoretically shows the mechanism of “the Belt and Road” Initiative on the external imbalance in participating countries, then empirically tests the impact of “the Belt and Road” Initiative by constructing difference-in-difference framework based on the sample data of 130 economies in 2000—2020. The results show that “the Belt and Road” Initiative has significantly alleviated external imbalance for participation entities and played a positive role in global economic governance. The validity of this conclusion is verified by a series of robustness tests. Heterogeneity analysis shows that the reduction effect is more significant in economies with middle-high income, low level of financial development, and persistent current account deficit. Mechanism analysis reveals that “the Belt and Road” Initiative alleviates the external imbalance through channels of trade, finance, optimization of the scale and structure of equity assets.

This study highlights the function of “the Belt and Road” Initiative from the perspective of global economic governance. It provides important policy implications for promoting the adjustment of external imbalance and improving the global economic governance system in practice while effectively contributing to the high-quality development of “the Belt and Road” Initiative.

Keywords: “the Belt and Road” Initiative; Global Economic Governance; External Imbalance

金融服务新质生产力发展：历史经验与中国启示¹

何 青² 胡 通³ 梁柏林⁴

【摘要】新质生产力是符合高质量发展要求的先进生产力质态，充分发挥金融的功能是新质生产力发展的一大要求。三次工业革命的历史经验表明，金融、经济增长和生产力进步三者之间存在相互促进的关系。一方面，金融可以提供优质的服务促进经济增长，经济增长在需求端形成生产力进步的动力，生产力进步又可以在供给端带来经济质和量的提升；另一方面，金融可以通过银行和资本市场为生产力进步提供资金支持，生产力进步又能够为金融提供良好的回报。同时，金融是把“双刃剑”，历史上多次金融危机对生产力造成了破坏，加强金融监管是促进金融、经济增长和生产力进步三者良性循环的保障。因此，金融服务新质生产力发展既要提升金融服务实体经济的质效，又要完善金融监管，守住不发生系统性金融风险的底线。具体地，一是构建资本市场与银行并重的金融体系，为传统产业的转型升级和高科技产业的发展提供优质的金融服务；二是健全资本进入和退出机制，形成金融投资和高科技企业发展的良性循环；三是要做好金融“五篇大文章”，在推动新质生产力发展的同时贯彻好新发展理念。

【关键词】新质生产力；金融发展；工业革命

一、新质生产力的内涵、外延及发展要求

（一）新质生产力的内涵和外延

“新质生产力”是因生产力发展和进步而产生的新概念。马克思和恩格斯（2009年版）指出，劳动生产力是随着科学和技术的不断进步而不断发展的。随着生产力的发展，劳动的对象也在不断改变（马克思和恩格斯，2009年版）。劳动者的熟练程度、科技的发展和应用水平以及生产的规模和效率等因素，都会影响生产力的水平（马克思，2017年版）。当今世界日新月异，技术的革命性突破和生产要素的创新配置不断催生出新产业、新模式、新业态和新动能，“新质生产力”的概念正是在这种背景下产生的。

关于新质生产力的内涵，2024年1月31日，习近平总书记在中共中央政治局第十一次集体学习时明确指出，新质生产力是创新起主导作用，摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径，具有高科技、高效能、高质量特征，符合新发展理念的先进生产力质态。新质生产力以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵，其核心标志是全要素生产率的大幅提升。新质生产力的外延包括了一系列的新技术和新产业，尤其是新兴产业和未来产业。

（二）发展新质生产力的要求

1. 发展新兴产业和未来产业，推动传统产业转型升级

2023年12月召开的中央经济工作会议不仅强调了发展新兴产业和未来产业，还指出了要广泛应用数智技术、绿色技术，加快传统产业转型升级。发展高科技、高效能、高质量的新兴产业和未来产业是从提供“增量”的角度发展新质生产力，有利于直接提升生产力的水平。然而，从目前中国的产业结

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所（IMI）的工作论文，编号 IMI Working Paper No.2408

² 何青，经济学博士，中国人民大学国际货币研究所（IMI）特约研究员，中国人民大学财政金融学院教授

³ 胡通，中国人民大学博士研究生

⁴ 梁柏林，中国人民大学博士研究生

构来看，新兴产业和未来产业的比重仍然较低。在这种情况下，从“存量”的角度出发，推动传统产业的转型升级同样重要。“增量”和“存量”之间也可以相互促进、协同发展。一方面，新兴产业和未来产业的发展可以为传统产业的转型升级提供新技术和新渠道，从而促进传统产业的数字化、智能化和绿色化发展；另一方面，传统产业的转型也会形成对新技术的需求，促进新兴产业和未来产业的发展。二者协同发展，有利于提高产业链和供应链的整体竞争力和安全水平。

2. 摆脱传统经济增长方式和生产力发展路径，贯彻新发展理念

作为先进的生产力质态，新质生产力的“新”体现在摆脱传统的生产力发展路径，符合新发展理念。第一，新质生产力呈现出“高科技、高效能、高质量”的特征，这对科技的研究、应用和产出提出了更高的要求。新质生产力不仅要求加强对前沿科技的研究，还强调有效推动科技的应用和转化。当前，中国面临劳动力和原材料成本上涨的双重压力，以及低质量供给过剩和高水平供给不足的矛盾。在这种时代背景下，发展新质生产力有利于提高供给的质量和效率，从而改变当前边际产出降低、有效需求乏力的现状。第二，新质生产力符合“创新、协调、绿色、开放、共享”的新发展理念。这意味着，发展新质生产力不仅是简单地通过科技创新来提升生产力，而是还要兼顾地区间发展的平衡、人与自然的和谐以及社会的公平等问题。从“经济新常态”“供给侧结构性改革”到“推动高质量发展”“构建新发展格局”，再到“建立现代化经济体系”“建设社会主义现代化国家”，这些新理念、新思想、新战略的提出归根到底都是要解决新时代的社会主要矛盾。发展新质生产力要求贯彻新发展理念，从而推动我国经济的高质量发展。

3. 充分发挥金融的作用与功能，助力三大要素的跃升

新质生产力的本质是先进生产力，和一般生产力一样，新质生产力具备“劳动者、劳动资料和劳动对象”三大要素。发展新质生产力，要充分发挥金融的作用与功能，以实现上述三大要素及其优化组合的跃升。首先要培养、吸收更多的高素质劳动者，通过调动金融资源，助力科教兴国、人才强国等战略的实施，不断提高各类劳动者素质。其次要全面提升劳动资料生产力水平，发挥金融的投融资功能，加大研发资金投入、完善基础设施建设，从而获取更高技术含量的劳动资料，如先进芯片制造技术、完备的互联网基础设施等。最后要培育更广阔的的劳动对象，制定引导性金融政策支持新兴产业、未来产业的发展 and 推动传统产业的转型，使得相关产业在数字化、智能化、绿色化等领域取得更大的突破，促进劳动者、劳动资料和劳动对象的跃升和融合。

二、三次工业革命的经验与教训：既要发挥金融的作用，也要防范金融风险

从“蒸汽时代”到“电气时代”，再到“信息技术时代”，金融在促进生产力发展方面发挥了重要的作用。金融支持生产力发展的主要方式由最初的银行信贷，逐步扩展到资本市场、创业投资基金等多种方式。虽然在三次工业革命中，生产力发展的阶段和金融支持的方式各有不同，但总体上金融发挥的作用是一致的：一是金融通过促进经济发展，形成了对技术进步的内在需求，从而为三次工业革命的兴起奠定了基础；二是金融通过支持产业发展，以银行贷款、证券发行和创业投资等多种形式，极大地促进了科技成果的转化和生产力的发展。然而，三次工业革命都出现了繁荣和危机交替出现的情况。历史教训表明，金融、经济增长和生产力进步三者形成良性循环的前提是加强金融监管，防范系统性金融风险。

（一）第一次工业革命：银行为英国的国家竞争和产业革命提供了资金支持

第一次工业革命发生在十八世纪后期的英国。蒸汽机、机械纺织、焦炉冶铁等技术的发明和应用，标志着人类进入“蒸汽时代”。

1. 议会权力的加强和英格兰银行的成立，帮助英国取得了国家竞争的胜利

工业革命之前，议会权力的加强和英格兰银行的成立，提升了英国的国家信用水平，降低了战争对经济的破坏程度，为强盛的国力打下了基础。十七世纪下半叶，英国对外战争频繁，军费支出庞大，财政赤字迅速扩大。由于王室信誉不佳，债务筹资受到较大限制。1689年《权利法案》颁布后，英国

的财税大权从国王强制转移到议会, 议会对税收的用途加强了控制, 规定专款专用, 国王不得随意挪用; 同时议会强化了对私人财产的保护, 国王不能随意没收臣民财产也不能利用特权而赖账不还。议会权力的加强, 建立了国家的信用。1694 年 3 月 35 日, 英国议会批准通过了《英格兰银行法案》, 同年英格兰银行成立。英格兰银行成立的一大目的是为英国王室提供贷款, 以支持英军战争军费 (Capie, 2010)。英格兰银行成立后, 随即给王室政府贷款 120 万英镑, 利息率是 8%, 并获得了同等数额的银行券发行权。英格兰银行发行的银行券是以王室政府的吨税和酒税作为担保偿还的, 因而发行不久就广受欢迎, 在民众中具备良好的信用基础。英格兰银行的成立使英国政府以较低的成本从国债市场筹到了大量资金。在英格兰银行的引领下, 有贸易垄断特权的英国大公司, 比如东印度公司和南海公司, 也积极向政府提供长期或永久贷款, 因而英国长期国债的比重持续提高。根据全球金融数据库 (GFD) 的数据, 1696 年, 英国长期国债为 120 万英镑, 占国债总额的 10.3%; 1748 年, 长期国债增至 6870 万英镑, 占总额的 90.2%; 到七年战争结束后的 1764 年, 英国长期国债占总额的比重高达 96.3%。长期国债解决了英国的战争费用问题, 增强了英国的国力, 为英国的经济繁荣打下了良好的基础。

2. 综合国力的提升为工业革命提供了良好的社会经济环境

英国综合国力的提升, 促进了经济的迅速发展, 并产生了对新技术的巨大需求, 为工业革命的出现提供了良好的社会经济环境 (Deane, 1979)。英国庞大的殖民地不仅提供了大量的原材料, 还带来了巨大的国外市场需求, 这使得技术改进变得有利可图, 并推动了技术革新成为必然趋势。在十七世纪建立和发展起来的各种工业部门中, 棉纺织业发展得尤为迅速。1733 年, 机械师约翰·凯伊发明飞梭, 使效率提高了一倍。1764 年, 兰开夏郡内的詹姆士·哈格里夫斯发明了珍妮纺纱机, 使棉纱的产量迅速提高。1769 年, 瓦特改进了蒸汽机。经过不断改进, 1785 年第一个使用瓦特蒸汽机的纺纱厂建成。在良好的社会经济环境下, 蒸汽机的技术迅速在纺织、采矿、冶金等部门得到了广泛的应用。

3. 英国银行体系的发展为技术应用和工业化大生产提供了资金保障

Turton 和 Orbell (2017) 对英国银行业的发展历史进行分析, 发现银行体系的发展增加了信贷供给, 降低了地区间的利率差, 为技术应用和工业化大生产提供了资金保障。在这个过程中, 英国的银行体系和工业化大生产相互促进, 极大提升了英国的金融实力和工业生产能力。

工业革命前夕, 英国的地方私人银行虽然汇集了大量储蓄存款, 但却缺乏良好的投资渠道。工业革命以后, 地方私人银行得到了快速的发展, 利用蒸汽机进行生产的工厂成为了重要的投资对象。银行体系的发展缓和了工业资金短缺问题, 也降低了地区间利率差 (陈雨露, 2021)。随着银行体系的发展, 伦敦成为欧洲的金融业中心, 英国的生产力迅速提升, 1825 年蒸汽机猛增至 15000 台、总功率达到 37.5 万马力, 1844 年英国铁路已经长达 2235 英里; 1846 年英国煤炭年产量成为欧洲乃至全世界第一。

(二) 第二次工业革命: 资本市场助力美国基础设施建设和大规模工业的发展

第二次工业革命发生在十九世纪六七十年代至二十世纪中叶, 涉及美国、德国和日本等国家。其中, 美国的表现最为突出。电力和内燃机得到广泛应用, 汽车、航空、燃料化工等新兴工业蓬勃兴起, 美国进入“电气时代”、“石油时代”和“钢铁时代” (Mokyr 和 Strotz, 1998)。在这个过程中, 金融对美国的生产力发展起到了重要的推动作用。

1. 资本市场满足了基础设施建设和国家债务融资的需求, 促进了经济发展

美国资本市场的发展不仅满足了基础设施建设和国家债务融资的需求, 促进了美国经济的发展, 还为第二次工业革命的兴起奠定了基础。

在基础设施建设方面, 美国资本市场的发展为运河和铁路的建设提供了资金保障, 促进了美国工业的发展。为了完善东西部的水路运输, 美国联邦政府决定开凿伊利运河, 预算总投资约 700 万美元, 其中 25% 的资金由政府承担, 75% 的资金由华尔街发行“伊利运河债券”筹款解决。1817 年, 纽约证券交易委员会成立。纽约证券交易委员会为伊利运河承销债券, 佣金为 1%, 其中一部分债券被推销到荷兰、德国等国家发售。“伊利运河债券”是华尔街的第一个工程债券, 也是美国的第一个市政债券。伊利运河工程于 1817 年启动, 1825 年完工通航。完工当年就有 1.3 万艘船只通行, 仅通行费就带来了

50 万美元的收入，这使得华尔街和债券投资人都获得了预期的回报（Sheriff, 1997）。伊利运河的开通直接造就了当时美国经济的繁荣，也使得纽约成为美国的商贸金融中心。铁路筹资领域，十九世纪上半叶，在市场挂牌交易的铁路证券从 1835 年的 3 只增长到 1850 年的 38 只。Stover (2008) 研究发现，1865 至 1873 年，美国的铁路总长度增长一倍，铁路投资增长了两倍。1880 年铁路股票已经占据美国股市总市值的 60% 以上。

在国家债务融资方面，资本市场也发挥了重要功能（Wickens, 1947）。1861 年 4 月至 1865 年 4 月，美国爆发了南北战争。在南北战争中，美国证券市场迅速发展，银行家杰伊·库克成功在一年以内以 6% 的利息为北方政府筹集了 4 亿美元资金，这成为北方政府取得胜利的一大原因。战争期间，军需品生产的扩大和交通运输的进步促进了北方工业的发展。南北战争废除了奴隶制，解放了约四百万奴隶，也为美国资本主义的加速发展扫清了道路。

2. 资本市场为企业的大规模融资和产业并购重组提供了巨额资金

在第二次工业革命的进程中，美国的资本市场、经济和技术呈现出相互促进的趋势。借助资本市场的力量，美国南北战争取得了胜利，刺激了对工业品的需求，也解放了大批的劳动力；运河和纵横交织的铁路网，将美国连接成一个巨大的市场，实现了规模经济效应。在这些因素下，美国的经济迅速发展，产生了对技术研发和应用的需求。1850 年电报的发明加快了报价信息的传递。十九世纪六十年代中后期，大西洋海底电缆投入使用，股票自动报价器也相继推出。这些新的信息传递技术的出现和应用，又进一步促进了美国资本市场的发展。

美国工业实力的迅速上升和资本市场的发展，共同促进了超大型工业企业的诞生（徐玮，1989）。1887—1904 年，美国掀起了第一次并购浪潮。八年内，美国共发生 2943 起并购交易，3000 多家中小企业被兼并，许多行业的集中度大幅提升，涌现了大批企业巨头，如杜邦公司、通用电气、柯达公司等。这轮并购浪潮使得美国经济结构发生重要变化，同行业内企业的过度竞争得到控制，企业规模经济效应得到提升。在这个阶段，摩根财团组建了通用电气和国际收割机公司等上市公司。1901 年，美国钢铁公司实现了对卡内基钢铁公司的并购，成为美国历史上首例金额超 10 亿美元的并购案。并购后的美国钢铁公司进一步兼并了 700 多家公司，成功控制美国钢铁产量的 65%，一举奠定了美国钢铁产业在全球的垄断地位。借助资本市场的力量，美国各行业迅速发展。1865 年，工业品出口只占美国出口额的 23%，但到 1900 年，这一比重已提高至 32%。1900 年，美国成功取代英国成为第一大经济强国。美国的资本市场为工业企业的大规模融资和产业并购重组提供了巨大的资金支持，使得技术转化得以迅速进行，极大地提升了生产力水平。

（三）第三次工业革命：创业投资市场促进了美国高科技企业的发展

第三次科技革命始于二十世纪下半叶。在第三次工业革命中，美国诞生了一大批高科技企业，再一次引领了世界先进生产力的发展（贾根良，2016）。第三次工业革命的主要标志为原子能、计算机、生物工程等科技的发明和应用。创业投资市场的发展对高科技企业起到了重要作用。

1. 创业投资体系的诞生促进了军用技术的民用转化

伴随二战的结束，美国的经济进入了调整和恢复期。在这一阶段，美国前期积累的大量军工技术需要新的应用场景，而中小企业和新兴企业面临融资难题。由于新技术的应用不仅需要大量的资本投入，还需要承担研发失败的巨额损失，因此传统的银行信贷以及企业的自有资金积累难以满足需求。在这种情况下，现代创业投资体系应运而生。1946 年，美国研究与发展公司成立。该公司投资的数字设备公司（DEC）于 1966 年完成了首次公开发行，成为首个成功的风险投资案例。Taalbi (2019) 研究第三次工业革命的技术创新发展路径发现，二战后美国军工技术向民用工业转移，促进了美国的技术创新。

2. 创业投资体系的发展为高科技企业的诞生提供了良好的环境

随着创业投资体系的不断发展，美国出现了一大批具有世界影响力的高科技企业。创业投资体系对高科技企业的支持主要体现在两点：一是对高科技企业直接融资的支持，风险投资基金的年融资额从 1982 年的 1 亿美元迅速增长至 1987 年的 45 亿美元；二是非金融支持，投资机构的非金融资源支

持, 如战略指引等, 会提升投资项目成功可能性 (Bernstein 等, 2016)。1971 年, 第一家电子股票交易市场纳斯达克成立, 以苹果、微软等公司为代表的高科技企业在纳斯达克交易所取得了巨大的成功。

3. 创业投资体系的成熟促进了金融和高科技企业的良性循环

美国创业投资体系的成熟, 使得金融和高科技企业呈现共同繁荣的特征: 一方面, 创业投资体系为高科技企业提供了大规模的长期资金支持; 另一方面, 高科技企业的发展给金融带来了高额回报。根据美国风险投资协会 (NVCA) 披露的数据, 美国风险投资活动在 2021 年达到高峰 (如图 1)。2021 年, 美国风险投资业 1543 家基金共筹集资金 1692 亿美元, 对 19025 个项目进行了金额达 3480 亿美元的投资。同年, 有 1990 个项目通过首次公开发行、股权收购等渠道退出资金 7968 亿美元, 创业投资产业的金融投资获得了高额回报。美国资本市场的发展为高科技企业上市提供了良好的渠道, 为创业投资项目提供了顺畅的资金流动机制, 从而促进了金融和高科技企业的共同繁荣。

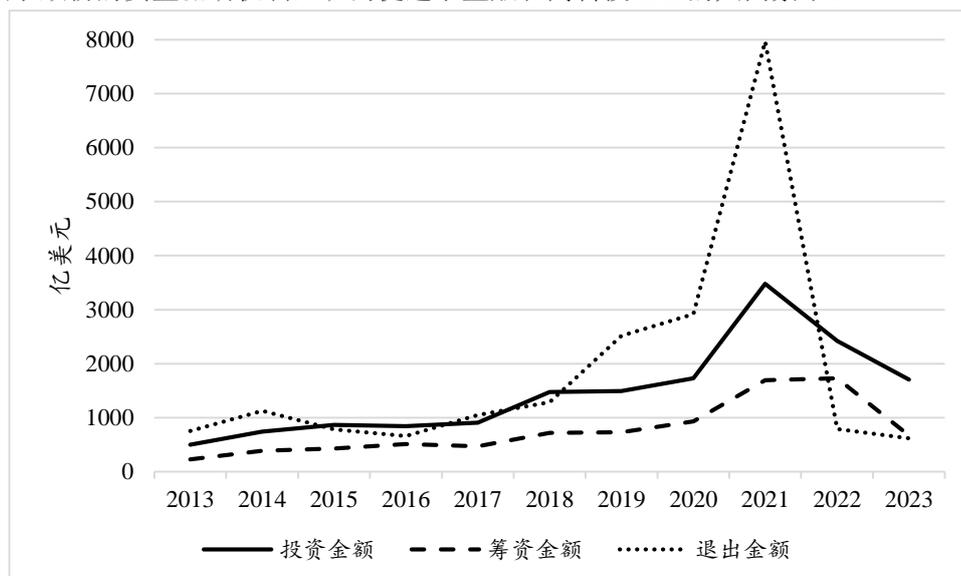


图 1 美国风险投资产业的投资、筹资和退出资金⁵

回顾三次工业革命, 金融、经济增长和生产力进步三者存在相互促进的关系 (见图 2)。一方面, 金融可以提供优质的服务来促进经济增长, 经济增长在需求端形成生产力进步的动力, 生产力进步在供给端带来经济质和量的提升; 另一方面, 金融可以通过银行和资本市场为生产力进步提供资金支持, 生产力进步也可以为金融投资带来良好的回报。

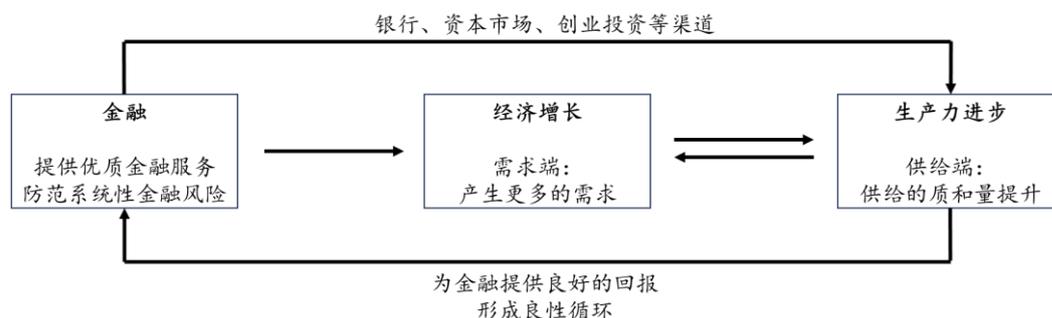


图 2 金融、经济增长和生产力进步三者的关系图

(四) 繁荣与危机交替的历史教训: 既要发挥金融的功能, 也要防范金融风险的发生

1. 金融是把“双刃剑”, 历史上多次金融危机对生产力造成了破坏

⁵ 数据来源: 美国风险协会 (NVCA), 经整理得到

在第一次工业革命中，英国的国内生产总值和居民财富迅速增长，但英国当时并没有成立中央银行，导致货币发行权分散。在一个银行信贷具有重要调节作用的经济体中，却缺乏货币总量系统调控机制，这为金融危机的爆发埋下了隐患。1825年9月，第一次现代金融危机爆发，导致英国大量银行倒闭，许多重要贸易商品的价格大幅度下跌，严重影响了英国的生产力发展。在第二次工业革命中，美国经济迅速发展，证券市场也出现了繁荣。但是，华尔街的金融业尚处在发展的早期，对证券交易、发行以及信息披露缺乏有效的监管。股票市场的过度投机以及金融机构提供的大量借贷服务，进一步加剧了虚假繁荣。1929年10月29日，道琼斯工业平均指数大跌，美国的股市开始崩溃，大量银行面临挤兑，金融危机引发了长达四年的“大萧条”，严重阻碍了美国生产力的进步。在第三次工业革命中，互联网作为新兴的传播媒介为新的商业模式带来了可能性，吸引了大量风险基金的投资，互联网企业的股价也迅速上涨。1997年，纳斯达克放宽了上市条件，1998至1999年的低利率环境又进一步刺激了风险基金对互联网企业的投资。在一系列因素的驱动下，互联网公司的股价和纳斯达克指数迅速上涨，并于2000年3月达到最高点。此次“互联网泡沫”最终以微软等互联网公司为代表的纳斯达克指数暴跌收场，不仅给资本市场带来了巨大的损失，还打击了市场对高科技产业发展的信心，对生产力进步产生了不利影响。

可见，金融是把“双刃剑”：一方面，金融对生产力进步发挥了积极作用，多次促进了经济的繁荣；另一方面，各国经济都出现了繁荣与危机交替出现的现象，过度的投机行为可能导致金融危机的爆发，从而对生产力造成巨大的破坏。

2. 加强金融监管是促进金融、经济增长和生产力进步这三者良性循环的保障

1825年金融危机后，英国通过1826年的《银行法》和1844年的《皮尔条例》，授予并加强了英格兰银行作为中央银行的权力，保障了货币发行的稳健性。“大萧条”后，美国颁布了《证券法》和《证券交易法》等一系列法律法规，加强了对证券市场的监管。“互联网泡沫”后，美国加强了对证券市场和创业投资体系的监管，《多德-弗兰克华尔街改革与消费者保护法案》对私募基金的交易信息披露以及银行参与证券投资等行为进行了严格限制，目的是避免过度的投机行为。由此可见，加强金融监管，防范系统性金融风险，是促进金融、经济增长和生产力进步三者良性循环的保障。

三、中国金融服务新质生产力发展的重点和难点

金融服务新质生产力发展的重点和难点表现为，既要提升金融服务的质量，充分发挥金融对新质生产力的促进作用，又要防范系统性金融风险对新质生产力的破坏，维持经济运行的稳定。2023年10月30日至31日，习近平总书记在中央金融工作会议上指出，当前中国金融领域存在的各种矛盾和问题主要表现为，金融服务实体经济的质效不高，金融监管和治理能力薄弱。因此，要更好地实现金融服务新质生产力发展，就必须克服这些问题和困难。

（一）提升金融服务实体经济的质效，助力新质生产力发展

1. 构建科学稳健的金融调控体系，为新质生产力发展提供良好的经济运行环境

从工业革命的历史经验可以看出，经济发展和新质生产力二者的关系是相互促进的。一方面，良好的经济发展会创造更大的需求，从而产生促进生产力进步的内生动力；另一方面，生产力的进步，会使得供给得到质和量的提升，进一步推动经济的发展。因此，可以通过构建科学稳健的金融调控体系促进新质生产力进步。

作为新质生产力发展的重要支撑，科学稳健的金融调控体系既要保持货币政策的稳健性，加大对实体经济支持力度，又要发挥宏观审慎政策在防范系统性风险方面的作用（何青等，2024）。具体而言，在货币政策方面，一是保持流动性合理充裕，使货币供应量和社会融资规模的增速与经济增速匹配，从而稳定物价水平；二是加大对普惠金融、科技创新、绿色发展等重点领域的支持力度；三是充分

发挥贷款市场报价利率改革效能,多措并举降低经营主体融资成本,促进新质生产力发展。在宏观审慎政策方面,既要不断完善宏观审慎政策框架,又要做好宏观审慎政策与其他政策的协调配合。此外,还要强化对系统性金融风险的监测、评估和预警机制,丰富和优化宏观审慎政策工具,防范系统性金融风险的发生(何青和刘尔卓,2022)。

2. 优化金融市场结构、提升金融产品和金融服务水平,助力新质生产力三大要素实现跃升

新质生产力以“劳动者、劳动资料、劳动对象”这三大要素及其优化组合的跃升为基本内涵,对金融服务水平提出了更高要求,不仅要优化中国金融市场的结构布局,还要进一步完善金融产品和金融服务体系的建设,从而形成高效服务新质生产力发展的有机整体。

第一,要促进金融体系中银行业、证券业、保险业的协调发展,形成适应三大要素跃升需求的金融市场结构。新质生产力主要由技术革命性突破催生,通过促进科学技术的研发和应用实现三大要素及其优化组合的跃升,从而推动新质生产力的进步。美国高科技企业发展的历史经验表明,科学技术的研发和应用需要大量的资金支持,同时也面临巨大的投资风险。相比于传统的银行信贷,资本市场和创业投资市场更适合满足高科技企业发展的融资需求,更有利于促进新质生产力的进步。目前,中国的金融市场体系中证券业所占的比重仍然相对较低,股票和风险投资等直接融资渠道仍有很大的发展空间。改善金融市场的结构,提升直接融资的比重,引导更多的金融资源向科技创新领域倾斜,是实现三大要素跃升的必然要求。

第二,要进一步完善金融产品和金融服务体系的建设,为三大要素的跃升提供优质的金融服务。金融、经济发展和新质生产力三者之间存在相互促进的关系,丰富的金融产品和优质的金融服务是经济高质量发展的“润滑剂”,改进金融产品和服务的质量有助于为三大要素的跃升提供良好的经济环境。在金融产品方面,目前中国的信贷、股票、保险、基金等产品发展已经较为成熟,规模也较大,但是金融衍生产品,如期权、期货有待进一步完善。在金融服务方面,除融资服务外,中国的投资顾问、财富管理等服务业的质量和规模仍有很大的进步空间。未来要进一步加强金融创新和金融供给侧结构性改革,通过培养强大的金融人才队伍提升金融产品和金融服务的整体质量,从而推动三大要素实现跃升,促进新质生产力发展。

(二) 守住不发生系统性金融风险的底线,保障新质生产力的稳定发展

1. 加强对重点金融机构的监管,防范金融风险对新质生产力的破坏

历史教训表明,防范系统性金融风险是保障新质生产力稳定发展的重要前提。因此,有必要加强对重点金融机构的监管。一方面,要坚持市场化、法治化原则,补齐制度短板,对一批风险程度高、规模大的企业集团“精准拆弹”;另一方面,中国的银行业是金融体系的主要组成部分,银行稳则金融稳,要进一步加强银行业的风险防控。根据国家金融监督管理总局数据,2023年,银行业金融机构处置不良资产3万亿元,不良贷款余额达到4.0万亿元。2017年以来,中国一直在加大不良资产清收处置力度,累计处置18万亿元不良资产。这些数据体现了中国对金融风险防控的重视。未来要持续推进中小银行改革,保持中国银行业的资产质量总体稳定,防范重大金融风险对生产力造成破坏。

2. 加强金融监管和执法效能,营造金融服务新质生产力发展的市场环境

金融是把“双刃剑”,其对新质生产力发展所起的作用取决于如何对金融加以运用。只有加强金融监管和执法效能,营造良好的金融市场环境,才能够增强服务新质生产力的效能。保护金融消费者权益,强化资本市场监管,提高违法违规成本,全面提升“零容忍”执法效能,是维护金融秩序、防范金融风险的必要举措。根据上海证券交易所数据,截至2024年2月末,A股个人投资者账户数为3.5亿户,机构投资者账户数为108.8万户。从数量看,中小投资者占绝大多数,这也意味着,强化监管、保护中小投资者利益是稳定金融市场信心的必然要求。为提升金融监管能力和执法效能,要进一步完善证监会证联网、监管云、监管大数据仓库、智慧监管平台等重点监管系统建设,从而为新质生产力发展营造良好的金融市场环境。

3. 推进法治建设和制度建设,构建金融服务新质生产力发展的制度体系

金融服务新质生产力发展是一项系统工程,离不开法治建设和制度建设的保障。只有完善金融稳

定保障体系的建设，才能在制度层面为金融服务新质生产力发展构筑坚实基础。近年来，中国持续推进金融法治建设，已将金融稳定法、中国人民银行法等纳入全国人大立法规划。未来要进一步推动法治建设，推进刑法与证券法的联动修订，提高违法违规成本。同时，要完善宏观审慎管理制度框架，不断完善金融业综合统计制度、存款保险制度，有效发挥存款保险防范挤兑和风险处置等核心功能，为金融服务新质生产力发展提供制度保障。

四、金融服务新质生产力发展的路径

结合金融服务新质生产力发展的重点和难点，金融服务新质生产力发展有三大任务：首先，构建资本市场与银行并重的金融体系，为新质生产力发展提供优质金融服务；其次，健全资本进入和退出机制，形成金融投资和高科技企业发展的良性循环；最后，好金融“五篇大文章”，在推动新质生产力进步的同时贯彻好新发展理念。

（一）构建资本市场与银行并重的金融体系，为新质生产力发展提供优质金融服务

1. 完善资本市场的直接融资功能，促进新兴产业和未来产业的发展

吴晓求等（2022）指出，要构建资本市场与银行并重的金融体系，更好地服务中国经济的发展。如前文所述，提升新质生产力既要提供“增量”，发展新兴产业和未来产业，又要优化“存量”，推动传统产业的转型升级。相比于传统产业的转型升级，新兴产业和未来产业的发展需要的资金投入更大，周期更长，风险也相对更高，资本市场的直接融资功能更适应新兴产业和未来产业的发展需要。

培育壮大新兴产业和布局建设未来产业是新质生产力发展的重要路径，完善资本市场的直接融资功能是促进新兴产业和未来产业发展的重要举措。近年来，中国资本市场在支持“专精特新”企业上市方面发挥了重要作用，未来要进一步理清各市场的定位，强化各板块对不同类型、不同发展阶段的科创企业的融资支持。根据工业和信息化部发布的数据，截至2023年6月末，已累计有1600多家“专精特新”中小企业在A股上市，其中2023年上半年新增“专精特新”中小企业110多家。资本市场为“专精特新”中小企业的发展提供了重要支持。未来可以进一步完善多层次资本市场建设，明确沪深交易所主板、科创板、创业板、北交所和全国股转系统的服务主体，更好地促进新兴产业和未来产业发展，为新质生产力提供优质“增量”。

2. 进一步发挥银行在间接融资方面的优势，支持传统产业的转型升级

传统产业是形成新质生产力的基础。传统产业的数字化、智能化和绿色化转型升级是新技术应用的重要途径，也是激发新质生产力的关键。相对于技术研发，传统产业的转型升级主要是对已有技术的应用，资金投入的风险较低，因此银行的间接融资可以发挥重要作用。

银行是中国金融体系的重要组成部分，在提供间接融资方面具有突出优势。未来可以进一步发挥银行在间接融资方面的优势，支持传统产业转型升级，促进新质生产力发展。根据中国人民银行数据，截至2024年3月，中国绿色贷款金额已经达到33.8万亿元，其中电力、热力、燃气和水生产和供应业的绿色贷款金额为7.9万亿元。银行通过信贷资金，在促进传统产业的绿色转型方面发挥了巨大作用。未来要进一步发挥商业银行在提供信贷资金和支持传统产业转型升级等方面的功能，进一步聚焦小微企业、绿色发展、科技创新等重点领域，不断优化信贷投放结构，推动科学技术转化、服务实体经济高质量发展，为新质生产力发展优化“存量”。

（二）健全资本进入和退出机制，形成金融投资和新质生产力发展的良性循环

1. 完善一级市场的资本进入和退出机制，鼓励对高科技企业的创业资本投资

高科技产业的发展是劳动者、劳动资料和劳动对象这三大要素高质量、高效能融合的集中体现，也是推动科技成果转化成为新质生产力的重要力量。历史经验表明，创业投资市场是金融支持高科技产业发展的有效途径。目前中国创业投资市场的规模已经取得显著进展，未来要进一步完善一级市场的资本进入和退出机制，鼓励对高科技企业的创业资本投资。资金来源方面，在控制金融风险的前提下，

可以充分利用民间资本、境外资本,甚至是长期资本设立相关的产业投资基金。资金使用方面,可以通过政府出台政策性文件,明确国家大力发展的战略产业,引导资金进行相关领域的投资。资金退出方面,可以通过完善多层次的资本市场建设,对不同发展阶段、不同产业类型、不同股权结构的企业制定相应的上市要求,满足不同资金的退出需求,形成资金的良性循环。

2. 增强二级市场投资价值和稳定性,促进金融投资和新质生产力发展的良性循环

从资本市场的客观规律看,一级市场上对高科技产业的金融投资有赖于通过二级市场完成退出,而二级市场的繁荣又会激发一级市场对高科技产业投资的热情。因此增强二级市场的投资价值和稳定性,有利于促进金融投资和新质生产力发展的良性循环。第一,要平衡投融资功能,积极维持市场信心,增加入市资金。根据香港环亚经济数据(CEIC),从2021年至2023年,沪深两市A股总市值共减少5.6万亿元,沪深两市年度成交金额由247.4万亿元下降至196.4万亿元,上证指数日跌幅超过2%的天数共计21天。这些数据都反映出当前市场投融资功能发展不均衡、投资信心不足。因此,未来应当以更大力度吸引资金入市,活跃资本市场。一方面,可以考虑参照国外经验,对持有股票超过一定年限的投资者,其股票亏损金额按一定比例申报抵税;另一方面,继续支持全国社保基金、基本养老保险基金等中长期资金入市。第二,要提高上市公司质量,增强市场的投资价值。一方面,要从源头上把好上市公司的质量关,加强上市监管,避免存在重大风险的问题公司上市;另一方面,要加大重组退市力度,及时清理问题企业。2021年和2022年,沪深两市A股上市公司分红占净利润比例分别为37.3%和38.0%,分红公司数量占A股比例分别为68.6%和65.6%。未来要致力于持续提升上市公司质量,增强企业核心竞争力,引导上市公司积极回报投资者,扩大分红规模。特别是,对于经营存在重大问题、多年不分红回馈投资者,或者股票交易持续低迷的问题企业,要加大退市清理力度。

(三) 贯彻新发展理念、做好金融“五篇大文章”,服务新质生产力进步

1. 健全科技金融服务体系,培育新质生产力的新动能

科技创新能够催生新产业、新模式、新动能,是发展新质生产力的核心要素。健全科技金融服务体系,有利于提升原创性、颠覆性的科技创新能力,推进高水平科技自立自强,从而培育发展新质生产力的新动能。健全科技金融服务体系,需要从两方面发力:一是完善政策框架和工具体系,加大货币政策对科技创新企业的精准支持力度。目前,中国人民银行已经联合科技部牵头起草了支持科技型企业融资行动方案,推出了创新创业专项金融债券,设立了科技创新再贷款、设备更新改造专项再贷款等结构性货币政策工具。这些措施有助于服务新兴产业的发展和传统产业的转型升级。二是创新金融产品和服务模式,完善对科技型企业全生命周期的金融服务。根据中国人民银行数据,截至2024年3月,高技术制造业中长期贷款、科技型中小企业贷款、“专精特新”企业贷款的年均增速明显高于各项贷款增速,银行信贷支持科技型企业发展的力度明显上升。未来可以进一步探索知识产权金融服务,也可以优化重大技术装备、新材料应用和软件安全等领域的保险运行机制。

2. 提升绿色金融服务能力,绘就新质生产力的底色

绿色发展是高质量发展的底色,新质生产力本身就是绿色生产力。提升绿色金融服务能力,是贯彻新发展理念,加快实现“碳达峰”和“碳中和”目标,推动高质量发展的重要举措。一方面,要加快推动绿色颠覆性技术攻关,助力培育绿色新兴产业;另一方面,积极促进绿色科技成果转化,加快传统产业的绿色转型升级。具体而言:一是健全政策框架体系。进一步规范绿色金融行业标准,推动金融机构碳核算及环境信息披露,建立绿色信贷统计制度,开展金融机构绿色金融评价,完善“三大功能”“五大支柱”的绿色金融政策框架体系。二是丰富结构性货币政策工具。充分发挥碳减排支持工具和煤炭清洁高效利用专项再贷款工具的作用,以低成本资金引导加大绿色信贷投放。三是引导金融机构积极支持重点行业的绿色发展,丰富绿色金融产品和服务。根据中国人民银行数据,截至2023年末,我国绿色债券存量约2万亿元,位居全球第二位。未来要进一步丰富绿色债券产品,探索发展碳排放权、排污权等环境权益抵质押融资,以及绿色保险费率调节机制,推动环境保护等领域的绿色保险业务发展。

3. 构建普惠金融发展长效机制,奠定新质生产力发展的社会基础

党的二十大报告指出，中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。发展新质生产力不仅要追求高科技、高效能和高质量，还要追求社会的公平和共同富裕。构建普惠金融发展长效机制，有利于增强小微企业、农户和低收入群体的金融可获得性，激发群众创新、创业的活力，为新质生产力的发展奠定良好的社会基础。建议从以下三个方面构建普惠金融发展长效机制：一是加大对民营小微企业的支持力度。目前，中国人民银行已经牵头出台金融支持民营经济 25 条举措。未来还可以鼓励商业银行开发符合小微企业和个体工商户需求的产品和服务，加大对小微企业和个体工商户的信贷投放力度。二是持续深化乡村振兴金融服务。建议出台金融服务乡村振兴的指导性文件，进一步引导金融机构强化对高标准农田等农业基础设施提供金融支持。三是增加民生领域信贷供给和丰富普惠保险产品种类。建议进一步增加就学、就业、创业等民生领域的信贷供给，因地制宜发展地方特色产业的相关保险品种，增加普惠保险产品的供给。

4. 完善养老金融政策体系，形成养老资金和新质生产力发展的互补

从历史经验看，新质生产力的发展离不开长期资金的支持。伴随着中国进入老龄化社会，为了提供良好的养老保障，我国的养老保障体系积累了大量的养老资金。截至 2023 年末，中国养老金融资产规模总计超过 15 万亿元。如何实现养老资金的保值、增值成为现实问题。完善养老金融政策体系，形成养老资金和新质生产力发展的互补是重要举措。具体地，一是制定政策引导养老资金适度支持新质生产力发展。在控制风险的前提下，可以引导部分养老资金投资与高科技产业发展和传统产业转型相关的产业基金、股票基金等，从而有效支持新质生产力的发展。从长期来看，相关产业的发展也可以为养老资金提供丰厚的回报，从而降低社会养老成本。二是大力发展第三支柱养老保险，完善养老体系建设。从养老资金结构看，目前我国第三支柱的个人养老金规模占比较低，相比发达国家还有很大的上升空间。未来可以在市场化、法治化和国际化的路径下，积极探索具有养老属性的保险产品发展。完善的养老体系是社会公平的体现，也是激发广大劳动者生产力、创造力，进而推动新质生产力发展的重要因素。

5. 加快数字金融发展步伐，聚焦效能和安全促进新质生产力发展

随着互联网技术、信息传递技术的迅速发展，数字经济已成为经济发展的重要引擎。加快数字金融发展步伐，提升金融服务的效能和安全是推动新质生产力发展的必然要求。一是持续推动金融科技发展以提升服务新质生产力的质效。目前，中国人民银行已经出台实施《金融科技发展规划（2022-2025 年）》，对深化金融业数字化、加强金融科技监管等方面提出了更高要求。未来可以积极引导银行保险机构开展数字化转型，提升数字化经营服务能力，大力发展移动互联网终端业务，强化业务管理、改进服务质量、降低服务成本，为新质生产力发展提供更优质的金融服务。二是加强对数字金融创新业务的监管，防范金融风险对新质生产力造成破坏。开展金融科技监管试点，探索打造包容审慎的新型监管工具，增强数字化监管能力和金融消费者保护能力。在移动支付、个人征信等领域，要进一步完善对数据安全、网络安全的风险管理，鼓励科技领先金融机构向中小金融机构输出风控工具和技术服务，防范新技术应用带来的风险。三是以数字金融创新巩固拓展数字经济优势（Chong 等，2023；郑媛媛等，2024）。根据中国人民银行数据，科技创新再贷款、设备更新改造专项再贷款等货币政策工具撬动贷款投放近 2 万亿元，有力支持了包括数字产业化和产业数字化在内的重点领域发展。未来要加快数字经济和实体经济融合发展，助力新产业新业态形成，促进新质生产力的发展。

【参考文献】

- [1] 陈雨露. 工业革命、金融革命与系统性风险治理[J]. 金融研究, 2021, (1): 1-12.
- [2] 何青, 刘尔卓. 汇率敏感性会影响企业贷款利率吗?——基于中国上市公司的分析[J]. 金融研究, 2022, (8): 132-151.
- [3] 何青, 王偲竹, 刘尔卓. 外汇宏观审慎政策与汇率风险敞口[J/OL]. 中国工业经济, 2024,(3): 24-42[2024-05-27]. <https://doi.org/10.19581/j.cnki.ciejournal.2024.03.002>.
- [4] 贾根良. 第三次工业革命与工业智能化[J]. 中国社会科学, 2016, (6): 87-106, 206.
- [5] 卡尔·马克思. 马克思恩格斯全集(第43卷)[M]. 中共中央马恩列斯著作编译局, 译. 北京: 人民出版社, 2017.
- [6] 卡尔·马克思, 弗里德里希·恩格斯. 马克思恩格斯文集(第一卷)[M]. 中共中央马恩列斯著作编译局, 译. 北京: 人民出版社, 2009.
- [7] 卡尔·马克思, 弗里德里希·恩格斯. 马克思恩格斯文集(第五卷)[M]. 中共中央马恩列斯著作编译局, 译. 北京: 人民出版社, 2009.
- [8] 吴晓求, 何青, 方明浩. 中国资本市场: 第三种模式[J]. 财贸经济, 2022, 43(5): 19-35.
- [9] 徐玮. 略论美国第二次工业革命[J]. 世界历史, 1989, (6): 20-29.
- [10] 郑媛媛, 杨仁发, 陆瑶. 数字经济、市场分割与国内大循环[J/OL]. 当代财经, 2024: 1-14[2024-05-27]. <https://doi.org/10.13676/j.cnki.cn36-1030/f.20240313.001>.
- [11] Bernstein S, Giroud X, Townsend R R. The impact of venture capital monitoring[J]. The Journal of Finance, 2016, 71(4): 1591-1622.
- [12] Capie F. The Bank of England: 1950s to 1979[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2010.
- [13] Chong T T L, Wang S, Zhang C. Understanding the digital economy in China: Characteristics, challenges, and prospects[J]. Economic and Political Studies, 2023, 11(4): 419-440.
- [14] Deane P. The first industrial revolution[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1979.
- [15] Mokyr J, Strotz R H. The second industrial revolution, 1870-1914[J]. Storia dell'economia Mondiale, 1998, 21945(1).
- [16] Sheriff C. The artificial river: the Erie Canal and the paradox of progress, 1817-1862[M]. New York: Macmillan, 1997.
- [17] Stover J F. American railroads[M]. Chicago: University of Chicago Press, 2008.
- [18] Taalbi J. Origins and pathways of innovation in the third industrial revolution[J]. Industrial and corporate change, 2019, 28(5): 1125-1148.
- [19] Turton A, Orbell J. British banking: a guide to historical records[M]. London: Routledge, 2017.
- [20] Wickens A J. The Public Debt and National Income[J]. The American Economic Review, 1947, 37(2): 184-191.

Financial system serving the development of new quality productivity: historical experience and inspiration for China

HE Qing HU Tong LIANG Bai-lin

Abstract: New quality productivity is an advanced form of productivity that meets the needs of high-quality development, and giving full play to the functions of finance is a major requirement for the development of new quality productivity. Looking back at the three industrial revolutions, historical experience shows that there is a mutually reinforcing relationship between financial capital, economic growth and productivity progress. On the one hand, finance can provide high-quality services to promote economic growth. Economic growth forms the driving force for productivity progress on the demand side, and productivity progress brings improvements in economic quality and quantity on the supply side. On the other hand, finance provides capital support for productivity progress through banks and capital market, and productivity progress in turn provides good returns for financial capital. However, the prerequisite for a virtuous cycle of finance, economic growth and productivity progress is to strengthen financial supervision and prevent systemic risks. Therefore, the current key points for Chinese financial system serving new quality productivity are both to improve the quality and efficiency of financial services to the real economy and simultaneously to improve financial supervision to maintain the bottom line of preventing systemic financial risks. To be specific, firstly, we need to build a financial system that places equal emphasis on banks and capital markets to provide high-quality financial services for the transformation and upgrading of traditional enterprises and the development of high-tech enterprises. Secondly, we must improve the capital entry and exit mechanism and form a virtuous cycle of financial capital investment and the development of high-tech enterprises. Finally, “five major financial articles” must be completed to serve the advancement of productivity and implement new development concepts.

Keywords: new quality productivity; financial development; industrial revolution

过度负债如何影响经济：文献述评与理论反思¹

马 勇² 周笑涵³

【摘要】在全球范围内，随着世界各国的金融体系日渐发达，生产、投资、消费等基本经济活动越来越依赖于债务的推动，这导致了越来越高的债务水平，债务也相应成为现代经济中关联金融和实体经济的一个关键纽带。但到目前为止，我们对债务和经济之间关系的理解还非常不足。本文从宏微观相结合的角度，对相关文献进行了综合与反思，并在此基础上归纳了过度负债影响经济运行的机制和路径。本文认为，对债务问题及其可持续性的理解，最关键是要将其置于债务如何被决定、被分配和被运用的动态过程中，从债务所指向的生产（消费）主体及其活动来动态地理解债务的总量和结构如何最终引发了经济中供给和需求的不平衡，以及这种不平衡所导致的经济和社会后果。本文经过分析发现：从微观基础来看，宏观视角下的高债务率之所以会导致风险，其背后的原因是借款人群中“不靠谱”的借款人和投资项目比率不断上升；从宏观角度来看，债务过度的本质是一方面在消费端创造了无效或者过度的需求，另一方面在生产端未能实现供给的有效增加，两相作用之下，过度（无偿还能力）需求和产能过剩所导致的债务违约就会大面积出现，最终演变为宏观层面的债务危机。此外，本文还对现有研究中一些亟待解决但尚未解决的问题进行了总结和反思。

【关键词】私人债务 公共债务 宏观经济 微观机制

引言：日益重要但未被充分理解的债务问题

自 2008 年金融危机以来，全球经济和金融运行中一个显著而令人担忧的现象是世界各国公共和私人债务的持续增长。根据 IMF 全球债务数据库的最新数据，2020 年全球债务规模激增至 226 万亿美元，上升了 28 个百分点，达到全球 GDP 的 256%，其中公共债务占全球债务总额的近 40%，是自上世纪 60 年代中期以来的最高占比，其占 GDP 的比例跃升至创纪录的 99%，同时非金融企业和家庭的私人债务也创出新高。根据国际金融研究所（Institute of International Finance, IIF）最近的一份报告，全球债务在 2021 达到近 300 万亿美元，相当于全球 GDP 的 356%。麦肯锡全球研究所（MGI, 2021）指出，对全球经济而言，每 1 美元的新投资就会产生近 2 美元的新债务。

持续攀升的债务负担不仅给世界各国财政的可持续性带了隐忧，而且对经济和金融体系的负面影响也引发了越来越多的担心。一方面，债务膨胀通常伴随杠杆推动型的资产泡沫以及由此导致的系统性金融风险；另一方面，巨额的债务也会直接损害实体经济，因为越来越多的资源（借贷资金）被投向了投机性的金融和非生产性的资产。在这种情况下，如果过度负债得不到有效处理，就会扼杀实体经济，并陷入不良债务不断增加、银行和金融体系功能失调的恶性循环，严重时可能引发系统性的经济和金融危机。

尽管世界范围内的高债务问题引发了越来越多的担心，但事实上少有经济学家能清楚地阐述过度负债如何影响经济，这使得人们很难知道该担心什么、为什么担心以及如何采取相应的措施。从理论上讲，大部分学者倾向于用一个国家债务总额与 GDP 的比率来衡量其宏观上的债务负担，并将该比率的持续或异常攀升（或超过一定的比率）视为某种危险的信号，但实际上，不同类型和性质的债务对经济和金融具有不同的影响，这种影响会直接关系到债务的可持续性。因此，在讨论债务风险和债务的可持续性问题时，忽略债务的类型和性质，而仅仅试图从债务水平（比率）的高低来做判断是极具误导性的。事实上，正如

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所（IMI）的工作论文，编号 IMI Working Paper No.2405

² 马勇，中国人民大学国际货币研究所（IMI）特约研究员，中国人民大学财政金融学院教授，博士生导师

³ 周笑涵，中国人民大学财政金融学院硕士研究生

本文所要力图表明的，理解债务问题的关键不是债务绝对水平的高低和变化，而是债务如何被使用。

此外，对债务如何影响经济这一问题的讨论，还不可避免地涉及到近年来货币金融领域一些重大理论基础问题的争论，正是这些长期未能解决的争论增加了问题在理论层面的复杂性，使得经济学家们至今未能形成一个可用于理解债务问题的共识性框架。为此，本文尝试在对已有文献进行系统梳理和整合的基础上，提炼出过度负债如何影响经济的一般性机理和路径，并指出已有理论的缺陷和未来可能的研究方向。尽管本文的讨论离最终问题的彻底解答还有很远的距离，但会在以下几个问题的理解上对已有文献形成有效补充：过度负债为什么会影响经济运行？如何影响经济运行？何时会成为经济运行的负担进而变得不可持续？

本文其余部分的结构如下：第二部分从微观到宏观的双重视角，全面综述国内外主流期刊上相关文献的观点和结论；第三部分通过对已有理论的综合与反思，概括出过度负债影响经济运行的机制和路径；第四部分针对现有研究中一些亟待解决但尚未解决的遗留问题进行简要的说明与评论；第五部分进行总结性的评论和反思。

一、关于债务问题的经典文献：简要回顾

从经济学的经典理论及其发展脉络可知，负债与经济的关系在历史上许多著名的危机案例中扮演了重要角色，因而是研究风险累积和危机爆发原因时绕不开的问题。比如，1929-1933年的美国大萧条催生了著名的“债务—通缩”理论（Fisher, 1933）。这一理论认为，经济主体的过度负债和通货紧缩这两个因素会相互作用和彼此强化，最终导致经济衰退甚至引起严重的萧条。随后，Tobin（1975）等的研究进一步发现，由于债务人的边际消费倾向高于债权人，因此其财富的减少会对总需求产生更大的负面影响，弥补了Fisher理论对“债务—通缩”机制下经济总需求变动解释的不足。此外，Tobin（1993）还指出，债务人破产也会导致债权人财富损失，加剧需求总量的下降。在此基础上，Minsky（1986）将分析细化至企业层面，他认为，普遍性的庞氏融资比例的上升会驱使经济陷入“债务—通缩”螺旋。

在20世纪70年代，随着信息不对称理论在金融学领域的发展，Bernanke（1983, 1989）等学者提出了信贷中介成本理论和“金融加速器效应”。前者认为，“债务—通缩”螺旋加剧了金融市场的信息不对称，因为企业经营恶化通常会带来更严重的逆向选择和道德风险问题，迫使金融机构提高识别和监督成本，即信贷中介成本上升，从而遏制信贷活动。即使金融中介放出贷款，也会要求更高的风险溢价，体现为高利率和短期限等，进而加剧企业资产负债表的脆弱性。后者则指出，信贷中介成本理论中，实体经济与金融系统之间的反馈机制会使得经济愈发难以摆脱“债务—通缩”的泥潭，陷入更深的衰退。

进入20世纪六七十年代，Minsky（1963）提出了金融不稳定假说，这一理论的思想渊源包括凯恩斯思想、早期“债务—通缩”理论以及熊彼特的货币信用观点等。金融不稳定假说的总体逻辑在于从宏观的视野去分析微观，即在经济全局形势下把握企业的财务结构及其变化中风险的形成，并关注企业的普遍变化对整体经济和金融系统的影响。具体而言，假说关注投资、利润和融资之间的相互作用，将经济主体的资产负债表分为套期保值、投机理财和庞氏借贷三类。其中，庞氏借贷下经济主体依靠滚动负债偿付本息，风险将不断积聚，最后引发债务危机，而大面积的庞氏骗局会造成系统性危机。结合经济周期来看，在上升期投资者、企业和金融机构等容易产生外推性谬误，过度自信使得他们的资产负债表逐步陷入庞氏借贷的模式，而不可持续的过度负债最终会带来危机和经济衰退。不过，该假说没有考虑到信息不对称的因素，同时也忽略了经济运行的内在矛盾，认为金融不稳定只是经济周期波动的结果。

到了20世纪90年代，针对日本泡沫经济的破灭机制，辜朝明在“债务—通缩”理论和金融加速器理论的基础上，提出了“资产负债表衰退”的概念。简单来说，这一理论认为，由于大量私人部门非理性地参与了资本市场和房地产市场投资等，导致了资产价格泡沫，而泡沫破裂后资产价格的下跌使其资产负债表受损，最终带来破产和风险的蔓延。如果政府救助不力或政策不当，系统性金融风险不能在短期内出清，那么负面影响将长期持续，使得私人部门的消费与投资难以提振。在这种情况下，居民与企业将大规模“去杠杆”，造成资产负债表普遍和持续的收缩，进而驱使物价走低，经济进入长期的低迷。进一步的研究发现，

有时甚至不需要资产价格发生暴跌, 只要私人部门在虚假繁荣期受到一定负面冲击, 就可能引发大规模的去杠杆行为和资产负债表的衰退。除了 20 世纪 90 年代的日本衰退, 2008 年的美国次贷金融危机也具有典型的资产负债表衰退特征。

此外, 20 世纪 90 年代末出现的一系列金融危机事件, 使得国家层面的过度负债, 特别是开放经济下的高水平外债, 成为了学者们研究的重点问题。例如, 克鲁格曼和麦金农等基于 1997 年的亚洲金融危机, 提出了第三代金融危机模型, 即金融上层建筑的过度扩张会导致经济泡沫, 泡沫的膨胀和崩溃将成为危机爆发的直接导火索, 模型包括“过度借款综合征”、宏观经济稳健运行“假象说”和金融脆弱性的危机强化效应等。进入 21 世纪, 土耳其和阿根廷先后爆发严重的国际金融危机, 两国经济长期陷入泥潭, 克鲁格曼等学者分析其原因, 提出了“资产负债表效应假说”, 强调政府与央行依靠大规模举借短期外债的行为是不可持续的, 偶然的国际短期资本流动冲击就会使国家内外部经济不均衡的问题彻底暴露, 对金融体系和经济发展造成严重损害。

二、关于债务问题的新近文献：从微观到宏观

近年来, 随着债务的持续攀升在很多国家成为一个越来越难以忽略的现实问题, 不少新近的文献开始探索债务的适度性及其影响等问题。从已有关于过度债务如何影响经济的相关文献来看, 总体上可分为微观和宏观两个层面的研究, 前者具体分为家庭视角和企业视角的研究, 而后者则主要是基于国家或政府视角的研究。本部分对上述两个层面、三个视角的研究进行简要的总结和梳理。

(一) 家庭视角的研究

从家庭视角来看, 已有研究主要从家庭消费与生活水平、总需求与总供给、经济和金融风险蔓延等角度讨论了过度负债的相关影响。总体而言, 居民杠杆率的攀升会带来以下几大潜在风险(蔡萌浙, 2018): 首先, 如果居民资产高度集中在房地产和理财产品领域, 那么一旦这些领域遭受不利冲击, 家庭资产将大幅缩水, 同时增大居民偿债压力, 从而侵蚀消费和保障性支出, 造成生活水平下降和社会矛盾激化。其次, 家庭面临的财务困境会转移至金融系统, 导致金融机构信贷资产恶化。最后, 居民杠杆率的持续攀升一方面会增加银行吸储难度, 限制了信贷投放, 使实体企业无法获得充足资金, 其生产经营在融资环境恶化下受创, 进而阻碍经济增长; 另一方面, 居民在偿债压力下的消费减少会直接影响国民经济产出, 即总需求疲软加剧了总供给的低迷。

从家庭自身所受影响来看, 高债务水平会提高家庭对宏观经济条件变化的敏感度, 导致其借贷、消费和投资行为的被迫调整和不稳定性(OECD, 2012)。Pally (1994) 提出, 随着债务的不断积累, 家庭需要偿付的本息在现金流支出中的占比也会持续提升, 导致居民财富收入向债权人转移, 从而挤出了消费支出, 同时造成家庭债务的不可持续。同时, 不少研究基于美国次贷危机的事实经验, 证实了过度负债对家庭部门的危害。Dynan 和 Kohn (2009) 认为债务的过度膨胀是 2008 年美国次贷危机爆发后家庭消费水平下降的主要原因, 因为过度负债通过削弱财务自由度和家庭效用放大了收入波动造成的冲击和风险, 特别是对于较为脆弱的家庭而言, 他们需要更多的负债以满足现有消费和偿还过往债务。Dynan (2012) 基于美国 PSID 微观家庭数据, 研究发现房价暴跌导致了家庭负债占资产比重的大幅上升, 因此在美国次贷危机期间高负债家庭消费水平的下降幅度比其他家庭更大, 这说明过度负债能够引发消费疲软。

从家庭部门过度负债可能带来的外部效应来看, 当家庭收入受到相同冲击时, 负债水平更高的家庭需进行更大幅度的支出调整, 这意味着家庭部门的过度负债可能会对消费和总需求造成严重的挤出效应, 同时放大收入波动等负面冲击, 将风险传递到实体企业和金融部门, 进而削弱企业的经营能力和增加金融系统的脆弱性(上海财经大学高等研究院课题组, 2018)。Sutherland 和 Hoeller (2012) 认为高水平的负债会造成家庭、企业和政府资产负债表的脆弱性, 从而在全球经济层面上放大和传播宏观经济和资产价格冲击。经验证据表明, 当私营部门, 尤其是家庭部门的债务水平高于趋势水平时, 经济衰退的可能性会随之增加, 同时高债务水平下的经济衰退往往更加严重。殷剑峰和王增武(2018) 基于对美国次贷危机的理论分析, 认为金融自由化导致的过度负债会提高低收入家庭的杠杆率和违约率, 同时居民部门普遍的、不断累积的

负债会催生房地产泡沫、复杂衍生品和结构化融资等金融交易的过度繁荣，从而放大个别信用事件带来的冲击，诱发整个市场的流动性风险和信用危机，最终甚至会波及全球金融市场。

需要强调的是，有相当一部分研究针对过度家庭资金流入房地产行业这一问题进行了论述。首先，在房价上涨导致过度负债的背景下，家庭财务压力会大幅增强，迫使家庭去杠杆，并抑制居民消费和经济复苏。尤其是当家庭过于依赖住房抵押贷款时，一旦房价下跌或利率提高，居民就面临着巨大的风险，财务危机爆发后的高额债务负担将造成持续性的消费低迷（Lusting 和 Nieuwerburgh, 2005）。其次，居民杠杆率与房价之间还会产生相互作用，造成风险的放大与传播。比如贺星源等（2022）基于中国 2007-2020 年相关数据，验证了居民杠杆率、房地产价格和金融稳定之间存在显著的动态关系，居民杠杆率与房地产价格之间存在相互推动的增强循环效应，而两者在短期内的同时攀升又极易破坏金融稳定。就中国实际而言，由于居民缺乏金融选择权且追逐市场发展热点，因此房地产往往成为家庭投资的主要对象，而随着资产泡沫的累积，居民的债务负担持续加重，同时投入房地产的资金无法在短期内变现或转投，故一旦经济下行，家庭部门的流动性会迅速恶化，且流动性风险还将通过金融机构传导和扩散，威胁整体金融稳定（王永钦等，2016）。陈小亮和陈彦斌（2018）强调，由于居民部门杠杆率的迅速攀升、高额隐性债务的累积和大量私人资金违规流入房地产行业，中国居民部门潜在债务风险已经不容忽视。

（二）企业视角的研究

从企业视角来看，已有研究主要从经济通缩、企业运营与投资效率、投入和产出等角度讨论了过度负债的影响。概括而言，企业的高负债水平增大了财务风险，从而可能引发企业资本成本提高、破产风险加大和盈利能力弱化等一系列严重后果，甚至威胁整个国家经济和金融的安全、稳定（DeAngelo 等，2018）。Reinhart and Rogoff（2011）强调，企业和家庭等的过度负债通常预示着银行系统危机的到来，而政府在这一过程中的顺周期政策又会加剧债务扩张，从而加速危机的到来。具体来说，在过度负债带来的巨大债务困境压力下，企业违约的可能性大大增强，而一旦产生普遍的违约现象，金融中介的信贷功能就会遭到破坏，从而造成信用紧缩，带来消费和投资的下降，最终由于总需求的大幅减少而导致经济通缩（Bernanke, 1983, 1989）。同时，银行自身的过度负债、红利政策以及不利的信贷利差也会损害其资产负债表，进而影响银行乃至金融系统的稳定性（Mittnik 和 Semmler, 2013）。

从企业过度负债可能引发的宏观经济风险来看，许多研究都基于 Fisher 提出的“债务—通缩”理论进行了分析和拓展。“债务—通缩”理论是指，过度负债的企业在遇到外部冲击或财政转向时，往往会通过抛售资产等方式清偿债务以迅速降低资产负债率，这会导致资产和产品价格的下跌，进而引发整体物价下行、资产净值缩水、企业利润减少、产出贸易减少和就业率下降等一系列后果。在上述环境下，实际利率会随之升高，强迫更多企业持续去杠杆，同时急剧上升的违约率也侵害了银行的资产质量，驱使其收紧信贷发放力度和加大催收力度，进一步加大了企业的负债压力，最终经济在恶性循环中走向大萧条（Fisher, 1933）。Tobin（1975）在此基础上提出，公司过度负债带来的价格下跌将进一步导致工资和收入的下降，同时提高债务本息占收入的比重，这不仅增大了公司破产和违约的风险，也限制了其再贷款的能力。当这种情况普遍存在时，债务人的债务困境压力将传递给债权人，即金融机构等借款人的流动性将遭受负面冲击，从而加剧了借款和投资的萎缩，诱发债务通缩的恶性循环。Minsky（1957, 1978, 1982, 1986）则从总需求的角度出发，认为企业倾销资产导致的价格下跌，一方面会加剧资产货币价值的下降，造成负债恶化和廉价倾销的恶性循环，从而降低消费和投资，减少总需求；另一方面资产的损失也会通过财富效应降低消费和投资支出，加剧了总需求的疲软，导致经济通缩和衰退。Peter（2004, 2005）针对“债务—通缩”的触发条件问题，建立了一个包含企业、家庭和银行系统的三部门模型，模型分析表明，如果在为了清偿债务而倾销资产的同时，经济主体采用了去杠杆策略限制债务水平或实行信用紧缩，那么就会使资产均衡价格的下降过程不再稳定，最终以恶性循环的方式导致债务通缩。从经验事实的角度来看，Wolfson（1996）结合 1987 年股市崩盘等案例证实了 Minsky 对费雪债务通缩理论的扩展，同时认为即使经济总体价格水平没有出现大幅度的下降，企业倾销偿债造成的资产价格下跌也会加大债务偿付难度，进而降低贷款意愿，最终导致经济通缩。Mendoza 和 Smith（2006）通过小型经济体的 RBC 模型，证明了在高债务水平下，经济受到的负面冲击可能引发企业资产的售卖螺旋，进而导致价格水平和产出的同时下降。Jungherr 等（2022）研究

发现商业信贷的增长比 GDP 增长滞后约 1 年, 这导致了经济衰退期的高杠杆, 同时经济繁荣时期公司积累的高水平债务只能在衰退时期缓慢减少, 使得高违约率与低投资之间形成了逆反馈循环, 进一步放大了衰退, 且缓慢的去杠杆过程延缓了经济复苏。特别地, 就金融部门而言, 其高负债水平会带来额外的脆弱性, 并将广泛影响整体经济。一方面, 银行资金越少依赖存款, 证券市场的作用就越大, 从而放大流动性突变和估值困难造成的影响; 另一方面, 交易对手风险实现的可能性加大, 而企业的违约和抛售会导致资产价格下跌, 进而损害金融机构权益 (OECD, 2012)。

从企业自身投资、融资、生产和管理等角度来看, 过度负债也会带来诸多负面影响。一部分研究认为过度投资会迫使企业减少投资, 比如 Myers (1977) 首次聚焦微观角度, 提出过度负债会削弱企业的投资意愿, 从而导致投资不足, 同时企业投资回报中的很大部分会以债务本息的形式支付给债权人, 进一步加剧企业投资率的下降。Koo (2009) 强调企业由于过度负债而恶化的资产负债表是经济萧条或金融危机的重要根源, 因为企业在濒临违约和破产时的生产函数将以负债最小化替代利润最大化, 进而削弱投资, 诱发债务通缩。Uysal (2011) 研究发现, 由于存在未来融资约束, 所以处于过度负债状态的企业大概率不会进行大额并购, 尤其不会选择现金收购的方式。同时, 尽管过度负债会对企业的未来经营和投资产生约束和负面影响, 但考虑到调整成本, 企业可能也不会立即调整资本结构以达到目标负债率。另一部分研究认为过度负债不一定会削弱投资, 但会降低企业的投资效率, 并造成产能过剩等问题。比如 Jin 和 Zhao (2018) 以中国上市公司为样本, 首次在企业层面将过度负债定义为银行信贷金额超过其当年企业投资支出的情况, 提出过度负债能够促进企业投资, 且房地产的繁荣强化了这一促进效应, 但过度信贷也削弱了企业的产能利用率, 造成了中国的产能过剩问题。此外, 还有一些研究提出, 由过度负债率所驱动的债务杠杆与企业未来回报之间的负相关关系, 很有可能是由于外部投资者普遍不能及时和准确地捕捉过度负债状态所提供的企业基本面信息 (比如未来的财务困境和资产增长等) 所导致的 (Caskey 等, 2012)。

在国内研究方面, 一些文献将中国实际的经济、金融背景与理论相结合, 阐述了过度投资引发经济下行或金融风险的传导机制。彭方平等 (2017) 首先基于非线性模型预测控制方法从理论上刻画了过度投资与经济下滑的内生机制, 认为企业过度负债一方面会造成产能过剩, 另一方面会使负债成本随着市场利率的上升而迅速提高, 两方面共同驱使企业的资本回报率下降, 企业被迫依靠融资维持运转, 并通过“借新还旧”清偿债务, 这导致了投资下降和经济下行, 而实体经济的下滑又进一步迫使企业提高负债率, 从而形成恶性循环, 经济陷入“债务陷阱”。接着文章又借助中国上市公司数据验证了上述理论分析, 实证结果表明, 中国在企业微观层面上来说, 已经陷入了“债务陷阱”的困境。王红建等 (2018) 认为, 在中国以利率为代表的资本要素价格机制尚未完全形成以及信贷资源存在错配的背景下, 非金融私人部门的长期过度负债会提高其债务成本, 造成企业破产风险加大和投资能力弱化, 进而导致金融部门不良资产的激增, 诱发债务风险的传染和蔓延。针对企业自身的投资、生产和管理等行为, 邓路等 (2017) 采用中国 A 股上市公司作为研究样本, 发现公司超额银行借款与过度投资之间存在显著的正相关, 同时管理层的过度自信和自利行为 (比如在职消费和商业扩张等) 会加剧这种正相关关系, 造成更严重的过度投资现象。此外, 超额银行借款还增加了企业的诉讼风险。李志生等 (2018) 从企业决策者行为的角度切入, 通过实证研究发现企业过度负债存在显著的地区同群效应, 即一家企业的过度负债行为可能会带动地区内的其他企业加大杠杆, 而过度负债的地区同群效应会造成过度投资, 并削弱企业的偿债能力和盈利能力。张杰 (2019) 通过对 2001-2014 年中国工业部门数据进行实证研究, 发现受到政策扶持的战略性新兴产业等更易获得大规模的低成本银行贷款, 且贷款主要用于购买先进设备, 故高负债可以通过固定资产投资渠道促进企业生产率的提高。相反, 劳动密集型或中小企业容易被银行索取更高的贷款成本, 因此高负债会通过利息成本负担渠道侵害企业的利润积累能力, 导致其难以购买设备和研发创新, 从而对生产率产生抑制效应。最后, 还有部分研究聚焦中国国有企业特点, 讨论了过度负债对不同性质的企业带来的影响。田利辉 (2005) 基于中国上市公司数据展开实证研究, 指出随着银行贷款规模的增大, 国家控股上市公司的管理费用、经理层公款消费和自由现金流规模也有显著上升, 导致企业运营和投资效率以及企业价值的下降。陆正飞等 (2015) 基于中国 2004-2012 年 A 股上市公司数据进行实证研究, 发现当企业过度负债时, 国有企业产权性质背后的隐性担保降低了其债务违约风险对动态负债风险的负面作用。但如果国企在市场化改革下较大程度地失

去政府隐性担保，其潜在的短期过度负债风险就会显现，进而损害未来的融资和经营水平。许晓芳等（2020）以中国 2007-2018 年非金融类上市公司为样本研究了过度负债与去杠杆之间的关系，相关结果表明，当实际负债水平超过目标水平时，企业更有可能表现出去杠杆行为，且过度负债程度越高，企业去杠杆的可能性和力度也越大，但这种关系在国企中的表现相对较弱。

（三）国家（政府）视角的研究

从国家和政府视角来看，已有研究主要从宏观经济运行机理、金融活动和金融不稳定、财政和税收影响等角度讨论了过度负债的相关影响。概括而言，高债务水平会通过多种渠道影响宏观经济（OECD, 2012）：一方面，高负债可能使家庭、企业和政府面临流动性不匹配和偿付能力减弱等问题，同时使经济更易受到资产价格变动的冲击，即通过资产负债表的脆弱性放大或传递个别部门或市场遭遇的负面冲击，造成全面危机；另一方面，高负债削弱了家庭和企业平滑消费和投资的能力，也削弱了政府缓冲不利冲击的能力，破坏财政政策效果，增加经济继续衰退的可能性和严重程度。Feldstein（2013）认为高“债务—GDP”比率对任何经济都会造成以下五个方面的严重问题：第一，政府为了支付巨额利息会提高税收，从而损害其他激励措施和削弱增长；第二，如果政府需要向外国投资者偿还债务，会导致本币的流出与贬值；第三，高债务下的利率上升会提高投资成本，进而减少商业投资；第四，由于政府的必要性支出受国债规模的限制，所以过度负债减少了政府的回旋余地；第五，巨额国债增加了经济脆弱性，特别是对利率上升冲击的脆弱性。

从已有文献的具体分布来看，相当一部分研究认为，过高的债务水平会提升利率，挤出生产性投资，增加政府的财政破产风险，从而阻碍长期的经济增长。从经验事实来看，众多的经济研究表明，高债务水平是危险的，正常时期的巨额赤字和债务最终会提高长期利率，从而挤占私人投资，降低未来工资、经济增长和人们的生活水平（Boskin, 2013）。比如，Reinhart and Rogoff（2010）基于 44 个国家跨度约 200 年的数据进行实证分析，其研究表明，当一国公共债务占 GDP 的比重超过 90% 时，GDP 平均增长率会出现明显下降；当一国外债规模占 GDP 比重超过 60% 时，经济增长会显著恶化，如果这一比重持续增长，经济很可能进入衰退状态。Ziemann（2012）研究发现由债务推动的经济扩张通常持续时间更长，但最终也会导致更大规模的衰退：在高债务环境中，商业周期的波幅较大，反映出更高的宏观经济波动性、更高的尾部风险和更严重的产出增长分配不对称，从而造成福利损失。Baum 等（2013）在欧元区主权债务危机的背景下研究了公共债务与经济增长之间的关系，发现当债务占 GDP 比率达到约 67% 时，其对 GDP 短期增长的积极作用就不再明显；比率高于 70% 时，长期利率会面临更大的压力；比率高于 95% 时，额外债务将对经济活动产生负面影响。Brida 等（2017）采用 16 个国家 1977-2015 年的数据作为样本，研究发现公共债务与经济增长之间确实存在负相关关系，同时对于有相似债务占国内生产总值比率的重债国家而言，它们的经济动态表现趋于同步，且在经济上似乎受到这一比率的驱动。Karadam（2018）认为债务和增长之间的非线性关系主要取决于债务结构，而公共债务总额、短期外债和长期公共外债能够对增长产生更明显的阈值效应：随着债务水平的提高，公共债务对经济增长的影响由正向负平稳变化。此外，发展中国家的债务门槛低于工业国家，故此类经济体应当更加谨慎地对待其公共债务水平。Caner 等（2021）以 29 个 OECD 国家作为研究样本，发现当总债务占 GDP 比重超过 220% 时，公共和私人债务及其相互作用会对经济增长产生显著的负面阈值效应。此外，如果去除公私债务的互动效应，私人部门债务的影响在很大程度上被低估了，同时作者将私人债务分解为家庭和公司债务，发现公私债务的相互作用更有可能通过家庭债务和公共债务的渠道发生。Cecchetti（2013）认为无论对于家庭、企业还是国家来说，债务只有保持在适度水平上才能成为增长引擎，过度负债将带来大额利息，提高债务人违约的可能性，这将进一步驱使贷方要求更高的利率，加剧债务人的风险和系统的脆弱性，陷入恶性循环。Koo（2013）认为由于公共部门管理不善造成的赤字的负面影响将很快通过挤出和资源分配不当体现出来，而私营部门如果在长期中走向普遍过度负债的状态，那么储蓄就会替代投资，即使利率被降到很低，经济也会不断失去相当于未借贷储蓄数量的总需求，进入通缩螺旋的衰退之中。程宇丹和龚六堂（2014）采用了增长核算理论来验证政府债务影响经济增长的路径，认为政府债务可能通过影响资本积累与全要素生产率来影响增长，即一方面可能挤出私人投资，另一方面也可能提高公共投资，从而影响资本积累，并带来投资结构的变化，进而影响整

体投资效率。接着, 文章采用 113 个国家 1960-2010 年的数据为样本, 实证检验了上述分析, 发现发展中国家政府债务对全要素生产率和投资增长率有显著的倒“U”型影响, 即政府债务占 GDP 比重超过一定阈值后, 会对两个要素造成负面作用。

从金融角度来看, 早期的经典理论以明斯基的“金融不稳定假说”为代表, 该理论认为, 经济主体的过度负债会提升市场利率和加大金融压力, 最终导致资产价格的崩溃和金融危机的爆发 (Minsky, 1957, 1978, 1982, 1986)。Sutherland 等 (2012) 认为高债务水平可能造成脆弱性, 放大和传递宏观经济和资产价格的冲击, 这不仅会阻碍家庭和企业平滑消费与投资的能力, 还会削弱政府缓解不利冲击的能力。Galbraith (2013) 提出, 如果家庭、企业或政府需要向外举债, 并需要通过赚取外部收入来还本付息, 那么过度负债将可能导致流动性危机、违约、破产和崩溃, 尤其当一国采用的是固定汇率制时。但如果作为用本币借贷、充分掌控本国利率、拥有浮动汇率以及在危机时刻受到投资者青睐的大国, 则可以通过本币贬值和通胀避免上述危机。Nakamae (2013) 强调央行的信誉问题, 即当政府过度负债时, 如果央行通过印刷更多钞票来维持低利率, 那么人们就会质疑银行存款和固定收益产品的可靠性, 转向对冲通胀的资产, 如房地产、股票、贵重商品和更强势的货币等, 导致资本外逃和银行挤兑, 进而长期债券收益率会急剧上升, 形成恶性循环。Aslund (2013) 认为除特殊情况外, 高额公共债务会推动债券收益率和利率的上升, 从而拖累增长, 也许具有成熟金融体系和大量储备货币的发达经济体可以更久地维持巨额债务, 但是小型经济体或半发达国家很难管理超过 GDP 总量 60% 的公共债务。Penner (2013) 认为早在主权债务危机爆发之前, 巨额赤字就会削弱国民储蓄, 侵蚀国家财富的增长, 因为实物投资要么被挤出, 要么通过向国外借款维持, 更多的国内生产所得将用于支付利息与股息, 而不是提高生活水平。张启迪 (2017) 基于中国实际提出同时适用于企业、居民和政府的“三部门债务通缩理论”, 其中经济整体债务率较高就是触发“债务一通缩”的重要初始条件之一。当经济出现通货紧缩时, 各部门债务负担加重, 违约率上升, 驱使银行系统收缩信用, 导致居民消费、企业投资和政府支出的下降, 从而进一步加剧价格水平的下跌, 形成“债务一通缩”循环。纪敏等 (2017) 基于对微观和宏观杠杆率的理论研究, 提出经济在低负债水平和低杠杆率的情况下, 确实能通过货币和信贷扩张获得快速增长。但在长期中企业和投资者可能在非理性的乐观预期下持续扩大负债或为了偿还利息而“借新还旧”, 从而滋生资产价格泡沫, 而当债务投资效率和实体收益率进一步恶化时, 企业被迫去杠杆, 资产价格泡沫破裂, 过度负债就会难以维系, 大量不良贷款开始暴露, 诱发潜在的金融风险。彭方平和展凯 (2018) 结合理论研究和对中国上市公司数据的实证分析发现, 在金融压力较小时, 负债会对投资产生显著的促进效应。但随着政府债务和经济整体债务的持续增长, 金融压力会随之上升, 从而提高利率, 使企业无力偿还大幅增加的利息, 同时政府支出也会出现不可持续性, 造成投资的急剧下降, 进而导致实体经济的下行甚至经济危机的爆发。

从财政和税收的角度来看, Callow (2013) 基于 IMF 的一系列研究结论, 强调过度负债对经济有重大影响, 因为伴随着巨大的公共债务, 政府不得不付出高昂的偿债成本, 从而面临财政破产风险, 特别是在需要实行财政紧缩政策时, 高负债国家从一开始就处于不利地位, 进而更难实现外部驱动的增长。此外, 如果一国实行固定汇率制更会放大上述风险。Frankel (2013) 认为高水平的负债一定会对国家产生不利的影响, 经济将陷入债务陷阱, 政府只能进行财政紧缩, 尽管这会使经济衰退恶化, 同时财政紧缩导致的产出下降甚至可能使债务占 GDP 的比例进一步飙升, 造成更严重的后果。从税收角度来看, 偿债额上升将带来预期税率上升, 从而抑制增加未来收入的努力和投资, 当收入没有增长时, 良好债务也会面临违约风险, 造成借贷成本中的违约或通胀溢价上升, 进一步延缓增长 (Reynolds, 2013)。Mckinnon (2013) 认为, 如果高额的政府债务来自失控的“平民财政赤字”, 比如福利支出或税收僵局, 那么其很可能导致未来增长的放缓; 如果债务主要以外币计价, 那么迫使政府突然采取紧缩政策的债务违约威胁将更快地发生。Malpass (2013) 提出债务对一个国家的增长来说至关重要, 高水平的负债通常反映了政府支出快速增长以及难以抑制借贷的历史, 这意味着未来税收增加的可能性很大, 会造成私营部门投资和招聘的减少。OECD (2012) 认为, 政府债务高企会带来税收的增加, 从而减少私人部门的消费和投资等, 降低了财政政策在平滑经济波动方面的有效性, 甚至使其被迫成为顺周期政策。Boskin (2020) 研究发现, 尽管在债务的规模控制等方面存在不确定性, 但是巨额赤字和债务往往带来高税收、低收入、私人投资减少等一系列重大风险, 在

极端情况下会导致通货膨胀、金融危机以及严重的代际不平等。此外，Cochrane（2011）研究了2008-2009年及之后的财政货币政策，认为央行几乎无力避免通缩或通胀，最终的财政通胀可能在巨额赤字或货币化之前就已经到来，而且很可能伴随着停滞而非繁荣。

最后，还有一些研究认为，负债的影响应该视情形而定，不能一概而论。比如，Weidmann（2013）认为公共债务水平对经济的确切影响是难以确定的，一方面高债务会促使利率上升，从而挤占私人投资、抑制国外净资产头寸和资本流入，造成生产率降低、工资减少和货币政策压力加大等负面影响；另一方面，如果高债务更多地用于生产性公共投资而非消费，那么其对生产率的负面影响就没有那么重要，甚至有可能产生积极影响。Shapiro（2013）也认为，国家公共债务与经济增长率之间的关系是复杂的，且对许多外部条件具有高敏感性，并没有证据表明政府债务会以可预测的方式或在某个固定的阈值上减缓增长。在Fieldhouse（2013）的研究中，各国经济背景对负债和增长之间的关系有重要影响，故无法普遍量化公共债务积累到何种程度是有害的或会引发危机，比如当拥有独立央行的国家陷入流动性陷阱时，积累的公共债务可以起到总需求减震器的作用，阻止更严重的萧条。Eberhardt和Presbitero（2015）发现在一些国家中，公共债务与长期经济增长之间存在负相关关系，但并没有证据表明各国内部存在类似的债务门槛。Egert（2015）的实证研究认为，支持1946-2009年期间美国公共债务占GDP比率与经济增长之间存在负非线性关系的证据非常有限，公共债务与经济之间的负非线性关系可能随着不同时间、国家和经济条件而变化，并没有确切的阈值。马勇和田拓（2016）的跨国实证研究显示，经济增长和产业升级均有助于降低政府债务，且产业结构升级的作用要大于经济增长；同时，金融不稳定不利于政府债务削减，且会削弱经济增长和产业升级在削减政府债务中的积极作用。Chudik等（2017）和Lim（2019）的研究也得到了类似的结论。Swamy（2020）基于1960-2009年的跨国实证研究表明，政府债务与经济增长之间存在负相关关系，债务占国内生产总值的比率每增加10个百分点，平均增长率就会下降23个基点；同时，高负债水平对经济增长带来的长期影响在各国并非一致，主要取决于一国的债务制度和宏观经济状况。此外，还有部分研究认为，负债与经济增长之间并不存在明显的长期关系，如Eberhardt（2019）基于27个国家的长期数据进行实证研究，结果并没有发现支持债务与经济增长之间存在系统性长期关系的证据。Jacobs等（2020）发现无论公共债务水平如何，债务和GDP的比率与GDP增长率之间都没有因果关系，反而是GDP增长率会对二者之间的比率产生影响，但如果金融市场认为一国公共债务水平是“不可持续”的，那么长期实际利率会对公共债务水平的反应更加敏感，在这种情况下，公共债务的快速积累可能对经济增长产生不利影响。

在关于中国的研究中，比较受关注的一个核心问题是地方政府的高债务问题。龚强等（2011）基于理论梳理，提出地方政府投融资平台债务积累可能引发众多宏观层面风险，包括过度负债挤压政府宏观调控的政策空间、产业结构或发展方式调整的战略难以实施、加大国企改革难度、损害政府信用、威胁货币供给的主动性和稳定性等。吴盼文等（2013）利用DSGE模型分析了政府性债务对金融稳定性的影响，模型结果显示：首先，政府性债务扩张只能在短期拉动经济产出，而在长期属于对政府资源的超前使用，偿债负担还会削弱政府的未来支出能力；其次，政府性债务扩张在短期带来的产出、投资和收入上涨会提升货币需求，同时央行也会通过公开市场操作等手段增加货币供给，从而造成货币供应量的显著增加、资产价格泡沫的积累和通胀水平的上升；此外，信贷规模也会随着政府债务的扩张而膨胀。在上述过程中，政府性债务的可持续性不断降低，违约、通胀和不良贷款风险逐渐显现，对金融稳定性造成破坏。吕健（2015）通过实证研究发现，当每年新增的负债占GDP比重低于6%时，地方债务可以促进经济增长，但大规模的举债投资在长期会损害增长。就中国而言，在大量的地方债务到期时经济并不再处于快速增长期，于是政府被迫采用“借新还旧”的方式清偿债务，大量的流动性在此过程中被占用，从而无法投入实体经济形成有效投资，最终加剧经济增速的下行。文雪婷和汪德华（2017）对2006-2013年中国179个地级市的投资率、资本回报率的估计值和地方融资平台的负债规模展开实证研究，发现2009年后地方政府主导的投资大量增加，而其中大部分支出依靠债务融资，同时很多都属于官员以晋升为动机的盲目的竞争性扩张，以及受到预算软约束的地方政府往往着眼于投资规模而非质量，政府投资与民间投资之间不仅没有形成正反馈机制，大规模的借贷还反而挤出了私人借贷，降低了资源配置效率。因此，地方融资平台负债规模越大，投资率和资本回报率之间的负相关性就越强，即宏观投资效率越低。项后军等（2017）采用中国2003-2013

年各省的数据研究了地方债务与经济波动的关系,发现地方政府的举债行为在一定程度上加剧了产能过剩的问题,从而对经济波动造成了负面影响,同时地方政府主要将土地财政作为偿债来源,故出让土地和“借新还旧”等现象普遍存在,埋下了不稳定的风险隐患。刘进财和戴金平(2018)研究了地方政府债务和经济通缩之间的关系,发现地方政府过度负债会通过三条路径诱发经济通缩:首先,地方政府严重依赖土地财政以获得偿债来源,从而导致房价高企,提高居民储蓄率和降低消费支出。其次,过度资金流入低效企业,一方面会挤占金融资本,恶化私人部门投融资环境;另一方面会引起产能过剩,进而降低资本回报率,加剧私人部门投资支出的减少,同时扩大无效供给。

三、对已有理论的综合:走向一般概括

从前一部分的文献综述可以看出,过度负债对经济运行的影响可以具体从家庭、企业和国家(政府)等角度予以考察和分析,但具体视角的各种结论往往较为零散,难以给我们提供更加一般和综合化的系统理解。为此,在本部分,我们尝试对已有理论进行必要的综合与反思,从而提炼出过度负债影响经济运行的一般性机理和路径。

(一) 债务的性质与经济增长

债务可以根据其投向项目的性质,分为生产性债务和非生产性债务。一般来说,生产性债务可以推动经济增长,而非生产性债务则更容易对经济产生负面影响。根据经济学理论,资本的合理运用是协调资源高效分配和促进各类生产要素(如劳动、土地和技术等)有效利用的关键因素。其中“合理运用”主要是指,资本应该投向效率更高或潜力更大的生产性领域。具体而言,如今的法币作为一种信用货币,面值等完全由国家或地区法律所决定,在实质上并不具备内在价值。因此,仅仅是表面货币量或资产负债表上资产数额的上升,并不代表着社会财富的实际增加。只有当资金真正流入实体经济的生产之中,支持企业整合资源以更好地进行产品、服务创造或技术创新时,资本才能带来真正的经济增长,从而提升社会财富和人民生活水平。

同时,企业或项目所能创造的财富或价值,也体现了其偿债能力的高低,是银行等投资方评估该项目风险和投资价值的重要指标。从成本收益的角度来看,只有投资对象具备正的净现值,其所创造的价值才足以覆盖其所承担的债务负担。简而言之,拥有较强生产或创新能力的企业或项目往往能创造更多易于计量的实际价值,可以更充分地利用债务带来的资金,并为未来偿还本息提供保障。因此,支持生产性项目的债务一方面可以促进经济的实际增长,另一方面也拥有更稳定的偿还保证,发生违约风险的可能性相对较小。

但是,当经济中出现大量的非生产性债务时,往往意味着资本并没有得到合理运用,从而可能导致生产要素的低效利用和资源的紊乱分配,扭曲经济部门行为,甚至造成经济衰退或金融危机。首先,非生产性债务的发放通常以房产等固定资产的价值为基础,不再支持企业的生产和创新,并会挤出生产性投资,使实体企业的融资环境恶化,从而削弱经济产出和增长。其次,当大量资金投入非生产性领域时,资产价格就会被不断推高,形成超过实际价值的价格泡沫。价格泡沫一方面会继续营造经济繁荣的假象,提高非生产性领域的名义收益,吸引更多资金的投入,从而加剧生产性投资的挤出效应;另一方面会加大经济和金融体系的脆弱性,为泡沫破裂后的衰退埋下祸根。同时,非生产性债务看似依靠稳定安全的抵押物,但实际上房产等固定资产的价值也会随着市场情况而不断变化,特别是在债务上升停滞后的资产抛售阶段,其价值根本不能覆盖巨额的债务负担。此外,早在衰退或危机发生之前,实体企业就已深受过度的非生产性债务带来的不利影响,因此经济通常需要付出更长的时间和更大的代价才能完成产出恢复和整体复苏。

总结而言,债务性质与经济增长有密切关系,生产性债务可以促进实体经济增长,但过度的非生产性债务可能会带来衰退或危机。两者的根本区别在于,债务支持的项目是否能够创造出实际且足够的产品或服务以偿还本息和增加社会财富。

(二) 债务上升影响经济运行的机制

概括而言，债务上升可能通过以下四种机制对经济产生不良影响：收入转移、财务困境、价格泡沫和滞后作用。在上述机制发挥作用的过程中，不仅资源配置会在空间（不同部门之间）和时间（现在和未来）两个维度上被扭曲，而且必将导致不同经济部门和相关经济主体之间的财富再分配。简言之，过度负债会导致经济和社会的双重后果。

1. 收入转移

收入转移是过度债务直接扭曲经济的途径，即当债务上升而导致事前供给和需求不平衡时，上述解决机制就会自动发挥作用，由此带来的调整成本的分配使得收入在各个私人或公共部门之间转移。但是，这种转移往往不是最优的——无论是通货膨胀激增或税收提高导致的资产价值和收入的下降，还是关税、本币贬值或贸易逆差给家庭和企业造成的收入损失，亦或是垄断或政府支出下降带来的相关企业利润减少，都可能意味着受益部门创造的产品和服务价值不足以覆盖需要偿还的贷款，同时另一些经济部门承担了债务费用但却没有获得债务创造的收益。因此，债务上升很可能引发次优的收入转移，从而降低资源的分配效率，并增加商业的不确定性，带来收入减少、消费和投资疲软、失业率提高等一系列后果，直接损害经济增长。

2. 财政困境

当上述显性或隐性的收入转移存在足够的不确定时，各个经济部门通常会改变行为以保护自身免于承担债务的实际成本，而这些行为要么间接破坏经济增长，要么增强金融脆弱性，要么两者兼而有之。当经济主体察觉到供需不平衡的信号，预期通货膨胀、税收提高和货币贬值等情况将要发生时，家庭会将财富转化为动产或外汇，消费者会削减支出，企业会将业务转移到国外和推迟设备购买等。一旦这些行为普遍发生，经济中的生产、消费、投资和政府支出等都会被迫大幅削减，由此产生的资产价格下降使债务人更难偿还债务，同时债权人还会缩短债务期限，并要求更高的风险溢价，这会进一步加剧流动性风险，导致违约率上升。此外，一个部门的财务困境很可能不断加深并蔓延到原先杠杆率较低的上下游行业，最终造成整体经济下行或金融危机。

3. 价格泡沫

债务的迅速上升还会导致价格泡沫和虚假繁荣。一方面，债务扩张与资产价格泡沫会相互促进。当股票和房地产等过度繁荣时，资产价格超过了其未来可能创造的商品和服务价值，而价格与基本预期的偏离则进一步助长了投机性购买。同时，高资产价格也通过财富效应让家庭感到更富有，从而减少储蓄和增加支出。另一方面，经济的过度负债使得更多的资金流向非生产性投资，进而夸大了经济创造的实际价值，并通过收入效应直接影响经济活动。但是，虚假繁荣无法永远维持，价格泡沫终将破灭。当债务停止上升并发生逆转时，家庭和企业就会感受到流动性的突然收缩，被迫以抛售资产等方式清偿债务，从而导致抵押品价值持续大幅缩水，各经济主体也因此面临越来越大的偿债压力。总结而言，经济中资产的盈利能力与债务负担的高度不匹配无法通过“注销坏账”的方式简单加以消除，而过度负债和价格泡沫时期未被承认的损失一定会在未来发生并被明确分配，从而扭曲经济部门的行为，导致流动性危机和财务困境等诸多不利后果。

4. 滞后效应

随着均衡调整机制的发生，债务水平上升还会造成伴随着未来调整成本的滞后效应。比如，当政府过度负债引发金融危机后，各公共和私人部门都会被迫通过甩卖资产、降低消费、削减生产和投资等方式去杠杆，从而进一步导致经济陷入“债务—通缩”螺旋，经济需要付出极大的调整成本才能在长期中缓慢恢复。因此，金融危机并不是经济从过度负债状态中调整过来的唯一方式，甚至不是成本最高的方式，过度负债还可能使国家陷入长期的通缩泥潭或难以摆脱的政治危机，这些都意味着巨大的未来调整成本。

总体来看，当债务上升引发收入转移、财务困境、价格泡沫和滞后作用这四种反应中的一种或多种时，它就成为了不可忽视的问题，往往会扭曲经济主体正常的消费、生产和投资活动，从而损害经济增长和诱发金融危机。

（三）高私人债务为什么会经济产生负面影响？

私人部门的过度负债会同时对自身和整体经济增长带来不可忽视的负面影响。概况而言，高额私人债

务会通过削减消费、挤出投资、提高违约可能性、放大冲击和传播风险等方式损害经济发展,带来通缩螺旋等严重危害。

首先,高水平的债务会侵蚀企业的股本和利润,或降低家庭的实际收入和财富,从而扭曲私人部门的经济行为。随着债务负担的加重,企业和家庭被迫将更大比例的收入用于偿还本息,从而挤出生产创新和投资消费,从总供给和总需求两个角度共同给经济带来负面影响。同时,债务本息将财富从债务人转移至债权人的过程并没有创造实际的价值,而过度负债更会使大量资金空转或流入非生产性领域,造成资源的低效配置,进而损害经济增长。此外,在受到外部冲击时,过度负债的私人部门往往会为了清偿债务而选择倾销资产,从而造成资产和产品价格的持续下降,进一步带来利润和收入减少、破产率和失业率上升等严重后果,引发难以恢复的“债务—通缩”螺旋。

其次,私人部门的高额债务往往是不可持续的,且具有高度的负外部性。沉重的债务负担会使企业和家庭财务变得脆弱,并对宏观冲击更为敏感,比如利率的小幅上升可能造成债务本息的大幅上涨,或家庭收入的轻微波动可能带来巨大的流动性危机。对于已经发生违约的经济主体来说,他们会因为信誉受损而难以再次获得外部借贷机会,从而进入长期的财务困境。同时,随着私人部门偿债能力的下降和违约率的上升,银行等金融机构不仅更难找到高收益或低风险的投资机会,还更有可能因债务人的大规模违约而遭受资产质量恶化的冲击。因此,金融机构会要求更高的风险溢价,并进一步收缩信贷投资等,加剧私人部门的流动性危机和破产风险,从而使经济在风险的不不断蔓延和放大中陷入衰退。

(四) 高公共债务为什么会对经济产生负面影响?

巨额且不断增长的政府部门债务会通过多种渠道在中长期对经济增长产生不利影响。概况而言,高水平的公共债务可能会提高长期利率、引发通货膨胀、提高税率扭曲程度、限制财政空间和降低政府信用,从而对资本存量积累和经济发展产生负面影响,导致经济波动性的增加和增长率的降低。许多实证研究也表明,公共债务与 GDP 比率的大幅上升可能带来更高的税收、更低的未来收入、代际不平等以及社会矛盾激化等一系列危害。

首先,高水平的公共债务会对私人部门造成诸多负面影响。一方面,高额债务在资本市场上争夺资金,可能会提高长期利率,使私营部门面临更高的资本成本,抑制其生产和创新能力,从而降低企业利润、居民未来工资和生活水平,损害经济的未来增长潜力。另一方面,企业和投资者可能产生非理性乐观,盲目创造价格泡沫和进行非生产性投资,而一旦泡沫破裂,就可能引发系统性的经济金融风险。同时,政府很有可能增加税收以偿还债务,从而降低居民的可支配收入,减少消费和投资需求。当债务负担持续螺旋式上升时,不仅投资者会愈发质疑政府的偿债能力,进而要求更高的利率,加剧私人投资的挤出效应;企业和家庭的信心也会受到严重打击,引发资本外逃和银行挤兑等,进一步拖累生产投资和经济增长。

其次,政府过度借贷的另一个代价是挤出公共投资。不断积累的高额本息将消耗更大比例的政府预算,从而减少用于研发、基础设施和教育的公共投资。当债务问题更加严重时,政府甚至被迫以“借新还旧”的方式偿还债务,导致更多的流动性被无效占用而无法进行生产性投资。因此,政府债务可能同时挤出私人 and 公共投资,对社会流动性产生全面的不利影响,让居民购房、购车和支付学费等变得困难,而投资的减少、生产率和流动性下降也将持续削弱经济的增长潜力。

最后,政府过度负债还会损害其应对冲击和解决危机的能力。上述长期利率的提高和巨额本息的偿还义务不仅会挤出私人 and 公共投资,还会压缩政府的财政空间。一方面,伴随着偿债压力,政府投资长期项目的规划将受到较强的约束,同时用来稳定宏观经济的财政政策的有效性也会大幅降低,甚至在消费和投资整体低迷的环境中被迫成为顺周期政策。另一方面,政府的违约和发生财政破产风险的可能性也会随着债务积累而不断上升。同时,国家资产负债表的脆弱性不仅会打击私人部门信心,还会招致金融和国际收支方面的攻击,引发更严重的经济、金融和政治风险。

(五) 对已有理论的一个简单概括

综合上文分析,我们可以得到如图 1 所示的逻辑示意图。总体来看,债务可分为生产性债务和非生产性债务。其中,生产性债务主要通过被投企业或项目的高效生产创造实际的价值与财富,同时企业或项目

新创造的现金流也能保障其还本付息的安全性，最终带来经济增长。相比之下，非生产性债务则会通过四种机制影响经济与金融体系：从收入转移的角度看，无论是公共还是私人部门的非生产性负债，都会造成社会收入或利润损失，并恶化投融资环境，从而削减消费与投资，同时也会降低资源分配效率；从财务困境的角度看，非生产性债务同样会造成总支出的减少与偿付风险，甚至引发全面危机；从价格泡沫的角度看，非生产性债务会挤出实体投资并增强金融脆弱性。此外，收入转移或价格泡沫机制还可能导致或加强财务困境机制。最后，上述负面影响均存在滞后效应，由于隐患往往早已埋下，因此危机一旦爆发，经济体往往会面临长期且巨大的调整成本。

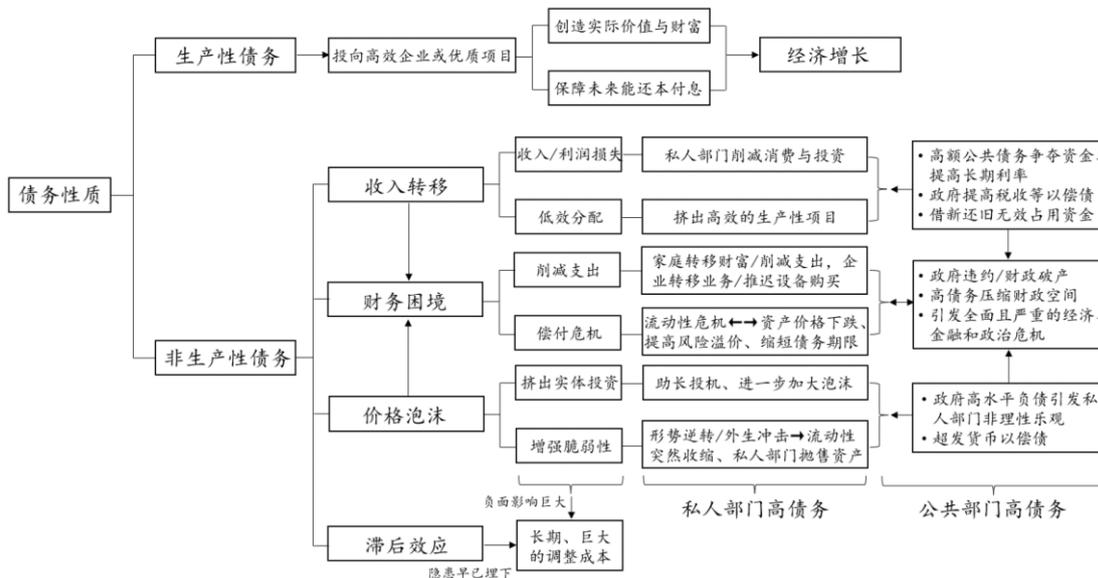


图1 债务影响经济运行的逻辑示意图

四、未来的路：一些尚待解决的关键问题

前文从文献梳理、提炼和概括的角度，对债务如何影响经济进行了初步的解读和综合，但从已有文献的相关发现和理论阐述来看，应该说，到目前为止，我们对债务如何影响经济的内在机理和过程的理解仍处于非常初步的阶段，不仅很多观点和结论未能达成一致，而且一些深层次的问题实际上尚未被触及，这些都在很大程度上妨碍了我们对相关问题的理解。概括而言，目前亟待解决而尚未解决的遗留问题主要包括以下几个方面：

一是宏微观两个层面的债务适度性标准问题。从现有文献来看，我们目前已经知道和达成共识的结论是“树不能涨到天上”——债务确实不能“过度”，否则很容易引发债务导致的各种危机，不管对微观市场主体还是宏观层面的国家债务而言都是如此。但对于什么是“过度”以及如何判断“过度”的问题，现有文献虽有触及，但结论随不同的样本对象、不同的观察期、不同的债务指标等存在很大差异，基本无法提供一致性的参考。尽管显而易见的是，对这一问题的讨论，必须结合特定的目标对象性质（如区分企业类型、家庭差异、国家特征等）及其所处的发展阶段而进行针对性的分析，但如何选择合适的债务评估指标和确定合理的“债务过度”量化标准，仍有大量的建模和数据分析工作需要完成。

二是债务与生产的动态关系问题。从理论上讲，债务之所以产生，是因为经济主体（政府）具有负债的需求，而负债的需求主要有两个驱动力量：投资和消费（政府支出属于公共的投资和消费）。由于消费的前提是投资和生产出产品，因此，可持续的消费借贷需以可持续的生产为前提，于是问题最终化归为负债与投资的关系。从投资角度来看，投资者负债所获得的资金无论是投资于金融资产还是实体项目，从终极财富来源的角度，最终都会关联到实体经济中的真实生产行为。因此，从债务可持续的角度来看，负债的量、价（利率）、速度和还款周期，都应该最终与实体经济中对应项目的生产过程和产生收益的过程相匹配和关联。但这里的难点问题在于，生产过程是指向未来的，存在不确定性，而债务合约却是依据合同而确

定的,这就产生了事前无法完成动态匹配的问题,这也是一切债务风险的最终根源。为此,经济学家需要构建出能够有效描述“债务——生产”动态关系的一般理论,才能从动态的角度理解债务的可持续性问题。

三是债务的金融属性及其与货币的关系问题。这涉及到货币信用理论中持续至今的一些关键争论。比如,现代货币理论(MMT)的许多支持者认为,拥有货币主权(即可以生产自己的法定信用货币)的政府没有支出限制,这样的政府在通货膨胀激增之前,可以无限支出不必担心债务无法偿还的问题,其核心逻辑是:一个拥有货币主权的政府不会受到直接的支出限制,因为它总是可以创造货币或债务来为其支出提供资金,而无需首先获得资金。但是这一主张忽略了一个关键问题,即当货币被创造出来作为偿债手段时,仍然受到生产端的限制:如果资金未被投入到具有偿还能力的部门,那么随着项目破产所导致的预期财富落空和债务违约,增量货币最终会演变为长期的通胀压力。此外,政府支出无论其资金来自货币创造还是债务创造,都会自动增加某些经济部门的购买力,从而增加实际需求。在这种情况下,如果政府支出在增加需求的同时并没有直接或间接地增加相同数量的供给,就会引发供给和需求的事前不平衡,而这种不平衡必然会通过各种隐性或显性的转移来解决。这些转移会使一个或多个经济部门的购买力降低到足以使需求和供给之间的事前缺口减少至零为止——政府所拥有的随意创造信用货币的能力并不能改变这一点。在后续研究中,如何更好地理解债务的金融属性及其与货币的关系问题,将贯穿整个货币信用理论的始终。

五、简要的总结和反思

在全球范围内,随着世界各国的金融体系日渐发达,生产、投资、消费等基本经济活动越来越依赖于债务的推动,这导致了越来越高的债务水平,债务也相应成为现代经济中关联金融和实体经济的一个关键纽带。从理论上讲,尽管不断攀升的债务问题引发了各方越来越强烈的关注,但对债务问题的理解显然不是“是与非”或者“好与不好”的简单判断题,而是涉及到债务的性质和作用,以及债务在何种情况下被认为是必要、安全和合理的问题。

从微观角度来看,债务的产生通常源于负债者(家庭或企业)明确的负债需求,如消费、投资(包括金融投资)和生产等。由于消费、投资和生产都是消耗资源的过程,因此,负债的偿还最终需要有别的来源——可以是投资和生产所产生的收益,也可以是已有的存量财富。不过,对于常见的正常情形而言,即在债务的实际利率为正的情况下,除非存量财富的预期收益率高于债务利率,否则借贷不会发生,这就意味着以下两种情况:(1)对于没有存量财富的经济主体而言,负债的偿还来源只能是增量财富,包括运用负债进行投资(生产)而产生的收益,或者出卖自己的劳动(即工作)而获得的收入(在债务被用于消费的情况下);(2)对于有存量财富的经济主体而言,负债的偿还来源是增量财富(负债进行投资或生产而产生的收益、劳动收入)或存量财富的损耗。在上述两种情况下,如果债务的使用(投向)不具有生产性(可以带来大于利息的增量财富),那么债务的偿还就只能靠消耗存量财富或劳动力价值来实现,这在宏观上会体现为债务攀升(无法被如期偿还而导致的债务滚动增加)、生产削减、收入下降和经济衰退。

更进一步,如果我们对该问题的理解从微观个体上升至宏观整体,那么决定一个经济体宏观债务水平及其可持续性的关键在于整个经济中无数债务投向的整体分布:如果一个经济中的绝大部分债务都被分配给了具有生产效率的借款人和能够产生良好收益的投资项目,那么这个经济体的债务运用就是健康和可持续发展的,因为债务运用的结果是社会增量财富以更快的速度上升,新创造的价值已经足以偿还借款的本息和。不过,在任何一个特定的时期内,由于“靠谱”(具有生产效率)的借款人和具有良好效益的投资项目通常只占整体借款人和全部项目的一个比例——该比率虽然不是恒定的,但更不是没有上限的——一旦贷款的对象和项目范围超过了该比例上限,借款无法被偿还的可能性就会上升。这也是我们在现实中会经常观察到如下现象的原因:当一个经济体的整体债务率超过一定比例之后,发生债务风险的可能性就会出现明显上升。从微观基础来看,宏观视角下的高债务率之所以会导致风险,其背后的原因正是借款人群中“不靠谱”的借款人和投资项目比率的不断上升。一个典型的例子就是自1994年分税制改革以来,地方融资平台成为了地方重要的筹资窗口,其背靠地方政府的“隐性担保”,往往能获得土地注入或国有股权等资产支

持，从而更容易取得银行贷款，在资本市场中也可以凭借与其基本面相背离的低成本进行融资——这意味着大量资金流向了产能过剩甚至低效企业，导致风险在地方积聚，并恶化了整体市场的投融资环境。此外，如上文所述，当市场情绪高涨时，非理性的市场主体容易一味追求高收益而忽视高风险。在这种情况下，无论是个人、企业还是地方政府，都可能成为“不靠谱”的借款人，通过过度负债进行盲目投资，而此时银行等金融机构也倾向于更多地放款来“多分一杯羹”，但“树不能涨到天上”，虚假繁荣时期的高投资收益并不能永远持续，一旦形势逆转，偿还债务就会成为难题，而前期积聚的风险将很容易被放大并酿成金融危机。

从本质上看，债务创造（供给）过程是向经济主体提供投资和消费所需的资金，但作为债务的资金本身并不是财富，它需要在被使用的过程中转化为财富，而这种转化只能通过能够产生新价值的生产活动来实现。从这个意义上说，指向消费的债务比指向生产的债务天然具有更大的风险，也更容易变得不可持续，因为生产性借贷的风险主要在于投资（生产）失败的风险，而消费性借贷本身是一种消耗性的借贷，它的目的不在于创造新价值，而在于消耗存量价值，而借贷所产生的债务本息必须通过其它的投资（生产）活动来偿还，这就创造了债务使用和财富创造之间的一种“隔离”，这种隔离使得消费性的借贷面临比生产性借贷更大的风险。从宏观角度来看，如果一个经济体的消费性借贷过多而生产性借贷太少，这意味着该经济体消耗财富的速度大于创造财富的速度，社会福利在长期中出现下降是不可避免的。因此，债务过度的本质是一方面在消费端创造了无效或者过度的需求，另一方面在生产端未能实现供给的有效增加，两相作用之下，过度（无偿还能力）需求和产能过剩所导致的债务违约就会大面积出现，最终演变为宏观层面的债务危机。具体而言，在消费端，各市场主体通常很难做到完全理性，而是会对自身未来的现金流入或投资项目的回报存在着各种各样的认知偏差（如过度自信等），从而出现盲目模仿他人决策和反应滞后等现象，这些都可能造成无效甚至过度的需求。此外，随着网络信息技术的发展，热点炒作与不良消费风气的传播也很容易引发个人和企业的非理性行为，且往往是群体现象。在生产端，如果获得资金的企业所生产的商品或服务并非人们所需要的，即在供给不能匹配需求的情况下，生产就会成为无效率的，而相应的债务也就变成了非生产性债务。企业由于产能过剩以及产能利用率极低，虽然有新建的机器厂房和囤积的原材料等，但却因为产品滞销而无法开工，从而其依赖借贷融资实现的“扩产”就不能顺利兑现为收入和利润，最终使得企业无力偿债，甚至陷入财务危机。

因此，对债务问题及其可持续性的理解，最关键的核心要点在于，需要将其置于债务如何被决定、被分配和被运用的动态过程中，从债务所指向的生产（消费）主体及其活动来动态地理解债务的总量和结构如何最终引发了经济中供给和需求的不平衡，以及这种不平衡所导致的经济和社会后果。

六、防范和治理过度负债的政策建议

综合上述理论与分析可知，过度负债特别是高水平的非生产性债务可能通过多种机制对私人或公共部门的生产和发展造成负面影响，严重时甚至酿成系统性的金融、经济和政治危机。为此，政策当局应当系统加强金融治理，有效约束各个部门的过度负债行为。为此，根据前文的相关分析结论，我们提出以下关于防范和治理过度负债的针对性政策建议：

1. 家庭部门过度负债的防范和治理

如前文所述，随着家庭部门债务系统重要性的不断上升，加强对家庭部门债务风险的评估与预警也十分必要。当前，我国在监测和评估家庭金融数据上还有很大的建设空间，可以借鉴其他国家或地区的经验，逐步搭建数据指标体系、评估模型和预警系统等。这也能为宏观调控和政策效果评估提供更准确、更全面的参考与反馈，让政策更好地服务于社会和民众。此外，还应当积极开展投资者教育，促进现代金融知识的普及，提高公众对金融产品的认识和债务风险意识，避免家庭部门非理性的过度负债。

2. 企业部门过度负债的防范和治理

要坚持“金融服务实体经济”的目标，采取综合措施防范或化解企业的过度负债，并帮助企业实现高质量发展。首先，要深化金融体制改革，优化企业融资环境，让资金流向高效和优质的企业或项目，同时

要优化营商环境,提升实业投资回报率,让实体企业有能力、有条件创造更多的经济价值与社会财富。其次,要特别关注主业不振企业的过度举债行为,遏制其无效占用资金或频繁进行金融投资等脱实向虚的倾向,同时还可以配合推动企业加强自身治理,例如对管理层进行有效的激励与监管等,防范其盲目举债和投资。

3. 政府部门过度负债的防范和治理

目前的首要问题是稳步化解地方政府的债务风险。首先,要坚持推进财政整顿与改革,破除地方政府财政预算的软约束,防止地方向中央的财政风险转移,从根源上遏制地方政府过度举债。其次,要建立科学合理化解地方债务的长效机制,特别加强对隐性债务的监测与关注,遏制增量、化解存量,完善和推进“一揽子化债方案”,有效利用贷款置换、特殊再融资债券发行和债务重组等工具和手段。最后,要坚持推进供给侧改革和经济结构性转型调整,从根本上推动地方经济发展,进而增加地方政府收入,降低其负债率和债务中借新还旧的比例。

【参考文献】

- [1] 蔡萌浙.居民杠杆率攀升之隐忧[J].中国金融,2018,(20):63-64.
- [2] 陈小亮,陈彦斌.结构性去杠杆的推进重点与趋势观察[J].改革,2018,(07):17-30.
- [3] 程宇丹,龚六堂.政府债务对经济增长的影响及作用渠道[J].数量经济技术经济研究,2014,31(12):22-37+141.
- [4] 邓路,刘瑞琪,江萍.公司超额银行借款会导致过度投资吗?[J].金融研究,2017,(10):115-129.
- [5] 龚强,王俊,贾坤.财政分权视角下的地方政府债务研究:一个综述[J].经济研究,2011,46(07):144-156.
- [6] 贺星源,易家权,李新.居民杠杆率、房地产价格与金融稳定——基于 TVP-VAR 模型的实证研究[J].宏观经济研究,2022,(05):48-59.
- [7] 纪敏,严宝玉,李宏瑾.杠杆率结构、水平和金融稳定--理论分析框架和中国经验[J].金融研究,2017,(02):11-25.
- [8] 李志生,苏诚,李好等.企业过度负债的地区同群效应[J].金融研究,2018,(09):74-90.
- [9] 刘进财,戴金平.地方政府过度负债与“债务-通缩”风险——基于省际面板 VAR 模型实证研究[J].财经科学,2018,(01):64-75.
- [10] 陆正飞,何捷,窦欢.谁更过度负债:国有还是非国有企业?[J].经济研究,2015,50(12):54-67.
- [11] 吕健.地方债务对经济增长的影响分析——基于流动性的视角[J].中国工业经济,2015,(11):16-31.
- [12] 马勇,田拓.如何有效削减政府债务:保增长、调结构与稳金融[J].经济理论与经济管理,2016,(11):5-15.
- [13] 彭方平,欧阳志刚,展凯等.我国落入债务陷阱了吗?--理论模型与经验证据[J].金融研究,2017,(02):70-83.
- [14] 彭方平,展凯.过度负债、金融压力与经济下滑:理论与证据[J].经济学(季刊),2018,17(04):1409-1426.
- [15] 上海财经大学高等研究院课题组.中国宏观经济形势分析与预测年度报告(2017-2018):风险评估、政策模拟及其治理——不平衡、不充分发展下的中国经济[R].上海财经大学出版社,2018.
- [16] 田利辉.国有产权、预算软约束和中国上市公司杠杆治理[J].管理世界,2005,(07):123-128+147.
- [17] 王红建,杨箐,阮刚铭等.放松利率管制、过度负债与债务期限结构[J].金融研究,2018,(02):100-117.
- [18] 王永钦,高鑫,袁志刚等.金融发展、资产泡沫与实体经济:一个文献综述[J].金融研究,2016,(05):191-206.
- [19] 文雪婷,汪德华.中国宏观投资效率的变化趋势及地方政府性债务的影响——基于地级市融资平台数据的分析[J].投资研究,2017,36(01):4-22.
- [20] 吴盼文,曹协和,肖毅等.我国政府性债务扩张对金融稳定的影响——基于隐性债务视角[J].金融研究,2013,(12):57+59-71.
- [21] 许晓芳,周茜,陆正飞.过度负债企业去杠杆:程度、持续性及政策效应——来自中国上市公司的证据[J].经济研究,2020,55(08):89-104.
- [22] 项后军,巫姣,谢杰.地方债务影响经济波动吗[J].中国工业经济,2017,(01):43-61.
- [23] 殷剑峰,王增武.分配差距扩大、信用扩张和金融危机——关于美国次贷危机的理论思考[J].经济研究,2018,53(02):50-64.
- [24] 张杰.负债率如何影响生产率——基于中国工业部门 U 型关系的一个解释[J].财贸经济,2019,40(03):68-83.
- [25] 张启迪.中国会出现债务通缩吗?——基于新债务通缩理论框架的预判和防范[J].世界经济研究,2017,(06):28-39+135.
- [26] Albuquerque, B. Debt Overhang and Deleveraging in the US Household Sector: Gauging the Impact on Consumption[J]. Review of Income and Wealth, 2017, 64(2), 459-481.
- [27] Åslund, A. A Modest Mistake by Reinhart and Rogoff Has Led to Absurd Claims[J]. International Economy, 2013, 27(2), 12-13.
- [28] Baum, A., Checherita-Westphal, C., & P. Rother. Debt and Growth: New Evidence for the Euro Area[J]. Journal of International Money and Finance, 2013, 32, 809-821.
- [29] Bernanke, B.S. Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in Propagation of the Great Depression[J]. The American Economic Review, 1983, 73(3), 257-276.
- [30] Bernanke, B.S., & M. Gertler. Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations[J]. The American Economic Review, 1989, 79(1), 14-31.
- [31] Boskin, M. J. The Entitlement Cost-Driven Rise in U.S. Debt Could Slash Living Standards 20 Percent in a Generation[J]. International Economy, 2013, 27(2), 11-12.

- [32] Boskin, M. J. Are Large Deficits and Debt Dangerous? [J]. *AEA Papers and Proceedings*, 2020, 110, 145-148.
- [33] Brida, J. G., Gómez, D. M., & M. N. Seijas. Debt and Growth: A Non-Parametric Approach[J]. *Physical A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 2017, 486, 883-894.
- [34] Callow, J. Excessive Public Debt Acts As a Deadweight on Economies[J]. *International Economy*, 2013, 27(2), 15-16.
- [35] Caner, M., Fan, Q., & T. Grennes. Partners in Debt: An Endogenous Non-Linear Analysis of the Effects of Public and Private Debt on Growth[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2021, 76, 694-711.
- [36] Caskey, J., Hughes J., & J. Liu. Leverage, Excess Leverage, and Future Returns[J]. *Review of Accounting Studies*, 2012, 17(2), 443-471.
- [37] Cecchetti, S. G. Debt Is a Two-Edged Sword and Matters a Great Deal[J]. *International Economy*, 2013, 27(2), 18-19.
- [38] Checherita-Westphal, C., & P. Rother. The Impact of High Government Debt on Economic Growth and Its Channels: An Empirical Investigation for the Euro Area[J]. *European Economic Review*, 2012, 56(7), 1392-1405.
- [39] Chudik, A., Mohaddes, K., Pesaran, M. H., & M. Raissi. Is There a Debt-Threshold Effect on Our Growth? [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2017, 99(1), 135-150.
- [40] Cochrane, J. H. Understanding Policy in the Great Recession: Some Unpleasant Fiscal Arithmetic[J]. *European Economic Review*, 2011, 55(1), 2-30.
- [41] DeAngelo, H., Goncalves, A. S. & R. M. Stulz. Corporate Deleveraging and Financial Flexibility[J]. *Review of Financial Studies*, 2018, 31(8), 3122-3174.
- [42] Dynan, K. E., & D. L. Kohn. Changing Household Financial Opportunities and Economic Security[J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 2009, 23(4), 49-68.
- [43] Dynan, K. E. Is a Household Debt Overhang Holding Back Consumption? [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2012, 299-362.
- [44] Eberhardt, M., & A. F. Presbitero. Public Debt and Growth: Heterogeneity and Non-linearity[J]. *Journal of International Economics*, 2015, 97(1), 45-58.
- [45] Eberhardt, M. Nonlinearities in the Relationship Between Debt and Growth: (No) Evidence from Over Two Centuries[J]. *Macroeconomic Dynamics*, 2019, 23(4), 1563-1585.
- [46] Egert, B. Public Debt, Economic Growth and Nonlinear Effects: Myth or Reality? [J]. *Journal of Macroeconomics*, 2015, 43, 226-238.
- [47] Feldstein, M. High Debt-to-GDP Ratios Create Serious Problems[J]. *International Economy*, 2013, 27(2), 11.
- [48] Ferguson, T. Reinhart and Rogoff Sold Us a Bill of Goods[J]. *International Economy*, 2013, 27(2), 16-17.
- [49] Fieldhouse, A. There Is an Easily Quantified Rule for When Sovereign Debt Is Quite Productive[J]. *International Economy*, 2013, 27(2), 17-18.
- [50] Fisher, I. The Debt - Deflation Theory of Great Depressions[J]. *Econometrica*, 1933, 1, 337-357.
- [51] Frankel, J. Debt Matters, But the Time to Fix the Hole in the Rood Is When the Sun Is Shining[J]. *International Economy*, 2013, 27(2), 19.
- [52] Galbraith, J. K. In Some Cases, Debt Doesn't Matter[J]. *International Economy*, 2013, 27(2), 14-15.
- [53] Jacobs, J. P. A. M., Ogawa, K., Sterken, E., & I. Tokutsu. Public Debt, Economic Growth and the Real Interest Rate: A Panel VAR Approach to EU and OECD Countries[J]. *Applied Economics*, 2020, 52(12), 1377-1394.
- [54] Jin, Y., & D. Zhao. Dose Over-credit Stimulate Corporate Investment? Evidence from Listed Companies in China[J]. *Frontiers of Economics in China*, 2018, 13(2), 281-311.
- [55] Jungherr, J., & I. Schott. Slow Debt, Deep Recessions[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2022, 14(1), 224-259.
- [56] Karadam, D. K. An Investigation of Nonlinear Effect of Debt on Growth[J]. *Journal of Economic Asymmetries*, 2018, 18, 1-13.
- [57] Koo, R. C. *The Holy Grail of Macroeconomics: Lesson from Japan's Great Recession*[J]. New York: Wiley, 2009.
- [58] Koo, R. C. The Economics Profession Has Failed to Make the Distinction Between Those Budget Deficits Caused by Public Sector Mismanagement and Those Caused by Private Sector Mismanagement[J]. *International Economy*, 2013, 27(2), 21-22.
- [59] Lim, J. J. Growth in the Shadow of Debt[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2019, 103, 98-112.

- [60] Lusting, H. N., & S. G. Nieuwerburgh. House Collateral, Consumption Insurance and Risk Premia: An Empirical Perspective[J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60(3), 1167-1219.
- [61] Malpass, D. Debt Matters a Lot to a Country's Growth[J]. *International Economy*, 2013, 27(2), 20-21.
- [62] Mckinnon, R. Across Diverse Countries, There Exists No Single Number Beyond Which Growth Is Likely to Be Predictably Curtailed[J]. *International Economy*, 2013, 27(2), 23-24.
- [63] Mendoza, E. G. & K. A. Smith. Quantitative implications of a debt-deflation theory of Sudden Stops and asset prices[J]. *Journal of International Economics*, 2006, 70(1), 82-114.
- [64] Minsky, H. P. Monetary Systems and Accelerator Models[J]. *American Economic Review*, 1957, 47(6), 859-883.
- [65] Minsky, H. P. The Financial Instability Hypothesis: A Restatement[J]. *Thames Paper in Political Economy*, London, Thames Polytechnic, 1978.
- [66] Minsky, H. P. Can "It" Happen Again? [J]. M.E. Sharp Press, 1982.
- [67] Minsky, H.P. Stabilizing an Unstable Economy[J]. New Haven: Yale University Press, 1986.
- [68] Mitnik, S., & W. Semmler. The Real Consequences of Financial Stress[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2013, 37(8), 1479-1499.
- [69] Myers, S. C. The Determinants of Corporate Borrowing[J]. *Journal of Financial Economics*, 1977, 5, 147-175.
- [70] Nakamae, T. It All Comes Down to the Credibility of a Central Bank[J]. *International Economy*, 2013, 27(2), 22-23.
- [71] OECD. Debt and Macroeconomic Stability[R]. OECD Economics Department Policy Notes, 2012.
- [72] Penner, R. G. It May Take a While to Fall into a Sovereign Debt Crisis, But It Will Eventually Happen[J]. *International Economy*, 2013, 27(2), 13-14.
- [73] Pelly, T. I. Debt, Aggregate Demand, and the Business Cycle: An Analysis in the Spirit of Kaldor and Minsky[J]. *Journal of Post Keynesian Economics*, 1994, 16(3), 371-390.
- [74] Peter, G. V. Asset prices and banking distress: a macroeconomics approach[R]. Basel, Switzerland: Bank for International Settlements, 2004.
- [75] Peter, G. V. Debt-Deflation: Concepts and a Stylized Model[R]. BIS Working Papers No.176, 2004.
- [76] Reinhart, C. M., & K. S. Rogoff. Growth in a Time of Debt[J]. *American Economic Review*, 2010, 100(2), 573-578.
- [77] Reinhart, C. M., & K. S. Rogoff. From Financial Crash to Debt Crisis[J]. *American Economic Review*, 2011, 101(5), 1676-1706.
- [78] Reynolds, A. A Large and Rising National Debt Raises the Risk of Higher Taxes[J]. *International Economy*, 2013, 27(2), 19-20.
- [79] Shapiro, R. In the 19th Century, Britain's Public Debt of 250 Percent of GDP Did Not Derail the Industrial Revolution[J]. *International Economy*, 2013, 27(2), 10-11.
- [80] Sutherland, D., & Hoeller, P. Debt and Macroeconomic Stability: An Overview of the Literature and Some Empirics[R]. OECD Economics Department Working Papers, No. 1006, 2012.
- [81] Sutherland, D., Hoeller, P., Merola, R. & V. Ziemann. Debt and Macroeconomic Stability[R]. OECD Economics Department Working Papers, No. 1003, 2012.
- [82] Swamy, V. Debt and Growth: Decomposing the Cause-and-Effect Relationship[J]. *International Journal of Finance & Economics*, 2020, 25(2), 141– 156.
- [83] Tobin, J. Keynesian Models of Recession and Depression[J]. *The American Economic Review*, 1975, 65(2), 195-202.
- [84] Uysal, V. B. Deviation from the Target Capital Structure and Acquisition Choices[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 102(3), 602-620.
- [85] Weidmann, J. The Impact of Debt on Growth is Case-Special and Might Change Rapidly[J]. *International Economy*, 2013, 27(2), 9-10.
- [86] Wolfson, M. H. Irving Fisher's debt-deflation theory: its relevance to current conditions[J]. *Cambridge Journal of Economics*, 1996, 20(3), 315-333.
- [87] Ziemann, V. Debt and Macroeconomic Stability: Debt and the Business Cycle[R]. OECD Economics Department Working Papers, No. 1005, 2012.

转型中的最优银行结构：小银行优势理论与实践述评¹

王剑² 刘南希³

【摘要】不同的经济发展阶段需要适配不同的金融体系。我国经济进入转型期，发展模式从要素投入驱动型逐渐转为技术创新驱动型，产业升级和科技创新活动层出不穷，什么样的银行结构能更好地服务实体经济高质量发展，是各界关注的重要问题。本文通过文献梳理和实践回顾，阐释了小银行优势理论的核心要点以及在我国实践的现实效果，分析了经济新常态下小银行优势在我国是否适用，并分别进行评述与展望，为探索更优的银行体系结构提供借鉴和启示。

【关键词】 最优银行结构 小银行优势 科技金融

引言

党中央高度重视金融工作，曾多次强调“金融要服务实体经济”“要促进经济与金融的良性循环、健康发展”。而只有当金融体系与所处的经济发展阶段、产业结构相匹配，才能真正起到服务实体经济的作用。“金融体系之争”过去长期存在：首先是“大结构”问题，金融体系是以金融市场、直接融资为主（市场主导型），还是以金融中介、间接融资为主（银行主导型）^[1]；其次是“小结构”问题，在银行体系内部是以大中型银行为主，还是以中小银行为主，此外还包括其他维度结构，例如银行的所有制结构、监管类型结构等。

金融体系构建过程中的结构选择，是各国经济发展过程中绕不开的课题。以美国为代表的西方发达国家，曾通过市场自发演变，逐步找到相对合适的金融结构。美国在建国之初实施较为自由的金融制度，包括自由银行制度，由此造成银行机构数量庞大的现象，最高峰时银行高达数万家。这种银行体系虽然稳定性不够，但也起到服务实体经济的功能，对美国经济发展做出较大贡献。随着美国经济两百多年演变，其产业结构、金融体系也不断变化。体现在银行业上，则是众多小银行不断合并、退出，大型银行越来越大，银行业集中度提升，这种银行体系更加匹配最新的美国经济结构。但这种“试错法”的银行体系构造方式负外部性过大，尤其是美国中间经历多轮银行危机，大量中小银行破产倒闭，银行自身和客户乃至整个经济体均遭受较大损失。

我国在寻求构建银行体系的过程中，竭力避免重复西方的试错过程，尝试通过科学、主动地规划，打造合理、适配的银行结构。建国之后，我国在革命时期建立的银行基础上，接收旧中国其他银行，最终构建了一大统的、以国有银行为主的银行体系^[2]。在后续几十年经济建设历程中，为满足不同阶段经济发展需要，又开办了大大小小的新银行，并对原有国有银行进行商业化改造，最终初步形成“多层次、广覆盖、有差异、大中小合理分工的银行机构体系”（以下简称“多层次银行体系”）。因此，在过去这段以工业化为主的发展时期，我国多层次银行体系建设的主要手段是中小银行的增量改革，核心任务是助力中小微企业和经济增长。这一体系大体上满足我国经济发展需要，但因为经济发展持续演进，我国银行体系也不断调整变革。

目前，我国经济发展步入新常态，经济增长模式从原先的资源要素投入型逐渐转型为技术驱动型，产业升级、科技创新层出不穷。面临新的经济发展阶段，在我国这种典型的银行主导金融体系中，银行业需要及时转型，构筑新的多层次银行体系，再与其他非银业金融机构一起构成完整、高效的金融体系，有效地完成新常态下的发展任务，尤其是加大对科技创新的金融支持。因此，如何高效地达到当下经济新常态

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所（IMI）的工作论文，编号 IMI Working Paper No.2409

² 王剑，中国人民大学国际货币研究所研究员（IMI）、国信证券股份有限公司经济研究所所长助理

³ 刘南希，中国银行股份有限公司

所需的最佳银行体系（或称最优银行结构），是学界、业界必须探索的问题。

本文后续安排为：第二部分对目前银行结构相关文献进行综述，包括国内外理论成果和实证成果；第三部分介绍我国在探索最优银行结构上的实践成果，包括历史经验和典型案例；第四部分则针对新常态下新历史使命（尤其针对企业科创活动）的金融需求，讨论目前银行体系在服务科技创新上的问题；最后在第五部分给出总结与研究展望。

一、银行结构与小银行优势：理论与实证

（一）金融结构的早期探索

早期学界开始关注金融发展与经济增长的关系时，笼统地研究金融深化对经济增长的促进作用。麦金农、肖等在这一领域取得了开创性的成果，但很少涉及金融结构方面的问题。Goldsmith^[3]对金融发展中的结构问题进行了阐述，他将不同类别金融工具、金融机构的形式、性质、占比视为金融结构，并给出一些历史情况的描述，但未进行实证研究，仍以总量研究为主。此后，对金融结构的研究逐步深入，首先是在2000年前后集中在“大结构”的研究上，即市场主导还是银行主导的金融体系。在一个无摩擦的环境中，金融市场与金融中介的作用的确类似，但由于现实中实际存在多种摩擦因素，银行与金融市场的作用有所不同。Allen和Gale^[1]系统地阐述了这些问题，金融结构的重要性日渐被各方接受。此后大量实证研究围绕这一观点展开，并发现一些规律，例如发展中国家普遍企业规模偏小，法制机制不完善，信息不对称程度高，更适合银行融资，而发达国家更适合市场融资。

金融结构有一定的历史粘性，同时还受社会、政治、文化等现实因素的干扰，因此各国金融体系内部结构复杂，很难简单划分为银行主导或市场主导，事实上均是两种系统共存的局面，只是比例不同。甚至银行和资本市场本就处于相互合作的状态，由此产生了“金融结构组合理论”，认为两者是互补关系。20世纪80年代后，随着西方金融创新的兴起，金融工具、金融产品、金融服务和金融机构的种类日益多元化，资产证券化、各种资产管理产品、衍生工具等金融形式日益普及，很多新形式属于影子银行范畴，这使得原先银行主导、市场主导“两分法”显得不太适用，金融结构变得更为复杂^[4]。

（二）银行结构与小银行优势

银行体系内部“小结构”的研究也取得了丰硕的成果。对于大部分银行主导型金融体系的国家 and 地区而言，短期内将金融体系作脱胎换骨式的变革是不现实的。因此，除了加快培育非银行金融、优化金融体系“大结构”之外，更主要的还是银行业内部结构的优化问题，包括不同银行结构的特征与效率、是否存在一个最优的银行结构、什么样的银行体系最适合一国现阶段经济发展需要等。

银行结构的早期探索围绕银行产业组织、银行竞争等问题，主要研究银行结构对自身绩效的影响。早期研究将微观经济学（包括厂商理论、产业组织理论、博弈论）应用于银行业，虽然有些方法连开创者本人都认为不适用于金融业^[5]，但经后人不断优化，也有了一定解释力。Monti-Klein模型将新古典厂商理论应用于银行业，类似古诺模型，给出了完全竞争、垄断竞争、寡头等格局下的银行微观行为最优化的理论模型。但初始模型基于较多假设，后来学者持续进行拓展修正。然后将传统的“结构—行为—绩效”（SCP）模型应用于银行业，讨论银行业结构与银行业绩之间的相关性。银行业结构最初用行业集中度来表示，包括集中度（CR）或赫芬达尔-赫希曼指数（HHI）等，大部分成果表明行业集中度越高，银行利润越好。同时，也有观点认为是银行经营效率高导致其市占率的提升，进而提高了行业集中度。为了解决行业集中度和银行效率互为因果这一内生性问题，学者开始构建其他指标来衡量银行的竞争水平或市场势力，这些方法被统称为新实证产业组织方法，例如Panzar-Rosse模型构建的H统计量，采用银行总收入和要素投入价格的变动弹性来确定银行所处的市场结构，垄断情况下H值为0，完全竞争市场则为1。

这些基于传统微观经济学理论的研究方法有共同的局限性，即对银行业的特殊性关注不够。Stiglitz和Weiss^[6]开创性地在模型中纳入银行业自身特点，包括交易成本和信息不对称，开始洞察银行特色的产业组织结构。研究发现，由于逆向选择和道德风险的存在，利率走高时银行会出现信贷配给。纳入信息不对称

等非古典因素的考虑,意味着理论研究进一步触达银行业经营本质,为此后拓展研究视野提供了可能。

后续研究逐步延伸至银行外部,涉及银行结构与服务对象、经济增长、银行风险、金融稳定等多方面的关系。其中,不同银行结构对中小企业以及经济增长的影响,最受关注。因为在大部分发展中国家,中小企业的发展对经济增长和居民收入至关重要。例如 Petersen 和 Rajan^[7]发现银行业集中度越高,年轻企业的贷款利率越低。Berger 和 Hannan^[8]发现银行业集中度提升会导致存款利率下降。这些研究逻辑清晰,但由于银行业内部结构复杂、产品多样,这种颗粒度的研究还不足以精确反映规律。后来的研究进一步细化,从银行类型、企业类型等维度研究银行业内部结构。例如,美国 1984 年以来的银行合并浪潮(主要是银行跨区并购,因此对本地的银行集中度影响不大),为银行结构研究提供了一个时间纵向变化的实例。Berger 等^[9]发现,在存在大银行的地方市场中,中小企业的贷款利率会更低,可能是由于大行的竞争优势使当地市场价格下行。但也有研究表明,这些中小企业的贷款可得性更低^[10]。存款方面, Hannan 和 Prager^[11]发现跨地区经营的大银行提供的存款利率比地方银行更低。本地内部的银行并购在短期内会降低存款利率,但长期看存款利率仍会上升,可能是由于银行自身收益提升所带动,跨地区并购则无此影响^[12]。相关研究还深入到具体产品和服务的维度,例如 Knittel 和 Stango^[13]发现当地 ATM 数量翻倍,会导致银行账户收费提高,而 ATM 跨行收费能加强自有 ATM 和银行账户收费之间的相关性;ATM 更好的选址也会增强银行的竞争力。此外,还有学者研究了交通成本对银行业务的影响^[14]。

银行结构领域的研究结论多样,在一定程度上说明了不同的经济发展情况应配备相适应的银行结构,研究工作应聚焦当下具体的问题。因此,研究金融结构首先要明确现阶段金融支持实体经济的首要任务是什么。在大部分地区,尤其是新兴经济体的发展初期阶段,发展中小微企业是促进经济增长、解决居民就业的主要方式,因此支持中小微企业是金融工作的重点任务。于是,银行结构问题被具体化为“什么样的银行结构最匹配中小微企业融资”。针对该问题,从国内现有成果来看,小银行优势假说得到了较多认可。早期以林毅夫、李永军^[15]等为代表的学者,明确支持了小银行优势,并最终形成了新结构经济学^[16]。也有学者持不同观点,例如廖海波^[17]系统梳理了小银行优势的相关文献后,认为小银行优势是美国特定时代背景下的产物,在国内现阶段并不完全成立,尤其是信息技术发展之后。

从最新研究成果来看,小银行优势在我国仍有明显效果。彭妙薇等^[18]发现城商行合并后小企业贷款可得性确实是下降的(后文再展开对于中小银行合并的讨论),反证了小银行优势。范瑞和王书华^[19]发现中小银行市场份额提升能促进经济增长,建议继续放宽中小银行准入。颜建晔等^[20]得出相似的结论,但他们发现中小银行占比对地区经济发展的促进作用会随地区经济发展阶段的提高而显著下降。李瑞等^[21]发现中小银行占比高能有效缩小城乡收入差距,这种影响在市场化水平高、基建完善的地区会减弱,这也符合早年金融体系之争中的结论(银行体系更擅长处理市场摩擦环境下的融资)。与此同时,很多新研究发现也引起了学界关注。例如程超和林丽琼^[22]发现我国县域地区小银行优势依然成立,但随着金融基础设施完善和银行竞争加剧,大银行逐步加强了服务中小微企业的能力,小银行优势减弱。胡秋阳和李文芳^[23]发现小银行优势是建立在小银行内部组织“短平紧凑”的基础上,但现代信息技术能够弱化这种依赖,这意味着未来小银行优势可能会削弱。胡国晖和李雪玲^[24]同样认为基于信息不透明的小银行优势仍在发挥作用,但未来征信体系发展后情况可能有变。这些成果表明小银行优势依然存在,但它在技术上所依赖的一些前提条件,正在发生缓慢变化,新环境下最优银行结构也将随之变化。因此,有必要从更细的技术层面了解小银行优势,这项关键技术就是关系型借贷。

(三) 小银行优势的技术基础:关系型借贷

国内外大量研究支持小银行优势理论,即小银行在服务中小微企业方面具有更大优势。小银行服务中小微企业,一方面是由于自身有技术优势而“主动为之”,另一方面也是因为不具备大银行资金成本、渠道网络、科技、声誉等优势,不得不在服务难度更大的中小微企业之中寻找业务,“被动为之”^[19]。不管是主动还是被动,中小银行在服务中小微企业时形成了特定的技术手段,主要是指关系型借贷。从更本质而言,在银行产业组织理论中纳入信息不对称因素后,如何以合理成本处理信息不对称成了关键问题,关系型借贷正是处理这一问题的关键技术。

关系型借贷又称关系型融资,是指借贷双方基于无法被外部司法手段验证的信息来建立的融资关系^[25],

这些信息被称为“软信息”（soft information），即很难用一般书面文字来呈现或传递的、只能由当事人双方掌握的信息，又称“意会信息”（tacit information）^[26]。与之相对应的是硬信息（hard information）。软信息对评价借款人风险非常重要，早年银行信贷业务中使用的5C法，通过考察借款人的品质（Character）、能力（Capacity）、资本（Capital）、抵押（Collateral）、条件（Condition）来评价风险，其中品质和能力就包括很多软信息，例如道德水平、秉性、才能、习惯等，并且是评价因素中最为重要的部分。当事人获取掌握这些软信息，往往是由于建立了长期的社交关系，“日久见人心”，从而使借贷双方产生足够的了解，也有足够的约束（即违约成本较大，有些成本是非货币性质的，如社会网络方面的）。关系型借贷主要依靠这种社交网络中所产生的软信息来实施融资行为，因此与陌生人间的融资服务有较大区别。关系型借贷最早的实践更多是非正规金融，包括世界各地曾出现的金融互助组织、轮会、抬会以及最简单的民间借贷，这类金融活动在我国东南沿海一度非常活跃。

关系型借贷的服务范围有限，但可以克服传统金融难以处理的信息不对称问题，进而缓解中小微企业的融资难题。因此，正规金融机构也开始尝试以这种方式开展贷款业务，其中又以中小银行为主。Boot^[27]对关系型借贷给出不一样的定义：金融中介获取客户的专有信息（经常是私人信息），通过长期客户关系和（或）多样化范围经济来评价投资的收益性。Berger和Udell^[28]指出，通过关系型借贷，银行与企业、股东以及当地社区进行多维的交流来获取信息，并将这些信息作为对企业授信的依据。关系型借贷是一种与公开市场有本质区别的市场，有其特殊的优劣势。主要优点包括提升信息可得性、降低融资成本、提升银行和企业各自的竞争优势等^[29]。缺点在于由于借款银行掌握企业的专属信息，而其他银行并不掌握，可能会导致银行对企业“敲竹杠”，其贷款利率水平长期偏高，形成“信息租金”^[30]。如果这家银行在业内声誉良好，也可能出现别的银行信赖其风控水平，进行抢夺小企业客户，即“搭便车”行为^{[31][32]}。

从关系型借贷出发，进而推导出小银行优势理论，两者有较强的对应关系。关系型借贷需要企业更多的软信息，且这些信息大多掌握在银行基层员工手中，很难完美传递至总行信贷审批部门，管理层级越多，信息失真越严重。因此，传递路径相对较短的中小银行信息漏损更少，体现出“信息优势”。同时，这一模式下，基层员工为了促成贷款业务，向上提交时可能会美化信息，严重时甚至引发道德风险，与客户勾结组织假信息，发生“骗贷”行为。而中小银行由于内部管理半径短，管理机制较为灵活（尤其是非国有中小银行，因此所有制结构也是关键因素），易于管理员工的具体行为，又体现出“治理优势”。此外，中小银行普遍服务中小微企业，也正是关系型借贷所适合服务的群体，因为这些群体财务、管理均不规范，信息不透明情况更严重，难以适用其他贷款技术（例如基于财务报表、抵押品的贷款技术）。因此，小银行优势理论在技术层面主要是利用信息优势和治理优势来减少信息不对称，关系型借贷便于由小银行开展，在国内银行业也有不少成功案例^[33]。与此同时，业界也不断尝试将上述软信息“硬化”（harden），即书面化，以便于传递和处理。在全球普惠金融领域享有盛誉的德国国际项目咨询公司（IPC公司）开发出一种偏离度分析，通过部分经验指标将软信息书面化，例如民间经验发现已婚的小生意人信用水平更好，偏离度分析便求出客户群体的平均婚龄，并将新申请贷款的客户的婚龄与均值做比较。

由于关系型借贷在信息不对称严重的情境下效果更明显，当现代信息技术、大数据征信、营商环境等新因素缓解信息不对称时，关系型借贷的优势便会被弱化，小银行优势也可能随之弱化^[34]。廖海波^[17]提出，小企业信用评分技术和电子商务发展之后的大数据征信技术将软信息逐步硬化，从而使得大型银行介入小微企业信贷。其中，小企业信用评分技术在美国上世纪90年代出现，收集企业基础数据（包括软信息的硬化信息），最后按一定算法进行评分，作为放贷决策依据。美国部分实证研究表明，小企业信用评分技术的引进促进了银行对小企业的融资^[35]，对大银行的效果也是如此^[36]。但也有研究认为小企业信用评分技术只是节约了作业成本，对克服信息不对称作用并不大^[35]。小企业信用评分技术可以被视为前大数据时代的征信方式，当大数据积累足够之后，大数据征信开始出现，并很快验证了廖海波^[17]的观点。我国大数据征信的最早尝试见于2007年，当时阿里巴巴集团基于自身掌握的电子商务交易数据与工商银行、建设银行合作放贷。而后随着互联网发展，能够用于评价客户放贷风险的大数据日益丰富，大数据征信技术快速进步，被大型银行和互联网银行广泛使用。2019年后，大型银行在政策推动下加大对普惠小微市场的金融支持，主要依靠的就是大数据征信技术，并对中小银行小微业务造成了较大竞争压力。可见，软硬信息的边

界（即关系型借贷的应用边界）确实是在动态变化中的，最终体现为最优银行结构也是动态变化的。当然，由于国内经济和人口体量庞大，虽然目前大数据征信取得了长足进步，但仍不可能覆盖所有小微客户群体，因此给中小银行留出生存和发展的空间，目前小银行优势在我国依然存在。

三、典型事实：国内小银行优势政策实践

小银行优势理论主要源于海外长期以来的发展经验，我国在近几十年的发展历程中也借鉴了这一成果，通过几轮机构增设有意识地增加了中小银行数量，最终形成中小银行数量占绝对比重的银行体系。目前，我国银行业金融机构超 4600 家，其中绝大部分是中小银行，包括城市商业银行（前身为城市信用社）、农村商业银行（前身为农村信用社）和村镇银行，这些中小银行大部分是在经济发展过程中陆续开设的，取得了良好的实践成果，但也并非一帆风顺，其间由于众多小银行经营良莠不齐，也曾暴发风险引致监管当局介入，处于“放开—治理”的循环之中。

改革开放后有三次较为重要的中小银行扩容，一是改革开放初期放开信用社管制，二是 2006 年开始试点村镇银行，三是 2013 年开始新一轮民营银行开设。其中，第三次扩容由于开设银行的数量不多，总体规模不大，经营时间还不长，本文暂不将其纳入研究。前两次扩容处于完全不同的时代背景，从结果来看，前一次取得了较好的正面效果，而第二次效果并不明显，还留下风险暴露的惨痛教训，是考察小银行优势假说的良好样本。

（一）放开信用社管制

我国严格意义的信用合作社（简称“信用社”）包括城市信用合作社（简称“城信社”）、农村信用合作社（简称“农信社”），此外还有类似信用合作组织的农村金融互助社等。其中，农信社历史已超百年，是农村金融服务的重要力量，其管理办法几经周折，在改革开放后迎来新一轮政策松绑。城信社开办时间较晚，迟至改革开放后才陆续开办。因此，改革开放初期农信社的管制放松和城信社的开办，为民营经济、中小微企业的腾飞起到了巨大的金融支持作用，成为我国践行小银行优势理论的经典案例。

我国农信社最早可追溯至 1923 年，中国华洋义赈总会于直隶省香河县福音堂成立香河县城内第一信用合作社^[37]。1924 年，我党领导农民斗争并在浙江萧山成立了衙前信用社。至此，农信社登上历史舞台，其早期主要任务是将农民从地主的高利贷盘剥中解放出来，实现资金互助，改善生产生活状况。在建国前夕的七届二中全会上，党中央提出成立农村金融机构，并在建国后开始付诸实施，农信社迎来新的发展时期。1950 年初，人民银行在华北部分地区开始农信社试点。1951 年，人民银行召开第一次全国农村金融工作会议，决定在全国范围内大力开办农信社，弥补农村金融服务空白，让广大农民享受到基本的结算、存款、贷款等金融服务。这项工作随后被大规模推广，截止 1956 年，全国农信社数量超过 16 万个，覆盖全国 80% 的乡，农村基本金融服务有了初步保障。但后续农信社在管理上经历了波折，先是将农信社下放给人民公社、生产队管理，而后再上收管理权，将农信社作为国家银行的基层组织，出现“官方化”倾向，这些方式均无法有效发挥基层小型金融机构的独特优势。1979 年，国家恢复了农业银行，农信社的定位“既是集体金融组织，也是国家银行（农业银行）在农村的金融机构”，定位仍不明确。1984 年，国务院提出把农信社办成“自主经营、自负盈亏”的群众性合作金融组织，虽然仍由农行代管，但“三性”（组织上的群众性、管理上的民主性、经营上的灵活性）明显提高。同年开始成立县联社，农信社往独立法人方向的改革稳步迈进，直到 1996 年和农业银行完成“行社脱钩”。自此，农信社迎来了较大的发展机遇，也刚好在改革开放后的民营经济腾飞中发挥重要作用。

表 1 农村信用社发展历程主要事件

时间	事件
1923 年 6 月	直隶省香河县成立香河县城内第一信用合作社，为我国第一家农信社
1924 年 1 月	浙江萧山成立衙前信用社，为我党领导的第一家农信社
1951 年 5 月	人民银行召开了第一次全国农村金融工作会议，决定在全国范围内大力开办 农信社
1955 年 1 月	人民银行颁布《农村信用合作社章程（草案）》
1958 年 12 月	农村信用社改名“信用部”，划归人民公社管理
1959 年 4 月	信用部中的原信用社进一步下放到生产大队，更名为信用分部
1977 年 11 月	国务院在《关于整顿和加强银行工作的几项规定》中提到：“信用社既是集 体金融组织，又是国家银行在农村的基层机构”。
1979 年 2 月	恢复农业银行，农业银行领导农村信用合作社，发展农村金融事业
1984 年 8 月	国务院将中国农业银行的《关于改革信用社管理体制的报告》转批执行，明 确提出把农信社办成“自主经营、自负盈亏”的群众性合作金融组织，各地 组建县联社，仍由农行代管
1993 年 12 月	国务院颁布《关于金融体制改革的决定》，明确提出在农村信用合作社联社 的基础上，有步骤地组建农村合作银行
1996 年 8 月	国务院出台《关于农村金融体制改革的决定》，提出把信用社逐步改为由农 民入股、由社员民主管理、主要为入股社员服务的合作性金融组织，信用社 与农业银行脱离行政隶属关系。
2000 年 7 月	江苏省政府进行农村信用社新的改革试点，开始组建农村商业银行

参考资料：人民网《中国农村信用合作社 60 年大事记》

城信社可追溯至 20 世纪 70 年代末期，随着改革开放推进，城镇地区出现大量中小微企业和个体工商户，金融服务需求旺盛，部分地区开始试办城信社。1979 年，我国第一个城市信用社成立于河南驻马店。监管办法也积极跟进，1986 年 1 月，国务院下发《中华人民共和国银行管理暂行条例》，明确了城信社的地位。同年 6 月，人民银行下发《城市信用合作社管理暂行规定》，对城信社的性质、业务范围、设立条件、监管要求等作了规定，明确了资本金需 10 万元以上，且面向城市的集体企业、个体户、居民募集股金，这一点保证了我国城信社的所有制结构以民营性质为主，以及经营上的灵活自主。此后，全国各地积极开办城信社，至 1993 年底，全国共有城信社近 4800 家，总资产达 1878 亿元，成为支持城镇中小微企业发展的重要力量。

由于很多学者错把后来国家对金融机构的严格准入当成常态，因此忽略了改革开放初期的这一轮信用社监管松绑。正是这一轮农信社的放松管制、回归自主，以及城信社的纷纷设立，为我国改革开放后的经济尤其是农村民营经济的起步，提供了有力的金融支持，是一次金融自由化改革^[38]。当然，信用社改革也不是唯一手段，当时还配套其他金融措施，例如对民间金融的宽容、号召国有银行支持农村、陆续开办其他金融机构等。囿于早期数据可得性，缺乏实证文献严谨地去论证这次信用社管制放松与经济发展之间的相关性。但从现实效果看，改革开放之后的经济发展，尤其是民营经济崛起首先是在农村，这一时期农村地区的固定资产投资、GDP、居民收入均取得了很好的增长，而当时农村主要金融机构便是信用社，从一定程度上说明了两者的相关性。但这种相关性依然不能完全证实小银行优势假说，因为对当时的农村而言，信用社可能是其仅有的金融机构，缺乏与大银行的比较，无法证明中小银行更擅长服务农村经济。这一情况与美国 1994 年《里格—尼尔法》（Reigle-Neal Act of 1994）放开银行异地开设分支机构之前的情况较为类似（即使放开后，大银行开办分支机构、获取客户也需要较长时间，不会立即改变格局），即小银行服务好小企业，可能仅仅是因为当地没有大银行。但这一次信用社放开管制（农信社回归自主、城信社开办）仍然是一次较为典型的小银行优势的实践，是在当时刚刚放开市场经济的背景下，自上而下的一次偏外生的金融改革，并且取得了良好效果。

（二）放开村镇银行

第二次较大规模设立中小银行的实践，是2006年开始的村镇银行试点。2006年12月，原银监会发布了《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若干意见》，提出在湖北、四川、吉林等6个省（区）的农村地区设立村镇银行试点。根据规定，村镇银行是由境内外金融机构、境内非金融机构企业法人、境内自然人出资设立，在农村地区为农民、农业和农村经济发展服务的银行业金融机构。村镇银行在监管分类上不纳入商业银行，主要定位是服务于当地农户和中小微企业。自2007年起，村镇银行陆续开业，截止2022年末，全国共有村镇银行1649家。

然而，村镇银行经过十多年发展，其对农村经济的支持作用，以及自身的发展形势，均低于政策出台时的预期。近1700家村镇银行大部分表现平平，甚至发生过重大风险事件，涉及复杂的内外部因素。从内因来看，一是部分村镇银行存在战略定位偏差，背离了服务当地农户和中小微企业的政策初衷，出现“垒大户”现象。但其经营实力和风险承受能力又不足以支撑大客户经营。二是部分村镇银行内控机制不规范，经营管理粗放，未形成有效的公司治理。三是主发起行未能担负好管理职责，例如主发起行本身无从农户、中小微业务的经验，对所投资的村镇银行管控不到位，任由其粗放操作，或将自身经营管理制度照搬至村镇银行，导致经营模式“水土不服”，同样引发风险^[39]。从外因来看，村镇银行开办时，我国经济发展阶段已发生重大变化。放开信用社管制所取得的成功是基于改革开放的时代背景，彼时市场经济刚刚起步，处于短缺经济，只要动员生产要素投入，便能有比较可观的产出。而2007年底美国次贷危机打破原有的国际平衡，我国以传统制造业生产为支柱、以出口和城镇化需求为主要驱动的经济模式难以为继，经济发展进入转型期，原先简单的要素投入型增长，逐步转变为技术创新驱动型增长，经济增速也缓步下行，进入新常态。此时，金融体系的任务已经不是简单的将储蓄动员为资本，而是涉及复杂的制度、技术层面因素，这部分在后文展开。

村镇银行开办后效果不显著，也为小银行优势理论提供了一个新的研究视角。小银行优势着重突出了银行的规模维度，很多研究成果也是从规模维度研究银行结构，但在真正构建多层次银行体系时，并不只有规模问题。就村镇银行目前遇到的问题而言，至少还需要考虑“管生也管养”问题：开办了大量的中小银行之后，并不能任其自生自灭，还需要打造保障中小银行稳健专业经营的人才、技术和制度条件。如前所述，小银行优势理论常常和关系型借贷联系在一起，因为关系型借贷是服务中小微客户的主要技术手段，而关系型借贷又需要全套的人才、技术和制度保障。我国现阶段很难保证所有县域都具备相应条件，因此虽然小银行优势在理论上成立，但在现实中难以达到预期效果。在经济高速增长期可能问题不明显，一旦经济发展模式转型，问题便开始暴露。

（三）中小银行合并政策的利弊权衡

我国在践行小银行优势理论的过程中，由于人才、技术和治理等条件未完全具备，很多中小银行经营不善。同时，中小银行数量众多、分布较广，监管能力也未能完全跟上（监管部门的地方派出机构和中小银行一样，也面临着人才、技术、治理等问题），导致防范风险的最后一道防线也没有绝对保障。通行的应对措施是由政府主导（大部分情况下由国资背景的资本注资入股，成为控股股东），将出险的中小银行合并、重组，成为新的中小银行。新的中小银行往往规模比原先出险的中小银行更大，并且由原来的所有制成分多元化改为以国资为主，因此银行规模、所有制成分这两大结构维度均出现质的变化。机构数量变少，可以大幅减轻监管工作压力，并且让银行自身实现规模经济和范围经济，提升经营效率。此外，中小银行合并还有另外一种考虑，就是欠发达地区的经济总量、金融总量可能不足以支撑“保持县域法人地位总体稳定”的需要，不宜僵化执行这一条要求，因此也需要适度合并。因此，主要研究问题是：中小银行合并降低风险的同时，是否会削弱小银行优势（例如削弱对中小微企业的支持），以及是否还有其他次生影响。

2004年4月，时任银监会主席刘明康提出了城商行联合重组的设想。11月，《城市商业银行监管与发展纲要》正式发布，城商行开启了合并、重组、跨区域发展等进程。2005年，安徽省将省内全部城商行合并为徽商银行，为城商行合并第一家。而后，又有江苏银行（2007年）、吉林银行（2007年）等案例。但

大部分案例并不是将省内全部城商行合并，而是将问题较大的城商行进行合并，经营情况良好的依然保留，例如江苏省、四川省。浙江省比较独特地保留了全部城商行，甚至在同一地级市内还保留了多家城商行，没有合并为一家。因此，城商行合并方式并未一刀切，也是因地制宜的。农商行的合并则没有监管部门的统一规划，并且由于农商行是支持县域以下地区中小微企业的主力军，合并的争议更大。目前，大体上维持了“一县一行”的格局，但部分地区的农商行按地级行政区划合并，大部分直辖市则将本市全部农商行合并（天津市保留两家农商行）。其中重庆市由于面积较大，区县数量较多，且经济发展水平分化较大（境内同时拥有发达的中心城区和欠发达县域），更类似一个小型省份，因此全市农商行合并时还存在不同意见^[40]。

中小银行合并问题与前文银行规模结构问题一脉相承，并且提供了一种动态的视角，将合并视为一次自然实验，能够对比合并前后的影响变化，从而检验银行结构理论。国内于 2005 年开始有规划的城商行合并，此后不少学者对中小银行合并的影响进行实证研究。彭妙薇等^[18]发现城商行合并虽然能降低融资成本，但会显著降低中小企业的信贷可得性，增加信息生产地和决策机构之间的地理距离，弱化城商行立足地方的信息优势，而这种信息优势原本是关系型借贷的基础。蔡晓慧等^[41]发现中小银行合并后，小企业贷款的占比显著下降。虽然合并可以提升经营效率，但会增加信息成本，整体上弱化了对小企业的支持。赵福浩^[42]发现城商行设立有利于增加企业投资，并且对民营中小企业效果更好，但城商行的扩张并不利于本地企业的投资增加。也有研究以银行个体为对象，如陈述^[43]选取重庆农商银行作为中小银行合并的样本，发现其合并后，支持县域的力度（以县域贷款占比、县域存贷比等指标来衡量）确实弱于行业平均水平，但在监管部门推动下，指标开始改善。海外研究有类似的结论^[44]。

上述研究均发现城商行合并对中小企业并不完全友好，虽然有部分益处（如融资成本下降，这可能是由于银行规模增加后，银行稳健性增加，负债端成本下降进而传导至资产端），但对贷款可得性基本上是不利的。因此，这些研究也在一定程度上说明小银行优势在我国现阶段还是成立的。但各种发挥小银行优势的先决条件不完全具备的情况下，确实不能僵化地套用小银行优势，需要兼顾银行治理、经营管理水平、信贷技术和监管能力等多方面现实因素。

三、新常态下的最优银行结构

我国多层次银行体系经过多年构建，已基本满足经济发展需要，并且也有研究验证了小银行优势理论，证明中小银行对我国经济有积极贡献。但经济发展的任务是动态变化的，尤其是 2007 年美国次贷危机发生后，旧的全球经济均衡被打破，新的模式还在成型过程中，我国经济发展进入新常态。因此，摆在面前的新课题，是如何为经济发展新常态匹配一个相适应的银行业结构。

我国在 2013 年中央经济工作会议首次提出“新常态”。新常态是相对过去传统经济发展模式而言的，对新的经济发展阶段的一种总结。2016 年，习近平总书记概括了新常态的基本特征：“增长速度要从高速增长转向中高速，发展方式要从规模速度型转向质量效率型，经济结构调整要从增量扩能为主转向调整存量、做优增量并举，发展动力要从主要依靠资源和低成本劳动力等要素投入转向创新驱动。”新常态准确提炼出我国目前面临的产业转型升级和第四工业革命的挑战，经济增长不再是简单的生产要素投入，而是更加依赖科技创新的引领，带来经济社会各方面全方位的转型。因此，发展科技金融、支持科技创新成为金融业现阶段的重要任务。西方发达国家的科技创新融资渠道一般以科创基金为主，银行不承担主要融资功能，但依然是重要的金融服务主体，并且也探索形成了相对成熟的服务模式，如硅谷银行模式。我国金融体系以银行为主导，必须承认路径依赖，不可能完全推倒重建，亟需探索银行业服务科技创新活动的模式。

因此，新常态下的多层次银行体系构建任务，可以具体化为服务企业科技创新的银行体系的构建，即所谓的科技金融服务体系中的银行部分。2023 年 10 月，中央金融工作会议也将科技金融列入金融业的“五篇大文章”的第一篇。这时，在履行支持科创活动这一任务上，原先的小银行优势是否依然成立、是否需要新的银行体系等，均成为新时期的课题。

（一）科技金融理论：内涵与本质

科技金融在国内不算是新生事物,我国很早就确立了“科学技术是第一生产力”的理念,持续关注对科创活动的金融支持。早在20世纪80年代便有“科技贷款”“科技保险”等概念被提出,此后其内涵和外延一直处于发展变化之中^[45]。相对权威的官方表态包括,1993年国家《科学技术进步法》中提到鼓励金融、保险支持科学技术应用和高新技术产业发展。2011年,科技部发布《国家“十二五”科学和技术发展规划》,给出科技金融的定义:“通过创新财政科技投入方式,引导和促进银行业、证券业、保险业金融机构及创业投资等各类资本,创新金融产品,改进服务模式,搭建服务平台,实现科技创新链条与金融资本链条的有机结合,为初创期到成熟期各发展阶段的科技企业提供融资支持和金融服务的一系列政策和制度的系统安排。”该定义主要是从政策当局角度出发,指的是政策和制度安排。赵昌文^[46]首次给出了学术上较为规范的定义:“科技金融是促进科技开发、成果转化和高新技术产业发展的一系列金融工具、金融制度、金融政策与金融服务的系统性、创新性安排,是向科学和技术创新活动提供金融资源的政府、企业、市场、社会中介机构等各种主体及其在科技创新融资过程中的行为活动共同组成的一个体系,是国家科技创新体系和金融体系的重要组成部分。”此外还有“科创金融”概念,可以理解为是科技金融的真子集,即仅针对初创型科技企业的金融服务,而科技金融理论上还包括对成熟科技公司,甚至是对非科技公司的科技活动的金融服务(如传统工业企业的科技研发)。由于传统大企业的科技活动融资,通常基于该企业的信用,而非科研项目的信用,与传统对公业务的差异性并不明显,一般不纳入科技金融研究范畴。因此,通常语境中的科技金融其实主要是指科创金融。

理论层面对科技金融的认知,大致存在“工具论”“范式论”两种视角^[46]。这种两分法其实也适用于对整个金融体系的理解,而非单单用于科技金融。工具论将科技金融理解为支持各种科技活动的金融活动的总和,其中又包括各种金融工具、金融业务以及有关金融制度。科技部规划和赵昌文^[46]对科技金融的定义,都是基于这一视角。这是一种传统的、偏外生的视角。在这种传统模式下,包括前文所述的银行体系构建的研究或实践,均带有偏外生性的理念,即:产业需要什么样的金融体系,政策当局针对性地设计、构建这种金融体系,以满足实体经济需要。这种“市场有需求、当局来供给”的思路大致没有问题,但它其实是在经济模式稳定期(也就是非经济结构转型期)的一种特殊情况。除了稳定期,在存在金融约束以及金融供给严重稀缺情形下的改革初期,也适用这种“需求—供给”的单向、外生分析方式。

但放到更长的历史视野中,“技术—经济范式”的协同演化具有更大的解释力,即所谓的范式论。这种思路最早可追溯至熊彼特的创新论,即创新是驱动经济发展(不仅仅是产出在数量上的增长)的主要动力。与此同时,金融活动也为新技术的产业化提供支持,甚至金融活动自身也需要不断革新,以适应新的经济结构需要。希克斯曾有一句名言可概括之,即“产业革命要等待一次金融革命。”2002年,Perez^[48]在前人研究基础上,利用演化经济学的思路,全面提出了“技术—经济范式”理论。该理论认为,技术、制度和经济的变迁是紧密互动的协同演化关系,技术实现突破后,吸引金融资本和产业资本投入,进而引发相关制度的变革,最后三者共同推动新的经济范式形成。Perez还将技术引发经济范式变化的整个过程描述为一个周期,其中包括爆发、狂热、协同和成熟阶段,四个阶段构成一个完整周期,不断循环。房汉廷^[49]在前人基础上,对科技金融的“技术—经济范式”视角进行了提炼,给出新的定义:“科技金融是以培育高附加值产业、创造高薪就业岗位、提升经济整体竞争力为目标,促进技术资本、创新资本与企业家资本等创新要素深度融合、深度聚合的一种新经济范式。”陈雨露^[50]详细回顾了历次工业革命背后的金融支持,从历史视野来看,现代商业银行、现代资本市场、创投基金分别是当时的“科技金融”,金融与科技创新互为推动,而眼下则需要探索新型金融模式来支持新一轮工业革命。

以上两个视角的定义,范式论是用演化经济学的方式,从整个经济系统的角度来理解科技金融,强调了科技金融的技术经济模式本质^[48],是更为宏观而全局的。当然,这并不意味着工具论没有价值。毕竟在更多场合,政策当局考虑的是实际可操作的具体措施,主要是指如何引导金融结构、银行结构的调整,以便更好地服务我国现阶段的发展任务,尤其是高科技产业和新兴产业的发展任务。甚至两种视角在某种程度上有共通性,即当技术进步推动金融业内生演化时,政策当局也需要审时度势,顺应时代发展需要,调整金融制度和政策,构建新的金融服务供给。具体到本文的主题,如何构建服务好新常态尤其是服务好企业科创活动的多层次银行体系,便是更接近于工具论视角下的研究。

（二）小银行优势还成立吗？

在上述定义的基础上，接下来的问题就是要探索什么样的银行结构更有利于科技创新，小银行优势、关系型借贷在科技金融领域是否依然成立。近年来，这方面的理论和实证研究成果陆续问世。值得指出的是，不同学者关注的角度有所差异，使用的也不一定是科技金融一词，而是包括了各种涉及企业科技创新活动的投融资活动，内涵不完全相同。截止目前，尚未形成较为一致的结论。

首先，从小银行优势、关系型借贷的理论来看，中小银行在服务企业尤其是中小企业的科创活动时，兼有优劣势。与传统行业相比，企业科创投资回报的不确定性更大，失败率更高，但成功的潜在收益也更高。业务实践还发现科创投资与传统产业的其他差异，例如高新技术产业从业者一般是高学历、高素质的尖端人才，骗贷等还款意愿方面的问题较少，但他们自身也不清楚成功率，这种情况与传统银企之间的信息不对称问题不同，是银行和企业一同面对不确定性。这些差异最终导致了关系型借贷的应用条件有差异。虽然双方基于长期合作关系，促进了解，尤其是促进银行对创新技术前景、企业家才能等的了解，可以帮助银行形成放贷决策，这一点与服务传统行业类似（有研究指出中小银行由于拥有紧密的政府资源优势、密切的地缘优势、灵活的组织优势、敏捷的创新优势，在服务科创企业方面仍具备优势^[51]）。但是，由于科创投资具有更高风险，与信贷的收益风险特征并不匹配，导致银行不会积极地使用信贷支持企业这类投资。尤其是在典型的关系型借贷中，银行如果获取了信用租金和超额收益，并对企业形成一定的垄断优势后，更加有让企业保守投资的动机。例如针对服务科技金融的常用模式——投贷联动业务，中小银行便是兼具以上优势和不足^[52]。同时，还有研究指出大型银行凭借更低的资金成本和更先进的技术手段来实现低价、精准投放信贷，在科创、普惠领域均对中小银行形成竞争^[53]。

其次，从银行服务企业科技创新活动的经典案例来看，其展业模式依然可以纳入关系型借贷的范畴，尤其在科技企业融资最为困难的初创期，中小银行依然是最主要的服务机构。硅谷银行是全球服务科技中小企业最为成功的银行，成立于1983年，后因流动性管理的严重失误，于2023年初倒闭，但其服务科技企业的模式依然被业内奉为典范，尤其是投贷联动等模式被国内银行业效仿^[54]。硅谷银行对科技企业的服务模式仍然是以贷款为主，利用自身长年积累的科技企业贷款历史数据，形成信贷风险评级模型，用于贷款组合和风险定价，并配备适合客户的保证、抵押或信用贷款。初创企业的还款来源包括未来的融资或经营现金流，是一种流动性贷款（对成熟的科技企业会投放项目贷款）。这种模式类似于前文提及的企业信用评分技术，同时也具有一定的关系型借贷的特征。因为这些业务的开展基于长期的银企关系，这种关系使得硅谷银行建立了科创企业、创投基金及其从业人员的“生态圈”经营，深刻理解这些客群的经营行为，准确把握他们的金融服务需求，并利用自身的专业知识为初创企业提供咨询和帮助。对于优质企业，它还通过让同集团下的非银金融机构获取认股权证、直接投资入股的方式获得一定收益，但这并不构成主要收入来源（仅用于弥补风险），因此它在整体上仍是一家传统的商业银行。不仅服务投资于这些企业的创投基金，还服务企业和创投基金的高管、员工，业务范围较为全面，这也符合关系型借贷的范围经济，因为业务种类多也是银企关系较强的一种反映。硅谷银行也通过与企业、创投基金、高管和员工等各方的密切联络，来提升自身对科技行业的认知^[55]。目前，国内不少中小银行在引进硅谷银行的服务模式，可见关系型借贷在科技金融领域的生命力。

（三）银行结构支持科技金融的实证

从实证研究来看，关于中小银行在科技金融领域是否有优势，尚未得到一致的结论，优劣势均有一定的实证证据^[56]。前文提及的，早年关于小银行优势、中小企业融资、关系型借贷的文献，部分已经涉及企业科创活动，并印证了小银行优势。Tadesse^[57]研究发现，银行由于掌握了信息优势，可以高效地配置资金，从而促进企业创新活动，证明了关系型借贷是有效的。海外持类似观点的成果较多^{[58][59]}。国内也有类似的结论，例如林毅夫、李永军^[15]也认为中小银行对支持科创企业存在优势。范瑞、王书华^[19]用国内省级面板数据研究表明，中小银行份额的提升能够有效助推经济增长和科技创新。

对科创领域小银行优势提出质疑的研究成果也不少。由于银行追求稳健性，信贷投放趋于保守，与高风险的科创项目投资并不匹配，尤其是对科创领域的中小初创企业，更为回避^{[60][61]}。最新研究成果方面，

陈浩等^[62]发现大型银行在助力创新创业发展方面发挥更加重要的作用,原因包括大型银行在科技金融专营机构设立、投贷联动模式运用等综合性金融服务方面具有更加丰富的资源与经验,在专业人才储备上也较小型银行更具优势。虽然小银行优势理论上依然成立,但中小银行缺乏相应的技术和渠道,很难服务好科技企业。王云鹤等^[63]发现河南省金融业与科技创新的协同发展尚处于起步阶段,金融业综合发展效率是推动二者高水平协调发展的重要因素,需要加强政府监管引导和加快专业人才培养。

银行支持企业科创结论未达成一致,但资本市场尤其是风险投资对企业科创的支持能力,在理论、实践上均几无分歧。但正如前文所述,我国是银行主导的金融体系,不可能完全推倒重建整体系统,因此,在大力发展资本市场的同时,众多银行也不能对支持新常态、支持科创这一新任务视而不见,仍然需要抓紧构建能更好服务企业科创的银行结构。基于上述成果,尤其是质疑小银行优势的成果,结合我国中小银行扩容后期成效有限的事实,确实提出了一个新的课题:在经济新常态下,企业科创活动日益成为银行服务重点的背景下,小银行优势是否还成立?此外,以上成果大多从银行为企业科创活动提供信贷融资服务的单一角度,但事实上,目前国内较为通行的银行科技金融服务,不仅仅局限于信贷,而是更加综合的服务模式,是一种生态圈经营,代表产品包括投贷联动、中间业务等,同时还需要银行组织架构、经营模式的突破^[64]。因此,多层次银行体系构建中,除了研究规模结构之外,所有制结构、产品结构等也需纳入考量。当然,这几个不同维度之间也存在关联性,例如灵活的所有制结构会促使银行开发出更贴近市场需求的产品与服务。

五、结论与展望

为了完成不同阶段的经济使命,我国的多层次银行体系一直处于动态变化之中。改革开放后,为支持中小企业、民营经济的发展,我国践行小银行优势理论,进行过几轮放开管制或开放设立,中小银行逐步扩容。从实践成果来看,不同发展阶段,中小银行取得的效果是不同的,也印证了不同发展阶段对银行结构的需求是不同的。改革开放初期的信用社开办和放开,起到了动员储蓄资金投入生产的功能,匹配当时的传统制造业,为我国民营经济发展起到了至关重要的作用。但后来村镇银行、新一轮民营银行的设立,效果就相对较弱,其中也有一批优秀银行脱颖而出,但“成功率”明显偏低,反倒风险事件频出。究其原因,除了中小银行经营管理能力的内因外,现阶段面临的发展任务转变也是重要原因。目前我国正在推动高质量发展,经济发展进入新常态,金融业、银行业的任务已经不是简单动员储蓄投入生产,而是要真正实现高质量服务转型升级后的经济发展,尤其是对企业科创活动的金融支持。面对这一任务,小银行优势是否成立、银行结构是否需要进一步调整,便成了重要课题。

在中小银行前期风险频出、科创领域小银行优势尚存争议的背景下,叠加政策号召、新技术手段发展等因素,大型银行金融服务不断下沉至中小微企业、科创企业领域。同时,政策当局也开始考虑银行结构调整问题。2023年10月召开的中央金融工作会议指出:“完善机构定位,支持国有大型金融机构做优做强,当好服务实体经济的主力军和维护金融稳定的压舱石,严格中小金融机构准入标准和监管要求,立足当地开展特色化经营。”这是近几年中央首次大幅调整了对金融结构、银行结构的表态,从原先对中小银行的全力支持,变得开始严格准入,并重申了特色化要求。这在吸取过去中小银行风险教训的基础上,也考虑到新常态所需的银行结构可能已发生变化。

这种政策调整为后续的学术研究提供了非常关键的素材,待数据积累充分后,可以检验部分争议。后续研究的方向包括:(1)中小银行兼并整合对中小微企业尤其是科创企业融资或经营的影响,以此来验证小银行优势是否成立。尤其是兼并整合的类型增加,例如欠发达地区小型银行的合并,或者东部地区的一些优质中小银行兼并欠发达地区的一些小型银行,其取得的效果可能也是不同的。(2)许多兼并整合以政府为主导,整合后的银行以国资为主,可以检验银行的产权所有制变化对经营效果的影响。(3)大型银行在政策号召下,进军中小微企业、科创企业领域,近几年投放力度很大,其效果还有待时间检验,将来可以以此来验证小银行优势理论的“主动说”和“被动说”:小银行是出于优势主动服务小微企业,还是因为无法与大行正面竞争而下沉服务小微企业。(4)大型银行是否在大数据等新型信息技术的赋能下,拓展了

“硬信息”的边界，从而能够用较为高效的手段服务中小微企业融资，进一步挤压中小银行业务空间，并以此验证关系型借贷的效能。

【参考文献】

- [1] Allen F., Gale D. 比较金融系统[M]. 王晋斌等, 译. 北京: 中国人民大学出版社, 2002.
- [2] 张杰. 为什么选择国有金融制度[J]. 金融评论, 2017, 9(01): 1-15+123.
- [3] Goldsmith R.W. *Financial Structure and Development*[M]. New Haven and London: Yale University Press, 1969.
- [4] 周莉萍. 金融结构理论: 演变与述评[J]. 经济学家, 2017(3): 11.
- [5] 陈伟光. 银行垄断及其市场势力研究[J]. 国际经贸探索, 2007, 23(2): 5.
- [6] Stiglitz J.E., Weiss A. *Credit Rationing in Markets with Imperfect Information*[J]. American Economic Review, 1981, 17: 393-410.
- [7] Petersen M. A., Rajan R. G. *The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships*[J]. Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(2): 407-443.
- [8] Berger A. N., Hannan T. H. *The Price-Concentration Relationship in Banking: A Reply*[J]. The Review of Economics and Statistics, 1989, 71(2): 291-299.
- [9] Berger A. N., Miller N. H., Petersen M. A., et al. *Does Function Follow Organizational Form? Evidence from the Lending Practices of Large and Small Banks*[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 76(2): 237-269.
- [10] Craig S. G., Hardee P. *The impact of bank consolidation on small business credit availability*[J]. Journal of Banking & Finance, 2007, 31(4): 1237-1263.
- [11] Hannan T. H., Prager R. A. *The competitive implications of multimarket bank branching*[J]. Journal of Banking & Finance, 2004, 28(8): 1889-1914.
- [12] Panetta F., Focarelli D., Salleo C. *Why do Banks Merge?*[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2002, 34: 1047-1066.
- [13] Knittel C. R., Stango V. *Incompatibility, Product Attributes and Consumer Welfare: Evidence from ATMs*[J]. The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy, 2004, 8(1): 1731-1731.
- [14] Pita Barros P. *Multimarket competition in banking, with an example from the Portuguese market*[J]. International Journal of Industrial Organization, 1999, 17(3): 335-352.
- [15] 林毅夫, 李永军. 中小金融机构发展与中小企业融资[J]. 经济研究, 2001, 000(001): 10-18.
- [16] 林毅夫. 新结构经济学[M]. 北京: 北京大学出版社, 2018.
- [17] 廖海波. 小银行优势假说研究[M]. 成都: 西南财经大学出版社, 2016.
- [18] 彭妙薇, 谭雪, 熊浩. 小银行优势、信息成本和中小企业融资——基于城商行合并的准实验研究[J]. 证券市场导报, 2022(06): 22-35.
- [19] 范瑞, 王书华. 银行业市场结构对中国经济增长的影响研究: 理论机制与经验证据[J]. 宏观经济研究, 2020(7): 17.
- [20] 颜建晔, 吴俊贤, 康健. 银行业结构对地区经济发展的影响——基于新结构金融学的理论与实证检验[J]. 兰州大学学报: 社会科学版, 2021(1): 13.
- [21] 李瑞, 王叶军, 张小鹿. 银行业结构对城乡收入差距的缩小效应研究——基于新结构经济学最优金融结构理论[J]. 河北经贸大学学报, 2023, 44(1): 85-97.
- [22] 程超, 林丽琼. 银行规模、贷款技术与小微企业融资——对“小银行优势”理论的再检验[J]. 经济科学, 2015(4): 13.
- [23] 胡秋阳, 李文芳. 城市商业银行设立, 融资约束与行业效率[J]. 财经问题研究, 2023(8): 87-99.
- [24] 胡国晖, 李雪玲. 信息透明度、征信体系与“小银行优势”——基于中小板上市企业的实证分析[J]. 北京邮电大学学报: 社会科学版, 2018, 20(5): 9.
- [25] Dinç I. S. *Bank reputation, bank commitment, and the effects of competition in credit markets*[J]. Review of Financial Studies, 2000, 13(3): 781-812.
- [26] Polanyi M. *The Tacit Dimension*[M]. London: Routledge & Kegan Paul, 1966.
- [27] Boot A. W. A. *Relationship Banking: What Do We Know?*[J]. Journal of Financial Intermediation, 2000, 9(1): 7-25.
- [28] Berger A. N., Udell G. F. *Small Business Credit Availability and Relationship Lending: The Importance of Bank Organization Structure*[J]. The Economic Journal, 2002, 112(477): 32-32.

- [29]何韧. 银行业市场结构、效率和绩效的相关性研究——基于上海地区银行业的考察[J]. 财经研究, 2005, 31(12): 12.
- [30]巫岑, 黎文飞, 唐清泉. 产业政策与企业资本结构调整速度[J]. 金融研究, 2019(4): 19.
- [31]Shikimi M. *Bank Relationships and Cash Holdings: Evidence from Emerging Firms in Japan*[J]. SSRN Electronic Journal, 2015.
- [32]Elsas R. *Empirical determinants of relationship lending*[J]. Journal of Financial Intermediation, 2005, 14(1): 32-57.
- [33]赵英军, 王呈斌, 陈耸等. 小微金融: 台州历程[M]. 北京: 中国金融出版社, 2022.
- [34]张美莎, 徐浩, 冯涛. 营商环境、关系型借贷与中小企业技术创新[J]. 山西财经大学学报, 2019(2): 15.
- [35]Berger A. N., Miller N. H., Frame W. S., et al. *Debt Maturity, Risk, and Asymmetric Information*[R]. IMF Working Papers, 2005.
- [36]Frame W. S., Padhi M., Woosley L. W. *The Effect of Credit Scoring on Small Business Lending in Low- and Moderate-Income Areas*[J]. Banking & Insurance Journal, 2001.
- [37]陈俭. 中国农村信用社研究 (1951-2010) [M]. 北京: 北京大学出版社, 2016.
- [38]黄亚生. 中国经济是如何起飞的[J]. 经济社会体制比较, 2013(02): 1-18.
- [39]许嘉扬. 探索村镇银行高质量发展之路[J]. 中国金融, 2022(13): 77-78.
- [40]晏国祥. 探寻农村信用社省联社改革之路[J]. 南方金融, 2012(6): 3.
- [41]蔡晓慧, 张文, 丁骋骋. 城市商业银行合并重组和小企业贷款[J]. 财经论丛, 2023(10): 47-57.
- [42]赵福浩. 城市商业银行设立对企业投资支出的影响研究[D]. 曲阜师范大学, 2022.
- [43]陈述. 新一轮农信社改革是否要维持县域法人稳定? 重庆农商行提供了案例 [EB/OL]. (2021-12-03). <https://www.163.com/dy/article/GQ8JA3S105459714.html>
- [44]Miyazaki H., Aman H. *Effects of Regional Bank Merger on Small Business Borrowing: Evidence from Japan*[J]. International Journal of Economics & Finance, 2015, 7(11).
- [45]靖研, 明振东. 科技金融: 金融促进科技创新[M]. 北京: 中国金融出版社, 2022.
- [46]赵昌文, 陈春发, 唐英凯. 科技金融: Sci-tech finance[M]. 上海: 科学出版社, 2009.
- [47]李华军. 改革开放四十年: 科技金融的实践探索与理论发展[J]. 科技管理研究, 2019, 39(11): 63-70.
- [48]Perez C. 技术革命与金融资本[M]. 田方萌等, 译. 北京: 中国人民大学出版社, 2002.
- [49]房汉廷. 科技金融的兴起与发展[M]. 北京: 经济管理出版社, 2010.
- [50]陈雨露. 工业革命、金融革命与系统性风险治理[J]. 金融研究, 2021, (01): 1-12.
- [51]刘娟. 中小银行服务科创企业的难点与建议[J]. 银行家, 2023, (08): 66-68.
- [52]张根学, 刘宜政. 透视中小银行投贷联动业务新趋势[J]. 银行家, 2020(7): 3.
- [53]庄毓敏, 郗继磊. 银行体系结构与科技型企业发展逻辑[J]. 中国金融, 2024(3).
- [54]王剑, 贺晨, 陈俊良. 银行业“商行+投行”模式的现状, 经验与建议[J]. 国际金融, 2021(7): 41-50.
- [55]张田, 徐华, 杜静. 硅谷金融集团运行机制和业务模式研究[J]. 西部金融, 2021, (02): 84-89.
- [56]毕超. 科技金融体制机制改革创新研究[M]. 北京: 经济科学出版社, 2021.
- [57]Tadesse S. *The economic value of regulated disclosure: Evidence from the banking sector*[J]. Journal of Accounting & Public Policy, 2006, 25(1): 32-70.
- [58]Minetti R., Herrera A. M. *Informed finance and technological change: Evidence from credit relationships*[J]. Journal of Financial Economics, 2015, 83(1): 223-269.
- [59]Canepa A., Stoneman P. *Financing Constraints in the Inter Firm Diffusion of New Process Technologies*[J]. The journal of technology transfer, 2005, 30(1/2): 159-169.
- [60>Weinstein D. E., Yafeh Y. *On the Costs of a Bank-Centered Financial System: Evidence from the Changing Main Bank Relations in Japan*[J]. Journal of Finance, 1998, 53(2): 635-672.
- [61]Morck R., Nakamura M. *Banks and Corporate Control in Japan*[J]. The Journal of Finance, 1999, 54(1): 319-339.
- [62]陈浩, 唐菲, 雷蕾等. 大型银行与小型银行贷款授信偏好差异的比较研究——基于民营和科创企业融资难的实证视角[J]. 金融经济, 2020(3): 9.

[63]王云鹤,宋思宇,张文博. 金融业与科技创新系统的耦合协调发展及监管法律风险——基于河南省 2012-2021 年数据的实证分析[J]. 征信, 2023(11): 78-84.

[64]涂宏. 商业银行发展科技金融业务的策略研究[J]. 新金融, 2023(09): 8-13.

Evolving Optimal Banking Structure: Theoretical and Practical Review of Small Bank Advantages

Wang Jian Liu Nanxi

Abstract: Different stages of economic development require different financial systems. China's economy has entered a period of transformation, with the development driven by factor-input shifting to technology-innovation. Industrial upgrading and technological innovation activities are constantly emerging. What kind of banking structure can better serve the high-quality development of the real economy is an important issue of concern for all sectors. Through the literature review and practical review, this paper elaborates on the core points of the theory of small bank advantages and its practical effects in China, analyzing whether the advantages of small banks are still applicable in China under the new economic normal, so as to provide reference and enlightenment for exploring a better banking structure.

Key words: optimal banking structure; small bank advantages; technology finance