

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰

银行体系结构与科技型企业发展逻辑

庄毓敏、郝继磊

新质生产力与中国式现代化的动力

张林

金融衍生工具能降低商业银行风险吗？

严丹良、张桂玲、郭飞

人工智能与实际汇率

何尧、张璟、刘晓辉

资本账户开放与全球碳减排协同：空间效应与机制检验

尹智超、房芳

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery

李 扬

Yaseen Anwar

李若谷

陈雨露

任志刚

Steve H. Hanke

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贡圣林

焦瑾璞

瞿 强

王 芳

赵锡军

曹 彤

Rainer Klump

Alfred Schipke

肖 耿

周道许

陈卫东

IL Houng Lee

谭松涛

杨 涛

庄毓敏

丁剑平

David Marsh

涂永红

曾颂华

鄂志寰

庞 红

汪昌云

张成思

郭庆旺

Herbert Poenisch

王国刚

张之骧

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：吴晓桐

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】

银行体系结构与科技型企业发展逻辑	庄毓敏、郝继磊	01
新质生产力与中国式现代化的动力	张林	04
金融衍生工具能降低商业银行风险吗？		
——基于中国银行业的实证研究	严丹良、张桂玲、郭飞	23
人工智能与实际汇率	何尧、张璟、刘晓辉	26
资本账户开放与全球碳减排协同：空间效应与机制检验	尹智超、房芳	47
资本市场与实体部门的金融风险溢出及宏观政策调控效果	单敬群、王浩楠	64
绿色信贷对商业银行风险影响及机制研究		
——基于中国银行业的双重差分法验证	曹高航、高惺惟、王天琪、田容至	82

银行体系结构与科技型企业发展逻辑

庄毓敏¹ 郝继磊²

【摘要】数字金融的发展对传统银行业务形成了巨大的冲击，也重塑了银行体系结构对科技型企业发展影响机制。基于此，本文从银行体系结构与科技型企业发展的逻辑出发，提出稳妥推进中小银行的合并重组、探索设立具有独立法人地位的科创信贷银行，以及设立具有独立法人地位的科创信贷银行等中国银行业改革方向，为提升银行体系服务科技型企业的提供重要参考。

引言

党的二十大报告明确了新时代新征程我国经济发展的主要目标任务，提出“推动经济高质量发展取得新突破，科技自立自强能力显著提升”。实现科技自立自强，一方面，需要发挥好大型科技型企业的创新引领作用，集中力量突破关键核心技术；另一方面，需要充分认识科技型中小企业在推动科技成果转化方面的活力和竞争力，积极培育专精特新“小巨人”企业，支持科技型中小企业成长为创新的重要主体。在这个过程中，金融体系特别是银行体系的作用不容忽视。

在多方共同努力下，我国银行体系对科技型企业的支持力度正在不断加大。金融机构贷款投向统计报告显示，截至2023年第三季度末，获得贷款支持的科技型中小企业21.28万家，获贷率较上年末提高2.7个百分点至47%，科技型中小企业本外币贷款余额2.42万亿元，同比增长22.6%，高于同期各项贷款增速12.4个百分点。但是，相较于庞大的信贷需求，科技型企业的信贷供给相对有限，“不敢贷、不愿贷、不会贷”的问题依然存在。提升银行体系服务科技型企业的提供能力，不仅涉及银行层面具体实践方法的创新，也包括宏观层面的结构设计。

一、银行体系结构与科技型企业发展的逻辑

传统观点认为，银行业竞争程度的提升有利于加快企业创新步伐。原因在于，银行在信贷市场中的垄断地位会导致可贷资金供给的减少和贷款利率的提高，使得优质企业在开展科技创新过程中难以获得足够的资金支持；同时，这也会在一定程度上加剧信贷市场中的逆向选择问题，进而形成信贷收缩、抑制创新的恶性循环。银行业竞争程度提升则将带来贷款利率的下行、企业信贷可得性和银行风险容忍度的提高，更好地支持企业开展科技创新活动。

然而，也有观点认为，过度竞争的银行市场同样会带来福利损失，不利于科技创新。一方面，在过度竞争的银行市场中银行为了招揽客户可能会放松贷款审核的标准，增加对低资质企业的贷款，在一定程度上加剧信用风险，进而影响银行业进一步支持实体经济发展、推动科技创新的能力；另一方面，银行业过度竞争不利于银企关系的长期维系，考虑到科技型企业自身业务的复杂性和专业性，银企关系的弱化将会进一步加大借贷双方之间的信息不对称程度，最终不利于企业科技创新活动的开展。

此外，还有一些研究探讨了银行业竞争程度与企业创新之间的非线性关系及其对不同类型企业创新的异质性影响，笔者不再细述。总的来看，当前关于银行业竞争程度与科技创新关系的研究结论仍存在一定的分歧，不过大部分观点认为，适度的银行竞争理应成为政策制定者所追求的目标，但是何为“适度”，理论界并未给出明确的参考指标或衡量标准。就我国实践而言，银行业竞争程度总体上呈现上升态势，相关研究数据也基本证明了这对于科技创新的积极影响。

¹ 庄毓敏，中国人民大学财政金融学院院长

² 郝继磊，中国人民大学财政金融学院

除了银行业竞争程度与科技创新的关系，不同类型的银行在支持科技创新方面所起的差异性作用也值得关注。虽然相较于大型银行，中小银行在资产规模、整体实力方面处于劣势，但是凭借与本地中小企业之间更为紧密的银企关系，可以在财务报表等“硬信息”之外获取更多“软信息”，从而降低信息不对称所带来的逆向选择和道德风险问题，更加精准地识别中小企业的融资需求，并为其提供更为完善的金融服务方案。考虑到科技型中小企业在市场中占据相当一部分比重，因此中小银行似乎更应当成为服务科技型企业发展的主力军。

二、数字金融时代银行体系结构与科技型企业发展的新逻辑

数字金融的发展对传统银行业务形成了巨大的冲击，也重塑了银行体系结构对科技型企业发展的影响机制。现阶段，促进银行业的合理竞争仍然应当成为银行业供给侧结构性改革的主要方向之一。这是因为，从客观上来说，前文所阐述的银行业竞争的潜在负面影响在数字金融时代得到了一定程度的削弱。

一方面，金融科技的发展意味着银行对科技型企业的支持无须过度依赖传统的银企关系。商业银行通过运用大数据、云计算等技术手段构建完善的科技型企业信用评价体系，有效破解其融资困境。另一方面，近年来我国银行业改革实践已经证明，影响风险暴露水平的主要因素并非商业银行所面临的竞争环境，而是区域经济发展水平和银行的公司治理问题。综合来看，时代的演进和技术的进步为我们进一步推动银行业改革发展提供了良好的契机，但是如何在推动银行业合理竞争的同时，协调好银行体系内部的专业分工、防范中小银行金融风险，应当是监管部门关注的重点。

此外，数字金融的发展对“小银行优势”理论形成了较大的冲击。这主要是因为大型银行在雄厚的资金实力支持下不断加强数字金融体系建设，有效弥补了过往在“软信息”获取方面的劣势，中小银行在信息获取层面的优势正在被逐渐蚕食。以普惠小微贷款为例，2019年第一季度至2023年第三季度，大型银行普惠小微贷款市场份额由25.9%快速攀升至39.8%，以农商行为代表的农村金融机构的市场份额则由39.3%下降至28.3%，可以发现，大型银行发力普惠小微贷款对中小银行的市场份额形成了较大的冲击。尽管普惠小微贷款的覆盖对象与科技型企业相比存在一定的差异，但在两类业务中，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、精准投放信贷的逻辑是一致的。就科技型企业而言，在政策支持和银行业的积极响应下，我国当前的信贷利率已经处于较低水平，中小银行相对偏高的资金成本使其在与大型银行竞争的过程中缺少足够的盈利空间，相对滞后的数字化水平也使其在有效识别优质企业、控制信贷风险方面处于劣势。

三、我国银行业的改革方向

考虑到数字金融时代“小银行优势”可能受到了不小的削弱，促进银行业的合理竞争应当重点关注打造多层次、广覆盖、有差异、合理分工的银行体系，而非通过放松中小机构准入标准，增加银行数量来促进竞争。2023年中央金融工作会议指出，银行改革要进一步完善机构定位，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”，同时要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。结合前文论述，我们认为应从以下三个方面来重点推进下一阶段的银行业改革。

第一，稳妥推进中小银行的合并重组。中小银行自身体量有限，无法支撑金融科技的巨额投入，因此在数字化转型过程中与大型银行形成了较大的差距。尽管近年来随着相关技术的标准化程度逐渐提升，中小银行得以享受到金融科技普及所带来的红利，但是专业人才匮乏仍然是其数字化转型的一大桎梏。此外，受到经济环境变化和净息差下降的影响，中小银行在经营发展过程中积累了较多的风险，风险管理能力偏弱和资本补充压力偏大等问题日益凸显。稳妥推进中小银行的合并重组，一方面可以发挥资金集聚的规模效应，加快中小银行的数字化转型，提高其在地方信贷市场上的竞争力和综合实力，更好地与大型银行开展差异化竞争，促进科技型企业的发展；另一方面，合并重组也为完善中小银行公司治理架构和处置不良

资产提供了一个良好的契机，有利于银行业整体的稳定和健康发展。

第二，探索设立具有独立法人地位的科创信贷银行。建议借鉴德国以全能银行为主体、专业银行为补充的银行体系的发展经验，其中专业银行主要从事特定的金融业务，如德国复兴信贷银行作为专业银行在支持德国科技型中小企业发展方面发挥了重要作用。就我国实践而言，当前已有部分银行成立了科技支行或在总行层面设置了专门的科技金融部门、条线，专注于科技型企业贷款。笔者认为，设立具有独立法人资格的科创信贷银行，并针对其特殊的业务模式制定专门的监管规则，同时发挥好现有科技支行、科创信贷条线的作用，调整优化政策性银行的业务结构，可以在推动银行开展差异化竞争的同时，充分释放银行体系对科技型企业的支持潜力。

第三，因地制宜推进银行业结构改革。金融体系有效支持实体经济发展的前提是其与经济发展要求相匹配。我国经济社会发展的区域不平衡性决定了不同地区的最优银行结构同样存在差异，各地要依托自身产业结构和经济发展水平，稳妥推进中小银行的新设、合并和重组。以浙江为例，科技型中小企业在当地经济发展中扮演着十分重要的角色，在这种情况下，尽管银行业在科技型企业贷款领域的竞争同样激烈，但足够庞大的市场体量也为中小银行科技金融业务的进一步下沉提供了潜在的空间。同时，浙江发达的数字经济为中小银行的数字化转型创造了良好的条件，浙江本地的中小银行也在长期的发展中积累了一套很好的线上与线下相融合的科技金融业务发展模式。而就国有经济或资本密集型产业占据主导地位的地区而言，发挥好大型银行在科技金融业务中的引领作用，适度提升地区的银行集中度将更好地实现对科技型企业的支持。

新质生产力与中国式现代化的动力¹

张 林²

【摘要】中国式现代化归根到底是由生产力的现代化驱动发展的，生产力的总和决定着中国式现代化的发展状况，生产力的不断解放和发展是实现中国式现代化的根本动力。生产力的质量互变，以物质现代化为基础推动中国式现代化，而生产力与生产关系的矛盾运动，以全面深化改革开放为动力推进中国式现代化。新质生产力是科技创新发挥主导作用的生产力，使它能够以科技现代化这个“关键所在”助力中国式现代化；新质生产力是高质量发展的生产力，使它能够以“首要任务”驱动社会主义现代化强国建设；新质生产力也是为美好生活服务的生产力，使它与中国式现代化拥有人民至上的共同价值驱动力，而以新型发展方式和格局创造人类文明新形态则在深层逻辑上成为二者内在的发展趋势、价值驱动。加快形成新质生产力，有助于充分激活和挖掘中国式现代化的发展潜力。

【关键词】新质生产力 中国式现代化 高质量发展 动力

引 言

2023年9月，习近平总书记在黑龙江考察调研时明确提出“加快形成新质生产力”[1]的发展要求。同年12月，中央经济工作会议再次明确提出“发展新质生产力”[2]的新要求。新质生产力是科技创新引领发展的高质量新型生产力，具有新科技革命的主导性、高质量发展的目的性等特点。[3]生产力从旧质到新质、从低质到高质迭代升级、催化融合的过程，就是驱动社会发展进步的过程。加快形成、发展新质生产力，对于新时代社会生产力水平总体跃升、整体改善，进而推进和拓展中国式现代化具有重要意义。

目前学界，围绕新质生产力的基本内涵、理论创新、时代价值、实践路径等关键问题作了许多建设性研究。[4-6]但就其具体方面而言还有待进一步深化，如对于新质生产力的质量互变规律、新质生产力与生产关系的矛盾运动规律，尤其对于加快形成和发展新质生产力的“动能”价值尚缺乏深入研究，而新质生产力概念的提出、发展要求的明确，关键指向就在于鲜明的“动能”价值。同时，目前学界围绕中国式现代化的动力问题，也提供了诸如目标导向力、理论引领力、政党领导力、制度保障力、改革内驱力、文化内蕴力、精神支撑力、情怀感召力等观测维度，[7-8]而对于这些动力内部的逻辑关联以及动力系统中的根本驱动力的认识，还需从更深层次加以剖析。

经济研究往往不是抽象、孤立的，而是具体、联系的，新质生产力的探讨放置于中国式现代化的背景下加以思考，会获得新认识。推进和拓展中国式现代化是一个系统工程，这项系统工程是由内源与外显、物质与精神、理论与制度、政党与人民、价值与情感等复杂动力系统驱动发展的，其中最基础、最根本的动力还是由生产力的不断解放和发展传导的。生产力是社会发展的最根本的决定性因素，“社会主义现代化必须建立在发达生产力的基础之上。我们为实现现代化而奋斗，最根本的就是要通过改革和发展，使我国形成发达的生产力。”[9]274可以说，加快形成新质生产力就是在为中国式现代化提供源源不竭的动力。

一、解放和发展生产力是推进中国式现代化的根本动力

生产力的总和决定着社会的发展状况，因而必须把中国式现代化置于生产力的基石上加以认识。马克思在1843年到1844年的“巴黎笔记”中首次使用了生产力概念。从《巴黎笔记》到《1844年经济学哲学

¹ 原载于《经济学家》2024年第3期

² 张林，重庆大学马克思主义学院讲师

手稿》，从《神圣家族》以及《评弗里德里希·李斯特的著作〈政治经济学的国民体系〉》到《德意志意识形态》《共产党宣言》《雇佣劳动和资本》，再到《资本论》等文献，马克思的生产力概念经历了从哲学人类学到政治经济学的洗礼，最终书写了唯物史观视域和政治经济学视域交汇融合的概念图景。马克思扬弃费尔巴哈和赫斯在哲学思辨范畴上的主体间抽象的交往性的“共同活动”概念，同时批判借鉴李斯特等关于生产力“功能性的水平概念”[10]，使生产力话语不再凌空于哲学的玄思之上，而是以经济学研究为基础，以人的现实“生产活动”为客观依据，敏锐捕捉到现代工业及其分工协作产生的巨大客观力量，用“工业”的客观现实性消解人本主义逻辑，用人的物质生产代替精神意志，说明了推动历史发展的根本力量。马克思认为：“人们所达到的生产力的总和决定着社会状况”[11]160，列宁也正是在此意义上认为：“物质生产力的状况是所有一切思想和各种不同趋向的根源。”[12]425 共产主义就是“以生产力的普遍发展”为前提的。只有一定的生产力水平才能决定社会生产方式，进而决定中国式现代化的进程。

“生产力的不断解放和发展，是人类社会进步的根本动力。”[13]426 生产力作为推动社会历史发展的根本动力，在唯物史观逻辑系统中具有基础性的地位。马克思恩格斯设想共产主义是社会生产力高度发达和人的精神生活高度发展的社会，同时把社会关系归结为生产关系，把生产关系归结为生产力的水平，最先说明了社会主义不是幻想家的臆造，而是现代社会生产力发展的必然结果，从而为社会主义从空想到科学的发展提供了可靠根据。列宁认为：“辩证法要求从发展中去全面研究某个社会现象，要求把外部的、表面的东西归结于基本的动力，归结于生产力的发展和阶级斗争。”[12]465 运用唯物辩证法观察人类历史的发展进程，那么生产力必然成为社会发展的基本动力。基于此，列宁认识到：“无产阶级取得国家政权以后，它的最主要最根本的需要就是增加产品数量，大大提高社会生产力。”[14]623 他在领导建立苏维埃政权后，随即提出“共产主义就是苏维埃政权加全国电气化。”[14]364 说明先进的社会形态必须有先进的社会生产力作支撑。实现国家电气化，就是要为国家工农业打下现代大工业的技术基础。中国化时代化马克思主义继承了经典马克思主义的生产力思想，认为“生产力是人类社会发展的根本动力”[15]536，是推动人类社会发展的最终决定力量。解放和发展生产力始终是中国共产党奋斗历程的主线，可以说推进中国式现代化根本上就是要推动生产力现代化。

新民主主义革命根本上就是在解放人民大众、解放生产力。早在1919年，李大钊就在《我的马克思主义观》中指出：马克思“确认历史……的原动力为生产力”[16]18。这一时期，我们党认识到：“妨碍生产力发展的旧政治、旧军事力量不取消，生产力就不能解放，经济就不能发展。”[17]108 而“生产力得不到解放，就没有可能谈其他问题。”[17]109 半殖民地半封建社会的生产力遭到破坏，农业、工业便不能得到发展，解放中国人民的生产力，使之获得充分发展的可能性，就在于新民主主义的政治条件在全国的实现。政治上打到反动势力，就是要在经济上摧毁反动的生产关系、封建买办的生产关系，解放被束缚的生产力。因此，毛泽东在《论联合政府》中指出：“中国工人阶级的任务，不但是为着建立新民主主义的国家而斗争，而且是为着中国的工业化和农业近代化而斗争。”[18]1081 经过艰苦卓绝的革命运动，我们党带领人民冲破“三座大山”的压迫，取得了新民主主义革命的胜利，建立了新中国，通过变革上层建筑，废除帝国主义在华特权、废除地主阶级土地所有权和资产阶级私人垄断的资本所有权，为解放和发展生产力提供了条件，进而为实现现代化创造了根本社会条件。

社会主义革命和建设的目的同样是为解放和发展生产力、实现现代化。新中国成立后，党带领人民重整山河、进行社会主义革命。一方面，完成民主革命遗留任务，继续解放和发展生产力。政治上，肃清反革命分子，解放长期被反动势力压迫的广大群众，进而解放生产力。经济上，接收帝国主义在华资产、没收官僚资本，建立国营经济，恢复和发展国民经济。另一方面，变革生产关系，建立社会主义公有制。“一五”计划开始实施时，党即正式提出过渡时期的总路线，其实质就是把生产资料私有制变革为生产资料公有制，创造更加有利于生产力发展、有利于技术革命和使用各类机器出产各种工业和农业产品，从而创造现代化发展的有利条件。党在过渡时期总路线的指导下，将社会主义工业化与生产资料私有制改造同时并举，建立生产资料公有制占绝对优势的社会主义经济制度，并开始着手社会主义工业化建设。毛泽东指出：“社会主义革命的目的是为了解放生产力。农业和手工业由个体的所有制变为社会主义的集体所有制，私营工商业由资本主义所有制变为社会主义所有制，必然使生产力大大地获得解放。这样就为大大地发展工

业和农业的生产创造了社会条件。”[19]1 社会主义改造完成后，生产力发展活力进一步释放，促使党开始提出并逐步完善“四个现代化”奋斗目标的基础构想。1964 年 12 月，周恩来在三届全国人大一次会议上正式提出：“把我国建设成为一个具有现代农业、现代工业、现代国防和现代科学技术的社会主义强国”[20]483 战略目标。期间，毛泽东还发表系列著作着眼“保护和发展生产力”，解决生产力空间布局问题。社会主义革命和建设的胜利推进，进一步解放、保护和发展了生产力，为现代化建设奠定了根本政治前提和制度基础。

改革是中国的“第二次革命”，是推进中国现代化的直接动力。邓小平指出：“改革的性质同过去的革命一样，也是为了扫除发展社会生产力的障碍”[21]135，通过改革调整所有制结构和分配制度上对生产力的羁绊，也是进一步解放和发展生产力，解决社会主义现代化发展动力问题。开放，主要是融入世界生产力大环境，吸收国外有益经验，也是发展社会生产力的一个补充。十一届三中全会，以思想解放引领生产力解放，作出把党和国家工作重点转移到社会主义现代化建设上来的战略决策，拉开了改革开放的序幕。十一届六中全会明晰了“落后的社会生产”是制约经济社会发展的矛盾主要方面。此后，破除经济社会发展的思想、体制障碍，释放社会生产力发展活力，成为改革开放的主攻方向。其一，把解放和发展生产力提到社会主义本质的高度加以认识。1992 年南方谈话期间，邓小平提出：“社会主义的本质，是解放生产力，发展生产力，消灭剥削，消除两极分化，最终达到共同富裕。”[21]373 这一表述，深刻阐明了解放和发展生产力对于最终实现共同富裕的现代化的基础性意义。其二，在社会主义初级阶段基本路线中阐明解放和发展生产力对于国家现代化的意义。20 世纪 80 年代初，邓小平即提出：“党在现阶段的政治路线，概括地说，就是一心一意地搞四个现代化。……搞四个现代化，最主要的是搞经济建设，发展国民经济，发展社会生产力。”[22]276 四个现代化建设是重点，而发展社会生产力是根本着力点。随后，党在社会主义初级阶段基本路线和社会主义市场经济体制改革目标的引领下，坚持把经济建设、发展生产力作为实现国家现代化的重要途径，在继承“四个现代化”奋斗目标的基础上，创造性地提出“中国式的现代化”“小康社会”概念，确定了社会主义现代化建设分“三步走”的发展战略。20 世纪末我国人民生活总体上达到小康水平。这一时期，我们紧紧围绕解放和发展生产力，为中国式现代化提供了充满新的活力的体制保证和快速发展的物质条件。

十八大以来，习近平总书记强调：“实现社会主义现代化，实现中华民族伟大复兴，最根本最紧迫的任务还是进一步解放和发展社会生产力。”[23]181 新时代，我们坚持以全面建设社会主义现代化国家为引领，以全面深化改革开放为动力，深层清除妨碍生产力发展的体制机制障碍，不断推进国家治理体系和治理能力现代化，成功推进和拓展了中国式现代化，概括提炼出中国式现代化的中国特色、本质要求和重大原则，基本建构了中国式现代化的理论体系。在战略上统筹推进“五位一体”总体布局、协调推进“四个全面”战略布局，为中国式现代化确定了路线图和时间表。我们根据经济发展进入“新常态”、社会主要矛盾转化的实际，坚持以高质量发展为主题，适应新常态、破解社会主要矛盾，加快转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力，以新发展阶段的历史方位、新发展理念的目标导向、新发展格局的空间布局引领我国生产力实现总体跃升、整体改善。经过长期实践，我们推进一系列变革性实践，取得一系列标志性成果，消除绝对贫困、全面建成小康社会，为中国式现代化提供了更为完善的制度保证、更为坚实的物质基础、更为主动的精神力量。

二、新质生产力的辩证运动与中国式现代化的基本动力

毛泽东曾说：“什么是生产力呢？除人力以外就是机器。工业、农业都要机械化，工业、农业要同时发展。”[24]216 这实质上从生产力的要素方面说明了生产力发展与工业化、农业现代化的密切关系，说明中国式现代化就是由生产力的现代化驱动的。进一步讲，生产力“量”与“质”两方面的发展，以及生产力与生产关系的辩证运动为社会发展提供了动力，“社会的变化，主要地是由于社会内部矛盾的发展，即生产力和生产关系的矛盾，……推动了社会的前进，推动了新旧社会的代谢。”[25]302 因此，要从生产力自身质量互变中、从生产力与生产关系的矛盾运动中深入认识中国式现代化的动力。

（一）生产力的质量互变与中国式现代化的动力

生产力同其他客观物质力量一样,包括质与量的规定性。生产力的质与量两方面都有明确所指,所以当每次工业革命来临、当着每次产业结构转型,把握生产力的质与量就成为抓住社会发展机遇的关键。从生产力的要素组成来看,对于劳动者而言,“质”的方面体现为体力、智力等的发展程度,知识、技能等的密集程度,“量”的方面体现为劳动者数量和分工协作的规模;对于劳动资料而言,“质”的方面体现为生产工具的先进程度、使用程度,“量”的方面体现为生产工具规模数量的投入大小;对于劳动对象而言,“质”的方面体现为原材料的精细、品质等,“量”的方面体现为一定质的劳动对象的多少。[3]生产力的质与量两个方面共同构成完整的社会生产力发展水平。马克思恩格斯在《德意志意识形态》中指出:“一个民族的生产力发展的水平,最明显地表现于该民族分工的发展程度。任何新的生产力,只要它不是迄今已知的生产力单纯的量的扩大(例如,开垦土地),都会引起分工的进一步发展。”[26]520分工程度实际上是劳动者技能程度、劳动工具的专业程度、劳动对象的复杂程度的体现,这实际上就是生产力“质”的发展程度,社会分工作为生产力发展水平的表现,就在于它在生产活动中对劳动生产率的提升,进而提升社会生产力,而“任何新的生产力”质的变化而非简单量的投入,都会带来生产力水平的发展,说明了生产力“质”与“量”的变化,特别是质变对于生产力水平提升的重要性。

生产力的“量”与“质”之间是辩证运动着的。从生产力的发展过程来看,社会生产力的成长表现为:“依次继起和绵延不绝的升级换代,构成社会生产力的成长史”[27]96,社会生产力呈现明显大阶段的质变是“换代”,大阶段里面的小时段的变化就是“升级”,生产力的多次量变和局部质变构成“升级”,引起全局性根本性质变的若干次升级就是“换代”。生产力的换代不仅有“量态”的飞跃,而且有“质态”的突破。当然,生产力的这种质量互变或迭代升级,主要描述一定历史阶段生产力发展变化的纵向继承性,而处在同一时段的生产力往往还会出现横向间的流动、依附现象,新质生产力与传统生产力同时在场,传统生产力催生新质生产力、新质生产力催熟传统生产力。生产力要素的质量变化,促成生产力整体升级换代,而生产力升级换代首先要在生产力要素中表现出来。事实上,社会生产力发展的水平,就是在生产力量与质的辩证运动中实现的,量变引起生产力水平的叠加,质变促成生产力水平的跃升。

中国式现代化发展水平的跃升,到底是由生产力质量互变引起的。生产力的质量互变,推动中国式现代化不断向前发展。生产力发展新旧、高低程度就是生产力量变与质变之间的临界点,量变体现了生产力发展渐进过程的连续性,质变体现了生产力发展过程的飞跃性。量变是质变的准备,质变是量变的结果。若把新时代中国式现代化看作是生产力质变的结果,那么中国共产党百余年奋斗历程中的“工业化和农业近代化”“四个现代化”“中国式的现代化”逐步推进和深化发展则是引起质变的渐次量变。中国式现代化,基础在物质现代化。几乎没有生产力落后的国家是现代化的国家,现代化必然以生产力发展、物质技术基础为前提。生产力的发展意味着人们生活普遍得到改善,“如果缺乏足够强劲和长期的经济增长,现代化不可能成为现实。”[28]现代化的发展,根本上就是由生产力质量的辩证运动引起的。每一次生产力质的变化带来经济效益的扩大,从而推动量的变化,量的变化的规模化,又为新质生产力的出现奠定了坚实的基础,生产力质量的往复发展、循环提升,成为推进和拓展中国式现代化的基本动力。

（二）生产力与生产关系的矛盾运动与中国式现代化的动力

生产力是生产方式中最活跃、最革命的因素。从要素构成上看,生产力中的劳动者是具有能动性的因素,生产者的生产经验积累、劳动技能的发展推动着生产力的发展;生产的变革和发展往往还从劳动生产工具的变革和发展开始。因此,马克思指出:“增加劳动的生产力的首要办法是更细地分工,更全面地应用和经常地改进机器。”[11]352从生产力所起的社会历史作用看,生产力更是一种革命的力量。生产力具有独特的社会历史性,它能够决定一定生产方式乃至社会关系的性质,生产力发展的需要带来生产关系的变革,生产关系的变革带来生产方式、社会关系的变革,因而作为历史内在推动力的生产力必然成为一种革命的力量,马克思指出:“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。”[11]222而且“在资产阶级社会的胎胞里发展的生产力,同时又创造着解决这种对抗的物质条件。”[29]3社会形态的依次演进,生产力在其中是最活跃、最革命的因素。

生产力的革命必然引起生产关系的变革。生产力是现实人的生产实践活动的结果，而人的生产实践活动总是在一定的社会组织形式（关系）下进行的，这种社会组织形式（关系）既是过去生产实践的结果，也是现时生产实践的条件。一定历史阶段的生产关系的产生最初就是为着生产力的发展，成为人们“自主活动的条件”[11]204，对生产力发展起着积极推动作用，但这时并非不存在矛盾，只是矛盾还未因量变的积累上升为主要的一面。随着人的实践活动的进化及其活动结果的生产力的发展，它与生产关系的矛盾不断激化，当初“创生”生产力的生产关系又因相对稳定性和保守性的一面，而暴露出与生产力的矛盾，当着生产关系不能适应生产力的新趋势时，生产关系就会成为生产力的桎梏。为了实现社会新的发展，人们就会重新变革生产关系，清除不合时宜的体制机制障碍，新的生产关系建立后又开始适应生产力的新发展，以此循环运动。这正是马克思批判蒲鲁东没有看到的现实：“人们在发展其生产力时，即在生活时，也发展着一定的相互关系；这些关系的形式必然随着这些生产力的改变和发展而改变。”[30]413 以生产力与生产关系这种矛盾运动为基础，整个社会形态也从低级向高级发展。

新质生产力与生产关系的辩证运动，以全面深化改革开放为动力推进中国式现代化。生产力与生产关系矛盾运动的必然规律要求执政党必须适时变革生产关系。历史地看，经过中国革命和建设的长期奋斗，我国社会经济结构发生了根本性变革，社会主义公有制成为社会经济基础，阶级剥削制度被社会主义基本制度代替。社会主义制度是具有自我完善和发展能力的制度，在社会主义条件，自觉调整生产关系与生产力、上层建筑与经济基础不相适应的部分，就是社会主义改革。习近平总书记指出：“改革开放是决定当代中国命运的关键一招”[23]65，党的二十大把“坚持深化改革开放”作为推进中国式现代化的重大原则，强调要：“深入推进改革创新，坚定不移扩大开放，着力破解深层次体制机制障碍，不断彰显中国特色社会主义制度优势，不断增强社会主义现代化建设的动力和活力”[23]23 推进中国式现代化必然要以全面深化改革开放为强大动力，进一步解放思想、解放和发展社会生产力、解放和增强社会活力，不断完善各领域体制机制，使社会主义生产关系更加适应生产力的发展要求和趋势。新时代，全面深化改革、推进国家治理体系和治理能力现代化，就是要以制度建设为主线、以经济体制改革为重点，为推进和拓展中国式现代化提供强大动力。同时，开放也是改革，以开放促改革、促发展，也是推进中国式现代化的重要动力。

三、新质生产力的多维蕴含与中国式现代化的多元动力

新质生产力与中国式现代化的发展动力存在诸多一致性。在内生逻辑上，生产力的解放和发展、新质生产力的形成和发展与中国式现代化的推进和拓展，在理论的指导思想、历史的发展进程上、实践的创造过程上具有一致性，而中国式现代化根本上就是由生产力现代化驱动的，中国式现代化发展的内源性动力与新质生产力出场的内生逻辑具有一致性。在外显特质上，新科技革命的主导性是新质生产力的显著特征，而中国式现代化关键就在科技现代化；高质量发展是新质生产力的发展目标，也是全面建设社会主义现代化国家所要完成的首要任务。在价值目标上，坚持人民至上是发展新质生产力与推进中国式现代化的共同价值驱动力；创造人类文明新形态同样也是二者内在的发展趋势、价值驱动。

（一）新质生产力的内生逻辑与中国式现代化的内生动力

新质生产力的生成过程具有鲜明的理论逻辑、历史逻辑和实践逻辑。从理论逻辑来看，马克思主义关于生产力发展进步、要素创新等理论为新质生产力的出场作了理论积淀。运用唯物史观可以发现，社会发展进步就是生产力从低质、旧质向高质、新质不断跃迁的过程。马克思指出：“劳动生产力是随着科学和技术的不断进步而不断发展的”[29]271，新质生产力就是新一轮科技革命驱动的现实力量。从历史逻辑来看，人类社会的演化历程从石器的使用到铁器、青铜器的使用，再到蒸汽机纺纱机的使用、内燃机和电气技术的使用，从农业社会到工业社会，生产力呈现出迭代升级的变化姿态；而中国社会的发展进程表明，国力强弱与社会生产力发展水平高度相关，我们要把“失去的两百年”找回来，必须使社会生产力实现新的跃迁。从实践逻辑来看，当今世界正经历“百年未有之大变局”，国际体系和国际秩序深度调整，西方现代化发展道路弊端进一步暴露，而社会主义现代化建设道路呈现光明前景，推进强国建设、统筹民族复兴，归

根结底离不开新质生产力提供的“原动力”。

新质生产力的内生逻辑与中国式现代化的内生动力具有一致性。社会生产力的解放和发展、优化和升级历程,根本上与中国式现代化从理论萌发、实践发展到理论体系建构和实践方略完善过程是趋同的,中国式现代化发展的内源性动力与新质生产力出场的内生逻辑具有一致性。中国共产党是以马克思主义为指导思想的政党,从成立之日起,就把唯物史观作为观察国家命运、指导革命实践的理论武器,清晰认识到要实现民族复兴、国家富强、人民幸福,就要把解放和发展社会生产力始终作为社会主义的本质要求,作为接力探索、着力解决中国式现代化核心问题的关键途径。生产力的解放和发展与中国式现代化的推进、中华民族伟大复兴的实现,在理论的指导思想、历史的发展进程上、实践的创造过程上都具有一致性,生产力的发展始终是中国式现代化顺利推进和接力拓展的动力。事实上,中国式现代化的发展诉求、发展理念,也是在解放和发展社会生产力、形成和发展新质生产力的过程中不断丰富起来的,正是不断提高社会生产力水平、提升国家综合实力、满足人民美好生活需要的诉求和愿望,形塑了推进中国式现代化的内生动力。因此,新质生产力的生成逻辑与中国式现代化的内生逻辑根本上是一致的。

(二) 新质生产力的外显特质与中国式现代化的外源动力

新科技革命的主导性,是新质生产力的显著特征;中国式现代化关键在科技现代化。科技革命和科技现代化成为共同驱动生产力发展、推进中国式现代化的外源动力。一方面,新质生产力以新科技革命的主导性为显著特征。新质生产力,实质上是新一轮科技革命引领、高新科技驱动形成的新型生产力。就其发展水平而言,它代表着当今时代先进生产力的发展方向,这种方向就是由高新科技塑造的,是高新科技赋能现代产业从而实现的生产力。高新科技使生产力各要素由量变的积累发生质变,促使劳动资料和劳动对象的高新科技化,也必然带来劳动者素质的高知识密度化。另一方面,中国式现代化关键在科技现代化,科技现代化成为驱动中国式现代化的动力支撑。习近平总书记指出:“中国式现代化关键在科技现代化。”[31]当今世界,科学技术作为第一生产力的作用愈发凸显,没有科技现代化就没有中国式现代化,“科技创新是提高社会生产力和综合国力的战略支撑”[32]23,社会生产力发展和综合国力的提高要依靠科技创新。

高质量发展的目的性,是新质生产力的又一显著特征;高质量发展也是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。高质量发展成为引领加快形成新质生产力、推进中国式现代化的外部目标驱动。一方面,新质生产力之“新”就在于蕴含观念新、涉及领域新,而“质”则鲜明区别于传统生产力“量”的投入,把目光投向“高质量”,技术含量高、知识密度大,是社会生产力在信息化、智能化、绿色化生产条件下衍生的新型高质量生产力。新质生产力更加符合新发展理念、高质量发展要求,关键就在于生产力的“新质”和“高质”,是能够更好适应新时代、新经济、新产业的新型生产力,对整个社会生产力的转型升级发挥着重要作用。另一方面,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。高质量发展作为外部目标驱动,也是中国式现代化的外源动力。发展生产力是党执政兴国的第一要务,没有坚实的物质技术基础,就不可能实现中国式现代化,同样没有高质量发展的生产力,就不可能真正实现现代化。高质量发展是破解社会主要矛盾,实现国家现代化的重要抓手,全面贯彻新发展理念,加快构建新发展格局,推动经济实现质的有效提升和量的合理增长,就是以生产力发展质量、空间布局推动实现中国式现代化。

(三) 新质生产力的价值目标与中国式现代化的价值动力

坚持人民至上,是发展新质生产力与推进中国式现代化的共同价值驱动力。一方面,新质生产力是为人民美好生活服务的生产力。人民性是马克思主义政党的根本属性,人民立场是中国共产党区别于其他政党的显著标志,从根本上说,人民至上之所以是发展新质生产力的价值动力,还在于人民本身就是创造社会生产力的主体力量。人民对美好生活的向往,就是解放和发展生产力的根本目标和价值动力,中国革命、建设和改革的各个历史时期,党把解放和发展生产力作为工作重心,就是要消除旧社会强加在人民身上的经济、政治、文化束缚,建立和巩固革命政权、提高人民生活水平、不断满足人民群众日益增长的物质财富和精神文化需要。发展新质生产力必然是以满足人民对美好生活的需要为目标导向。另一方面,中国式现代化归根结底还是要实现人的生产方式、生活方式以及社会关系的现代化。中国式现代化不断取得新成就,才能让现代化建设的成果更多惠及全体人民。中国式现代化是涉及十四亿多人口整体迈进的现代化,

是全体人民共同富裕的现代化，是人民物质富足、精神富有的现代化，是人与自然和谐共生的现代化，中国共产党坚持人民至上、把为人民谋幸福作为初心使命，就是推进和拓展中国式现代化的价值动力所在。

创造人类文明新形态，是新质生产力与中国式现代化共同拥有的深层价值驱动力。一方面，新质生产力何以拥有创造人类文明新形态的价值驱动力？这深蕴着“新质”与“新形态”、生产力与物质文明的逻辑，根本上就在于生产力发展方式上的超越性。没有无方式的结果。人类文明新形态作为一种发展结果，必然拥有新型的发展方式。新质生产力区别于依靠消耗资源能源的传统生产力发展模式，强调绿色发展对于生产力的引领作用，实现了生产力生态化发展；它使新兴产业衍生的产业链越来越长，附加值越来越高，以新科技赋能新产业、催生新业态，呈现融合交叉、多点突破态势，实现了生产力融合化发展。新质生产力在发展理念、发展方式上突破了资本主义生产方式的桎梏，在人类文明新形态的整体引领和驱动下实现了新的突破。另一方面，创造人类文明新形态，更是推进中国式现代化的目标驱动。人类文明是在生产力与生产关系的矛盾运动中演进的，西方资本主义国家是现代工业革命的先行者，但是资本主义现代化无法克服生产资料私人占有和社会化大生产之间的固有矛盾。中国式现代化以“人民中心”超越了“资本中心”，以共同富裕超越两极分化、以两个文明协调发展超越物质主义、以和平发展超越对外掠夺扩张，打破了“现代化=西方化”的迷思，以人类文明新形态为目标驱动引领中国式现代化行稳致远。

四、以新质生产力激活和发掘中国式现代化的发展潜力

马克思在《〈政治经济学批判〉导言》中指出：“一个工业民族，当它一般地达到它的历史高峰的时候，也就达到它的生产高峰”[33]10。一个民族国家的社会生产力发展水平与该民族的历史地位相当，那么，推进和拓展中国式现代化、全面建设社会主义现代化强国，就要实现社会生产力水平的总体跃升。推进和拓展中国式现代化根本上就是在推进生产力现代化。新质生产力的要素禀赋中国式现代化的发展要素，它能以生产力全要素质量提升推动中国式现代化的实现。因此，加快形成新质生产力，在一定程度上就是在激活和挖掘中国式现代化的发展潜力。

（一）中国式现代化是由代表先进生产力发展要求的政党领导的社会主义现代化

中国式现代化是中国共产党领导的社会主义现代化，这是体现中国式现代化本质规定性的方面。党从成立之日起，就是以先进生产力的代表走上历史舞台的，党和人民的一切奋斗，都是为了解放和发展生产力、实现民族复兴和国家现代化。党代表我国先进生产力的发展要求，就是说要通过政党自觉把握生产力的发展趋势、实现生产力的健康发展，一方面符合生产力的自身要求，使生产力在内部要素上高效化配置，外部趋势上科学化部署，时空结构上合理化布局；另一方面符合生产力与生产关系的矛盾运动规律，使生产关系适应新质生产力的发展。这就要求我们提高政党认识和判断全球生产力发展新动向、世界科技革命新趋势的能力。如，根据新质生产力发展需要，调整生产力布局，推进产业结构优化升级；根据生产力发展的科技引擎作用，大力实施科教兴国战略、人才强国战略和创新驱动发展战略，等等。同时，坚定不移推进全面深化改革开放，以经济体制机制改革带动国家治理体系和治理能力现代化。总之，新质生产力的发展驱动作为先进生产力代表的政党自身发展，形塑政党自身的先进性、主动性，从而以政党自觉引领中国式现代化的战略主动、历史主动。

（二）新质生产力的高素质劳动者需求驱动人口大国向人才强国转变

中国式现代化是人口规模巨大的现代化，这既是中国特色，也有潜在发展优势。关键就在于要把人口大国转变为人才强国，激活中国式现代化的发展动力。列宁认为：“全人类的首要的生产力就是工人，劳动者。”[34]821 而能力和素质较高的劳动者就是人才，习近平总书记指出：“人才资源是第一资源，也是创新活动中最为活跃、最为积极的因素。”[32]110-111 人才是科技创新的核心要素，新质生产力是科技创新发挥主导作用的生产力，自然以人才塑造和培养为根本，劳动者素质提升成为新质生产力发展的基本方面。形成新质生产力，不但需要拥有高知识含量、高科学技能的高素质劳动者，而且还要构建若干高素质人才队伍，不但要用好高层次、紧缺人才，也要用好企业家、技术工人等各类人才。可见，新质生产力的形成

过程必然也是塑造高素质劳动者队伍的过程,同时新质生产力的发展还有助于激发社会创新创造活力,这些都助于为中国式现代化的发展储备人才资源。这就要求我们要紧紧依靠新质生产力对劳动者素质提升的契机,充分挖掘和培育人才资源,把人口规模要素转化为发展优势,驱动人口规模大国向人才资源强国转变,从而为推进中国式现代化提供强大人才支撑。

（三）新质生产力的高质量发展要义助力中国式现代化的首要任务

新质生产力的核心要义是“以新促质”,即以创新驱动高质量发展。[3]新质生产力是以科技创新引发全要素生产率提升的生产力,它在创新科技引领、协调产业布局,推动经济社会绿色化、低碳化发展,加快世界产业交流合作等方面具有明显优势。形成新质生产力的过程,就是实现经济动能由要素投入向创新驱动转换的过程,实际上也是以高质量发展适应经济新常态的过程,形成新质生产力就是要改变拼投资、拼资源的老路,解决产业低端、附加值不高的问题,以科技创新创造新产业、培育新动能、形成新优势,提高劳动生产率,避免陷入“中等收入陷阱”。同时,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务,贯彻新发展理念,构建新发展格局,根本上就是要实现生产力发展动能、发展方式、发展格局、发展效能的变革,而新质生产力就是符合高质量发展要求的新型生产力,因而加快形成新质生产力实际上就是在驱动生产力全要素质量提升,驱动经济社会高质量发展,进而加快全面建设社会主义现代化强国。以新质生产力的发展带动高质量发展,有助于充分挖掘中国式现代化的潜力。

（四）新质生产力的新型发展方式推动中国式现代化走和平发展、合作共赢的现代化道路

新质生产力步入科技创新的新赛道,既着力解决经济发展动能不足的问题,又实现了对资本主义生产方式的超越。一是发展目的和追求,人民生活水平的改善,“不仅仅决定于生产力的发展,而且还决定于生产力是否归人民所有。”[11]861以资本为中心,还是以人民为中心,这是姓“资”姓“社”的本质区别。列宁指出:在资本主义社会中“劳动生产力的提高和劳动量的增大是以劳动力本身的破坏和衰退为代价的。”[12]439而新质生产力发展的目的是要提高劳动人民的生活质量、服务人民美好生活。二是发展理念和方式,新质生产力摒弃了资本主义先污染后治理生产方式、“零和博弈”发展思维,走的是绿色融合、共建共享之路,既遵循人类命运共同体开放、包容、普惠、平衡、共赢的经济发展理念,又符合科学技术全球融通的特性,以开放包容、自立自强的姿态实现着自身的发展。三是积累过程和手段,近现代史上发达资本主义国家的发展历程并不长,生产力水平却很高,一个重要原因就是他们中的绝大多数都走过对外殖民、掠夺的道路。新质生产力的发展,依靠本国人力、资源条件向内寻求发展动能,为推进中国式现代化走和平发展道路提供了现实依据。因此,新质生产力禀赋创新性、绿色化、开放性等优势,有助于激发中国式现代化的发展潜力。

【参考文献】

- [1]习近平主持召开新时代推动东北全面振兴座谈会强调 牢牢把握东北的重要使命 奋力谱写东北全面振兴新篇章[N].人民日报,2023-09-10(01).
- [2]中央经济工作会议在北京举行[N].人民日报,2023-12-13(01).
- [3]张 林,蒲清平.新质生产力的内涵特征、理论创新与价值意蕴[J].重庆大学学报(社会科学版),2023(6):144-154.
- [4]周 文,许凌云.论新质生产力:内涵特征与重要着力点[J].改革,2023(10):1-13.
- [5]胡洪彬.习近平总书记关于新质生产力重要论述的理论逻辑与实践进路[J].经济学家,2023(12):16-25.
- [6]魏崇辉.新质生产力的基本意涵、历史演进与实践路径[J].理论与改革,2023(6):25-38.
- [7]于安龙.中国式现代化发展动力论析[J].上海经济研究,2022(5):67-76.
- [8]邹升平,程 琳.中国式现代化的动力来源、生成模式与优化路径[J].求实,2023(4):4-16.
- [9]江泽民文选:第3卷[M].北京:人民出版社,2006.
- [10]杨乔喻.探寻马克思生产力概念生成的原初语境[J].哲学研究,2013(5):3-10.
- [11]马克思恩格斯选集:第1卷[M].北京:人民出版社,2012.
- [12]列宁选集:第2卷[M].北京:人民出版社,2012.
- [13]江泽民文选:第1卷[M].北京:人民出版社,2006.
- [14]列宁选集:第4卷[M].北京:人民出版社,2012.
- [15]胡锦涛文选:第3卷[M].北京:人民出版社,2016.
- [16]中国李大钊研究会.李大钊全集:第3卷[M].北京:人民出版社,2013.
- [17]毛泽东文集:第3卷[M].北京:人民出版社,1996.
- [18]毛泽东选集:第3卷[M].北京:人民出版社,1991.
- [19]毛泽东文集:第7卷[M].北京:人民出版社,1999.
- [20]中共中央文献研究室.建国以来重要文献选编:第19册[M].北京:中央文献出版社,1998.
- [21]邓小平文选:第3卷[M].北京:人民出版社,1993.
- [22]邓小平文选:第2卷[M].北京:人民出版社,1994.
- [23]习近平著作选读:第1卷[M].北京:人民出版社,2023.
- [24]毛泽东文集:第8卷[M].北京:人民出版社,1999.
- [25]毛泽东选集:第1卷[M].北京:人民出版社,1991.
- [26]马克思恩格斯文集:第1卷[M].北京:人民出版社,2009.
- [27]薛永应.中国社会生产力发展战略大思路[M].北京:人民出版社,1991.
- [28]张文魁.经济增长视角的中国式现代化[J].改革,2023(6):1-14.
- [29]马克思恩格斯选集:第2卷[M].北京:人民出版社,2012.
- [30]马克思恩格斯选集:第4卷[M].北京:人民出版社,2012.
- [31]习近平在江苏考察时强调 在推进中国式现代化中走在前做示范 谱写“强富美高”新江苏现代化建设新篇章[N].人民日报,2023-07-08(01).
- [32]中共中央文献研究室.习近平关于科技创新论述摘编[M].北京:中央文献出版社,2016.
- [33]马克思恩格斯文集:第8卷[M].北京:人民出版社,2009.
- [34]列宁选集:第3卷[M].北京:人民出版社,2012.

金融衍生工具能降低商业银行风险吗？

——基于中国银行业的实证研究¹

严丹良² 张桂玲³ 郭飞⁴

【摘要】本文基于中国衍生品监管制度和商业银行衍生品业务特征探讨金融衍生工具使用对银行风险的影响。结果表明，使用金融衍生工具可以显著降低商业银行风险水平，且利率衍生工具和外汇衍生工具发挥了有效的风险管理作用。机制检验发现，商业银行使用衍生工具通过降低净利息收益波动和不良贷款率减少银行风险，说明使用衍生工具能有效对冲利率风险与外汇风险，开展代客衍生品业务能获取更多客户信息，降低信用风险。进一步分析发现，信息透明度和市场化程度越高，使用衍生工具降低银行风险的作用越显著；利率市场化改革和汇率形成机制改革冲击下，使用衍生工具的商业银行相对于未使用衍生工具的银行表现出更好的经营稳定性。本文的研究丰富了商业银行衍生工具使用及风险管理相关文献，为明晰银行业金融机构开办衍生品业务作用、维护金融系统稳定提供证据支持。

【关键词】商业银行 金融衍生工具 风险管理

引言

经济全球化和金融开放使得国际市场利率、汇率等风险要素影响不断加大，商业银行运用衍生工具规避风险的需求与日俱增。截至 2022 年底，已开办代客衍生产品远期、掉期业务的银行有 127 家，银行间利率衍生品市场成交金额 21.3 万亿元，外汇衍生品市场成交金额 146.8 万亿元，较 2015 年分别增长 142.05%和 147.18%⁵。然而，金融衍生工具本身具有较高的操作风险和投机风险，商业银行使用衍生工具产生巨额亏损的事件时有发生，如巴林银行衍生品交易员违规操作导致破产、法国兴业银行违规投资衍生品亏损约 49 亿欧元。在“世界变局加快演变”“外部环境更趋复杂严峻和不确定”的背景下⁶，如何高效合规运用衍生工具加强风险管理，是银行业金融机构面临和亟待解决的重大现实问题，也是维护金融系统稳定、促进经济持续健康发展的基础。

商业银行作为金融衍生工具的创设者、交易者和使用者，其衍生品业务特征及风险管理目标与非金融机构存在较大差别。与非金融机构相比，商业银行使用衍生工具的目的和范围更为广泛。企业使用衍生工具主要用于套期保值或投机交易（王晓珂和黄世忠，2017），而银行业金融机构除了使用衍生工具进行风险对冲和投机交易外，还开展代客衍生品业务以满足客户风险管理需求，即商业银行衍生品业务将“套期”“投机”“代客”等集于一体，更具复杂性。此外，商业银行利润来源及风险管理目标与非金融机构有较大差异。商业银行作为金融中介，以净利息收益和中间业务收入为利润来源，主要面临利率风险、外汇风险等市场风险及信用风险。与非金融机构使用衍生品管理外汇风险和商品价格风险不同（郭飞，2012），银行业金融机构更关注利率风险、外汇风险、信用风险管理效果。

为约束金融机构运用衍生工具进行高风险投机的行为，原银监会先后于 2004 年和 2007 年颁布和修订了《金融机构衍生产品交易业务管理暂行办法》，规定金融机构开展衍生产品交易的市场准入条件，并

¹ 原载于《国际金融研究》2024 年第 3 期

² 严丹良，广西财经学院会计与审计学院讲师

³ 张桂玲，郑州航空工业管理学院商学院副教授

⁴ 郭飞，中南财经政法大学会计学院教授，博士生导师

⁵ 相关数据来自国家外汇管理局官方网站和中国人民银行发布的《金融市场运行情况》

⁶ 可参考 2021 年、2022 年中央经济工作会议公报

于 2011 年开始实施衍生品业务分层监管制度⁷，该制度规定商业银行只有取得基础类或普通类衍生品交易资格才能开展衍生产品业务，为客户办理衍生品业务应遵循“简单、透明、实需”原则。2014 年，国家外汇管理局和中国人民银行也相继颁布《银行对客户办理人民币与外汇衍生产品业务管理规定》《银行办理结售汇业务管理办法》，要求商业银行开展代客外汇衍生品业务应以“实需交易”为基础，且需向客户揭示衍生产品风险。在此监管背景下，商业银行使用衍生工具对其风险有何影响？“代客”交易在银行风险管理中扮演怎样的角色？本文将对此进行深入分析。

本文的边际贡献主要体现为：第一，从多维度检验商业银行运用衍生工具的效果，丰富了商业银行衍生工具使用的经济后果文献，为探索金融机构开办和发展衍生品业务提供证据支持。第二，基于我国衍生品监管制度背景和商业银行衍生品业务特征考察衍生工具风险管理效果及作用机制，发现使用衍生工具可以稳定银行净利息收益，代客衍生品业务能有效降低银行信用风险，这为金融监管机构进一步规范商业银行衍生品业务、制定宏观政策提供了理论依据。第三，本文还考察了信息透明度和外部市场环境对商业银行使用衍生工具管理风险的影响，并检验利率市场化改革和汇率形成机制改革冲击下不同类型衍生工具的风险管理效果，为我国推进金融开放过程中优化金融服务与防范金融风险提供参考。

一、文献回顾与研究假设

既有文献对商业银行使用衍生工具是风险对冲还是投机交易展开广泛探讨（Li & Marinc, 2014; Hao et al., 2022），研究结论因样本地区环境、风险指标选择不同而存在差异。我国衍生品监管制度规定：商业银行开展衍生品业务须获得与其风险管理水平相适应的市场准入资格，这意味着，若银行想获得普通类衍生品交易资格并开展衍生品投机业务，必须具备除基础类衍生品市场准入条件外更为完善的风险管理制度和更强的衍生品交易能力。可见，在我国金融衍生品监管背景下，银行运用衍生工具进行高风险投机的行为受到较为严格的限制。

前期研究发现以对冲为目的使用衍生工具可以减少外部环境变化带来的冲击，保护银行投资价值，增加银行融资能力（Vuillemeys, 2019; 郭飞和严丹良, 2022）。学者们还考察了不同类型的衍生工具对银行风险、资本水平的影响：利率衍生工具可以规避货币紧缩政策对银行信贷投放产生的负面冲击（Purnanandam, 2007）；外汇衍生工具可以缓解汇率波动带来的不利影响并有效替代银行资本缓冲（Hao et al., 2022）。Keffala（2018）从衍生品合约类型角度分析得出远期和期权能提高银行稳定性。然而，既有研究多止步于衍生工具与风险两者关系的验证，没有基于商业银行业务结构特征进一步考察金融衍生工具对银行风险影响的作用机制。

商业银行主营业务为信贷投放，获取稳定的净利息收益、减少信用风险是其主要经营目标。利率重定价、基差变动等利率风险是净利息收益波动的主要影响因素（周鸿卫和陈莉, 2016），且我国商业银行资产负债中包含大量外币资产与外币负债⁸，汇率不利波动会影响外币债务利息支出与外币资产利息收入，产生的货币错配损失制约信贷供给并影响实体经济发展（Abbassi & Bräuning, 2023）。要获得稳定的净利息收益，需对利率风险和外汇风险进行有效管理。此外，银行通过信贷活动获得收益，但信贷业务存在违约风险（李双建和田国强, 2020）。其原因在于：银行与借款人之间信息不对称易引发逆向选择与道德风险，且由于银行无法持续跟踪借款方资金使用效率和财务状况，导致信贷资金难以收回。为降低银行信用风险，商业银行应拓宽信息获取渠道，发挥有效监督机制。商业银行以对冲为目的使用衍生工具可以稳定净利息收益，代客衍生品业务能提高信贷质量，降低银行风险水平，具体分析如下。

第一，商业银行使用衍生工具可以有效降低净利息收益波动。利率衍生工具和外汇衍生工具在稳定净息差、提高银行盈利能力方面发挥重要作用（Chang et al., 2018）。一方面，银行使用利率衍生工具能

⁷ 2011 年，原银监会修订并颁布《银行业金融机构衍生产品交易业务管理暂行办法》，明确规定获得基础类资格的商业银行只能开展套期保值类衍生品业务，获得普通类资格的商业银行除了可进行套期保值交易，还可开办代客交易、做市交易与自营交易等非套期衍生品业务

⁸ 根据国家外汇管理局统计，截止 2022 年 12 月末，中国银行业外币资产 12243 亿美元，外币负债 7343 亿美元

够锁定净息差, 保持稳定的收入来源和支出成本。例如, 通过利率互换和远期利率协议, 可以将银行利息收支锁定在确定的范围, 有效缓解利率重定价风险和基差风险, 减少净利息收益波动。另一方面, 银行使用外汇衍生工具对冲汇率风险, 可以保证外币存贷息差的稳定。例如, 银行使用外汇掉期合约, 可以在一定期限与交易方按约定汇率进行资金交换, 不仅能降低交易费用和融资成本, 还有效控制了汇率波动对自身收益产生的影响。综上所述, 商业银行使用衍生工具可以改善自身资产负债错配程度, 规避外部环境变化带来的冲击, 稳定净利息收益, 降低银行风险水平。

第二, 银行基于“实需交易”原则向客户提供代客衍生品服务, 能够减少信息不对称, 降低信用风险。与西方国家不同, 我国监管部门规定银行为客户办理衍生品业务应基于客户真实风险管理需求, 通过审查、评估等方式核实客户业务状况与衍生品交易目的⁹。具体而言, 商业银行与客户达成衍生产品交易前, 须了解客户的财务状况、风险敞口和内部控制情况, 并要求客户提供能够证明其真实风险管理需求的书面材料。在衍生品业务开展过程中, 商业银行还需在综合考虑衍生产品分类和客户分类的基础上, 对客户风险承受能力进行持续、充分的评价。因此, 商业银行在代客衍生品交易前及交易过程中能够掌握客户财务状况和风险承担能力, 这为银行拓展优质客户、了解客户信息提供了重要渠道, 有效降低了银行与客户间的信息不对称和监督成本。依据客户信息, 商业银行在贷款投放过程中可以自觉规避高风险客户, 减少信用风险, 提升银行整体经营稳定性。

上述分析发现, 在我国衍生品监管制度背景下, 商业银行实施衍生品投机交易受到约束, 以对冲为目的使用衍生工具能稳定净利息收益, 代客衍生品业务能降低信用风险, 由此提出假设 1a:

假设 1a: 相比没有使用金融衍生工具的银行, 使用金融衍生工具的银行风险显著降低。

商业银行开展“套期”“代客”衍生品业务可以维护银行经营稳定性, 但将衍生工具用于投机、盈余管理等非套期活动也可能会导致银行风险增加。

使用金融衍生工具进行投机交易会加剧银行风险承担, 损害金融系统稳定。首先, 商业银行具备运用衍生工具进行投机交易的条件。我国衍生品监管制度规定, 获得普通类衍生品交易资格的商业银行可同时开展套期和衍生品投机业务, 但多数银行未披露衍生品投机交易信息, 外界难以判断银行运用衍生工具的真实目的。其次, 使用衍生工具进行投机交易具有极高风险。Trapp & Weiß (2016) 认为, 非对冲目的使用衍生工具会使银行在金融危机期间遭受更大的股价冲击; Li & Marinc (2014)、张肖飞等 (2022) 发现, 使用衍生工具会增加银行风险承担, 加剧金融系统风险。最后, 银行业金融机构存在股东—存款人代理冲突, 由于存款人监督机制薄弱 (Abugri & Osah, 2021), 无法有效约束银行高风险投机行为, 银行股东为了获得高收益, 将衍生品用于投机交易导致银行风险上升。此外, 将金融衍生工具用于盈余管理会加剧商业银行风险。从衍生品经济复杂性来看, 衍生品合约种类多且交易量大, 商业银行可以使用衍生工具进行真实盈余管理 (Barton, 2001)。从衍生品计量复杂性来看, 衍生品采用公允价值计量, 第二、第三层级公允价值具有较大操纵空间, 银行管理层可以通过选择或改变公允价值估值方法来实现盈利目标 (王晓珂和黄世忠, 2017)。盈余操纵会降低银行信息透明度, 阻碍市场发挥有效的约束和监管作用, 损害银行经营稳定 (Bushman & Williams, 2015)。

基于此, 本文认为, 使用衍生工具也可能会加剧银行风险, 因此同时提出假设 1b:

假设 1b: 相比没有使用金融衍生工具的银行, 使用金融衍生工具的银行风险显著增加。

二、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

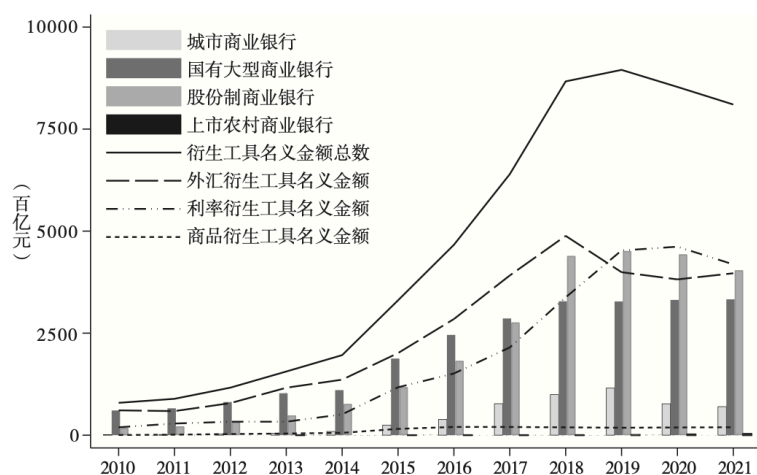
为减少 2008 年金融危机期间经济政策和汇率制度变化对商业银行衍生品使用产生的影响, 本文以 2010—2021 年我国商业银行为研究对象。由于农商行财务信息缺失较为严重, 本文在初选样本中剔除了

⁹ 相关规定可参考《银行业金融机构衍生产品交易业务管理暂行办法》(2011 年第 1 号) 以及《银行办理结售汇业务管理办法实施细则》(汇发〔2014〕53 号)

非上市农村商业银行，保留了上市农村商业银行。首先，整理 WIND、CSMAR 数据库中银行数据资料，缺失数据通过查询银行年报补充；宏观经济数据来自中经网和国研网统计数据库。其次，通过查询年报手工搜集商业银行金融衍生工具使用数据。最后，在剔除主要变量缺失样本后，最终得到 129 家商业银行非平衡面板数据，共 1186 个银行-年度观测值。为控制离群值影响，本文对所有连续变量在首尾 1% 水平进行缩尾处理。

（二）商业银行使用金融衍生工具情况

商业银行使用金融衍生工具规模如图 1 所示。2010—2021 年我国商业银行使用衍生工具规模总体呈上升趋势，2019 年商业银行使用衍生工具名义金额约 89.52 万亿元，其中外汇衍生工具、利率衍生工具名义金额分别为 39.94 万亿元和 45.26 万亿元。2019 年以来，利率衍生工具名义金额已超过外汇衍生工具名义金额，可能的原因是利率市场化改革下商业银行运用利率衍生工具对冲风险的需求上升。从不同类型商业银行使用衍生工具情况来看，国有大型商业银行保持较为稳定的衍生品业务规模，2021 年其衍生工具名义金额为 33.29 万亿元，约占同年度商业银行衍生工具名义金额的 41.08%。2018 年以来，全国性股份制商业银行衍生工具使用规模已超过国有大型商业银行，是银行业金融机构使用衍生工具的主力军。城市商业银行衍生品业务规模也逐年增长，2019 年其衍生工具名义金额为 11.54 万亿元。上市农村商业银行由于数量少，衍生工具使用规模较为有限。



资料来源：作者整理

图 1 商业银行使用金融衍生工具规模

（三）模型设计与变量说明

借鉴 Mayordomo et al. (2014)、胡诗阳等 (2019) 的研究方法，构建式 (1) 检验金融衍生工具对银行风险的影响：

$$ZSCORE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Derivatives_{i,t} + \alpha_2 \sum Controls_{i,t} + \tau_t + \mu_j + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

本文参考既有文献（郭晔和赵静，2017；胡诗阳等，2019），运用 ZSCORE 度量银行风险水平。ZSCORE 计算方法如式 (2) 所示，其中 ROA 表示总资产收益率，CAR 表示资本充足率。为考察衍生工具对未来不确定因素的风险管理效果，Sd (ROA) 为 t、t+1、t+2 年滚动计算的总资产收益率标准差。具体而言，Z 值从 2010 年开始计算，2010—2012 年为第一期，2011—2013 年为第二期，以此类推。Z 值计算依据为 2010—2021 年，计算出的 Z 值对应年份为 2010—2019 年¹⁰。为缓解 Z 值分布的有偏性，对计算出的 Z 值取对数。Z 值越大，表示银行经营越稳定，即银行风险越小。

¹⁰ 本文也采用如下方法进行稳健性检验：2020 年和 2021 年的滚动标准差为当年和前一年的标准差，其余年份计算方法不变，回归结果一致

$$ZSCORE_{i,t} = \frac{ROA_{i,t} + CAR_{i,t}}{Sd(ROA_{i,t})} \quad (2)$$

解释变量为商业银行衍生工具使用情况。使用虚拟变量来度量银行是否使用衍生工具（DT），若银行在当年年报中披露其使用了金融衍生工具，则 DT=1，否则 DT=0。用年末衍生工具名义金额占总资产比值（DT_AT）度量商业银行衍生工具使用强度。为考察不同风险对冲类型的衍生工具风险管理效果，本文还将是否使用外汇衍生工具（FEDT）、是否使用利率衍生工具（IRDT）、是否使用商品衍生工具（COMDT）以及外汇衍生工具使用强度（FEDT_AT）、利率衍生工具使用强度（IRDT_AT）、商品衍生工具使用强度（COMDT_AT）作为解释变量进行检验。控制变量包括银行规模（SIZE）、盈利能力（ROA）、净息差（NIM）、拨贷比（LLP）、资本充足率（CAR）、存贷比（LD）、存款比例（DEP）、成本收入比（CIR）、多元化经营水平（NII）、第一大股东持股比例（FIRST）、现金流水平（OCF）。由于宏观因素也会对银行风险产生影响，故在回归模型中控制经济发展程度（LNGDP），该指标采用银行注册地所在城市的 GDP 自然对数值衡量¹¹。对于式（1），本文还控制了年度固定效应和银行类型固定效应，并在回归中对商业银行个体层面进行聚类调整。

机制检验中，本文参考江艇（2022）的研究，构建式（3）进行中介效应检验。式（3）中 Med 为中介变量，实证中分别表示使用净利息收益波动水平与不良贷款率进行检验。

$$Med_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Derivatives_{i,t} + \beta_2 \sum Controls_{i,t} + \tau_t + \mu_j + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

（四）描述性统计

变量描述性统计结果显示 ZSCORE 均值为 5.13，最小值与最大值分别为 3.30 和 7.54，说明样本银行风险具有较大差异。商业银行使用衍生工具比例约为 25.90%；衍生工具名义金额占总资产比值均值为 7.10%，最大值为 139.10%，表明商业银行使用衍生工具占比较小，不同银行使用衍生工具规模存在较大差异。单变量差异检验结果显示，相对于未使用衍生工具的银行，使用衍生工具的银行 ZSCORE 均值和中位数显著增加，即使用衍生工具的银行风险更低。

三、实证结果分析

（一）金融衍生工具对商业银行风险的影响

本文在回归中逐步控制银行特征和银行类型固定效应，以探究不同情形下衍生工具使用对商业银行风险的影响是否具有稳健性。回归结果如表 1 所示：相比没有使用衍生工具的银行，使用衍生工具的银行风险水平显著降低，且银行使用衍生工具强度越大，风险管理效果越好，即假设 1a 成立。此结果表明，在中国衍生品监管制度下，商业银行运用衍生工具进行高风险投机的行为得到有效约束，开展衍生品业务有利于提高银行经营稳定性。另外，回归结果显示，资本充足率越高的银行风险越低，而贷款损失拨备越多的银行风险越高。说明资本雄厚的商业银行抵御风险的能力较强，资产质量对银行总体风险水平产生重要影响。

¹¹ 篇幅所限，变量定义、描述性统计及控制变量回归结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取

表 1 金融衍生工具对商业银行风险的影响

变量	ZSCORE					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DT	0.6346*** (8.73)	0.2460** (2.30)	0.2849** (2.58)			
DT_AT				0.7931*** (6.68)	0.1944** (2.20)	0.2626*** (3.01)
Constant	4.7009*** (56.09)	1.0621 (1.05)	1.1972 (0.72)	4.8425*** (61.08)	0.0902 (0.11)	0.3578 (0.23)
控制变量	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
银行类型固定效应	No	No	Yes	No	No	Yes
N	1186	1186	1186	1186	1186	1186
Adj. R ²	0.1907	0.2777	0.2797	0.1346	0.2740	0.2755

注：（）内为 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。下同。

为考察不同风险对冲类型的衍生品使用效果，分别以是否使用外汇衍生工具（FEDT）、是否使用利率衍生工具（IRDT）、是否使用商品衍生工具（COMDT）以及外汇衍生工具使用强度（FEDT_AT）、利率衍生工具使用强度（IRDT_AT）、商品衍生工具使用强度（COMDT_AT）作为解释变量进行回归分析¹²。回归结果如表 2 所示：相对于没有使用外汇衍生工具和利率衍生工具的银行而言，使用了外汇衍生工具和利率衍生工具的银行风险水平显著降低；且使用外汇衍生工具和利率衍生工具强度越大，银行风险管理效果越好；而商品衍生工具对银行风险影响不显著。此结果说明，对应于银行利率风险和外汇风险管理需求，利率衍生工具和外汇衍生工具发挥了积极的风险管理作用。

表 2 不同类型金融衍生工具对商业银行风险的影响

变量	ZSCORE					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
FEDT	0.2387* (1.98)					
IRDT		0.2717** (2.56)				
COMDT			-0.0627 (-0.48)			
FEDT_AT				0.0069*** (3.27)		
IRDT_AT					0.0047*** (3.31)	
COMDT_AT						-0.0741 (-0.90)
Constant	0.8840 (0.51)	0.9143 (0.54)	-0.4314 (-0.28)	0.2612 (0.17)	0.3064 (0.20)	-0.4484 (-0.30)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
银行类型固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1181	1181	1181	1181	1181	1181
Adj. R ²	0.2760	0.2771	0.2718	0.2750	0.2749	0.2723

注：表 2 中样本 N 为 1181，样本数减少是由于浙商银行 2015—2019 年年报中未详细披露衍生品风险对冲类型，故将相关年份对应样本剔除所致。

（二）机制检验

前文理论分析认为金融衍生工具降低银行风险的作用机制包括两个方面，第一，使用衍生工具可以规避外部环境变化及不确定因素冲击，稳定银行净利息收益；第二，开展代客衍生品业务可以获得更多客户信息，降低信用风险。下文将分别以净利息收益波动和不良贷款率作为中介变量，考察金融衍生工

¹² 外汇衍生工具使用强度为年末外汇衍生品名义金额占总资产比值，利率衍生工具使用强度和商品衍生工具使用强度计算方法相同

具对银行风险的影响路径。

1. 净利息收益波动中介效应

使用衍生工具不仅能降低银行利率风险敞口（Mayordomo et al., 2014），还能保持外币资产及外币债务稳定，避免外币利息收入与利息支出随着汇率波动而发生较大变化。因此，本文认为，商业银行使用衍生工具可以通过减少净利息收益波动降低风险水平。为验证净利息收益波动的中介效应，本文参考江艇（2022）的研究，以过去三年净利息收入与营业收入比值的标准差衡量净利息收益波动水平，根据式（3）进行回归，检验结果如表 3 第（1）列和第（2）列所示。商业银行使用衍生工具（DT）与净利息收益波动率（NIF）显著负相关；衍生工具名义金额占比（DT_AT）越大，净利息收益波动越小，说明使用衍生工具能够稳定净利息收益。此外，已有大量研究表明净利息收益与银行风险显著相关。商业银行收益主要由净利息收入驱动（Vuilleme, 2019），银行净息差波动率和收入波动率越小（何靖，2016）、经营业绩波动越小（胡诗阳等，2019），银行风险水平越低。以上中介效应检验说明，净利息收益波动在衍生工具使用和银行风险的关系中发挥中介作用，即使用衍生工具能够稳定净利息收益，有效降低银行风险。

2. 不良贷款率中介效应

我国衍生品监管制度要求商业银行开办代客衍生品业务应遵循“实需交易”原则，对客户申办衍生品交易的真实目的、财务能力、风险承受能力等进行审查与实时跟踪，这大大降低了信息不对称和监督成本，为银行减少信用风险及提高经营稳定性提供有效保障。因此，本文预测，商业银行使用金融衍生工具可通过降低信用风险提高经营稳定性。为验证以上假设，本文参考江艇（2022）的研究，用不良贷款率衡量银行信用风险水平（Deng et al., 2017），根据式（3）进行回归分析，检验结果如表 3 第（3）列和第（4）列所示。银行使用衍生工具（DT）与不良贷款率显著负相关；衍生工具名义金额占比（DT_AT）越大，不良贷款率越低，说明商业银行开办代客衍生品业务能够降低银行信用风险。此外，已有大量研究表明不良贷款率与银行风险显著相关。不良贷款率越高，银行存在违约风险的贷款占比越大，被动承担风险越多（顾海峰和于家珺，2019），且不良资产是引发金融系统性风险的关键因素（隋聪等，2019）。以上中介效应检验说明，不良贷款率在衍生工具使用和银行风险的关系中发挥中介作用，即代客衍生品业务可以降低不良贷款率，在此基础上有效抑制银行风险。

表 3 中介效应：净利息收益波动与不良贷款率

变量	NIF		NPL	
	(1)	(2)	(3)	(4)
DT	-1.3777* (-1.79)		-0.2607*** (-3.85)	
DT_AT		-1.8020** (-2.21)		-0.3326*** (-3.59)
Constant	59.0712*** (3.92)	62.0677*** (4.44)	-0.2698 (-0.25)	0.3140 (0.28)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
银行类型固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1186	1186	1186	1186
Adj. R ²	0.3079	0.3074	0.6498	0.6473

（三）稳健性检验¹³

更换变量度量方式。首先，一是采用衍生工具公允价值占总资产比值、衍生工具公允价值对数作为解释变量进行检验¹⁴。二是更换资本充足率为权益资产比计算 Z 值，同时使用五年总资产收益率标准差计算银行风险¹⁵，研究结论不变。

¹³ 篇幅所限，稳健性检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

¹⁴ 衍生工具公允价值为衍生金融资产与衍生金融负债公允价值之和。

¹⁵ 为与主回归样本年份区间保持一致，此处以 2007—2021 年数据为基础计算五年滚动标准差，实际得到 Z 值样本区间为 2010—2019 年。

剔除国有大型商业银行样本。国有大型商业银行具有特殊的市场地位与社会属性，在资产规模、风险管理等诸多方面与其他商业银行存在较大差异。为此，分别剔除国有四大商业银行和国有六大商业银行进行分析，回归结果依然显著。

控制其他宏观经济变量与时间趋势。为避免多重共线性，本文未在主回归中过多控制时间序列宏观经济变量。在稳健性检验中去掉年度固定效应，将 GDP 增长率、货币同比增长率以及时间趋势影响因素纳入模型重新进行回归分析，结论不变。

改变回归模型。从我国商业银行衍生工具使用现状来看，规模较大的银行使用衍生工具更多，而大银行本身经营稳定性较强。为缓解该内生性问题，本文利用商业银行分批获得衍生品业务交易资格这一情形¹⁶，通过手工搜集商业银行获得衍生品业务资格的情况，采用多时点双重差分模型进行检验，回归结果依然显著。

自选择问题处理。商业银行使用衍生工具是一种自选择行为，可能受到多种因素影响。为克服该问题，本文采用 Heckman 两阶段处理效应模型进行检验。在原有控制变量基础上将外汇风险敞口、不良贷款率加入解释变量，对商业银行是否使用衍生工具进行分析，其中外汇风险敞口用汇兑损益占营业收入比值的绝对值表示。得到逆米尔斯比率作为偏差调整项带入主回归进行分析，研究结论不变。

匹配样本回归分析。为排除样本间差异过大引起的偏误问题，本文采用倾向得分匹配（PSM）方法，将主回归中控制变量作为匹配标准，对使用衍生品的银行按照 1 比 3 卡尺匹配。以配对样本进行回归分析，结论未发生实质性变化。

四、进一步分析

（一）信息透明度的影响

衍生品具有经济复杂性与计量复杂性特征，银行管理层极易利用衍生工具进行盈余操纵（Barton, 2001）。投资者和市场监管机构根据银行提供的公开信息进行投资决策和监督管理（Bushman & Williams, 2015），信息不对称会损害银行乃至金融系统稳定。银行信息透明度越高，管理层利用衍生工具进行投机和盈余操纵的可能性越小，也越有利于发挥外部监管作用。因此，本文认为信息透明度越好的商业银行使用衍生工具降低风险的作用越大。为验证以上假设，本文参照张敏等（2015）的研究，使用操纵性贷款损失拨备绝对值衡量银行信息透明度，并按该变量样本中位数进行分组检验，银行操纵性贷款损失拨备越多，信息透明度越低。表 4 分组回归和组间系数差异检验结果显示，金融衍生工具对银行风险的降低作用在信息透明度较高时更为显著。说明银行信息透明度越高，管理层机会主义行为得到遏制，以对冲为目的使用衍生品的可能性更大；且信息质量提升加强了外部监督，有效约束了银行高风险投机行为，有利于提高银行经营稳定性。

¹⁶ 根据我国衍生品业务监管制度要求，商业银行申请开办金融衍生品业务须获得原银保监会批准。如北京银行于 2005 年获得衍生产品交易资格，天津银行于 2014 年获得基础类衍生产品交易资格

表4 信息透明度对金融衍生工具与银行风险的调节作用¹⁷

变量	(1) 信息透明度低	(2) 信息透明度高	(3) 信息透明度低	(4) 信息透明度高
DT	0.1689 (1.07)	0.4011*** (3.34)		
DT_AT			0.2495** (2.07)	0.3165*** (2.81)
Constant	1.0907 (0.51)	1.0957 (0.49)	0.8957 (0.47)	-0.3548 (-0.17)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
银行类型固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Chow 检验	P-value=0.0281**		P-value=0.0681*	
N	556	555	556	555
Adj. R ²	0.2699	0.3026	0.2702	0.2913

注：表中总样本为1111，样本数减少是由于计算操纵性贷款损失拨备过程中模型所需变量的观测值缺失所致。

(二) 外部市场环境的影响

外部市场环境可以用市场化程度来衡量，已有研究发现，市场化程度可通过加剧银行竞争程度、扩大贷款范围增加银行风险，也可通过改善债权人保护机制、提高银行治理水平而降低银行风险（尹志超等，2014）。从银行开办衍生品业务的角度来看，市场准入机制越健全，越有利于商业银行申请衍生品交易资格；政府干预与地方保护越少，银行在激烈的市场竞争中越有动机使用衍生工具管理风险；金融中介组织发育越完善，意味着衍生品交易市场越活跃，银行可通过代客衍生品业务获取收益越多；法律制度环境越好，衍生品交易的法律保障机制越完备。因此，本文预测市场化程度越高，商业银行使用金融衍生工具降低风险的作用越显著。为验证以上假设，本文以王小鲁等（2019）提供的各省份市场化总指数评分和银行注册所在地为依据¹⁸，将年度评分在中位数以上省份所对应的银行归为市场化程度高组，其余为市场化程度低组。分组回归和组间系数差异检验结果如表5所示：金融衍生工具对银行风险的降低作用只存在于市场化程度高组。说明外部市场环境越完善，商业银行使用衍生工具障碍越少，金融衍生工具降低银行风险的效果越显著。

表5 外部市场环境对金融衍生工具与银行风险的调节作用

变量	(1) 市场化程度高	(2) 市场化程度低	(3) 市场化程度高	(4) 市场化程度低
DT	0.6214*** (5.17)	-0.2040 (-1.13)		
DT_AT			0.2165** (2.14)	-2.5346 (-1.64)
Constant	4.1082** (2.00)	-0.7802 (-0.34)	0.6154 (0.29)	-0.6750 (-0.31)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
银行类型固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Chow 检验	P-value=0.0000***		P-value=0.0291**	
N	593	593	593	593
Adj. R ²	0.3717	0.1550	0.3360	0.1571

¹⁷ 篇幅所限，操纵性贷款损失拨备计算过程未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取

¹⁸ 本文根据王小鲁等编写的《中国分省份市场化指数报告（2019）》中2008—2016年市场化总指数评分计算各地区市场化总指数评分的平均增长率，外推出2017—2019年市场化总指数

（三）利率市场化改革与汇率形成机制改革的影响

为发挥市场对资金配置的积极作用，中国人民银行自 2013 年 7 月 20 日起全面放开金融机构贷款利率管制，并于 2015 年逐步完成放松存款利率浮动上限。2015 年 8 月 11 日，中国人民银行宣布进一步完善汇率市场化形成机制，人民币汇率转为双向波动。在此背景下，商业银行利率风险增加，外汇资本金和结售汇活动面临的汇率风险加剧。为考察利率市场化改革和汇率形成机制改革下金融衍生工具所发挥的作用，本文设置 POST 变量，对改革实施后年份（2015—2021 年）取值为 1，实施前（2010—2014 年）取值为 0，在式（1）中加入衍生工具使用与 POST 的交乘项进行检验。回归结果如表 6 所示：在利率市场化改革和汇率形成机制改革背景下，与未使用衍生工具的银行相比，使用衍生工具的银行风险水平显著下降；且与未使用外汇衍生工具的银行相比，使用外汇衍生工具的银行风险水平显著降低；而利率衍生工具和商品衍生工具风险管理效果不显著。可能的原因是汇率形成机制改革对银行、外贸企业产生冲击和影响明显，“8·11”汇改后银行开展外汇衍生品业务有助于提高其经营稳定性；而利率市场化改革始于 2013 年，多数商业银行已适应利率市场化机制，利率衍生工具降低银行风险的作用较为有限。

表 6 利率市场化改革与汇率形成机制改革的影响

变量	ZSCORE			
	(1)	(2)	(3)	(4)
DT	0.1343 (1.15)			
DT×POST	0.2300* (1.80)			
FEDT		0.0956 (0.78)		
FEDT×POST		0.2171* (1.68)		
IRDT			0.1895 (1.57)	
IRDT×POST			0.1304 (1.06)	
COMDT				-0.0008 (-0.01)
COMDT×POST				-0.0945 (-0.58)
Constant	1.2604 (0.76)	0.9770 (0.57)	0.9657 (0.58)	-0.4688 (-0.30)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
银行类型固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1186	1181	1181	1181
Adj. R ²	0.2818	0.2777	0.2773	0.2713

五、研究结论与政策建议

本文基于中国银行业金融机构衍生品监管制度背景探讨衍生工具使用对银行风险的影响及作用机制。研究发现：商业银行使用金融衍生工具可以显著降低其风险水平。机制检验表明，商业银行使用衍生工具可以对冲利率与外汇风险，稳定净利息收益；代客衍生品业务有助于降低银行信用风险。进一步分析发现，商业银行信息透明度越高、外部环境市场化程度越高，衍生工具降低银行风险的作用越显著；利率市场化改革、汇率形成机制改革冲击下，使用衍生工具的银行比没有使用衍生工具的银行表现出更好的经营稳定性。

根据研究结论，本文对金融衍生工具使用及监管提出以下建议：第一，商业银行应积极申请衍生产品交易资格，运用衍生工具管理利率风险和外汇风险，并遵循“简单、透明、实需”原则开展代客衍生

品业务, 通过代客衍生品业务拓宽客户信息资源, 减少信用风险。第二, 金融监管部门应引导银行业金融机构合规高效开展衍生品业务。一方面, 应不断完善衍生品业务分层监管制度, 加强商业银行衍生品市场准入资格核验, 有效约束高风险投机行为; 另一方面, 应规范商业银行代客衍生品业务流程, 督促银行提供代客衍生品服务时做好客户审核与信息登记工作, 鼓励商业银行不断拓宽信用风险管理路径。第三, 会计监管部门应督促商业银行提高衍生工具信息披露质量, 例如要求商业银行区分衍生品对冲类型、衍生品业务类别进行信息披露, 以提高市场监管效率, 促进金融市场稳定健康发展。

【参考文献】

- [1] 顾海峰, 于家珺. 中国经济政策不确定性与银行风险承担[J]. 世界经济, 2019, 42 (11) : 148-171
- [2] 郭飞. 外汇风险对冲和公司价值: 基于中国跨国公司的实证研究[J]. 经济研究, 2012, 7 (9) : 18-31
- [3] 郭飞, 严丹良. 套期衍生工具与同业融资成本——来自 A 股上市银行的经验证据[J]. 国际金融研究, 2022, 419 (3) : 35-44
- [4] 何靖. 延付高管薪酬对银行风险承担的政策效应——基于银行盈余管理动机视角的 PSM—DID 分析[J]. 中国工业经济, 2016 (11) : 126-143
- [5] 胡诗阳, 祝继高, 陆正飞. 商业银行吸收存款能力、发行理财及其经济后果研究[J]. 金融研究, 2019 (6) : 94-112
- [6] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022 (5) : 100-120
- [7] 李双建, 田国强. 银行竞争与货币政策银行风险承担渠道: 理论与实证[J]. 管理世界, 2020, 36 (4) : 149-168
- [8] 隋聪, 刘青, 宗计川. 不良资产引发系统性风险的计算实验分析与政策模拟[J]. 世界经济, 2019, 42 (1) : 95-120
- [9] 王晓珂, 黄世忠. 衍生工具、公司治理和盈余质量[J]. 会计研究, 2017 (3) : 16-21+94
- [10] 尹志超, 吴雨, 林富美. 市场化进程与商业银行风险——基于中国商业银行微观数据的实证研究[J]. 金融研究, 2014 (1) : 124-138
- [11] 张敏, 谢露, 马黎珺. 金融生态环境与商业银行的盈余质量——基于我国商业银行的经验证据[J]. 金融研究, 2015 (5) : 117-131
- [12] 张肖飞, 赵康乐, 贺宏. 金融衍生品持有与银行风险承担: “风险管理”抑或“利益驱动”? [J]. 会计与经济研究, 2022, 36 (5) : 105-126
- [13] Abbassi P, Bräuning F. Exchange Rate Risk, Banks' Currency Mismatches, and Credit Supply[J]. Journal of International Economics, 2023 (141) : 103725
- [14] Abugri B A, Osah T T. Derivative Use, Ownership Structure and Lending Activities of US Banks. Journal of Economics and Finance, 2021, 45 (1) : 146-170
- [15] Barton J. Does the Use of Financial Derivatives Affect Earnings Management Decisions? [J]. The Accounting Review, 2001, 76 (1) : 1-26
- [16] Bushman R M, Williams C D. Delayed Expected Loss Recognition and the Risk Profile of Banks[J]. Journal of Accounting Research, 2015, 53 (3) : 511-553
- [17] Chang C, Ho K, Hsiao Y. Derivatives Usage for Banking Industry: Evidence from the European Markets[J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2018, 51 (4) : 921-941
- [18] Deng S, Elyasiani E, Mao C X. Derivatives-hedging, Risk Allocation and the Cost of Debt: Evidence from Bank Holding Companies[J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2017 (65) : 114-127
- [19] Hao X, Sun Q, Xie F. International Evidence for the Substitution Effect of FX Derivatives Usage on Bank Capital Buffer[J]. Research in International Business and Finance, 2022 (62) : 101687
- [20] Keffala M R. Analyzing the Effect of Derivatives on the Financial Soundness of Commercial Banks in Italy: An Approach Based on the CAMELS Framework[J]. Review of Financial Economics, 2018, 36 (3) : 267-283
- [21] Li S F, Marinc M. The Use of Financial Derivatives and Risks of U.S. Bank Holding Companies[J]. International Review of Financial Analysis, 2014 (35) : 46-71
- [22] Mayordomo S, Rodriguez-Moreno M, Peña J I. Derivatives Holdings and Systemic Risk in the U.S. Banking Sector[J]. Journal of Banking & Finance, 2014 (45) : 84-104
- [23] Purnanandam A. Interest Rate Derivatives at Commercial Banks: An Empirical Investigation[J]. Journal of Monetary Economics, 2007, 54 (6) : 1769-1808

[24] Trapp R, Weiß G N F. Derivatives Usage, Securitization, and the Crash Sensitivity of Bank Stocks[J]. Journal of Banking & Finance, 2016 (71) : 183-205

[25] Vuillemeij G. Bank Interest Rate Risk Management[J]. Management Science, 2019, 65 (12) : 5933-5956

Do Financial Derivatives Reduce the Risk of Commercial Banks?

——Empirical Research Based on the Banking Industry in China

Yan Danliang Zhang Guiling Guo Fei

Summary: Financial derivatives have now evolved into an important tool for commercial banks to manage risk and bolster revenue. However, these instruments carry high operational and speculative risks. Unlike non-financial institutions, the derivative business of banking financial institutions integrates activities such as “hedging” “speculation” and “agency”, which are characterized by greater economic and accounting complexity. How to use financial derivatives to strengthen risk management is a major problem that commercial banks are facing and urgently need to solve.

This research focuses on the banking financial institutions in China from 2010 to 2021. Empirical evidence indicates that commercial banks can significantly reduce their risk by using financial derivatives, with interest rate and foreign exchange derivatives being particularly effective for risk management. Our investigation reveals that derivatives mitigate risk by decreasing the volatility of net interest income and the ratio of non-performing loans. Specifically, when used for “hedging”, derivatives can reduce both interest rate and exchange rate risks, thereby stabilizing net interest income. Developing “agency” derivatives businesses can gather more customer information, decrease information asymmetry, diminish credit risk, and enhancing operational stability. Further research concludes that the role of financial derivatives in reducing bank risks is more pronounced when commercial banks have higher information transparency and when the external environment is more market oriented. Commercial banks that use derivatives exhibit greater operational stability under the influences of reforms like interest rate marketization and exchange rate formation mechanisms.

This study, based on the regulatory system for derivatives in China and the distinct features of commercial banks’ derivative operations, explores the impact of financial derivatives on risk management. It not only enriches the existing body of literature on commercial banks’ risk management but also provides strategic guidance for commercial banks, helping them to use derivatives judiciously and to effectively prevent risks. More importantly, this study serves as a reference for supervision departments in regulating the derivatives business of commercial banks.

Key Words: Commercial Banks; Financial Derivatives; Risk Management

人工智能与实际汇率¹

何尧² 张璟³ 刘晓辉⁴

【摘要】本文以生产任务的方式将人工智能变量引入 Balassa-Samuelson 模型（简称巴萨模型），考察了智能化程度对实际汇率的影响。研究发现，可贸易品部门智能化程度的提高将导致实际汇率升值，不可贸易品部门智能化程度的提高将导致实际汇率贬值。随后，本文以工业机器人安装存量表征智能化程度，利用国际机器人联盟、Peen World Table 10.0 和世界发展指标等数据库构建的 72 个国家或地区的平衡面板数据（1993-2019 年）进行了实证检验。结果表明，可贸易品部门智能化程度的提高导致了实际汇率升值，该结论在稳健性检验和内生性处理后依然稳健；不可贸易品部门智能化程度的提高导致实际汇率贬值的结论在统计上不稳健。拓展分析结果显示：一，智能化程度对实际汇率的影响存在滞后效应；二，制造业智能化程度的提高导致了实际汇率升值，建筑业智能化程度的提高导致了实际汇率贬值；三，OECD 国家可贸易品部门智能化程度的提高导致了实际汇率升值，不可贸易品部门智能化程度的提高导致了实际汇率贬值，非 OECD 国家智能化程度对实际汇率无显著影响。本文的结论揭示了人工智能的发展在国际金融和国际贸易领域的重要影响。

【关键词】人工智能 智能化程度 实际汇率 巴萨模型

引言

自谷歌研发的 AlphaGo 于 2016 年击败了世界围棋冠军李世石之后，人工智能（Artificial Intelligence）的发展迎来了新的高潮。毫无疑问，人工智能的通用目的技术属性将使其深刻而广泛地影响人类的生产、生活方式。作为新一轮工业革命的核心技术，人工智能也将成为世界经济的重要驱动力。普华永道（Pricewaterhouse Coopers）的研究报告显示，至 2030 年，人工智能的应用将使全球 GDP 比基准结果（即无人工智能的应用）高出 14%，相当于增加了 15.7 万亿美元⁵。伴随人工智能的快速发展，对人工智能的经济影响的研究已成为经济学的研究热点之一。然而，既有文献对人工智能是如何在国际贸易和国际金融领域中发挥影响的研究还不充分。鉴于此，本文试图探讨人工智能的发展对实际汇率的影响。实际汇率是国际贸易和国际金融当中最为重要的价格指数之一，其衡量了本国一篮子商品与外国一篮子商品的相对价格，反映了本国出口商品的国际竞争力。因而探讨人工智能与实际汇率的关系具有重要的理论和现实意义。

与本文相关的文献有两类。一类是研究人工智能的经济影响的文献。学者们广泛地探讨了人工智能对诸如经济增长（陈彦斌等，2019；林晨等，2020；Aghion et al., 2019；Aghion et al., 2017）、就业（孙早和侯玉琳，2019；Acemoglu & Restrepo, 2017；Acemoglu & Restrepo, 2018）、收入不平等（王林辉等，2020）、国际贸易（Goldfarb & Trefler, 2018）以及全球价值链（何宇等，2021；吕越等，2020）等经济变量的影响。然而，当前却鲜有文献直接关注到人工智能的发展与实际汇率之间的关系。另一类是研究实际汇率的决定的文献。作为实际汇率决定的基准模型，Balassa-Samuelson 模型（Balassa, 1964；Samuelson, 1964；以下简称巴萨模型）认为，如果满足完全竞争、劳动力跨国内部门自由流动、资本跨国跨部门自由流动以及可贸易品部门价格由国际

¹ 原载于《国际金融研究》2024 年第 3 期

² 何尧，西南财经大学金融学院博士研究生

³ 张璟，西南财经大学金融学院教授，博士生导师

⁴ 刘晓辉，西南财经大学中国金融研究院教授，博士生导师

⁵ The macroeconomic impact of artificial intelligence

市场决定的假设,那么在长期中,可贸易品部门的生产率提高将导致工资上涨,并最终引起实际汇率升值;而不可贸易品部门的生产率提高将导致该部门产品的相对价格下降,进而引起实际汇率贬值。上述推论也称为巴萨效应(杨盼盼和徐建伟,2011)。巴萨效应的成立取决于一系列前提假设,一部分文献通过放松巴萨模型的前提假设扩展巴萨模型,分析了诸如出口产品分散化(亢宇君和刘晓辉,2019)、部门间收入差距(吴建利和刘晓辉,2020)、部门间劳动力市场分割(刘晓辉和吴建利,2021)、农村剩余劳动力(王雪珂和姚洋,2013; Ju et al., 2020)等因素对实际汇率的影响。另一部分文献则更广泛地探讨了实际汇率的影响因素。这类文献探讨了诸如收入平等(Cardí & Restout, 2015; Sheng & Xu, 2011)、移民汇款(Amuedo-Dorantes & Pozo, 2004)、人口结构(周源和唐晓婕,2014; Braude, 2000)、政府消费(胡德宝和苏基溶,2013; 陆前进和温彬,2014)、贸易条件(胡德宝和苏基溶,2013; 陆前进和温彬,2014; De Gregorio & Wolf, 1994)、基础设施(Du et al., 2013)、预期寿命(Liu et al., 2023)、经常账户(张明和刘瑶,2022)、市场规制(Bénassy-Quéré & Coulibaly, 2014)等因素对实际汇率的影响。本文同时发展了这两部分文献。一方面,本文探讨了一种新的因素——人工智能——对实际汇率的影响;另一方面,本文将人工智能变量引入了巴萨模型中,也可视为是对巴萨模型的扩展。

综合上述两类文献来看,人工智能有可能通过影响生产率和工资进而影响实际汇率。一方面,人工智能的通用目的属性使得其对生产率具有巨大的推动作用(杨光和侯钰,2020; Aghion et al., 2019)。根据巴萨模型,可贸易品部门(不可贸易品部门)的生产率提高将引起实际汇率升值(贬值)(Balassa, 1964; Samuelson, 1964)。这意味着如果人工智能的发展同时推动了两个部门的生产率提高,那么其对实际汇率的影响将存在部门差异。另一方面,人工智能还会通过劳动力需求渠道影响工资(杨伟国等,2018; Acemoglu & Restrepo, 2018)。具体地,人工智能的发展将对劳动力产生替代效应和岗位创造效应,进而影响劳动力需求和工资(孙早和侯玉琳,2019; Acemoglu & Restrepo, 2017; Acemoglu & Restrepo, 2019)。如果上述的替代效应大于岗位创造效应,那么人工智能还将通过工资渠道引起实际汇率贬值。

为探讨人工智能的发展是如何影响实际汇率的,本文在巴萨模型的框架下,借鉴 Aghion et al. (2017) 和 Aghion et al. (2019) 的建模方法,以生产任务的方式将人工智能变量引入生产函数当中。理论模型表明,在生产任务总体互补的情况下,人工智能属于劳动增进型(labor-augmenting)和资本削弱型(capital-depleting)相结合的技术进步。当劳动增进效应强于资本削弱效应时,可贸易品部门智能化程度的提高将推高工资,并进一步引起实际汇率升值,而不可贸易品部门智能化程度的提高将降低本部门的总体价格水平,并进一步引起实际汇率贬值。

在理论模型的基础上,本文以工业机器人安装存量作为智能化程度的代理变量,并利用国际机器人联盟(简称 IFR)、Peen World Table 10.0 (简称 PWT) 和世界发展指标数据库(简称 WDI) 等构建的 72 个国家或地区(1993-2019 年)的平衡面板数据对理论假说进行了实证检验。实证研究的主要结果如下。第一,可贸易品部门智能化程度的提高导致了实际汇率升值,且该结论经过稳健性检验和内生性处理后依然成立;不可贸易品部门智能化程度的提高导致实际汇率贬值的结果在统计上并不稳健。第二,可贸易品部门和不可贸易品部门的智能化程度(以下简称两部门的智能化程度)对实际汇率的影响均存在滞后效应。第三,具体行业来看,制造业智能化程度的提高引起了实际汇率升值,建筑业智能化程度的提高导致了实际汇率贬值。第四,分组来看,OECD 国家的可贸易品部门智能化程度的提高导致了实际汇率升值,不可贸易品部门智能化程度的提高导致了实际汇率贬值;非 OECD 国家两部门的智能化程度的提高对实际汇率均无显著影响。

相较于既有文献,本文可能的贡献在于:首先,本文探讨了人工智能的发展对实际汇率的影响,丰富了研究人工智能的经济影响的文献和实际汇率的决定的文献;其次,本文将人工智能的经济建模方法引入了巴萨模型当中,为今后的进一步研究奠定了基础。

本文接下来的安排如下:第一部分为理论模型,通过将人工智能变量引入巴萨模型,推导出实际汇率关于

两部门的智能化程度的关系式，并提出理论假说；第二部分为实证方法，包括变量设定、描述性统计和计量模型的设定；第三部分为实证结果，利用 72 个国家或地区 1993-2019 年的平衡面板数据对理论假说进行了实证检验；第四部分为结论与政策建议。

一、理论模型

在本部分，通过将人工智能引入巴萨模型框架中，本文讨论了两部门的智能化程度对实际汇率的影响。本文首先介绍了引入人工智能的生产函数。而后，遵循基准巴萨模型的机制渠道，本文依次探讨了智能化程度对劳均资本存量、工资和实际汇率的影响，并由此提出了本文的理论假说。

（一）引入人工智能的生产函数

1. 生产函数的设定

当前，文献中主要有两种方式将人工智能引入生产函数，即生产任务的方式（Acemoglu & Restrepo, 2018; Aghion, 2019; Aghion, 2017）和智能资本的方式（Lankisch et al., 2017）。本文使用生产任务的方式，原因有二。其一，已有文献更多地使用这种方式；其二，生产任务的引入方式可以将人工智能视为外生变量，有利于简化模型推导。

借鉴 Aghion et al. (2017) 和 Aghion et al. (2019)，假设最终产品以连续统的生产任务（中间品）进行生产，假设最终产品市场是完全竞争的。厂商的生产函数是 CES（不变替代弹性）形式：

$$Y_i = A_i \left(\int_0^1 X_{ni}^{\rho_i} dn \right)^{1/\rho_i}, i = T, N \quad (1)$$

其中，T 和 N 分别表示可贸易品部门和不可贸易品部门。Y_i 代表最终产品的产出，A_i 衡量了外生的全要素生产率，X_{ni} 表示第 n 类中间品的数量。 ρ_i 衡量了不同任务之间的替代弹性，遵循已有文献的设定，假设 $\rho_i < 0$ ，即不同生产任务之间总体是互补的关系（陈彦斌等，2019; Aghion, 2017）。此外，该假设还表明产出将受限于投入量相对更少的中间品。

假设某项生产任务要么仅用资本进行生产，要么仅用劳动进行生产。如果某项生产任务实现了智能化，则使用资本进行一比一地生产，如果未实现智能化，则使用劳动力进行一比一地生产。可以将该假设表示如下：

$$X_{ni} = \begin{cases} K_{ni}, & \text{实现智能化} \\ L_{ni}, & \text{未实现智能化} \end{cases} \quad (2)$$

则实现智能化和未实现智能化的生产任务总额分别为 $K_i = \int_0^1 K_{ni} dn$ 和 $L_i = \int_0^1 L_{ni} dn$ 。进一步地，假设实现智能化的生产任务种类占全部生产任务种类的份额为 α_i （在本文的模型中为外生参数）。并假设资本和劳动力分别在所有实现智能化的生产任务和未实现智能化的生产任务（劳动密集型生产任务）之间均匀分配，则每一类实现智能化的生产任务所需的资本投入为 K_i/α_i ，每一类未实现智能化的生产任务所需的劳动投入为 $L_i/(1-\alpha_i)$ ⁶。综上，式（1）可以改写为：

$$Y_i = A_i \left[\alpha_i \left(\frac{K_i}{\alpha_i} \right)^{\rho_i} + (1-\alpha_i) \left(\frac{L_i}{1-\alpha_i} \right)^{\rho_i} \right]^{1/\rho_i} = A_i \left[\alpha_i^{1-\rho_i} K_i^{\rho_i} + (1-\alpha_i)^{1-\rho_i} L_i^{\rho_i} \right]^{1/\rho_i} \quad (2)$$

⁶ 由于积分的上限是 1，即生产任务种类数被标准化为 1。因此， α_i 既表示实现智能化的生产任务的份额，又表示实现智能化的生产任务种类数

由式(3)可知,智能化程度的提高一方面使得劳动力应用于更少的生产任务,即劳动削弱效应(labor-depleting effect);另一方面也使得给定数量的劳动力分散至更少的生产任务中,从而增加了每类生产任务的劳动力,即劳动增进效应(labor-augmenting effect)。在给定 $\rho_i < 0$ 的假设下,劳动增进效应强于劳动削弱效应。因而人工智能是劳动增进型的技术进步。

对于资本而言,则存在相反的情况,即智能化程度的提高一方面使得资本应用于更多的生产任务(资本增进效应, capital-augmenting effect),另一方面则减少了每类生产任务的资本存量(资本削弱效应, capital-depleting effect)。在给定 $\rho_i < 0$ 的假设下,资本削弱效应强于资本增进效应。因而人工智能是资本削弱型的技术进步。

综上,在给定 $\rho_i < 0$ 的假设下,人工智能总体上是劳动增进型和资本削弱型相结合的技术进步(Aghion et al., 2017)。

2. 劳动份额与资本份额

在竞争性市场的企业利润最大化的原则下,对式(3)关于资本和劳动求导可得一阶条件:

$$r = p_i A_i \left[\alpha_i^{1-\rho_i} K_i^{\rho_i} + (1-\alpha_i)^{1-\rho_i} L_i^{\rho_i} \right]^{\frac{1}{\rho_i}-1} \alpha_i^{1-\rho_i} K_i^{\rho_i-1} \quad (3)$$

$$w = p_i A_i \left[\alpha_i^{1-\rho_i} K_i^{\rho_i} + (1-\alpha_i)^{1-\rho_i} L_i^{\rho_i} \right]^{\frac{1}{\rho_i}-1} (1-\alpha_i)^{1-\rho_i} L_i^{\rho_i-1} \quad (4)$$

r 和 w 分别表示利率和工资。其中,利率由国际市场决定,工资由国内市场决定。 p_i 为最终产品的价格。进一步地,由上述一阶条件可得劳动份额与资本份额以及两者的比值:

$$\mu_i \equiv \frac{wL_i}{p_i Y_i} = \frac{\langle 1-\alpha_i \rangle^{1-\rho_i} L_i^{\rho_i}}{\alpha_i^{1-\rho_i} K_i^{\rho_i} + (1-\alpha_i)^{1-\rho_i} L_i^{\rho_i}} \quad (5)$$

$$1 - \mu_i \equiv \frac{rK_i}{p_i Y_i} = \frac{\alpha_i^{1-\rho_i} K_i^{\rho_i}}{\alpha_i^{1-\rho_i} K_i^{\rho_i} + (1-\alpha_i)^{1-\rho_i} L_i^{\rho_i}} \quad (6)$$

$$\frac{1-\mu_i}{\mu_i} = \left(\frac{\alpha_i}{1-\alpha_i} \right)^{1-\rho_i} k_i^{\rho_i} \quad (7)$$

其中, μ_i 和 $1-\mu_i$ 分别表示劳动份额和资本份额。 k_i 为劳均资本存量。由式(8)可知,资本份额与劳动份额之比与智能化程度生产任务份额正相关,与劳均资本存量负相关。为简化模型推导,本文技术性地假定这两种力量恰好抵消,且在不同部门和不同国家之间均是如此。因而,可以认为资本份额与劳动份额之比不受模型内变量的影响,但其仍受模型外因素的影响。此外,本文假设可贸易品部门相对于不可贸易品部门是更加资本密集型的,即有 $\mu_T < \mu_N$ 。

3. 智能化程度 (α_i) 对最终产品产出的影响

直接对式(3)关于 α_i 求导可得:

$$\frac{\partial Y_i}{\partial \alpha_i} = \frac{\rho_i - 1}{\rho_i} A_i \left[\alpha_i^{1-\rho_i} K_i^{\rho_i} + (1-\alpha_i)^{1-\rho_i} L_i^{\rho_i} \right]^{\frac{1}{\rho_i}-1} \left[(1-\alpha_i)^{-\rho_i} L_i^{\rho_i} - \alpha_i^{-\rho_i} K_i^{\rho_i} \right] \quad (8)$$

式(9)表明,智能化程度对产出的影响取决于人工智能的劳动增进效应和资本削弱效应的相对大小。实际上,已有研究已经从理论(Acemoglu & Restrepo, 2018; Aghion, 2019; Aghion, 2017)和实证(杨光和侯钰,

2020)两个层面说明了人工智能对产出具有促进作用(即 $\frac{\partial Y_i}{\partial \alpha_i} > 0$)。因而本文将其视为先验条件,即劳动增进

效应强于资本削弱效应 ($(1-\alpha_i)^{-\rho_i} L_i^{\rho_i} > \alpha_i^{-\rho_i} K_i^{\rho_i}$), 稍作变形可得如下不等式:

$$\frac{\alpha_i}{1-\alpha_i} > \frac{1-\mu_i}{\mu_i} \quad (9)$$

式（10）表明，如果智能化程度的提高能够促进产出增长，则智能化生产任务的份额与劳动密集型生产任务的份额之比大于资本份额与劳动份额之比。

（二）引入人工智能的巴萨模型

1. 模型的其他假设

本文模型的其他假设与基准巴萨模型相同，即劳动力可以在国内跨部门自由流动，资本可以跨国跨部门自由流动，可贸易品的价格由国际市场决定（Asea & Mendoza, 1994）。其中，可贸易品的价格由国际市场决定表明可贸易品满足一价定律（Law of One Price，以下简称 LOOP）。

2. 实际汇率的定义

实际汇率是指剔除两国名义（货币）因素的汇率水平，其可表示为名义汇率与两国相对价格水平的乘积。根据实际汇率的分解式，实际汇率可以分解为可贸易品实际汇率和内部实际汇率⁷（杨盼盼和徐建伟，2011；Engel, 1999）。其中，内部实际汇率即为本国的两部门价格水平之比和国外的两部门价格水平之比的比值（亦称为“相对相对”价格）。在可贸易品满足 LOOP 的情况下，可贸易品实际汇率等于 1，此时外部实际汇率便等于内部实际汇率。此外，由于巴萨模型探讨的是小型开放经济，因而本国企业在进行利润最大化决策时会将外国的各项变量视作给定的参数，因此本国不可贸易品部门和可贸易品部门的价格水平之比的变动可以完全等价于实际汇率的变动。

综上，在理论模型部分，本文以不可贸易品部门和可贸易品部门的价格水平之比表示实际汇率。同时，不失一般性地，本文假定可贸易品部门的商品价格， $p_T=1$ 。如此，不可贸易品部门的价格—— p_N ——便等于实际汇率，即 $q=p_N$ 。

3. 智能化程度对劳均资本存量的影响

对一阶条件的式（4）和式（5）求对数差分可得：

$$0 = p_i + A_i + \frac{1-\rho_i}{\rho_i} \left\{ (1-\mu_i) \left[(1-\rho_i)\alpha_i + \rho_i K_i \right] + \mu_i \left[(1-\rho_i)(1-\alpha_i) + \rho_i L_i \right] \right\} + (1-\rho_i)(\alpha_i - K_i) \quad (10)$$

$$w = p_i + A_i + \frac{1-\rho_i}{\rho_i} \left\{ (1-\mu_i) \left[(1-\rho_i)\alpha_i + \rho_i K_i \right] + \mu_i \left[(1-\rho_i)(1-\alpha_i) + \rho_i L_i \right] \right\} + (1-\rho_i) \left[(1-\alpha_i) - L_i \right] \quad (12)$$

符号“^”表示变量的对数差分。注意到 $(1-\alpha_i) = -\frac{\alpha_i}{1-\alpha_i}$ ，因而由式（11），可得劳均资本存量关于智能化程度的表达式：

$$k_i = \frac{1}{(1-\rho_i)\mu_i} (A_i + p_i) + \frac{1}{\mu_i} \left[\frac{\rho_i-1}{\rho_i} \left(\frac{\alpha_i}{1-\alpha_i} - \frac{1-\mu_i}{\mu_i} \right) + 1 \right] \alpha_i \quad (11)$$

根据式（13），智能化程度的提高是提高还是降低该部门的劳均资本存量，取决于 $\frac{1}{\mu_i} \left[\frac{\rho_i-1}{\rho_i} \left(\frac{\alpha_i}{1-\alpha_i} - \frac{1-\mu_i}{\mu_i} \right) + 1 \right]$ 的

符号。由式（10）可知， $\frac{1}{\mu_i} \left[\frac{\rho_i-1}{\rho_i} \left(\frac{\alpha_i}{1-\alpha_i} - \frac{1-\mu_i}{\mu_i} \right) + 1 \right]$ 的符号为正，即智能化程度的提高将导致劳均资本存量的提高。

4. 可贸易品部门智能化程度对工资的影响

根据基准巴萨模型的传导机制，可贸易品部门生产率的提高将提高该部门的工资，而后通过劳动力跨部门

⁷ 在经过分解后，实际汇率也可称为外部实际汇率（杨盼盼和徐建伟，2011）

的自由流动提高不可贸易品部门的工资, 进而导致实际汇率升值。显然, 可贸易品部门的智能化程度对实际汇率的影响也将遵循这一渠道。

令 $i=T$ ($p_T=0$), 并将式 (13) 代入式 (12) 中, 替换掉其中的 k_T , 整理可得工资关于可贸易品部门智能化程度的表达式:

$$w = \frac{1}{\mu_T} A_T + \frac{\rho_T - 1}{\rho_T} \left(\frac{\alpha_T}{1 - \alpha_T} - \frac{1 - \mu_T}{\mu_T} \right) \alpha_T \quad (12)$$

将式 (14) 与基准巴萨模型比较可知, 在引入人工智能变量后, 工资不仅受外生的全要素生产率的影响, 还受可贸易品部门智能化程度的影响。由式 (10) 可知, $\frac{\alpha_T}{1 - \alpha_T} > \frac{1 - \mu_T}{\mu_T}$, 表明可贸易品部门智能化程度的提高将推高工资。

就经济学逻辑来看, 可贸易品部门智能化程度的提高主要从两条渠道影响工资。一方面, 智能化程度的提高通过推高劳动生产率, 进而提高了工资, 该渠道由 $\frac{\alpha_T}{1 - \alpha_T}$ 所衡量; 另一方面, 智能化程度的提高导致了智能机器对劳动力的替代, 进而降低了工资, 该渠道由 $\frac{1 - \mu_T}{\mu_T}$ 所衡量。

5. 智能化程度对实际汇率的影响

令 $i=N$ ($p_N=\hat{q}$), 将式 (13) 代入式 (12) 中, 整理可得:

$$\hat{q} = \mu_N w - A_N - \frac{\rho_N - 1}{\rho_N} \left[\frac{\alpha_N}{1 - \alpha_N} - \frac{1 - \mu_N}{\mu_N} \right] \alpha_N \quad (13)$$

最后, 将式 (14) 代入式 (15) 中, 替换掉其中的 w , 可得实际汇率关于两部门的智能化程度的表达式:

$$\hat{q} = \frac{\mu_N}{\mu_T} A_T - A_N + \frac{\mu_N(\rho_T - 1)}{\rho_T} \left[\frac{\alpha_T}{1 - \alpha_T} - \frac{1 - \mu_T}{\mu_T} \right] \alpha_T - \frac{\mu_N(\rho_N - 1)}{\rho_N} \left[\frac{\alpha_N}{1 - \alpha_N} - \frac{1 - \mu_N}{\mu_N} \right] \alpha_N \quad (14)$$

式 (16) 右边的前两项衡量了传统的巴萨效应, 后两项则分别衡量了可贸易品部门智能化程度和不可贸易品部门智能化程度对实际汇率的影响。根据式 (10), 易知可贸易品部门智能化程度的提高将导致实际汇率升值, 不可贸易品部门智能化程度的提高将导致实际汇率贬值。

此外, 相应参数的变化也会影响两部门的智能化程度对实际汇率的影响强度。首先, 智能化程度越高 (即 α_i 越大), 可贸易品部门和不可贸易品部门智能化程度对实际汇率的影响强度越高。其次, 劳动份额越高 (即 μ_i 越大), 两部门的智能化程度对实际汇率的影响强度越高。特别地, 不可贸易品部门劳动份额的上升还会增强可

贸易品部门智能化程度对实际汇率的影响强度。最后, 当 $\frac{\alpha_i}{1 - \alpha_i} - \frac{1 - \mu_i}{\mu_i}$ 趋近于 0 时, 式 (16) 将退化为基准巴萨模型。

本文模型的经济学逻辑如下: 首先, 在生产任务之间总体互补的情况下 (即 $\rho_i < 0$), 人工智能属于劳动增进型和资本削弱型相结合的技术进步。在给定智能化程度的提高能够促进产出增长的条件, 劳动增进效应强于资本削弱效应。其次, 当劳动增进效应强于资本削弱效应时, 可贸易品部门智能化程度的提高将推高本部门的工资。由于劳动力可以在部门间自由流动, 因而可贸易品部门工资的上升将导致不可贸易品部门工资的上升, 进而导致不可贸易品部门的总体价格水平的上升, 并最终引起实际汇率升值。最后, 当劳动增进效应强于资本

削弱效应时，不可贸易品部门智能化程度的提高，将引起该部门总体生产率的提高，进而导致该部门总体价格水平的下降，并最终引起实际汇率贬值。

综上，本文将理论分析总结为如下待检验的理论假说：

H1：可贸易品部门智能化程度的提高将导致实际汇率升值；

H2：不可贸易品部门智能化程度的提高将导致实际汇率贬值。

二、实证方法

本文的理论模型表明，可贸易品部门智能化程度的提高将导致实际汇率升值，而不可贸易品部门智能化程度的提高将导致实际汇率贬值。接下来，本文将利用 IFR、PWT 和 WDI 的数据构建的包含 72 个国家或地区（1993-2019 年）的平衡面板数据对上述理论假说进行实证检验。

（一）变量设定

1. 被解释变量

本文的被解释变量为实际汇率。在理论模型中，本文假设可贸易品实际汇率满足 LOOP，因而外部实际汇率的变动等价于两部门的价格水平之比的变动。然而，由于两部门价格水平之比的跨国面板数据较难获得，而在以巴萨模型为框架的实证研究中，仍多以外部实际汇率作为被解释变量（亢宇君和刘晓辉，2019；Bergin et al., 2006；Feenstra et al., 2015；Rodrik, 2008；Rogoff, 1996）。此外，在具体指标的选取上，本文采用 PWT 给出的三种商品篮子相对于 2017 年美国商品篮子的相对价格水平作为实际汇率的代理指标。该指标是基于联合国国家间比较项目（international comparison program, ICP）构建的，保证了国家或地区截面以及时间维度上的数据可比性。该指标的具体构建过程如下：第一，参照国民账户体系（system of national accounts, SNA），ICP 将 GDP 支出分为 155 个基本类（basic heading），在各国对基本类包含的消费品、服务以及投资品的价格进行详细的统计，并加总为 GDP 支出不同组成部分相应的本币价格水平。第二，基于 GDP 支出不同组成部分相应的本币价格水平，以 SNA 核算中对应的 GDP 支出为权重，计算 GDP 支出不同组成部分相应的购买力平价汇率（PPP exchange rate）。第三，利用购买力平价汇率除以名义汇率即可得 GDP 支出不同组成部分相应的实际汇率以及整体实际汇率。上述对实际汇率的测算可用公式表示为：

$$PPP_i^Y = \frac{P_i^Y Y_i}{\pi^Y Y_i} \quad (15)$$

$$PL_i^Y = \frac{PPP_i^Y}{e_i} \quad (16)$$

其中， PPP_i^Y 表示 i 国或地区 GDP 支出组成部分 Y 相应的购买力平价汇率； P_i^Y 表示 i 国或地区 GDP 支出组成部分 Y 相应的本币价格水平向量； π^Y 是 PWT 计算的 GDP 支出组成部分 Y 相应的参考价格向量，以美元表示； Y_i 表示 i 国或地区 SNA 核算的 GDP 支出组成部分 Y 相应的支出水平向量，作为计算购买力平价汇率的权重； e_i 为 i 国或地区名义汇率，表示单位美元兑换 i 国或地区货币的数量； PL_i^Y 表示 i 国或地区 GDP 支出组成部分 Y 相应的价格水平。根据 GDP 支出组成部分 Y 所指范围的不同，PWT 计算了 3 种不同类型的价格水平，分别为产出价格水平（pl_gdpo）、支出价格水平（pl_da）和消费价格水平（pl_con）⁸。 PL_i^Y 即为实际汇率（Feenstra

⁸ 三种价格水平的关系为：消费包含了私人消费品和政府消费品，支出在消费的基础上增加了投资品，产出又在支出的基础上增加了贸易余额

et al., 2015), 其它国家或地区均与美国进行比较。PLiY 上升表示本国相对美国的价格水平上升, 实际汇率升值; 反之则表示本国相对美国的价格水平下降, 实际汇率贬值。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为人工智能或智能化程度。衡量智能化程度的方式主要有综合性指标(陈凤仙, 2022; 孙早和侯玉琳, 2019; 王林辉等, 2020)和单一指标(陈秋霖等, 2018; 杨光和侯钰, 2020)两种。综合性指标虽然能够更加全面地衡量智能化程度, 但是考虑到本文需要对不同国家或地区的分行业智能化程度进行衡量, 而要在跨国分行业层面上获得具有良好可比性的细分指标难度较大, 因此本文倾向于使用单一指标衡量一国或地区分行业的智能化程度。既有研究多使用工业机器人以及由其计算得到的变量作为衡量智能化程度的单一指标(陈秋霖等, 2018; 杨光和侯钰, 2020; Aghion et al., 2019; Acemoglu & Restrepo, 2017)。广义来看, 人工智能是指对“智能(机器)代理”的研究和开发。而“智能(机器)代理”是指能够通过识别周围环境并对其做出反应, 进而采取智能行动的机器、软件和算法(Acemoglu & Restrepo, 2019)。机器人集人工智能算法、软件系统和完整机器于一体, 是自动化技术的重要成果和典型代表。因此各国或地区分行业的机器人投入情况能在较大程度上反映该国或地区不同行业的智能化程度。

IFR 最新的数据库提供了 75 个国家或地区 1993-2019 年分行业的工业机器人安装存量⁹。遵循已有研究关于两部门的行业划分方法(Bénassy-Quéré & Coulibaly, 2014; Cardi & Restout, 2015; De Gregorio & Wolf, 1994), 本文以制造业、采矿业和农林牧渔业的工业机器人安装存量表征可贸易品部门智能化程度(T_stock), 以教育研发行业、建筑业和电力燃气水利供应行业的工业机器人安装存量部分地表征不可贸易品部门智能化程度(N_stock)¹⁰。然而, 也有研究将农林牧渔业和采矿业划分至不可贸易品部门(Dumrongritikul & Anderson, 2016)。鉴于此, 本文对不同的划分方法进行了稳健性检验。

3. 控制变量

在借鉴已有关于人工智能和实际汇率的文献后, 本文选取的控制变量如下。

人均实际 GDP (pcgdp)。基准巴萨模型表明, 两部门的相对生产率变化会影响实际汇率, 因而需对其进行控制。考虑到数据可得性, 本文以人均实际 GDP 作为两部门相对生产率的代理变量(Feenstra, 2015)。

贸易条件 (tot)。贸易条件一方面通过收入效应导致实际汇率升值, 另一方面通过替代效应导致实际汇率贬值。本文借鉴 Feenstra et al. (2015) 的做法, 使用出口品与进口品价格水平之差与支出价格水平的比值来表示贸易条件, 该指标大于 0 表示贸易条件改善。

贸易开放度 (open)。一方面, 贸易开放度越大, 则可贸易品的市场规模越大, 其价格就越低, 相应地使不可贸易品的相对价格上升, 最终导致实际汇率升值。另一方面, 贸易开放度越大也会导致不可贸易品被可贸易品所替代, 进而降低不可贸易品的相对价格, 最终引起实际汇率贬值(Dumrongritikul & Anderson, 2016)。本文以进出口贸易总额占 GDP 的比重作为贸易开放度的代理变量。

政府消费 (gov)。一般而言, 政府倾向于消费不可贸易品, 从而导致其价格上升, 实际汇率升值。然而, 政府如果大兴基建, 可能会通过降低企业交易成本, 加剧企业间的竞争, 进而降低整体价格水平, 最终导致实际汇率贬值(Du, 2013)。此外, 政府如果提高智能化产品的消费, 也会提升经济的整体智能化程度。本文以政府消费份额(占 GDP 比重)表示该变量。

老龄化程度 (elders 和 birth)。社会老龄化不仅是老年人口比重的增加, 而且还伴随着少子化。因而本文以

⁹ IFR 的行业分类包括各制造业行业、采矿业、农林牧渔业、建筑业、教育研发行业以及电力、燃气和水供应行业。本文没有囊括 IFR 中未明确分类的行业

¹⁰ IFR 仅提供了上述三个不可贸易品部门的行业的工业机器人数量。此外, 对于教育研发行业而言, 工业机器人可能并不是该行业应用人工智能的主要技术载体。因此, 使用工业机器人只能“部分地”表征不可贸易品部门的智能化程度

65 岁及以上人口占总人口比例（elders）与总和生育率（birth）两个变量来控制社会老龄化程度。老年人口占比和生育率的上升均不仅会增加医疗、康养和陪护等不可贸易品的需求，导致其价格上升，而且还伴随着劳动力人口占比的下降，导致工资水平上升，两种因素叠加最终导致实际汇率升值。此外，老龄化程度的加剧还会通过提高工资和引发劳动力短缺进而导致企业加快智能化程度（陈秋霖等，2018；Acemoglu & Restrepo，2021）。

人口自然增长率（popr）。总体来看，人口自然增长率越高越会导致一国或地区劳动人口的增加，并使得工资水平降低，但是其对实际汇率的影响方向还取决于可贸易部门与不可贸易部门相对价格的变化。同时，高人口自然增长率也可能使企业减缓智能化技术的研发和应用。

城镇人口比重（urpop）。城镇人口比重与农村剩余劳动力有关。根据刘易斯的二元经济理论，大量的农村剩余劳动力将导致工资水平保持低位。换言之，随着农村剩余劳动力越少，工资水平将逐渐趋于上升，最终导致内部实际汇率升值（王雪珂和姚洋，2013；Ju，2020）。此外，农村剩余劳动力使工资水平保持低位，也降低了企业的劳动成本，从而不利于智能化程度的提升。

就业率（emr）。就业率越高，家庭可支配收入也越高，从而带来家庭消费需求的增加。但是其对实际汇率的影响取决于家庭消费更多的可贸易品还是不可贸易品。

（二）描述性统计

在将 IFR、PWT 和 WDI 的数据通过国家或地区与年份进行匹配后，本文得到了 72 个国家或地区 1993-2019 年的平衡面板数据¹¹。由于巴萨模型探讨的是实际汇率的长期变动趋势，为更有效地捕捉这种长期趋势，本文将样本进行了 3 年平均处理¹²。表 1 列出了各变量的描述性统计。

除了比值变量以外，本文对其余变量均做了对数化处理。特别地，由于工业机器人安装存量存在较多的 0 值，为不损失过多的观测值，本文对其加 1 后再取对数。由表 1 可知，可贸易品部门工业机器人安装存量对数的均值为 3.889，不可贸易品部门工业机器人安装存量对数的均值为 1.556，表明就工业机器人表征的智能化程度来看，可贸易品部门高于不可贸易品部门。

表 1 描述性统计

变量名	含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	数据来源
被解释变量							
lnpl_gdpo	产出价格水平对数	648	-0.670	0.589	-2.396	2.949	PWT
lnpl_da	支出价格水平对数	648	-0.672	0.540	-2.245	2.989	PWT
lnpl_con	消费价格水平对数	648	-0.670	0.552	-2.254	2.943	PWT
核心解释变量							
lnT_stock	可贸易品部门工业机器人安装 存量对数	648	3.889	4.014	0	13.163	IFR
lnN_stock	不可贸易品部门工业机器人安 装存量对数	648	1.556	2.160	0	8.359	IFR
控制变量							
lnpcgdp	人均实际 GDP 对数	648	9.900	0.883	5.820	12.007	PWT
tot	贸易条件	648	0.010	0.124	-0.503	0.419	PWT

¹¹ 部分国家的总和生育率和人口增长率存在某些年份的缺失值，本文采用线性插值法将其补齐。

¹² 本文对样本 5 年平均和 7 年平进行了稳健性检验。

open	贸易开放度	648	0.729	0.659	0.060	5.838	PWT
gov	政府消费	648	0.190	0.076	0.050	0.519	PWT
elders	65 岁及以上人口占比	648	0.113	0.056	0.007	0.276	WDI
birth	总和生育率	648	1.949	0.737	0.866	5.805	WDI
urpop	城镇人口占比	648	0.708	0.179	0.218	1	WDI
popr	人口自然增长率	648	0.010	0.016	-0.033	0.160	WDI
emr	就业率	648	0.436	0.087	0.046	0.738	PWT

（三）计量模型

根据式（16），本文构建了如下的计量模型：

$$\ln q_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln T_stock_{it} + \beta_2 \ln N_stock_{it} + \sum_j \delta_j control_{it}^j + \gamma_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \tag{17}$$

其中， $\ln q_{it}$ 表示 i 国或地区在 t 期的实际汇率指标（即产出价格水平、支出价格水平和消费价格水平）的对数； $\ln T_stock_{it}$ 和 $\ln N_stock_{it}$ 分别表示 i 国或地区在 t 期的可贸易品部门的工业机器人安装存量对数和不可贸易品部门的工业机器人安装存量对数，分别用于表征可贸易品部门和不可贸易品部门智能化程度。 $control_{it}^j$ 为其它控制变量。 γ_i 、 τ_t 和 ε_{it} 分别为国家固定效应、时间固定效应和随机扰动项。根据理论模型的预测， β_1 和 β_2 应分别大于 0 和小于 0，即可贸易品部门智能化程度的提高将导致实际汇率升值，不可贸易品部门智能化程度的提高将导致实际汇率贬值。

三、实证结果

本文的数据为短面板数据，因而可采用固定效应模型或随机效应模型进行系数估计。考虑到随机效应模型关于国家固定效应与解释变量不相关的假设较为苛刻，现实经济数据一般无法满足这一假设，本文使用固定效应模型对式（17）进行估计。本文的实证结果包括：基准回归结果、稳健性检验、拓展分析（包括滞后效应检验、具体行业回归结果、分组回归结果）和工具变量回归结果。

（一）基准回归结果

表 2 的基准回归结果显示，可贸易品部门的估计系数均为正，且至少在 5%水平上显著，表明可贸易品部门智能化程度的提高导致了实际汇率升值；而虽然不可贸易品部门的估计系数均为负，但是仅在以产出价格水平表征实际汇率的情况下显著，表明不可贸易品部门智能化程度导致的提高导致实际汇率贬值的结果在统计上不够稳健。第（2）、（4）、（6）列的结果显示，在其他条件不变的情况下，可贸易品部门智能化程度提高 1%将导致以产出价格水平、支出价格水平和消费价格水平表征的实际汇率分别升值 0.019%、0.020%和 0.020%，不可贸易品部门智能化程度提高 1%将导致以产出价格表征的实际汇率贬值 0.028%。

在控制变量中，需要特别说明的是人均实际 GDP 的估计系数。由表 2 可知，人均实际 GDP 的估计系数在以三种价格水平表征的实际汇率中均显著为负（10%水平）。由于本文将人均实际 GDP 视为两部门相对生产率的代理变量，因而这一结果与理论预期不符。这可能与人均实际 GDP 还包含了一国或地区的消费结构、消费水平等需求端的信息有关。这种需求端的影响可能会导致实际汇率贬值。由于本文的智能化程度变量已经在较大程度上反映了生产率对实际汇率的影响，因而使得人均实际 GDP 主要从需求端影响实际汇率，进而导致其估计系数为负。

(二) 稳健性检验

1. 重新划分两部门的行业

如前文所述，已有研究关于可贸易品部门和不可贸易品部门的行业划分并不完全一致。鉴于此，本文重新划分了可贸易品部门和不可贸易品部门的行业进行回归（见表3）。本文采取了三种不同于基准回归的划分方式：第一，仅将制造业视为可贸易品部门，其他行业均划分至不可贸易品部门；第二，将制造业和农林牧渔业视为可贸易品部门，其他行业视为不可贸易品部门；第三，将制造业和采矿业视为可贸易品部门，其他行业视为不可贸易品部门。

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnpl_gdpo	lnpl_gdpo	lnpl_da	lnpl_da	lnpl_con	lnpl_con
lnT_stock	0.0247*** (0.0072)	0.0188** (0.0076)	0.0242*** (0.0070)	0.0195** (0.0074)	0.0254*** (0.0080)	0.0195** (0.0081)
lnN_stock	-0.0333** (0.0163)	-0.0277* (0.0146)	-0.0272 (0.0168)	-0.0228 (0.0145)	-0.0286 (0.0178)	-0.0217 (0.0154)
lnpcgdp		-0.4287* (0.2355)		-0.4438* (0.2288)		-0.4242* (0.2397)
tot		0.4100* (0.2298)		0.3629 (0.2334)		0.4012 (0.2502)
open		0.1872** (0.0811)		0.0982 (0.0778)		0.1137 (0.0874)
gov		-1.7711*** (0.4815)		-1.8509*** (0.4700)		-2.1770*** (0.4941)
elders		-0.0304 (1.4019)		-0.8820 (1.2894)		-0.9837 (1.4103)
birth		0.1009*** (0.0361)		0.1195*** (0.0339)		0.1025** (0.0394)
urpop		0.0976 (0.9616)		0.1895 (0.9388)		0.2405 (1.0394)
popr		-0.6802 (0.9520)		-1.1172 (0.8868)		-0.5738 (1.0357)
emr		0.5993 (0.5168)		0.5264 (0.5271)		0.2663 (0.5413)
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	648	648	648	648	648	648
组内 R ²	0.0300	0.3841	0.0279	0.3744	0.0284	0.3572

注：括号内为聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。以下各表同。

表3显示，无论如何划分，可贸易品部门的估计系数均在5%水平上显著为正，且估计系数的绝对值较基准回归的结果差异不大；不可贸易品部门的估计系数仅在以产出价格水平表征实际汇率的情况下显著为负（10%显著性水平）。

表3 重新划分可贸易品部门和不可贸易品部门的行业

可贸易品 部门	制造业		制造业和农林牧渔业				制造业和采矿业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	lnpl_gdpo	lnpl_da	lnpl_con	lnpl_gdpo	lnpl_da	lnpl_con	lnpl_gdpo	lnpl_da	lnpl_con
lnT_stock	0.0190** (0.0081)	0.0192** (0.0080)	0.0190** (0.0087)	0.0185** (0.0077)	0.0190** (0.0076)	0.0191** (0.0082)	0.0194** (0.0080)	0.0197** (0.0078)	0.0195** (0.0085)
lnN_stock	-0.0266* (0.0157)	-0.0208 (0.0156)	-0.0192 (0.0166)	-0.0264* (0.0147)	-0.0214 (0.0146)	-0.0202 (0.0155)	-0.0279* (0.0156)	-0.0222 (0.0155)	-0.0207 (0.0165)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
国家固定 效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定 效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	648	648	648	648	648	648	648	648	648
组内 R ²	0.3827	0.3728	0.3555	0.3831	0.3735	0.3564	0.3837	0.3737	0.3563

2. 替换关键变量指标

为验证基准回归结果是否只是特殊指标的结果，本文对实际汇率和智能化程度的不同代理指标进行了稳健性检验（见表4）。其中，就实际汇率来说，本文以国际货币基金组织（IMF）提供的实际有效汇率指数（reer）作为稳健性检验的代理指标¹³。该指标是以一国或地区与世界其他所有国家或地区的双边贸易额为权重，计算得到的一国或地区的双边实际汇率的加权平均值（Du, 2013；杨盼盼和徐建炜，2011）。表4前4列为在不同划分方式下，以实际有效汇率指数作为被解释变量的回归结果。结果显示，可贸易品部门的估计系数至少在10%水平上显著，不可贸易品部门的估计系数不显著。

就智能化程度来说，参照陈秋霖等（2018），本文以工业机器人安装密度（intensity，即工业机器人安装存量除以部门就业人数，单位：台/千人）作为稳健性检验的代理指标。其中，分行业的就业人数数据来源于国际劳工组织（ILO）¹⁴。表4后3列结果显示，可贸易品部门的估计系数显著性水平较基准回归有一定降低，仅在10%水平左右，这可能与数据存在较大缺失有关；不可贸易品部门的估计系数不显著。

表4的估计结果表明，替换关键变量的代理指标基本不影响本文基准回归结果的结论。

表4 替换关键变量指标

¹³ 之所以未将 IMF 提供的实际有效汇率指数作为基准回归的实际汇率指标，一方面主要是由于该指标是基于各国或地区的消费者价格指数（CPI）构建的，而各国或地区的 CPI 所使用的商品篮子以及相应的商品权重不同，导致其截面可比性较差（亢宇君和刘晓辉，2019）；另一方面则是因为以本文基准回归的数据结构来看，即 72 个国家或地区 1993-2019 年的平衡面板数据，实际有效汇率指数在截面维度和时间维度上均存在数据缺失（在 3 年平均后，截面数为 52 个，平均年数为 8.90 年）

¹⁴ 由于 ILO 提供的分行业就业人数在截面维度和时间维度上存在较大程度的数据缺失（在 3 年平均后，截面数为 51 个，平均年数仅为 3.13 年），使得本文构造的两部门工业机器人安装密度变量存在较大程度缺失，因此本文没有在基准回归中使用该变量作为智能化程度的代理指标的原因。同时这也是造成表 4 中可贸易品部门估计系数显著性水平下降的主要原因

	替换实际汇率的指标				替换智能化程度的指标		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
可贸易品部门	制造业	制造业和农林牧渔业	制造业和采矿业	制造业、农林牧渔业和采矿业	制造业、农林牧渔业和采矿业	制造业、农林牧渔业和采矿业	制造业、农林牧渔业和采矿业
	lnreer	lnreer	lnreer	lnreer	lnpl_gdpo	lnpl_da	lnpl_con
lnT_stock	0.0102* (0.0055)	0.0110** (0.0052)	0.0096* (0.0054)	0.0105** (0.0052)			
lnN_stock	-0.0064 (0.0110)	-0.0092 (0.0097)	-0.0049 (0.0107)	-0.0078 (0.0094)			
lnT_intensity					0.0392 ^{p=0.113} (0.0194)	0.0245 ^{p=0.259} (0.0186)	0.0291* (0.0121)
lnN_intensity					-0.2846 (0.2447)	-0.2505 (0.2969)	-0.1200 (0.2979)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	463	463	463	463	161	161	161
组内 R ²	0.1548	0.1541	0.1556	0.1536	0.3927	0.3802	0.3987

3. 5 年平均和 7 年平均

为观察不同平均处理的年数是否会影响回归结果，本文还对样本进行了 5 年平均和 7 年平均处理（见表 5）。需要指出的是，本文的样本期为 27 年（1993-2019 年），不能被 5 和 7 整除。因此，在进行 5 年平均处理时，取了其中的 25 年（1995-2019 年）；在进行 7 年平均处理时，则重复计算了 1999 年，即 1999 年既在第一段时期（1993-1999 年），也在第二段时期（1999-2005 年）。

表 5 显示，在取 5 年平均时，可贸易品部门的估计系数为正，在以产出价格水平和支出价格水平表征实际汇率的情况下达到 5% 的显著性水平，而在以消费价格水平表征实际汇率的情况下达到 10% 的显著性水平。在取 7 年平均时，可贸易品部门的估计系数则均在 10% 水平上显著为正。对于不可贸易品部门而言，其估计系数在取 5 年平均和 7 年平均时均不显著，但符号仍为负。

综合稳健性检验的结果可知，可贸易品部门智能化程度的提高导致实际汇率升值的结论在统计上是稳健的，不可贸易品部门智能化程度的提高导致实际汇率贬值的结论在统计上不稳健。

表 5 5 年平均和 7 年平均的回归结果

	5 年平均			7 年平均		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
	lnpl_gdpo	lnpl_da	lnpl_con	lnpl_gdpo	lnpl_da	lnpl_con
lnT_stock	0.0211** (0.0103)	0.0219** (0.0102)	0.0204* (0.0109)	0.0221* (0.0112)	0.0221* (0.0112)	0.0201* (0.0117)
lnN_stock	-0.0296 (0.0210)	-0.0248 (0.0210)	-0.0204 (0.0223)	-0.0291 (0.0255)	-0.0237 (0.0256)	-0.0196 (0.0267)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	360	360	360	288	288	288
组内 R ²	0.3326	0.3370	0.3188	0.2750	0.2642	0.2607

(三) 拓展分析

1. 滞后效应

为观察智能化程度对实际汇率的影响是否有滞后效应，本文将每 3 年平均中的初期值作为解释变量进行回归（见表 6）。比如在 1993-1995 年中，实际汇率为 3 年的平均值，而可贸易品部门和不可贸易品部门的工业机器人安装存量等解释变量（包括控制变量）则为 1993 年的值，依此类推。

表 6 表明，可贸易品部门和不可贸易品部门智能化程度的提高对实际汇率的影响均具有滞后效应。此外，表 5 的结果可以解释为：在其他条件不变的情况下，初期的可贸易品部门智能化程度提高 1%，以产出价格水平、支出价格水平和消费价格水平表征的 3 年平均的实际汇率分别升值 0.018%、0.019%和 0.020%；初期的不可贸易品部门智能化程度提高 1%，以产出价格水平、支出价格水平和消费价格水平表征的 3 年平均的实际汇率分别贬值 0.034%、0.029%和 0.030%。

表 6 滞后效应检验

	(1)	(2)	(3)
	lnpl_gdpo	lnpl_da	lnpl_con
lnT_stock	0.0175** (0.0068)	0.0185*** (0.0066)	0.0195*** (0.0072)
lnN_stock	-0.0341** (0.0146)	-0.0294** (0.0144)	-0.0297* (0.0152)
控制变量	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
观测值	648	648	648
组内 R ²	0.3553	0.3454	0.3287

2. 具体行业回归

为考察是哪些行业的智能化程度的提高导致了实际汇率升值或贬值，本文将构成可贸易品部门和不可贸易品部门的各行业的工业机器人安装存量作为解释变量放入回归方程中（见表 7）。

由表 7 可知，在可贸易品部门中，制造业智能化程度的提高导致了实际汇率升值，且制造业智能化程度提高 1%，以产出价格水平、支出价格水平和消费价格水平表征的实际汇率分别升值 0.018%、0.019%和 0.018%；在不可贸易品部门中，建筑业智能化程度的提高导致了实际汇率贬值，且建筑业智能化程度提高 1%，以产出价格水平、支出价格水平和消费价格水平表征的实际汇率分别升值 0.035%、0.036%和 0.040%。

3. OECD 国家与非 OECD 国家的分组回归

理论模型表明，在其他条件不变的情况下，智能化程度越高或劳动份额越高，可贸易品部门和不可贸易品部门智能化程度对实际汇率的影响强度越高（见式（16））。由于 OECD 国家¹⁵和非 OECD 国家在智能化程度和劳动份额上均有差异，因而可能会导致 OECD 国家和非 OECD 国家在智能化程度影响实际汇率上存在差异。

首先，根据本文的数据集，OECD 国家的可贸易品部门和不可贸易品部门的工业机器人安装存量的平均值分别为 22043.1 台和 161.2 台，而非 OECD 国家相应的指标分别为 3122.8 台和 23.4 台。换言之，OECD 国家的可贸易品部门和不可贸易品部门智能化程度比非 OECD 国家更高。其次，根据收入分配的库兹涅茨曲线，随着一国收入水平的提高，其收入分配的不平等程度将呈现出先上升后下降的倒 U 型特征。对大多数劳动者而言，工资性收入是其主要收入来源，因而不平等程度的下降意味着劳动份额的上升。平均来看，由于 OECD 国家的收入水平更高，因而 OECD 国家的劳动份额更高。综上，OECD 国家两部门的智能化程度和劳动份额均比非 OECD 国家更高，使得 OECD 国家的智能化程度对实际汇率的影响强于非 OECD 国家。

表 8 显示，OECD 国家的可贸易品部门的估计系数在 5%水平上显著为正，不可贸易品部门的估计系数在 1%水平上显著为负，表明 OECD 国家的可贸易品部门智能化程度的提高导致了实际汇率升值，不可贸易品部门智能化程度的提高导致了实际汇率贬值。此外，就估计系数的绝对值和统计显著性水平来看，OECD 国家的可贸易品部门智能化程度对实际汇率的升值效应弱于不可贸易品部门智能化程度对实际汇率的贬值效应。非 OECD 国家的两部门的估计系数则均不显著，表明非 OECD 国家的可贸易品部门和不可贸易品部门智能化程度均不影响实际汇率。

表 7 具体行业的回归结果

	(1)	(2)	(3)
	lnpl_gdpo	lnpl_da	lnpl_con
制造业	0.0177** (0.0084)	0.0187** (0.0081)	0.0183** (0.0089)
建筑业	-0.0350* (0.0193)	-0.0357* (0.0192)	-0.0407** (0.0189)
教育研发行业	-0.0087 (0.0138)	-0.0049 (0.0138)	-0.0006 (0.0134)
农林牧渔业	-0.0102 (0.0186)	-0.0054 (0.0178)	-0.0024 (0.0173)
采掘业	-0.0125	-0.0149	-0.0152

¹⁵ OECD，即经济合作与发展组织，该组织的成员国主要是发达国家。

	(0.0175)	(0.0181)	(0.0175)
电力、燃气、水利供应业	0.0342 (0.0311)	0.0352 (0.0308)	0.0355 (0.0318)
控制变量	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
观测值	648	648	648
组内 R ²	0.3937	0.3846	0.3676

表 8 OECD 国家与非 OECD 国家回归

	OECD 国家			非 OECD 国家		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnpl_gdpo	lnpl_da	lnpl_con	lnpl_gdpo	lnpl_da	lnpl_con
lnT_stock	0.0102** (0.0049)	0.0112** (0.0043)	0.0118** (0.0044)	-0.0216 (0.0192)	-0.0207 (0.0190)	-0.0207 (0.0211)
lnN_stock	-0.0221*** (0.0069)	-0.0191*** (0.0061)	-0.0190*** (0.0066)	0.0225 (0.0278)	0.0294 (0.0271)	0.0304 (0.0300)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	315	315	315	333	333	333
组内 R ²	0.5714	0.5302	0.5768	0.5011	0.5012	0.4556

(四) 内生性处理

本文的基准回归结果可能受到反向因果问题的影响,即实际汇率可能会影响一国或地区的工业机器人安装存量,进而影响一国或地区的智能化程度。实际汇率的本质是本国商品和外国商品的相对价格,因而实际汇率的变动可能会影响一国或地区的进出口进而影响其工业机器人安装存量。鉴于此,为缓解由反向因果导致的内生性问题,本文使用工具变量进行两阶段最小二乘(2SLS)回归。参考杨光和侯钰(2020)的做法,本文使用除去本国或地区和美国以外的全世界其他国家的两部门工业机器人安装存量(lnwT_stock和lnwN_stock)作为本国或地区两部门工业机器人安装存量的工具变量。

工具变量的使用需要满足相关性条件和外生性条件。一方面,在全世界工业机器人总安装存量一定的情况下,本国的工业机器人安装存量与全世界其他国家的工业机器人安装存量存在竞争关系,即两者呈负相关关系。因此,工具变量与内生解释变量满足相关关系。另一方面,虽然外国商品价格的变动会导致本国或地区的实际汇率发生变动,但是本文工具变量中的其他国家去除了美国,这就使得全世界其他国家的工业机器人安装存量不会直接影响美国的商品相对价格,进而也不会直接影响本国或地区的实际汇率¹⁶。反过来,本国或地区的实

¹⁶ 本文的实际汇率指标(即产出价格水平、支出价格水平和消费价格水平)是本国或地区的一篮子商品与美国一篮子商品的相对价格,意味着美国商品的相对价格变动会影响本国或地区的实际汇率

际汇率更不会影响全世界其他国家的工业机器人安装存量。因此，工具变量与被解释变量不相关。综上，全世界其他国家的工业机器人安装存量满足工具变量的相关性条件和外生性条件。

表 9 显示，可贸易品部门的估计系数在 5%水平上显著为正，且估计系数的大小是基准回归结果的 4 倍左右，表明基准回归结果低估了可贸易品部门智能化程度的提高导致实际汇率升值的强度。在缓解了内生性问题后，可贸易品部门智能化程度每增加 1%，以产出价格水平、支出价格水平和消费价格水平表征的实际汇率分别升值 0.074%、0.072%和 0.075%。不可贸易品部门的估计系数虽然符号始终为负，但在统计上不显著，再次表明不可贸易品部门智能化程度的提高导致实际汇率贬值的结果在统计上并不稳健。此外，第一阶段回归结果显示，工具变量的估计系数显著为负，表明工具变量与内生解释变量的确呈负相关关系。第一阶段回归的 F 统计量均大于 10，表明不存在弱工具变量问题。

表 9 工具变量回归结果

	第一阶段回归结果		第二阶段回归结果		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnT_stock	lnN_stock	lnpl_gdpo	lnpl_da	lnpl_con
lnT_stock			0.0744** (0.0315)	0.0722** (0.0298)	0.0750** (0.0334)
lnN_stock			-0.0092 (0.0146)	-0.0066 (0.0138)	-0.0014 (0.0155)
lnwT_stock	-8.3183*** (2.0101)	-1.5898 (2.0329)			
lnwN_stock	-0.9991 (1.1876)	-5.3353*** (1.2818)			
控制变量	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
观测值	648	648	648	648	648
组内 R ²	0.7235	0.6533	0.5600	0.5480	0.5322
第一阶段回归的 F 统计量	43.55	28.74			

四、结论与政策建议

通过将人工智能变量以生产任务的方式引入巴萨模型中，本文探讨了人工智能对实际汇率的影响。理论分析表明，在给定生产任务总体互补以及智能化程度的提高能够促进产出增长的条件 下，可贸易品部门智能化程度的提高通过推高工资进而导致实际汇率升值，而不可贸易品部门智能化程度的提高通过降低本部门的价格水平进而导致实际汇率贬值。

在理论模型的基础上，本文以工业机器人安装存量作为人工智能的代理变量，利用 IFR、PWT 和 WDI 等数据库构建的 72 个国家或地区（1993-2019 年）的平衡面板数据进行了实证分析。本文的实证研究结果可总结如下。第一，以工业机器人安装存量来看，可贸易品部门智能化程度高于不可贸易品部门。第二，基准回归、

稳健性检验和工具变量的回归结果表明, 可贸易品部门智能化程度导致实际汇率升值的结果是稳健的, 而不可贸易品部门智能化程度导致实际汇率贬值的结果在统计上并不稳健。第三, 滞后效应检验的结果表明, 智能化程度的提高对实际汇率的影响具有滞后效应。第四, 就具体行业而言, 制造业的智能化程度的提高引起了实际汇率升值, 而建筑业智能化程度的提高导致了实际汇率贬值。第五, 分组回归表明, OECD 国家的可贸易品部门智能化程度的提高导致了实际汇率升值, 不可贸易品部门智能化程度的提高导致了实际汇率贬值, 而非 OECD 国家的智能化程度对实际汇率均无显著影响。

本文的研究结论揭示了人工智能的发展对国际贸易和国际金融领域的重要影响。根据上述的研究结论, 本文提出如下政策建议: 第一, 加快推动不可贸易品部门的智能化。虽然本文的实证结果发现不可贸易品部门智能化程度的提高对实际汇率的贬值效应在统计上不稳健, 但是从动态的视角来看, 随着深度学习、机器学习、人脸识别和自然语言处理等人工智能技术在物流、金融和交通运输等生产性服务业的应用, 人工智能的发展对不可贸易品部门的渗透会逐渐增强。这将增强人工智能的发展对实际汇率产生的贬值效应, 缓解可贸易品部门智能化程度的提高对实际汇率产生的升值效应, 进而有利于宏观经济的外部均衡。第二, 完善教育培训体系。本文的理论模型表明智能化一方面通过提升生产率提高工资, 另一方面通过对劳动力的替代降低工资。这两种相反的力量反映了智能化对劳动力技能结构的影响, 即一部分技能岗位与人工智能互补, 另一部分技能岗位被人工智能所替代。由于智能化比机械化具有更大规模、更加快速的岗位替代和岗位创造的能力。因此在这种背景下, 需要公共部门提供更加完善的教育培训体系以应对智能化对劳动力市场的冲击。第三, 重视由人工智能发展引致的收入不平等。本文的研究结果表明, 不同行业、不同部门和不同国家或地区的智能化程度差异较大, 且人工智能的发展具有自我强化效应, 这可能会进一步扩大行业间、部门间和地区间的收入不平等。就行业间和部门间而言, 劳动力的跨行业、跨部门流动能够使行业间、部门间的工资趋同, 因此畅通劳动力的跨行业、跨部门的流动, 有利于缓解智能化带来的行业间、部门间的收入不平等。就地区间而言, 由于劳动力的跨国流动性较差, 因而要缓解地区间由人工智能发展导致的收入不平等还需要增强人工智能技术的流动性。一方面这需要发展中国家积极从发达国家引进人工智能技术和人才, 另一方面也需要发达国家尽量开放相应的技术。

【参考文献】

- [1]胡德宝, 苏基溶. 政府消费、贸易条件、生产率与人民币汇率——基于巴拉萨—萨缪尔森效应的扩展研究[J]. 金融研究, 2013 (10): 42-54
- [2]陆前进, 温彬. 财政支出、贸易条件和中国的实际汇率——基于期内和跨期双重优化和无限期预算约束的理论和实证研究[J]. 金融研究, 2014 (06): 115-131
- [3]王雪珂, 姚洋. 两国相对生产率与巴拉萨-萨缪尔森效应: 一个经验检验[J]. 世界经济, 2013 (06): 18-35
- [4]张明, 刘瑶. 经常账户变动对实际有效汇率的非对称影响及潜在渠道探析[J]. 经济学(季刊), 2022 (05): 1511-1532
- [5]周源, 唐晓婕. 人口年龄结构对均衡汇率的影响研究[J]. 金融研究, 2014 (06): 132-145
- [6]陈凤仙. 人工智能发展水平测度方法研究进展[J]. 经济学动态, 2022 (02): 142-158
- [7]陈秋霖, 许多, 周羿. 人口老龄化背景下人工智能的劳动力替代效应——基于跨国面板数据和中国省级面板数据的分析[J]. 中国人口科学, 2018 (06): 30-42
- [8]陈彦斌, 林晨, 陈小亮. 人工智能、老龄化与经济增长[J]. 经济研究, 2019 (07): 47-63
- [9]何宇, 陈珍珍, 张建华. 人工智能技术应用与全球价值链竞争[J]. 中国工业经济, 2021 (10): 117-135
- [10]亢宇君, 刘晓辉. 可贸易品部门企业异质性、出口产品分散化与实际汇率[J]. 世界经济, 2019 (12): 166-188
- [11]林晨, 陈小亮, 陈伟泽, 陈彦斌. 人工智能、经济增长与居民消费改善: 资本结构优化的视角[J]. 中国工业经济, 2020 (02): 61-83
- [12]刘晓辉, 吴建利. 中国部门间劳动力市场分割与巴拉萨—萨缪尔森效应[J]. 现代经济探讨, 2021 (03): 1-10
- [13]吕越, 谷玮, 包群. 人工智能与中国企业参与全球价值链分工[J]. 中国工业经济, 2020 (05): 80-98
- [14]孙早, 侯玉琳. 工业智能化如何重塑劳动力就业结构[J]. 中国工业经济, 2019 (05): 61-79
- [15]王林辉, 胡晟明, 董直庆. 人工智能技术会诱致劳动收入不平等吗——模型推演与分类评估[J]. 中国工业经济, 2020 (04): 97-115
- [16]吴建利, 刘晓辉. 收入差距与巴拉萨-萨缪尔森效应——基于空间计量的实证分析及机制检验[J]. 国际金融研究, 2020 (10): 3-13
- [17]杨光, 侯钰. 工业机器人的使用、技术升级与经济增长[J]. 中国工业经济, 2020 (10): 138-156
- [18]杨盼盼, 徐建炜. 实际汇率的概念、测度及影响因素研究: 文献综述[J]. 世界经济, 2011 (09): 66-94
- [19]杨伟国, 邱子童, 吴清军. 人工智能应用的就业效应研究综述[J]. 中国人口科学, 2018 (05): 109-119
- [20]Acemoglu D, Restrepo P. Robots and Jobs: Evidence From U.S. Labor Markets[J]. MIT Department of Economics Working Paper, 2017
- [21]Acemoglu D, Restrepo P. Artificial Intelligence, Automation and Work[J]. NBER Working Paper, 2018
- [22]Acemoglu D, Restrepo P. The Race Between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment[J]. The American Economic Review, 2018, 108 (6): 1488-1542
- [23]Acemoglu D, Restrepo P. The Wrong Kind of AI? Artificial Intelligence and the Future of Labor Demand[J]. NBER Working Paper, 2019
- [24]Acemoglu D, Restrepo P. Demographics and Automation[J]. The Review of Economic Studies, 2021
- [25]Aghion P, Antonin C, Bunel S. Artificial Intelligence, Growth and Employment: The Role of Policy[J]. Economie & Statistique, 2019, 510 (510-511-512): 149-164
- [26]Aghion P, Jones B F, Jones C I. Artificial Intelligence and Economic Growth[J]. NBER Working Paper, 2017
- [27]Amuedo-Dorantes C, Pozo S. Workers' Remittances and the Real Exchange Rate: A Paradox of Gifts[J]. World Development, 2004, 32 (8): 1407-1417
- [28]Asea P K, Mendoza E G. The Balassa-Samuelson Model: A General-Equilibrium Appraisal[J]. Review of International Economics, 1994, 2 (3): 244-267
- [29]Balassa B. The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal [J]. Journal of Political Economy, 1964, 72 (6): 584-596
- [30]Bénassy-Quéré A, Coulibaly D. The Impact of Market Regulation On Intra-European Real Exchange Rates[J]. Review of World Economics, 2014, 150 (3): 529-556

- [31]Bergin P R, Glick R, Taylor A M. Productivity, Tradability, and the Long-Run Price Puzzle[J]. Journal of Monetary Economics, 2006, 53 (8): 2041-2066
- [32]Braude J. Age Structure and the Real Exchange Rate[J]. Bank of Israel Discussion Papers Series, 2000
- [33]Cardi O, Restout R. Imperfect Mobility of Labor Across Sectors: A Reappraisal of the Balassa – Samuelson Effect[J]. Journal of International Economics, 2015, 97 (2): 249-265
- [34]De Gregorio J, Wolf H C. Terms of Trade, Productivity and the Real Exchange Rate[J]. NBER Working Paper, 1994
- [35]Du Q, Wei S, Xie P. Roads and the Real Exchange Rate[J]. NBER Working Paper, 2013
- [36]Dumrongritikul T, Anderson H M. How Do Shocks to Domestic Factors Affect Real Exchange Rates of Asian Developing Countries?[J]. Journal of Development Economics, 2016, 119: 67-85
- [37]Engel C. Accounting for Us Real Exchange Rate Changes[J]. Journal of Political Economy, 1999, 107 (3): 507-538
- [38]Feenstra R C, Inklaar R, Timmer M P. The Next Generation of the Penn World Table[J]. American Economic Review, 2015, 105 (10): 3150-3182
- [39]Goldfarb A, Trefler D. Ai and International Trade[J]. NBER Working Paper, 2018
- [40]Ju J, Lin J Y, Liu Q, et al. Structural Changes and the Real Exchange Rate Dynamics[J]. Journal of International Money and Finance, 2020, 107: 102192
- [41]Lankisch C, Prettnner K, Prskawetz A. Robots and the Skill Premium: An Automation-Based Explanation of Wage Inequality[J]. ECON WPS, 2017
- [42]Liu X, Zhou Z, Zhang J. Longevity, Fertility, and the Real Exchange Rate[J]. China & world economy, 2023, 31 (2): 26
- [43]Rodrik D. The Real Exchange Rate and Economic Growth[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2008, 39 (2): 439-465
- [44]Rogoff K S. The Purchasing Power Parity Puzzle[J]. Journal of Economic Literature, 1996, 34 (2): 657-668
- [45]Samuelson P A. Theoretical Notes On Trade Problems[J]. The Review of Economics and Statistics, 1964, 46 (2): 145-154
- [46]Sheng Y, Xu X. Real Exchange Rate, Productivity and Labor Market Frictions[J]. Journal of International Money and Finance, 2011, 30 (3): 587-603

Artificial Intelligence and the Real Exchange Rate

He Yao, Zhang Jing and Liu Xiaohui

Summary: Intelligence Artificial (AI) will be the new driven force for the world economy. The studies of economic impact of AI have been one of the hot points in economics. However, there are not enough studies on how AI can exert its impact in the field of international trade and international finance.

This paper studies the impact of intelligence degree on the real exchange rate (RER) by introducing the artificial intelligence in the form of task to Balassa-Samuelson model (B-S model). Theoretical model shows that, the improvement of intelligence degree in tradable sector appreciates the RER, while the improvement of intelligence degree in non-tradable sector depreciates the RER. Then, this paper empirically tests the theoretical hypothesis by using installed stock of industrial robot as the proxy variable of artificial intelligence (or intelligence degree), as well as balanced panel data of 72 countries or regions (1993-2019) constructed by International Federation of Robotics, Penn Table 10.0 and World Development Index.

The empirical results show that, the improvement of intelligence degree in tradable sector appreciates the RER, which is still hold after robustness check and alleviating endogeneity, while the conclusion that the improvement of intelligence degree in non-tradable sector depreciates the RER is stochastically unrobust. The extended results show that: (1) there is a lagging effect on the impact of intelligence degree on the RER; (2) the improvement of intelligence degree of manufacturing appreciates the RER, while the improvement of intelligence degree of constructure depreciate the RER; (3) the improvement of intelligence degree in OECD countries' tradable sectors appreciates the RER, and the improvement of intelligence degree in OECD countries' non-tradable sectors in depreciates the RER, while the intelligence degree of both sectors in non-OECD countries has no significant impact on the RER. The conclusions of this paper reveal the important influence of development of AI on the field of international finance and international trade.

This paper has two marginal contributions: (1) discusses the impact of AI on the RER, which enriches the literatures on the economic impact of AI and the determination of the RER. (2) introduces the economic modeling method of AI into B-S model, which lays a foundation for further research in the future.

Keywords: Artificial Intelligence; Intelligence Degree; RER; B-S Model

资本账户开放与全球碳减排协同： 空间效应与机制检验¹

尹智超² 房芳³

【摘要】资本账户自由化促进了国际资本市场的自由投融资，为协同推进碳减排提供了可能。在全球减排降碳呼声日渐高涨的背景下，本文使用资本账户开放数据库（GKAOPEN），基于全球188个国家（地区）1999—2019年的碳排放数据，实证分析了资本账户开放对碳排放的空间溢出效应，探讨了资本账户子项开放对实现全球协同碳减排的可能性。本文的研究结论有三点：一是，资本账户开放对碳排放具有负向空间溢出效应，本地区（邻近地区）资本账户开放水平的提高能够促进邻近地区（本地区）碳排放量的下降，其中集合投资市场、债券市场、股权市场和直接投资市场四个资本账户子项对碳排放的空间溢出效应最强；二是，资本账户开放促进了绿色技术溢出和绿色资本溢出，为碳减排提供了中介渠道，这一中介作用在集合投资市场、债券市场、股权市场和直接投资市场等子市场中较为显著。三是，经济距离权重下的空间溢出效应更强，经济关联越密切，资本账户开放的碳减排效应越明显，加强经贸往来、推动资本账户开放有助于全球碳减排的实现。异质性检验表明，在亚洲和美洲等成员国发展差异大的地区，资本账户开放对碳排放的空间溢出效应相较于欧洲或非洲更明显，这些地区在推动资本账户开放过程中更容易实现协同减排的目标。本文从各国（地区）结合自身经济实际推进资本账户开放引进绿色技术和绿色资本、差异化开放丰富碳减排政策工具箱、以开放为契机寻求更多碳减排合作空间等方面提出了政策建议。

【关键词】资本账户开放 碳减排协同 空间溢出效应

引言

在全球产业竞争加剧、贸易格局演变的背景下，各国围绕降碳责任和义务展开了激烈博弈，以产业或区域间连接所构建的微观多边机制很难形成真正的全球协同，也难以形成向更加清洁的能源转型的势趋（Wang et al., 2021）。资本账户开放为学界提供了一个审视全球协同推进碳减排的新角度。资本账户开放水平的提升促进了资本跨境流动，为碳减排技术和绿色投资提供了转移渠道，为协同推进碳减排提供了契机。

为了更加直观地展示全球碳减排与资本账户开放的关系，本文基于欧洲综合碳观测系统披露的全球碳排放数据构造碳排放增速指标，基于GKAOPEN资本账户开放数据库（彭红枫等，2022）构造全球资本账户自由化的年度变化指标，并将上述两个指标绘制为图1。图中虚线（左轴）对应了资本账户自由化年度变化情况，零轴以下表明资本账户处于放松管制状态，零轴以上表明资本账户处于管制收紧状态。图中实线（右轴）对应了全球碳排放增速，如果碳排放增速曲线向下倾斜说明全球碳排放水平趋于下降，反之则趋于上升。

图1中，2000—2001年、2003—2009年、2012—2014年、2015—2016年全球资本账户开放度与碳排放增速具有负向协同的关系，碳排放增速下降往往伴随着资本账户管制的放松。这意味着，虽然资本账户开放引致更多的工业化和生产活动，然而碳排放增速不升反降。其可能的原因是，伴随着资本账户开放，资本在不同国家之间的流动促进了绿色投资理念在空间上的传播，带动了碳减排技术的发展。同时，碳减排

¹ 原载于《国际金融研究》2024年第4期

² 尹智超，山东财经大学金融学院副教授，山东省鲁信投资控股集团有限公司博士后

³ 房芳，经济学博士，山东财经大学金融学院讲师

技术、绿色投融资工具的运用，也对公司治理、公众监督提出更高的要求，进而提升企业环境和气候风险信息披露水平，促进绿色低碳生产。

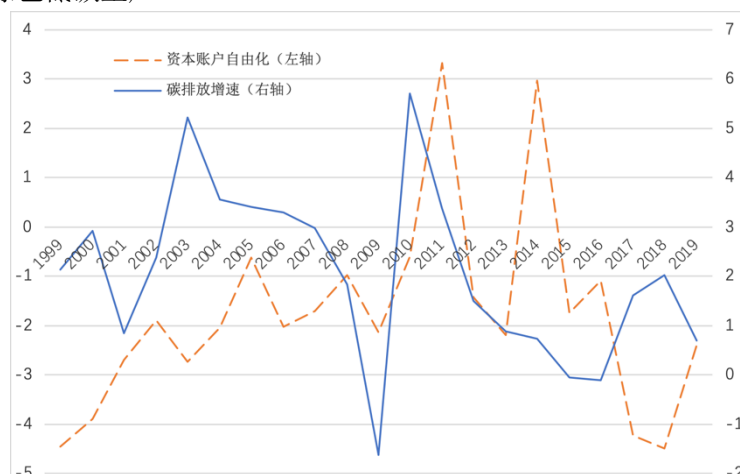


图1 全球资本账户开放与碳排放增速

资料来源：碳排放增速由作者测算，碳排放数据来源为 ICOS 碳排放统计表 2022v1.0。资本账户自由化数据来源为 GKAOPEN 数据库

本文将基于一个全球性数据集，实证分析资本账户开放对全球碳排放的空间溢出效应，检验协同减排机制的潜在机理，探讨以资本账户开放促进碳减排协同的可行性。本文相对于既有文献的边际贡献有三点。一是，将中介效应检验的“两步法”与空间杜宾模型相结合，更准确地探究中介效应在空间上的分布和影响，使变量间的因果关系在空间维度上更具解释力。二是，梳理并验证了资本账户开放作用于碳减排空间溢出效应的绿色资本渠道和技术创新渠道，凸显了资本账户开放在可持续发展和促进碳减排方面的重要性。三是，着重探讨了实现全球碳减排协同的可行性，从实证数据出发呈现出资本账户开放对于碳减排的积极作用，深入分析这些影响在不同子项和不同地区之间的差异，有助于制定更加精细化的政策方案。

一、文献综述与研究假设

（一）资本流动与碳排放

有观点认为，资本流动促进了经济增长，同时加剧了碳排放（Khan et al., 2022）。国际投资促成了污染技术向发展中国家的转移，引致这些国家碳排放水平的上升（Zhu et al., 2016）。资本流入国货币供给的增加也会导致利率水平下降，间接促进产业投资，从而导致碳排放量的上升（Jiang et al., 2020）。这构成了“污染避难所假说”的重要观点（Singhania & Saini, 2021）。然而，这种观点忽视了金融资本的多样性和金融环境影响的复杂性（Niu et al., 2022）。资本流入可以提高国内资本流动性，降低风险与成本，优化金融配置，带来积极效应（彭红枫和余静文，2022）。资本并不直接导致污染，污染问题通常是由工业生产、能源消耗等实际经济活动所引起的（Wang et al., 2023）。Liu et al. (2021)、Paramali et al. (2021) 的研究印证了国际资本流动有助于东道国节能减排的“污染光环”假说。

更多的研究表明，资本账户开放为绿色资本流动和技术转移提供了便利。一方面，资本账户开放吸引更多国际绿色投资流入，这些资金用于清洁能源、环保技术和可持续发展（Khan et al., 2022）。资本账户的开放缓解了跨境绿色资本流动的制度约束，碳交易更加高效，推动国际碳定价和碳金融项目的发展（Asiedu, 2021）。另一方面，外国企业为东道国带来更清洁的环境技术（Asghari, 2013），扩大低碳技术和产品的市场，推动更广泛的碳减排实践（Kanie et al., 2013）。这也在客观上对公司治理、公众监督提出更高的要求，提升企业降碳自觉性（Kong et al., 2023）。

（二）资本账户开放与碳排放的空间溢出

碳排放并非在各个区域内部独立存在, 而是具有一定的空间相关性 (You & Lv, 2018)。在此背景下, 资本账户开放与碳减排之间存在着复杂的联系。一方面, 资本账户开放有助于推动清洁能源技术的传播和创新。外国投资和技术转移可以促进低碳产业的发展, 帮助国家更快速地实现碳减排目标。跨国公司可能会在投资目的地寻找更有竞争力的清洁技术, 从而促进技术合作和能源效率的提升 (Chen et al., 2021)。另一方面, 实践表明扩大开放能够吸引低碳产业的国际投资, 促进清洁能源技术的传播, 降低自身的碳足迹。外国直接投资为发展中国家引入更先进的绿色技术, 从而降低能源密集型产业的碳排放水平 (Behera & Sethi, 2022)。

基于此, 本文提出研究假设 1: 在全球碳排放存在空间溢出效应的前提下, 资本账户开放对碳减排存在空间溢出效应。

(三) 资本账户开放作用于碳减排的中介渠道

欧盟《2030 年能源和气候框架》强调了技术创新和资本在减少温室气体排放等方面的重要作用。资本要素和技术要素的流动构成了资本账户开放作用于碳减排的渠道。根据柯布—道格拉斯生产函数, 资本作为重要的生产性资源直接参与经济生产, 为社会资本参与全球生产提供了通道, 同时也提高了资本参与经济生产的效率 (孙华平和杜秀梅, 2020; 曹梦石等, 2021)。其中, 技术创新在实现低碳经济和可持续发展方面起着关键作用, 开放的资本账户能为跨国技术合作和知识交流创造更有利的环境, 从而促进不同国家之间在绿色技术领域的合作和创新 (Habiba et al., 2022)。一方面, 外国直接投资和跨国公司可能引入更先进的环保技术和清洁生产方法, 技术传播可以加速发展中国的产业升级, 实现更高效、低碳的生产方式 (Wu et al., 2021)。另一方面, 资本账户开放能刺激国际技术合作, 共同推动碳减排技术的研发和应用 (Chege & Wang, 2020)。政府通过引导资本流动和技术创新规避高碳技术的跨区域转移产生的负面影响 (Cheng et al., 2021)。

基于此, 本文提出研究假设 2: 绿色技术创新是资本账户开放对碳排放产生空间溢出效应的中介渠道。

在全球绿色转型加速的背景下, 越来越多的投资者开始关注环保、可持续和社会责任等因素 (Li et al., 2023)。资本账户开放能为这些投资者提供更广阔的投资机会, 从而加速绿色资本的流动 (Sha et al., 2022)。这意味着将有更多的绿色资本倒逼企业转型以获取资金支持, 从而实现碳减排。一方面, 外国直接投资和跨境资本流动可能为低碳、清洁能源和环保技术的创新和传播提供资金支持 (Emodi et al., 2023)。这可以促使发展中国家采纳并推广更环保的生产方法, 从而降低温室气体排放。研究表明, 绿色发展理念影响下, 外国绿色投资可以促进清洁能源市场的发展, 降低相关技术成本, 推动碳减排目标的实现 (Meirun et al., 2021)。另一方面, 国际绿色金融工具和投资机会对低碳项目和可再生能源项目起到支撑作用。绿色金融工具将引导资金流向环保和可持续项目, 促进碳减排举措的落实。这些绿色金融机制将提高环保投资的可行性, 鼓励企业和政府采取环境友好型的经济活动 (Lin & Ma, 2022)。

基于此, 本文提出研究假设 3: 绿色投资是资本账户开放对碳排放产生空间溢出效应的中介渠道。

目前, 学术研究聚焦开放条件下资本或技术流动对碳排放的影响, 但是尚未明确其空间溢出效应是否存在, 还不能对资本账户开放能否有助于实现碳减排下结论, 全球能否协同减排仍缺乏坚实的实证支撑。特别是受美国退出《巴黎协定》等一系列重大事件的影响, 各国减排能力、历史责任和环保观念的差异以及搭便车问题客观存在, 国际碳减排进程中的不确定性也在增加。基于此, 本文从空间溢出的视角研究资本账户开放对碳排放的影响, 检验资本账户开放减少碳排放的技术创新渠道和绿色投资渠道, 为全球协同推进碳减排提供新的方向。本文后续内容安排如下: 第二部分为模型构建、变量选取与数据来源, 第三部分为实证结果分析, 第四部分为技术创新与绿色资本的中介效应检验, 第五部分为稳健性分析, 第六部分为研究结论与政策启示。

二、模型构建、变量选取与数据来源

（一）模型构建

本文拟选取国别（地区）层面的面板数据，首先构建双固定面板回归模型考察资本账户开放能否对碳排放产生显著影响，基本模型如式（1）所示：

$$CO2_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 OPEN_{it} + \sum_i \beta_i CONTROL_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

上式中 $CO2_{it}$ 表示 i 国（地区） t 时期碳排放水平， $OPEN_{it}$ 为 i 国（地区） t 时期资本账户开放水平， $CONTROL_{it}$ 为控制变量， γ_t 、 μ_i 和 ε_{it} 分别为时间固定效应、个体固定效应和随机扰动项， α_0 为常数项， α_1 和 β_i 分别为核心解释变量与控制变量的系数。

为考察资本账户开放对碳排放的溢出效应，本文采用空间计量模型进行估计，基本形式如式（2）所示：

$$CO2_{it} = \alpha_0 + \rho W \times CO2_{it} + \phi_1 OPEN_{it} + \delta_1 W \times OPEN_{it} + \sum_i \eta_i CONTROL_{it} + \sum_i \theta_i W \times CONTROL_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， W 为空间权重矩阵， ρ 为空间自回归效应系数， $CO2_{it}$ 、 $OPEN_{it}$ 和 $CONTROL_{it}$ 与前述相同。 ϕ_1 和 δ_1 分别为直接影响及空间溢出效应强度系数， η_i 为控制变量系数， θ_i 为控制变量的空间溢出效应强度系数， γ_t 、 μ_i 和 ε_{it} 分别为时间固定效应、个体固定效应和随机扰动项。

对于中介机制的检验，为规避经济数据在“三步法”检验过程产生的内生性问题，本文参考江艇（2022）“两步法”来完成中介效应检验。前文通过文献梳理已佐证了技术创新和绿色资本对碳减排的影响，式（2）实际上起到了资本账户开放影响碳排放的检验作用。因此，只需检验资本账户开放能否对中介变量产生影响，即可验证中介效应能否成立。结合空间计量思想，本文构建回归模型如式（3）所示：

$$MECHANISM_{it} = \alpha_0 + \rho W \times MECHANISM_{it} + \phi_1 OPEN_{it} + \delta_1 W \times OPEN_{it} + \sum_i \eta_i CONTROL_{it} + \sum_i \theta_i W \times CONTROL_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式（3）中， $MECHANISM_{it}$ 代表机制变量技术创新或绿色资本，其它变量和系数含义均与前述模型一致。

（二）空间权重矩阵设计

为了估计空间模型参数，首先需要讨论地理特征如何影响空间关系，即建立恰当的空间权重矩阵。参考既有研究，本文选取地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵两种方式建立空间矩阵。

1. 地理距离权重矩阵

地理距离权重矩阵用来说明空间之间存在的相关性，随着地理距离增长，相互之间的关系也会越来越小，地理距离权重矩阵一般用负距离矩阵或者逆距离矩阵来表示。其矩阵设置如式（4）所示：

$$W_{ij}^g = \begin{cases} \frac{1}{r_{ij}^2}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (4)$$

其中, r_{ij} 代表两国(地区)间的空间距离。本文使用两国(地区)首都(行政城市)的球面距离构造地理邻接矩阵, 首都(行政城市)间的球面距离按照经纬度进行计算, 矩阵主对角线元素均为 0, 利用 $W_{geography} = W_{ij}^g / \sum_j W_{ij}^g$ 对每行元素进行标准化处理, 得到国家(地区)间的空间矩阵 $W_{geography}$ 。

2. 经济距离权重矩阵

具有经济联系的国家(地区)即便不相邻也会产生空间的相关性, 经济体之间频繁的经贸往来会淡化空间地理距离的约束, 形成经济地理距离。本文在法国国际信息与前景研究中心(CEPII)发布的各国地理距离基础上以贸易为权重构建经济距离矩阵, 方法是利用两国(地区)之间的贸易差额的绝对值来计算经济距离权重矩阵, 如式(5)所示:

$$W_{ij}^e = \begin{cases} \frac{1}{|t_i - t_j|}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (5)$$

其中, t_i 和 t_j 分别表示 i 国(地区)和 j 国(地区)的贸易规模, $1/|t_i - t_j|$ 代表空间单元间的联系程度, 数值越大代表关联性越高, 反之则越低。利用 $W_{economic} = W_{ij}^e / \sum_j W_{ij}^e$ 进行标准化处理, 得到经济距离权重矩阵 $W_{economic}$ 。

(三) 变量选取与数据来源

1. 被解释变量

本文的被解释变量为碳排放量, 采用人均二氧化碳排放量来表示。对于碳排放量的测度, 全球相关数据库有近十个。由于在样本、计算方法等方面的差异, 这些数据库很难整合成一个包含全球大多数国家的碳排放数据集。相对而言, 全球碳预算(GCB)数据库对全球 219 个国家(地区)化石能源碳排放水平进行了测算, 是全球样本最多、时间最长的数据集。本文选取 GCB 数据, 除以世界银行 WDI 数据库披露的各国历年人口数量, 得到各国人均碳排放水平。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为资本账户开放水平。为全面衡量各国资本账户开放水平, 本文使用 GKAOPEN 资本账户开放指数作为衡量指标。相对于学界常用的 Chinn & Ito (2006) 数据库或 FDI 占比作为衡量指标, GKAOPEN 指标无论是在样本量还是在指标科学性上都有显著优势(彭红枫等, 2022)。在本文的研究框架下, 为了便于论述, 本文将 GKAOPEN 指标值乘以 -1, 使之越大代表开放度越高, 越小代表开放度越低。

3. 机制变量

本文的机制变量之一为绿色技术创新。本文使用世界知识产权组织发布的绿色技术领域国际专利申请量取对数作为衡量指标, 对部分缺失数据采用高新技术进出口量取对数进行补充。本文的另一个机制变量为绿色能源投资, 选取能源领域公私合作投资规模的对数值作为绿色投资的代理变量。补充数据均来自世界银行世界发展指标(WDI)数据库。

4. 控制变量

在控制变量的选择上, 既有研究表明, 影响碳排放与空间溢出的因素包括经济发展水平、城镇化、人口密度、贸易开放度、人力资本积累、产业结构、能源结构、市场发育程度等。本文参考既有文献, 选择

上述八个因素构造控制变量⁴。

本文跨多个数据库，根据上述变量描述系统性收集整理全球 188 个国家或地区 1999—2019 年的数据集，并进行 5%异常值缩尾处理。变量的符号、定义与描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量名		符号	定义	平均值	标准误	最小值	最大值
被解释变量	碳排放量	CO2	人均二氧化碳排放量的对数	9.1887	4.1848	0.0000	16.5505
		KC	资本账户总体开放指标	-0.0918	0.4379	-4.7227	2.6636
		EQ	股权市场开放指标	-0.1286	0.5254	-6.1500	2.7000
		BO	债券市场开放指标	-0.1086	0.4608	-5.3000	1.0500
		MM	货币市场开放指标	-0.1440	0.5905	-6.4500	4.1000
		CI	集合投资市场开放指标	-0.0806	0.3861	-4.7500	2.2500
		DE	衍生金融市场开放指标	-0.1608	0.7415	-8.4500	5.0000
解释变量	资本账户总体及子项开放程度	CC	商业信贷市场开放指标	-0.1039	0.6775	-15.0000	4.6000
		FC	金融贷款市场开放指标	-0.3073	1.3598	-14.0000	14.2000
		GS	保证担保市场开放指标	-0.0306	0.3067	-3.9000	2.0000
		DI	直接投资市场开放指标	-0.2470	0.9583	-12.1000	5.0000
		RE	房地产市场开放指标	-0.0631	0.2599	-1.6500	1.2500
		MT	其它市场开放指标	0.3650	2.1306	-26.0000	34.7000
机制变量	绿色技术创新	TECH	绿色技术领域国际专利申请量的对数	4.9117	8.0444	0.1274	43.4296
	绿色投资	FUND	能源领域投资	3.3087	7.6177	0.0000	24.1856
控制变量	经济发展水平	GDP	人均国内生产总值的对数	8.1217	2.3008	0.0000	11.5416
	城镇化	URBAN	城镇人口占总人口的比重	57.4207	23.5185	8.6820	100.0000
	人口密度	DENSITY	常住人口与地区面积的比值	4.1964	1.5694	0.0000	8.9509
	贸易开放度	TRADE	进出口贸易额占 GDP 的比重	71.9318	52.9770	1.0000	312.0793
	人力资本积累	CAPITAL	人均资本存量	0.9383	1.6979	-2.2839	5.2110
	产业结构	INDUSTRY	第三产业增加值与第二产业增加值的比值	2.4071	1.9056	0.0412	12.6614
	能源结构	ENERGY	煤炭消费占能源消费比重	29.1272	29.0575	0.0000	94.1666
	市场发育程度	MARKET	M2 占国内生产总值的比重	22.3092	38.9548	1.0000	203.4308

⁴ 篇幅所限，详细的变量选择依据未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取

三、实证结果分析

（一）资本账户开放对碳排放的基准回归

表 2 展示了基于式（1）的回归结果。从资本账户总体开放水平 KC 的系数值来看，系数值均显著为负，说明资本账户开放水平提升 1 个单位，人均碳排放水平下降 0.0403 个单位。从资本账户子项来看，其对碳排放量的回归系数均为负数，其中在统计意义上显著的子项有 8 个，这表明大部分资本账户子项开放水平的提升，均会引致碳排放水平的下降。基准回归结果为本文进一步分析空间溢出效应奠定了基础。

表 2 双固定效应回归结果

	KC	EQ	BO	MM	CI	DE
系数值	-0.0403*** (-3.1252)	-0.0662*** (-5.8012)	-0.0871*** (-6.5932)	-0.0059 (-0.6119)	-0.1645*** (-10.6410)	-0.0128 (-1.4814)
adj. R^2	0.3474	0.3506	0.3519	0.3462	0.3609	0.3464
	CC	FC	GS	DI	RE	MT
系数值	-0.0004 (-0.0482)	-0.0232*** (-5.4575)	-0.0370** (-1.9733)	-0.0281*** (-4.6221)	-0.1524*** (-6.5886)	0.0090*** (3.8853)
adj. R^2	0.3461	0.3501	0.3467	0.3490	0.3519	0.3481

注：（）内为 t 值，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。下同。回归过程均为时间固定与个体固定，观测数为 3948，回归结果均包含控制变量。

（二）碳排放的空间相关性分析

本文对样本期内每一年的各国（地区）碳排放水平的 Moran'I 统计量进行了计算，Moran'I 指数值介于 -1~1 之间，大于 0 表示存在正自相关。无论基于地理距离权重还是经济地理权重，Moran'I 指数在统计上都显著为正，表明各国碳排放存在正向的空间相关性特征，证明本文研究适合并且需要使用空间计量模型进行分析⁵。

（三）资本账户开放对碳排放的空间溢出效应

为了对空间计量模型的合理性进行检验，本文采用基于最大似然估计的 LR 检验、Wald 检验及 Hausman 检验进行模型优劣诊断。检验结果均表明空间杜宾模型回归（SDM）是更适用于本文分析的方法⁶。

表 3 报告了使用固定效应 SDM 面板模型的回归结果。从结果来看，无论是地理距离权重还是经济距离权重，空间自回归系数 ρ 在 1% 的显著水平上均显著为正，表明被解释变量碳排放规模存在正的空间自相关性。Main 表示本地区解释变量和控制变量对本地区被解释变量的影响，Main_KC 系数显著为负，说明国内资本账户开放对碳排放量存在负向影响。Wx 表示临近地区解释变量和控制变量对本地区被解释变量的影响。WxKC 项的系数在统计上显著为负，说明周边地区资本账户开放对本地区的碳量有负向的溢出作用。

⁵ 篇幅所限，Moran'I 统计值以及 Moran'I 散点图未予以列示，Moran'I 散点多集中于第一象限和第三象限，感兴趣的读者可向作者索取

⁶ 篇幅所限，空间杜宾模型回归（SDM）、空间误差模型回归（SEM）、空间滞后模型（SAR）选择的相关检验未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取

表 3 SDM 回归结果

	Wgeography	Weconomic
Main_KC	-0.0148** (-2.0604)	-0.0233*** (-9.5855)
Wx KC	-0.0355*** (-5.4726)	-0.0655*** (-6.9315)
sigma2_c	0.0746*** (35.1497)	0.0723*** (35.0430)
Control	Yes	Yes
N	3948	3948
p	0.5372*** (11.1209)	0.5946*** (9.4695)

为直接反映空间溢出效应的效果，需要进行空间效应分解，如表 4 所示。其中，直接效应是指本国（地区）资本账户开放对本国（地区）碳排放的影响；间接效应即为空间溢出效应，用于度量邻近地区的解释变量对本地区的被解释变量的影响，反映了资本账户开放空间溢出效应的大小；总效应则是直接和间接效应之和。在地理距离权重下，资本账户开放对碳排放的直接效应系数显著为-0.0420，间接效应系数显著为-0.0338，总效应系数显著为-0.0758。间接效应系数表征了资本账户开放对碳排放的空间溢出水平：本国（地区）资本账户开放水平提升 1 个单位，邻近地区碳排放量将下降 0.0388 个单位。在经济距离权重下，亦可得出相同结论。这表明推动资本账户开放对于碳减排是有益的，具有“与人方便自己方便”的特点。

从总效应来看，两种权重矩阵下资本账户开放对碳排放的总效应分别为-0.0758 和-0.0876，表明本国（地区）资本账户开放水平每提高 1 个百分点，将导致本国（地区）碳排放减少 0.0758 或 0.0876 个单位，这对于全球碳减排是十分可观的。根据国际能源组织（IEA）发布的《CO2 Emissions in 2022》，2022 年全球与能源相关二氧化碳排放量超过 368 亿吨。如果全球二氧化碳排放减少 0.0758%~0.0876%，这一规模将是 2800~3200 万吨。而根据 IEA 统计，目前全球在建的 22 个大型碳捕获与储存设施项目中，有 19 个用于捕获来自工业生产的二氧化碳，每年最大捕获量约为 3500 万吨。可见，全球提升资本账户开放水平 1 单位达到的减排效果，与目前全球最大的工业二氧化碳捕获与储存能力相当。

表 4 空间效应分解

	Wgeography			Weconomic		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
KC	-0.0420*** (-19.1948)	-0.0338*** (-5.2521)	-0.0758*** (-11.6283)	-0.0507*** (-5.7671)	-0.0369*** (-4.6643)	-0.0876*** (-12.9853)
N	3948			3948		

对比两种距离权重下的空间效应分解结果可以发现，地理距离权重下的直接效应、间接效应和总效应系数均略小于经济距离权重下的对应系数，表明资本账户开放的碳减排作用对于经贸往来密切的国家来说更明显。资本账户开放是减排降碳过程中重要的有利因素，能够促进地理或经济邻接地区间减少碳排放。研究假设 1 得以验证。

（四）基于资本账户子项的进一步分析

表 5 展示了 11 个资本账户子项开放对碳排放的空间溢出效应，可以得到三点结论。一是，资本账户子项开放对碳排放的间接效应系数绝对值普遍大于直接效应系数的绝对值，说明空间溢出效应是资本账户开放促进碳减排的重要影响渠道。二是，以间接效应由大到小进行排序，集合投资市场、债券市场、股权市场、直接投资市场是两种距离权重下空间溢出效应较大的子项，基本涵盖了最为主要的资本流动形式，包括直接投资、证券投资、债权和贷款等。对于资本账户开放条件下的全球协同碳减排，各国可以根据子

项特征采取有针对性的措施。三是, 对比地理距离和经济距离下的回归系数值可以发现, 经济距离下的系数绝对值普遍大于地理距离下的系数绝对值, 这说明经济关联越密切空间溢出效应越明显。

表5 11个资本账户子项开放度对全球碳排放的空间溢出效应

	W _{geography}			W _{economic}		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
EQ	-0.0193*	-0.1586***	-0.1779***	-0.0090	-0.3132***	-0.3222***
	(-1.7250)	(-5.7378)	(-4.3513)	(-0.7842)	(-7.0068)	(-6.1366)
BO	-0.0301**	-0.1649***	-0.1950***	-0.0144	-0.3461***	-0.3605***
	(-2.3216)	(-5.1876)	(-3.6704)	(-1.0933)	(-7.0645)	(-6.1179)
MM	-0.0061	-0.0535***	-0.0596***	-0.0001	-0.0708***	-0.0709***
	(-0.6630)	(-2.7727)	(-2.5963)	(-0.0154)	(-2.8672)	(-3.0089)
CI	-0.0856***	-0.2486***	-0.3342***	-0.1013***	-0.3113***	-0.4126***
	(-5.5737)	(-6.2569)	(-3.5449)	(-6.7524)	(-5.4302)	(-3.3797)
DE	0.0083	-0.1011***	-0.1094***	0.0036	-0.1540***	-0.1504***
	(1.0237)	(-4.3755)	(-4.2699)	(0.4573)	(-5.2242)	(-5.2486)
CC	0.0090	-0.0697***	-0.0607***	-0.0136*	-0.1023***	-0.2059***
	(1.3090)	(-3.5226)	(-3.8963)	(-1.9543)	(-3.2220)	(-3.5046)
FC	-0.0144***	-0.0485***	-0.0629***	-0.0095**	-0.1068***	-0.1163***
	(-3.6516)	(-5.4587)	(-3.6743)	(-2.3973)	(-6.7790)	(-5.8929)
GS	-0.0210	-0.0730**	-0.0940**	-0.0073	0.0439	0.0365
	(-1.2033)	(-1.9820)	(-2.4969)	(-0.3776)	(0.5414)	(0.4054)
DI	-0.0018	-0.1373***	-0.1391***	0.0002	-0.2409***	-0.2407***
	(-0.3103)	(-9.2268)	(-8.3606)	(0.0388)	(-11.0437)	(-10.4390)
RE	-0.1149***	0.0734	-0.0415	-0.1193***	0.0569	-0.0624
	(-5.2561)	(1.3634)	(-0.7002)	(-5.3488)	(0.6823)	(-0.6946)
MT	0.0032**	-0.0023	0.0009	0.0172***	-0.0061	0.0111
	(2.3440)	(-0.4054)	(0.4663)	(2.9908)	(-0.8479)	(0.3266)
N	3948			3948		

四、技术创新与绿色资本的中介效应检验

为了检验资本账户开放对碳排放的空间溢出效应中介渠道是否存在, 本文构建了技术创新变量 TECH 和绿色投资变量 FUND 对中介机制进行检验。

(一) 技术创新的中介效应检验

表6报告了资本账户开放通过技术创新对碳排放产生的空间溢出效应。表中第二列和第四列对应于式(2); 第三列和第五列对应于式(3)。由回归结果可见, 在地理距离权重下 W_{xKC} 显著为 0.3613, 经济距离权重下 W_{xKC} 显著为 3.0805。在两种空间距离权重下, 资本账户开放对技术创新的影响系数在统计上显著为正, 表明资本账户开放能够对一国技术水平的提升起到显著的空间溢出作用。这一结论从空间计量的视角验证了本国资本账户开放会提升临近国家或经济密切国家的国技术水平。或者说, 外国资本账户开放会提升本国技术创新水平, 进而技术溢出对本国碳减排产生积极影响。研究假设2得以验证。

表 6 技术创新的中介效应检验结果

	W _{geography}		W _{economic}	
	CO2	TECH	CO2	TECH
Main_KC	-0.0148** (-2.0604)	0.5378*** (7.5155)	-0.0233*** (-9.5855)	0.9016** (2.3404)
Wx KC	-0.0355*** (-5.4726)	0.3613** (2.3149)	-0.0655*** (-6.9315)	3.0805* (1.7108)
control	Yes	Yes	Yes	Yes
ρ	0.5372*** (11.1209)	0.1018*** (3.4920)	0.5946*** (9.4695)	0.0356 (0.8613)
sigma2_e	0.0746*** (35.1497)	26.5551*** (38.1247)	0.0723*** (35.0430)	28.0234*** (38.1795)
N	3948	3948	3948	3948

（二）绿色投资的中介效应检验

表 7 展示了资本账户开放通过绿色投资作用于碳排放的中介效应检验结果。在地理距离权重下 WxKC 显著为 0.8029，经济距离权重下 WxKC 显著为 0.4368。在两种空间距离权重下，资本账户开放对绿色投资的回归系数显著为正，表明资本账户开放有助于提升绿色资本投资水平。这一结果从空间计量的角度验证了本国资本账户开放有助于对邻近国家或经济密切国家的绿色投资产生带动作用，这进而能促进碳减排目标的实现。或者说，外国资本账户开放水平的提升，对本国绿色投资产生促进作用，进而有助于本国实现碳减排。研究假设 3 得以验证。

表 7 绿色投资的中介效应检验结果

	W _{geography}		W _{economic}	
	CO2	FUND	CO2	FUND
Main_KC	-0.0148** (-2.0604)	0.2757* (1.8536)	-0.0233*** (-9.5855)	0.0564*** (6.1670)
Wx KC	-0.0355*** (-5.4726)	0.8029*** (7.7688)	-0.0655*** (-6.9315)	0.4368*** (6.2765)
control	Yes	Yes	Yes	Yes
ρ	0.5372*** (11.1209)	0.2280*** (5.8560)	0.5946*** (9.4695)	0.2501*** (4.8256)
sigma2_e	0.0746*** (35.1497)	22.0012*** (36.4247)	0.0723*** (35.0430)	21.5621*** (36.3665)
N	3948	3948	3948	3948

综合对比表 6 和表 7 可以发现，在地理距离权重下，资本账户开放对绿色资本的空间溢出系数较大；在经济距离权重下，资本账户开放对技术创新的空间溢出系数较大。这说明，对于地理临近国家（地区），绿色资本的中介作用更强；对于经济紧密的国家（地区），技术创新的中介作用更强。

（三）中介效应的子项异质性检验

表 8 进一步展示了资本账户子项对于技术创新和绿色资本的溢出效应，股权市场、债券市场、集合投资市场和直接投资市场对技术创新和绿色投资均呈现显著的正向影响，表明上述市场越开放，越有助于技术和绿色资本的传播，这与表 7 的结论相呼应。

表 8 基于资本账户子项的中介效应异质性分析

	W _{geography}		W _{economic}	
	TECH	FUND	TECH	FUND
Wx EQ	3.6137*** (3.4926)	1.6584* (1.7635)	2.0153** (2.3238)	1.5418** (2.0285)
Wx BO	3.1685*** (2.6738)	0.4443 (0.4184)	0.9146 (1.3678)	1.4764** (2.4281)
Wx MM	0.8085 (0.4425)	1.3735 (0.8683)	0.7838 (0.4726)	1.7249 (1.1880)
Wx CI	5.0408*** (3.4455)	3.1353** (2.3463)	1.4643 (0.7047)	4.3967** (2.4018)
Wx DE	1.0524 (1.2436)	1.7277** (2.2483)	3.9143*** (3.6907)	2.3621** (2.5442)
Wx CC	0.6016 (0.8533)	-0.4437 (-0.6863)	1.5746 (1.3788)	0.4535 (0.4574)
Wx FC	0.3976 (1.2207)	0.2253 (0.7848)	0.4575 (0.7998)	0.7137 (1.4476)
Wx GS	0.8187 (1.4848)	0.9176 (0.7635)	0.5278 (1.0544)	-0.3918 (-0.1449)
Wx DI	3.5464*** (2.6908)	4.7553*** (5.8461)	1.7237** (2.1168)	0.2356 (0.3778)
Wx RE	-0.2234 (-0.1140)	1.8846 (1.0489)	-3.9545 (-1.2857)	7.2534*** (2.6768)
Wx MT	0.0695 (0.3374)	-0.7474*** (-3.9485)	-0.0695 (-0.2177)	-0.8554*** (-3.0944)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
ρ	0.0916*** (3.1205)	0.2244*** (5.8974)	0.0324 (0.4153)	0.2353*** (4.8803)
sigma2_e	26.6477*** (38.0684)	22.0407*** (36.4344)	28.0523*** (38.1617)	21.5645*** (36.3684)
N	3948	3948	3948	3948

五、稳健性分析

鉴于全球资本账户开放在区域间存在较大差异这一事实，上述结论可能在不同地区有所差异，同时数据有可能存在选择偏误。为验证结论的稳健性，本文将从区域异质性、更换变量等方面进行再验证。

（一）区域异质性检验

本文将把样本国家区分为欧洲、亚洲、非洲和美洲，考察上述研究结论的稳健性，回归结果如表 9 所示。资本账户开放对碳排放均存在显著的负向空间溢出效应，效应分解结果显示间接效应在两种距离权重下至少有一种是显著的，这说明资本账户开放对碳排放的负向空间溢出效应是存在的，本文的结论对于不同区域来说依然是稳健的。

横向对比发现，亚洲和美洲的 KC 系数绝对值相较于欧洲和非洲更大一些。欧洲各国发展较为均衡、资本账户开放度较高且环保意识较强，资本账户开放对碳排放的空间溢出效应较弱；非洲绝大多数国家(地

区)资本账户开放程度较低,导致其对碳排放的空间溢出效应在统计上不显著。反观亚洲和美洲,即包括发达国家,又包括发展中国家和欠发达国家,各国资本账户开放程度不一,碳排放水平差异也较大。在这一典型特征之下,资本账户开放对碳排放量存在显著的负向空间溢出效应,说明提高这些地区的资本账户开放水平,对于区域协同减排具有重要意义。

表 9 空间溢出效应的分区域检验结果

	欧洲		亚洲		美洲		非洲	
	$W_{\text{geography}}$	W_{economic}	$W_{\text{geography}}$	W_{economic}	$W_{\text{geography}}$	W_{economic}	$W_{\text{geography}}$	W_{economic}
KC	-0.0145** (-2.3778)	-0.0012** (-2.3152)	-0.0332*** (-14.4214)	-0.0308*** (-18.5122)	-0.0736*** (-4.7079)	-0.2958 (-1.5305)	-0.0017* (-1.8065)	-0.0098* (-1.7766)
Wx	-0.0022	-0.0139	-0.0384***	-0.0326***	-0.0115***	-0.0113***	-0.0005***	-0.0020***
KC								
	(-0.7516)	(-0.8244)	(-3.8258)	(-6.1474)	(-3.1524)	(-3.4055)	(-4.3093)	(-3.3526)
Direct	-0.0014***	-0.0027**	-0.0033***	-0.0038***	-0.0116***	-0.0114	-0.1035***	-0.1013
_KC	(-2.8655)	(-2.3335)	(-5.7812)	(-5.6276)	(-3.2575)	(-0.3328)	(-6.4283)	(-0.0354)
Indire	-0.0026***	-0.0064	-0.0027***	-0.0145	-0.0357***	-0.1937	-0.1397***	-0.0157
ct_KC	(-3.0577)	(-0.7227)	(-5.6433)	(-0.5723)	(-4.5345)	(-1.4363)	(-5.1324)	(-1.4655)
Total_	-0.0040***	-0.0091	-0.0060**	-0.0183	-0.0473***	-0.2051	-0.2432***	-0.1170
KC	(-4.7343)	(-0.6535)	(-2.2445)	(-0.7539)	(-5.5443)	(-1.5257)	(-7.8370)	(-1.6144)
Contr	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
ol								
N	819	819	756	756	714	714	714	714
p	0.5191*** (10.8724)	0.5121** (2.2171)	0.0286*** (9.6897)	0.0834 (0.6619)	0.0436*** (4.1767)	0.2364 (1.2166)	0.0076*** (6.6788)	0.0324** (2.0042)

(二) 资本账户开放度的替代指标

考虑到诸多实证研究使用外商直接投资占 GDP 的比重作或 Chinn & Ito (2006) KAOPEN 数据库为资本账户开放的替代指标,本文将作为解释变量对上述结论进行再检验,变量符号分别用 FDI 和 KA 表示,结果如表 10 所示。Wx FDI 和 Wx KA 的系数显著为负,从间接效应来看,周边地区外商直接投资比重提高 1 个单位,会使本地区碳排放水平减少 0.0178 或 0.0267 个单位;周边地区金融发展水平提高 1 单位,会使本地区碳排放减少 0.1145 或 0.0343 个单位。这一结论表明存在显著的负向空间溢出效应。

表 10 更换解释变量的 SDM 回归结果

	$W_{\text{geography}}$	W_{economic}		$W_{\text{geography}}$	W_{economic}
FDI	-0.0149*** (-10.0454)	-0.0546*** (-3.0435)	KA	-0.0273*** (-3.4376)	-0.0098*** (-14.3786)
Wx FDI	-0.0685*** (-7.1148)	-0.6304*** (-9.8068)	Wx KA	-0.0083*** (-5.2416)	-0.0042*** (-4.8237)
Direct_FDI	-0.0145*** (-4.0027)	-0.0334*** (-19.6528)	Direct_KA	-0.0945*** (-7.5025)	-0.0375*** (-8.5845)
Indirect_FDI	-0.0178*** (-3.3569)	-0.0267*** (-5.4893)	Indirect_KA	-0.1145*** (-3.8677)	-0.0343*** (-2.6146)
Total_FDI	-0.0323*** (-4.7783)	-0.0601*** (-12.4090)	Total_KA	-0.2090*** (-6.3755)	-0.0718*** (-5.3894)
Control	Yes	Yes	Control	Yes	Yes

N	3948	3948	N	3780	3780
ρ	0.0456***	0.0266***	ρ	0.2336***	0.0041***
	(6.2756)	(8.1263)		(8.3657)	(4.8240)

（三）子项开放度替代指标

Fernández et al.（2016）开发的 FKRSU 数据库是少数涵盖资本账户子项开放度的数据库。但相对于 GKAOPEN 数据库其样本含量仅为 99 个国家（地区）10 个子项的年度数据。该数据库指标值介于 0~1 之间，越接近于 1 表明资本账户开放程度越低。为了与本文资本账户评价标准相契合，采取乘以-1 的形式将其含义进行转换。回归结果如表 11 所示，结果显示子项系数仍然显著为负数，表明本地区（邻近地区）资本账户子项开放度越高，邻近地区（本地区）碳排放越少。

表 11 FKRSU 数据库子项回归结果

	EQ	BO	MM	CI	DE
$W_{\text{geography}}$	-0.0023* (-1.7338)	-0.0052* (-1.7227)	-0.0066*** (-3.0033)	-0.0038** (-2.3027)	-0.0137*** (-2.7435)
W_{economic}	-0.0138*** (-4.4822)	0.0031 (0.3923)	-0.0174** (-2.0643)	-0.0083*** (-2.5976)	-0.0262*** (-4.1287)
	CC	FC	GS	DI	RE
$W_{\text{geography}}$	-0.0273*** (-4.9275)	-0.0196*** (-3.6973)	-0.0112* (-1.6617)	-0.0126** (-2.1133)	-0.0165** (-2.1937)
W_{economic}	-0.0325*** (-4.1473)	-0.0363*** (-5.0575)	0.0071 (0.6645)	0.0023 (0.1223)	0.0055 (0.5626)

（四）距离权重替代指标

为了验证空间矩阵的稳健性，本文进一步使用以两国（地区）人口最多城市之间的距离为权重计算人口距离空间矩阵，记为 $W_{\text{population}}$ 。人口分布既与地理因素有关，又与经济因素有关，人口距离空间矩阵能结合上述两个方面的因素，回归结果如表 12 所示。效应分解结果表明资本账户开放对碳排放的直接效应、间接效应和总效应在人口距离空间矩阵下依然显著为负，说明空间溢出效应与如何构造空间距离矩阵是无关的，资本账户开放对碳排放的负向空间溢出效应客观存在。

表 12 人口距离空间矩阵下的空间效应分解

	$W_{\text{population}}$		
	直接效应	间接效应	总效应
KC	0.0015 (0.0557)	-0.3922*** (-8.1524)	-0.3907*** (-7.6546)
Control	Yes	Yes	Yes
N	3948		

六、研究结论与政策启示

本文利用全球 188 个国家和地区 1999—2019 年的数据，从资本账户开放的视角探讨了全球协同碳减排的可能性，并对机制渠道进行了检验。研究表明，全球碳排放具有明显的空间相关性，较高的碳排放容易引致地理临近区域和经济密切区域碳排放水平的上升，这突显了碳减排全球协同的重要性。资本账户开放为全球实现协同碳减排提供了契机。资本账户开放对碳排放具有明显的负向空间溢出效应，提升资本账户开放水平有助于促进相关区域的碳减排。集合投资、债券市场、股权市场和直接投资市场是产生空间溢出效应的重要子项。本文研究还发现，经济距离之下的空间溢出效应强于地理距离之下的空间溢出效应，

说明加强资本账户开放并促进经济交流，对于全球协同减排具有积极意义。机制检验表明，技术创新和绿色投资是资本账户开放作用于碳减排空间溢出效应的中介渠道。这意味着资本账户开放促进了技术创新与绿色资本投资，进而协同推动了碳减排进程。这些渠道的存在反驳了金融发展带来高污染的观点，以及全球碳排放只是在区域间转移而并未真正减少的观点。

本文的研究为进一步发挥资本账户开放的碳减排空间溢出效应、促进全球碳减排协同提供了政策着力点。

一是，强化国际或区域间绿色技术共享和绿色资本投资的中介作用，充分发挥资本账户开放对碳减排的空间溢出效应。协同推进资本账户开放，建立跨境绿色金融系统，鼓励国际金融机构、政府和私人部门合作。探索国家间碳市场互联互通机制，使绿色资本能够跨越国界，合力推动国际碳减排项目落地。

二是，利用资本账户子项差异化开放丰富碳减排政策工具箱。资本账户子项对碳排放的差异性影响为各国实现碳减排目标提供了差异化的政策抉择。各国综合考虑不同子账户的特点和影响，通过差异化开放的方式，推动资本流向碳减排领域，促进环保和经济发展的双赢。

三是，大国之间应打破环境博弈僵局，促进协同减排。资本账户开放不应是全球气候治理的博弈工具，而是促进全球碳减排协同的重要手段。以中国为代表的发展中国家坚定不移推进资本账户开放，这将为全球碳减排提供重要的契机和经验。各国应结合自身经济实际在协同减排过程中不断探索，以资本账户开放为契机寻求更多碳减排合作空间。

【参考文献】

- [1] 曹梦石, 徐阳洋, 陆岷峰. “双碳”目标与绿色资本: 构建资本有序流动体制与机制研究[J]. 南方金融, 2021 (06): 59-68
- [2] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022 (05): 100-120
- [3] 彭红枫, 尹智超, 肖祖沔, 余静文. 全球资本管制的动态变化——基于 GKAOPEN 资本账户开放指标体系的分析[J]. 国际金融研究, 2022 (11): 3-18
- [4] 彭红枫, 余静文. 政策协同与经济增长: 基于“一带一路”沿线国家的分析[J]. 世界经济, 2022 (12): 29-51
- [5] 孙华平, 杜秀梅. 全球价值链嵌入程度及地位对产业碳生产率的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2020 (7): 27-37
- [6] Asghari M. Does FDI Promote MENA Region's Environment Quality? Pollution Halo or Pollution Haven Hypothesis[J]. International Journal of Scientific Research in Environmental Sciences, 2013 (06): 92-100
- [7] Asiedu B A. Do International Investment Contribute to Environmental Pollution? Evidence from 20 African Countries[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2021, 28: 41627-41637
- [8] Behera P, Sethi N. Nexus Between Environment Regulation, FDI, and Green Technology Innovation in OECD Countries[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2022 (25): 52940-53
- [9] Chege S M, Wang D. The Influence of Technology Innovation On SME Performance Through Environmental Sustainability Practices in Kenya[J]. Technology in Society, 2020 (1): 101210
- [10] Chen M, Sinha A, Hu K, Shah M I. Impact of Technological Innovation On Energy Efficiency in Industry 4.0 Era: Moderation of Shadow Economy in Sustainable Development[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2021 (01): 120521
- [11] Cheng C, Ren X, Dong K, Dong X, Wang Z. How Does Technological Innovation Mitigate CO2 Emissions in OECD Countries? Heterogeneous Analysis Using Panel Quantile Regression[J]. Journal of Environmental Management, 2021 (15): 111818
- [12] Chinn M D, Ito H. What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions[J]. Journal of Development Economics, 2006 (01): 163-92
- [13] Emodi N V, Rekker S, Greig C, Wade B, Inekwe J N, Zakari A. The Contribution of Cross-Border Capital Flow Towards Decarbonization[J]. Journal of Cleaner Production, 2023 (15): 137040
- [14] Fernández A, Klein M W, Rebucci A, Schindler M, Uribe M. Capital Control Measures: A New Dataset[J]. IMF Economic Review, 2016 (64): 548-574
- [15] Habiba U, Xinbang C, Anwar A. Do Green Technology Innovations, Financial Development, And Renewable Energy Use Help to Curb Carbon Emissions? [J]. Renewable Energy, 2022 (193): 1082-1093
- [16] Jiang Q, Khattak S I, Ahmad M, Ping L. A New Approach To Environmental Sustainability: Assessing The Impact Of Monetary Policy On CO2 Emissions In Asian Economies[J]. Sustainable Development, 2020 (05): 1331-46
- [17] Kanie N, Suzuki M, Iguchi M. Fragmentation of International Low-Carbon Technology Governance: An Assessment in Terms of Barriers to Technology Development[J]. Global Environmental Research, 2013 (01): 61-70
- [18] Khan H, Weili L, Khan I. The Role of Institutional Quality in FDI Inflows and Carbon Emission Reduction: Evidence from The Global Developing and Belt Road Initiative Countries[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2022 (01): 1-28
- [19] Kong L, Akbar M, Poulouva P. The Role of Environment, Social, And Governance Performance in Shaping Corporate Current and Future Value: The Case of Global Tech Leaders[J]. Sustainability, 2023 (17): 13114
- [20] Li J, Lian G, Xu A. How Do ESG Affect the Spillover of Green Innovation Among Peer Firms? Mechanism Discussion and Performance Study[J]. Journal of Business Research, 2023 (158): 113648
- [21] Lin B, Ma R. Green Technology Innovations, Urban Innovation Environment and CO2 Emission Reduction in China: Fresh Evidence from A Partially Linear Functional-Coefficient Panel Model[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022 (01): 121434

- [22] Liu J, Bai J, Deng Y, Chen X, Liu X. Impact of Energy Structure On Carbon Emission and Economy of China in The Scenario Of Carbon Taxation[J]. Science of The Total Environment, 2021 (25): 143093
- [23] Meirun T, Mihardjo L W, Haseeb M, Khan S A, Jermisittiparsert K. The Dynamics Effect of Green Technology Innovation On Economic Growth and CO₂ Emission in Singapore: New Evidence from Bootstrap ARDL Approach[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2021 (28): 4184-94
- [24] Niu D, Ji Z, Li W, Zhen H. How to Improve the Efficiency of Global Energy Interconnection Capital Allocation? Analysis from The Perspective of Spatial Heterogeneity and Driving Factors[J]. Journal of Cleaner Production, 2022 (330): 129841
- [25] Paramati S R, Mo D, Huang R. The Role of Financial Deepening and Green Technology On Carbon Emissions: Evidence from Major OECD Economies[J]. Finance Research Letters, 2021 (01): 101794
- [26] Sha Y, Zhang P, Wang Y. Capital Market Opening and Green Innovation-Evidence from Shanghai-Hong Kong Stock Connect and The Shenzhen-Hong Kong Stock Connect[J]. Energy Economics, 2022 (111): 106048
- [27] Singhanian M, Saini N. Demystifying Pollution Haven Hypothesis: Role of FDI[J]. Journal of Business Research. 2021 (123): 516-528
- [28] Wang B, Ji F, Zheng J, Xie K, Feng Z. Carbon Emission Reduction of Coal-Fired Power Supply Chain Enterprises Under the Revenue Sharing Contract: Perspective of Coordination Game[J]. Energy Economics, 2021 (01): 105467
- [29] Wang X, Wang J, Guan W, Taghizadeh-Hesary F. Role of ESG Investments in Achieving COP-26 Targets[J]. Energy Economics, 2023 (123): 106757
- [30] Wu X, Li C, Guo J, Wu X, Meng J, Chen G. Extended Carbon Footprint and Emission Transfer of World Regions: With Both Primary and Intermediate Inputs into Account[J]. Science of The Total Environment, 2021 (25): 145578
- [31] You W, Lv Z. Spillover Effects of Economic Globalization on CO₂ Emissions: A Spatial Panel Approach[J]. Energy Economics, 2018 (01): 248-57
- [32] Zhu H, Duan L, Guo Y, Yu K. The Effects of FDI, Economic Growth and Energy Consumption on Carbon Emissions in ASEAN-5: Evidence from Panel Quantile Regression[J]. Economic Modelling, 2016 (01): 237-248

Capital Account Liberalization and Global Carbon Emission Reduction Synergy:

Spatial Effect and Mechanism Test

Yin Zhichao Fang Fang

Summary: Capital account liberalization facilitates free investment and financing in the international capital market, and makes it possible for carbon emission reduction coordination. Under the background of the growing call for global synergy to promote emission reduction and carbon reduction, this paper uses capital account openness database (GKAOPEN), and empirically analyzes the spatial spillover effect of capital account openness on carbon dioxide emissions based on the carbon dioxide emissions data of 188 countries (regions) from 1999 to 2019. We explore the possibility of capital account sub-term liberalization to achieve global coordinated carbon emission reduction.

There are three conclusions: first, the opening of capital account has a negative spatial spillover effect on carbon emissions, and the improvement of the opening level of capital account in the region (neighboring regions) can reduce the carbon dioxide emissions in the neighboring regions (the region), among which the four capital account sub-items of collective investment market, bond market, equity market and direct investment market have the strongest spatial spillover effect on carbon dioxide emissions. Second, the opening of the capital account promotes green technology spillover and green capital spillover, providing an intermediary channel for carbon reduction and reduction, and this intermediary role is still the most significant in the four capital account sub-categories of collective investment market, bond market, equity market and direct investment market. Third, the spatial spillover effect under the weight of economic distance is stronger, and the closer the economic connection is, the more obvious the carbon emission reduction effect of capital account openness is. The heterogeneity test shows that the negative spatial spillover effect of capital account opening on carbon dioxide emissions is more obvious in Asia and America and other regions with large development differences among member countries than in Europe or Africa, indicating that capital account opening is more conducive to promoting the realization of collaborative carbon emission reduction in these regions.

Based on this, this paper puts forward policy suggestions from the aspects of promoting capital account opening to introduce green technology and green capital, enriching carbon emission reduction policy toolbox through differentiated opening, and seeking more space for carbon emission reduction cooperation by taking opening as an opportunity.

Key words: Capital Account Liberalization, Carbon Reduction Synergy, Spatial Spillover Effects

资本市场与实体部门的金融风险溢出 及宏观政策调控效果¹

单敬群² 王浩楠³

【摘要】党的二十大报告强调守住不发生系统性风险底线，为有效监测我国资本市场与实体部门的金融风险溢出，本文通过 TVP-VAR 模型测度了金融风险动态溢出指数和吸收指数，利用有向网络拓扑结构考察金融风险主要溢出路径和特殊时期演变规律，再基于 TVP-FAVAR 模型实证研究宏观政策的金融风险溢出调控效果。研究表明，（1）金融风险溢出效应在 2015 年后增强，各资本市场与部门的风险溢出效应呈非线性。（2）在金融系统内，“股票市场→房地产市场”和“政府部门→企业部门”是主要的风险溢出路径，且次贷危机时期风险溢出效应显著增强，尤其是股票市场，新冠肺炎疫情时期的风险溢出路径更为复杂。（3）从宏观政策调控效果看，次贷危机期间，提高货币市场利率、降低货币增速和提高法定存款准备金率对风险溢出的调控效果更显著，而疫情期间，财政政策和外汇干预政策的调控效果更显著。上述结果为防范化解金融风险和制定宏观政策提供参考依据。

【关键词】资本市场 实体部门 吸收效应 溢出效应 宏观政策

引言

随着经济全球化和我国金融开放，不同金融市场间的资金流动配置与信息传递效率显著提升，特别是，金融系统内部风险的相互传染成为影响金融系统稳定的重要方向标。基于此，本文按照图 1 的研究思路框架，一大重点是探索房地产市场、股票市场和外汇市场三个资本市场之间，政府部门、企业部门和家庭部门三个实体部门之间，以及资本市场和实体部门之间的动态风险溢出效应及吸收效应。此外，本文还考虑以银行为主要代表的，在金融市场上资金供求者之间起到风险传播媒介或桥梁作用的金融中介机构。对于资本市场，随着大型房地产开发商恒大集团和碧桂园的债务风险问题逐渐暴露，市场对房地产市场可能引发的系统性风险担忧递增；我国股票市场也存在一定波动风险，特别是在 2008 年全球金融危机时期、2015 年 A 股暴涨暴跌时期、2018 年中美贸易摩擦和国内去杠杆时期、2020 年新冠肺炎疫情时期；与此同时，外汇市场作为典型的金融市场，势必也会受到重大金融事件的影响。2022 年美联储激进收紧货币政策、俄乌冲突推升市场避险情绪，人民币汇率走势呈震荡态势。对于实体部门，我国企业杠杆率在 2016 年第一季度达到历史高位（161.9%），在 2022 年底依然有 158.2%，政府和家庭杠杆率分别在 2022 年底持续增长至 77.7%和 61.3%。虽然政府和家庭杠杆率显著低于西方部分国家，但在 2018-2022 年分别增长 40.51%和 25.36%，可见，三个实体部门也蕴含着潜在风险。此外，对于金融中介，2019 年的包商银行、锦州银行等信用风险事件和 2022 年的河南村镇银行暴雷事件，展示出影子银行、中小银行等都是风险集聚的关键点和风险防范的重点领域。

图 1 中另一大重点是进一步发现有效防范金融风险溢出的宏观调控政策。结合近年来的宏观政策动态来看，中央对金融风险的防范也逐渐重视，党的二十大报告强调防范金融风险还须解决许多重大问题，应主动防范化解风险和提高防范化解重大风险能力。在 2023 年 10 月央行召开的金融工作会议中，强调全面加强金融监管，有效防范化解金融风险，着力营造良好的货币金融环境，完善房地产金融宏观审慎管理。在 2023 年一季度外汇收支数据发布会上，国家外汇管理局也强调防范外部冲击风险，维护外汇市场稳健

¹ 原载于《中央财经大学学报》2024 年第 4 期

² 单敬群，浙江财经大学金融学院讲师，博士，硕士生导师

³ 王浩楠，广东金融学院金融与投资学院讲师，博士，硕士生导师

运行和健康秩序。2023年1月的中央经济工作会议中,财政部也表示加强政府债务管理,牢牢守住不发生系统性风险的底线。在当前强监管与防风险金融工作背景下,深入研究我国资本市场、实体部门与金融中介的风险溢出效应,以及宏观政策调控效果,对于全面加强金融监管和防范化解金融风险具有重要学术价值与现实意义。因此,本文将聚焦于探索资本市场与实体部门的金融风险溢出以及宏观政策调控效果,在现有的研究框架基础上,亟待解决的问题:资本市场、实体部门和金融中介三方的金融风险主要的有向溢出路径是什么?具体谁是金融系统风险的主要溢出方和吸收方,央行、财政部及国家外汇管理局宏观调控部门该如何制定科学的宏观政策以期有效应对风险溢出?上述问题的解决不仅有助于我们进一步理解中国资本市场和实体部门的动态有向溢出的演化规律,而且也能够为后续中国如何有效防范化解金融风险,守住不发生系统性风险底线提供重要的宏观政策决策参考依据。

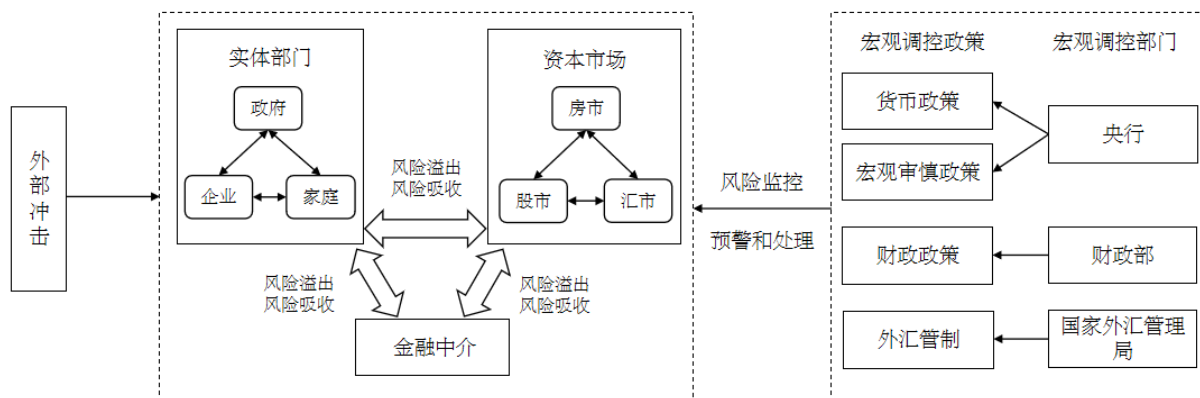


图1 研究思路框架图

注: 作者设计绘制。

对于金融风险溢出效应衡量方法的研究,更多侧重金融机构之间的相互关联性和传染性。目前主要的研究方法:一是基于金融机构间风险溢出和尾部依赖来度量系统性风险,代表性方法有在险价值法(CoVaR, Adrian 和 Brunnermeier, 2016[1])、边际期望损失法(MES, Acharya 等, 2016[2]; 2017[3])和系统性风险指数法(SRISK, Brownlees 和 Engle, 2017[4])等,这些指标能度量单个金融机构对金融系统的风险贡献水平。二是网络分析法,代表性方法有有向无环图(Yang 和 Zhou, 2013[5]; Levy-Carciente 等, 2015[6])、二元 Granger 因果检验和广义方差分解(Billio 等, 2012[7]; Diebold 和 Yilmaz, 2014[8])等。该方法相较于第一类,能反映出金融体系的动态演变过程,且有助于识别金融体系组成中的系统重要性地位。在全球金融化背景下,越来越多的学者关注不同金融市场间时变的风险溢出效应,研究风险溢出的联动性。为动态监测风险溢出的联动性,通常采用的方法是将原始样本周期分为多个子样本,再数据滚动窗口中测算,但该方法存在估计精确度和反应灵敏度之间权衡的问题(Zivot 和 Wang, 2006[9]),且会损失大量有价值的信息(Antonakakis 等, 2018[10])。在使用波动率信息溢出关系构建金融网络研究风险传染方面,Diebold 和 Yilmaz (2012, 2014) [11][8]利用预测误差方差分解技术来测度方向性波动率溢出效应,并构建了测度金融机构连通性的方差分解网络。后续, Mensi 等 (2017) [12]、Antonakakis 等 (2019) [13]、Mishra 和 Ghate (2022) [14]等研究均在此基础上,利用 TVP-VAR 模型脉冲响应函数,分别研究国际货币政策、石油收益率与外汇市场, 锌、铅和镍等贱金属市场收益率波动溢出动态。

关于金融风险的溢出路径及风险源研究, Kanas (2000) [15]较早建立 EGARCH 模型分析了欧美六国股票市场和外汇市场的收益率,发现股票市场对外汇市场存在单向波动溢出效应。随后, Andreou 等 (2013) [16]通过建立 VAR-GARCH 等模型发现股票市场与外汇市场之间存在双向溢出效应, Reboredo 等 (2016) [17]更是发现两个市场风险的溢出效应存在规模不对称性。基于多个市场的系统性研究中,有学者表明信贷市场、资本市场、外汇市场、债券市场和货币市场是重要的金融市场风险来源(Louzis 和 Vouldis, 2012[18]; Park 和 Mercado, 2014[19])。相对于股票市场、原油市场和黄金市场, Zheng 等 (2023) [20]基于时变频率风险溢出网络模型,从短期和长期两个角度研究发现全球外汇市场和债券市场是全球金融风险溢出网络

的中心。此外，金融部门和实体经济之间也存在双向溢出效应（Leroy 和 Pop, 2018[21]），Yao 和 Borjigin（2023）[22]进一步利用 DY 方法和非线性格兰杰因果关系方法构建了风险上行、正常和下行情形下的风险溢出网络，表明金融部门可以对实体经济部门形成一定的跨分位溢出效应，且金融部门的净溢出效应小于部分实体经济部门。

关于宏观政策对金融风险溢出效应的影响研究，Yang 和 Zhou（2017）[23]使用美国债券、股票和商品市场的隐含波动率指数对时变溢出程度和波动溢出网络进行研究，发现美联储基金利率与波动溢出指数负向相关，M2 同比增长率与波动溢出指数正向相关，表明紧缩性货币政策降低波动收益效应，而宽松性货币政策则会提升波动溢出效应。基于极端情况的溢出效应，宏观审慎政策可以减少银行资本流量和波动性（Chari 等，2022[24]），合理使用宏观审慎工具还可以降低房地产系统性风险，在平衡预防风险和稳定增长方面起到关键作用（Li 等，2023[25]）。在新冠肺炎疫情背景下，Fang 等（2023）[26]研究表明扩张性财政政策可以在中长期内有效地减轻股票、原油、黄金和外汇市场之间的风险溢出效应。以 2004 年 6 月至 2021 年 6 月非洲国家数据为例，Boakye 等（2023）[27]研究发现非洲中央银行为促进国内和国际贸易的稳定汇率干预措施，以及国际证券投资者管理对外汇风险敞口产生影响，可以调控国家外汇收益冲击溢出效应和网络连通性。综上，货币政策、宏观审慎政策、财政政策和外汇干预政策可能是影响金融风险溢出效应的重要政策因素。

在国内的研究中，前期测度金融系统风险的方法主要有向量自回归模型（王茵田和文志瑛，2010[28]）、Copula 函数相关性的分位数测度方法（史永东等，2013[29]），后期也有基于时变参数向量自回归模型（TVP-VAR）的方差分解溢出指数分析金融系统波动溢出动态联动性和风险传递机制的研究（宫晓莉和熊熊，2020[30]）。其次，关于金融风险源的研究，杨子晖等（2020）[31]表明股票市场是主要的风险输出方，外汇市场是主要的风险接收者，而刘超等（2017）[32]认为货币市场尤其是回购市场在金融系统中的对外溢出效应最强，但在危机发生时相对减弱，而金融、股票、房地产等市场在危机时的溢出效应相对增强，债券和外汇市场则主要吸收风险溢出。基于国际视角，陈创练等（2021）[33]发现美国是全球最大的金融周期净溢出国。最后，关于金融风险溢出效应影响因素的研究，宏观经济、极端事件、市场繁荣、金融危机对溢出效应有正向影响（赵华和王杰，2018[34]；陈建青等，2015[35]；林达和李勇，2019[36]）。也有学者重点分析宏观政策对系统性风险溢出效应的影响，发现在收益追逐机制下，宽松货币政策会导致银行向金融系统与实体经济系统的风险外溢（林朝颖和黄志刚，2020[37]），扩张性货币政策和财政政策也会增强金融部门对实体部门的收益溢出效应（杨佩娟和陈少凌，2019[38]），汇率制度改革和贸易开放程度提高也会增加外汇市场对其他金融子市场的溢出效应（王金明和肖苏艺，2023[39]），但非金融企业部门和居民部门去杠杆对金融机构系统性风险溢出具有显著的抑制作用（郭文伟，2020[40]），加强宏观审慎监管也能有效削弱金融科技的系统性风险溢出效应和影子银行部门风险溢出效应（潘超等，2023[41]）。

上述已有文献对跨市场（股票、债券、外汇等市场）（刘超等，2017[32]）、跨机构（保险、信托、银行、证券等）（郭文伟，2020[40]）、跨部门（银行、证券、房地产等部门）（杨子晖等，2018[42]）、跨地区（全球系统性风险）风险溢出效应进行了测度（林玉婷等，2021[43]）。然而，资本市场与实体经济部门之间的溢出效应研究较少，目前实体经济主要从各行业角度展开，如刘超和郭亚东（2022）研究了银行、保险和房地产行业与运输、服装等实体经济行业之间的溢出[44]，鲜有从政府、企业和家庭部门债务杠杆风险角度展开的研究。其次，已有文献研究了金融风险溢出的货币政策调控效果（林朝颖和黄志刚，2020[37]）、财政政策调控效果（杨佩娟和陈少凌，2019[38]）、汇率政策改革调控效果（王金明和肖苏艺，2023[39]）、宏观审慎政策调控效果（郭文伟，2020[40]），但缺少多种宏观政策调控效果的综合性框架研究，且使用的方法主要是固定效应模型、GARCH-in-Mean 模型、自回归分布滞后（ARDL）模型。上述模型均是静态影响研究，而本文采用的时变参数因子扩展型向量自回归（TVP-FAVAR）将改进结果，获得金融风险溢出对各宏观政策调控的时变脉冲响应。

为了深入拓展资本市场与实体部门之间的风险溢出研究，本文做出如下三点边际贡献：其一，基于时变参数 TVP-VAR 模型广义预测误差方差分解测度了资本市场和实体部门风险动态溢出指数和动态吸收指数，并构建简易与复杂有向网状拓扑结构。该方法可用于测度金融风险的有向时变网络传染路径，且有效

规避变量排序对参数估计结果的影响。其二, 构建一个包括房地产市场、股票市场、外汇市场的资本市场风险, 还包括政府、企业和家庭部门的实体经济部门风险, 以及以银行为代表的关联资本市场和实体部门的金融中介风险框架, 并详尽测度资本市场内部、实体部门内部, 以及资本市场与实体部门之间金融风险的动态溢出强度和方向, 通过金融风险动态网络图分析资本市场、实体部门和金融中介的风险溢出变化, 有效识别出金融风险的主要溢出方和吸收方, 这些实时监测金融风险的网络时变溢出效应可为政策当局提供及时的决策依据。其三, 从宏观政策角度出发, 本文选择多种货币政策、宏观审慎政策、财政政策和外汇干预政策, 进一步采用 TVP-FAVAR 模型实证研究宏观政策紧缩对金融风险溢出和吸收效应的动态影响, 以为后续控制金融系统风险传染, 守住不发生系统性风险底线提供重要政策决策依据。

二、金融风险溢出效应的理论分析与测定方法

(一) 金融风险溢出效应的理论分析

资本市场与实体部门之间存在高度关联性和互动性, 从实体部门看: 一是政府部门风险溢出。政府部门的债务问题可能对资本市场造成冲击, 并使金融机构承受风险, 尤其是那些持有大量政府债券的银行, 从而引发金融体系的不稳定; 政府部门风险可能会影响整个国家的经济增长, 导致更高的失业率和通货紧缩等经济问题, 从而传导至企业、家庭部门风险。二是企业部门风险溢出。企业部门的债务危机可能引发市场对其他相关部门或行业的担忧, 甚至可能引发恶性循环, 例如导致行业内其他公司的股价下跌, 债务成本上升; 企业部门风险也会影响银行的资产质量和偿债能力, 甚至可能导致金融体系的不稳定; 同时, 企业部门风险也会影响就业和经济增长, 风险向家庭部门和房地产市场溢出。三是家庭部门风险溢出。家庭部门风险会通过家庭贷款违约传染至金融机构, 降低金融机构资产质量, 造成金融市场波动, 影响投资者信心和股票市场表现; 同时, 家庭债务问题可能迫使居民削减日常支出, 限制消费和投资, 进一步将风险向企业部门和房地产市场溢出。

从资本市场看: 一是房地产市场风险溢出。当房地产部门中的债务问题增加时, 银行和金融机构可能会因为债务关联而受到冲击, 同时影响与房地产密切相关的行业和企业部门的投资和就业, 房地产市场的不稳定也可能使得家庭财富受损, 导致家庭部门风险波动。二是股票市场风险溢出。当股票市场中发生剧烈波动或崩溃时, 可能会引发恐慌情绪, 这种情绪传染可以扩散到其他资产类别, 导致价格下跌或波动增加; 同时, 股票市场中的风险事件可能导致大规模的资本流出。外国投资者可能会撤回资金, 导致国内货币贬值或外汇市场波动。三是外汇市场风险溢出。除了外汇市场波动容易引发国内通货膨胀和国际竞争力下降, 进而影响进出口企业风险变化之外, 外汇市场的波动可能导致通过利率传导渠道影响企业、家庭和政府部门的投资, 也会造成投资者对其他金融市场的信心受损并引发避险行为, 进而将外汇市场风险向股票市场溢出。

此外, 作为主要金融中介机构, 银行也存在显著的风险溢出效应。银行部门风险通过家庭部门存款安全性和信贷约束, 进而减少个人储蓄和财富, 影响家庭的融资能力和消费决策。同时, 企业通常依赖银行获得资金, 银行部门风险可能导致信贷紧缩, 限制了企业的资本支出和扩张计划导致风险爆发; 房地产开发商可能会面临融资困难, 导致房地产项目的取消或延迟, 影响市场供应和价格; 银行危机可能影响股票市场和外汇市场, 提高债务融资成本, 对企业和政府的融资能力产生影响。

从经典事实看, 2008 年美国次贷危机是金融市场中的问题扩散到实体部门, 通过信贷紧缩、经济衰退和供应链传染效应等渠道对整个经济系统产生负面影响的典型例子。具体来说, 次贷危机开始于房地产市场中的次贷问题, 同时, 金融机构在此期间发放了大量低质量的次级抵押贷款, 这些贷款被打包成抵押贷款支持证券 (MBS) 并出售给其他金融机构。然而, 这些 MBS 的价值在次贷危机爆发后迅速下降, 导致金融机构面临巨大的亏损和流动性问题。而金融市场风险并不仅仅局限于金融机构内部, 它们会对实体部门的信贷供应和融资条件产生影响, 从而对实体部门的投资、消费和就业等活动造成负面影响。例如, 金融市场中的信贷紧缩和金融机构的破产会导致信用供应的收缩。这意味着企业和个人难以获得融资, 从而限制了他们的投资和消费能力。此外, 金融市场的动荡还会引发投资者的恐慌情绪, 导致股市下跌和资产

价格的下降。这些因素共同作用会导致经济衰退，进一步加剧实体部门的困境。金融市场风险还会通过供应链传染效应扩散到实体部门。在次贷危机期间，金融机构的破产和信贷紧缩影响了与它们有业务往来的企业和供应商。这些企业和供应商可能面临融资困难和资金短缺，导致生产和交付能力下降。这进一步传导到其他企业和行业，形成一个连锁反应，导致整个实体部门的活动受到损害。由此可见，金融市场和实体部门之间的高度联动性成为金融市场和实体部门之间风险溢出的基础。

（二）基于 TVP-VAR 的动态溢出模型构建

本文借鉴 Diebold 和 Yilmaz (2012, 2014) [11][8]、宫晓莉和熊熊 (2020) [30] 的研究，利用广义预测误差方差分解的溢出指数进行有向网络拓扑结构分析。TVP-VAR 模型与传统的 Cholesky 分解的溢出指数不同，不会受到变量排序的影响；而且相对于滚动窗口 VAR 的优势在于适合进行大型贝叶斯计算，并不需要设定固定时间窗口，从而有效避免损失原始数据的有用信息，更充分地捕捉时变的溢出效应。有向网络拓扑结构分析方法能刻画金融系统风险溢出的网络特征，有利于考察资本市场、实体部门与金融中介之间的网络传导路径、传递方向、溢出规模以及风险中心源头，探讨各金融主体在系统内溢出网络中的角色和地位。

本文在 Antonakakis 等 (2018) [10] 提出的时变参数 TVP-VAR 动态溢出模型上拓展，将时变参数 TVP-VAR 动态溢出模型定义为：

$$y_t = \alpha_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \mu_t \quad (1)$$

其中， y_t 表示 N 个资本市场、实体部门和金融中介风险波动率， α_0 为 $N \times 1$ 维截距向量， $\beta_1, \dots, \beta_p$ 都是 $N \times N$ 维时变滞后系数矩阵， μ_t 为方差可变的随机扰动项。令 $\beta_t = \text{vec}(\alpha_0, \beta_1, \dots, \beta_p)$ ， $x_t = I \otimes (1, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p})$ ，假设系数向量 β_t 服从 AR (1) 的随机游走形式，则：

$$y_t = \beta_t x_t + \mu_t, \quad \beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t \quad (2)$$

其中， η_t 服从均值为 0，协方差矩阵为 Ω 的正态分布。得到 TVP-VAR 模型后，采用 Nakajima 提出的带有随机波动的 TVP-VAR 模型的估计算法，运用蒙特卡洛模拟对时变参数进行估计。

根据 Diebold 和 Yilmaz (2012) [11] 广义方差分解的思想，即当变量 y_i 受到外部因素冲击时， y_i 的 H 步预测误差方差中由 y_j 所解释的比例部分。它反映了变量变化受到其自身或受到系统中其他变量影响的程度。预测方法贡献比例是构建方差分解溢出指数的重要基础，表达式如下：

$$\theta_{ij}(H) = \frac{\sigma_{ii}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e'_i A_i \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e'_i A_i \Sigma A'_i e_i)^2} \quad (3)$$

其中， Σ 表示扰动向量 μ_t 的协方差矩阵， σ_{ii} 是扰动向量 μ_t 的标准差， e_j 的第 j 个元素是 1，其余元素为 0。并且， $i, j = 1, \dots, N, i \neq j$ 。将来自不同资本市场、实体部门和金融中介的所有方差贡献度堆叠在一起，可以构成方差分解矩阵 $\Theta_{ij}(H)$ ，其维度空间为 $N \times N$ ，用来表征不同资本市场、实体部门和金融中介间的风险溢出效应的大小。

$$\Theta_{ij}(H) = \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} & \cdots & \theta_{1N} \\ \theta_{21} & \theta_{22} & \cdots & \theta_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \theta_{N1} & \theta_{N2} & \cdots & \theta_{NN} \end{bmatrix} \quad (4)$$

对于方差分解矩阵 $\Theta = \Theta_{ij}(H)$ 而言, 矩阵 Θ 的所有非对角元素表示不同资本市场、实体部门和金融中介之间的有向性的风险溢出强度, 例如 θ_{12} 表示资本市场、实体部门或金融中介 1 对 2 的风险溢出强度, 或者说是市场、部门或中介 2 对 1 的风险吸收强度。将方差分解矩阵按行向量分解, 对行向量求和所得的值 (不包含对角元素), 表示在 H 步预测误差方差的前提下, 此行向量所对应的资本市场、实体部门和金融中介受其他所有市场、部门或机构风险溢出下的风险承受能力大小。

$\Theta_{ij}(H)$ 中的第 i 列的和代表了资本市场、实体部门或金融中介 i 对其余 $N-1$ 个市场、部门或机构的风险溢出程度。例如 $\Theta_{ij}(H)$ 第一列的和代表了资本市场、实体部门或金融中介 1 对其他 $N-1$ 个市场、部门或机构的风险溢出程度。定义净溢出效应为对于溢出效应 (To) 与受其他市场、部门或机构溢出的风险承受程度 (From) 的差值。矩阵中所有元素和的平均表示整体风险溢出的水平。

由于方差分解矩阵各行加总并不等于 1, 因此, 本文再对每一个方差分解矩阵标准化:

$$\tilde{\theta}_{ij}(H) = \theta_{ij}(H) / \sum_{j=1}^N \theta_{ij}(H) \quad (5)$$

由此可得 $\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}(H) = 1$, 而且 $\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}(H) = N$ 。

综上所述, 本文首先构建市场、部门或机构 i 对所有其他市场、部门或机构的有向溢出指数 $Spill_{i \rightarrow}(H)$, 计算过程如下:

$$Spill_{i \rightarrow}(H) = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)}{\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)} \times 100 = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)}{N} \times 100 \quad (6)$$

本文再构建市场、部门或机构 i 从所有其他市场、部门或机构的吸收指数 $Absor_{i \leftarrow}(H)$, 计算过程如下:

$$Absor_{i \leftarrow}(H) = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ji}(H)}{\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ji}(H)} \times 100 = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ji}(H)}{N} \times 100 \quad (7)$$

然后, 本文再汇总所有资本市场、实体部门和金融中介 i 的溢出指数和吸收指数, 构建总金融系统风

险溢出指数 $Spill_{all}(H)$ 和吸收指数 $Absor_{all}(H)$ ⁴，以此解释资本市场、实体部门和金融中介相互溢出效应对整个金融系统的影响程度。

最后，定义总金融系统风险净溢出指数 $NSpill_{all}(H)$ 为溢出指数 $Spill_{all}(H)$ 与吸收指数 $Absor_{all}(H)$ 之差。

上述构建的动态风险溢出指标不仅有助于更好地刻画我国资本市场内部、实体部门内部，以及资本市场和实体部门之间风险溢出效应和吸收效应，而且也能够为我们更好地识别金融系统的风险源，以及实时监测和管控金融系统风险提供重要的理论基础和决策依据。

（三）变量选取及说明

根据金融系统风险概况，本文选取了房地产、股票和外汇三个市场，政府、企业和家庭三个部门，以及银行机构作为研究对象，时间跨度是 1996 年第一季度至 2022 年第四季度，各风险指标的选取说明如下：

1. 资金需求方风险

本文选取政府、企业和家庭部门的杠杆缺口作为资金需求方风险的衡量指标，先由各部门以及实体经济部门杠杆率与实际季度 GDP 的乘积获得杠杆规模，再经 HP 滤波处理得到杠杆缺口指标。其中，实际季度 $GDP = GDP$ 当季值的现值 $\times CPI(2010 = 100) / 100$ ，且经过 Tramo-Seats 季节性调整。数据来源于 BIS 数据库和《中国人民银行统计季报》。

2. 资金供给方风险

第一，房地产市场风险，本文选用房地产市场价格缺口衡量。基于国家统计局获取累积已出售商品房零售额除以累积销售面积得到平均房价，并采用 Tramo-Seats 消除季节性以及 HP 滤波处理得到房价缺口指标。第二，股票市场风险，本文选取股票指数缺口衡量，具体采用经 HP 滤波处理后的上海证券交易所综合指数得到风险指标。第三，外汇市场风险，本文选取将人民币兑换美元实际汇率经滤波处理后的指标作为汇率缺口的替代变量。其中，实际汇率 $E = S \times CPI^* / CPI$ ， S 为名义汇率， CPI^* 和 CPI 分别为以 2010 年为基期得美国和中国消费者物价指数。

3. 金融中介风险

本文主要选用实际信贷增速衡量银行部门风险。将宏观信贷额度与上一年同季度宏观信贷额度的比值作为实际信贷增速，并以此衡量银行系统风险指标。

三、我国资本市场与实体部门的金融风险溢出传染效应分析

（一）变量平稳性检验

采用 TVP-VAR 模型的前提是所有变量均平稳，本文先对变量进行平稳性检验。传统 ADF 和 PP 单位根检验经常把结构性突变的平稳序列误判为单位根变量，鉴于此，本文采用断点单位根检验对各变量作平稳性检验。附加异常值（AO）和新息异常值（IO）两种突变模型的检验结果如附表所示⁵，至少在 10% 显著性水平，所有资本市场风险、实体部门风险以及金融中介风险的单位根检验结果均表示存在单位根的原

⁴ $Spill_{all}(H) = \frac{\sum_{i,j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)} \times 100 = \frac{\sum_{i,j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)}{N} \times 100$ ， $Absor_{all}(H) = \frac{\sum_{i,j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ji}(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ji}(H)} \times 100 = \frac{\sum_{i,j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ji}(H)}{N} \times 100$

⁵ 受篇幅限制，文中无法列出附表，感兴趣的读者可联系作者索取

假设显著, 可见七个变量均为平稳序列, 因此, 本文可以将这些资本市场、实体部门和金融中介风险变量直接进入 TVP-VAR 模型展开估计识别。

(二) 我国主要金融系统风险源头识别

本文采用时变溢出指数 $Spill_{i \rightarrow}(H)$ 和时变吸收指数 $Absor_{i \leftarrow}(H)$ 识别我国金融系统风险溢出

源头, 以及总金融系统风险净溢出指数 $NSpill_{all}(H)$ 反映整体风险净溢出演变趋势, 结果如图 2 所示。

首先, 在资本市场中, 股票市场的溢出指数 (图 (a) 蓝色实线所示, 下同) 在 1996 年一季度至 2015 年一季度均显著大于吸收指数 (图 (a) 红色实线所示, 下同), 是该历史时期的主要风险净溢出处; 外汇市场 (图 (g)) 风险吸收指数在 1996 年一季度至 2015 年一季度显著大于溢出指数, 因此是该历史时期的主要风险净吸收源; 随着 2015 年股票市场风险出清和 8.11 汇率改革, 股票市场和外汇市场分别转变为主要风险净吸收源和净溢出处; 银行部门在 2008 年次贷危机前是主要的风险净溢出处, 但次贷危机后吸收指数更加显著, 说明银行部门风险程度增大。

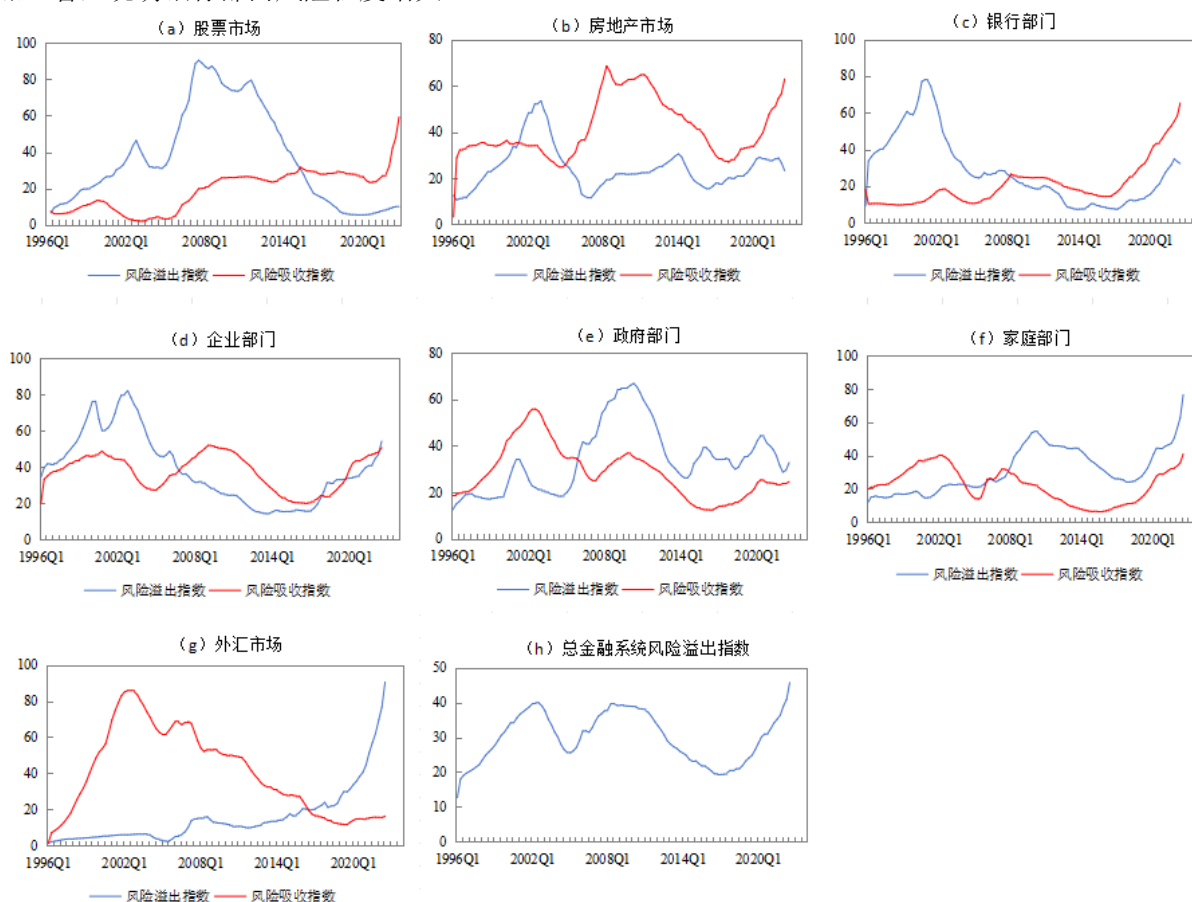


图 2 资本市场与实体部门的金融风险溢出指数和吸收指数

其次, 在实体部门中, 1996-2007 年主要风险净溢出处为企业部门, 主要风险净吸收源为政府部门和家庭部门, 而房地产部门在 1996-2001 年间为风险净吸收源, 2002-2007 年为风险净溢出处。2008 年次贷危机后, 房地产和企业部门成为主要的风险净吸收源, 政府和家庭部门成为主要的风险净溢出处。究其原因, 次贷危机后中国宏观杠杆率快速增长, 实体部门金融风险不断积累, 特别是, 居民杠杆率增速过快, 政府债务和金融系统联动加强, 导致风险极易传导到其他部门, 推高金融系统风险。

此外, 从时变特征看, 2008 年次贷危机前, 股票市场、政府部门和家庭部门的溢出指数呈上升趋势, 到了次贷危机爆发达到历史高点。随着次贷危机期间风险出清, 三大部门风险溢出指数呈下降趋势, 例如,

股票市场在 2008 年一季度的溢出指数达到所有市场最高的 91.22，随即迅速下降。。原因可能在于，股票市场容易受到国内外宏观因素的影响，对外部冲击敏感，因此是风险的主要溢出源。房地产市场的风险吸收指数在次贷危机期间达到历史最大值，可见，房地产市场作为资金的主要投向，容易受外围市场冲击影响，因此吸收效应更明显。虽然经过危机出清后房地产市场风险吸收效应在 2008-2016 年呈下降趋势，但是随着新一轮房价上涨和房地产投资高潮，房地产市场风险吸收效应在 2017 年后呈快速上升趋势，成为近年来重要的风险吸收源。

表 1 进一步展示了资本市场和实体部门的金融风险溢出特征。如表 1 所示，房地产是样本区间内最大的风险吸收源，均值达到 41.21，其中股票市场对房地产市场的溢出效应较大，达到 11.02；外汇市场是第二大风险吸收源，均值达到 40.38，主要受到股票市场和银行部门的溢出效应较大。企业部门、股票市场和政府部门是主要的风险溢出源，均值分别达到 39.07、36.70 和 34.46，其中股票市场和企业部门对房地产市场、政府部门对企业部门的溢出效应最大。

表 1 金融系统风险溢出均值矩阵

	股票市场	房地产市场	银行部门	企业部门	政府部门	家庭部门	外汇市场	From
股票市场	81.0834	5.2065	2.4086	2.7032	3.2911	1.8327	3.4744	19.0242
房地产市场	11.0155	59.1400	4.9205	8.3530	4.9199	8.3378	3.3133	41.2122
银行部门	3.1279	1.9288	79.3672	6.6881	3.8955	2.8802	2.1122	20.6560
企业部门	5.4526	4.4935	6.9814	62.6697	10.2812	8.0236	2.0981	37.4915
政府部门	5.7562	2.8037	3.1830	7.8170	71.4561	6.9697	2.0141	28.6371
家庭部门	3.2303	2.5581	2.7447	6.7929	4.5449	77.8199	2.3092	22.2021
外汇市场	7.8378	7.2987	7.8688	6.6767	7.3225	3.0171	59.9783	40.3820
To	36.7001	24.4000	28.2835	39.0717	34.4579	31.2382	15.4536	

注：第一行 From 代表风险溢出方，第一列 To 代表风险吸收方。

（三）我国金融系统风险溢出路径分析

为进一步明确分析我国系统风险溢出路径，本文利用网络数据可视化分析工具，仅筛选风险溢出指数和吸收指数从大到小排序前 20%的关联关系，绘制出简易有向网络拓扑结构图，以此识别金融系统风险的溢出路径，具体如图 3 所示。最大的溢出路径是政府部门对企业部门的风险溢出（10.28），其次是股票市场对房地产市场的风险溢出（11.02）。同时，家庭部门和企业部门对房地产市场均有显著的溢出路径。总的来说，政府和股票市场分别是实体部门和资本市场的主要风险溢出源，而房地产是整个金融系统的主要风险吸收源。原因可能在于，一是，政府在中国经济中扮演着重要的角色，并在宏观经济调控、财政政策和货币政策等方面具有较大的影响力。因此，政府杠杆率的变化和不确定性可能对整个经济系统产生重大影响，导致市场波动、信心动摇和经济不稳定，从而成为实体部门和资本市场的主要风险溢出源。二是，股票市场是资本市场的重要组成部分，股票市场的崩盘或大幅下跌可能引发投资者的恐慌情绪，进而导致整个金融系统的不稳定。特别是，由于中国股票市场的规模较大且散户交易比例较大，股票市场的风险溢出可能对整个经济系统产生较大的影响。三是，由于违约成本较大，反而使得家庭负债的可持续性更强；且企业杠杆率虽然高于其他部门，但是从溢出的范围看没有政府杠杆的影响大，因此溢出风险弱于政府部门和股票市场。四是，在中国，房地产市场是一个重要的经济领域，对经济增长和就业起着重要作用。然而，房地产市场是资本密集型和高杠杆运营，因此也存在较高的风险。其中，购房者（家庭部门和企业部门）、开发商（企业部门）的杠杆率风险会显著影响房地产市场，同时，股票市场是房地产融资的重要渠道，其风险也会溢出到房地产市场，因此政府和股票市场分别是实体部门和资本市场的主要风险溢出源，而房地产是整个金融系统的主要风险吸收源。

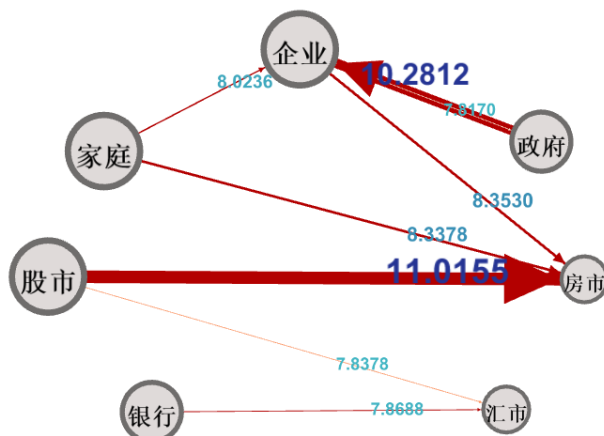


图 3 金融系统风险溢出的简易有向拓扑网络图

注：仅考虑风险溢出和吸收指数从大到小排序前 20% 的关联。

进一步的，本文通过特殊时期风险溢出强度比较，考察我国资本市场、实体部门以及金融中介之间的溢出效应演变趋势。根据 1996-2022 年期间国内外极端重大金融风险事件和突发公共卫生事件，本文选择六个特殊时期，分别为 1997 年亚洲金融危机期间、2008 年次贷危机期间、2011 年欧债危机期间、2015 年 A 股动荡期间、2018 年中美贸易摩擦期间、2020 年新冠肺炎疫情期间，并计算不同时期实体部门和资本市场两两之间的平均溢出指数，结果如图 4 所示。在 1997 年亚洲金融危机期间，政府部门、家庭部门和股票市场是主要的风险溢出处，即风险主要集中在房地产市场、企业部门和银行部门，而外汇市场由于存在较强的管制，其风险溢出和吸收效应均较弱。2008 年次贷危机期间，整个市场的溢出传染效应显著增强，特别是股票市场对企业部门、银行部门和外汇市场的溢出效应大幅提高，与此同时，股票市场波动导致资本外流，使得外汇市场成为新的主要风险吸收源。2011 年欧债危机期间，我国政府部门风险溢出效应显著提高，房地产市场、企业部门、银行部门和外汇市场仍然是主要的风险吸收源。2015 年 A 股动荡期间，股票市场风险吸收政府部门、家庭部门、外汇市场和房地产市场的风险溢出，同时，其风险主要溢出到银行部门。事实上，我国同期影子银行规模快速膨胀，银行资金通过影子银行渠道进入股票市场，因此在股价大幅波动期间受到较大影响。2018 年中美贸易摩擦期间，全部市场的溢出效应有所减弱，但是房地产市场的风险溢出有所增强，特别是对股票市场和企业部门的影响显著增加。最后，由于 2020 年新冠肺炎疫情导致社会活动受阻，风险主要表现出“家庭部门和房地产市场→其他部门和市场”的传导路径，其中，政府部门和股票市场的风险吸收效应明显增加。与其他特殊时期相比，2020 年新冠肺炎疫情期间总溢出效应没有显著增强，但各部门和市场之间的溢出传染路径变得更加复杂。综合六个特殊时期来看，相对于 1997 年亚洲金融危机时期，2008 年次贷危机时期的股市溢出效应显著增强，2011 年欧债危机时期的家庭部门和政府部门溢出效应也显著增强，而在 2015 年 A 股动荡时期和 2018 年中美贸易摩擦时期，我国金融系统风险的溢出效应有所减弱，但 2020 年新冠肺炎疫情期间各部门和市场之间的关系更为紧密，主要的风险溢出路径也更为复杂，且主要表现出“家庭部门和房地产市场→其他部门和市场”的传导路径，其中，政府部门和股票市场的风险吸收效应明显增加。

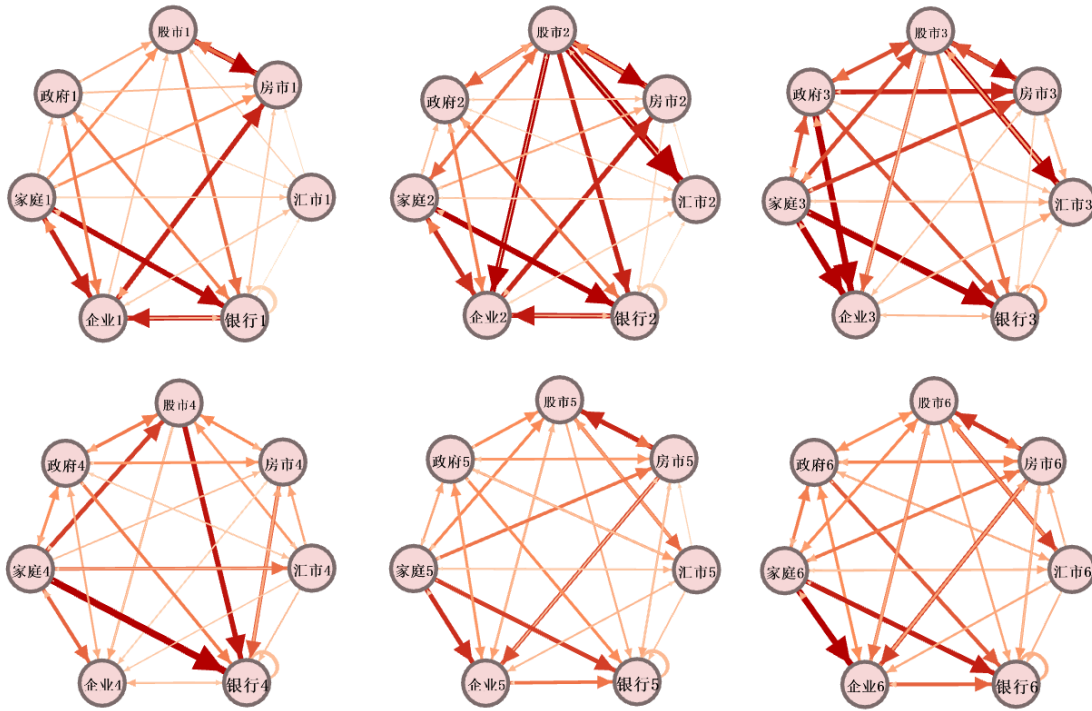


图4 特殊时期金融系统风险溢出的复杂有向拓扑网络图

注：1~6 分别代表 1997 年亚洲金融危机期间、2008 年次贷危机期间、2011 年欧债危机期间、2015 年 A 股动荡期间、2018 年中美贸易摩擦期间、2020 年新冠肺炎疫情期间。

四、宏观政策对金融系统风险溢出的影响分析

在上述估计出的资本市场与实体部门风险动态溢出指数和吸收指数的基础上，为了进一步探索有效抑制金融系统内部各市场和部门之间风险相关传染溢出效应，本文选择以货币市场利率为代表的价格型货币政策，以货币增速和法定存款准备金率为代表的数量型货币政策，以贷款价值比为代表的宏观审慎政策，以财政盈余率为代表的财政政策，还有以汇率和外汇储备为代表的外汇干预政策，基于时变参数因子增广向量自回归模型的时变脉冲响应函数，考察各类型宏观政策紧缩对金融系统风险溢出的影响效应。

（一）基于 TVP-FAVAR 模型构建实证框架

由上述文献综述梳理可知，货币政策和宏观审慎政策有利于抑制金融风险溢出效应。本文在此基础上构建一个时变参数的内生模型系统，模型系统包括金融系统风险溢出指数和宏观政策工具，其中，宏观政策工具范围拓展为价格型和数量型两类货币政策、宏观审慎政策、财政政策以及外汇干预政策。

考虑到金融系统风险溢出效应以及宏观政策的平滑性特征，本文考虑时变参数因子扩展型向量自回归模型（Time Varying Parameter Factor Augmented Vector Autoregression, TVP-FAVAR），其表达式可写为：

$$x_t = \Upsilon^f NSpill_{all,t} + \Upsilon^y y_t + e_t \quad (8)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ NSpill_{all,t} \end{bmatrix} = c_t + \Phi_{1,t} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ NSpill_{all,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \Phi_{p,t} \begin{bmatrix} y_{t-p} \\ NSpill_{all,t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (9)$$

其中， $NSpill_{all,t}$ 为金融系统内部市场和部门风险净溢出效应向量； c_t 为截距项向量， y_t 为可观测宏观政策工具 MP_t 、经济增速和通货膨胀率两个核心宏观经济变量，即 $y_t = [MP_t, GDP_t, \pi_t]'$ ； Υ^f 为

$NSpill_{all,t}$ 的因子载荷系数, Y^v 为 $\mathcal{Y}_t$ 的因子载荷矩阵, $e_t \sim N(0, H)$, $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega_T)$, $H = \text{diag}(\exp(h_1), \dots, \exp(h_N))$ 。假设 $E(e_{i,t} f_t) = 0$, $E(e_{i,t} e_{j,s}) = 0$, $i, j = 1, \dots, N$, $s = 1, \dots, T$, $i \neq j$, $t \neq s$, $t = 1, \dots, T$ 。 $\Phi_{p,t}$ 为 TVP-FAVAR 模型的时变系数矩阵。

当涉及多个模型时, 可利用动态模型平均 (DMS) 和动态模型选择 (DMA) 方法选择最优变量, 其前提是根据 $t-1$ 时点的宏观经济指标历史信息, 再选择时变状态空间模型和卡尔曼滤波迭代算法计算出该时点 t 选择每个模型 j 的概率 $\pi_{t|t-1,j}$, 即每个时点选择的模型均会随时间变化而切换, 反映着权重的动态特征。

给定初始条件概率 $\pi_{0|0,j}$, $j = 1, \dots, J$, 根据 Raftery 等 (2010) [44] 利用遗忘因子 $\alpha \in (0, 1]$ 给出模型预测方程:

$$\pi_{t|t-1,j} = \pi_{t-1|t-1,j}^\alpha / \sum_{l=1}^J \pi_{t-1|t-1,l}^\alpha \quad (10)$$

其中, α 越低代表模型 j 随时间切换的速度越快。再将模型更新为

$$\pi_{t,j} = \pi_{t|t-1,j} f_j(Data_t | Data_{1:t-1}) / \sum_{l=1}^J \pi_{t|t-1,l} f_l(Data_t | Data_{1:t-1}) \quad (11)$$

其中, $f_j(Data_t | Data_{1:t-1})$ 是模型 j 的拟合优度。

本文根据 DMA 方法将每个资本市场和部门风险净溢出效应加权平均后得到更稳定的金融系统风险溢出指数。令 x_{it} 为各资本市场和部门风险净溢出指数变量, 因此, 总金融系统风险净溢出指数 $TFSRS_t$ 的基本计算形式为

$$TFSRS_t = \sum_j \pi_{t,j} \cdot x_{it} \quad (12)$$

在实证分析过程中, 本文的研究思路如下: 通过 TVP-FAVAR 模型的时变脉冲响应函数分析各宏观经济政策工具紧缩对金融系统风险净溢出效应的动态调控影响。在政策效应分析中, 将一个正向 MP_t 冲击视为在资本市场和实体部门风险传染过程中, 我国宏观政策当局以某一种政策形式实施一单位紧缩调控, 如一单位利率正向冲击即为利率上调, 实施紧缩性的价格型货币政策调控, 进而考察金融系统风险净溢出指数对紧缩政策冲击的时变脉冲响应函数。

(二) 宏观政策工具选择与数据来源

1. 货币政策

本文选择价格型和数量型两类货币政策, 其中, 以七天上海银行间同业拆借利率 (SHIBOR) 作为货币市场利率衡量价格型货币政策, 以法定存款准备金率和货币增速作为数量型货币政策的代理变量。货币市场利率和法定存款准备金率提高代表货币政策紧缩, 而货币增速提高代表货币政策宽松, 因此本文对货币增速进行倒数处理, 其值越大也代表货币政策越收紧。数据来源于中国人民银行和国家统计局。

2. 宏观审慎政策

基于宏观审慎政策工具的数据可获得性和时长性, 本文选择代表家庭住房抵押融资约束的贷款价值比 (Loan-to-Value, LTV), 即贷款金额和抵押品价值的比例反映宏观审慎政策。LTV 数值增大代表同样抵押品价值获得的贷款额更大, 信贷约束更为宽松。考虑政策工具方向的一致性, 本文也将 LTV 做取倒数处理, 并采用 100 减去贷款价值比反映宏观审慎政策。数据来源于国际货币基金组织中的宏观审慎政策综合

数据库（iMaPP）。

3. 财政政策

财政政策可选择财政赤字率和财政盈余率反映，考虑到政策工具方向的异质性，本文根据陈创练等（2023）[46]的研究构建财政盈余率指标。财政盈余率指标等于财政预算收入与财政预算支出之差，再除以我国实际 GDP。若该值大于零，财政收入大于财政支出，则表示财政盈余；若该值小于零，财政支出大于财政收入，则表示财政赤字。财政盈余率提高，代表我国财政部实施紧缩的财政政策。

4. 外汇干预政策

由于我国尚未完全实现汇率市场化，因此人民币均衡汇率还受外汇政策干预的影响，央行干预一般是利用持有外汇储备在公开市场进行业务操作，因此本文根据 Fiess 和 Shankar（2009）[47]的方法，设定央行干预指数的测算公式为：

$$INT_t = \frac{(\sigma_{\Delta E_t} / \sigma_{\Delta R_t}) \Delta R_t}{(\sigma_{\Delta E_t} / \sigma_{\Delta R_t}) \Delta R_t + \Delta E_t} \quad (15)$$

其中， ΔR_t 为外汇储备变动额， $\sigma_{\Delta E_t}$ 和 $\sigma_{\Delta R_t}$ 分别为汇率变动值 ΔE_t 和外汇储备变动额 ΔR_t 的标准差。

当 ΔE_t 等于 0 时， INT_t 等于 1，此时央行干预最强，维持固定汇率制度，而当 INT_t 越偏离 1 时，央行干预越弱。外汇储备数据来源于《中国金融年鉴》和中国人民银行。

5. 宏观经济变量

结合我国宏观政策调控的主要核心目标，本文选择经济增速和通货膨胀率两个指标，分别反映我国经济增长和物价水平。经济增速采用国内生产总值季度同比增长率衡量。由于消费者物价指数 CPI 同比指标是月度数据，因此本文采用三个月的 CPI 同比指标算术平均值衡量季度通胀率。数据来源于国家统计局和中国人民银行。

（三）宏观政策对金融系统风险溢出的影响

图 5 展示了金融风险溢出对宏观政策收紧的时变脉冲响应。首先，金融风险溢出对紧缩的价格型货币政策的时变脉冲响应基本为负，表明紧缩的货币市场利率对金融风险溢出产生逆向调控效果，即提高（降低）利息，回收（释放）流动性可以抑制（提高）金融风险溢出。从时变特征看，1996-2004 年时变脉冲响应为负，逆向调控效果较高，但 2005-2007 年时变脉冲响应转为正，价格型货币政策对金融风险溢出的调控失效；2008 年次贷危机爆发，时变脉冲响应又迅速转为负，并维持至 2019 年；2020 年疫情爆发，紧缩的价格型货币政策对金融风险溢出的逆向调控效果迅速得到增强，体现出价格型货币政策在应对危机的灵活性。从影响期限上看，价格型货币政策的短期（提前 2 期）逆向调控效果最大，并向长期（提前 10 期）收敛。

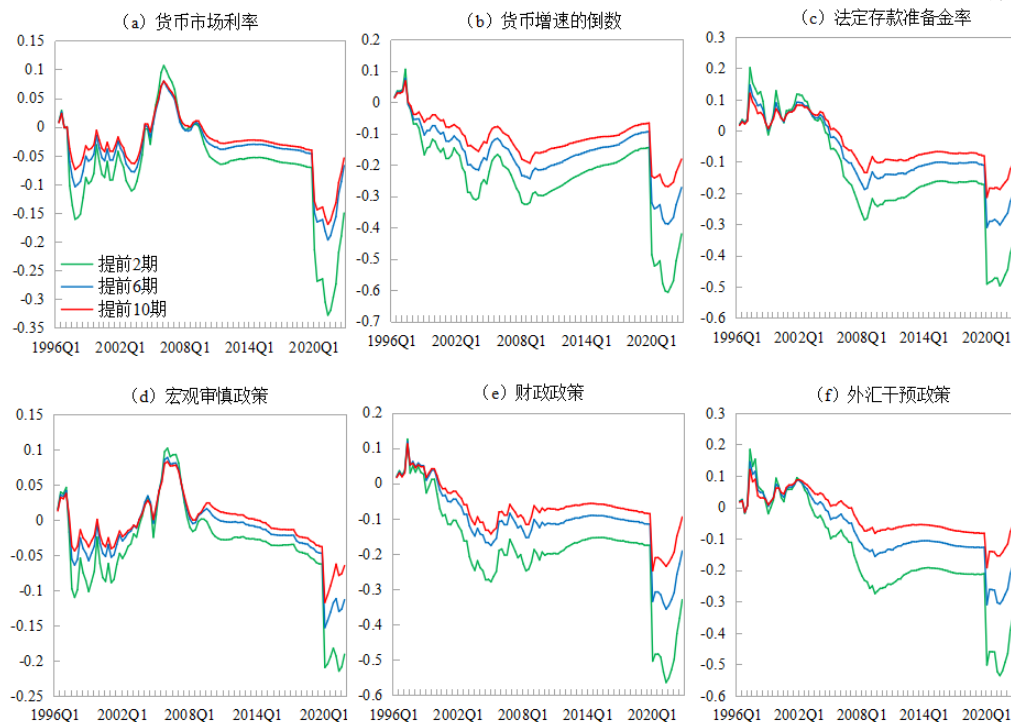


图 5 金融风险溢出对宏观政策收紧的时变脉冲响应

其次, 金融风险溢出对货币增速的倒数 (紧缩数量型货币政策) 的时变脉冲响应基本为负, 表明紧缩的数量型货币政策对金融风险溢出同样具有逆向调控效果, 且明显强于货币市场利率政策 (数量型和价格型货币政策时变脉冲响应均值分别为-0.2339 和-0.0694)。从时变特征看, 1996-1997 年时变脉冲响应为负, 而 1998-2004 年时变脉冲响应呈下降趋势, 即逆向调控效果得到增强; 次贷危机前, 时变脉冲响应有短暂的上升趋势, 但随着次贷危机爆发, 时变脉冲响应又迅速下降, 表明中央银行偏好于采用逆周期的数量型货币政策应对经济周期波动; 2009-2019 年, 数量型货币政策的逆向调控效果趋于下降。2020 年疫情的爆发再次强化了该逆向调控效果。

从图 5 (c) 结果可见, 2006-2022 年期间提高法定存款准备金率能够起到抑制金融风险溢出的政策效果, 特别是在次贷危机期间, 提高法定存款准备金率对金融风险溢出比调整利率和货币供应的效果强, 原因在于法定存款准备金率的高低可以直接影响了整个商业银行体系创造信用、扩大信用规模的能力。

从其他宏观政策的调控效果看, 收紧宏观审慎政策抑制金融风险溢出的政策效果在次贷危机后逐渐增强; 而紧缩的财政政策能够抑制金融风险溢出, 这种政策效果在 2020-2022 年疫情期间得到显著增强, 且短期效果比其他调控政策强。原因可能在于, 疫情的冲击范围比传统的经济危机更加广泛和深入, 财政政策能够起到弥补社会需求严重不足和保障社会的正常运转的作用, 这是依靠提供流动性的货币政策难以承担的功能; 加强外汇干预同样可以抑制金融风险溢出, 在次贷危机和疫情期间的表现更加显著。总的来说, 六种宏观政策对金融风险溢出均有较强的逆向调控效果, 其中, 次贷危机期间提高货币市场利率、降低货币增速和提高法定存款准备金率对风险溢出的调控效果更好, 而疫情期间, 财政政策和外汇干预政策的调控效果更好。

五、结论与建议

有效识别金融系统风险溢出强度及其传染路径是守住不发生系统性风险底线的决策基础, 鉴于此, 本文建立时变参数向量自回归模型 (TVP-VAR), 构建我国主要资本市场 (股票市场、房地产市场和外汇市场)、实体部门 (企业部门、政府部门和家庭部门) 及金融中介 (以银行为代表) 的动态风险溢出指数及吸收指数, 再通过简易和复杂有向网状拓扑结构识别金融风险主要溢出路径和特殊时期演变特征, 最后,

本文通过时变增广因子向量自回归模型（TVP-FAVAR）的时变脉冲响应函数，实证检验了货币政策、宏观审慎政策、财政政策和外汇干预政策工具对金融风险净溢出效应的调控效果。主要结论如下：

总金融风险溢出指数结果显示，金融风险溢出在危机期间显著增强。次贷危机期间中国资本市场与实体部门的金融风险溢出响应达到阶段高点，此后呈下降趋势，但是 2020 年疫情爆发导致总金融风险溢出指数快速上升，并在 2022 年底达到样本区间最大值。第二，从资本市场与实体部门的金融风险溢出指数和吸收指数估计结果看，金融风险溢出效应具有显著的非对称性特征。2008 年次贷危机后，房地产市场和企业部门成为主要的风险净吸收源，政府部门和家庭部门成为主要的风险净溢出处。2015 年汇率制度改革之后，外汇市场的溢出指数长期呈上升趋势，同时，银行部门的吸收效应不断增强，并逐渐成为最主要的风险吸收源。第三，从溢出路径看，政府部门对企业部门的风险溢出和股票市场对房地产市场的风险溢出是主要的溢出路径。对比其他特殊时期的金融系统风险，2008 年次贷危机期间各市场和部门之间的风险溢出效应显著更强，且 2020 年新冠肺炎疫情期间的关系更为紧密，风险溢出路径也更为复杂，主要表现为“家庭部门和房地产市场→其他部门和市场”的传导路径，其中，政府部门和股票市场的风险吸收效应明显增加。第四，基于 TVP-FAVAR 模型实证验证发现，紧缩的宏观调控政策对金融风险均表现出逆向调控效果，其中，次贷危机期间提高货币市场利率、降低货币增速和提高法定存款准备金率对风险溢出的调控效果更好，而疫情期间，财政政策和外汇干预政策的调控效果更好，原因可能在于，疫情的冲击范围比传统的经济危机更加广泛和深入，财政政策能够起到弥补社会需求严重不足和保障社会的正常运转的作用，这是依靠提供流动性的货币政策难以程度的功能。

在防范金融风险还须解决许多重大问题的背景下，完善风险监测预警体系，并提高防范化解重大风险能力显得极其紧迫。据此本文研究可得如下三点启示：第一，政府和家庭部门的金融风险溢出相对较高，说明实体部门风险是金融系统风险的主要来源，因此防范整个金融系统风险首先应重视政府、企业和家庭部门，有效监测实体经济部门的金融杠杆，避免政府和家庭部门杠杆率增长过快导致潜在风险溢出增大。其次是对金融中介机构，需要进一步完善对银行货币市场的监管机制，严格把控银行信贷资金的用途，严防期限错配引发的信用违约风险，强化金融基础和市场设施以降低风险关联性。此外，股票市场对房地产市场的风险溢出逐渐加大，故而还需加强股票市场的调控，重点监控股价波动引致的房地产市场波动。第二，通过分特殊时期研究金融风险动态网络的结果可得，各金融市场或实体经济部门之间的风险溢出强度是动态演变的。因此，政策制定者应准确定位金融系统中各金融市场和部门的重要性，从动态时变角度充分考虑不同市场和部门间风险溢出水平的变化，尤其应重视类似次贷危机爆发时的金融风险溢出和传染，提前建立风险传染监测预警机制，通过降低金融风险中心化程度及关系密切度，进一步抑制风险在各个金融市场及部门间传染扩散，进而降低引发危机的可能性。第三，从金融风险溢出效应的宏观调控效果研究结果可得，当前外部冲击影响范围不再局限于传统金融市场，特别是疫情冲击带来的跨市场跨部门风险传染现象更加明显，对此，可以通过加强财政政策和外汇干预政策的逆向调控强度降低金融风险传染溢出效应。同时，还应当强化市场内部监管并扩大监管范围，保持实际信贷增速相对稳定，加大力度整治资本市场，促进发展直接融资的资本市场，并加强外汇市场监管，坚决守住不发生系统性风险的底线。

【参考文献】

- [1] Adrian T, Brunnermeier M K. CoVaR[J]. The American Economic Review, 2016, 106 (7):1705-1741.
- [2] Acharya A, Blackwell M, Sen M. Explaining Causal Findings Without Bias: Detecting and Assessing Direct Effects[J]. American Political Science Review, 2016, 110 (3): 512-529.
- [3] Acharya V V, Pedersen L H, Philippon T, et al. Measuring Systemic Risk[J]. The Review of Financial Studies, 2017, 30 (1): 2-47.
- [4] Brownlees C, Engle R F. SRISK: A Conditional Capital Shortfall Measure of Systemic Risk [J]. The Review of Financial Studies, 2017, 30 (1): 48-79.
- [5] Yang J, Zhou Y. Credit Risk Spillovers Among Financial Institutions around the Global Credit Crisis: Firm-level Evidence[J]. Management Science, 2013, 59(10): 2343-2359.
- [6] Levy-Carciente S, Kenett D Y, Avakian A, et al. Dynamical Macroprudential Stress Testing using Network Theory[J]. Journal of Banking and Finance, 2015, 59:164-181.
- [7] Billio M, Getmansky M, Lo A W, Pelizzon L. Econometric Measures of Connectedness and Systemic Risk in the Finance and Insurance Sectors[J]. Journal of Financial Economics, 2012, 104(3): 535-559.
- [8] Diebold F X, Yilmaz K. On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms[J]. Journal of Econometrics, 2014, 182(1): 119-134.
- [9] Zivot E, Wang J H. Vector Autoregressive Models for Multivariate Time Series[J]. Modeling Financial Time Series with S-PLUS® (2006): 385-429.
- [10] Antonakakis N, Cunado J, Filis G, et al. Oil volatility, Oil and Gas Firms and Portfolio Diversification[J]. Energy Economics, 2018, 70:499-515.
- [11] Diebold F X, Yilmaz K. Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers[J]. International Journal of Forecasting, 2012, 28(1): 57-66.
- [12] Mensi W, Hammoudeh S, Shahzad S J H, et al. Oil and Foreign Exchange Market tail Dependence and Risk Spillovers for MENA, Emerging and Developed Countries: VMD Decomposition based Copulas[J]. Energy Economics, 2017, 67(sep.): 476-495.
- [13] Antonakakis N, Gabauer D, Gupta R. International Monetary Policy Spillovers: Evidence from a Time-varying Parameter Vector Autoregression[J]. International Review of Financial Analysis, 2019, 65: 101382.
- [14] Mishra A K, Ghate K. Dynamic Connectedness in Non-ferrous Commodity Markets: Evidence from India using TVP-VAR and DCC-GARCH Approaches[J]. Resources Policy, 2022, 76:102572.
- [15] Kanas A. Volatility Spillovers Between Stock Returns and Exchange Rate Changes: International Evidence[J]. Journal of Business Finance and Accounting, 2000, 27(3-4):447-467.
- [16] Andreou E, Matsi M, Savvides A. Stock and Foreign Exchange Market Linkages in Emerging Economies[J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2013, 27:248-268.
- [17] Reboredo J C, Rivera-Castro M A, Ugolini A. Downside and Upside Risk Spillovers Between Exchange Rates and Stock Prices[J]. Journal of Banking & Finance, 2016, 62:76-96.
- [18] Louzis D P, Vouldis A T. A Methodology for Constructing a Financial Systemic Stress Index: An Application to Greece[J]. Economic Modelling, 2012, 29(4): 1228-1241.
- [19] Park C Y, Mercado Jr R V. Determinants of Financial Stress in Emerging Market Economies[J]. Journal of Banking and Finance, 2014, 45: 199-224.
- [20] Zheng J, Wen B, Jiang Y, et al. Risk Spillovers Across Geopolitical Risk and Global Financial Markets[J]. Energy Economics, 2023: 107051.
- [21] Leroy A, Pop A. Macro-financial Linkages: The Role of the Institutional Framework[J]. Journal of International Money and Finance, 2018, 92(APR.): 75-97.
- [22] Yao T X, Borjigin S. Downside and Upside Risk Spillovers Between Financial Industry and Real Economy Based on Linear and Nonlinear Networks[J]. International Review of Economics & Finance, 2023, 88: 1337-1374.
- [23] Yang Z, Zhou Y. Quantitative Easing and Volatility Spillovers Across Countries and Asset Classes[J]. Management Science, 2017,

63(2): 333-354.

[24] Chari A, Dilts-Stedman K, Forbes K. Spillovers at the Extremes: The Macroprudential Stance and Vulnerability to the Global Financial Cycle. *Journal of International Economics*, 2022,136, 103582.

[25] Li X L, Wang L J, Kong D M. Macro-prudential Policy and Systemic Risk of Real Estate Firms: Evidence from China[J]. *Finance Research Letters*, 2023: 104518.

[26] Fang Y, Shao Z Q, Zhao Y. Risk Spillovers in Global Financial Markets: Evidence from the COVID-19 Crisis[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2023,83: 821-840.

[27] Boakye R O, Mensah L K, Kang S H, et al. Foreign Exchange Market Return Spillovers and Connectedness Among African Countries[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2023(86): 102505.

[28] 王茵田, 文志瑛. 股票市场和债券市场的流动性溢出效应研究[J]. *金融研究*, 2010 (3): 155-166.

[29] 史永东, 丁伟, 袁绍锋. 市场互联, 风险溢出与金融稳定——基于股票市场与债券市场溢出效应分析的视角[J]. *金融研究*, 2013 (3): 170-180.

[30] 宫晓莉, 熊熊. 波动溢出网络视角的金融风险传染研究[J]. *金融研究*, 2020,5:39-58.

[31] 杨子晖, 陈里璇, 陈雨恬. 经济政策不确定性与系统性金融风险的跨市场传染——基于非线性网络关联的研究[J]. *经济研究*, 2020(1):65-81.

[32] 刘超, 徐君慧, 周文文. 中国金融市场的风险溢出效应研究——基于溢出指数和复杂网络方法[J]. *系统工程理论与实践*, 2017,37(04):831-842.

[33] 陈创练, 王浩楠, 郑挺国. 国际金融周期共振传染与全球货币政策规则识别[J]. *中国工业经济*, 2021(11):5-23.

[34] 赵华, 王杰. 基于混频数据的实体经济与金融市场时变溢出效应研究[J]. *统计研究*, 2018, 35(7): 49-61.

[35] 陈建青, 王擎, 许韶辉. 金融行业间的系统性金融风险溢出效应研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2015, 32(9): 89-100.

[36] 林达, 李勇. 中国上市金融机构关联性度量及影响因素分析[J]. *统计研究*, 2019,36(04):50-59.

[37] 林朝颖, 黄志刚. 系统性风险外溢视角下的定向调控与总量调控货币政策比较研究[J]. *经济社会体制比较*, 2020(05):45-57+120.

[38] 杨佩娟, 陈少凌. 中国经济“脱实向虚”了吗?——基于资本市场板块指数的网络测度与分析[J]. *南方金融*, 2019(12):22-32.

[39] 王金明, 肖苏艺. 外汇市场波动的溢出效应与影响因素研究[J]. *暨南学报(哲学社会科学版)*, 2023,45(06):94-107.

[40] 郭文伟. 结构性去杠杆与金融机构系统性风险溢出: 促进还是抑制?[J]. *中央财经大学学报*, 2020(04):26-41.

[41] 潘超, 刘丽洁, 程均丽等. 宏观审慎政策能否降低影子银行风险溢出[J]. *金融经济研究*, 2023,38(03):3-19.

[42] 杨子晖, 陈雨恬, 谢锐楷. 我国金融机构系统性金融风险度量与跨部门风险溢出效应研究[J]. *金融研究*, 2018(10):19-37.

[43] 林玉婷, 陈创练, 刘悦吟. 基于国际资本多重动机的全球系统性风险传染路径识别[J]. *统计研究*, 2021,38(12):42-60.

[44] 刘超, 郭亚东. 多时间尺度下行业间系统性金融风险溢出及拓扑结构分析[J]. *中国管理科学*, 2022,30(10):46-59.

[45] Raftery A E, Kárný M, Ettler P. Online Prediction under Model Uncertainty via Dynamic Model Averaging: Application to a ColdRolling Mill[J]. *Technometrics*, 2010, 52(1): 52-66.

[46] 陈创练, 高锡蓉, 刘晓彬. “稳增长”与“防风险”双目标的宏观调控政策抉择[J]. *金融研究*, 2022(01):19-37.

[47] Fiess N, Shankar R. Determinants of Exchange Rate Regime Switching[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2009,28 (1):68-98.

Capital Market and Real Sector Financial Risk Spillover and

Macro-control Effect of Policy

SHAN Jing-qun WANG Hao-nan

Abstract: The report from the 20th National Congress of the Communist Party of China (CPC) underscores the importance of preventing systemic risk. To effectively monitor financial risk transmission within our country's capital market and the real economy, this study utilizes the TVP-VAR model to compute dynamic spillover and absorption indices for the financial system's risk. Additionally, it examines the primary transmission pathways and the evolving patterns of financial risk during a specific period through directed network topology analysis. Furthermore, the study empirically assesses the regulatory impact of macroeconomic policies on the financial system's risk transmission using the TVP-FAVAR model. The findings reveal the following: (1) The financial risk transmission has intensified since 2015, and it exhibits nonlinear behavior across various capital markets and sectors. (2) In the financial system, "the stock market $\rightarrow$ the real estate market" and "the government sector $\rightarrow$ the enterprise sector" are the main paths of risk spillover, and the risk spillover effect is significantly enhanced during the subprime crisis, in particular, the stock market, Covid-19 pandemic risk of the main spillover path is more complex. (3) Higher money market interest rates, decelerated money supply growth, and increased statutory reserve requirements have proven more effective in mitigating risk transmission during the subprime crisis. Additionally, fiscal policy adjustments and foreign exchange intervention policies have displayed notable effectiveness during the pandemic. These findings offer valuable insights for preempting financial system risk contagion while shaping macroeconomic policies.

Key Words: Capital market Real sector Absorption effect Spillover effect Macro-policy

绿色信贷对商业银行风险影响及机制研究

——基于中国银行业的双重差分法验证¹曹高航² 高惺惟³ 王天琪⁴ 田容至⁵

【摘要】商业银行支持绿色发展和其自身风险防范是一对不可调和的矛盾吗？本文基于 2008—2019 年中国 64 个商业银行数据构建了绿色信贷政策的准自然实验，首先，利用双重差分模型研究了绿色信贷对商业银行风险的影响；其次，对国有与非国有商业银行、城市与农村商业银行进行了异质性检验；最后，对商业银行流动性以及创新性进行了中介机制考察。研究发现：商业银行开展绿色信贷可以有效降低商业银行风险；绿色信贷政策虽然存在降低商业银行风险的政策效应，但具有 3 年时间的滞后性；绿色信贷政策可以削弱国有商业银行和城市商业银行风险，但对非国有商业银行和农村商业银行的影响并不明显；增加绿色信贷份额可以增强国有商业银行流动性以及城市商业银行创新性，进而直接降低商业银行风险。

【关键词】绿色信贷 商业银行 银行风险

引言

随着中国经济发展模式的转型，推动绿色信贷发展成为促使商业银行引导经济、环境可持续发展的重要手段。2007 年发布的《关于环境保护政策法规防范信贷风险的意见》首次提出通过差异化利率、贷款限制等信贷手段对环境与经济发展进行干预和调控。2012 年《绿色信贷指引》进一步明确了绿色信贷的重点投向和支持领域。2016 年，七部委联合印发的《关于构建绿色金融体系的指导意见》形成了绿色金融发展的体系化建设方案。2018 年中国人民银行发布实施的《银行业存款类金融机构绿色信贷业绩评价方案（试行）》，将绿色信贷业绩评价结果纳入银行业存款类金融机构宏观审慎考核，标志着我国绿色信贷进入了实质性发展阶段。2021 年，中国人民银行通过碳减排支持工具向金融机构提供低成本资金，引导金融机构在自主决策、自担风险的前提下，向碳减排重点领域内的各类企业一视同仁提供碳减排贷款。一系列绿色信贷等碳减排支持工具的推出，无疑能够发挥政策示范效应，引导金融机构和企业更充分地认识绿色转型的重要意义，助力碳达峰、碳中和目标的实现。

商业银行在践行绿色金融理念中，主要以绿色信贷的方式为从事循环经济、绿色经济生产的环保型企业提供信贷支持，但是，节能环保产业大多为科技创新型企业，支持节能环保项目存在较大信贷风险，致使商业银行为防范系统性风险不得不降低绿色信贷供给。那么，对我国银行业而言，绿色信贷对于其风险承担是一把“双刃剑”吗？绿色信贷对商业银行风险承担会存在怎样的影响机制？

从理论上讲，绿色信贷使资金配置得到优化：一方面，绿色信贷使资金从落后产业及生产过剩的产业中流出，有助于淘汰过剩产能；另一方面，绿色信贷使资金向绿色环保产业、节能产业调配，有助于推动产业升级，促进经济的可持续发展。但是我国绿色信贷的发展依旧处于不完善的阶段，绿色信贷管理手段单一，法律以及环境征信制度不完善。因此，目前关于绿色信贷对商业银行风险的影响仍未有定论。一部分学者则认为绿色信贷可以对商业银行的财务绩效（张琳，2019）[1]、社会声誉（Weber，2005）[2]产生正向影响，同时顺应了绿色产业蓬勃发展的趋势，有助于优化商业银行的信贷结构，对商业银行综合竞争力具有提升作用（汪炜等，2021）[3]。但另一部分学者则认为政府的政策会扰乱市场秩序，造成资金配

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI WorkingPapers NO.2403

² 曹高航，北京大学政府管理学院

³ 高惺惟，中国人民大学国际货币研究所研究员，中共中央党校经济学部教授

⁴ 王天琪，伦敦大学国王学院

⁵ 田容至，中共中央党校

置的失效(Mathuva 和 Kiweu, 2016) [4], 而绿色企业多处于新兴产业之中, 特别是在短期发展中具有较大的不确定性, 因此, 不完善的配套措施会降低商业银行的成本效率(丁宁等, 2020) [5], 使商业银行的风险扩张。同时当前绿色信贷业务投资回报率较低, 开展绿色信贷会提升商业银行运营成本, 从而对商业银行经营与发展具有负向效应(李程等, 2016) [6], 且这种负向的影响在发展中国家的商业银行中更为明显(Finger 等, 2018) [7]。

综合来看, 绿色信贷对商业银行风险呈积极影响还是消极影响仍存在较大争议, 并且二者之间的影响机制也尚无定论。然而绿色发展势在必行, 商业银行正在如火如荼地开展绿色信贷政策, 因此有必要厘清绿色信贷对商业银行风险的影响及其机制, 为商业银行平稳有序开展绿色信贷业务提供理论支撑。

一、文献综述

学界中对绿色信贷的研究汗牛充栋, 学者们将绿色信贷政策作为外生冲击, 从宏观的角度上探讨了绿色信贷政策对绿色创新(王馨和王营, 2021) [8]、绿色经济增长(谢婷婷和刘锦华, 2019) [9]、产业结构升级(李毓等, 2020) [10]的影响, 从微观上探讨了绿色信贷政策对重污染企业投融资(苏冬蔚和连莉莉, 2018) [11]、商业银行经营绩效(王建琼和董可, 2019) [12]等的影响。学者们将《绿色信贷指引》政策作为关键外生冲击, 使用双重差分法测算该政策的政策效应。但需要指出的是对于商业银行而言, 绿色信贷政策执行时间并不相同, 因此需要用多期的双重差分法才能更为准确地观测到绿色信贷政策的政策效应。

现有关于绿色信贷对商业银行的影响研究主要关注的是绿色信贷对商业银行经营绩效的影响, 其中学者们集中讨论了绿色信贷对商业银行的财务绩效(张琳和廉永辉, 2019) [13]、综合竞争力(何凌云等, 2018) [14]、资源配置情况(丁宁等, 2020) [15]等要素的影响。作为影响经营绩效的关键因素, 商业银行风险管理也是学者们讨论绿色信贷时的焦点, 特别是信贷风险(孙光林等, 2017) [16]、经营风险(孙红梅和姚书淇, 2021) [17]、流动性风险(雷博雯和时波, 2020) [18]乃至环境风险(胡乃武和曹大伟, 2011; 马秋君和刘文娟, 2013) [19-20]。现有文献虽然对各种细化的风险有着详尽的讨论, 然而真正谈及银行风险时, 需要综合各方面的影响, 对银行的风险承担能力(Z 值)进行研究(张健华和王鹏, 2012) [21]。此外, 尽管有大量的文献讨论了绿色信贷与商业银行风险之间的关系, 但大部分文献仅停留在二者之间的直接关系的研究(李苏, 2017; 邵传林和闫永生, 2020) [22-23], 而对其中的间接影响机制研究尚少。但结合影响经营绩效的文献来看, 绿色信贷可能并不仅仅直接影响银行风险, 流动性、创新性这些影响经营绩效的指标很可能间接作用于银行风险。

由此可见, 虽然现有文献对于绿色信贷影响商业银行风险的问题已有一定的研究, 但在研究方法上可能并不准确, 运用多期的双重差分法对政策效应的解释将更为充分。同时, 本文不仅探讨了绿色信贷政策的净效应, 还对绿色信贷份额的影响做了进一步的研究, 不仅回答了是否要实施绿色信贷政策这一问题, 还为已实施绿色信贷政策的商业银行后续是否应当加大绿色信贷份额做出了解释。此外, 现有研究更关注的是绿色信贷政策对商业银行风险的积极或消极的影响, 但对影响的路径解释方面仍有欠缺。本文不仅对直接影响路径和间接影响路径进行了研究, 还探讨了绿色信贷对不同性质商业银行风险的影响路径, 为不同性质商业银行开展绿色信贷政策提供了理论依据。

二、理论分析和研究假设

(一) 绿色信贷实施对商业银行风险的影响

学术界中大量文献指出绿色信贷会引发资源错配(潘锡泉, 2017; 王艳丽等, 2021) [24-25], 这可能会导致银行的风险增加。虽然商业银行通过差异化利率机制或者金融杠杆, 可以使资金从“两高一剩”行业流向绿色环保行业, 进而引导产业结构创新升级, 推动可持续发展, 但是, 一方面, 绿色环保企业作为新兴产业, 市场运作模式不成熟, 盈利水平往往较低(王遥和潘冬阳, 2015) [26], 商业银行以优惠利率将信贷资金投向绿色项目会造成利息收入的损失, 特别是, 部分高风险的绿色环保企业会在绿色信贷支持下

得以推进，而政策激励下同质性绿色企业的盲目扩张在市场的挤出效应下最终形成银行坏账，导致商业银行经营风险扩大。另一方面，“两高一剩”企业具有成熟的市场运营模式，提升其贷款利率会造成这部分客户减少甚至放弃银行贷款（陈伟光和卢丽红，2011）[27]，从而产生机会成本。同时，“抽贷”可能会加剧企业资金链断裂，抑制高污染企业技术创新（田超和肖黎明，2021）[28]，导致企业更加难以偿还借款，银行将面临更大损失。

同时，绿色信贷政策的配套机制尚不完善也可能导致商业银行无法有效规避风险。一方面，当前绿色信贷仍存在信息不对称、信贷机制不完善、风控机制存在缺漏等问题（宁金辉和史方，2021）[29]。由于商业银行的征信系统中并没有纳入环境污染及保护信息，在发放信贷的过程中，商业银行只能获取部分碎片化的信息，无法对贷款企业的环保水平等做出准确评判（马秋君和刘文娟，2013）[30]。另一方面，商业银行既没有形成绿色信贷的激励机制，也缺少环境风险和社会风险的管理机制，针对绿色环保企业的风险评估与控制机制也并不完善。绿色环保项目往往回报周期长，投资金额大。银行需独自承担资金回流慢的压力，流动性风险提升。加之国内缺乏完善的绿色项目评估监督体系，大大增加了贷前评估成本和事后监督成本（于波等，2021）[31]，众多污染企业存在“漂绿”行为，虚假的环保宣传导致大量绿色信贷项目质量不高，增加了商业银行环境责任关联风险。

然而产业转型下也存在资源优化及风险降压现象。一方面，在信用风险层面，由于环保政策要求及执法力度愈发严格，企业净污成本变高甚至面临污染处罚，企业盈利能力降低，商业银行信贷业务的违约风险增加。相比之下，适用绿色信贷的新企业或项目所处行业具有更好的发展前景，且拥有政府绿色项目贴息、担保等政策支持（汪炜等，2021）[3]。同时，环保行业采用绿色清洁技术，拥有更为广阔的市场前景，相比于“两高一剩”企业，其抵押品的价值更有保障，从而降低了商业银行信贷业务的信用风险。另一方面，在信誉风险层面，绿色贷款业务促使商业银行践行社会责任，创新和发展绿色产品（Relano，2008）[32]，由此建立的良好声誉能够扩大商业银行的客户群体，提升商业银行自身竞争力，获取更多绿色信贷业务和投资项目。同时，商业银行绿色信贷业务的推广有助于引导公众及市场形成绿色环保理念，吸引更多绿色环保客户，形成良性循环。由此，绿色信贷有助于商业银行践行企业社会责任，促使商业银行积累道德资本，从而以良好的声誉降低商业银行信贷风险。

由此提出假设 1：从整体来看，在产业转型的过程中绿色信贷政策会导致商业银行风险变化。并提出两个子假设，假设 1a：绿色信贷政策会导致商业银行风险减弱，破产概率降低；假设 1b：绿色信贷政策会导致商业银行风险增强，破产概率增大。

（二）绿色信贷对商业银行风险影响的异质性

国有商业银行与非国有商业银行因信贷规模、质量、政策的不同而对绿色信贷政策的敏感程度具有异质性（张文中和窦瑞，2020）[33]。在信贷规模上，国有银行的规模较大，因此增加绿色信贷所带来的管理费用等短期成本可以被摊薄，而非国有商业银行的规模较小，实施绿色信贷政策所需成本在其经营活动中所占比重较大（高晓燕，2020）[34]，更易导致风险增溢。在信贷质量上，大型国有银行的绿色信贷业务开展时间较早，品种也较为丰富，相比之下，非国有商业银行则较为单一，因此非国有商业银行在实施绿色信贷时提升银行盈利能力的方面也落后于大型国有银行。在信贷政策上，大型国有银行的绿色信贷政策较为完善，而非国有商业银行则不够成熟，在运营效率上存在较大的差距，对信贷政策的理解偏差更容易使股份银行对自身发展产生负向影响（刘昊，2021）[35]。

除此之外，农村商业银行与城市商业银行也因信贷制度、业务范围、客户结构的不同而对绿色信贷政策的敏感程度具有异质性。在信贷制度上，城市商业银行在绿色信贷方面的制度较为规范，发展状况也比较良好，而农村商业银行在绿色信贷的起步和发展的步伐都相对较慢，与城市商业银行相比信贷管理与风险控制都有着一定的差距。在业务范围上，农村商业银行主要以服务农村、农业经济为主，而城市商业银行更为灵活多变，业务规模大且多元化。在客户结构上，随着农村金融市场竞争结构的变化，农村商业银行客户流失加速，且优质客户比例低，客户老龄化趋势明显。加之农户自身能力有限，对政策理解和项目把控能力较弱，一旦贷款形成风险就很难化解。

由此提出假设 2：绿色信贷政策对国有商业银行和股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行风

险的影响存在异质性。

（三）绿色信贷对商业银行风险影响的机制研究

对于商业银行而言,绿色信贷作为一种创新的信贷形式,能够通过提高商业银行流动性从而降低风险。绿色信贷项目能使商业银行获得良好的市场声誉且获得相关政策支持,更易赢得政府、企业及个人的认可,进而在其核心的揽储业务中占据优势,有助于在金融市场交易中占据主动权,从而获得更好的流动性(苏冬蔚和连莉莉,2018)[11]。除此之外,绿色信贷能够实现商业银行创新性的提升,绿色信贷的投放有助于商业银行进一步完善其信贷审核机制,并且助力商业银行在贷前、贷中、贷后的金融科技投入,进而提高商业银行的创新性(顾晓安和王鹏程,2015)[36]。

而流动性、创新性的提升对于降低商业银行信贷风险具有重要的积极意义。其中提升流动性能够有效地降低银行所面临的金融风险,在极端经济环境下维持正常的运营。除此之外,较好的流动性有助于商业银行利用资产规模扩大的优势开展更加丰富的业务,高效地分配资源,从而更为有效地管控风险。创新能力提升体现了商业银行的金融创新力度与发展实力,同时银行业务部门重视绿色信贷的发展,有助于各部门熟练利用金融科技手段、提升风险管理水平进而实现更为精准、个性化的贷前审核、放款与贷后管理,提升银行的综合创新能力(何凌云等,2019)[37],增强商业银行在风险管理中的主动权,在业务上对接更为低风险的绿色企业、绿色项目,实现贷款风险的削弱,从而打通绿色信贷—银行创新—风险管理这一正反馈通路,降低商业银行在经营当中所面临的风险。

由此提出假设 4:绿色信贷政策能够通过促进商业银行流动性的提升及创新能力的提高,从而降低风险。

三、基准模型、数据与变量说明

（一）基准模型

为了分析绿色信贷政策对商业银行风险的影响,本文采用双重差分模型,以商业银行的风险承担作为因变量,以绿色信贷政策实施前后时间虚拟变量作为核心自变量,具体模型设定如下:

$$\ln RISK_{it} = \beta_0 + \beta_1 * Policy_i * Post_t + \phi X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表商业银行, t 表示时间, $\ln RISK_{it}$ 为商业银行 i 在 t 年的商业风险(取对数值)。 $Policy_i$ 为虚拟变量,表示商业银行是否施行绿色信贷,实施绿色信贷的商业银行取 1,其他没有实施该政策的商业银行取 0。 $Post_t$ 为虚拟变量,表示是否已经施行绿色信贷,实施绿色信贷的时期取 1,其他时期取 0。由于不同商业银行施行绿色信贷的时间并不一致,本文使用多期双重差分法进行检验。 X_{it} 为与银行风险相关的控制变量, μ_i 代表银行个体固定效应, γ_t 代表时间固定效应, ε_{it} 为误差项。本模型与罗知和齐博成(2021)[38]的模型的形式相一致,不单独控制 $Policy_i$ 和 $Post_t$,而是用个体固定效应 μ_i 代替了 $Policy_i$,用时间固定效应 γ_t 代替了 $Post_t$,这样便于控制更多不可观测的遗漏变量,而且能充分利用面板数据的特点。

$$\ln RISK_{it} = \beta_0 + \beta_1 * Policy_i * Post_t * Green + \phi X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

为进一步研究商业银行绿色信贷份额对其风险承担的影响,文章参照邵传林和闫永生(2020)[39]的研究,在基准模型的基础上将自变量替换为政策净效应与绿色信贷份额的交互项,进而验证绿色信贷份额对商业银行风险承担的影响。

（二）数据来源

本文选取的样本为中国 64 家商业银行 2008 - 2019 年面板数据。本文通过 Bankscope 数据库及 Wind 数据库获得了 100 余家国内银行的财务数据,由于部分银行财务数据缺失严重,本文剔除了财务数据不完整的银行样本,保留了 64 家数据较为完整的银行样本。为了降低极端值的影响,本文对所有连续变量在

1%和 99%分位上进行了缩尾处理。

（三）变量解释

关于被解释变量商业银行风险承担的衡量，学界并未形成一致的标准，代理变量主要有预期违约率、存贷比、资本充足率、不良贷款率、Z 值等。本文借鉴邵传林和闫永生（2020）[39]，采用 Z 值衡量银行风险承担，具体计算公式如下：

$$RISK_{it} = \frac{ROA_{it} + CAR_{it}}{\delta(ROA_{it})} \tag{3}$$

其中，ROA 表示银行的总资产收益率；CAR 表示银行的资本充足率， $\delta(ROA)$ 表示总资产收益率的标准差，即资本收益率与资本资产比之和除以资产收益率的标准差。因为 Z 值有尖峰后尾的性质，取对数进行回归。Z 值越大，银行系统越稳定，破产概率越小，银行风险越小。综上所述，本文选取 Z 值作为银行风险承担的代理变量，并用资本充足率、不良贷款率进行稳健性检验。

关于核心解释变量绿色信贷虚拟变量的选择，苏冬蔚和连莉莉（2018）[11]在研究绿色信贷对企业投融资行为的影响时，将 2012 年《绿色信贷指引》的正式实施作为绿色信贷政策施行的重要时间节点。在此基础上，考虑到 2012 年后还有其他不同的商业银行逐渐开设绿色信贷业务，本研究通过手工查阅各家商业银行《社会责任报告》中绿色信贷余额的披露时间点，确定各家商业银行开展绿色信贷的时间，具体时间如表 1 所示。如果某家银行在当期开始披露或已经披露了绿色信贷余额，则赋值为 1，否则为 0。另外，通过手工查阅各家商业银行《社会责任报告》中绿色信贷余额，计算得到绿色信贷占贷款余额比例，作为核心解释变量的另一个衡量指标。

表 1 施行绿色信贷的商业银行及其施行年份

施行绿色信贷的年份	该年起施行绿色信贷的银行
2012	南京银行、邮储银行、招商银行、兴业银行、建设银行 北京银行、上海银行、农业银行、工商银行、中国银行 平安银行、浦发银行、民生银行、交通银行、中信银行 宁波银行、华夏银行、江苏银行、光大银行
2014	青岛银行、杭州银行、浙商银行、广发银行、渤海银行
2015	渝农商行、贵阳银行
2016	无锡银行
2017	长沙银行

为控制其他因素对商业银行风险的影响，参考已有研究，本文选取了以下控制变量：在银行自身风险控制方面，本文选取了银行规模、银行盈利能力、银行的收入结构作为控制变量。其中，以银行总资产余额的自然对数代表银行规模，以银行净利润与总资产的比值衡量银行盈利能力，以非利息收入与总营业收入的比值衡量银行非利息收入占比。在宏观经济方面，本文参照丁宁等（2020）[5]的研究，选取了 GDP 增长率、M2 增长率以及国内物价水平作为控制变量。此外，为后续异质性检验做铺垫，本文还考察了银行是否为城市商业银行和是否为国有商业银行。

表 2 描述性统计

变量	变量含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
risk	商业银行风险	768	3.71	.254	1.651	5.72
green	绿色信贷份额	768	1.78	2.932	0	9.511
roa	银行盈利能力	768	.01	.009	-.06	.108
NIIR	银行非利息占比	768	.148	.136	-.911	1
size	银行规模	768	26.224	2.248	20.011	31.036
gdpgrowth	GDP 增长率	768	7.992	1.401	6.1	10.6
M2growth	M2 增长率	768	12.058	8.861	1.5	33.2
cpi	国内物价水平	768	102.592	1.675	99.3	105.9

四、实证结果

（一）基准回归结果

基准模型的回归结果见表 3。第（1）列和第（3）列分别表示仅控制个体固定效应和时间固定效应时各变量对银行风险的影响，第（2）列和第（4）列再加入银行规模、银行盈利能力、银行的收入结构、银行上市情况、GDP 增长率、M2 增长率以及国内物价水平等控制变量。结果显示，无论是否加入控制变量，Policy*Post 的系数始终为负且显著。这说明，绿色信贷的净政策效应是使 Z 值增加 3.7%，由于 Z 值越小，风险越大，即绿色信贷的政策效应是使银行的风险降低 3.7%。控制变量中，银行盈利能力、银行的收入结构的回归系数为正且显著，说明较强的盈利能力与多元化的收入结构有利于缓解银行风险。而银行规模以及经济增长的回归系数为负且显著，说明商业银行规模越大，越存在较大的道德风险，从而其破产风险越高。第（3）列和第（4）列的结果显示，无论是否加入控制变量，绿色信贷份额的回归系数显著为负，第（4）列的结果表示，绿色信贷份额每增长 1%，Z 值将会增加 1.3%，即商业银行的风险将会降低 1.3%。可见，假设 1a 成立，即绿色信贷并非双刃剑，相反还可以有着双重红利，即在尽到绿色发展的社会责任的同时，还可以降低商业银行风险的作用。

表 3 基准回归结果

	(1) risk	(2) risk	(3) risk	(4) risk
policy*post	0.042** (0.020)	0.037* (0.022)		
green			0.014*** (0.003)	0.013*** (0.004)
roa3		8.731*** (2.154)		8.092*** (2.152)
NIIR3		0.219*** (0.053)		0.192*** (0.053)
size3		-0.066*** (0.016)		-0.070*** (0.016)
gdpgrowth		-0.032*** (0.009)		-0.029*** (0.009)
M1growth		-0.001 (0.001)		-0.001 (0.001)

cpi		0.007		0.007
		(0.005)		(0.005)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	768	768	768	768
R-squared	0.008	0.124	0.026	0.135

Standard errors are in parenthesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(二) 多期平行趋势检验

双重差分模型需要满足平行趋势检验假设，即在政策时间点之前实施绿色信贷政策的商业银行和未实施绿色信贷政策的商业银行变化趋势保持一致。正如前文所强调的，不同商业银行开展绿色信贷的时间不同，因而不能将某一年作为临界点设置虚拟变量。本文参考 Beck（2010）[40]的研究，为各商业银行设定实施绿色信贷的相对时间值，从而构建多期平行趋势检验，具体检验公式为：

$$\begin{aligned} \ln RISK_{it} = & \alpha + \beta_1 Before3_{it} + \beta_2 Before2_{it} + \beta_3 Before1_{it} \\ & + \beta_4 Current_{it} + \beta_5 After1_{it} + \beta_6 After2_{it} + \beta_7 After3_{it} \\ & + \beta_8 After4_{it} + \beta_9 After5_{it} + \beta_{10} After6_{it} + \beta_{11} After7_{it} \\ & + \beta_{12} After8_{it} + \varphi X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{4}$$

其中，Before、Current 以及 After 为商业银行施行绿色信贷的前 n 年、当年以及后 n 年的观测值。由于本文样本期为 2008—2019 年，而商业银行在 2012 年之后施行绿色信贷政策，因此部分商业银行没有多于-4 的样本量。本文参考白俊红等（2022）[41]解决多重共线性问题的方法，将其他商业银行-4 期之前的时间归并至第-4 期。由此，本文以-4 期为基点，分析政策发生前三年情况以观测是否符合平行趋势检验。同样，由于观测值的时间截至 2019 年，本文主要分析商业银行采用绿色信贷后 7 年的动态效应。结果如图 1 所示，商业银行施行绿色信贷政策之前，时间虚拟变量的系数均不显著，说明实验组商业银行与对照组商业银行在政策发生之前的风险无显著差异，符合平行趋势检验假设。此外，在政策发生后，并不会立即降低商业银行风险，在施行绿色信贷 3 年后，绿色信贷政策对商业银行 Z 值的影响显著为正并不断提升，说明了绿色信贷政策存在降低商业银行风险的政策效应，但具有 3 年时间的滞后性。绿色信贷政策效应存在滞后期可以从两个方面进行解释，一方面可能是因为在绿色信贷实施的前期，由于绿色信贷存在技术人员培养成本以及环境项目审核成本等成本效应的压力（丁宁，2020）[5]，但在绿色信贷实施的中后期，随着绿色信贷份额的规模效应，可以有效起到降低成本从而起到降低风险的作用。另一方面可能是因为在绿色信贷实施的前期，银行的绿色声誉以及社会责任感起到的正外部性不能及时得到反馈（张长江和张玥，2019；尹庆民和武景，2022）[42-43]，而到绿色信贷实施的中后期，实施绿色信贷政策的商业银行声誉发挥作用从而提高了商业银行的流动性进而降低了风险。

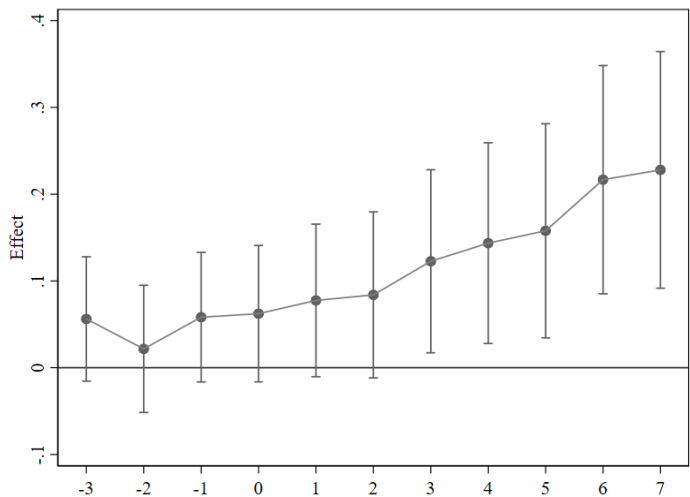


图 1 绿色信贷政策对商业银行风险的平行趋势检验

(三) 稳健性检验

1. PSM-DID

为了克服开展绿色信贷的商业银行与其他商业银行的风险变动趋势存在的系统性差异，降低 DID 估计的偏误，本文进一步采用 PSM-DID 方法进行稳健性检验。采用 Logit 模型，以 policy 为因变量，以银行盈利能力、银行非利息收入占比、银行规模、银行年龄等变量作为相应的匹配变量，然后分别采用卡尺最近邻匹配法和近邻 1: 1 匹配法进行样本匹配。

首先去除政策实施后样本数据，即仅以绿色信贷政策实施前年份银行与未实施绿色信贷银行进行倾向得分匹配，删除未匹配数据，而后与政策实施后年份数据进行纵向匹配，并删除匹配数据中未出现的地区保证样本数据的统一性。最终，基于匹配数据再次进行回归，与前文主回归保持一致，回归结果如表 4 所示，其中，第（1）列和第（3）列分别表示仅控制个体固定效应和时间固定效应时绿色信贷净政策效应和绿色信贷份额对银行风险的影响，第（2）列和第（4）列分别表示加入了相应的控制变量后绿色信贷净政策效应和绿色信贷份额对银行风险的影响。从表中可以看出无论是否加入控制变量，绿色信贷净政策效应和绿色信贷份额的系数均显著为正，证明本文主回归结果稳健，即商业银行开展绿色信贷可以降低风险水平，进一步证实了假设 1a。

表 4 PSM-DID 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	risk	risk	risk	risk
policy*post	0.040** (0.020)	0.035* (0.018)		
green			0.008*** (0.003)	0.007*** (0.002)
控制变量	No	Yes	No	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	232	232	232	232
R-squared	0.157	0.305	0.201	0.337

Standard errors are in parenthesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

为了保证 PSM-DID 方法的有效性，本文也进行了相应的检验。正如前文的回归结果表明，各协变量对处理变量具有较强的解释力。同时，需要检验在进行匹配后各变量在处理组与控制组的分布是否变得平衡，协变量的均值在处理组和控制组间是否依然存在显著差异。若不存在显著差异，则支持 PSM-DID 方法的应用。本文运用核匹配进行估计，对比匹配前的结果，所有变量的标准化偏差均大幅缩小，PSM-DID 是有效的。

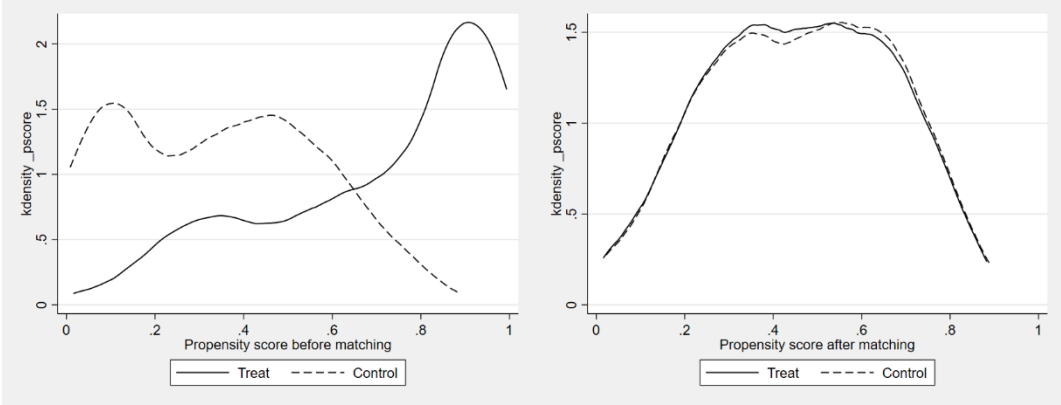


图 2 治疗组和对照组的倾向得分分布

2. 安慰剂检验

由于可能存在一些非观测的商业银行自身特征使得绿色信贷政策对商业银行风险影响受到干扰。在同时点的双重差分模型中，一般研究与 Liu 和 Lu（2015）[44]一致，选择随机生成实验组的方式进行安慰剂检验，将绿色信贷对各银行风险的冲击变得随机，排除由其他随机因素造成的影响。但由于本文为多时点模型，政策时点存在差异，因此本文参照白俊红（2022）[41]的方式，同时生成伪实验组虚拟变量以及伪政策冲击虚拟变量，即为每个商业银行随机抽取时点开展绿色信贷政策从而进行检验。利用 Stata 软件构造伪绿色信贷政策对 64 个商业银行的 500 次随机冲击，每次随机抽取 29 个商业银行作为实验组，且开展绿色信贷政策随机给出，得到 500 组虚拟变量，将 500 个系数的核密度及其 p 值分布在图中。结果如图 3 所示，随机处理结果大多集中在 0.005 附近，且大部分系数的 P 值高于 0.1。而实际绿色信贷对商业银行风险的系数为 0.037，与安慰剂检验结果有显著的差异。稳健性检验进一步证实了假设 1a。

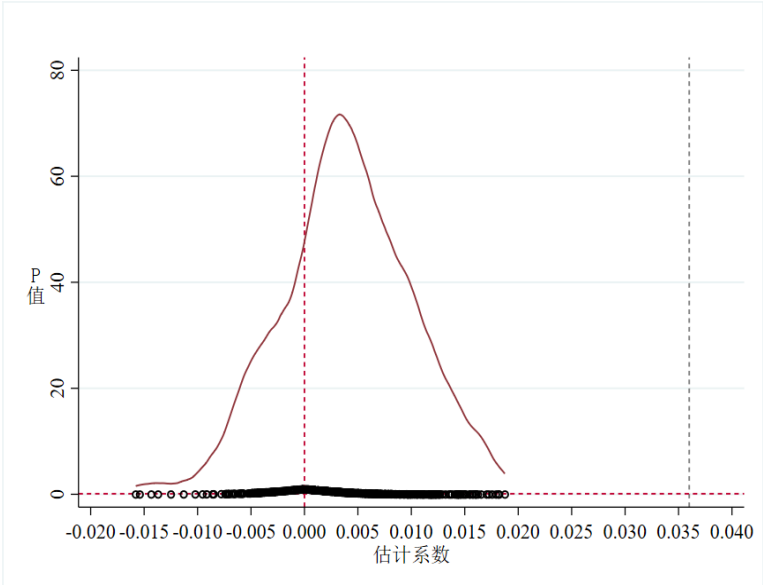


图 3 随机生成治疗组后政策变量的回归系数分布

3. 替换被解释变量

为进一步检验绿色信贷对商业银行风险的影响，本部分使用了替换变量法来对结果进行稳健性检验。由于学界对风险的定义不一，前文使用 Z 值来估计商业银行的风险可能存在偏差，因此本部分用资本充足率（CAR）、不良贷款率（NPL）来替代被解释变量进行稳健性检验。第（1）列说明了绿色信贷净政策效应会降低不良贷款率，进而减弱银行风险，第（2）列说明了绿色信贷份额每增加 1%，不良贷款率则会下降 0.6%。第（3）列说明了绿色信贷净政策效应会增大资本充足率，进而减弱银行风险，第（4）列说明了绿色信贷份额每增加 1%，资本充足率会增加 0.4%。稳健性检验结论与上述结论均一致，无论是从资本充足率的角度，还是从不良贷款率的角度出发，绿色信贷政策会削弱银行风险。稳健性检验进一步证实了假设 1a。

表 5 替换被解释变量后的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	NPL	NPL	CAR	CAR
policy*post	-0.038*** (0.014)		0.020*** (0.007)	
green		-0.006*** (0.001)		0.004*** (0.001)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	768	768	768	768
R-squared	0.217	0.208	0.202	0.204

Standard errors are in parenthesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

（四）异质性分析

为进一步检验不同的控股形式和治理结构下绿色信贷对商业银行风险的影响，本文根据银行的控股形式分为国有企业和非国有企业，针对不同类型的银行，本文进行了异质性分析。分析结果如表 6 所示，其中列（1）表示绿色信贷政策对非国有银行风险的政策净效应，可以看出绿色信贷政策对非国有银行风险影响的结果并不显著。列（2）表示绿色信贷份额对非国有银行风险的影响，可以看出绿色信贷份额的增加对非国有银行风险影响的结果并不显著。列（3）表示绿色信贷政策对国有银行风险的政策净效应，可以看出绿色信贷政策对国有银行 Z 值的系数显著为正，说明绿色信贷政策可以显著降低国有银行的风险。列（4）表示绿色信贷份额对国有银行风险的影响，可以看出绿色信贷份额的增加对国有银行 Z 值的影响结果显著为正，说明每增加 1%的份额的绿色信贷，国有银行的风险下降 3%。

表 6 异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	非国有银行 risk	非国有银行 risk	国有银行 risk	国有银行 risk
policy*post	0.007 (0.025)		0.076* (0.040)	
green		0.007 (0.005)		0.030*** (0.010)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes

时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	348	348	420	420
R-squared	0.161	0.167	0.113	0.130

Standard errors are in parenthesis
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

相较于民营或股份制银行等非国有银行来说，国有银行通常具有更大的资产规模与可用资金，这便使其拥有了更为完善的风险管理流程以及更为优质的客户群体。而在外部环境上，国有银行通常有着更高的风险重要性等级，中国人民银行等监管机构亦对其有着更为严格的风险指标考核，这在很大程度上限制了国有银行信贷投放的盲目扩张，在绿色信贷背景下，国有银行能够更为稳健地开展业务，充分挖掘贷款申请人在绿色发展中的业务优势，将贷款投向生产经营业务发展更为健康的企业。因此国有银行开展绿色信贷政策更有利于缩小风险。

此外，本文还根据银行的治理结构分为城市商业银行和农村商业银行，二者异质性分析结果如表 7 所示。其中列（1）表示绿色信贷政策对农村商业银行的政策净效应，可以看出绿色信贷政策对农村商业银行风险影响的结果并不显著。列（2）表示绿色信贷份额对农村商业银行风险的影响，可以看出绿色信贷份额的增加对农村商业银行风险影响的结果并不显著。列（3）表示绿色信贷政策对城市商业银行风险的政策净效应，可以看出绿色信贷政策对城市商业银行 Z 值的系数显著为正，说明绿色信贷政策可以显著降低城市商业银行的风险。列（4）表示绿色信贷份额对城市商业银行风险的影响，可以看出绿色信贷份额的增加对城市银行 Z 值的影响结果显著为正，说明每增加 1% 的份额的绿色信贷，城市商业银行的风险下降 2.5%。

表 7 异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	农村银行 risk	农村银行 risk	城市银行 risk	城市银行 risk
policy*post	-0.037 (0.033)		0.108*** (0.022)	
green		-0.007 (0.007)		0.025*** (0.003)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	360	360	408	408
R-squared	0.004	0.004	0.275	0.284

Standard errors are in parenthesis
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

与国有银行特征类似，城市商业银行相较于农村商业银行来说，其通常拥有更好的风险管理体系、更为完善的信贷审批流程、更为雄厚的资金实力，更强的绿色金融产品创新潜力。此外，城市商业银行的最大业务特征便是经营范围多集中于城市区域，所提供的授信对象也同样匹配城市化发展的结构特征，即主要为第二、第三产业，并且经营管理能力与生产经营规模相对较强，绿色金融产品创新能产生的影响更为广泛。而农村商业银行所提供的信贷服务则有更大比例投入在第一产业或相关上下游产业链企业当中，此类企业的特征便是风险较高，同时经营管理理念较为落后，管理层理念相对较为滞后，因而对绿色发展的贯彻可能存在不充分、不彻底的客观情况，相关信贷资金投向可能发生偏移，因而阻碍了农村商业银行在绿色信贷政策开展过程中的风险控制，而城市商业银行依托于较为成熟的内外外部环境，绿色信贷政策的开展更有利于其缩小风险。

五、机制分析

绿色信贷通过何种渠道来影响商业银行的风险呢？大量的研究集中于成本收入比率的中介效应，丁浩洋（2021）[45]的研究也用实证分析证实了绿色信贷对商业银行的作用是以成本收入效应为主。鉴于大量的研究对成本收入比已有较为深入的研究，本部分从其他角度，即流动性以及创新性对银行风险的中介效应进行探索。

（一）流动性对商业银行风险的中介效应

考虑到国有银行和非国有银行在异质性检验结果中，绿色信贷增加了国有银行的风险，但并没有显著增加非国有银行的风险。为进一步探讨其中的机制，本部分在中介机制检验中也进行了异质性分析。参考温忠麟（2014）[46]，设置中介效应模型如下：

$$\text{liquid}_{it} = \beta_0 + \beta_1 * \text{Policy}_i * \text{Post}_t * \text{Green} + \phi X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln \text{RISK}_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 * \text{Policy}_i * \text{Post}_t * \text{Green} + \lambda_2 * \text{liquid}_{it} + \phi X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中，i 代表商业银行，t 表示时间，liquid_it 为商业银行 i 在 t 年的流动性水平，由于流动性覆盖率以及流动性资产充足率指标较难获取，本文参照蒋海等（2021）[47]，将流动性比率作为流动性水平的代理变量，而流动性比率以流动性资产/流动性负债来表示，其余变量与基准方程（2）一致。

表 8 的（1）（3）（5）列表示绿色信贷份额对全国商业银行、非国有商业银行以及国有商业银行流动性的影响，第（2）（4）（6）列表示绿色信贷份额和流动性比率对全国商业银行、非国有商业银行以及国有商业银行风险的影响。从第（1）（5）列来看，绿色信贷份额对流动性比率的系数显著为正，这说明伴随着绿色信贷份额的增大，商业银行的流动性增大。从第（2）（6）列来看，绿色信贷份额对商业银行风险的情况与基本回归一致，仍显著为正。同时可以发现，流动性比率在 10% 的显著水平下显著为正，即流动性增加可以降低商业银行信用风险。结合第（1）（2）列或（5）（6）列均可以看出流动性比率着实能起到中介作用，即增加绿色信贷份额会增加全国范围商业银行以及国有银行流动性比率，而银行的流动性增强将直接导致商业银行风险降低。此外，还可以看出，流动性对于商业银行风险降低在国有银行和非国有银行之间均具有正向影响。但相比于非国有商业银行，国有商业银行规模更大，更有实力投资绿色信贷项目，从而更容易获得绿色信贷项目带来的流动性的正向效益。

表 8 不同所有制的商业银行风险中介效应估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全国银行		非国有银行		国有银行	
	liquid	risk	liquid	risk	liquid	risk
green	0.014*	0.012***	0.005	0.007	0.032**	0.026***
	(0.007)	(0.004)	(0.009)	(0.005)	(0.015)	(0.010)
liquid		0.096***		0.107***		0.089**
		(0.026)		(0.035)		(0.042)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	768	768	348	348	420	420
R-squared	0.117	0.161	0.222	0.186	0.088	0.169

Standard errors are in parenthesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

（二）创新性对商业银行风险的中介效应

与验证流动性的中介效应过程相一致，本部门验证创新性的中介效应模型如式（7）和式（8），其中， $Innovation_{it}$ 为商业银行 i 在 t 年的创新能力。孙磊（2010）[48]指出金融创新可以显著改善资本收益结构，股票市场融资功能的完善以及债券市场的健全主要体现在银行的手续费、佣金收入的显著提高。本文参考周建等（2012）[49]以及吴成颂等（2016）[50]的研究，选取以手续费及佣金净收入/营业收入来表示银行创新能力，其余变量与上述方程相一致。

$$Innovation_{it} = \beta_0 + \beta_1 * Policy_i * Post_t * Green + \varphi X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\ln RISK_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 * Policy_i * Post_t * Green + \lambda_2 * Innovation_{it} + \varphi X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

表 9 的（1）（3）（5）列表示绿色信贷份额对全国商业银行、农村商业银行以及城市商业银行创新性的影响，第（2）（4）（6）列表示绿色信贷份额和创新性对全国商业银行、农村商业银行以及城市商业银行的影响。从第（1）（5）列来看，绿色信贷份额对商业银行创新性的系数显著为正，这说明伴随着绿色信贷份额的增大，银行创新能力增强。从第（2）（6）列来看，绿色信贷份额对商业银行风险的情况与基本回归一致，仍显著为正。同时可以发现，创新性在 10% 的显著水平下显著为正，即增强企业的创新能力可以降低商业银行风险。结合第（1）（2）列或（5）（6）列均可以看出创新能力着实能起到中介作用，即增加绿色信贷份额会增强全国范围商业银行以及城市商业银行创新能力，而商业银行的创新能力增强将直接削弱银行风险。相比于农村商业银行，城市商业银行具有更广的业务范围，因此其绿色信贷项目更能够对其创新性实现有效提升。同时城市商业银行独立性更强，业务更加灵活，因此其创新性提高对于信贷风险降低带来的影响也显著有效于农村商业银行。

表 9 不同所有制的商业银行风险中介效应估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全国银行		农村银行		城市银行	
	liquid	risk	liquid	risk	liquid	risk
green	0.027*	0.013***	0.012	0.009	0.055***	0.009**
	(0.016)	(0.004)	(0.029)	(0.007)	(0.019)	(0.004)
innovation		0.025**		0.017		0.036***
		(0.010)		(0.015)		(0.013)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	768	768	408	408	360	360
R-squared	0.299	0.140	0.336	0.165	0.295	0.297

Standard errors are in parenthesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

六、结论与启示

本文基于2008—2019年中国64个商业银行数据构建了绿色信贷政策的准自然实验,利用双重差分模型研究了绿色信贷对商业银行风险的影响。同时,采用多期双重差分模型分析绿色信贷执行前后商业银行风险的真实变化情况。此外,本文使用PSM-DID模型、安慰剂检验、替换被解释变量等方法进一步检验实证研究结果的稳健性。为深入研究所有制结构及治理结构对商业银行的影响,本文对国有商业银行、非国有商业银行、城市商业银行以及农村商业银行进行了异质性检验。在机制检验方面,本文对商业银行流动性以及创新性进行了中介机制考察。具体结论如下:一是商业银行开展绿色信贷可以有效降低银行风险。具体而言,绿色信贷净政策效应是使银行风险降低3.7%,并且绿色信贷份额每增长1%,银行风险降低1.3%。二是绿色信贷政策虽然存在降低商业银行风险的政策效应,但具有3年时间的滞后性。三是绿色信贷政策可以削弱国有商业银行信用风险,但对非国有商业银行信用风险的影响不显著;绿色信贷政策会削弱城市商业银行的风险,但对农村商业银行的影响并不显著。四是流动性和创新性着实能起到中介作用,即增加绿色信贷份额可以增强国有商业银行流动性以及城市商业银行创新性,进而降低商业银行风险。

综合上述研究结论,本文提出了以下几点政策建议:首先,深入推进绿色信贷政策。商业银行应该要持续扩大绿色信贷规模,提高银行和企业合作推进绿色信贷交易的积极性。同时根据流动性的中介效应验证结果,商业银行需要以高度的社会责任感践行绿色信贷,发挥声誉带来的正外部性,不断提高流动性水平等竞争优势。其次,不断丰富绿色信贷产品。根据本文对银行创新性的中介效应验证结果,商业银行应该持续创新绿色信贷的相关金融产品,对绿色环保企业的抵押及担保方式进行创新,争取做到绿色金融产品的多样化。再者,需要针对不同类型的银行实施不同的绿色信贷政策。由于绿色信贷对商业银行信用风险的影响具有异质性,就大型国有企业而言,应该加大对绿色环保企业的信贷,继续将信贷政策向绿色环保企业倾斜。除此之外,政府也应该对大型国有银行的绿色信贷政策提供扶持与帮助,提供相应的资金支持、明确业务规范等。对非国有银行来说,当前的主要任务是完善绿色信贷管理机制和风险管控机制,在对其信贷结构进行优化的同时,建立相应的绿色信贷评价标准。政府在加强对其信用风险监督管控的同时,应该建立适当的激励政策,鼓励商业银行扩大绿色信贷规模。对于城市商业银行而言,需要充分利用自身的资源优势,充分发挥各类金融工具的创新性作用,深化高质量绿色金融水平,带动城市绿色经济发展的良性循环;对于农村银行而言,其创新能力相对较弱且绿色信贷专业人才也相对较少,因此需要谨慎发放绿色信贷,对披露信息加强审核与监管,以防信息不对称造成损失。

【参考文献】

- [1] 张琳,廉永辉,赵海涛.绿色信贷和银行财务绩效的动态交互影响关系——基于中国 29 家商业银行的实证研究[J].上海金融,2019,(04).
- [2] Weber O. Sustainability benchmarking of European banks and financial service organizations[J]. Corporate social responsibility and environmental management, 2005, 12(2).
- [3] 汪炜,戴雁南,乔桂明.绿色信贷政策对商业银行竞争力影响研究——基于区域性商业银行的准自然实验[J].财经问题研究,2021,(08).
- [4] Mathuva D M, Kiweu J M. Cooperative social and environmental disclosure and financial performance of savings and credit cooperatives in Kenya[J]. Advances in accounting, 2016, 35.
- [5] 丁宁,任亦依,左颖.绿色信贷政策得不偿失还是得偿所愿?——基于资源配置视角的 PSM-DID~1 成本效率分析[J].金融研究,2020,(04).
- [6] 李程,白唯,王野,李玉善.绿色信贷政策如何被商业银行有效执行?——基于演化博弈论和 DID 模型的研究[J].南方金融,2016,(01).
- [7] Finger M, Gaviols I, Manos R. Environmental risk management and financial performance in the banking industry: A cross-country comparison[J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2018, 52.
- [8] 王馨,王营.绿色信贷政策增进绿色创新研究 [J]. 管理世界, 2021, 37 (06): 173-188+11.
- [9] 谢婷婷,刘锦华.绿色信贷如何影响中国绿色经济增长? [J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29 (09): 83-90.
- [10] 李毓,胡海亚,李浩.绿色信贷对中国产业结构升级影响的实证分析——基于中国省级面板数据 [J]. 经济问题, 2020, (01): 37-43.
- [11] 苏冬蔚,连莉莉.绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?[J].金融研究,2018,(12).
- [12] 王建琼,董可.绿色信贷对商业银行经营绩效的影响——基于中国商业银行的实证分析 [J]. 南京审计大学学报, 2019, 16 (04): 52-60.
- [13] 张琳,廉永辉.绿色信贷、银行异质性和银行财务绩效 [J]. 金融监管研究, 2019, (02): 43-61.
- [14] 何凌云,吴晨,钟章奇等.绿色信贷、内外部政策及商业银行竞争力——基于 9 家上市商业银行的实证研究 [J]. 金融经济研究, 2018, 33 (01): 91-103.
- [15] 丁宁,任亦依,左颖.绿色信贷政策得不偿失还是得偿所愿?——基于资源配置视角的 PSM-DID~1 成本效率分析 [J]. 金融研究, 2020, (04): 112-130.
- [16] 孙光林,王颖,李庆海.绿色信贷对商业银行信贷风险的影响 [J]. 金融论坛, 2017, 22 (10): 31-40.
- [17] 孙红梅,姚书洪.商业银行经营风险与财务绩效——基于绿色业务影响的视角 [J]. 金融论坛, 2021, 26 (02): 37-46.
- [18] 雷博雯,时波.绿色信贷对商业银行绩效与流动性风险的影响 [J]. 金融理论与实践, 2020, (03): 26-31.
- [19] 胡乃武,曹大伟.绿色信贷与商业银行环境风险管理 [J]. 经济问题, 2011, (03): 103-107.
- [20] 马秋君,刘文娟.基于绿色信贷的我国商业银行环境风险管理体系研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2013, 23 (S2): 264-267.
- [21] 张健华,王鹏.银行风险、贷款规模与法律保护水平[J].经济研究,2012,47(05):18-30+70.
- [22] 李苏,贾妍妍,达潭枫.绿色信贷对商业银行绩效与风险的影响——基于 16 家上市商业银行面板数据分析 [J]. 金融发展研究, 2017, (09): 72-77.
- [23] 邵传林,闫永生.绿色金融之于商业银行风险承担是“双刃剑”吗——基于中国银行业的准自然实验研究 [J]. 贵州财经大学学报, 2020, (01): 68-77.
- [24] 潘锡泉.绿色金融在中国:现实困境及应对之策[J].当代经济管理,2017,39(03).
- [25] 王艳丽,类晓东,龙如银.绿色信贷政策提高了企业的投资效率吗?——基于重污染企业金融资源配置的视角[J].中国人口·资源与环境,2021,31(01).

- [26] 王遥,潘冬阳.中国经济绿色转型中的金融市场失灵问题与干预机制研究[J].中央财经大学学报,2015(11).
- [27] 陈伟光,卢丽红.中国商业银行绿色信贷外部障碍与环境风险管理框架的构建[J].广东金融学院学报,2011,26(03).
- [28] 田超,肖黎明.绿色信贷会促进重污染企业技术创新吗?——基于《绿色信贷指引》的准自然实验[J].中国环境管理,2021,13(06).
- [29] 宁金辉,史方.绿色信贷政策与资本结构动态调整[J].财会月刊,2021,(21).
- [30] 马秋君,刘文娟.基于绿色信贷的我国商业银行环境风险管理体系研究[J].中国人口·资源与环境,2013,23(S2).
- [31] 于波,陈红,周宁.绿色信贷、金融科技与商业银行盈利能力[J].统计与决策,2021,37(14).
- [32] Relano F. From sustainable finance to ethical banking[J]. Transformations in business & economics, 2008,(02).
- [33] 张文中,窦瑞.绿色信贷对中国商业银行效率的影响研究——基于 SBM-GMM 模型[J].投资研究,2020,39(11).
- [34] 高晓燕.绿色信贷视角下我国商业银行经营绩效差异性研究[J].甘肃社会科学,2020,(05).
- [35] 刘昊.绿色信贷、风险管理文化与商业银行高质量发展[J].财经理论与实践,2021,42(05).
- [36] 顾晓安;王鹏程.非利息收入占比与银行风险分散效应的关系研究——来自美国银行业的经验证据与启示[J].世界经济研究,2015,(07).
- [37] 何凌云,吴晨,钟章奇,祝婧然.绿色信贷、内外部政策及商业银行竞争力——基于 9 家上市商业银行的实证研究[J].金融经济研究,2018,33(01).
- [38] 罗知,齐博成.环境规制的产业转移升级效应与银行协同发展效应——来自长江流域水污染治理的证据[J].经济研究,2021,56(02).
- [39] 邵传林,闫永生.企业社会责任对银行商业价值的影响研究——基于中国银行业的准自然实验[J].南京审计大学学报,2019,16(06).
- [40] Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The journal of finance, 2010, 65(5).
- [41] 白俊红;张艺璇;卞元超.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[J].中国工业经济,2022,(06).
- [42] 张长江;张玥.绿色信贷能提高商业银行绩效吗?——基于绿色声誉的中介效应[J].金融发展研究,2019,(07).
- [43] 尹庆民,武景.绿色信贷对商业银行经营绩效影响的研究——基于环境声誉的中介效应[J].金融监管研究,2022,(03).
- [44] Liu Y, Lu Y. The economic impact of different carbon tax revenue recycling schemes in China: A model-based scenario analysis[J]. Applied Energy, 2015, 141.
- [45] 丁浩洋,王石琦,周鸿卫.企业社会责任、绿色信贷政策与商业银行财务绩效——基于中国银行业绿色信贷信息披露的估计[J].金融经济,2021,(07).
- [46] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(05).
- [47] 蒋海,张小林,唐绅峰等.货币政策、流动性与银行风险承担[J].经济研究,2021,56(08).
- [48] 孙磊.政策导向对商业银行战略转型步伐的影响——基于 Malmquist 生产效率指数的实证分析[J].经济体制改革,2010(01):122-126.
- [49] 周建,张文隆,刘琴等.商业银行董事会治理与创新关系研究——基于沪深两市上市公司的经验证据[J].山西财经大学学报,2012,34(03):45-52.
- [50] 吴成颂,周炜,张鹏.互联网金融对银行创新能力的影响研究——来自 62 家城商行的经验证据[J].贵州财经大学学报,2016(03):54-65.

Research on the Impact and Mechanism of Green Credit

on Commercial Bank Risk

——Verification of Double Difference Method Based

on China's Banking Industry

Cao Gaohang, Gao Xingwei , Wang Tianqi , Tian Rongzhi

Abstract: Is it an irreconcilable contradiction between commercial banks supporting green development and their own risk prevention? This article constructs a quasi natural experiment on green credit policy based on data from 64 commercial banks in China from 2008 to 2019. Firstly, a double difference model is used to study the impact of green credit on the risk of commercial banks; Secondly, heterogeneity tests were conducted on state-owned and non-state-owned commercial banks, as well as urban and rural commercial banks; Finally, intermediary mechanisms were examined for the liquidity and innovation of commercial banks. Research has found that conducting green credit in commercial banks can effectively reduce their risks; Although the green credit policy has a policy effect of reducing the risk of commercial banks, it has a lag of three years; The green credit policy can weaken the risks of state-owned commercial banks and urban commercial banks, but its impact on non-state-owned commercial banks and rural commercial banks is not significant; Increasing the share of green credit can enhance the liquidity of state-owned commercial banks and the innovation of urban commercial banks, thereby directly reducing the risk of commercial banks.

Keywords: green credit, commercial banks, bank risk

征稿启事



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

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

作品要求:

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

投稿方式:

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

邮寄地址:

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

《国际货币评论》编辑部

HDFH
瀚信网



Global FinTech Lab
全球金融科技实验室

HDFH
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN
金融联盟链



扫码关注