

国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰



中国经济高质量发展的引擎与逻辑

吴晓求

进退相济：国有经济的产业布局与宏观稳定效应

陈金至、刘元春、宋鹭

汇率变动与双边贸易统计数据差异

李红、包群、李港

引入货币持有后的风险态度

易颖、朱超

金融开放、政府隐性担保与系统性金融风险防范

温兴春、龚六堂

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：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】

- 中国经济高质量发展的引擎与逻辑 ————— 吴晓求 01
- 进退相济：国有经济的产业布局与宏观稳定效应 ————— 陈金至、刘元春、宋鹭 03
- 汇率变动与双边贸易统计数据差异：基于国际游资套汇跨境流动视角 —— 李红、包群、李港 24
- 引入货币持有后的风险态度 ————— 易祯、朱超 39
- 金融开放、政府隐性担保与系统性金融风险防范 ————— 温兴春、龚六堂 54
- 人民币和发展中经济体货币的联动性研究 ————— 何青、杨海龙、刘舫、余吉双 79
- 数字经济与共同富裕：理论与实证研究 ————— 陈梦根、周元任 86

中国经济高质量发展的引擎与逻辑¹

吴晓求²

【摘要】改革开放 40 年来，我国经济发展模式发生深刻变化，中国经济实现了从低水平到高水平的跨越，进入了高质量发展的新阶段。第一、粤港澳大湾区的建设是新时代的重大战略举措，在建设过程中须借鉴和吸收香港和澳门的先进经验和做法，解放思想，勇于探索创新。第二，中国经济正处于转型升级的关键阶段，而金融结构改革是实现这一转变的重要保障和推动力。第三，我国资本市场发展面临着重大机遇与挑战，应深化资本市场结构、体制、规则的改革，更好地适应经济发展的新形势。

第一、粤港澳大湾区的建设是新时代的重大战略举措，在建设过程中须借鉴和吸收香港和澳门的先进经验和做法，解放思想，勇于探索创新。

我国经济正处于转型升级的关键时期，改革开放 40 多年来，粤港澳大湾区的建设是新时代的重大战略举措，也是面对内外部环境变化的应对之策。澳门特区政府曾委托我为澳门金融业发展提供咨询意见，我重点关注了横琴的问题。横琴是一个特殊的地区，属于内地领土，由澳门特区政府管理，涉及到管理体制、法律法规、货币政策等方面的协调和创新。横琴应打造成高度市场化、国际化的金融中心，如果按照内地的体制和规则来管理横琴，就会失去其特殊性和优势，必须延续和发扬澳门高度自由的制度。粤港澳大湾区也应该走向更自由、市场、国际化的方向。我们必须借鉴和吸收香港和澳门在体制机制、规则政策、法律法规等方面的先进经验和做法。只有解放思想，勇于探索创新，在实践中不断完善和改进。深圳特区就是探索创新的典范，为中国特色社会主义市场经济体制和模式树立了标杆。

第二，中国经济正处于转型升级的关键阶段，而金融结构改革是实现这一转变的重要保障和推动力。

在我国经济转型的过程中，曾采用依靠要素投入和规模扩张的发展模式，这种模式在一定阶段是必要的，但也存在着不可避免的缺陷。我们充分发挥了土地、资源、劳动力等要素优势，通过吸引外商投资、引进外资等途径来集聚金融资本，这与我国的金融体系和发展目标、方式、路径是相适应的。但目前，我国已经成为一个资本富裕的国家，引进外资仍然是重要的战略，我们不能否认或忽略外资在现代市场经济中的作用。随着我国经济的发展，产业结构在升级、更新，我们面临着经济结构调整的任务，不能再沿用过去依赖要素投入和规模扩张的发展模式，这种模式已经不可持续，也不具有竞争力。我国经济增长模式必须是建立在科技进步和创新驱动的基础上，只有以高科技企业为主导的产业体系才能具有竞争力。

从我国经济发展模式看，中国经济正处于转型升级的关键阶段，需要从以房地产业为主导的投资拉动型向以高科技企业为代表的创新驱动型转变。这一转变对金融体系提出了新的挑战和要求，即金融要更好地服务于实体经济，特别是高科技企业和新兴产业。高科技企业和新兴产业具有高度的不确定性和风险性，需要金融通过分散风险、组合投资等方式提供有效的支持。因此，金融结构改革成为推动中国经济高质量发展的重要内容。

金融结构改革的核心是市场化，即要充分发挥市场在资源配置中的决定性作用，促进金融业态多样化、功能多元化，满足社会各层面对金融的多元需求。其中，资本市场的发展尤为关键，因为资本市场可以通过债务融资和股权融资等方式为高科技企业和新兴产业提供更灵活、更有效的资金渠道。同时，资本市场也可以为居民提供更多元、更优质的财富管理产品和服务。然而，中国目前的资本市场表现不佳，与经济实力和发展潜力不相匹配，严重影响了人民群众的信心和情感。因此，加快资本市场改革和完善是金融结构改革的重点和难点。

除了市场化之外，金融结构改革还需要依靠科技、法制和国际化等支撑。科技可以提高金融效率和普

¹ 本文系作者在“中国人民大学深圳校友论坛暨首届大湾区金融论坛”中发言整理文章

² 吴晓求，中国人民大学原副校长、国家金融研究院院长

惠性，降低金融成本和风险，解决信用问题和信息不对称问题。法制可以保障金融稳定和安全，规范金融行为和市场秩序，维护金融消费者和投资者的合法权益。国际化可以扩大金融开放和合作，增强金融竞争力和影响力，提升金融在全球治理中的话语权和参与度。金融结构改革是中国经济转型升级的重要保障和推动力，需要从市场化、科技化、法制化和国际化等方面进行全面深化。

第三，我国资本市场发展面临着重大机遇与挑战，应深化资本市场结构、体制、规则的改革，更好地适应经济发展的新形势。

我们应该客观地看待自身和他国的经济和金融市场发展状况，不要盲目自大或自卑。印度、越南等国家的经济和金融市场都有不同程度的发展。我们应该深刻反思我国金融市场为什么没有跟上国家经济增长的步伐，为什么没体现出国家的信用和法制。金融市场是一个国家的重要组成部分，它可以从两个方面反映国家的状况：一是货币，它表现了一个国家的货币政策和国际影响力；二是股票，它表现了国家的法治水平和未来预期。目前人民币虽然有一定的波动，但是在国际化进程中还是比较稳定的，这说明中国的信用还是有保障的。而我国的股市并未体现出这样的信心，我们要加快法制建设，使我们的国家成为法治国家，法治国家要求政策的稳定性和连续性，不随意更改或否定前人的决策，合肥就是很好的范例，它坚持一张蓝图绘到底，实现了科创金融和高科技企业的快速发展。这也说明法治对于投资者信心和民营企业发展的重要作用。

我国资本市场制度设计仍存在较大缺陷，导致资本市场长期低迷，我们应该深入分析为什么资本市场没有成长的根本原因。我国的资本市场制度存在独特的现象——企业排队上市，它反映了市场上存在巨大的排队性溢价，这种溢价远远超过了企业的成本和价值，是一种不公平的财富分配，是对社会财富的掠夺。而这些制度和规则的设计是不合理的，每年都有大量企业排队等待上市，我们必须找到导致他们排队的制度因素，并改变它们，让排队现象消失。此外研究中国的经济增长一定要深入研究背后的问题，正视问题，找到问题的根源，并下决心解决它。制定减持资金的规则是最重要的一步，我把它称为中国资本市场上的黑洞。黑洞会吞噬资本市场上的所有财富，必须堵住这个黑洞。

注册制深化是其中一个重要的课题。注册制的实施对高科技企业有利，但也有边界条件。不能一概而论，要完善企业退上市机制，并积极取消违背注册制原则的规则，包括上交所的第一、五套标准，它会扭曲市场的运行。我国资本市场 IPO 环节存在很多问题，需要实事求是的改革，而不是盲目遵守不合理的规则。融券标的的错位也是如此，它与证券法相冲突，我们不能用细则来否定法律。我们很多的规则和政策已经过时，和现在的形势不匹配，需要及时调整。

综上我认为资本市场的关键在于改革和完善制度，我相信中国有能力建设一个高效、公平、透明的资本市场，我们有庞大的经济规模，我们有勤劳的人民，我们在加入 WTO 后取得了巨大的成就，我们一定能够在资本市场上也创造辉煌。谢谢大家！

进退相济：国有经济的产业布局与宏观稳定效应¹

陈金至² 刘元春³ 宋鹭⁴

【摘要】当前，中国形成了“上游国企主导，下游民企主导”的垂直结构。这种独特的“所有制+产业布局”模式是否有利于经济的长期平稳运行？本文在梳理事实及文献的基础上，通过构建并估计一个两部门 DSGE 模型分析了国有经济宏观稳定效应的作用机理及政策效果。研究表明：国有投资的逆周期调节有力地熨平了经济波动，且其效果随着生产垂直性的提升而增强。原因在于，国有部门的产品不仅有下游部门生产所需的投入品，也有最终消费品，因此国有经济的逆周期扩张在稳产出和稳物价的同时还稳定了居民预期，进而提高了社会福利。进一步分析表明：国有经济在参与宏观调控时主要应着力于解决供给冲击，且存在较大的逆周期调节政策空间，同时还应注意结合跨周期的政策设计。本文的研究为丰富宏观调控的政策工具箱和新一轮国企改革提供了参考。

【关键词】国有经济 产业布局 宏观稳定效应 垂直结构 两部门 DSGE 模型

一、引言

“稳字当头、稳中求进”是近年来经济工作的主旋律，当前经济发展面临着“需求收缩、供给冲击、预期转弱”的三重压力，这是对中国特色宏观调控体系的又一次考验。宏观调控是国家治理体系和治理能力现代化中的重大制度安排，国有企业作为社会主义市场经济中的重要组成部分，在宏观调控中也理应发挥关键作用。表 1 显示：横向对比而言，自 2001 年国有部门完成“抓大放小”和“三年脱困”的改革后，中国 GDP 增速的变异系数为 0.298，在同时期所有按收入水平划分的国家分类中是最低的，且该段时期内中国的通胀年均值为 2.336%，仅是略高于高收入国家的通胀水平，而远低于其他国家。更有意思的是 2001 年前后的纵向对比，2001 年之前中国经济的波动相对剧烈，不仅 GDP 增速的变异系数更大，且年均通胀率更是高达 7.36%。2001 年之后中国长期处于平稳运行的“低波动”区间的事实使得人们开始关注与中国“增长奇迹”几乎同名的“宏观治理奇迹”。一个自然的问题就是，“宏观治理奇迹”与“国有经济加强了对关乎国民经济命脉的重要行业和关键领域的控制力”之间是否相关。

表 1 1997-2020 年中国与其他经济体宏观数据对比

经济体	GDP 增速的变异系数	通胀年均值 (%)
中国 (1981-2000 年)	0.325	7.360
中国 (2001-2020 年)	0.298	2.336
高收入国家 (2001-2020 年)	1.281	1.930
中高等收入国家 (2001-2020 年)	0.428	4.042
中等收入国家 (2001-2020 年)	0.416	4.519
中低等收入国家 (2001-2020 年)	0.448	5.037
低收入国家 (2001-2020 年)	0.708	5.982

注：GDP 增速的变异系数=标准差/均值。

资料来源：国家统计局和世界银行发展数据库 (World Development Indicators)

¹ 原载于《管理世界》2023 年第 10 期

² 陈金至，南京审计大学金融学院

³ 刘元春，上海财经大学

⁴ 宋鹭，中国人民大学国家发展与战略研究院

国有部门与民营部门经营的最大不同之处就在于其并非单纯的“市场行为”。现实中，国企肩负着大量非盈利职责，因此有学者发现，国企在熨平经济波动、克服市场失灵和提供社会保障等方面具有宏观效率（刘元春，2001；张宇，2010；詹新宇、方福前，2012）。近年来，越来越多的西方学者承认，国有经济在处于各个发展阶段的国家中都持续发挥着极其重要的作用（弗洛里奥、费赫尔，2011；班斯、盖布里尔，2015；弗洛里奥，2013，2014；库沃-卡祖拉，2014；格罗西等，2015）。特别是在2007-2009年国际金融危机期间，美国和英国为避免进一步的金融动荡带来的传染效应，利用财政支持开启了破产企业的国有化。然而，相比于西方国家利用国企进行应急补救不同（斯泽尔、诺瓦拉，2017），就中国而言，大量的实证研究已经发现，在国民经济中起主导作用的国有部门长期以来一直是政府进行宏观调控的重要抓手之一（王文成等，2013；郭婧、马光荣，2019；李书娟、王贤彬，2020；李书娟等，2021；方等，2023）。从这个角度看，“宏观治理奇迹”的出现与国有经济在中国特色的宏观调控体系中发挥着重要作用紧密相关。“抓大放小”后形成的独特“所有制+产业布局”模式决定了中国特色宏观调控的理论基础、目标函数、政策工具、决策方式、传导途径与西方有着本质区别。如何构建中国特色宏观调控理论，同时完善宏观调控政策体系，不仅是“十四五”规划的内在要求，也成为近年来学术界的前沿话题。当前对于中国宏观调控理论和国有经济的研究已取得了丰硕成果（刘元春等，2021）。但遗憾的是，由于研究方法所限以及对“所有制+产业布局”的独特模式理解不够深入，目前仍缺乏统一的理论对国有经济宏观稳定效应的传导机制进行系统分析，更鲜有研究探讨国有经济为什么要参与宏观调控、调控效果如何以及应如何参与调控等重要问题。

基于此，本文以国有经济的产业布局为切入点对上述问题进行了探讨。大量文献表明，（李等，2014；王永进、刘灿雷，2016；陈小亮、陈伟泽，2017；王勇，2017），当前国有经济的产业布局呈现出“上游国有部门主导，下游民营部门主导”的特征，并将其总结为“垂直结构”（或“垂直生产结构”）。本文在陈述一系列特征事实并构建两部门DSGE模型的基础上提出了以下观点：由于国有部门大多聚集在上游行业中，其不仅生产最终消费品，还为下游民营部门提供中间投入品，从而形成了对下游企业的正外部性。因此，当民营部门受到负向冲击时，国有经济的逆周期投资通过增加产量不仅可以稳定物价，还可以保障下游民企对中间投入品的需求，从而达到稳定产出的目标。本文还进一步分析了国有经济参与宏观调控的政策发力点、政策空间和政策设计。具体而言：（1）国有经济逆周期调节的发力点应集中于供给冲击（而非需求冲击）；（2）当前仍存在较大的逆周期投资调节政策空间；（3）在此基础上，跨周期投资调节的政策设计更有助于国有经济发挥宏观稳定效应。

综上所述，本文存在以下三点创新：（1）在现有的考虑垂直结构的文章中（刘瑞明、石磊，2011；李等，2014；王永进、刘灿雷，2016；陈小亮、陈伟泽，2017；汪勇等，2018；郭长林，2018；钱学锋等，2019；周越、徐隽翊，2020），更多的是探讨国有经济的“微观失效”和“挤出效应”，不仅未考虑国有企业通过中间投入品渠道稳定总产出的作用机制，也没有通过构建理论模型来科学评估国有经济应如何更好地发挥宏观稳定效应，而本文则对上述问题尝试进行分析；（2）现有文献更多是从实证角度对国企逆周期扩张的影响机制进行研究，即便有少量的理论研究，也仍更多地关注国企逆周期扩张的“挤出效应”，而非其对下游民企的正向溢出效应，本文则通过拓展两部门DSGE模型解释了国有部门参与宏观调控的效果及作用机制，并特别探讨了国有经济稳定物价的作用及其传导机制，这是对既有文献的补充；（3）从现实意义出发，本文的研究对于理解“国有经济控制国民经济的命脉，是国民经济中的主导力量”的概念提供了一个全新的视角，也为丰富宏观调控的“政策工具箱”提供了理论支撑。

本文的随后章节安排如下：第二章描述了垂直结构和国有经济逆周期投资的特征事实，并对此进行了评述；第三章是两部门DSGE模型的构建、求解及估计；第四章是对国有经济宏观稳定效应的机制分析；第五章通过对基准模型的拓展来探讨国有经济应如何更好地发挥宏观稳定效应；第六章在总结全文的基础上得出相应的政策启示。

二、特征事实及评述

1978 年之前，几乎所有的上下游企业都归国有或集体所有，从而形成了计划经济时代“大而全、小而全”的国企体系。随着改革开放中“包干制”在农业领域的成功，国有企业改革也效仿了这一做法。然而在短暂的成功之后，一方面因为内部控制人失控、企业目标短视以及政策性负担等问题无法解决，另一方面由于乡镇企业和民营企业在生产方式灵活度以及劳动力成本方面的优势，使得 20 世纪 90 年代以后的国有经济开始逐渐走向衰败（诺顿，2006），特别是在市场化程度更高的下游产业中，国有企业出现了大面积亏损倒闭和转制的现象。虽然建国之初实行高度国有化的目的是为了更快更好地进行工业化，但这种僵硬的计划经济体制同样是造成 2000 年之前中国经济数次剧烈波动的深层原因之一（林，2003），因此，仅凭“所有制”优势以“集中力量办大事”是无法保证宏观经济平稳运行的，而要想更好地促进国民经济的健康发展则需要对国有经济进行重新布局，这也为之后的“抓大放小”政策埋下了伏笔。

1992 年的“南方谈话”进一步确立了建立以公有制为基础的社会主义市场经济体制的目标，也推动了国企改革领域的思想解放，于是在 1995 年中央首次确立了“抓大放小”政策，该政策指出：国有经济应该在关乎国民经济命脉的行业和领域起到主导作用，而在其他领域则可以充分进行市场化运作。1995-2000 年，政府维系着对 500-1000 个具有战略性意义国企（例如：石油、电力和电信）的控制权，而对下游行业（例如：纺织、木材和通用设备）中的国有企业采取职工下岗、企业转制、兼并和重组等优胜劣汰的方式（刘瑞明、石磊，2011；世界银行，2012）。李等（2014）的研究表明，1997 年底，37%的国有资产、46%的国企纳税额和 63%的国企利润属于前 500 大国有企业。相比之下，小型国企和下游国企则经营惨淡，1995 年地方国企的亏损率为 72.5%，而央企为 24.3%（世界银行，2012）。之后的“三年脱困”（1998-2000 年）对国有经济布局和国有企业进行了战略性调整和改组，从而巩固了国有经济在上游产业中的地位，同时通过引入竞争机制使得下游产业呈现出持续的“国退民进”现象，这样的产业布局调整直接带动了国有经济劳动生产率的上升，并贡献了 1998-2007 年间全要素生产率 20%的提升（谢和宋，2015）。王勇（2017）指出，当前国有经济大多聚集在产业链上游，而民营经济聚集在产业链下游，需要购买上游企业生产的不可贸易的中间品进行生产，文献中将这样的生产结构称之为“垂直结构”。本文根据 2018 年的中国投入产出表也对此进行了测算，采用安特拉斯等（2012）提出的算法计算了各产业的上下游程度，再通过匹配上市公司数据库，得到了产业上游度与国有经济占比之间的关系。图 1 和图 2 的结果表明，随着产业上游度的增加，国有企业占该行业的数量和国有资产占该行业总资产的比重均出现了显著上升。以煤炭采选业为例，该行业处于产业链上游，且其国有企业数量占比和国有资产占比均超过了 90%，而处于下游的建筑业，其国有经济占比也相应较低。进一步地，通过对比李等（2014）一文展示的上下游行业分类可知，本文的测算结果与前人的研究相差不大，由此可见“垂直结构”的确长期存在于中国经济之中。需要说明的是，由于数据所限，图 1 和图 2 并未全面反应国有经济在关键性基础领域布局的全貌。例如，在结构转型和经济危机期间，国有经济在金融资源、基础研发和基础设施等（半）公共品领域均发挥了重要的宏观稳定作用（刘元春，2001；陈等，2020）。

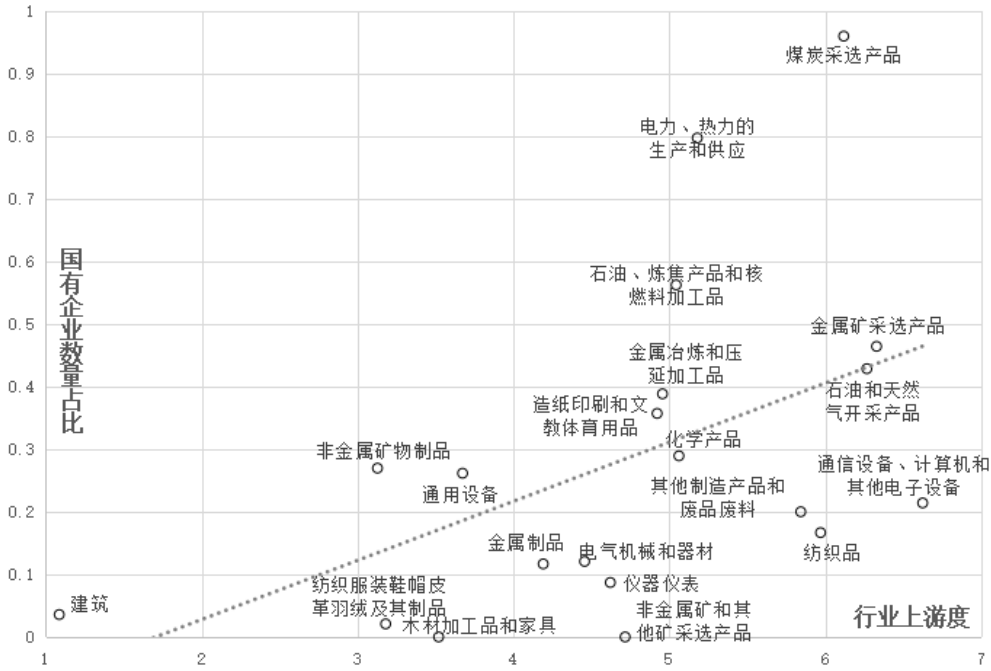


图1 行业上游度与国有经济数量占比散点图（2018年）

注：由于投入产出表和上市公司数据库中的行业划分标准存在些许差异，因此本文选择了行业划分较为一致的工业领域进行展示，图2同。

资料来源：国家统计局和 wind 数据库，图2同。

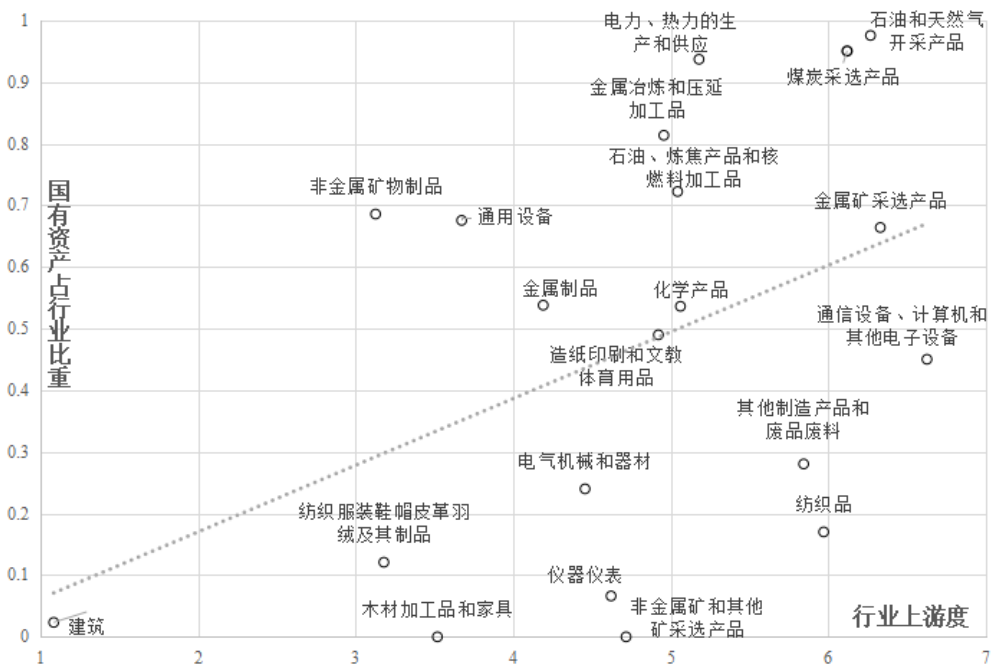


图2 行业上游度与国有资产占比散点图（2018年）

随着宏观经济学对生产网络研究的展开（阿西莫格鲁等，2012；巴凯、法希，2019；罗，2020），国内学者也愈发关注处于上游关键行业的国有部门对下游民营部门和整个宏观经济的影响，其中一部分文献对垂直结构提出了批评（刘瑞明、石磊，2011；李等，2014；陈林等，2016；王永进、刘灿雷，2016；陈小亮、陈伟泽，2017；周越、徐隽翊，2020）。上述文章均认为，一个相对垄断的上游行业是不利于下游行业

发展的。具体而言：国有部门的行政垄断、信贷歧视和预算软约束⁵抬高了民营部门的生产成本、阻碍了效率提升、压缩了民企的生存空间，并通过垄断地位攫取下游企业的利润，从而产生了“拖累效应”，造成了社会福利的损失。因此有学者认为，“上游征税、下游补贴”的政策将有利于社会福利的提升（钱学锋等，2019；潘珊、黄莉，2019）。汪勇等（2018）和郭长林（2018）则进一步认为，上述负面效应会随着垂直结构的弱化而减弱。本文认为，前人之所以对国有经济提出批评，是因为上述文献更多地是效仿国外的研究思路（佩茨、雷辛格，2014；巴萨克、穆克吉，2016）把垂直结构简单理解为“上游垄断，下游竞争”的市场格局，而未考虑上游国企对下游民企的正外部性。实际上，国有企业的逆周期调节手段正是通过“增加供给、降低价格”以形成对下游企业和居民部门的“补贴”，从而达到稳定宏观经济的目的。同时，刘（2019）的理论研究表明，生产网络中的市场扭曲会从下游传导至上游，从而极大地损害上游企业，因此将资源更多地配置给上游行业更有利于经济发展。现实中，下游民企不仅长期面临着各种市场摩擦（陈林等，2016），而且在近年来的历次危机中，其面临的市场环境也变得更为扭曲（苏启林等，2016），因此根据刘（2019）的理论，“有为的政府”应当在危机中将国有经济作为宏观调控的重要抓手。刘（2019）为本文的模型构建提供了理论基础，同时由于传统的 DSGE 模型中已经引入了价格粘性、调整成本等市场扭曲，使得本文无需再引入更多的摩擦，就可以在垂直结构的设定下让“国企逆周期调节”的机制发挥作用。

一个不容忽视的事实是，国有部门在经济发展过程中除了需要提高本身的经济效率，还承担了大量的政策性负担，这表现为在经济下行期间国有企业进行的逆周期投资。相应的实证研究分别从时间序列数据（王文成等，2013）、省级面板数据（郭婧、马光荣，2019）和微观企业数据（清华大学，2020；李书娟等，2021；方等，2023）层面得出了以下结论：基于稳定宏观经济的考量，国企投资具有一定的逆周期性，且上游国企的逆周期扩张通过融资和供应链渠道为下游行业的发展提供了保障。即便学界对国有经济的逆周期调节是否达到预期目标存在争议⁶，但不可否认的是，在垂直结构下，上游部门在经济衰退时的逆周期扩张为下游行业提供了大量价格较低的中间品，从而有利于下游行业的发展以及物价稳定。图 3 显示，自美国次贷危机以来中国经济增速出现了持续下滑，而“国有控股企业固定资产投资/全部企业固定资产投资”却出现了持续上升的趋势，同时国有企业投资占比也与 CPI 呈负向关系，这似乎表明，国有经济的逆周期调节可能是中国物价长期稳定的原因之一。事实上，由于文献中更多地关注了国企生产中间品和进行基建投资的行为，而忽略了国企同样生产最终消费品的行为，因此对国有经济在稳定物价方面发挥重要作用的机制探讨不足。然而，根据陈小亮等（2016）的测算，上游国企的产品很多也是重要的消费品（例如：水电油煤气、通信和金融服务等）。举例而言，在新冠疫情和乌克兰危机带来的能源价格上涨中，国有企业“保供稳价”的做法就彰显了其担当与责任，若忽略这一事实，就无法全面地评估国有经济在宏观调控中的作用。

表 2 中的数据证实了上述论断，结合图 3 可知，自 2014 年起国有控股企业的投资占比开始大幅上升，这其中以煤炭选采、石油天然气开采和金属采选为代表的上游行业投资支出占比，无论是逐年数值还是年均值都远高于以建筑、木材家具和纺织皮革为代表的下游行业。回顾图 1 和图 2 可知，这些上游行业恰恰集中了大量的国有控股企业，而下游行业中则以民营企业为主体。这表明，在现实中越是国有经济占主导的上游行业，越是会在经济衰退期进行逆周期投资扩张。虽然前人的研究也观察到了国有经济逆周期调节的现象，但并未对上下游行业进行区分，因此他们对于国有经济参与宏观调控的肯定仅是凯恩斯理论在中国环境下的简单运用。然而一旦考虑了中国独特的“所有制+产业布局”模式，便能够在凯恩斯主义的框架下纳入国有经济的非市场职能，从而真正将西方理论与中国实践相结合。不仅如此，再次结合图 1 和图 2，本文还发现在国有经济占主导地位的上游行业中，不乏一些与居民消费直接相关的行业（例如：资源型和通信设备行业），那么根据简单的供需关系可知，当负向冲击带来供给不足时，上游行业的逆周期调节不仅能够降低下游行业的生产成本，还能够通过保生产来平抑物价水平，且上游产品占总消费的分额越大，则

⁵ 非常感谢匿名审稿人为本文指出国企存在的行政垄断、信贷歧视和预算软约束问题，将上述机制引入模型是未来重要的研究方向之一。然而这些现象的存在可能会干扰国有经济发挥宏观稳定效应，因此，本文的模型中并未引入上述机制。

⁶ 张等（2019）和梅冬州等（2021）均在带有金融加速器的 DSGE 模型中加入了国有和民营部门，他们在刻画了国有部门逆周期调节行为的同时，发现由于信贷歧视的存在，使得这种逆周期调控是以民营部门融资成本大幅上升为代价的。

该效应越强烈。因此结合上述分析可知，自“抓大放小”以来形成的中国独特的“所有制+产业布局”模式构成了国有经济在宏观调控中能够发挥积极作用的有力保障。

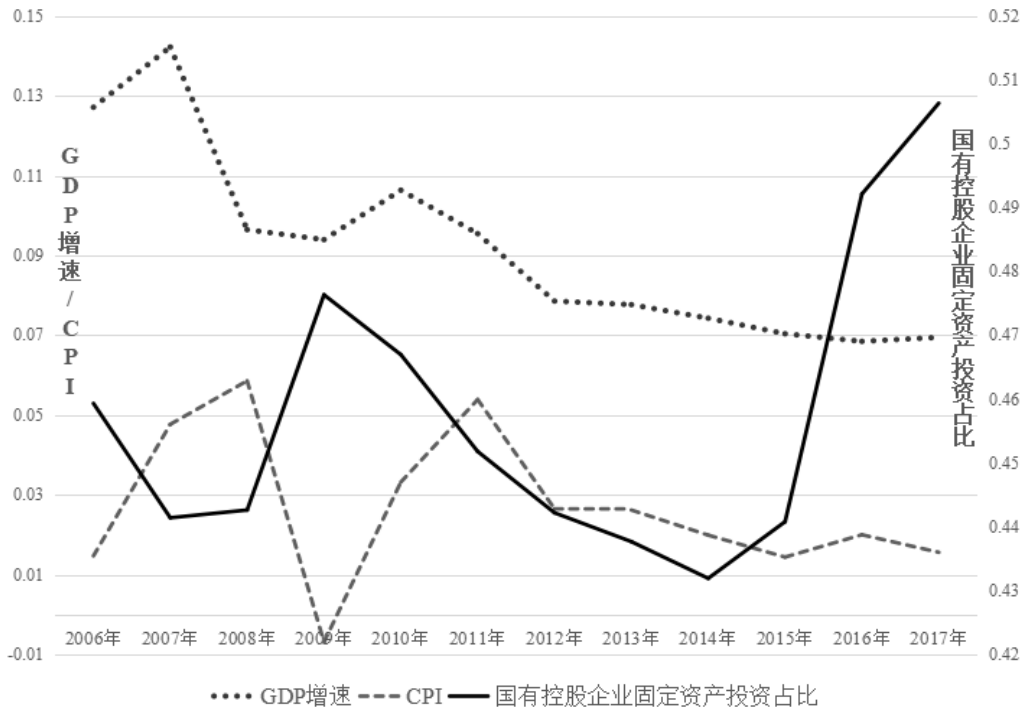


图3 GDP增速、CPI和国有控股企业固定资产投资占比时序图 (2006-2017年)

数据来源：中经网统计数据库。

表2 代表性行业投资支出占比情况对比

行业/年份	煤炭选采业	石油和天然气开采业	金属矿采选业	建筑业	木材加工品和家具	纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品
2014年	5.99%	7.12%	6.15%	1.56%	2.50%	3.79%
2015年	5.07%	3.79%	5.08%	1.66%	2.97%	4.21%
2016年	3.53%	3.12%	4.69%	1.23%	2.93%	2.83%
2017年	3.24%	5.55%	4.84%	1.75%	5.41%	3.47%
2018年	3.76%	7.50%	5.08%	1.50%	5.73%	3.42%
2019年	3.70%	8.26%	5.64%	1.18%	3.20%	2.89%
年均值	4.22%	5.89%	5.25%	1.48%	3.79%	3.43%

注：投资支出占比= (购建固定资产+无形资产+其他长期资产支付的现金)/总资产。

资料来源：万得数据库。

三、理论模型

(一) 模型构建

本文构建的两部门DSGE模型刻画了中国国企改革“抓大放小”政策实施之后形成的垂直结构，从而能够更好地分析国有经济发挥宏观稳定效应的作用机制。模型中包含了国有部门、民营部门和居民部门这三个最主要的经济主体。首先，国有部门处于上游行业，其产品既是最终消费品，又作为中间品投入到民营部门的生产中（例如：能源类和原材料行业）。进一步假设，国有资本经营收入归政府所有，国有部门实际由政府部门负责运作，因此政府会通过调节国有资本投资来调控经济。当危机发生时，国有部门的扩张一方面会直接拉动产出，并降低最终品价格，另一方面还可以通过成本传导机制间接降低民营部门最终消

费品的价格——这便是国有经济稳增长和稳物价的主要机制。其次，民营部门处于下游行业，其产品均为最终消费品。与国有部门不同的是：（1）民营部门需要利用上游国有部门的中间投入品进行生产；（2）民营部门生产所用的资本是从市场化的资本品厂商购入的，由此决定了民营资本的顺周期性。最后，批发零售部门将国有和民营部门的产出打包销售给居民部门，居民部门同时为两类生产部门提供劳动（劳动力市场是自由流动的）、向政府纳税并利用自身储蓄购买政府债券。模型框架如图 4 所示：

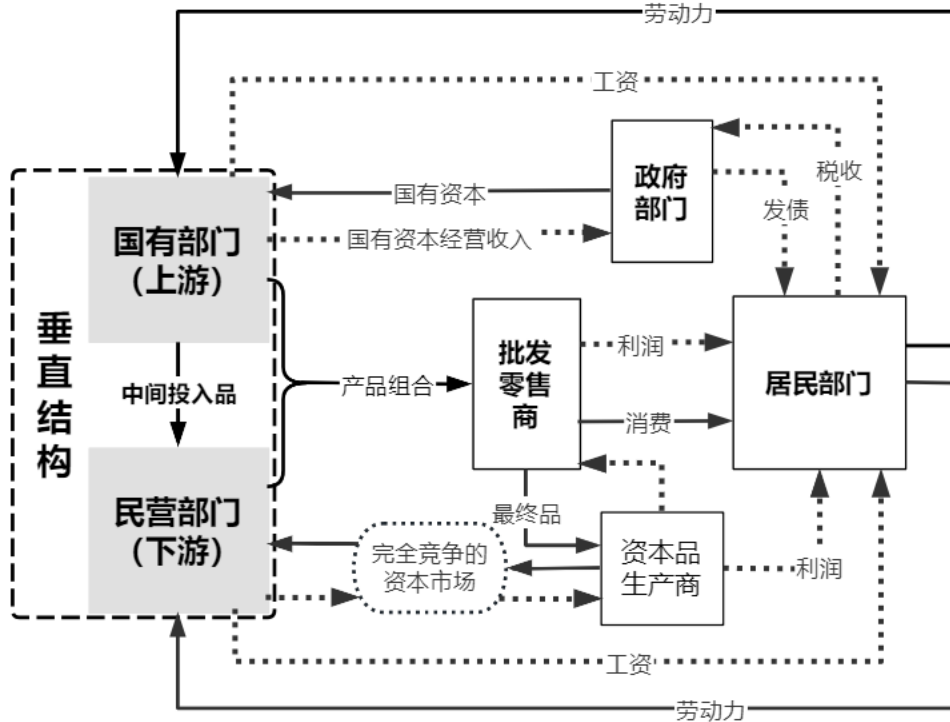


图 4 模型机制示意图

注：实线代表要素和实物流动方向，点线代表资金流动方向，虚线框内代表垂直结构。

1. 国有部门与政府部门

国有部门处于上游地位，其产品既是民营部门的中间投入，又用作居民部门的最终消费。国有部门的生产函数为： $f_{gt} = A_{gt} l_{gt}^{\alpha_g} k_{g,t-1}^{1-\alpha_g}$ 。式中， f_{gt} 、 A_{gt} 、 l_{gt} 、 $k_{g,t-1}$ 分别是 t 期国企的产出、全要素生产率以及生产所需的劳动和资本，而 α_g 和 $(1-\alpha_g)$ 分别是劳动和资本在国有部门产出中所占的份额。首先，国企的全要素生产率服从“ $A_{gt} = \rho_g A_{gt-1} + (1-\rho_g) A_g^s + \varepsilon_{gt}$ ”的 AR(1)外生形式，其中 ρ_g 是国企全要素生产率冲击的平滑系数， A_g^s 是国企全要素生产率的稳态值， ε_{gt} 代表国企全要素生产率冲击。其次，由于国有部门在完全竞争的市场中雇佣劳动力，从而有： $\alpha_g p_{gt} f_{gt} = w_t l_{gt}$ ，式中， w_t 为工资率，而 p_{gt} 为国有部门产品的相对价格，其中，相对价格的计价物为零售商品。最后需要注意的是，由于国有资本经营收入是政府非税收收入的重要组成部分，本文假设国有资本实际是由政府部门负责运作的。通过对文献和特征事实的梳理可知，国企投资具有逆周期的特性，具体地：

$$\frac{l_{gt}}{l_g^s} = \left(\frac{l_{g,t-1}}{l_g^s} \right)^{\rho_l} \left(\frac{Y_t}{Y^s} \right)^{-\rho_y} \exp(\varepsilon_{igt}) \quad (1)$$

式中， l_g^s 和 Y^s 分别是国企投资和最终产出的稳态值， ε_{igt} 刻画了国企投资冲击， $\rho_l > 0$ 代表国企投资的平滑因子，而 $\rho_y > 0$ 刻画了国企投资相对于产出缺口的反应弹性，该值越大则表明国企投资越具有逆周期性。需要注意的是，由于模型中假设国企投资并非遵循利润最大化目标，从而也决定了其会损失一定的微观效率，这也可能是金融危机以来国有部门的微观绩效显著低于民营部门的原因之一（常蕊，2022）。进一步地，国有资本的积累方程为： $k_{gt} = (1-\delta_g)k_{g,t-1} + I_{gt}$ 。最终，国有资本经营收入（ Π_{gt} ）为扣除国企员工工资后的国企净收入，即： $\Pi_{gt} = p_{gt} f_{gt} - w_t l_{gt} = (1-\alpha_g) p_{gt} f_{gt}$ 。国有资本经营收入与净税收（ T_t ）和

政府发行的债券 (B_t/R_t , 其中 R_t 为 t 期的实际利率) 共同构成了政府部门的收入, 而政府部门的支出用于偿还上一期债务的本息和 (B_{t-1}) 以及对国有部门进行投资 (I_{gt}), 因此政府部门的预算约束为:

$$I_{gt} + B_{t-1} = B_t/R_t + T_t + \Pi_{gt} \quad (2)$$

2. 民营企业

民营企业处于下游地位, 其产品均为最终消费品。首先, 为了体现垂直结构, 本文参考李等 (2014) 以及陈小亮和陈伟泽 (2017) 的设定, 假设民企的生产函数为: $y_{mt} = A_{mt} l_{mt}^{\alpha_m} k_{mt-1}^{\theta_m} x_t^{1-\alpha_m-\theta_m}$ 。式中, y_{mt} 、 A_{mt} 、 l_{mt} 、 k_{mt} 和 x_t 分别是民企的产出、全要素生产率、雇佣的劳动、租赁的资本和使用的中间投入品, 而 α_m 、 θ_m 和 $(1-\alpha_m-\theta_m)$ 分别是劳动、资本和中间品在民营企业产出中所占的份额。需要指出的是, $(1-\alpha_m-\theta_m)$ 越大表明下游对上流的依赖度越高, 垂直结构越凸显。其次, 民企的全要素生产率服从 “ $A_{mt} = \rho_m A_{mt-1} + (1-\rho_m) A_m^s + \varepsilon_{mt}$ ” 的 AR(1) 外生形式, 式中变量与参数与国有部门类似, 此处不再赘述。需要说明的是, 在下文的脉冲分析中, 本文主要展示民企全要素生产率负向冲击 (ε_{mt}) 下各宏观变量的影响, 原因在于: (1) 为了更好地识别垂直结构下国有部门在宏观调控中的作用机制, 需要引入民营部门的负向冲击; (2) 自 2008 年金融危机以来的历次危机中, 下游民营企业均最先承担了严重的负向冲击 (于文超、梁平汉, 2019)。再次, 民企同样在自由竞争的市场上雇佣劳动, 其优化决策为: $\alpha_m p_{mt} y_{mt} = w_t l_{mt}$ 。式中, p_{mt} 是民营企业产品的相对价格。同时, 民企还需向国企购买中间投入品, 从而有:

$$(1-\alpha_m-\theta_m) p_{mt} y_{mt} = p_{gt} x_t \quad (3)$$

由此可知, 国企对于中间投入品的充裕供给将有助于提升民企的产出, 这便是国有经济参与宏观调控的原因之一。对式 (1) 进行对数线性化处理还可知: $\hat{p}_{mt} + \hat{y}_{mt} - \hat{p}_{gt} = \hat{x}_t$ (其中, $\widehat{\text{变量}}_t = \ln(\text{变量}_t) - \ln(\text{变量稳态值})$, 以下同), 由于民营企业受到了负向的全要素生产率冲击, 从而使得民营产品相较于国有产品变得相对稀缺, 当不存在价格粘性时, 会出现民营产品价格上升 (\hat{p}_{mt} 为正) 而国有产品价格下降 (\hat{p}_{gt} 为负) 的情形, 这有利于扩大民营企业对国有部门提供的中间品 (x_t) 的需求。但是当存在价格粘性时, p_{mt} 的上升幅度和 p_{gt} 的下降幅度均会减少, 从而削弱了民营企业对中间品的需求, 这使得上游国企的产出低于无价格粘性的社会最优水平, 从而为上游国企的逆周期扩张提供了政策空间。最后, 不同于国有投资是由政府决定的情形, 本文假设, 民营资本是需要从资本市场上获取的, 民营部门在 $t-1$ 期末以 q_{t-1} 的价格购得资本 (总价值为 $q_{t-1} k_{m,t-1}$) 用于 t 期的生产, 然后在 t 期末获取资本的投资回报 ($\theta_m p_{mt} y_{mt}$) 并将剩余资本转售给完全竞争的资本市场 ($(1-\delta_m) q_t k_{m,t-1}$), 由于企业赚取零利润, 因此从 $t-1$ 期的时点出发, 资本的事后回报率应与实际利率 R_{t-1} 相等, 即:

$$R_{t-1} = \frac{E_0[\theta_m p_{mt} y_{mt}/k_{m,t-1} + (1-\delta_m) q_t]}{q_{t-1}} \quad (4)$$

3. 批发和零售商

批发商生产批发产品 Y_{wt} , 是国有和民营部门的产品组合: $Y_{wt} = \prod_{i=m,g} (\frac{y_{it}}{\mu_i})^{\mu_i}$, 上述组合的形式表明,

国有与民营产品之间的关系具有很强的互补性 ($\frac{\partial^2 Y_{wt}}{\partial y_{gt} \partial y_{mt}} > 0$), 因此多消费国有产品将会带动民营消费品的上升 (圭列里等, 2022), 由此触发了民营产品价格上涨的压力。批发产品的相对价格和批发商对各部门的产品需求表示为:

$$P_{wt} = \prod_{i=m,g} p_{it}^{\mu_i} \quad (5)$$

$$y_{it} = \mu_i (\frac{p_{it}}{P_{wt}})^{-1} Y_{wt} \quad (6)$$

式中, y_{it} 是各部门产品中用于批发产品的数量, μ_i 表征批发商品中使用的各部门的产量份额, 且 $\sum_{i=m,g} \mu_i = 1$ 。

零售商的存在是为了在模型中引入价格黏性。最终产品由均匀分布在 $[0, 1]$ 区间上的垄断竞争的零售商

销售。零售商按成本价 P_{wt} 购买批发公司的产品, 并以自己的垄断地位售出后获取利润。假设最终产品的组合为: $Y_t = (\int_0^1 Y_{ft}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} df)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$, 式中, Y_{ft} 是零售商 f 的零售额, ε 是各零售产品的替代弹性。按照卡尔沃定价原则, 零售商面临名义价格刚性, 他们只能以 $(1-\gamma)$ 的概率自由调整价格, 因此最优的定价方程和加总的价格水平运动方程分别为:

$$\frac{P_t^*}{P_t} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \frac{\mathbb{E}_0[\sum_{s=0}^{\infty} (\beta\gamma)^s \Lambda_{t+s,t} P_{w,t+s} (\frac{P_{t+s}}{P_t})^\varepsilon Y_{t+s}]}{\mathbb{E}_0[\sum_{s=0}^{\infty} (\beta\gamma)^s \Lambda_{t+s,t} (\frac{P_{t+s}}{P_t})^{\varepsilon-1} Y_{t+s}]} \quad (7)$$

$$P_t^{1-\varepsilon} = (1-\gamma)(P_t^*)^{1-\varepsilon} + \gamma P_{t-1}^{1-\varepsilon} \quad (8)$$

其中, P_t^* 为最优调整价格, 结合式 (7) 和 (8) 并利用对数线性化技术, 可以得到新凯恩斯菲利普斯曲线:

$$\hat{\pi}_t = \beta \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\gamma)(1-\gamma\beta)}{\gamma} \hat{p}_{wt} \quad (9)$$

由式 (9) 可知, 最终品的价格变动 ($\hat{\pi}_t$) 与其生产成本 (\hat{p}_{wt}) 呈正向关系。由于国有部门的产品既是中间投入品, 又是最终消费品, 因此通过增加国有部门供给来抑制通胀的机制有两条: 第一是直接渠道, 由式 (5) 和 (6) 可知, 供给增加带来的 p_{gt} 降低会直接压低批发产品的成本 P_{wt} , 又由于 $\hat{p}_{wt} = \mu_m \hat{p}_{mt} + \mu_g \hat{p}_{gt}$, 因此当国企产品占总消费比重 μ_g 上升时, 上述直接效应会增强; 第二是间接渠道, 对式 (3) 进行整理并结合式 (6) 可得: $p_{mt} \propto x_t^{-1}$ 且 $y_{mt} \propto p_{mt}^{-1}$, 因此, 中间投入品的增加有利于民营部门产品价格 p_{mt} 的下降和其产出 y_{mt} 的上升, 进而间接压低了 P_{wt} 和 π_t 。下文中将会探讨哪一种效应更能起到稳物价的作用。

4. 资本品厂商

假设资本品厂商的产品仅用于民营部门的生产。参考罗 (2020) 的设定, 在 t 期末, 资本品厂商从零售商手中购入最终品, 并一一地生产出新的资本品, 同时, 资本品生产需承担的调整成本为 $\frac{\psi}{2} (\frac{I_{mt}}{I_{m,t-1}} - 1)^2 I_{mt}$ 。资本品厂商以 q_t 的价格向完全竞争的资本市场出售资本, 因此资本品厂商的利润最大化决策为:

$$\text{Max}_{I_t} \mathbb{E}_0 \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \Lambda_{t+s,t} \{q_t I_{mt} - [1 + \frac{\psi}{2} (\frac{I_{mt}}{I_{m,t-1}} - 1)^2] I_{mt}\}$$

由上式可知, 资本品的价格等于生产投资品的边际成本, 具体如式 (10) 所示:

$$q_t = 1 + \frac{\psi I_{mt}}{2} (\frac{I_{mt}}{I_{m,t-1}} - 1)^2 + \frac{\psi I_{mt}}{I_{m,t-1}} (\frac{I_{mt}}{I_{m,t-1}} - 1) - \psi \beta \mathbb{E}_0 \Lambda_{t+1,t} (\frac{I_{m,t+1}}{I_{mt}})^2 (\frac{I_{m,t+1}}{I_{mt}} - 1) \quad (10)$$

在 t 期结束后, 资本品厂商新创造出来的资本品 I_{mt} 和民营部门剩余的资本 $(1-\delta_m)k_{m,t-1}$ 都会以 q_t 的价格出售到资本市场中, 然后, 民营部门会再购入资本市场中的所有资本进行生产, 因此, 民营资本的存量演进方程为: $k_{mt} = (1-\delta_m)k_{m,t-1} + I_{mt}$ 。

5. 居民部门

在 t 时期居民部门的收入来源有三处: 一是向中间品厂商提供劳动力 l_t 并获得劳动报酬 $w_t l_t$ (其中 w_t 是真实工资水平); 二是上一期存款的本息和 S_{t-1} ; 三是来自于零售商和资本品厂商转移的利润 Π_t 。居民的收入用于消费 C_t 和交税 T_t , 剩余部分作为储蓄 S_t/R_t (其中 R_t 是名义利率)。假设消费和劳动分别给居民带来正和负的效用, 其具体形式如下:

$$\text{Max}_{C_t, S_t, l_t} \mathbb{E}_0 \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s [\Gamma_t \ln(C_{t+s} - h C_{t+s-1}) - \chi \frac{l_{t+s}^{1+\eta}}{1+\eta}]$$

$$\text{s.t. } C_t + S_t/R_t + T_t \leq w_t l_t + \Pi_t + S_{t-1}$$

式中, β 是居民的主观贴现率, h 是衡量消费习惯的系数, 且 $0 < h < 1$ 。参考亚科维埃洛 (2015) 的做法, 本文引入 Γ_t 代表当期的消费偏好, 用以捕捉需求端的变动, 其服从 “ $\Gamma_t = \rho_r \Gamma_{t-1} + (1-\rho_r)\Gamma^s + \varepsilon_{rt}$ ” 的 AR(1) 外生形式, 其中 ρ_r 是消费冲击的平滑系数, Γ^s 是消费偏好的稳态值, ε_{rt} 是消费偏好的冲击。 χ 为劳动供给偏好系数; $1/\eta > 0$ 表示劳动供给弹性, 其取值一般在 1-5 之间。居民在预算约束下最大化其终生

效用，其最优化条件为：

$$\lambda_t = \Gamma_t(C_t - hC_{t-1})^{-1} - \beta h \mathbb{E}_0 \Gamma_{t+1}(C_{t+1} - hC_t)^{-1} \quad (11)$$

$$\lambda_t w_t = \chi l_t^\eta \quad (12)$$

$$\lambda_t = \beta R_t \mathbb{E}_0 \lambda_{t+1} \quad (13)$$

其中，式（11）定义了居民预算约束方程的拉格朗日乘子，式（12）是闲暇和最终品消费的当期替代方程，式（13）是居民利用储蓄进行消费跨期平滑的欧拉方程。

6. 中央银行

中央银行根据泰勒规则设定名义利率： $i_t^s = (\frac{i_t - 1}{i^s})^\rho [\pi_t^{\kappa_\pi} (\frac{Y_t}{Y^s})^{\kappa_y}]^{1-\rho} \exp(\varepsilon_{rt})$ 。式中， $i_t = R_t \mathbb{E}_t(\pi_{t+1})$ 为名义利率， i^s 是利率的稳态值， ε_{rt} 是代表利率冲击的随机变量。参数方面， ρ 为利率冲击的平滑因子， κ_π 和 κ_y 分别为通胀缺口和产出缺口的系数。

7. 市场均衡条件

最终要完整定义整个经济的动力系统，还需要加入市场出清条件。金融市场、劳动力市场和国有部门产品市场的出清条件分别为： $B_t = S_t$ 、 $\sum_{i=m,g} l_{it} = l_t$ 和 $x_t + y_{gt} = f_{gt}$ 。综上，结合居民和政府部门的预算约束可知，最终品的市场均衡条件为： $Y_t = C_t + [1 + \frac{\psi}{2}(I_{mt}/I_{m,t-1} - 1)^2]I_{mt} + I_{gt}$ 。

（二）参数估计

模型的时间频率被设定在季度层面。待估参数空间 $\theta = \theta_1 \cup \theta_2$ 。其中， $\theta_1 = [\delta_m, \delta_g, \mu_g, \frac{T}{Y}, \frac{I_g}{Y}, A_m^s, A_g^s, \eta, \chi, h, \beta, \gamma, \varepsilon, \alpha_m, \theta_m, \alpha_g]$ ，这部分参数决定了宏观变量的稳态； $\theta_2 = [\psi, \rho, \rho_m, \rho_g, \rho_r, \rho_y, \rho_l, \kappa_\pi, \kappa_y, \sigma_{ig}, \sigma_r, \sigma_\Gamma, \sigma_m, \sigma_g]$ ，这部分参数刻画了宏观变量间的动态关系。

对于 θ_1 ，本文采取校准的方法对参数进行赋值。首先， $[\delta_m, \eta, \gamma, \varepsilon]$ 取自经典宏观经济学文献的标准设定，举例而言： $\varepsilon = 11$ ，表明零售商的利润是 $1/(\varepsilon - 1) = 10\%$ ； $\gamma = 0.75$ ，表明75%的零售商无法调整价格。其次， $[\alpha_g, \delta_g, \mu_g, T/Y, I_g/Y]$ 来源于基本经济事实：（1）由于近年来全社会的资本-劳动比为1:1，而下文中取 α_m 和 θ_m 均为0.35，因此为匹配上述宏观数据，本文取 $\alpha_g = 0.5$ ；（2）国有资产占全国总资产的比重约为50%，当 $\delta_g = 0.018$ 时可得 $k_g/(k_g + k_m) = 0.5$ ；（3）根据近年来国家统计局公布的居民消费支出结构显示，公共品消费（教育、医疗、交通和通信）约占总消费的30%，假设这部分消费品均由国企提供，故取 $\mu_g = 0.3$ ；（4）根据张等（2016）发布的中国宏观经济数据⁷可知，净税收和国企投资占总产出的比重分别为10%和5%，因此取 T/Y 和 I_g/Y 分别为0.1和0.05。最后，其余参数来自于前人文献，需要说明的是：

（1）大量研究表明国企效率低于民企，董兵兵等（2021）在参考了前人研究的基础上，认为民企全要素生产率约为国企的1.3~1.6倍之间，本文将 A_m^s 标准化为1，从而取 $A_g^s = 2/3$ ；（2）参考林仁文、杨熠（2014）的研究，本文将 α_m 和 θ_m 均取作0.35。由 α_m 和 θ_m 的取值可知，民企所需的中间品占其产出的30%，从而体现出较为明显的垂直结构。其余参数的具体取值详见表3-面板A。

由于 θ_2 不影响模型稳态，且大多在文献中无明确的取值，因此对于这类参数本文采用贝叶斯方法进行估计。考虑到模型存在5个外生冲击，因此本文选取以下四列季度数据匹配（1995Q1-2017Q4）对数线性化后的模型（数据来源于张等，2016）：（1）实际GDP：对应 Y_t ；（2）国有企业的固定资本形成实际值：对应 I_{gt} ；（3）总固定资产形成实际值：对应 $(I_{gt} + I_{mt})$ ；（4）通胀率：对应 π_t 。本文首先对原始数据进行取对数和季节调整的处理，再通过HP滤波技术剔除数据的长期趋势，从而保留波动项。对于先验分布的选择，本文均参考了前人文献的设定。具体估计结果参见表3-面板B，其中需要说明的是， ρ_y 刻画了国企投资的逆周期调节力度，其先验分布来自于李书娟等（2021）微观实证估计的结果，后验分布表明 ρ_y 的均值约为

⁷ 该数据库由查涛、陈凯迹、张春等著名华人宏观经济学家所构建，发布在美联储亚特兰大分行官网上（网址链接：<https://www.frbatlanta.org/cqer/research/china-macroeconomy.aspx?panel=1>），由于其定期更新，且具有很强的权威性，因此被广泛引用。

1.942，这表明当产出下降 1%时，国企投资规模将上升 1.942%。

表 3 参数估计结果⁸

面板 A 校准 (θ_1)						
参数	参数含义	取值依据	参数	参数含义	取值依据	
$\delta_m=0.025$	民企资产折旧率	标准设定	$\chi=9.24$	劳动供给系数	赵扶扬等 (2017)	
$\delta_g=0.018$	国企资产折旧率	宏观数据	$h=0.7$	消费习惯参数	高然等 (2018)	
$\mu_g=0.3$	国企产品消费份额		$\beta=0.985$	主观贴现率	梅冬州、龚六堂 (2011)	
$T/Y=0.05$	净税收/GDP		$\gamma=0.75$	价格粘性系数	标准设定	
$I_g/Y=0.10$	国企投资/GDP		$\varepsilon=11$	替代弹性		
$A_m^s=1$	民企 TFP 稳态	董兵兵等 (2021)	$\alpha_m=0.50$	民企劳动弹性	宏观数据	
$A_g^s=2/3$	国企 TFP 稳态		$\theta_m=0.35$	民企资本弹性	林仁文、杨熠 (2014)	
$\eta=1/3$	劳动供给弹性	标准设定	$\alpha_g=0.35$	国企劳动弹性		
面板 B 贝叶斯估计 (θ_2)						
参数	参数含义	先验分布	先验依据	后验均值	90%置信区间	
ρ	货币政策平滑因子	B(0.75,0.1)	王曦等 (2016)	0.4503	0.3433	0.6137
ρ_m	民企 TFP 冲击平滑因子	B(0.8,0.1)	亚科维埃洛 (2015)	0.7871	0.6757	0.8957
ρ_g	国企 TFP 冲击平滑因子	B(0.8,0.1)		0.7721	0.6643	0.8799
ρ_r	消费偏好冲击平滑因子	B(0.8,0.1)		0.5079	0.4002	0.5819
ρ_l	国企投资冲击平滑因子	B(0.8,0.1)		0.7916	0.6887	0.8572
ρ_y	产出缺口反应弹性	Ga(2,0.1)	李书娟等 (2021)	1.9419	1.8136	2.0931
κ_π	通胀缺口系数	Ga(1.5,0.1)	王曦等 (2016)	1.5779	1.4112	1.7495
κ_y	产出缺口系数	Ga(0.6,0.1)		0.7602	0.5879	0.9123
ψ	民企投资调整系数	Ga(2.5,0.1)	汪勇等 (2018)	2.3307	2.1963	2.4633
σ_{ig}	国企投资冲击标准差	Ga ⁻¹ (0.02, ∞)	标准设定	0.0306	0.0263	0.0347
σ_r	利率冲击标准差	Ga ⁻¹ (0.02, ∞)		0.0327	0.0225	0.0421
σ_Γ	消费偏好冲击标准差	Ga ⁻¹ (0.02, ∞)		0.0460	0.0408	0.0523
σ_m	民企 TFP 冲击标准差	Ga ⁻¹ (0.02, ∞)		0.0098	0.0055	0.0135
σ_g	国企 TFP 冲击标准差	Ga ⁻¹ (0.02, ∞)		0.0096	0.0060	0.0133

注：B(m,s)、Ga(m,s)和 Ga⁻¹(m,s)分别表示均值为 m、方差为 s 的贝塔分布、伽马分布和逆伽马分布。

四、机制分析

在完成了模型构建并对参数进行估计后，本文通过假设让民营部门的生产率受到一单位标准差的负向冲击 ($\sigma_{mt} = -0.0097$) 后各宏观变量的变化，以分析国有经济稳定宏观经济的机制。由于国有部门的上游地位对下游民营部门产生了正的外部性，因此研究表明：(1) 国有部门的逆周期投资调节对冲了民营部门的负向冲击，从而对于维持宏观经济稳定具有重要作用；(2) 由于国有部门正外部性的存在，生产结构的垂直性越强，上述正向稳定作用的效果越显著；(3) 国有经济的逆周期扩张主要是通过降低国有最终消费

⁸ 根据审稿人的建议，本文采用了库普等 (2013) 提出的方法对待估参数进行了局部识别性检验，结果显示，大部分参数通过了局部识别性检验，而有关国企全要素生产率 (σ_g 和 ρ_g) 和货币政策参数 (κ_π 和 κ_y) 存在一定程度上的弱识别问题。但是本文并不认为这是一个严重的问题，原因有二：(1) 弱识别问题不代表参数不可识别；(2) 国企全要素生产率和货币政策参数并非本文关注的重点，事实上，当这些参数在一个相当宽泛的范围内取值时，都不会影响本文的核心结论。本文较为关注民企的全要素生产率冲击和国企逆周期调节的行为，而对应的参数 (σ_m 、 ρ_m 和 ρ_l 、 ρ_y) 均通过了库普等 (2013) 提出的局部识别性检验法则。

品价格（直接渠道）以稳定物价水平，而非降低下游产品生产成本的间接渠道；（4）国有经济在发挥宏观稳定效应的同时，通过稳定预期还有助于提升居民的福利水平。本文使用脉冲响应图进行机制分析，主要考察总产出（ GDP_t ）、通胀率（ I_{gt}/GDP_t ）、国有部门产出（ f_{gt} ）、民营部门产出（ y_{mt} ）、国有部门投资（ I_{gt} ）和民营部门投资（ I_{mt} ）这六大内生变量在外生冲击下前 20 期较之于稳态的脉冲响应。

（一）国有经济参与宏观调控的作用

本文首先通过对比国有经济参与宏观调控（ $\rho_y = 1.942$ ，实线部分）和不参与宏观调控（ $\rho_y = 0$ ，虚线部分）两种情形来分析国有经济的逆周期调节对于稳定宏观经济的作用。当民营部门的生产率受到负向冲击时，生产要素会自动流向国有部门，从而导致该部门的产出增加，但由于冲击来源于供给端，这势必会导致总产出下降和通胀攀升。然而图 5 表明，若国有经济参与宏观调控，则总产出的下降幅度和通胀率的上升幅度均会出现不同程度的缩小，由此证明了国有经济在稳增长、稳物价方面的重要作用。另一个重要的问题是，国有部门的逆周期扩张是否对民营部门产生了一定的挤出效应。图 5 的实线部分表明，当国有部门进行了逆周期扩张时，民营部门产出是高于虚线部分的，这表明国有经济的逆周期扩张对于民营部门具有带动作用，而非挤出效应。此外，本文还模拟了国有部门投资顺周期的情况（ $\rho_y = -0.5$ ）。图 5 点线部分表明，顺周期的国有部门投资仅小幅减少了民营部门的投资下降幅度，但由于上游部门的供给收缩，从而最终拉低了下游部门的产出，并抬高了通胀率。这再次证明了国有经济逆周期扩张的正向溢出效应。因此本文认为，在危机中适当提升国有部门的产出，将增加最终消费品和中间投入品的供给，这一方面有利于缓解供给短缺造成的通胀上升，另一方面也有利于民营部门恢复生产，从而最终起到“宏观稳定器”的作用。

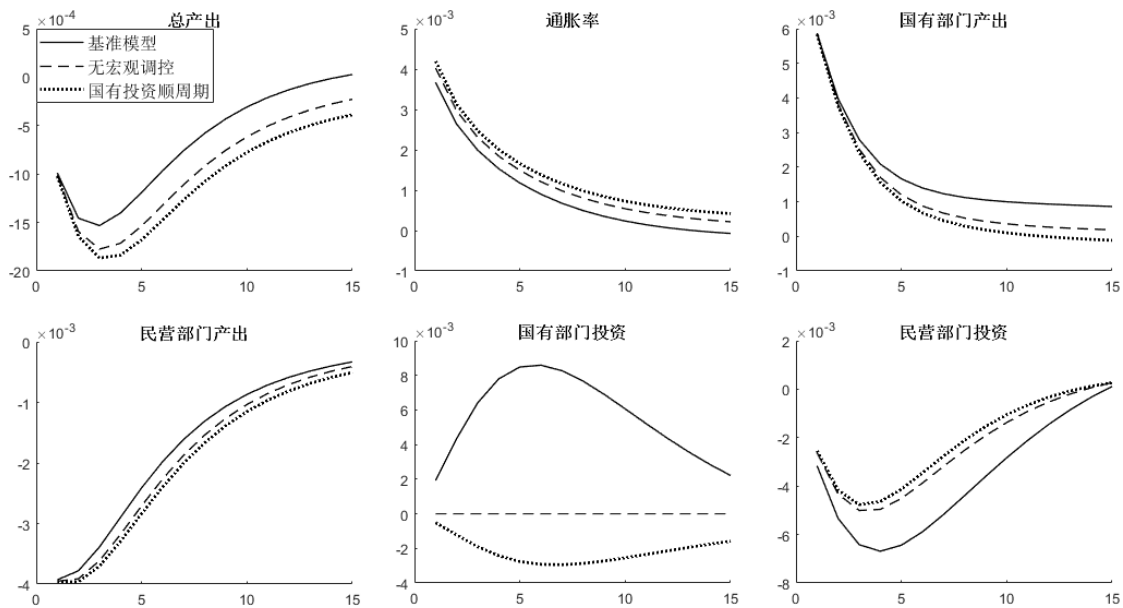


图 5 国有部门参与宏观调控的重要性

（二）垂直结构的作用

那么，国有经济的宏观稳定效应与垂直结构又是什么关系呢？本文对比了基准模型（图 6 实线部分）与无垂直结构（图 6 虚线部分）在面临下游生产率负向冲击时的情况。需要说明的是，本文将 $\alpha_m = 0.5$ 和 $\theta_m = 0.5$ 的情形定义为无垂直结构，此时下游民营部门生产中所需资本与劳动的占比与基准模型相同，但却并不需要投入上游中间品（ $1-0.5*2=0$ ），这就导致上游部门对下游部门不存在正外部性。图 6 的结果表明，当不存在垂直结构时，由于正外部性的消失，使得国有部门参与调控的宏观稳定效果较弱，具体表现为：即便为了遏制产出的大幅下滑，国有部门的投资虽然进行了更大幅度的逆周期调节，但总产出的下降幅度和通胀率的上涨幅度仍超过了基准模型的情形。图 6 点线部分（此时 $\alpha_m = 0.5$ 和 $\theta_m = 0.5$ ，且 $\rho_y = 0$ ）

进一步显示，当不存在垂直结构时，若国有经济不参与宏观调控，则与图 6 虚线部分相比，产出下降的最大幅度约为 0.18%，且与虚线部分的差距维持在 0.2% 左右，而通胀上升的幅度也不明显。反观图 5，当存在垂直结构时，国有经济是否参与宏观调控对于产出和通胀的影响较大（图 5 总产出和通胀率子图中的实线与虚线部分存在明显且持续的差距）。其原因在于，由于此时的垂直结构较弱，民营部门对国有部门的中间品需求较低，因此国企投资逆周期调节的正向作用无法通过中间品成本的渠道外溢到民营部门中，从而削弱了国有部门的宏观稳定效应。从这个意义上看，垂直结构虽有“形成上游垄断，挤占下游利润”之虞（李等，2014），但却是国有经济能够发挥宏观稳定效应的必要条件。因此，在新冠疫情导致的总供给与总需求双重收缩的形势下（圭列里等，2022），对于上游国有部门的结构性刺激政策将有助于降低下游民营部门的生产成本，从而促进中小企业的生产性需求。

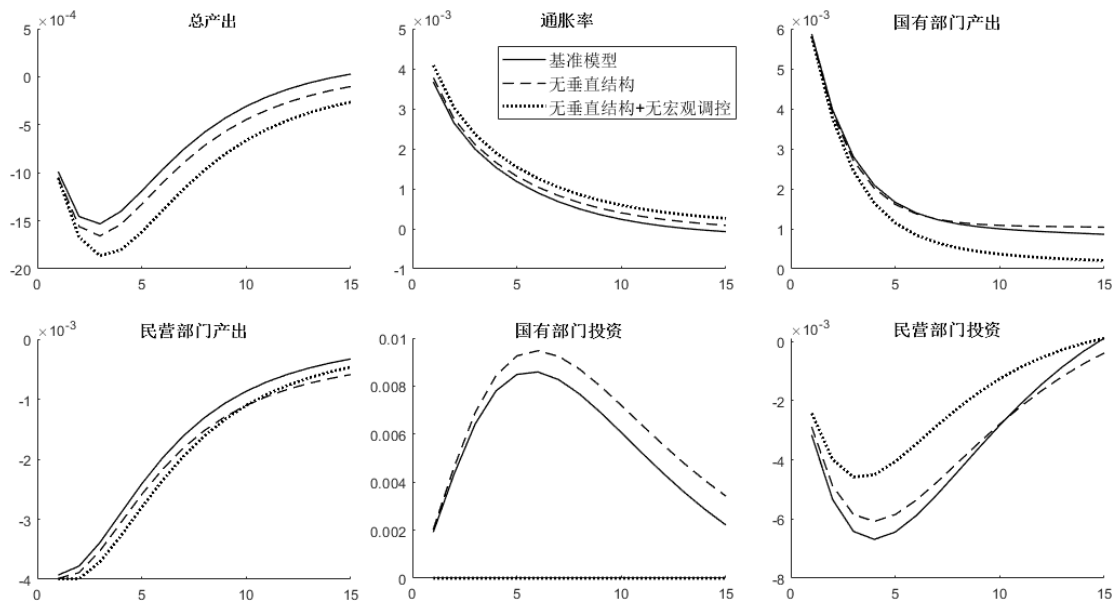


图 6 垂直结构的作用

注：无宏观调控模型的参数取值同图 5，以下同。

（三）稳定物价的作用机制

由于文献中缺少对国有经济稳物价的机制研究，因此对于该机制的探讨就显得尤为重要。首先，当国有经济不参与宏观调控时（图 7 虚线部分），与基准模型（图 7 实线部分）相比，国有产品价格出现了更大幅度的上涨，而民营产品的价格变动几乎可以忽略。其次，由于国有部门未进行逆周期扩张，从而导致国有消费品和中间品的供给数量均出现了更大幅度的下降。最终，参考图 5 中的通胀率子图可知，国有经济的逆周期扩张对于物价稳定具有正向作用。

需要说明的是，当国有经济不参与宏观调控时，国有部门的消费品供给量的确有所下降，由此解释了国有产品价格上升的原因（直接渠道）。然而，此时国有部门生产的中间投入品也减产了，由此导致的国有中间品价格上升本应推高民营产品的成本和价格（间接渠道）。但问题在于，由前文的分析可知，国有和民营产品是互补品，而此时国有产品消费量的下降也使得居民对民营消费品的需求减少，从而弱化了中间品成本上升推高民营产品价格的间接效应，这便是当国有经济不参与宏观调控时，民营产品价格未出现大幅上升的原因。据此本文认为，国有部门扩张通过下游部门对中间品需求的成本传导机制对于物价的抑制作用（间接渠道）是弱于其自身产品价格下降的效果的（直接渠道）。本文对此进行了检验，当国有消费品占比上升（ $\mu_g = 0.7$ ）时，由前文的分析和式（5）可知，面对负向冲击，国有部门稳物价的效果会更加显著。图 7 中虚线部分表明，即便此时国有消费品和中间品的供应量上升幅度较小，但国有和民营产品价格的上升幅度均较之基准模型有所下降，其中，国有产品价格的涨幅更小，仅为基准模型的一半。由此再次验证了国有部门主要是通过稳定国有产品价格的（直接）渠道来稳定物价的结论。该结论对现实同样具有指导

意义，当危机发生时，居民会首先缩减大量由下游部门提供的品质提升类产品⁹，从而使得国有消费品的占比上升，这预示着国有经济对于稳物价的机制将会增强。

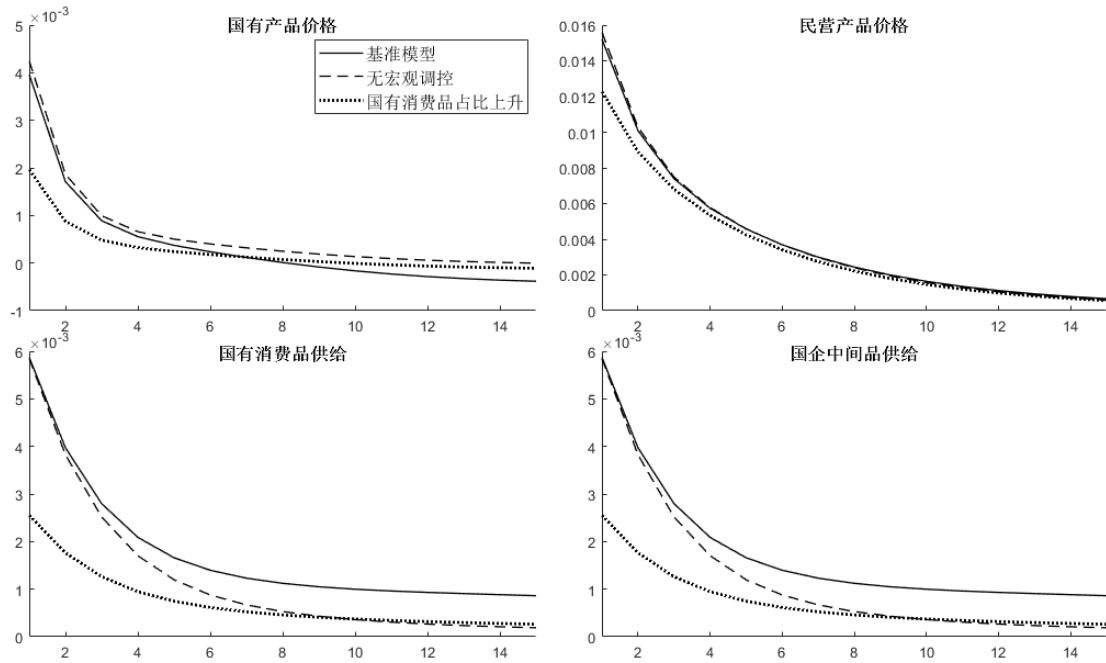


图7 稳定物价的作用机制

注：无宏观调控模型与无垂直结构模型的参数取值同图5和6，以下同。

（四）福利分析的视角

虽然上文已经证实了在垂直结构下国有投资的逆周期调节对于稳增长和稳物价的重要性，然而一个自然的问题是，国有经济的宏观稳定效应是否能够提升居民的福利水平，对于该问题的回答也有助于从另一个角度理解国有经济的“宏观效率论”（刘元春，2001）。本文使用无条件的消费补偿法来对此进行衡量，假设： $\mathbb{E}_t[\mathbb{W}_{0,t}]$ 是国有经济参与宏观调控时的居民效用期望值，而 $\mathbb{E}_t[\mathbb{W}_{1,t}]$ 是不参与调控时的居民效用期望值， λ^c 代表需要补偿的消费比例，从而可得¹⁰：

$$\lambda^c = \exp[(1 - \beta)(\mathbb{E}_t[\mathbb{W}_{0,t}] - \mathbb{E}_t[\mathbb{W}_{1,t}])] - 1 \quad (14)$$

表4中展示了是否存在垂直结构（参数取值与图6相同）和不同强度冲击下福利分析的结果，从中可知以下三点：（1）国有部门参与宏观调控的确能够提升居民福利，具体表现为： λ^c 为正数；（2）当负向冲击的强度增大时，上述福利提升的效应也随之增强，由此体现了在面临较大的负向冲击时，国有部门作为宏观调控抓手的重要性；（3）产业布局的垂直性越强，则国有部门逆周期调节带来的福利提升效应也越大。其原因仍在于，垂直结构下的国有部门对于民营部门有正向溢出效应，使得面临负向冲击时的国企逆周期调控在稳增长和稳物价的同时，降低了经济波动带来的不确定性，从而稳定了居民预期，并由此提升了居民福利。

⁹ 根据胡滨等（2020）的测算显示：疫情冲击下，除食品等刚需外，居民在纺织服装、零售业、酒旅餐饮和体育娱乐等方面的消费都将下降6%以上。

¹⁰ 具体计算步骤如下： $\mathbb{E}_t[\mathbb{W}_{0,t}] = \mathbb{E}_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s U(C_{0,t+s}, l_{0,t+s}) = \mathbb{E}_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s U[(1 + \lambda^c)C_{1,t+s}, l_{1,t+s}] = \mathbb{E}_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \ln(1 + \lambda^c) + \mathbb{E}_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s U(C_{1,t+s}, l_{1,t+s}) = \frac{\ln(1 + \lambda^c)}{1 - \beta} + \mathbb{E}_t[\mathbb{W}_{1,t}]$ 。本文使用施密特-格罗赫、乌里韦（2007）提出的二阶扰动法来计算福利水平。

表 4 福利分析结果

冲击强度	有垂直结构 (%)	无垂直结构 (%)
σ_m 一单位负向标准差	0.270	0.240
σ_m 两单位负向标准差	1.081	0.975
σ_m 三单位负向标准差	2.415	2.175

五、进一步分析

在完成了机制分析后，则需要对国有经济在宏观调控中如何更好地发挥作用进行探讨。下文分别从政策发力点、政策空间和政策设计三个方面，来具体探讨宏观调控中的国有经济应该应对何种冲击、其最优的政策反应函数以及实施跨周期调节的优势这三个切实的问题。研究表明：（1）国有经济的逆周期调节能够很好地应对供给冲击，但是在面对需求冲击时会面临稳产出和稳物价的“两难选择”；（2）当前国有经济参与宏观调控仍有较大的政策空间，应加强国有经济对于产出缺口的反应敏感度；（3）相比于国有经济的逆周期调节，在跨周期调节中，由于国有部门对于未来形势进行了精准的预判，从而平滑了其投资行为，也更有利于民营部门的复苏，这对于稳产出和稳物价均有积极作用。

（一）政策发力点：应对何种冲击

在得出并论证了国有部门参与宏观调控有助于宏观经济稳定的结论后，首先需要回答的问题就是在应对何种冲击的时候需要国有经济的参与调控，也即政策发力点在何处的问题。下文分别展示了居民需求冲击（ $\sigma_{rt} = -0.0460$ ，图 8 第一行）、国有部门供给冲击（ $\sigma_{gt} = -0.0096$ ，图 8 第二行）和民营部门供给冲击（ $\sigma_{mt} = -0.0098$ ，图 8 第三行）下国有经济参与宏观调控的政策效果。

图 8 表明，国有部门在应对供给冲击时的效果是显著的，即便是国有部门自身受到了供给冲击，考虑到国有部门对下游企业的正外部性，此时也应该加大国有部门投资以对冲负向冲击。更深层次的原因在于，供给冲击中国有部门的逆周期扩张是从供给端着手对冲供给冲击，因此是对症下药，从而能够在稳产出的同时兼顾稳物价的政策目标。而当负向冲击来自于需求端时，若为了稳产出而进行国有部门的逆周期投资调节，则会恶化“供给过剩，需求不足”的情况，由此加剧了通缩的风险（图 8 第一行中实线部分通缩的最大幅度约为虚线部分的 2.5 倍），从而会陷入稳增长和稳物价的“两难选择”。因此，本文认为，由于垂直结构刻画的是供给端的特征，在进行风险对冲时，国有部门的政策发力点应更多地放在应对供给冲击方面；而对于来自需求端的冲击，则需要与其他政策进行协调配合才能达到稳定宏观经济的多重目标。

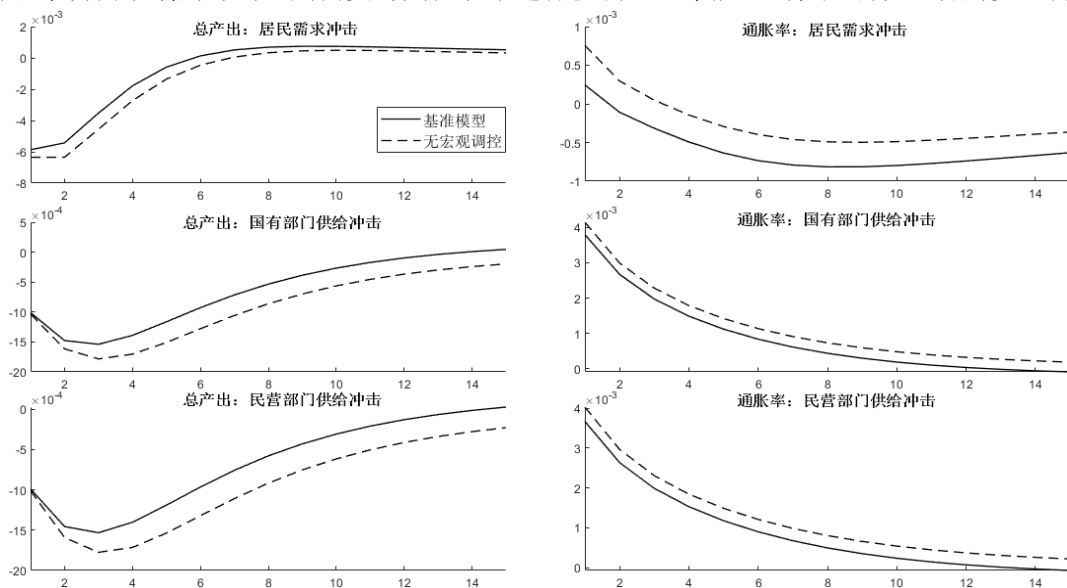


图 8 不同冲击下总产出与通胀率走势对比

（二）政策空间：最优投资政策

在厘清了政策发力点的问题后，接着需要探讨国有部门参与宏观调控的最优政策是什么，通过对比当前政策与最优政策的参数，进而判断政策空间还有多大。谈及最优政策则需要确立政府的目标，因此，本文假设政府希望达到“稳定产出和物价”的宏观调控目标，为了完成上述目标，国有部门需要内生地调整 ρ_I 和 ρ_y 两个系数，对此，本文使用了伍德福德（2003）所提出的最优简单规则（Optimal Simple Rule）方法进行探讨，具体如下：

$$\min_{\rho_I, \rho_y} \omega \text{VAR}(y_t) + (1 - \omega) \text{VAR}(\pi_t)$$

其中， ω 是政府对产出波动的重视程度，该值越大表明政府越希望降低产出的波动，不失一般性地，本文假设 $\omega = 0.5$ ，即政府对于产出和物价的波动同样重视。

通过多次迭代运算可知，为了达到宏观稳定的政策目标，最优的参数取值为： $\rho_I^* = 0.954$ 和 $\rho_y^* = 1.969$ 。

对比前文中通过贝叶斯估计得出的“ $\rho_I = 0.792 < \rho_I^*$ ”和“ $\rho_y = 1.942 < \rho_y^*$ ”可知，当遭遇负向冲击时，最优的国有部门投资反应力度应更加积极，具体表现为更大的粘性和对产出缺口更为灵敏的反应。图 9 的脉冲分析结果表明，当采取了最优投资政策时（虚线部分），相比于基准模型（实线部分），通过加大国有部门逆周期调节的力度，提升了上下游部门的产出，从而使得总产出和通胀的波动率均得到了一定程度的消除。此外，图 9 还表明，相比于现行的政策，当实行最优政策时，国有部门投资的逆周期调节仍有较大空间（图 9 国有部门投资的子图中，虚线的最高点约为实线的 1.6 倍）。从这个意义上讲，面对三重压力下的复杂经济局面，国有经济在稳定宏观经济方面仍有发挥重要作用的巨大潜力。

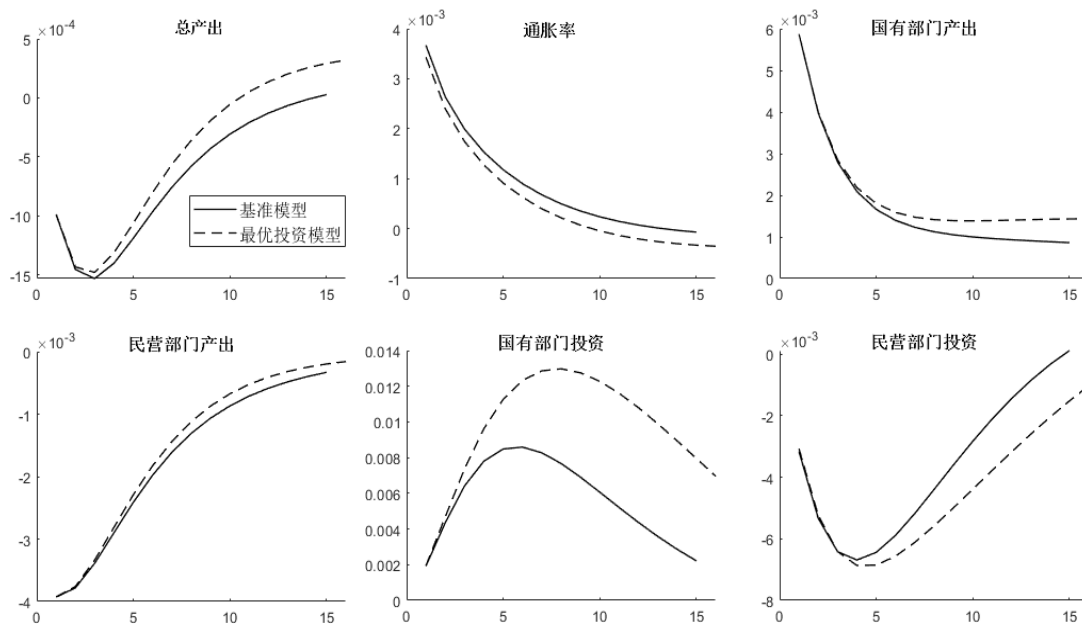


图 9 最优投资政策与基准模型对比

（三）政策设计：跨周期与逆周期调节的对比

本文通过对比国有经济实行跨周期和逆周期调节这两种情况来探讨应该如何进行政策设计。实践中，实施跨周期调节的一个必要条件就是要提前准确地判断未来趋势，这恰巧与“完美预期（Perfect Foresight）模型”的内涵相一致，本文假设政府能够在 -4 和 -8 期（即：提前 1 年和 2 年）进行完美的预期，从而对未来发生的负向冲击（发生在 0 期）提前进行应对。因此，国有部门投资的规模和力度都将被分散至更长的周期中，并且由于垂直结构的存在，国有部门跨周期调节的影响也会被传递到民营企业，这两方面均有助于缓解国有部门投资的“挤出效应”。需要说明的是，本节将使用维勒莫特（2019）提出的算法进行模拟。

图 10 的模拟结果表明：由于国有部门对负向冲击提前进行了预判和应对，因此相比于基准模型（实

线部分)，国企投资的跨周期调节（虚线和点线部分）对于应对经济下滑、抑制通胀以及促进下游企业复苏均有积极的作用。以产出和通胀为例，提前 8 期进行跨周期政策设计，将使得第 3 期产出下降幅度和第 1 期的通胀上涨幅度相比于基准模型收缩约为 0.15% 和 0.3%。特别地，越早进行跨周期调节的预判，国有经济的宏观稳定效应越明显。以国有部门投资为例，提前 8 期进行跨周期调节比提前 4 期更有利于缓解国有部门对民营部门的“挤出效应”（国有部门产出和投资的子图中虚线位于点线之上，而民营部门产出和投资的子图中虚线与点线的位置正好相反）。当实施跨周期调节后，国有部门投资和产出的上升幅度有所平缓，这使得更多的资源流入到民营部门，从而大幅缩小了民营部门在负向全要素生产率冲击来临时的产出下降幅度，最终更有利于遏制总产出的下滑。据此，本文认为，国有经济的跨周期调节和逆周期调节政策的有机结合能够更有利于宏观经济的稳定，在强化其稳增长和稳物价作用的同时，可以显著缓解危机中出现的“国进民退”的现象。

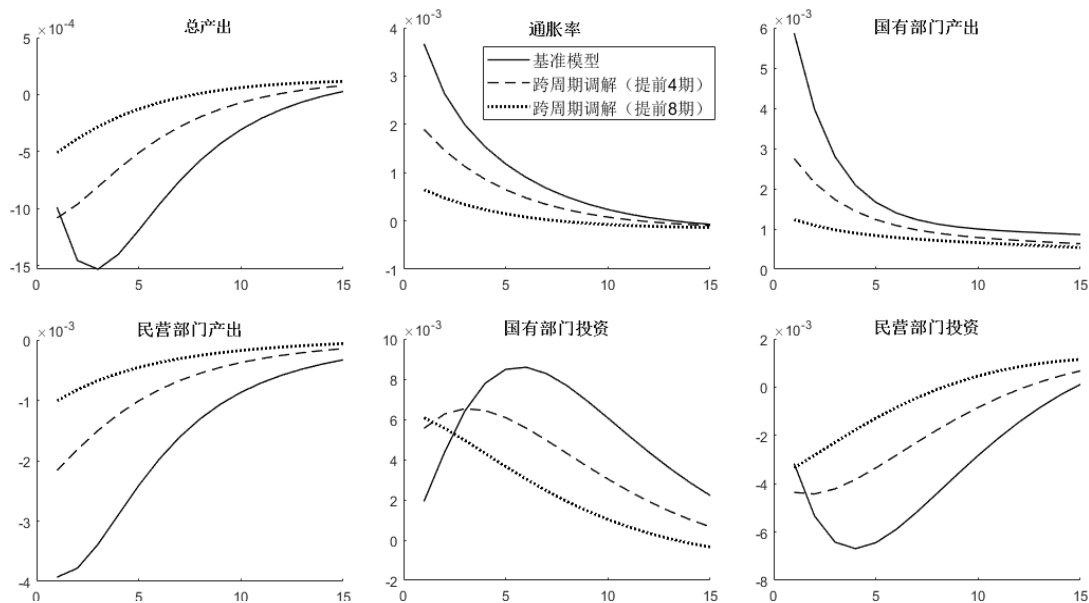


图 10 跨周期调节与基准模型对比

六、结论与启示

本文在梳理了国有经济的产业布局和逆周期扩张等基本事实的基础上，构建了一个两部门 DSGE 模型，利用校准和贝叶斯估计方法对模型参数进行设定，通过脉冲响应分析和福利分析的方法，探讨了垂直结构下国有经济的宏观稳定效应及其政策效果。本文认为，在国民经济中起主导作用的国有部门应当成为政府进行宏观调控的重要抓手。具体而言：中国独特的“所有制+产业布局”模式使得国有经济投资的逆周期调控对于稳定宏观经济起到了重要作用，且该作用随着生产垂直性的强化而增强。考虑到国有部门的产品不单是下游企业生产环节需要的中间投入品，还进入了最终消费领域，因此当危机发生时，国有经济的逆周期扩张不仅能够起到稳产出、稳物价的作用，还可以稳定预期进而提高居民福利。进一步研究表明：（1）逆周期的国有投资的政策发力点在于应对供给冲击，而在面对负向需求冲击时存在“提升产出与防止通缩”的两难选择；（2）在“稳定产出和物价”的简单最优规则下，当前国有经济参与宏观调控仍存在较大的政策空间，应当增加国有投资对产出缺口的反应弹性；（3）在政策设计方面，完美预期模型的结果显示，跨周期的国有投资调节效果要好于逆周期调节，由于进行了提前预判，国有投资的变动幅度更为平滑，从而缓解了对民营部门的挤出效应。基于此，本文得到如下启示：

（1）关于政策空间的探讨表明，国有经济不但需要参与宏观调控，在应对负向冲击时还应当进一步加大其作用力度。中央经济工作会议要求各地区各部门都要肩负起稳定宏观经济责任，加大宏观政策调控力度，积极推出相应政策。2022 年 6 月，国资委提出要扎实推动国资央企高质量稳增长，为稳定宏观经济

大盘提供有力支撑。在多重压力下，为进一步达成宏观调控的多重目标，单纯依靠财政货币政策是不够的，需要不断丰富宏观调控的政策工具箱。事实上，由于供给侧的变动相对缓慢，传统的凯恩斯主义宏观调控政策往往是从需求侧管理入手（苏剑，2008）。但正是由于各级政府高效的执行能力和国有部门在国民经济的主导地位，使得国有经济在危机时刻能够迅速反应，从而使得短期供给管理的调控模式成为可能。

（2）国企改革应分而治之，避免“一刀切”。对于竞争性商业类的领域应当继续全面放开市场准入，引入市场竞争机制。但是对于保障国计民生、关系国家安全和国民经济命脉的重要行业的衡量标准不应仅为“微观效率”（卡希尔等，2018）。事实上，由于下游民企在遭遇负向冲击时会减少其对上游国企的中间品需求，一个只考虑“微观效率”的上游企业也应相应减产。然而，此时上游国企的逆周期扩张虽然损失了其“微观效率”，但通过其对下游行业的正向外溢效应，维护了整个“宏观效率”。对于这类国企的管理，应在保证国有资产取得一定合理回报率的基础上，建立中长期的考核体系并引入社会评价机制。

（3）加快国有经济布局优化和结构调整，以更好地发挥国有经济的宏观稳定效应。世界银行曾警告称（世界银行，2021），鉴于国企的利润和生产率增长低于民企，因此疫情期间的“国有化”是否会对下一阶段经济复苏中的民营经济产生“挤出效应”值得商榷。而本文的研究表明，“所有制+产业布局”模式是国企能够在带动民企的前提下发挥宏观经济稳定作用的重要前提。顺周期性是所有追求利润最大化企业的共同特征，因此，为了缓解危机中上游行业收缩的生产网络传染效应，就要求国有部门跳出短期的经济效益，从长远的战略安全和可持续发展角度考虑，充分估计逆全球化、突发公共卫生事件和地缘政治冲突的负面影响，高度重视产业链上游环节的布局（陈东琪等，2015），实现“进退相济”、结构合理的产业布局优势。一方面，应推动国有资本向关乎国计民生和经济命脉的重要行业、关键领域以及重点基础设施集中，突出其在战略性优势产业布局中的核心竞争力；另一方面，对于在竞争性领域仍然效率偏低的国企，应通过结构调整加快其退出机制，以更好发挥民营企业的市场竞争优势¹¹。

¹¹ 中外文人名（机构名）对照：弗洛里奥（Florio）；费赫尔（Fecher）；班斯（Bance）；盖布里尔（Gabriel）；库沃-卡祖拉（Cuervo-Cazurra）；格罗西（Grossi）；斯泽尔（Szarzec）；诺瓦拉（Nowara）；方（Fang）；李（Li）；诺顿（Naughton）；林（Lin）；世界银行（World Bank）；谢（Hsieh）；宋（Song）；安特拉斯（Antràs）；陈（Chen）；阿西莫格鲁（Acemoglu）；巴凯（Baqaee）；法希（Farhi）；罗（Luo）；佩茨（Peitz）；雷辛格（Reisinger）；巴萨克（Basak）；穆克吉（Mukherjee）；刘（Liu）；亚科维埃洛（Iacoviello）；张（Chang）；圭列里（Guerrieri）；卡尔沃（Calvo）；伍德福德（Woodford）；维勒莫特（Villemot）；卡希尔（Cahill）；库普（Koop）；施密特-格罗赫（Schmitt-Grohé）；乌里韦（Uribe）。

【参考文献】

- [1] 陈东琪、臧跃茹、刘立峰、刘泉红、姚淑梅：《国有经济布局战略性调整的方向和改革举措研究》，《宏观经济研究》，2015 年第 1 期。
- [2] 陈林、罗莉娅、康妮：《行政垄断与要素价格扭曲——基于中国工业全行业数据与内生性视角的实证检验》，《中国工业经济》，2016 年第 1 期。
- [3] 陈小亮、陈伟泽：《垂直生产结构、利率管制和资本错配》，《经济研究》，2017 年第 10 期。
- [4] 常蕊：《中国国有企业研究的特征与趋势——基于 CSSCI 数据库的文献计量》，《经济与管理》2022 年第 4 期。
- [5] 董兵兵、徐慧伦、谭小芬：《货币政策能够兼顾稳增长与防风险吗？——基于动态随机一般均衡模型的分析》，《金融研究》，2021 年第 4 期。
- [6] 高然、陈忱、曾辉、龚六堂：《信贷约束、影子银行与货币政策传导》，《经济研究》，2018 年第 12 期。
- [7] 郭杰、郭琦：《信贷市场有限竞争环境中财政引发的国有部门投资的宏观影响——基于扩展 RBC 模型的研究》，《管理世界》，2015 年第 5 期。
- [8] 郭靖、马光荣：《宏观经济稳定与国有经济投资：作用机理与实证检验》，《管理世界》，2019 年第 9 期。
- [9] 郭长林：《财政政策扩张、异质性企业与中国城镇就业》，《经济研究》，2018 年第 5 期。
- [10] 胡滨、范云朋、郑联盛：《“新冠”疫情、经济冲击与政府干预》，《数量经济技术经济研究》，2020 年第 9 期。
- [11] 李书娟、王贤彬：《经济增长目标压力下的国企投资规律及效应研究——来自地级经济增长目标与上市公司样本的证据》，《南方经济》，2020 年第 11 期。
- [12] 李书娟、徐现祥、王贤彬：《目标导向的微观机制：国有企业的关键作用》，《财贸经济》，2021 年第 4 期。
- [13] 林仁文、杨熠：《中国市场化改革与货币政策有效性演变》，《管理世界》，2014 年第 6 期。
- [14] 刘瑞明、石磊：《上游垄断、非对称竞争与社会福利——兼论大中型国有企业利润的性质》，《经济研究》，2011 年第 12 期。
- [15] 刘元春、任之光、陈彦斌、杨列勋、刘作仪：《中国经济发展规律与理论研究关键科学问题》，《中国科学基金》，2021 年第 3 期。
- [16] 刘元春：《国有企业宏观效率论——理论及其验证》，《中国社会科学》，2001 年第 5 期。
- [17] 吕冰洋：《从市场扭曲看政府扩张：基于财政的视角》，《中国社会科学》，2014 年第 12 期。
- [18] 梅冬州、龚六堂：《新兴市场经济国家的汇率制度选择》，《经济研究》，2011 年第 11 期。
- [19] 梅冬州、温兴春、吴婳：《财政扩张、信用违约和民营企业融资困境》，《经济研究》，2021 年第 3 期。
- [20] 潘珊、黄莉：《垂直结构、产业政策与社会福利》，《财经研究》，2021 年第 12 期。
- [21] 钱学锋、张洁、毛海涛：《垂直结构、资源误置与产业政策》，《经济研究》，2019 年第 2 期。
- [22] 苏剑：《供给管理政策及其在调节短期经济波动中的应用》，《经济学动态》，2008 年第 6 期。
- [23] 苏启林、赵永亮、杨子晖：《市场冲击、要素扭曲配置与生产率损失——基于出口企业订单波动的经验研究》，《经济研究》，2016 年第 8 期。
- [24] 汪勇、马新彬、周俊仰：《货币政策与异质性企业杠杆率——基于纵向产业结构的视角》，《金融研究》，2018 年第 5 期。
- [25] 王文成：《国有经济的投资效应研究——基于中国工业制造业 28 个行业的实证分析》，《中国工业经济》，2013 年第 7 期。
- [26] 王曦、王茜、陈中飞：《货币政策预期与通货膨胀管理——基于消息冲击的 DSGE 分析》，《经济研究》，2016 年第 2 期。
- [27] 王永进、刘灿雷：《国有企业上游垄断阻碍了中国的经济增长？——基于制造业数据的微观考察》，《管理世界》，2016 年第 6 期。
- [28] 王勇：《“垂直结构”下的国有企业改革》，《国际经济评论》，2017 年第 5 期。
- [29] 鄢萍、吴化斌、徐臻阳：《金融抑制、国企改革与财政货币政策协调》，《经济学（季刊）》，2021 年第 6 期。

- [30] 于文超、梁平汉:《不确定性、营商环境与民营企业经营活力》,《中国工业经济》,2019年第11期。
- [31] 詹新宇、方福前:《国有经济改革与中国经济波动的平稳化》,《管理世界》,2012年第3期。
- [32] 张宇:《当前关于国有经济的若干争议性问题》,《经济学动态》,2010年第6期。
- [33] 赵扶扬、王忾、龚六堂:《土地财政与中国经济波动》,《经济研究》,2017年第12期。
- [34] 周越、徐隽翊:《中国经济中的垂直市场与企业动态--基于 DSGE 的模型研究》,《经济学报》,2020年第3期。
- [35] Acemoglu, D., Carvalho, V. M., Ozdaglar, A. and Tahbaz-Salehi, A., 2012, "The Network Origins of Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, 80(5), pp.1977~2016
- [36] Antràs, P., Chor, D. and Fally, T., 2012, "Hillberry R. Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows", *American Economic Review*, 102(3), pp.412~416.
- [37] Bance, P. and Gabriel, O., 2015, "Serving the General Interest with Public Enterprises: New Forms of Governance and Trends in Ownership", *Annals of Public and Cooperative Economics*, 86, pp.529~534.
- [38] Basak, D. and Mukherjee, A., 2016, "Price vs. Quantity Competition in a Vertically Related Market Revisited", *Economics Letters*, 153(5), pp.12~14.
- [39] Baqaee, D. R. and Farhi, E., 2019, "The Macroeconomic Impact of Microeconomic Shocks: Beyond Hulten's Theorem", *Econometrica*, 87(4), pp.1155~1203.
- [40] Cahill, C., Palcic, D. and Reeves, E., 2018, "Striving to Deliver: Commercialization and Performance in Ireland's Postal Sector", *Annals of Public and Cooperative Economics*, 89(3), pp.527~542.
- [41] Chang, C., Chen, K., Waggoner, D. F. and Zha, T., 2016, "Trends and Cycles in China's Macroeconomy", *NBER Macroeconomics Annual*, 30(1), pp.1~84.
- [42] Chang, C., Liu, Z. and Spiegel, M. M., 2015, "Capital Controls and Optimal Chinese Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 74, pp.1~15.
- [43] Chen, K., Gao, H., Higgins, P. C. and Zha, T., 2020, "Monetary Stimulus Amidst the Infrastructure Investment Spree: Evidence from China's Loan-Level Data", NBER Working Paper, No.w27763.
- [44] Cuervo-Cazurra, A., Inkpen, A. and Musacchio, A., 2014, "Governments as Owners: State-owned Multinational Companies", *Journal of International Business Studies*, 45(8), pp.919~942.
- [45] Fang, H., Hu, W. Q., Shi, R. and Zhang, X., 2023, "The Chinese-style Macroeconomic Control: the Role of State-owned Enterprises", *The World Economy*, 46(3),702-705.
- [46] Florio, M. and Fecher, F., 2011, "The Future of Public Enterprises: Contributions to a New Discourse", *Annals of Public and Cooperative Economics*, 82(4), pp.361~373.
- [47] Florio, M., 2014, "Contemporary Public Enterprises: Innovation, Accountability, Governance", *Journal of Economic Policy Reform*, 17(3), pp.201~208.
- [48] Florio, M., 2013, "Rethinking on public enterprise: Editorial Introduction and Some Personal Remarks on the Research Agenda", *International Review of Applied Economics*, 27(2), pp.135~149.
- [49] Grossi, G., Papenfuß, U. and Tremblay, M. S., 2015, "Corporate Governance and Accountability of State-owned Enterprises: Relevance for Science and Society and Interdisciplinary Research Perspectives", *International Journal of Public Sector Management*, 28, pp.274~285.
- [50] Guerrieri, V., Lorenzoni, G., Straub, L. and Werning, I., 2022, "Macroeconomic Implications of COVID-19: Can Negative Supply Shocks Cause Demand Shortages", *American Economic Review*, 2022, 112(5), pp.1437~1474.
- [51] Hsieh, C. T. and Song, Z. M., 2015, "Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol.3, pp.295~346.
- [52] Iacoviello, M., 2015, "Financial Business Cycles", *Review of Economic Dynamics* 18(1), pp.140-163.
- [53] Koop, G., Pesaran, M. H. and Smith, R. P., 2013, "On identification of Bayesian DSGE Models", *Journal of Business & Economic Statistics*, 31(3), pp.300~314.
- [54] Li, X., Liu, X. and Wang, Y., 2014, "A Model of China's State Capitalism", *SSRN Electronic Journal*.

- [55] Lin, J. Y., 2003, “Development Strategy, Viability, and Economic Convergence”, *Economic Development and Cultural Change*, 51(2), pp.277~308.
- [56] Liu, E., 2019, “Industrial Policies in Production Networks”, *Quarterly Journal Economics*, 134(4), pp.1883~1948.
- [57] Luo, S., 2020, “Propagation of Financial Shocks in an Input-Output Economy with Trade and Financial Linkages of Firms”, *Review of Economic Dynamics*, vol.36, pp.246~269
- [58] Naughton, B. J., 2006, “The Chinese Economy: Transitions and Growth”, MIT Press.
- [59] Peitz, M. and Reisinger, M., 2014, “Indirect Taxation in Vertical Oligopoly”, *Journal of Industrial Economics*, 62(4), pp.709~755.
- [60] Schmitt-Grohé, S. and Uribe, M., 2007, “Optimal Simple and Implementable Monetary and Fiscal Rules”, *Journal of Monetary Economics*, 54(6), pp.1702~1725.
- [61] Szarzec, K. and Nowara, W., 2017, “The Economic Performance of State-owned Enterprises in Central and Eastern Europe”, *Post-Communist Economies*, 29(3), pp.375~391.
- [62] Villemot, S., 2019, “Deterministic Models: Perfect Foresight, Nonlinearities and Occasionally Binding Constraints”, Dynare Team Presentations.
- [63] Woodford, M., 2003, “Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy”, Princeton University Press.
- [64] World Bank, 2012, “China 2030: Building a Modern, Harmonious, and Creative Society”, The World Bank Press.
- [65] World Bank, 2021, “Building SOE Crisis Management and Resilience: Emerging Practices and Lessons Learned during the COVID-19 Crisis”, The World Bank Press.
- [66]

汇率变动与双边贸易统计数据差异： 基于国际游资套汇跨境流动视角¹

李红² 包群³ 李港⁴

【摘要】国际游资跨境流动已经严重干扰一国金融市场的正常秩序与健康运行，然而由于其行为具有高度隐蔽性导致难以被准确识别与监管。基于贸易伙伴国双边统计数据存在巨大差异的典型化事实，本文利用 2010-2017 年中国与 167 个贸易伙伴的贸易镜像数据，以“811 汇改”事件为政策冲击，考察人民币实际汇率变动对通过贸易渠道进行国际游资跨境转移的影响。研究表明，人民币汇率变动的确给资本跨境流动带来了套利机会，在资本不能跨国自由流动的条件下，国际游资会借助贸易渠道，通过错报贸易数据实现跨境转移，从而导致双边贸易统计数据存在大量差异。贸易伙伴国的异质性检验表明，贸易伙伴的收入水平和贸易规模会影响汇率对双边贸易数据差异的边际效应，而套汇虚假贸易与错报行为不因距离远近而有不同，与同质产品相比投机者更倾向通过差异化产品的错报来实现国际游资的跨境流动，相对于低价值产品，投机者更趋向于选择高价值商品进行进出口错报。本文为有效防范与监管国际游资跨境转移提供了有益的政策借鉴。

【关键词】套汇 双边贸易数据差异 国际游资 贸易数据错报 811 汇改

一、引言

非法资本 (Illicit Capital) 又被称为国际游资或热钱，迄今为止，关于国际游资流通规模的测算方法，尚未达成明确的共识，很难从正式公布的官方数据中准确判断其规模大小。随着经济全球化进程的推进，国际游资大规模跨境流动现象长期存在，并逐渐成为重要而又严峻的全球性金融难题 (de Boyrie 等, 2007)。由于逃税、贸易数据错报和腐败等问题的存在，每年有超过 17400 亿美元的资金从发展中国家流出，有记录的最大资金流出来自亚洲和欧洲 (Kar 和 Cartwright-Smith, 2008)，由此导致发展中国家每年因避税天堂而蒙受的损失约为 500 亿美元。正是认识到非法跨境资本转移对一国金融市场带来的巨大冲击，长期以来中国对资本跨国流动有着非常严厉的管制 (Fernández 和 Klein, 2016)，尤其是严格限制证券投资组合类资本的流入和流出。由于国际游资跨境流动的高度隐蔽性，我们很难从中国官方公布的数据中获得其实际金额，但是从国家外汇管理局公布的要闻案例中可以窥见其规模不容小觑。例如，2015 年 8 月至 9 月，宁波大程国际贸易有限公司勾结境外多家公司，订立高于市场价 5~20 倍的交易价格，先后 15 次向境外非法转移资金 1.19 亿美元；2015 年 1 月至 7 月，上海大新华物流控股 (集团) 有限公司勾结境内外关联公司，签订虚假租船合约，伪造运费发票，非法向境外转移资金 4506.90 万美元。大规模非法资金流动的一个重要动机就是进行套汇套利 (Edison 等, 2004)。虽然发展中国家实行资本管制，但非法资金会从其他渠道流通，根据境内外汇率的相对变化而选择入境或撤离 (Martin 和 Morrison, 2008)，同时跨国公司的存在也为非法资金跨境流动提供了便利 (Coppola 等, 2021)，双边贸易进出口错报是一国尤其是发展中国家资本在境内外流窜的惯用手段 (Nitsch, 2011)。

1 原载于《财贸经济》2023 年第 10 期

2 李红，山东财经大学国际经贸学院副教授、硕士生导师

3 包群，南开大学经济学院教授、博士生导师

4 李港，南开大学经济学院博士研究生

值得注意的是，长期以来中国与贸易伙伴之间存在巨大的双边贸易统计数据差异，即使剔除保险和运费，这一问题仍然存在。图 1 和图 2 分别列出了 2007—2021 年中国与前五贸易伙伴之间进、出口贸易差异占中国总出口和总进口的比重。可以看出，中国与主要贸易伙伴之间的贸易数据差异长期大量存在，与个别国家在个别年甚至达到了贸易金额的 40%。已有文献研究表明，贸易差异产生的原因既有自然原因，也有企业故意错报的原因，虽然大部分文献都表明保险和运费、运输时间和转口贸易等自然因素导致了双边报告的贸易数据差异，但是随着中国对外贸易的发展以及香港转口贸易港作用的下降，已有研究表明影响中国与贸易伙伴报告的数据不一致的自然原因的作用不断弱化，越来越多的研究表明企业的故意错报才是产生双边贸易统计数据差异的主要原因（Bhagwati, 1964; Fisman 和 Wei, 2004; Javorcik 和 Narciso, 2008; Kellenberg 和 Levinson, 2019），主要集中在税收侵占领域，具体包括逃避关税（Fisman 和 Wei, 2004; Mishra 等, 2008; Levin 和 Widell, 2014）和骗取出口退税（李红等, 2019）。相对于从税收侵占视角研究错报对双边报告贸易统计数据影响的文献，从套汇套利视角探讨国际游资跨境转移所带来的贸易统计数据差异的文献凤毛麟角。仅有部分文献针对汇率的预期变动所带来的虚假出口进行了研究（Liu 等, 2016; 卢冰等, 2020）。

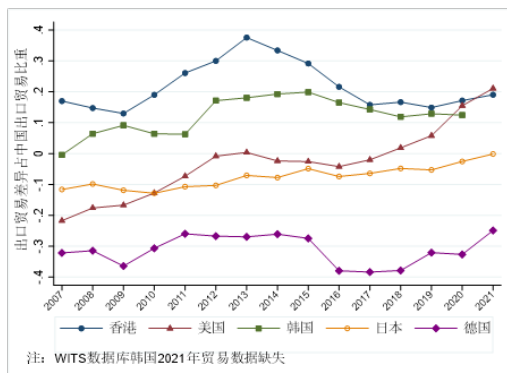


图 1 2007-2021 年出口贸易差异比重

注：WITS 数据库韩国 2021 年贸易数据缺失

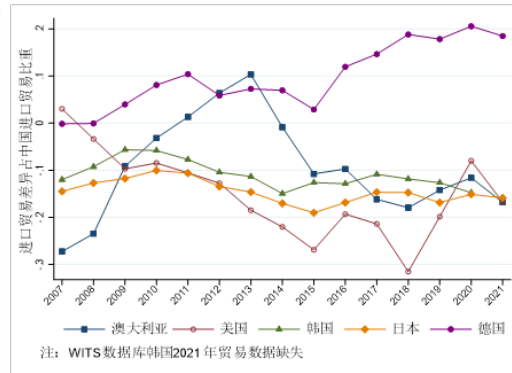


图 2 2007-2021 年进口贸易差异比重

注：WITS 数据库韩国 2021 年贸易数据缺失

基于我国资本不能跨境自由流动而国际游资又大规模频繁跨境转移的现实以及我国与贸易伙伴双边贸易统计数据存在巨大差异的典型事实，是否存在国际游资借助贸易渠道进行跨境转移呢？与已有文献（Liu 等, 2016; 卢冰等, 2020）采用中国报告的出口贸易数据不同，本文采用双边贸易统计数据差异衡量企业套汇的错报动机与虚假贸易，将核心问题聚焦于因资本管制的存在，跨境资本在国与国之间不能自由流动，在汇率变动存在套汇利益的驱动下，企业是否有动机借助错报贸易数据来实现国际游资的跨境转移，进而导致双边贸易统计数据差异变大？因此，本文按照汇率变动带来套汇空间，而资本管制的存在诱发贸易数据错报动机的逻辑框架，通过构建双边错报模型阐述资本管制下的汇率变动刺激了企业的套汇行为，加大了双边贸易统计数据差异。

由于国际游资跨境转移的非法性与隐蔽性，从本质来讲很难被捕捉到，识别国际游资借助贸易实现跨境流动的难点在于甄别企业如何通过错报来达到这一目的，而贸易伙伴报告的镜像贸易数据为我们检验企业通过故意错报贸易数据以实现国际游资的跨境转移提供了重要的参照系。基于此，本文首先通过双边贸易统计数据差异模型，对汇率变动所带来的国际游资通过伪报贸易数据进行跨境转移的动机和影响机制进行梳理；其次，用剔除保险和运费后的双边贸易数据差异来识别企业的错报行为，值得强调的是用贸易差异衡量贸易渠道的国际游资转移将非法贸易数据从贸易数据中剥离出来，能更好地观测到企业非法套汇的错报行为；再次，区别于已有文献（Liu 等, 2016; 卢冰等, 2020），本文以 2015 年“811 汇改”为外生冲击事件来构建模型以检验汇率变动是否会导致企业借助贸易错报实现国际游资跨境流动。最后，需要说明的是本文选取样本区间为 2010-2017 年，其主要原因是：（1）我国在 2008 年和 2009 年频繁地调整出口退税以应对经济危机，为了尽可能地减少出口退税政策调整和金融危机对贸易统计数据差异的影响，本文选取 2010 年作为样本起始时间；（2）为了更好地识别汇率、国际游资跨境流动和双边贸易统计数据差异

之间的关系，本文选取 2015 年的“811 汇改”为研究事件来识别人民币汇率变动是否刺激企业通过伪报贸易数据来实现国际游动资本的跨境流动。基于事件前、后数据的可获得性与可比性，同时尽可能地减少其他不可观测因素对贸易数据的影响，最终本文选取 2010-2017 年为样本期。

本文研究发现，人民币汇率的变动给国际资本带来了套利的机会，加大了企业的套汇动机，在资本不能跨国自由流动的条件下，投资者或企业会借助贸易渠道通过错报贸易数据实现资本的跨境流动，即当人民币汇率变动时，投机者有动机在中国边界上通过错报贸易数据实现国际游资的跨国流动，进而导致双边贸易统计数据差异会随着人民币汇率的变动而变化。具体来讲，当人民币汇率贬值时，投机者会在中国边界上通过低报出口或高报进口使中国境内的资本非法流到境外，即在“811 汇改”后，汇率每降低 1（人民币贬值），使得“汇改”后与“汇改”前相比，出口贸易金额相对低报 8.82%，出口数量相对低报 3.69%；同时，汇率每降低 1（人民币贬值），使得“汇改”后与“汇改”前相比，进口贸易金额相对高报 2.15%，进口数量相对高报 6.84%。贸易伙伴的异质性检验表明，贸易伙伴的收入水平和贸易规模会影响汇率对双边贸易数据差异影响的边际效应，与同质产品相比投机者更倾向通过差异化产品的错报来实现国际游资的跨境流动，而套汇虚假贸易与错报行为不因距离远近而有不同，相对于低价值的产品，由于高价值产品在错报时更具隐蔽性的特点，投机者更趋向于选择高价值商品进行错报，证明了这一套汇行为的盛行。

大量国际游资的跨境流动对中国金融市场和货币市场都有着非常不利的冲击，而借助贸易渠道流动的国际游资导致中国与贸易伙伴双边贸易统计数据存在大量差异，不仅严重干扰了我国正常、有序的进出口市场竞争行为，同时也导致很难准确获得双边贸易的真实水平，也就无法合理评估我国的真实贸易收支和对外开放水平，并且企业的故意错报还会带来税收损失、腐败和金融风险等不利影响。但是鲜有文献针对汇率变动、国际游资跨境流动和贸易统计数据差异之间的关系进行系统分析与检验。因此，本文的边际贡献主要体现在以下几方面：（1）为中国贸易数据错报动机提供了经验证据，有助于衡量中国与贸易伙伴国之间的真实贸易。本文研究发现，在资本不能跨国自由流动的条件下，投机者会借助贸易渠道通过贸易数据错报实现资本的跨境流动，不仅会错报出口贸易数据，同时还会错报进口贸易数据。因此，本文提醒我们由于套汇动机的存在，采用中国海关报告的数据衡量中国的真实进出口贸易数据时要充分考虑汇率变动所带来的错报规模；（2）对双边贸易差异产生的原因提供了新的解释。关于双边贸易统计数据差异的故意错报主要集中在逃避关税和骗取出口退税两方面，而本文从套汇套利的视角证明，汇率变动带来的企业故意错报也是双边贸易统计数据差异的一个重要原因；（3）从国际游资套汇跨境流动视角拓展了双边贸易统计数据差异的研究。在严厉的资本管制条件下，国际贸易是国际游资实现跨境流动的一个重要渠道，丰富了国际游资跨境流动和双边贸易统计数据差异方面的研究；（4）为科学评估汇率政策和海关监管提供难得的经验证据，为相关部门联合打击、防范企业故意错报和非法资本跨境流动等行为提供依据。

二、制度背景与影响机制

（一）制度背景

自 2005 年中国实行以市场供求为基础，参考一揽子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度以来，人民币汇率不再“盯住”单一美元，更具灵活性。此次改革后，人民币在很长一段时期内处于单边升值态势，截止到 2014 年年末，人民币兑美元汇率（直接标价法）从 8.2114 下降到 6.1237，累计升值约 25.42%。为了缩小汇率在岸与离岸交易的价差，放宽日波幅度限制，中国在 2015 年 8 月 11 日推出了新一轮的汇率改革，央行宣布改革人民币对美元的中间价形成机制，当日中间价参考上一日收盘价，标志着中国中间价决定机制进入了新阶段，使人民币汇率中间价的制定更加透明和市场化，纠正了人民币汇率中间价与市场价的过度偏离，主动释放了由于中美经济、政策不同步累积的贬值压力，之后人民币开始进入贬值阶段，从 2015 年 8 月 10 日到 2017 年 1 月 4 日，人民币兑美元汇率中间价由 6.1162 逐渐下行至 6.9526，贬值幅度约为 13.67%。在“811 汇改”之前，我国经常项目大幅顺差，人民币汇率处于长期升值预期，吸引了大量国际资本流入中国境内，累积了大量的国际游动资本，而“811 汇改”所带来的人民币持续性贬值使得投机者在中国境内市场失去了套汇收益的动机，出现了大量跨境投机资本外逃的现象。值得关注的是，在人民币

与美元汇率出现逆转的同时，中国的双边贸易统计数据差异也出现了新的趋势，具体见图 3 和图 4。可以看出，在 2014 年之前人民币升值阶段，无论是出口贸易流向还是进口贸易流向的贸易差异整体趋势都是增加的，而在 2014 年之后，当人民币汇率出现贬值，两个贸易流向贸易数据差异上升的趋势都出现了逆转，与人民币汇率呈反方向变动，这种变动趋势的转变从数据上直观反映了国际游资可能会通过错报贸易数据的方式实现资本的跨境转移。

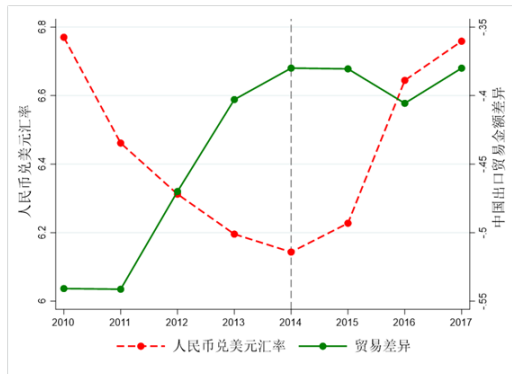


图 3 人民币兑美元汇率与出口贸易统计数据差异

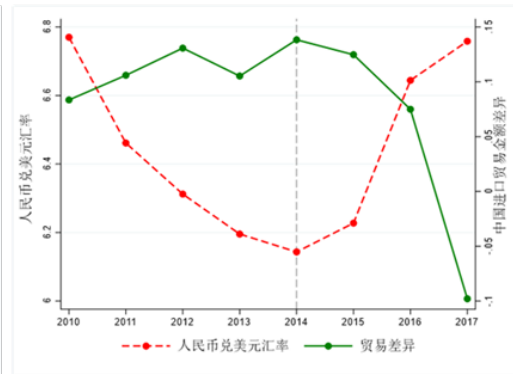


图 4 人民币兑美元汇率与进口贸易统计数据差异

(二) 影响机制

1. 汇率变动带来套汇空间

由于资本账户的管制，国际游资利用各种非法渠道与手段实现跨国流动，并且这种行为长期存在，尤其是在发展中国家更为盛行（de Boyrie 等，2007）。大规模跨国的国际游动资本流动的一个重要动机就是进行套汇套利（Edison 等，2004；王世华、何帆，2007），其目标是短期利润，为了套取空间维度和时间维度的投机收益（汇率差和利率差）而频繁在各国之间流动，根据境内外汇率和利率的相对变化而选择入境或撤离（Martin 和 Morrison，2008）。实际上，汇率预期变化对短期资本流动规模的影响要大于利差变动的影响（苟琴等，2012），甚至利率差和资本市场收益差对热钱流入的影响并不显著。虽然资本账户管制能够有效控制短期资本流动，但相对而言，实际有效汇率的上升会引起短期资本的流入。中国人民币汇率改革后，由于中国金融市场与境外金融市场资产收益率差别较大、人民币升值预期强烈等因素使得人民币成为套利交易的新宠，汇率变动带来了套汇空间，人民币升值导致短期资本的流入（朱孟楠、刘林，2010），但影响效应存在明显的滞后性（陈浪南、陈云，2009）。

2. 资本管制诱发贸易数据错报

汇率变动带来了套汇空间，国际游动资本为了获取套汇利益有动机根据境内外汇率的相对变化而频繁在各国之间流动。在资本项目受到管制的发展中国家，国际游动资本的流通渠道与规模受到限制，投机者会选择避开金融资本项目，在全球内利用各种非法渠道与手段实现跨国流动（de Boyrie 等，2007），尤其是利用贸易渠道（即经常项目账户）以商品流动为载体来实现短期跨国资本的流动（Nitsch，2017）。虚报贸易发票是国际游资跨境转移的主要渠道与惯用手段，出口商可能低报发票上的出口收入，而进口商可能会高报进口支出，同时贸易伙伴则按指示将其余额收益存入其相关账户（Nitsch，2011），以实现国际游动资本的跨境流动。具体地，企业在错报和伪报虚假贸易发票的操作过程中，不仅可以虚报价格或单位价值，而且可以虚报数量。相较于高报或多报进口发票而言，低报或少报出口发票被更多的用于资本外逃，主要原因是各国对于出口的管制较少。中国与除了香港以外的 28 个贸易伙伴的双边贸易中均存在低报出口贸易发票和高报进口贸易发票的情况，而进口发票不足导致香港的大量非法资本流入内陆（王振全等，2006），大陆与香港两地间的虚假贸易成为跨境资金撤离和流入中国的主要渠道（张光平，2015）。双边贸易中出口发票低报和进口发票高报反映了资本流出，反之亦然（Kar 和 Cartwright-Smith，2008）。因此，当汇率变动带来套汇利益时，由于资本管制的存在，企业有强烈的动机借助贸易渠道通过错报价格和数量、转让定价以及关联方交易价格等虚假贸易发票方式进行贸易数据错报，从而实现国际流动资本的跨境转移。

3. 资本管制下的汇率变动加大了双边贸易统计数据差异

进出口贸易数据故意错报所导致的双边贸易统计数据的差异是衡量国际游资跨境流动的一个可靠的研究方法 (Nitsch, 2017)，为了更好地分析汇率变动与双边贸易统计数据差异之间的关系，我们对一个国家不同贸易流向上的贸易差异进行分解。

出口贸易流向的贸易数据差异：

$$Gap_{hpit}^{ex} = Value_{hpit}^{ex} - Value_{hpit}^{im} = (Value_{hpit}^{ex} - Value_{hpit}^{rt}) + (Value_{hpit}^{rt} - Value_{hpit}^{im}) \dots \quad (1)$$

进口贸易流向的贸易数据差异：

$$Gap_{phit}^{im} = Value_{phit}^{ex} - Value_{phit}^{im} = (Value_{phit}^{ex} - Value_{phit}^{rt}) + (Value_{phit}^{rt} - Value_{phit}^{im}) \dots \quad (2)$$

其中， Gap_{hpit}^{ex} 是 t 年 h 国产品 i 出口到贸易伙伴 p 的出口贸易流向数据差异， $Value_{hpit}^{ex}$ 表示 h 国报告的 t 年产品 i 的出口金额， $Value_{hpit}^{rt}$ 是 h 国 t 年产品 i 的真实出口金额， $Value_{hpit}^{im}$ 表示贸易伙伴 p 报告的 t 年从 h 国进口的产品 i 的金额，则 $(Value_{hpit}^{ex} - Value_{hpit}^{rt})$ 是 h 国（出口国）在出口边界上的错报所导致的贸易差异， $(Value_{hpit}^{rt} - Value_{hpit}^{im})$ 为贸易伙伴国 p（进口国）在进口边界上错报所导致的贸易差异。类似的， Gap_{phit}^{im} 表示 t 年 h 国从贸易伙伴 p 进口的产品 i 双边报告的贸易差异， $Value_{phit}^{ex}$ 表示贸易伙伴 p 报告的 t 年对 h 国产品 i 的出口金额， $Value_{phit}^{rt}$ 表示 h 国从贸易伙伴国 p 进口的真实进口金额， $Value_{phit}^{im}$ 是 h 国报告的 t 年从贸易伙伴 p 进口的产品 i 的进口金额，则 $(Value_{phit}^{ex} - Value_{phit}^{rt})$ 表示贸易伙伴 p（出口国）在出口边界上错报所导致的贸易差异， $(Value_{phit}^{rt} - Value_{phit}^{im})$ 表示本国 h（进口国）在进口边界上错报所导致的贸易差异。分解后的贸易差异能够更直观地体现出中国边界上的企业故意错报行为，同时贸易伙伴国报告的镜像统计数据也给我们提供了一个重要参照系。

国际游动资本的跨国流动方向主要取决于汇率变动所带来的套汇收益，但是在严格的资本管制条件下，其会借助国际贸易渠道通过错报商品价值来实现资本的跨境流动。具体来讲，当人民币贬值时，投机者或企业有强烈的动机将资本转出中国或将资本尽可能地留在国外，由于资本管制，跨境资本会借助流动成本较高的贸易渠道来实现资本转入境外的目的。为了尽可能地获取套汇利益，投机者或贸易商会在贸易过程中低报中国边界的出口，即 $Value_{hpit}^{ex}$ 下降，低报出口企业结算汇回中国的资本少于真实报告时所汇回国内的资本，以使资本尽可能地留在中国境外。在进口贸易过程中，投机者或贸易商会高报进口以使境内资本尽可能地转移到境外，即 $Value_{phit}^{im}$ 上升，最终使得无论是出口贸易差异 Gap_{hpit}^{ex} ，还是进口贸易差异 Gap_{phit}^{im} 都下降。反之，当人民币升值时，投机者会在中国边界上通过高报出口或低报进口以使境外资本流入境内或尽可能地将资本留在境内，使得出口贸易差异 Gap_{hpit}^{ex} 和进口贸易差异 Gap_{phit}^{im} 都上升。据此，我们提出本文的假说 1。

假说 1：汇率变动带来套汇利益，由于资本管制，国际游动资本会借助贸易渠道通过错报贸易数据以实现跨境流动，使得双边贸易统计数据差异与汇率变动呈反方向变动。

为了更全面地分析资本管制条件下，汇率变动对双边贸易统计数据差异的影响主要来源于集约边际 (Intensive Margin) 与扩展边际 (Extensive Margin)。从理论上讲，汇率的变动为投机者和企业带来了套汇利益，汇率变动越大，套汇利益也就越大，投机者或企业越有动机进行错报。一方面，原来参与错报的投机者或贸易企业由于套汇利益的增加会加大已错报产品的错报幅度和规模，使得原有产品贸易企业错报规模上升 (集约边际)；另一方面，由于汇率变动加大，错报贸易数据的套汇利益上升，会吸引投机者或企业将原来不错报的产品加入到错报行列以获取更多的套汇利益，导致错报产品种类增加，进一步加大错报规模 (扩展边际)。因此，原有产品错报规模的上升和新进入错报行列产品种类的增加最终带来了双边贸易统计数据差异规模的扩大。据此，我们提出本文的假说 2。

假说 2：由于资本管制，汇率变动幅度的扩大刺激企业提高原有错报产品的错报幅度，同时企业有动机将原来不错报的产品加入到错报行列，使得借助贸易渠道跨境流动的国际游动资本规模的增加，从而导致双边贸易统计数据差异变大。

三、识别策略与数据

（一）模型设定

为了检验汇率变动与通过贸易渠道进行国际游资跨境转移的因果关系，以“811 汇改”为外生冲击事件，分别构建出口贸易错报和进口贸易错报模型，具体如下：

$$lgap_{cjit}^{ex} = \beta_0 + \beta_1 exch_{cjt} + \beta_2 post + \beta_3 exch_{cjt} \times post + \beta_4 i_{cjt} + \beta_5 rebate_{cit} + \beta_6 tariff_{jcit} + \beta_7 lgdp_{jt} + \beta_8 lpop_{jt} + \beta_9 ldist_{cj} + \alpha_{ji} + \alpha_{it} + \alpha_{jt} + \varepsilon_{cjit} \quad (3)$$

$$lgap_{cjit}^{im} = \beta_0 + \beta_1 exch_{cjt} + \beta_2 post + \beta_3 exch_{cjt} \times post + \beta_4 i_{cjt} + \beta_5 tariff_{jcit} + \beta_6 lgdp_{ct} + \beta_7 lpop_{ct} + \beta_8 ldist_{cj} + \alpha_{ji} + \alpha_{it} + \alpha_{jt} + \varepsilon_{cjit} \quad (4)$$

其中，下标 c 表示中国， i 表示 HS6 分位产品， j 表示中国的贸易伙伴国， t 表示年份； $lgap_{cjit}^{ex}$ 为 t 年中国对 j 国出口产品 i 的出口贸易流向贸易数据差异， $lgap_{cjit}^{im}$ 为中国从 j 国进口产品 i 的进口贸易数据差异，具体做法是对双边报告的数据先取对数后再相减，因为直接相减导致数据存在大量负数，取对数后会有大量样本损失，而先取对数后再相减，既可以保留贸易差异的重要信息又可以减少残差非正态问题； $exch_{cjt}$ 表示直接标价法下 t 年人民币与 j 国货币的实际汇率， $post$ 为政策实施的时间虚拟变量， $post = 0$ 表示“汇改”之前的 2010-2014 年， $post = 1$ 表示“汇改”之后的 2015-2017 年。考虑到其他因素对贸易差异的影响，本文加入了一系列控制变量，为了控制境内外的利率差对国际游资跨境流动的影响，我们在模型中加入中国与贸易伙伴的相对利率 i_{cjt} （中国的基准利率/贸易伙伴国的基准利率）；考虑到出口退税对出口贸易数据差异的影响（李红等，2019），我们在出口贸易错报模型中加入增值税与出口退税之差 $rebate_{cit}$ ；为了控制企业在进口国边界为逃避进口关税而低报进口的行为（Fisman 和 Wei，2004），我们在出口贸易错报模型中加入了进口国 j 对中国 c 产品 i 的进口关税 $tariff_{jcit}$ ，在进口贸易错报模型中加入了中国 c 对来自贸易伙伴国 j 产品 i 的进口关税 $tariff_{jcit}$ 。为了控制其他宏观因素对贸易差异的影响，我们分别在进出口错报模型中加入了 GDP、人口和距离， $lgdp_{jt}$ 、 $lpop_{jt}$ 、 $ldist_{cj}$ 分别是贸易伙伴国 j 的 GDP、人口以及中国与贸易伙伴 j 的距离对数， $lgdp_{ct}$ 、 $lpop_{ct}$ 分别为中国的 GDP 和人口的对数值。为了控制国家-产品层面的特性、产品随时间变动的趋势及国家的时间趋势，我们在模型中固定了二维固定效应 α_{ji} 、 α_{it} 和 α_{jt} ， ε_{cjit} 为估计模型的扰动项。最后，为了处理潜在的异方差性和序列相关问题，我们遵从 Cameron 和 Miller（2015）的建议，在 HS4 分位产品层面对标准误差进行了聚类处理。

从基准模型可知， β_1 衡量的是“汇改”之前人民币汇率变动所带来的通过贸易进行跨境转移的国际游资流动的规模， $\beta_1 + \beta_3$ 衡量的是“汇改”之后人民币汇率变动所带来的通过贸易进行转移的国际游资规模。因此，交互项 $exch_{cjt} \times post$ 的系数 β_3 衡量的是“汇改”之后与“汇改”之前相比，汇率变动对国际游资通过贸易实现跨境流动而对贸易数据差异影响的差异，我们更感兴趣的是 β_3 。实际上，如果汇率变动导致国际游资通过错报贸易数据的国际贸易实现跨境流动的话，根据前文分析 β_3 应该显著为负。究其原因，“汇改”带来了人民币汇率更大幅度的变动，导致套汇利益增加，一方面，原来通过错报贸易数据从事国际游资跨境转移的企业加大错报幅度；另一方面，可能会引致原来不进行贸易错报的产品加入到错报行列。因此，我们预期 $\beta_3 < 0$ ，即汇率变动确实会导致国际游资通过贸易渠道进行跨国流动。

（二）数据来源及指标选取

双边报告的贸易统计数据、关税税率来源于世界银行的 WITS 数据库，其初始数据来源于联合国的 UN Comtrade 数据库，人民币兑各贸易伙伴国货币的汇率和中国基准利率数据来自 Wind 数据库，伙伴国利率数据来自 IFS 数据库⁵，中国的出口退税率和增值税税率数据来源于国家税务总局发布的出口退税率文库，各国经济特征和距离数据来源于法国的 CEPII 数据库。贸易数据差异借鉴李红等（2019）的做法，用中国与贸易伙伴国之间的距离权重剔除 CIF 价格中的保险和运费，为了保证剔除保险和运费的合理性和估计的

⁵ IFS 数据库中只包含 90 个国家的利率数据，为保证样本数量，我们用美元基准利率代替缺失国家的利率数据，因为中国与世界非主要货币国家之间的贸易更愿意采用美元结算，同时为了保证这种替代的合理性，我们在后文进行了相关的稳健性检验。

稳健性，我们还计算了中国进出口贸易流向的数量差异。根据所获得的数据，对相关指标数据进行计算与处理，最终得到中国与167个贸易伙伴2010-2017年的相关数据，共2920526个样本，各变量的描述性统计见表1。

表1 变量描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
出口贸易流向						
$lgapv_{cjit}^{ex}$	2920526	-0.4344	2.4466	-17.3356	-0.1704	16.3369
$lgapq_{cjit}^{ex}$	2920526	-1.3842	4.8664	-30.7399	-0.4483	23.7303
$exch_{cjt}$	2920526	3.0417	3.6266	0.0002	1.0489	23.6377
$post$	2920526	0.3901	0.4878	0	0	1
i_{cjt}	2920526	3.9828	3.8933	-0.5	2.7599	45
$rebate_{cit}$	2920526	5.2120	5.6272	0	2.6667	17
$tariff_{cjit}$	2920526	25.6571	21.9341	0	20	3000
$lgdp_{jt}$	2866632	6.8903	2.1011	0.5416	6.9520	12.0639
$lpop_{jt}$	2898462	16.2892	1.8328	9.9567	16.2244	21.0390
$ldist_{cj}$	2920526	8.9458	0.5507	6.8624	8.9803	9.8677
进口贸易流向						
$lgapv_{cjit}^{im}$	614826	-0.0815	2.6483	-19.1269	0.0058	18.2671
$lgapq_{cjit}^{im}$	614826	-0.7655	4.0475	-25.2924	-0.1130	30.6781
$exch_{cjt}$	614826	4.1433	3.5254	0.0002	4.8085	23.6377
$post$	614826	0.3909	0.4880	0	0	1
i_{cjt}	614826	2.9911	2.9245	-0.5	2.5	45
$tariff_{cjit}$	614826	5.1751	6.3447	0	3.5	65
$lgdp_{ct}$	614826	11.4583	0.2180	10.0371	11.5594	11.8692
$lpop_{ct}$	614826	11.8218	0.1166	11.7782	11.8235	11.8478
$ldist_{cj}$	614826	8.6962	0.6453	6.6965	8.9184	9.8677

注：由作者根据原始数据计算、整理而得；其中， $lgapv_{cjit}^{ex}$ 是中国出口贸易金额差异， $lgapq_{cjit}^{ex}$ 是中国出口贸易数量差异， $lgapv_{cjit}^{im}$ 是中国进口贸易金额差异， $lgapq_{cjit}^{im}$ 是中国进口贸易数量差异。

四、实证结果分析

（一）基准估计结果

表2报告了汇率变动对企业错报贸易数据实现资金跨境流动影响的基准估计结果，交互项的系数 β_3 显著为负，证实了汇率变动带来的套汇利益会导致企业有很强的动机借助贸易渠道以贸易数据错报的方式实现国际游资的跨境流动。具体来讲，汇率每降低1（人民币贬值），使得“汇改”后与“汇改”前相比，出口贸易金额相对低报8.82%，出口数量相对低报3.69%，进口贸易金额相对高报2.15%，进口数量相对高报6.84%。究其原因在于，由于汇率大幅度的变动使得套汇利益变大，加大了企业错报贸易数据实现资金跨境流动的动机，验证了假说1。

表 2 基准估计结果

	出口贸易流向		进口贸易流向		
	(1)	(2)	(3)	(4)	
	$lgapv_{cjit}^{ex}$	$lgapq_{cjit}^{ex}$	$lgapv_{cjit}^{im}$	$lgapq_{cjit}^{im}$	
$exch_{cjt}$	-0.0059*** (0.0023)	-0.0818*** (0.0082)	$exch_{cjt}$	-0.0346*** (0.0069)	-0.0339*** (0.0060)
$post$	0.0355*** (0.0084)	0.0148 (0.0222)	$post$	-0.107*** (0.0151)	-0.330*** (0.0619)
$exch_{cjt} \times post$	-0.0882*** (0.0099)	-0.0369*** (0.0018)	$exch_{cjt} \times post$	-0.0215*** (0.0021)	-0.0684*** (0.0036)
i_{cjt}	0.0017*** (0.0004)	0.0071*** (0.0013)	i_{cjt}	0.0033*** (0.0008)	-0.0037** (0.0015)
$rebate_{cit}$	-0.0139*** (0.0018)	-0.0822*** (0.0052)	-	-	-
$tariff_{jcit}$	0.0005* (0.0003)	0.0012*** (0.0004)	$tariff_{jcit}$	0.0135*** (0.0014)	0.0468*** (0.0031)
$lgdp_{jt}$	0.330*** (0.0400)	0.198*** (0.0723)	$lgdp_{ct}$	-0.596*** (0.0650)	-1.808*** (0.389)
$lpop_{jt}$	0.399*** (0.0957)	0.0411*** (0.0103)	$lpop_{ct}$	-0.0024 (0.0020)	-0.0005 (0.0009)
$ldist_{cj}$	-0.107*** (0.0082)	-0.524*** (0.0161)	$ldist_{cj}$	-0.0381** (0.0153)	-0.310*** (0.0323)
国家×年份	是	是	国家×年份	是	是
产品×国家	是	是	产品×国家	是	是
产品×年份	是	是	产品×年份	是	是
样本量	2861607	2861607	样本量	614826	614826
R^2	0.087	0.381	R^2	0.094	0.158

注：括号内是估计模型系数的稳健标准差；*、**、***分别代表 10%、5%、1%的水平下显著。下同。

（二）集约边际与扩展边际

为了验证汇率变动的二元边际效应，我们对中国与各个贸易伙伴在“汇改”事件前后 HS6 分位的贸易产品进行分类整理，将对同一国家在“汇改”前后一直都存在贸易的产品划分为集约边际样本，以检验汇率变动所引起的集约边际效应；将仅在“汇改”事件之后才发生贸易的产品作为扩展边际样本，以检验汇率变动所引致的扩展边际效应，估计结果见表 3 第（1）~（4）列。结果表明，无论是出口贸易流向还是进口贸易流向，核心解释变量均显著为负，表明“汇改”之后，汇率变动幅度的加大确实导致企业或投机者扩大原来错报产品的错报幅度，同时原来不错报的产品由于套汇利益变大而加入到错报行列，使得借助贸易渠道的跨境资本流动规模的增加，进一步证明国际游资跨境流动是产生双边贸易统计数据差异的重要原因。具体来讲，汇率每降低 1（人民币贬值），使得原来错报的产品在“汇改”后与“汇改”前相比，出口贸易金额相对低报 0.32%，进口贸易金额相对高报 1.77%；对于新进入的错报产品而言，汇率每降低 1（人民币贬值），出口贸易金额会低报 4.54%，进口贸易金额会高报 12.9%，验证了假说 2。虽然样本期内扩展边际样本数量比集约边际样本数量少，但是无论是出口贸易流向还是进口贸易流向，新进入产品的错报幅度更大，表明汇率变动幅度增加引致原来不进行贸易错报的产品加入错报行列以实现套汇的扩展边际效应相对更大。

表3 二元边际与滞后效应检验

	集约边际		扩展边际		“汇改”滞后效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
	$lgapv_{cjit}^{ex}$	$lgapv_{cjit}^{im}$	$lgapv_{cjit}^{ex}$	$lgapv_{cjit}^{im}$	$lgapv_{cjit}^{ex}$	$lgapv_{cjit}^{im}$	
$exch_{cjt}$	-0.0090*** (0.0009)	-0.0571*** (0.0033)	-0.0454*** (0.0047)	-0.129*** (0.0136)	$exch_{cjt}$	-0.0101*** (0.0011)	-0.0476*** (0.0033)
$post$	0.0398*** (0.0129)	-0.0865*** (0.0145)	-	-	滞后一年	-0.0039*** (0.0013)	-0.0159*** (0.0027)
$exch_{cjt} \times post$	-0.0032*** (0.0010)	-0.0177*** (0.00231)	-	-	滞后二年	-0.0070*** (0.0014)	-0.0178*** (0.0024)
-	-	-	-	-	滞后三年	-0.0018 (0.0015)	-0.0036 (0.0029)
控制变量	是	是	是	是	控制变量	是	是
国家×年份	是	是	是	是	国家×年份	是	是
产品×国家	是	是	是	是	国家×产品	是	是
产品×年份	是	是	是	是	产品×年份	是	是
样本量	2643880	544002	69261	24123	样本量	2813399	609065
R^2	0.045	0.071	0.014	0.039	R^2	0.135	0.076

(三) “811 汇改”事件的滞后效应

一般来讲，由于企业的反应时滞和生产时滞，经济政策的调整往往都会存在时滞，“811 汇改”后由于人民币汇率的贬值预期，一时之间游动资本纷纷逃离，但是资本借助贸易渠道进行跨境流动由于国际贸易操作需要时间，具有一定的时滞效应。为了检验这一时滞效应，我们借鉴事件研究法来考察“汇改”政策的滞后效应。具体做法是，在原模型的基础上加入了“汇改”政策调整实施后一年、二年和三年期的时间虚拟变量，将其与汇率变量的交互项纳入到模型中，估计结果见表3第(5)、(6)列。结果表明，无论是在出口贸易流向，还是在进口贸易流向，滞后一年期与二年期的系数均显著为负，意味着“汇改”冲击是一个持续性过程。另外，同在一个模型中，滞后二年期的系数绝对值大于滞后一年期，表明通过贸易渠道的套汇国际游资跨境流动存在反应时滞和交易时滞。然而，滞后三年期的交互项系数为负但不显著，说明随着“汇改”所带来的人民币贬值的空间越来越小，国际游资借助贸易渠道实现跨国流动的动机也越来越弱。

(四) 贸易伙伴异质性检验

虽然在基准回归中控制了贸易伙伴的一些具体特征，但是却捕捉不到与不同贸易伙伴国借助贸易渠道进行跨境资本流动的异质性。因此，我们从伙伴国与中国贸易的规模、收入水平以及距离远近三个维度来检验借助贸易渠道进行国际游资跨境流动的异质性。

首先，贸易伙伴与中国的贸易规模是决定企业通过错报贸易数据进行国际游资跨境转移的基础和重要因素，因为双边贸易规模越大，企业进行错报的贸易基础也就越大，用来转移国际游资的商品渠道也就越多，并且更加不易被察觉。因此，与我国贸易规模较大的伙伴可能会存在更多的利用进出口错报而进行国际游资跨境转移的机会。据此，我们在基准模型中加入贸易规模虚拟变量 $size$ ，将与我国年度贸易总量排名前二十的国家视为规模较大的贸易伙伴，其 $size$ 值为 1，其他伙伴的 $size$ 值为 0，构建三重交互模型（估计结果见表4第(1)、(2)列）。结果表明，无论是出口贸易流向还是进口贸易流向，三重交互项的系数都显著为负，说明相对于贸易规模较小的贸易伙伴，汇率变动使得企业借助贸易渠道实现国际游资跨境流动的行为更容易发生在贸易规模较大的贸易伙伴之间，与预期一致。

其次，收入水平与一国的贸易数据稽查和资本流动管制有着密切的关系。一方面，相对于低收入国家，高收入国家的廉洁程度和稽查审核也更严格，加大了中国贸易商与高收入国家通过进出口伪报而实现国际

游资跨境转移的难度；另一方面，高收入国家的金融市场更为发达，给予了投机者更多的投机机会与套汇渠道，使得借助贸易渠道的国际游资跨境流动的动机也更强。我们参照 WITS 数据库中对于各国家收入水平的划分设置贸易伙伴收入水平虚拟变量 $income$ ，高收入贸易伙伴的 $income$ 取值为 1，其他贸易伙伴取值为 0，构建三重交互模型，估计结果见表 4 第 (3)、(4) 列。结果表明，三重交互项的系数显著为负，说明相对于低收入贸易伙伴，汇率的变动使得投机者会更有动机在对高收入水平伙伴的贸易中进行错报，这主要是因为高收入的伙伴国发达的金融市场和可观的收益加大了企业套汇的动机与机会。此外，往往收入越高的国家与中国的贸易规模基数也越大，汇率的变动可能也会带更大规模的国际游资流动。

最后，根据引力模型，贸易伙伴与中国之间的地理距离不仅影响两国的贸易规模还会影响两国贸易往来的运输成本，距离越远，运输成本越高，企业套汇的成本可能就越高，那么借助贸易渠道进行跨境资本流动的贸易错报行为是否主要发生在与中国距离较近的贸易伙伴国之间呢？而实际上，如果企业在国际贸易中经常惯用错报手段而实现套汇利益，那么无论距离远近，其在进行国际贸易时总是会“顺手牵羊”进行错报。本文将全部样本按照地理距离中位数进行分类并设置距离虚拟变量 $dist$ ，距离大于中位数的贸易伙伴 $dist$ 取值为 1，其余为 0，为了避免共线性删除控制变量 $ldist$ 构建三重交互模型，估计结果见表 4 第 (5)、(6) 列。结果表明，出口贸易流向的三重交互项系数并不显著，而进口贸易流向的三重交互系数显著性较弱，说明套汇虚假贸易与错报行为不因国家之间距离远近存在差异，而是一种普遍行为，这一发现有重要的意义，值得有关部门警惕。

表 4 贸易伙伴异质性检验

	贸易规模异质性		收入水平异质性		距离异质性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$lgapv_{cjit}^{ex}$	$lgapv_{cjit}^{im}$	$lgapv_{cjit}^{ex}$	$lgapv_{cjit}^{im}$	$lgapv_{cjit}^{ex}$	$lgapv_{cjit}^{im}$
$exch_{cjt}$	-0.0017 (0.0012)	-0.0529*** (0.0074)	$exch_{cjt}$ -0.0083*** (0.0020)	-0.0752*** (0.0089)	$exch_{cjt}$ -0.0156*** (0.0041)	-0.0686*** (0.0078)
$post$	0.0789*** (0.0137)	0.256*** (0.0210)	$post$ 0.0606*** (0.0147)	-0.283*** (0.0202)	$post$ 0.0433*** (0.0145)	-0.230*** (0.0219)
$size$	0.378*** (0.0180)	-0.0122 (0.0320)	$income$ 0.110*** (0.0126)	-0.102*** (0.0093)	$dist$ 0.345*** (0.0162)	-0.0829* (0.0495)
$exch_{cjt} \times post$	-0.0094*** (0.0012)	-0.0068** (0.0032)	$exch_{cjt} \times post$ -0.0157*** (0.0019)	-0.0145* (0.0085)	$exch_{cjt} \times post$ -0.0065*** (0.0015)	-0.0139*** (0.0024)
$exch_{cjt} \times size$	-0.0215*** (0.0028)	0.103*** (0.0154)	$exch_{cjt} \times income$ 0.0062*** (0.0023)	0.148*** (0.0170)	$exch_{cjt} \times dist$ -0.0138 (0.0107)	-0.0191 (0.0217)
$post \times size$	0.0250* (0.0128)	0.271*** (0.0232)	$post \times income$ 0.0410*** (0.0129)	0.328*** (0.0236)	$post \times dist$ 0.0117 (0.0153)	0.0007 (0.0432)
$exch_{cjt} \times post \times size$	-0.0057** (0.0023)	-0.0222*** (0.0042)	$exch_{cjt} \times post \times income$ -0.0199*** (0.0023)	-0.0458*** (0.0090)	$exch_{cjt} \times post \times dist$ 0.0007 (0.0128)	0.0118* (0.0065)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家×年份	是	是	是	是	是	是
产品×国家	是	是	是	是	是	是
产品×年份	是	是	是	是	是	是
样本量	2861607	614818	2861607	614818	2861607	614844

R^2 0.087 0.108 | 0.136 0.108 | 0.207 0.040

（五）差异化产品与无差异化产品

已有文献发现通过低报进口价格的逃税行为经常发生在差异化产品中，因为差异化产品的价格可能会根据产品质量不同而有很大差异，并且非专业人员很难发现企业错报价格的行为（Javorcik 和 Narciso, 2008）。基于此，我们对投机者套汇错报贸易数据的行为进行产品异质性检验，本文借鉴 Rauch（1999）中关于国际贸易产品分类方法，设置差异化产品虚拟变量 $differ$ ， $differ = 1$ 代表差异化产品， $differ = 0$ 代表有组织交易的贸易商品或具有参考价格的商品（无差异化产品），构建三重交互模型，估计结果见表 5 第（1）、（2）列。结果表明，无论是出口贸易流向还是进口贸易流向，三重交互项的系数都显著为负，证明通过错报贸易数据的套汇国际游资流动行为主要发生在差异化产品中。

（六）高价值产品与低价值产品

投机者在伪报进出口时，更趋向于选择高价值商品（如贵金属）、电子产品或者其他类似产品，原因在于这些商品具有易储存、保值以及运输方便的特性（张光平，2015；卢冰等，2020），并且单价值高错报较小的幅度更不易被发现。因此，为了考察产品价值对进出口伪报而实现国际游资跨境转移的异质性影响，我们按照产品单价的中位数将样本划分为两类并用虚拟变量 $unit$ 进行区分，价值大于中位数的产品 $unit$ 取值为 1，价值小于或等于中位数的产品取值为 0，构建三重交互模型，估计结果见表 5 第（3）、（4）列。结果表明，相对于低价值的产品，由于高价值产品在错报时不易被发现的特性，投机者更趋向于选择高价值商品进行错报。

表 5 产品异质性检验

	是否为差异化产品		是否为高价值产品	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$lgapv_{cjit}^{ex}$	$lgapv_{cjit}^{im}$	$lgapv_{cjit}^{ex}$	$lgapv_{cjit}^{im}$
$exch_{cjt}$	-0.0022 (0.0028)	-0.0591*** (0.0101)	$exch_{cjt}$ -0.0129*** (0.0028)	-0.0445*** (0.0037)
$post$	0.0632*** (0.0152)	-0.122*** (0.0280)	$post$ -0.147*** (0.0110)	0.0326* (0.0190)
$differ$	-0.0013 (0.0585)	-0.0816* (0.0484)	$unit$ -0.652*** (0.0325)	0.124*** (0.0322)
$exch_{cjt} \times post$	-0.0126*** (0.0028)	-0.0217*** (0.0044)	$exch_{cjt} \times post$ -0.0021* (0.0012)	-0.0153*** (0.0026)
$exch_{cjt} \times differ$	0.0027 (0.0036)	0.0341*** (0.0065)	$exch_{cjt} \times unit$ 0.0088*** (0.00178)	-0.0098** (0.0042)
$post \times differ$	-0.165*** (0.0196)	0.0033 (0.0317)	$post \times unit$ 0.153*** (0.0136)	0.0275 (0.0256)
$exch_{cjt} \times post \times differ$	-0.0128*** (0.0029)	-0.0688*** (0.0055)	$exch_{cjt} \times post \times unit$ -0.0102*** (0.0014)	-0.0106** (0.0044)
控制变量	是	是	控制变量	是
国家×年份	是	是	国家×年份	是
产品×国家	是	是	产品×国家	是
产品×年份	是	是	产品×年份	是
样本量	1958946	425879	样本量	2813399
R^2	0.164	0.110	R^2	0.147
				0.076

五、稳健性检验⁶

（一）资本管制是企业借助贸易渠道进行跨境资本转移的前提吗

中国的资本管制是企业借助贸易渠道错报的前提，但中国边界上的错报程度可能受到贸易伙伴资本管制程度的影响。相对于金融市场更发达、资本账户管制宽松的国家，资本管制更加严厉的国家通过非贸易途径进行资本跨境流动的选择较少，贸易伙伴国的贸易商也更有动机与中国贸易商达成合谋以实现资本的跨境流动，因为借助国际贸易途径的套汇错报需要一整套的单据，需要对方国家贸易商的配合。为验证这一可能性，本文借鉴 Chinn 和 Ito 自 2006 年发布的 Chinn-Ito 指数来衡量贸易伙伴国的资本管制程度。该指数主要用来衡量一国的资本账户开放程度，取值越大表示金融开放程度越高，资本管制严厉程度越低。本文通过构建三重交互模型来识别贸易伙伴国资本管制程度对中国边界上错报程度的影响。结果表明，相对于资本管制程度较宽松的贸易伙伴，中国与资本管制更加严厉的国家进行贸易时投机者会更有动机进行贸易数据错报以获取套汇利益，符合预期。这一结果进一步证明，资本管制条件下的汇率变动趋势确实是双边贸易统计数据差异存在的一个重要原因，在资本项目受到严厉管制的国家，跨境资本的流动渠道与规模受到限制，投机者则更倾向于通过贸易渠道（即经常项目账户）以商品流动为载体来实现国际游资的跨境流动。

（二）中国边界报告的贸易数据检验

根据前文的理论分析，人民币汇率变动所带来的套汇利益驱使中国企业通过贸易渠道跨境转移资金，主要在中国边界错报而实现，但是本文的被解释变量贸易数据差异是根据中国与贸易伙伴国同时报告的贸易数据计算而来，影响贸易伙伴报告的贸易数据的不可观测因素可能会干扰估计结果。因此，我们用中国边界上报告的贸易数据进行检验，结果表明汇率变动确实是通过在中国边界上的贸易数据错报实现国际游资的跨境转移。

（三）剔除关税和出口退税的干扰

已有文献研究表明逃税（Fisman 和 Wei，2004）和骗税（李红等，2019）也是影响双边贸易统计数据的重要因素，尽管我们在基准回归中控制了进口关税和出口退税率，但是为了剔除关税与出口退税对基准回归结果所带来的干扰，保证本文核心结论的可靠性，我们在出口贸易流向上选取贸易伙伴进口关税为零且增值税与出口退税相等的产品作为样本，在进口流向上选取中国进口关税为零的样本分别进行检验。这样做的理由是，增值税等于出口退税时相当于对出口没有征税，出口企业的税收侵占动机减弱，进口关税为零时进口商就不存在为逃税而进行进口错报的动机，结果依旧稳健。

（四）剔除 HS 商品统计口径问题

本文样本产品为 HS6 分位，在 HS6 分位的分类标准上，可能会存在同一产品在中国与贸易伙伴国归属于不同类别的问题，进而可能会带来因统计口径差异而产生贸易统计数据差异，干扰估计结果，即贸易差异并不由企业的套汇动机所引起，而是因统计口径差异而产生。因此，我们在 HS4 分位水平进行检验，因为同一 HS4 分位的产品在中国与贸易伙伴国被统计为不同商品类别的概率很小，因为 HS4 分位上的产品差异性较大，很容易分辨，结果依旧稳健。

（五）剔除美元利率替代样本

在基准估计中，由于 IFS 数据库中只有 90 个国家的利率数据，而贸易差异数据有 167 个国家，考虑到套利的风险规避性问题，我们用美元基准利率替代其余国家的利率数据，这一做法可能会对基准估计结果产生一定的噪音。因此，删除用美元利率替代的国家样本进行检验，结果仍旧稳健。

⁶ 限于篇幅，本文未报告稳健性检验结果，留存备案。

六、结论与启示

长期以来，中国对资本跨国流动有着非常严厉的管制。从理论上讲，人民币汇率的变动给国际资本带来了套利机会，加大了投机者或企业通过贸易渠道进行国际游资跨境转移的动机，一方面，原来通过错报贸易数据从事国际游资跨境转移的企业加大错报幅度；另一方面，可能会引致原来不进行贸易错报的产品加入到错报行列以实现国际游资的跨境流动。当人民币汇率贬值时，投机者会在中国边界上通过低报中国出口或高报中国进口使境内国际游资流出或尽可能的将资本留在国外；当人民币升值时，投机者会在中国边界上通过高报中国出口或低报中国进口使境外资本流到境内，最终导致双边贸易统计数据存在大量差异。

本文以 2015 年央行新一轮的汇率改革政策为事件冲击，利用 2010-2017 年中国与 167 个贸易伙伴国的双边贸易统计数据差异，考察人民币汇率变动对通过贸易渠道的数据错报进行跨境国际游资转移行为的影响。研究表明，在资本不能跨国自由流动的条件下，投资者或企业会借助贸易渠道通过贸易数据错报实现资本的跨境流动。首先，当人民币汇率贬值时，投机者会在中国边界上通过低报出口或高报进口使中国境内的资本非法流到境外，即汇率每降低 1（人民币贬值），“汇改”后与“汇改”前相比，出口贸易金额相对低报 8.82%，出口数量相对低报 3.69%；同时，汇率每降低 1（人民币贬值），“汇改”后与“汇改”前相比，进口贸易金额相对高报 2.15%，进口数量相对高报 6.84%。其次，“811 汇改”的影响具有滞后性，并且是一个持续性过程，同时，随着“汇改”所带来的人民币贬值的空间越来越小，国际游资借助贸易渠道实现跨国流动的动机越来越弱。再次，贸易伙伴的异质性检验表明，贸易伙伴的收入水平和贸易规模会影响汇率对双边贸易数据的边际效应，套汇虚假贸易与错报行为不因距离远近而有不同，与同质产品相比，投机者更倾向通过差异化产品的错报来实现国际游资的跨境流动，相对于低价值的产品，由于高价值产品在错报时更不易被发现的特性，投机者趋向于选择高价值商品进行错报。最后，本文的基准估计结果通过了一系列的稳健性检验，保证了本文核心结论的稳健性。

本文的研究结论证实了汇率变动确实会导致国际游资通过贸易渠道进行跨国流动，具有重要的政策启示意义。非法套汇的国际资本流动一直存在于我国境内外的金融市场，对此我国应当加强完善国际游资跨境转移的预警机制和监管体系，并且采取多方面措施减弱或消除引起短期资本大幅流动的动机。在金融账户受到严格管制的条件下，追逐境内外差别待遇的国际资本与境内非法所得资金会寻求贸易途径进行转移获利。鉴于我国海关主要工作目标是查验并征收关税，对经审查未能确定到岸价的进口货物采用估价完税，导致国际游资通过商品贸易渠道流通转移的情况大量存在。因此，应加强对我国贸易渠道中非贸易背景的融资监管，完善海关在进出口中对审价环节的制度方法。同时需要警惕的是，此次“811 汇改”的初衷是实现汇率市场化，但却导致我国面临国际游动资本迅速撤逃到境外的金融性风险，提醒我们在汇率政策制定时要统筹其他政策配合与监管，尤其是对企业异常贸易活动的监管，逐步完善监管体制，有序地推进资本项目开放。

【参考文献】

- [1] 陈浪南、陈云：《人民币汇率、资产价格与短期国际资本流动》，《经济管理》2009 年第 1 期。
- [2] 苟琴、王戴黎、鄢萍、黄益平：《中国短期资本流动管制是否有效》，《世界经济》2012 年第 2 期。
- [3] 李红、包群、谢娟娟：《出口退税与虚假贸易——来自失踪出口之谜的经验证据》，《经济学（季刊）》2019 年第 2 期。
- [4] 卢冰、王雅琦、洪圣杰：《人民币预期汇率变动与虚假贸易——基于套汇视角的分析》，《金融研究》2020 年第 1 期。
- [5] 王世华、何帆：《中国的短期国际资本流动》，《世界经济》2007 年第 7 期。
- [6] 王振全、黄彤华、谢安：《进出口伪报与中国资本控制的缺陷——海关统计数据揭示的事实》，《统计研究》2006 年第 11 期。
- [7] 张光平：《中国虚假贸易与跨境资金流动的探讨和估算》，《金融论坛》2015 年第 10 期。
- [8] 朱孟楠、刘林：《短期国际资本流动、汇率与资产价格——基于汇改后数据的实证研究》，《财贸经济》2010 年第 5 期。
- [9] Bhagwati, J. N., On the Under-invoicing of Imports. *Bulletin of Oxford University Institute of Economics and Statistics*, Vol.26, No.4, 1964, pp. 389-397.
- [10] De Boyrie, M.E., Nelson, J. A., & Pak, S. J., Capital Movements Through Trade Mis-invoicing: the Case of Africa. *Journal of Financial Crime*, Vol.14, No.4, 2007, pp.474-489.
- [11] Cameron, A. C., & Miller, D. L., A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference. *Journal of human resources*, Vol.50, No.2, 2015, pp. 317-372.
- [12] Chinn, M. D., & Ito, H., What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions. *Journal of Development Economics*, Vol. 81, No.1, 2006, pp. 163-192.
- [13] Coppola, A., Maggiori, M., Neiman, B., & Schreger, J., Redrawing the Map of Global Capital Flows: The Role of Cross-Border Financing and Tax Havens. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.136, No.3, 2021, pp. 1499-1556.
- [14] Edison, H., Brooks, R., & Kumar, S., Exchange Rates and Capital Flows. *European Financial Management*, Vol.26, No.3, 2004, pp. 511-533.
- [15] Fernández, A., & Klein, M. W., Capital Control Measures: A New Dataset. *IMF Economic Review*, Vol.64, No.3, 2016, pp. 548-574.
- [16] Fisman, R., & Wei, S. J., Tax Rates and Tax Evasion: Evidence from “Missing Imports” in China. *Journal of Political Economy*, Vol.112, No.2, 2004, pp. 471-496.
- [17] Javorcik, B. S. & Narciso, G., Differentiated products and evasion of import tariffs. *Journal of International Economics*, Vol.76, No.2, 2008, pp.208-222.
- [18] Kar, D. & Cartwright-Smith, D., Illicit Financial Flows from Developing Countries: 2002-2006. *Global Financial Integrity SSRN Electronic Journal*, Vol.142, No.7, 2008, pp.110-122.
- [19] Kellenberg, D. & Levinson, A., Misreporting trade: Tariff evasion, corruption, and auditing standards. *Review of International Economics*, Vol.27, No.1, 2019, pp.106-129.
- [20] Levin, J. & Widell, L. M., Tax evasion in Kenya and Tanzania: Evidence from missing imports. *Economic Modelling*, Vol.39, No.4, 2014, pp.151-162.
- [21] Liu, X. P., Shi, H. M. & Ferrantino, M., Tax evasion through trade intermediation: Evidence from Chinese exporters. *International Review of Economics and Finance*. Vol.42, No.9, 2016, pp.518-535.
- [22] Martin, M. F. & Morrison, W. M., China's “Hot Money” Problems Citations, Rights, Re-Use. *UNT Libraries Government Documents Department*, No.22921, 2008.
- [23] Mishra, P., Subramanian, A. & Topalova, P., Tariffs, enforcement, and customs evasion: Evidence from India. *Journal of Public Economics*, Vol.92, No.10, 2008, pp. 1907-1925.
- [24] Nitsch, V., Trade Mispricing and Illicit Flows. *Darmstadt Discussion Papers in Economics Working Paper*, No.54540, 2011.
- [25] Nitsch, V., Trade Mis-invoicing in Developing Countries. *CGD Policy Paper*, No.103, 2017.
- [26] Rauch, J. E., Networks versus markets in international trade. *Journal of international Economics*, Vol.48, No.1, 1999, pp. 7-35.

Exchange Rate Changes and Bilateral Discrepancies of Trade Data: From the Perspective of Arbitrage in International Hot Money Cross-border Flows

LI Hong, BAO Qun, LI Gang

Summary: A large amount of money flows out of developing countries due to tax evasion, trade data misreporting and corruption. However, illegal capital is highly hidden in the process of cross-border flow, and it is difficult for us to obtain its real amount from official data. An important motive for large-scale illegal capital flows is to carry out arbitrage. China has very strict controls on cross-border capital flows, illicit capital will choose to enter or withdraw from other channels depending on exchange rate changes. Misreporting of trade data is a common means for a country's capital to flow in and out of the country. More and more studies have shown that intentional misreporting by enterprises is the main reason for bilateral trade discrepancies. Therefore, it is of great theoretical and practical significance to identify the path for enterprises to achieve the cross-border transfer of international hot money by misreporting of trade data driven by arbitrage.

Based on the typical fact that there are gaps in bilateral trade data between partner countries, this paper uses the trade data of China and its 167 partners during 2010-2017 to examine the impact of changes in the real exchange rate of RMB on cross-border transfers of international hot money through trade channels, especially the effect of the new round of exchange rate reform policies in 2015 on international illegal capital flows. The results show that the fluctuation of the RMB exchange rate does bring currency arbitrage opportunities to cross-border capital flows, and under the condition that capital cannot flow freely, the international hot money uses trade channels to flow across borders through misreporting trade data, resulting in a large number of discrepancies in bilateral trade statistics, which is particularly significant under the impact of the "811 Exchange Rate Reform". The heterogeneity test of trading partners shows that the income level and trade scale of trading partners affect the marginal effect of exchange rates on the discrepancies in bilateral trade, while fraud trade and misreporting behavior caused by currency arbitrage do not vary with distance. Speculators are more likely to choose high-value goods and differentiated products for misreporting.

The marginal contributions of this paper are as follows: First of all, it provides new empirical evidence for the motivation of China's trade data misreporting, which helps to measure the real trade between China and its partners. Secondly, this paper proves that the intentional misreporting of enterprises caused by exchange rate changes is also an important reason for the discrepancies in bilateral trade. Thirdly, under strict capital controls, international trade is an important channel for international hot money to achieve cross-border flows, supplementing research in related fields. Fourth, it provides empirical evidence for the scientific evaluation of exchange rate policy and customs supervision.

Keywords: arbitrage, bilateral trade data discrepancies, international hot money, misreporting trade data, 811 exchange reform

引入货币持有后的风险态度¹

易 祯² 朱 超³

【摘要】本文在 Swanson (2012、2020) 模型的基础上，将货币持有纳入跨期决策模型，重新考察了风险态度。我们发现，相对消费和劳动而言，货币持有会使家庭面对风险时更为谨慎，这会改善风险厌恶被低估的倾向。基于中国家庭层面微观数据的测算结果发现，考虑货币持有后，中国家庭层面的相对风险厌恶系数均值为 1.6398。这比 Arrow-Partt 经典模型和消费效用模型的测算结果分别高出 12.66% 和 27.88%。风险厌恶程度还表现出人口结构、城乡结构和消费结构异质性。进一步地，我们分析了中国家庭风险态度的决定因素，发现脆弱性越高、少儿抚养压力越小、健康程度越低的家庭，其风险厌恶程度越高。本文考虑货币持有的真实经济环境，为风险态度构建更准确的测算模型并得出多样化的测算结果，为理论建模中参数设定提供参考。鉴于当前中国经济发展阶段和人口结构特征，随着中国家庭资产更多地货币化，以及老龄化带来的劳动供给灵活化、弹性化，家庭风险态度背后可能反映了一个更加复杂的资产配置和资产价格趋势。

【关键词】 风险态度 风险厌恶系数 货币持有

一、引言

风险态度描述了决策主体面对风险时采取的回应方式。经济理论通常假设决策主体厌恶风险，这种厌恶程度用风险厌恶来刻画。风险厌恶程度越高，表明决策主体对不确定性或风险的排斥程度越高，面对同样大小的风险时，愿意支付更多的溢价加以对冲。Arrow (1965, 1971) 和 Pratt (1964) 提出用风险厌恶系数来量化风险厌恶程度，这一系数描述了决策主体对冲单位风险的最大支付意愿。这一系数为量化风险态度提供了基准。

风险厌恶系数在宏观金融和经济模型中发挥核心参数作用。第一，在宏观金融模型中，风险厌恶系数能够解释风险溢价，并链接了风险的市场价格与投资组合选择。如 Friend 和 Blume (1975) 的资产组合选择模型、Giovannini 和 Weil (1989) 的资本资产定价模型 (Capital Asset Pricing Model, CAPM)、Bansal 和 Yaron (2004) 的长期风险模型等。第二，在宏观经济模型中，风险厌恶系数反映了决策主体效用函数的曲率，决定了消费跨期欧拉方程，并通过一般均衡条件影响其他宏观经济变量。如 Kydland 和 Prescott (1982) 建立的实际经济周期 (Real Business Cycle, RBC) 模型、Smets 和 Wouters (2007) 建立的动态随机一般均衡 (Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE) 模型等。

鉴于风险厌恶系数在理论模型中的核心作用，为其准确赋值就成为理论建模的重要环节。准确度量风险厌恶系数的前提是寻找其决定方程。从有关风险厌恶系数测算文献的发展脉络看，根据定义这一参数的效用函数设定不同，分为四个阶段。

第一阶段，货币效用函数。从定义上看， $RA = \lim_{\sigma \rightarrow 0} \{2\mu/\sigma^2\}$ ，其含义是决策主体愿意支付 μ 来对冲标准差为 σ 的风险。Pratt (1964) 在货币效用函数中定义了风险厌恶系数，Friedman (1974) 沿用了这一设定。这一设定在实验经济学的研究中得到推广，认为风险厌恶源于货币的边际效用递减 (Rabin, 2000; Guiso 等; O'Donoghue 和 Somerville, 2018)。

¹ 原载于《财贸经济》2023 年第 10 期

² 易祯，首都经济贸易大学金融学院讲师

³ 朱超，首都经济贸易大学金融学院教授

第二阶段，消费效用函数。随着消费效用函数在宏观经济和金融建模中占据主导地位，风险厌恶也逐渐被定义到消费效用函数之中。如 Kydland 和 Prescott（1982）的 RBC 模型和 Mehra 和 Prescott（1985）的 CCAPM 模型均在消费效用函数中定义风险厌恶系数。在测算层面，Hall（1988）从这一效用函数中推导了消费欧拉方程，利用时间序列数据测算了这一参数。该方法后来成为主流。

第三阶段，消费-劳动效用函数。这一支文献研究认为，如果在决策建模时考虑劳动因素，那么劳动决策将影响风险态度。一方面，如果决策主体效用函数中考虑了消费和劳动的替代性，那么可以通过调整劳动来抵消部分消费风险。另一方面，如果在效用函数中消费和劳动相互独立，那么劳动可以通过调整预算平衡来抵消部分消费风险。因此，考虑劳动决策可以降低风险厌恶程度。代表性文献如 Chetty（2006）发现，如果忽视劳动供给在风险态度中的作用，风险厌恶系数将被高估。简单地说，如果可以提供劳动的话，家庭的风险容忍程度会提高。

第四阶段，跨期效用函数。前述三个模型均将风险厌恶系数定义在静态的瞬时效用函数之上。虽然消费欧拉方程中描述了消费的跨期变化，但无法捕捉这种变化带来的边际效用改变。Swanson（2012，2020）从 Arrow（1965，1971）和 Pratt（1964）对风险厌恶系数的原始定义出发，将静态模型动态化，发现风险厌恶系数应是家庭决策的函数，这种改进有助于部分解释风险厌恶与资产价格的关系。

风险厌恶系数的实证测算和理论应用始终存在三个方面的分歧。第一，主流宏观理论模型的设定与风险厌恶系数测算模型的设定往往并不一致，这就造成了模型设定与校准参数的偏离。尤其是在宏观理论模型中，货币效用已成为一种常用设定，但测算领域并没有相应的模型调整。第二，自 Kydland 和 Prescott（1982）提出 RBC 模型提出以来，宏观经济和金融模型大多采用动态模型，但风险厌恶系数测算领域没有同步推进。第三，针对中国的建模分析常采用发达国家的数据，这就要求我们提供基于中国特定样本的测算结果。

本文在 Swanson（2012，2020）的测算模型中考虑了货币效用，其理论动机如下。第一，持有货币会影响家庭风险态度。正如 Pratt（1964）的设定，风险厌恶是源于货币的边际效用递减。当持有的货币视为家庭财富时，相同大小的外生冲击带来的财富损失将更大，此时家庭将会支付更高的成本以对冲该风险保持效用不变，风险厌恶程度提高。第二，宏观经济理论模型已经考虑了家庭持有货币决策。如果基于微观数据测算的风险厌恶系数忽视了货币余额，那么将导致以微观证据确定宏观参数的理论模型失效。例如，Sidrauski（1967）提出的货币效用（Money in Utility，MIU）函数模型、Fernández-Villaverde（2010）构建的标准 DSGE 模型均考虑了货币效用。在这些包含货币决策的宏观模型中，风险厌恶系数是核心参数之一。这一参数的赋值准确与否，将影响理论模型对现实的解释程度。

我们的现实动机是，当家庭持有的金融资产逐渐增加时，风险态度就将决定未来资本市场走势。鉴于当前中国经济发展阶段和人口结构特征，随着中国家庭资产更多地货币化，以及老龄化带来的劳动供给灵活化、弹性化，家庭风险态度背后可能反映了一个更加复杂的资产配置和资产价格趋势。因此，我们在对风险态度建模时要充分考虑家庭的货币持有。

微观家庭和宏观国家数据均显示，风险厌恶与货币因素密切相关。在微观家庭层面，中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies，CFPS）数据和中国家庭金融调查（China Household Finance Survey，CHFS）数据均显示，持有货币会显著影响家庭的风险厌恶程度。宏观证据显示，货币政策改变带来的货币供给变化和利率调整，会通过影响产出和消费最终影响风险厌恶程度，但影响方向并没有得出一致结论（Bekaert 等，2013；Nave 和 Ruiz，2015；Pflueger 和 Rinaldi，2022）。

本文的研究目的是探究家庭持有货币如何影响风险态度。为实现这一研究目的，我们开展了四步研究设计。本文在理论上的主要发现是，在测算风险态度时，如果考虑货币因素，可以避免风险厌恶程度被低估，能更准确地测度风险厌恶系数，且已有的两种主流测算模型可视为本文的特例。其逻辑是，考虑货币持有决策后，货币是家庭财富的一部分。当外生冲击导致财富下降时，消费和货币余额将同时下降。而持有货币余额通常会比消费货币余额遭受的损失更大，此时家庭不安全感提升，就会预留更大比例的财富来对冲这一风

险，从而风险厌恶程度更高。

本文基于中国微观调查数据的测算结果显示，考虑货币持有决策后，中国家庭层面的相对风险厌恶系数均值为 1.6398。其经济含义在于，当财富面临方差为 1% 的波动时，要求 0.8199% 的财富增长作为风险补偿。与 Arrow-Partt 经典模型和消费效用模型结果相比，引入货币持有后，相对风险厌恶系数的值分别高出 12.66% 和 27.88%。而且风险厌恶程度表现出人口结构、城乡结构和消费结构异质性。进一步地，我们分析了家庭风险态度的决定因素，发现脆弱性越高、少儿抚养压力越小、健康程度越低的家庭，风险厌恶程度越高。

本文的贡献体现在以下几个方面。(1) 在理论层面，本文建立了一个可视为已有风险厌恶系数测算模型推广的理论模型。这一模型充分考虑了现实经济环境中家庭的货币持有，可以更准确地测算风险态度。(2) 本文基于微观数据对于中国风险厌恶系数测算模型的推导和测算结果，可以为后续针对中国这一特定群体的宏观或微观理论建模提供关于风险厌恶系数设置和赋值的参考。(3) 在政策层面，本文的经验研究验证了风险厌恶的决定因素，当一国的家庭脆弱性下降、生育率上升和健康程度提高时，风险厌恶程度降低，也就相应地要求一个更低的风险溢价。着眼于中国未来人口结构、城乡结构和消费结构变化特征，在老龄化和少子化、城镇化、消费结构转型升级等趋势的推动下，风险态度的变化将受多重因素的综合影响，这将给中国未来风险资产配置和资产价格带来深远的影响。

二、货币持有与风险厌恶：经验证据

(一) 模型、变量与数据说明

本文出于两个方面的考虑将货币持有纳入风险厌恶的测算模型：一是货币持有会影响风险态度；二是主流宏观模型考虑了货币因素。本部分将为这一做法提供经验证据，从中国家庭层面微观数据中寻找货币持有与风险厌恶的关系。

我们选择 2014 年 CFPS 数据和 2019 年 CHFS 数据作为研究样本开展实证分析。这两个数据库中均包含了被调查者在投资中表现出的风险态度问题。本文将家庭主要财务决策者关于风险态度问题的选项作为其风险厌恶程度的度量，这一变量的值越大，对应的风险厌恶程度越高。

调查问卷中的风险厌恶为离散变量，各分类之间存在明显的排序特点。线性模型最小二乘 (OLS) 估计和多元 Logit 模型都不能处理这种离散排序变量。因此，我们建立如下有序 Logit 模型 (Order Logit Model) 来估计货币持有对风险态度的影响：

$$RA_i = \begin{cases} 1, & \text{若 } RA_i^* < r_1 \\ \dots & \\ J, & \text{若 } r_{j-1} \leq RA_i^* \end{cases}, \quad RA_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 M_i + X_i \beta + \mu_i \quad (1)$$

其中， RA_i 为家庭 i 的风险厌恶程度，其值为 $1, 2, \dots, J$ ， RA_i^* 为不可观测的潜变量， M_i 为货币持有， X_i 为控制变量向量，包含影响风险态度的其他变量； α_0 和 α_1 分别为回归方程的常数项和货币持有变量系数， β 为控制变量系数向量； μ_i 为外生的随机扰动项。

式 (1) 关注的解释变量为货币持有 M_i ，我们从四个角度来描述家庭持有货币情况。(1) 选取家庭持有的现金与活期存款余额之和的对数来考察家庭持有的绝对货币量对风险态度的影响。(2) 现金和活期存款占家庭收入的比重。(3) 现金和活期存款占家庭消费的比重。选取 (2) 和 (3) 这两个变量来考察家庭持有的相对货币量对风险态度的影响。(4) 选取家庭持有货币的增速来考察家庭持有货币变化对风险态度的影响。

我们根据文献选取式 (1) 中的控制变量，主要有两类：一类是户主特征变量，包括户主性别、户主婚姻状况、户主所在地；另一类是家庭特征变量，包括家庭人数、平均受教育程度、平均工作年限、收入水平、财富水平。

（二）基准估计结果与分析

式（1）采用极大似然法（MLE）估计系数。表 1 报告了货币持有对风险态度影响的估计结果。其中，我们报告了货币持有的估计系数、异方差稳健标准误和显著性检验结果。4可以看出：家庭货币持有会显著影响风险态度。家庭持有货币（包括绝对数量、相对数量和增速）增加，会导致风险厌恶程度提高。

表 1 货币持有对风险态度的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	CFPS				CHFS			
	对数货币	货币/收入	货币/消费	货币增速	对数货币	货币/收入	货币/消费	货币增速
货币持有	0.1089*** (0.0324)	0.2221*** (0.0489)	0.1461*** (0.0274)	0.1056 (0.0922)	0.1606*** (0.0241)	0.0003 (0.0002)	0.0895** (0.0443)	0.0936*** (0.0290)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1190	1304	1880	1190	8089	7889	10187	8231
PseudoR2	0.0138	0.0190	0.0217	0.0129	0.0123	0.0055	0.0048	0.0062
Waldchi2(6)	37.83	57.35	93.89	27.48	267.53	124.78	133.86	122.04

注：括号内为异方差稳健标准误，*、**和***分别表示回归系数在 5%和 1%的水平上显著。下同。

本部分给出了一个简单的经验证据，表明家庭持有货币会显著影响风险态度，这在家庭持有货币绝对水平、相对水平和增长率中基本成立，为后文将货币持有引入风险厌恶系数测算模型提供了佐证。

三、引入货币持有的风险厌恶系数测算模型

鉴于理论模型的研究结论对风险厌恶系数高度敏感，本部分试图建立更准确的风险厌恶系数测算模型。如前文所述，根据定义风险厌恶系数的效用函数设定不同，文献发展共经历了从货币效用到跨期效用的四个阶段。本文将第一阶段的货币效用与第四阶段的跨期效用结合在一个跨期决策模型中，推导了包含货币持有的风险厌恶系数测算模型。

本文的模型将货币持有引入家庭决策，考虑了家庭持有货币对风险态度的影响。对于如何将货币引入家庭决策，本文参考 Sidrauski（1967）的货币效用函数设定，认为家庭持有货币会带来满足（即效用）。本文的货币持有也包括广义的金融类资产的持有，延续以前与消费和劳动等实际变量的区别。由于家庭跨期决策，前后期金融类资产的增量变化取决于收益率或利率，因此广义的金融类资产持有对风险态度的影响反映为风险态度对收益率或利率的变化较敏感。

（一）家庭决策问题

在离散时间假设下，家庭在每一时刻 t 决策以最大化终生效用，终生效用函数为式（2）：

$$E_0 \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t u(c_t, l_t, m_t) \quad (2)$$

其中， E_0 为期望算子， $u(\cdot)$ 为时刻 t 的瞬时效用函数， c_t 、 l_t 和 m_t 分别表示消费、劳动和实际货币余额。这一效用函数设定在 Chetty（2006）和 Swanson（2012，2020）研究的基础上考虑了持有货币带来的效用。

预算约束为：

$$c_t + b_{t+1} + M_{t+1} / P_t = w_t l_t + (1+r_t) b_t + M_t / P_t \quad (3)$$

其中， b_t 为家庭的非货币储蓄， M_t 为家庭持有的名义货币， P_t 为 t 期的价格水平， $m_t = M_t / P_t$ ， w_t 为工

4 限于篇幅，常数项和控制变量的估计系数结果未列出，留存备索。

资, r_t 为非货币储蓄收益率。

横截条件为:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \prod_{t=0}^T (1+r_{t+1})^{-1} a_{T+1} \geq 0 \quad (4)$$

令家庭实际总资产 $a_t = b_t + m_t$, 由式 (2) 至式 (4) 组成的优化问题可写为值函数形式:

$$V(a_t; \theta_t) = \max_{(c_t, l_t, m_t) \in \Gamma(a_t; \theta_t)} u(c_t, l_t, m_t) + \beta E_t V(a_{t+1}; \theta_{t+1}) \quad (5)$$

其中, Γ 为可行集 $(a_t; \theta_t)$ 映射至选择集 (c_t, l_t, m_t) 的函数关系, θ_t 为模型中除 a_t 外的其他变量。

假设家庭存在最优决策变量 c_t^* , l_t^* 和 m_t^* , 那么式 (5) 的值函数可重写为:

$$V(a_t; \theta_t) = u(c_t^*, l_t^*, m_t^*) + \beta E_t V(a_{t+1}^*; \theta_{t+1}) \quad (6)$$

其中, $a_{t+1}^* = w_t l_t^* + (1+r_t) b_t^* + m_t^* / (1+\pi_t) - c_t^*$, $a_t = b_t^* + m_t^*$, 通货膨胀率 $\pi_t = P_t / P_{t-1} - 1$ 。

(二) 风险厌恶系数

1. 绝对风险厌恶系数。

我们首先在上述理论框架下定义决策主体的绝对风险厌恶系数。假设模型中只存在一种风险 g_t , 这一风险在 t 期出现将带来 $t+1$ 期储蓄的不确定性。 g_t 服从 $N(0, \sigma^2)$ 。为描述风险大小, 我们将 g_t 重写为 $g_t = \sigma \varepsilon_{t+1}$, 其中 ε_t 服从 $N(0, 1)$ 。在预算约束中, 我们在 $t+1$ 期实际总资产 a_{t+1} 中考虑风险 $\sigma \varepsilon_{t+1}$ 后改写为:

$$a_{t+1} = w_t l_t + (1+r_t) b_t + m_t / (1+\pi_t) - c_t + \sigma \varepsilon_{t+1} \quad (7)$$

在式 (7) 中, g_t 带来家庭财富绝对数量的变化, 对应绝对风险厌恶。

假设家庭愿意支付数量为 μ 的财富额以对冲 g_t , 则式 (7) 可改写为确定形式:

$$a_{t+1} = w_t l_t + (1+r_t) b_t + m_t / (1+\pi_t) - c_t - \mu \quad (8)$$

令式 (2) 和式 (7) 对应的不确定环境下家庭优化问题值函数为 $\tilde{V}(a_t; \theta_t; \sigma)$, 式 (2) 和式 (8) 对应的确定环境下家庭优化问题值函数为 $V[a_t - \mu / (1+r_t); \theta_t]$ 。那么, 均衡条件下有 $V[a_t - \mu / (1+r_t); \theta_t] = \tilde{V}(a_t; \theta_t; \sigma)$ 。在这一均衡下, μ 将取决于 t 期的经济环境 $(a_t; \theta_t)$ 和经济主体面临的风险 σ 。根据 Arrow (1965, 1971) 和 Pratt (1964) 的定义, 风险厌恶系数为 $R(a_t; \theta_t) = \lim_{\sigma \rightarrow 0} 2\mu(a_t; \theta_t; \sigma) / \sigma^2$, 表示为极小风险条件下单位风险的风险溢价。

求解式 (2) 和式 (8) 描述的家庭优化问题, 家庭绝对风险厌恶系数 (Absolute Risk Aversion, ARA) 可以表示为式 (9):

$$ARA(a_t; \theta_t) = - \frac{E_t V_{11}(a_{t+1}; \theta_{t+1})}{E_t V_1(a_{t+1}; \theta_{t+1})} \quad (9)$$

其中, V_1 和 V_{11} 分别表示值函数 $V[a_{t+1}; \theta_{t+1}]$ 对于 $t+1$ 期家庭实际总资产 a_{t+1} 的一阶和二阶偏导数。

式 (9) 在稳态时可定义常数绝对风险厌恶系数 (Constant Absolute Risk Aversion, CARA) 为:

$$CARA(a; \theta) = - \frac{V_{11}(a; \theta)}{V_1(a; \theta)} \quad (10)$$

结合家庭决策一阶条件, 求解式 (10) 可得:

$$CARA(a; \theta) = - \frac{u_{11} + u_{12} \lambda^1 + u_{13} \lambda^2}{u_1} \frac{r}{1 - w \lambda^1 - \lambda^2 / (1+\pi)} \quad (11)$$

$$\text{其中: } \lambda^1 = - \frac{u_{21} + w u_{11}}{w u_{12} + u_{22}} - \frac{(u_{31} - \delta u_{11}) + \frac{u_{21} + w u_{11}}{w u_{12} + u_{22}} (\delta u_{12} - u_{32})}{\frac{w u_{12} + u_{22}}{w u_{13} + u_{23}} (\delta u_{13} - u_{33}) - (\delta u_{12} - u_{32})}$$

$$\lambda_i^2 = -\frac{(wu_{12} + u_{22})(u_{31} - \delta u_{11}) + (u_{21} + wu_{11})(\delta u_{12} - u_{32})}{(wu_{12} + u_{22})(\delta u_{13} + u_{33}) + (wu_{13} + u_{23})(\delta u_{12} - u_{32})}, \quad \delta = \left(1 - \frac{\beta}{1 + \pi}\right) \frac{1 + r}{1 + (1 + r)(1 + \pi)}.$$

u_i 表示 $u(\cdot)$ 对其第 i 个元素的偏导数, u_{ij} 表示 u_i 对其第 j 个元素求得的二阶偏导数, 其中 $i, j=1, 2, 3$, 分别表示消费、劳动供给和实际货币余额。 δ 为过渡参数。

2. 相对风险厌恶系数。

相对风险厌恶系数考察了引起财富相对比例变化的风险。设 A_t 为家庭终生财富, 风险 g_t 将引起财富比例出现不确定性, $g_t = A_t \sigma \varepsilon_{t+1}$ 。那么, 在家庭约束条件式 (3) 中引入这一风险后写为:

$$a_{t+1} = w_t l_t + (1 + r_t) b_t + m_t / (1 + \pi_t) - c_t + A_t \sigma \varepsilon_{t+1} \quad (12)$$

家庭愿意支付比例为 μ 的终生财富 $A_t \mu$ 以对冲 g_t , 则式 (12) 的确定性形式为:

$$a_{t+1} = w_t l_t + (1 + r_t) b_t + m_t / (1 + \pi_t) - c_t - A_t \mu \quad (13)$$

参考 Swanson (2012) 的定义方式, 我们可以通过定义不同终生财富 A_t 来定义不同的风险厌恶。

(1) 消费相对风险厌恶。设家庭终生财富为消费折现, 那么在 t 期财富 A_t 可以表示为:

$$A_t \equiv \frac{1}{1 + r_t} E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \mathcal{M}_{t,\tau} c_{\tau}^* \quad (14)$$

其中, t 期至 τ 期的随机折现因子为:

$$\mathcal{M}_{t,\tau} = \beta^{\tau-t} \frac{u_1(c_{\tau}^*, l_{\tau}^*, m_{\tau}^*)}{u_1(c_t^*, l_t^*, m_t^*)} \quad (15)$$

消费相对风险厌恶系数 (Consumer Relative Risk Aversion, CRRA) 为:

$$CRRA(a; \theta) = -\frac{u_{11} + u_{12} \lambda^1 + u_{13} \lambda^2}{u_1} \frac{c}{1 - w \lambda^1 - \lambda^2 / (1 + \pi)} \quad (16)$$

(2) 消费-劳动相对风险厌恶。如果我们将终生消费和人力资本 (闲暇的机会成本) 均作为财富, 那么家庭在 t 期的终生财富为:

$$\tilde{A}_t^1 \equiv \frac{1}{1 + r_t} E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \mathcal{M}_{t,\tau} [c_{\tau}^* + w_{\tau} (\bar{l} - l_{\tau}^*)] \quad (17)$$

其中, \bar{l} 是提供劳动的上限。

则消费-劳动相对风险厌恶系数为:

$$CRRA_1(a; \theta) = -\frac{u_{11} + u_{12} \lambda^1 + u_{13} \lambda^2}{u_1} \frac{c + w(\bar{l} - l)}{1 - w \lambda^1 - \lambda^2 / (1 + \pi)} \quad (18)$$

(3) 消费-货币相对风险厌恶。若将持有的货币也视为一种财富, 那么家庭在 t 期的终生财富为:

$$\tilde{A}_t^2 \equiv \frac{1}{1 + r_t} E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \mathcal{M}_{t,\tau} (c_{\tau}^* + m_{\tau}^*) \quad (19)$$

消费-货币相对风险厌恶系数为:

$$CRRA_2(a; \theta) = -\frac{u_{11} + u_{12} \lambda^1 + u_{13} \lambda^2}{u_1} \frac{c + m}{1 - w \lambda^1 - \lambda^2 / (1 + \pi)} \quad (20)$$

(4) 消费-劳动-货币相对风险厌恶。我们将消费、人力资本和货币都视为财富, 则家庭在 t 期拥有的财富为:

$$\tilde{A}_t^3 \equiv \frac{1}{1 + r_t} E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \mathcal{M}_{t,\tau} [c_{\tau}^* + w_{\tau} (\bar{l} - l_{\tau}^*) + m_{\tau}^*] \quad (21)$$

消费-劳动-货币相对风险厌恶系数为:

$$CRR A_3(a; \theta) = -\frac{u_{11} + u_{12}\lambda^1 + u_{13}\lambda^2}{u_1} \frac{c + w(\bar{l} - l) + m}{1 - w\lambda^1 - \lambda^2 / (1 + \pi)} \quad (22)$$

(三) 一个示性例子: CRRA 效用

我们从一个 CRRA 效用函数的具体例子中, 讨论家庭持有货币决策对风险厌恶系数的影响。考虑一个消费、劳动和实际货币余额可分的显式效用函数:

$$u(c_t, l_t, m_t) = \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} - \eta \frac{l_t^{1+\chi}}{1+\chi} + \varphi \frac{m_t^{1-\kappa}}{1-\kappa} \quad (23)$$

其中, γ 、 χ 、 κ 分别表示消费、劳动和实际货币余额的效用函数跨期替代弹性的倒数, η 、 φ 分别为供给劳动和货币余额在效用函数中的权重。 γ 即消费效用模型的相对风险厌恶系数, κ 即 Arrow-Pratt 经典模型的相对风险厌恶系数。

式 (23) 对应的 Swanson (2012) 模型的相对风险厌恶系数表达式为:

$$CRR A = \frac{1}{\frac{1}{\gamma} + \frac{1}{\chi} \frac{wl}{c}} \quad (24)$$

由 (24) 式可知, 考虑家庭劳动供给决策会降低风险厌恶系数被高估的倾向。

形如式 (23) 的效用函数对应的包含实际货币余额决策的相对风险厌恶系数为:

$$CRR A = \frac{1}{\frac{1}{\gamma} + \frac{1}{\chi} \frac{wl}{c} - \frac{1+r}{1+(1+r)(1+\pi)} \frac{1}{1+\pi} \frac{1}{\kappa} \frac{m}{c}} \quad (25)$$

由 (25) 式可知, 考虑家庭持有货币决策会降低风险厌恶系数被低估的倾向。

为与经典的消费相对风险厌恶系数 (γ) 对比, 在不考虑家庭劳动供给决策的条件下, 仅考虑包含消费和持有货币决策的相对风险厌恶系数为:

$$CRR A = \frac{1}{\frac{1}{\gamma} - \frac{1+r}{1+(1+r)(1+\pi)} \frac{1}{1+\pi} \frac{1}{\kappa} \frac{m}{c}} \quad (26)$$

那么, 家庭持有货币对消费相对风险厌恶系数的放大倍数为:

$$\Delta CRR A = \frac{1}{1 - \frac{1+r}{1+(1+r)(1+\pi)} \frac{1}{1+\pi} \frac{\gamma}{\kappa} \frac{m}{c}} \quad (27)$$

由式 (27) 可知, 持有货币会提高家庭风险厌恶程度, 且这一影响取决于四个因素。(1) 通货膨胀率。通货膨胀率越高, 持有货币对风险厌恶的推高作用越大。(2) 消费效用函数曲率。消费效用函数曲率越大, 放大倍数越大。(3) 货币效用函数曲率。货币效用函数曲率越大, 持有货币对风险厌恶的推高作用越小。(4) 现金-消费比。现金-消费比越大, 放大倍数越小。

(四) 理论模型讨论

本文从风险厌恶系数的经济含义出发, 引入货币持有, 并从效用函数中推导了绝对风险厌恶系数和相对风险厌恶系数。

第一, 引入货币持有可以避免风险态度被低估。模型表明, 在考虑家庭持有货币决策后风险厌恶系数会升高。具体地, 在 CRRA 效用函数下, 考虑家庭持有货币决策后, 相对风险厌恶系数将从消费效用模型的 γ 上升至 $1/(1/\gamma - \phi/\kappa)$, 其中 $\phi > 0$ 。当持有的货币被视为家庭财富时, 相同大小的外生冲击带来的财富损失将更大, 此时家庭会支付更高的成本对冲该风险以保持效用不变, 风险厌恶程度提高。在某种程度上, 这也与家庭持有货币的预防性动机相吻合。

劳动供给和货币持有对风险态度的影响方向相反。劳动供给会降低风险厌恶程度。当家庭面临外生冲击导致财富下降时，劳动供给提供了一种应对风险的调整机制。家庭可以增加劳动供给来提高收入，缓解效用损失。因此，当劳动供给可调整时，家庭对财富下降的恐慌程度较低。

第二，我们的模型可以退化为两种主要测算模型。Arrow (1965, 1971) 和 Pratt (1964) 在定义风险厌恶系数时，假设效用是货币的函数，直接从效用函数的泰勒展开式中推导出了风险厌恶系数。消费效用理论将 Arrow-Pratt 经典模型中的货币效用替换为消费效用，获得了更为常用的表达形式。本文在承续这一设定的基础上，考虑效用是实际消费、实际劳动和实际货币余额的函数。因此，消费效用模型定义的风险厌恶系数可看作本文的特例：一是效用函数中不考虑劳动和持有货币，表达式中不考虑 $u_2, u_3, u_{22}, u_{23}, u_{33}$ ；二是不考虑劳动和工资， $l=0, w=0$ ；三是预算约束中不考虑货币持有， $m=0$ ；四是实际经济， $\pi=0$ 。此时，式 (11) 和式 (16) 可以退化为 $CARA(a; \theta)=-u_{11}/u_1$ 和 $CRRRA(a; \theta)=-cu_{11}/u_1$ 。

Swanson (2012) 的风险厌恶系数表达式在效用函数中考虑了劳动。与之相比，本文考虑了货币余额，因此 Swanson (2012) 也可看作本文在以下条件下的特例：一是效用函数中不考虑货币余额，表达式中不考虑 u_{13}, u_{23}, u_{33} ；二是预算约束中不考虑货币持有， $m=0$ ；三是实际经济， $\pi=0$ 。此时，式 (11) 和式 (16) 可以退化为与 Swanson (2012) 的表达式相同的形式。

第三，模型还补充了带有实际货币余额的效用函数的风险厌恶系数形式和测算。效用函数中考虑家庭货币余额是宏观理论模型的常见设定方式，如 Christiano 等 (2005)、Fernández-Villaverde (2010) 的设定方式，但在风险厌恶系数的测算文献中往往忽视了实际货币余额的影响。本文在这一系数的测算模型中考虑了货币效用，能够为这类理论模型提供参数设定参考。

四、基于中国微观数据的测算结果

(一) 显式效用函数

假设家庭效用函数中包含消费、劳动和实际货币余额，且满足式 (23) 的可分形式。那么前文定义的 5 种风险厌恶系数分别为：

$$CARA = \frac{\gamma}{c} \frac{r}{1 + \frac{\gamma w l}{\chi c} - \frac{1}{1 + (1+r)(1+\pi)} \frac{1}{1 + \pi} \frac{\gamma m}{\kappa c}} \quad (28)$$

$$CRRRA = \frac{c}{r} CARA \quad (29)$$

$$CRRRA_1 = \frac{c + w(\bar{l} - l)}{r} CARA \quad (30)$$

$$CRRRA_2 = \frac{c + m}{r} CARA \quad (31)$$

$$CRRRA_3 = \frac{c + w(\bar{l} - l) + m}{r} CARA \quad (32)$$

根据式 (28) 至式 (32) 的风险厌恶系数表达式，我们可以利用微观家庭层面的消费、劳动、货币余额、工资、家庭非货币资产投资收益率数据，宏观层面的通货膨胀数据，以及模型中设定的其他结构性参数来测算家庭层面的风险厌恶系数。

(二) 参数估计

根据理论模型设定，测算方程中包含 6 个参数，即 $\beta, \gamma, \chi, \kappa, \eta, \varphi$ 。我们将通过家庭决策一阶条件，利用中国家庭微观调查数据估计这 6 个参数。家庭决策问题可由式 (2)、式 (3) 和式 (23) 描述。 t 期家庭

消费 c_t 、劳动供给 l_t 和持有货币 m_t 对应的一阶条件为：

$$\beta(1+r_{t+1})(c_{t+1}/c_t)^{-\gamma} = 1 \quad (33)$$

$$\eta l_t^\chi = w_t c_t^{-\gamma} \quad (34)$$

$$\varphi m_t^{-\kappa} + \beta \frac{c_{t+1}^{-\gamma}}{1+\pi_{t+1}} = c_t^{-\gamma} \quad (35)$$

估计式 (33) 至式 (35) 使用的变量如下。(1) 家庭消费 c_t 。本文分别使用 CFPS 数据库中的家庭总支出指标和 CHFS 数据库中的家庭总消费指标作为 c_t 的度量指标。(2) 家庭非货币资产投资收益率 r_t 。参考 Lawrance (1991) 的方法，使用实际税后利率作为 r_t 的代理变量，计算方程为 $r_t = \text{it}(1-\tau)Pt-1/Pt-1$ 。其中， it 为名义利率，用金融机构 1 年期人民币存款基准利率的年平均值来度量； P_t 为一般物价水平，用居民消费价格指数 (CPI) 来度量； τ 为边际税率，根据家庭年收入和七级超额累进税率来计算。(3) 家庭劳动供给 l_t 和工资 w_t 。我们以工作日平均每天工作小时占全天总时长的比例来度量 l_t 。在理论模型中， $w_t l_t$ 表示一年的工资总额，我们用家庭实收税后货币工资、税后奖金、税后补贴或实物收入来度量工资总额，并除以 l_t 来度量 w_t 。(4) 家庭持有货币 m_t 。我们用家庭持有的现金和活期存款余额之和计算了家庭持有货币。(5) 通货膨胀 π_t 。我们利用居民消费价格指数计算年均增长率作为度量指标。

本部分使用的数据来自 CFPS 和 CHFS 数据库。⁵我们利用 Hansen 和 Singleton (1982) 提出的非线性广义矩估计 (GMM) 联合估计了式 (33) 至式 (35)，估计时采用滞后期变量作为当期变量的工具变量。⁶

(三) 基于中国家庭数据的风险厌恶系数测算结果

1. 测算结果

我们通过 CFPS 和 CHFS 两个微观调查数据库数据和宏观通货膨胀率数据，以及估计的参数值，根据式 (28) 至式 (32) 来测算中国家庭层面绝对风险厌恶系数和相对风险厌恶系数。测算结果见表 2，其中第 (1) 至第 (3) 列和第 (4) 至 (6) 列分别为利用 CFPS 和 CHFS 数据库数据测算的风险厌恶系数，括号内为标准差。

表 2 测算结果显示：(1) 中国家庭层面绝对风险厌恶系数均值为 6.41×10^{-7} ，2016-2019 年，绝对风险厌恶系数变化不明显；(2) 考虑货币因素但不考虑劳动供给因素时，相对风险厌恶系数均值将从 Arrow-Pratt 经典模型的 1.4555 上升到 1.6398，上升幅度为 12.66%；从消费效用模型的 1.2823 上升到 1.6398，上升幅度为 27.88%；(3) 综合考虑劳动和货币持有后，中国家庭层面相对风险厌恶系数均值为 0.4712。

表 2 风险厌恶测算结果描述性统计

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		CHFS			CFPS		
		2014 年	2016 年	2018 年	2015 年	2017 年	2019 年
<i>CARA</i>		$8.03 \cdot 10^{-7}$ ($1.09 \cdot 10^{-5}$)	$6.60 \cdot 10^{-7}$ ($4.49 \cdot 10^{-6}$)	$6.12 \cdot 10^{-7}$ ($3.34 \cdot 10^{-6}$)	$5.49 \cdot 10^{-7}$ ($1.90 \cdot 10^{-6}$)	$6.12 \cdot 10^{-7}$ ($3.34 \cdot 10^{-6}$)	$6.12 \cdot 10^{-7}$ ($3.34 \cdot 10^{-6}$)
<i>CRRR</i>	仅货币	1.7413 (1.2283)	1.8523 (1.3570)	1.8846 (1.3924)	1.4070 (0.3115)	1.4560 (0.4073)	1.4973 (0.3605)
	仅劳动	0.2827 (0.1876)	0.2830 (0.1952)	0.2692 (0.1758)	0.4271 (0.3413)	0.3388 (0.2534)	0.3605 (0.2722)
	劳动+货币	0.4186 (0.3172)	0.4183 (0.3272)	0.4086 (0.3448)	0.5281 (0.3595)	0.5446 (0.2802)	0.5087 (0.3048)

⁵ 限于篇幅，主要变量的描述性统计结果未列出，留存备索。

⁶ 限于篇幅，估计结果未列出，留存备索。

$CRR A_1$	0.6899 (0.3434)	0.6893 (0.3775)	0.6929 (0.4316)	0.7025 (0.2617)	0.6445 (0.2408)	0.6898 (0.2467)
$CRR A_2$	0.7037 (0.7725)	0.6211 (0.8366)	0.6511 (0.9509)	0.4675 (0.4305)	0.3836 (0.3984)	0.4555 (0.4950)
$CRR A_3$	0.9215 (0.7841)	0.9819 (0.8777)	1.0154 (0.9662)	0.7421 (0.3513)	0.6834 (0.3367)	0.7366 (0.3013)

2. 经济结构的敏感性分析。

我们从三个视角分析风险厌恶的经济结构敏感性。

第一，人口结构。风险厌恶程度表现出人口结构差异。当家庭成员中包含儿童时，对资金的营利需求上升，且伴随家庭未来预期上调，风险厌恶程度下降。当家庭成员中包含老人时，家庭对资金的安全性和流动性需求上升，风险厌恶程度上升。我们从两个角度来考察风险厌恶的人口结构敏感性：家庭中是否包含 65 岁及以上老人、家庭中是否包含 15 岁及以下儿童。

第二，城乡结构。风险厌恶程度也表现出城乡结构差异。对于城市居民而言，其风险感知能力和风险认知能力均较高，风险厌恶程度更高。而对于农村居民而言，由于其教育获得和金融知识方面弱于城市居民，他们在面对风险时往往表现出更加激进的态度。因此，我们按照户籍将家庭分为城镇户籍和农村户籍两类，考察其风险厌恶的敏感性。

第三，消费结构。风险厌恶程度还体现为消费结构差异。不同消费结构的群体反映了不同的收入、消费偏好、家庭财富等，能够综合表现出风险态度的差异。家庭消费中食品等必需消费品占消费的比重越大，家庭的抗风险能力越低，风险厌恶程度就越高。我们按照家庭恩格尔系数中位数对样本分组，考察风险厌恶在消费结构层面的敏感性。

表 3 汇报了微观视角下风险厌恶的经济结构敏感性分析结果，其中组间差异检验采用 t 检验，我们报告了不同组的均值和组间差异检验的 p 值。结果如下。（1）若家庭中包含 65 岁及以上老人，则风险厌恶程度更高；若家庭中包含 15 岁及以下儿童，则风险厌恶程度更低；（2）城镇户籍居民比农村户籍居民的风险厌恶程度更高；（3）消费中必需品消费高的居民，其风险厌恶程度更高。

表 3 风险厌恶的经济结构敏感性分析

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		CHFS			CFPS		
		2014 年	2016 年	2018 年	2015 年	2017 年	2019 年
人口结构	包含 65 岁以上老人	1.3778	1.3840	1.1998	1.3001	1.2982	1.3014
	不包含 65 岁以上老人	0.1875	0.0382	0.3486	0.2981	0.2960	0.2956
	差异	0.0108**	0.0613*	0.0011***	0.0123***	0.0547*	0.0000***
	包含 15 岁以下孩子	0.2575	0.2885	0.4406	0.3003	0.2961	0.2957
	不包含 15 岁以下孩子	0.6925	1.4807	1.2297	1.2980	1.2979	1.3003
	差异	0.0279**	0.0000***	0.0000***	0.0006***	0.0008***	0.0000***
城乡结构	城镇户籍	1.3346	1.7374	1.1491	1.2995	1.2986	1.3005
	农村户籍	0.3022	0.7991	0.7541	0.7649	0.7466	0.6464
	差异	0.0017***	0.0033***	0.0079***	0.0000***	0.0638*	0.0000***
消费结构	恩格尔系数高	0.8955	0.9391	1.4784	1.3000	1.2982	1.3003
	恩格尔系数低	0.3539	0.3261	0.6236	0.7969	0.7966	0.7961
	差异	0.3405	0.0433**	0.0000***	0.0001***	0.0000***	0.0000***

注：“差异”一行为组间差异 t 检验 p 值。

（四）测算结果讨论

本文从风险厌恶系数的定义出发，根据理论模型推导测算方程，并利用中国 2014-2019 年两大微观调查数据库（CFPS、CHFS）数据测算了风险厌恶系数，结果如下。（1）中国家庭层面绝对风险厌恶系数均值为 6.41×10^{-7} ，其值接近 0，在不同数据库和不同年份的测算结果中保持稳健，这与部分实验经济学测算的绝对风险厌恶系数一致，也与 Gertner（1993）、Metrick（1995）、Fullenkamp 等（2003）的估计结果较为接近。

（2）考虑货币因素（但不考虑劳动供给因素）后，相对风险厌恶系数均值分别从 Arrow-Pratt 经典模型和消费效用模型的 1.4555 和 1.2823 上升到 1.6398，上升幅度分别为 12.66% 和 27.88%。这表明在考虑货币决策后，当财富面临方差为 1% 的波动时，要求 0.8199% 的财富增长作为风险溢价或风险补偿。这与理论模型结论一致，考虑家庭货币决策会使风险厌恶程度上升。（3）考虑劳动供给后，风险厌恶程度下降；考虑货币持有后，风险厌恶程度上升。综合二者后，中国家庭层面相对风险厌恶系数均值为 0.4712。这一结果介于张光利和刘小元（2018）测算的 0.2862 与张琳琬和吴卫星（2016）测算的 0.9027 之间。Chetty（2006）的测算区间也包含了本文的 RRA 区间。这其实也是一个有趣的发现，即中国的家庭如果能以劳动供给来缓解经济压力，那么大家对未来的安全感将显著上升。（4）风险厌恶程度表现出三个方面的异质性。第一，若家庭中包含 65 岁及以上老人，则风险厌恶程度更高；若家庭中包含 15 岁及以下儿童，则风险厌恶程度更低。第二，城镇户籍居民比农村户籍居民的风险厌恶程度更高。第三，消费中必需品消费高的居民，其风险厌恶程度更高。

五、风险态度的决定因素

（一）决定因素考虑

我们拟从家庭脆弱性、家庭抚养压力和家庭健康程度三个角度寻找风险态度的决定因素。

第一，家庭脆弱性。脆弱性描述了冲击到来时家庭所受的影响的大小，以及家庭应对冲击所做出的反应。一个脆弱性更高的家庭，在外界冲击到来时，其所受的影响更大，家庭愿意支付更多风险溢价以对冲风险，表现为更加厌恶风险。因此，家庭脆弱性应与风险厌恶程度同向而变。

第二，家庭抚养压力。文献研究显示，个体的风险态度随年龄变化而变化。对应到家庭，风险态度将与家庭抚养压力有关。少年时期“初生牛犊不怕虎”，持有乐观的风险态度，少儿抚养比与风险态度反向变化。进入老年时期，由于生理性因素（存活概率下降）、心理性因素（安全感下降）和经济性因素（收入下降）等原因，风险承受能力下降，从生命周期视角看，此时的风险厌恶程度最高，因此老年抚养比增大将对应风险厌恶程度上升。

第三，家庭健康程度。健康是影响家庭决策的重要变量。健康状况较差的家庭，在面临风险时会出于两个方面考虑支付风险溢价。一方面，健康状况变差会导致家庭抗击风险的能力变弱，这部分家庭愿意为对冲风险而支付的风险溢价上升，因而风险厌恶程度上升。另一方面，决策主体的健康状况变差将会导致其对于未来的预期更倾向于下调，同时伴随收入的下降，家庭更不愿意承担风险。刘潇等（2014）、Lakdawallaa 和 Phelpsc（2020）的研究支持了这一观点。

（二）模型、变量及数据说明

我们建立如下微观计量模型，考察风险态度的决定因素：

$$RA_i = b_0 + b_1 Z_i + X_i \beta + \mu_i \quad (36)$$

其中， RA_i 为第 i 个家庭风险厌恶系数； Z_i 表示影响因素，包括家庭脆弱性、家庭抚养压力和家庭健康程度； X_i 为控制变量矩阵， μ_i 为扰动项； b_0 、 b_1 、 β 为待估系数。

式(36)中,被解释变量 RA_i 为本文根据中国微观数据库数据测算的五种风险厌恶系数。解释变量中,家庭脆弱性参考尹志超和张栋浩(2020)的设定,将人均消费低于4260元/年的家庭定义为脆弱性高的家庭,其余为脆弱性低的家庭。抚养比包括少儿抚养比和老年抚养比,分别采用家庭0~14岁人口数和65岁及以上人口数除以15~64岁人口数计算而得。家庭健康程度利用CFPS和CHFS数据库中的个人健康自评数据取家庭平均度量。结合文献和数据可得性,我们选取的控制变量包括家庭平均教育程度、家属人数、户主婚姻状况、户主性别。

本部分使用的数据为2014-2018年CFPS数据和2015-2019年CHFS数据。⁷考虑到式(36)可能出现的内生性问题,我们采取两个方面的应对方案:第一,针对2016和2018年CFPS数据,以及2017和2019年CHFS数据,我们将解释变量 Z_i 滞后一期,以缓解双向因果带来的内生性问题;第二,采用地区平均 $E[Z_i]$ 作为 Z_i 的工具变量,处理可能的内生性问题。

(三) 估计结果及分析

我们在表4中汇总了风险态度决定因素的估计结果。其中,第(1)至第(2)列、第(3)至第(6)列、第(7)至第(8)列分别为家庭脆弱性、家庭抚养压力和家庭健康程度的估计结果。⁸

表4中第(1)至第(2)列结果显示,当家庭脆弱性上升时,风险厌恶程度上升。这与理论分析结果吻合。对于一个更加脆弱的家庭,在外界冲击到来时,其受到的影响将更大,因而不愿意承担风险而表现出风险厌恶程度更高。

表4 风险态度的决定因素估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	家庭脆弱性		抚养压力				家庭健康程度	
			少儿抚养比		老年抚养比			
	CFPS	CHFS	CFPS	CHFS	CFPS	CHFS	CFPS	CHFS
<i>CARA</i>	0.8886*** (0.0844)	0.3568*** (0.0601)	-0.0165 (0.0932)	-0.1722** (0.0786)	0.0753 (0.1179)	0.0743* (0.0451)	0.0324 (0.0304)	0.0492*** (0.0120)
<i>CRRRA</i>	0.0032*** (0.0008)	0.0189*** (0.0054)	-0.0047*** (0.0011)	-0.0047** (0.0022)	0.0007 (0.0009)	-0.0001 (0.0014)	0.0009*** (0.0003)	0.0023** (0.0011)
<i>CRRRA</i> ₁	0.0056 (0.0060)	0.0285 (0.0188)	-0.0240*** (0.0089)	-0.0642* (0.0357)	0.0189*** (0.0071)	0.0022 (0.0132)	0.0134*** (0.0021)	0.0141*** (0.0043)
<i>CRRRA</i> ₂	0.1582** (0.0641)	0.0744* (0.0426)	-0.1545* (0.0909)	-0.0076 (0.0103)	0.1748*** (0.0828)	0.0036 (0.0087)	0.0042 (0.0357)	0.0043 (0.0087)
<i>CRRRA</i> ₃	0.0641** (0.0644)	0.0484 (0.0498)	-0.1832** (0.0915)	-0.1028** (0.0523)	0.1944** (0.0832)	0.0295 (0.0295)	0.0186 (0.0357)	0.0279 (0.0431)

注:(1)估计时 *CARA* 扩大10-7倍;(2)估计方程中还应包含常数项和控制变量系数,以及计量模型检验结果,限于篇幅,结果未列出,留存备索。(3)数据库中健康程度自评数据取值越大,家庭健康程度越低。因此,表中估计系数为正,表示越健康的家庭,其风险厌恶程度越低。

随后,我们在表4第(3)至(6)列考察了家庭抚养压力与的风险厌恶关系。结果显示,少儿抚养比与风险态度反向变化,而老年抚养比与风险态度的关系不明显。当家庭少儿抚养压力增大时,一方面,由于儿童表现出风险厌恶程度较低,这会拉低家庭整体风险厌恶程度;另一方面,抚养子女伴随投资动机上升,且

⁷ 限于篇幅,变量描述性统计结果未列出,留存备索。

⁸ 限于篇幅,表中仅汇总了2014—2018年CFPS数据库和2015—2019年CHFS数据库的三年面板数据估计结果,各年度截面数据单独估计的结果未列出,留存备索。

未来预期上调，因而风险厌恶程度下降。

此外，我们还在表 4 中第（7）至第（8）列考察了家庭健康程度与风险态度的关系。结果显示，越健康的家庭风险，其风险厌恶程度越低。这与理论分析相符。越健康的家庭，其风险承受能力越强，且对未来的预期越高，因而风险厌恶程度越低。

本部分考察了风险厌恶程度的影响因素。CFPS 和 CHFS 数据均显示：（1）风险厌恶程度随家庭脆弱性的上升而上升，这可通过家庭风险承受能力的变化来解释；（2）风险厌恶程度随少儿抚养比上升而下降，这可通过生命周期理论来解释；（3）风险厌恶程度随家庭健康程度的提高而下降，这可从风险承受能力的变化和未来预期调整来解释。

六、结论与政策含义

风险厌恶系数度量了决策主体对风险反应程度或态度，这在宏观金融和经济模型中起着核心参数的作用，能够影响理论模型对历史数据的刻画程度，甚至改变理论模型结论。准确地度量风险态度有着重要的学术意义。尤其是我们需要理解当现实中家庭持有更多货币时，其风险态度及随后的资产组合将会发生何种改变。

本文在理论上的主要发现是，在传统的风险态度测算模型中引入家庭的货币持有更加符合真实经济环境，避免了只考虑消费造成的风险厌恶被低估，能更准确的测度风险厌恶系数。本文模型继承了主流测算模型的主要假设，并在此基础上进行拓展。事实上，本文的模型可以视为两种主要测算模型。当持有的货币被视为家庭财富时，相同大小的外生冲击带来的财富损失将更大，此时家庭将会支付更高的成本对冲该风险以保持效用不变，因而风险厌恶程度上升。在某种程度上，这也与家庭持有货币的预防性动机相吻合。

本文基于中国微观调查数据的测算结果显示，考虑货币决策后，中国家庭层面相对风险厌恶系数均值为 1.6398。其经济含义在于，当财富面临方差为 1% 的波动时，要求 0.8199% 的财富增长作为风险溢价或风险补偿。与 Arrow-Partt 经典模型和消费效用模型结果相比，引入货币决策后，相对风险厌恶系数的值分别高出 12.66% 和 27.88%。当然，我们也发现，如果考虑家庭有劳动供给的话，安全感会更强。风险厌恶程度还表现出人口结构、城乡结构和消费结构异质性。此外，我们还分析了家庭风险态度的决定因素，发现脆弱性越高、少儿抚养压力越小、健康程度越低的家庭，其风险厌恶程度越高。

本文的理论意义在于，尊重货币持有的真实经济环境，为风险态度构建更准确的测算模型，可以为后续基于中国事实的理论模型参数设定提供参考。我们从文献中发现，理论模型通过调整 RRA 取值以匹配历史数据，且其取值会影响模型结论。这需要我们高度关注研究结论对该参数的敏感性。这也提醒我们，在后续理论建模过程中，关于风险厌恶系数设定和取值要引起足够的重视。

风险态度在经济系统中虽然是一个经济参数，但实际上却有着非常深刻的经济含义。当家庭风险态度改变时，会通过家庭储蓄消费决策和投资决策影响资产配置和资产价格。着眼于中国未来人口结构、城乡结构和消费结构变化特征，在人口结构转向老龄化和少子化、城乡结构转向城镇化、消费结构转型升级的过程中，这些发生转化的家庭风险态度将急剧调整，由此产生一个复杂多变的资本环境和经济环境。尤其是人口结构和消费结构转变带来的风险厌恶程度下降，以及城乡结构调整带来的风险厌恶程度上升，需要被充分关注并做好提前应对。

风险态度随家庭脆弱性、家庭抚养压力和家庭健康状况的变化而变化。这表现为当一国的家庭脆弱性下降、少儿抚养压力增大和家庭健康状况改善时，家庭的风险厌恶程度将下降，相应地会要求一个更低的风险溢价。鉴于当前中国经济发展阶段和人口结构特征，随着中国家庭资产更多地货币化，以及老龄化带来的劳动供给灵活化、弹性化，家庭风险态度背后可能反映了一个更加复杂的资产配置和资产价格趋势，甚至对应安全感知的一个复杂的社会问题。

【参考文献】

- [1] 刘潇、程志强、张琼：《居民健康与金融投资偏好》，《经济研究》2014年第S1期。
- [2] 尹志超、张栋浩：《金融普惠、家庭贫困及脆弱性》，《经济学（季刊）》2020年第1期。
- [3] 张光利、刘小元：《住房价格与居民风险偏好》，《经济研究》2018年第1期。
- [4] 张琳璇、吴卫星：《风险态度与居民财富——来自中国微观调查的新探究》，《金融研究》2016年第4期。
- [5] Arrow, K. J., Aspects of the Theory of Risk-Bearing. Yrjö Jahnssonin Säätiö, 1965.
- [6] Arrow, K. J., Essays in the Theory of Risk-Bearing. New York: Markham Publishing, 1971.
- [7] Bansal, R., & Yaron, A., Risks for the Long Run: A Potential Resolution of Asset Pricing Puzzles. *The Journal of Finance*, Vol.59, No.4, 2004, pp.1481-1509.
- [8] Bekaert, G., Hoerova, M., & Duca, M. L., Risk, Uncertainty and Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, Vol.60, No.7, 2013, pp.771-788.
- [9] Chetty, R., A New Method of Estimating Risk Aversion. *American Economic Review*, Vol.96, No.5, 2006, pp.1821-1834.
- [10] Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L., Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, Vol.113, No.1, 2005, pp.1-45.
- [11] Fernández-Villaverde, J., The Econometrics of DSGE Models. *Journal of the Spanish Economic Association*, Vol.1, No.1, 2010, pp.3-49.
- [12] Friedman, B., Risk Aversion and the Consumer Choice of Health Insurance Option. *The Review of Economics and Statistics*, Vol.56, No.2, 1974, pp.209-214.
- [13] Friend, I., & Blume, M. E., The Demand for Risky Assets. *American Economic Review*, Vol.65, No.5, 1975, pp.900-922.
- [14] Fullenkamp, C., Tenorio, R., & Battalio, R., Assessing Individual Risk Attitudes Using Field Data from Lottery Games. *Review of Economics and Statistics*, Vol.85, No.1, 2003, pp.218-226.
- [15] Giovannini, A., & Weil, P., Risk Aversion and Intertemporal Substitution in the Capital Asset Pricing Model. NBER Working Paper, No.2824, 1989.
- [16] Guiso, L., Sapienza, P., & Zingales, L., Time Varying Risk Aversion. *Journal of Financial Economics*, Vol.128, No.3, pp.403-421.
- [17] Hall, R. E., Intertemporal Substitution in Consumption. *Journal of Political Economy*, Vol.96, No.2, 1988, pp.339-357.
- [18] Hansen, L. P., & Singleton, K. J., Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models. *Econometrica*, Vol.50, No.5, 1982, pp.1269-1286.
- [19] Kydland, F. E., & Prescott, E. C., Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, Vol.50, No.6, 1982, pp.1345-1370.
- [20] Lakdawalla, D. N., & Phelps, C. E., Health Technology Assessment with Risk Aversion in Health. *Journal of Health Economics*, Vol.72, 2020, pp.102346.
- [21] Mehra, R., & Prescott, E. C., The Equity Premium: A Puzzle. *Journal of Monetary Economics*, Vol.15, No.2, 1985, pp.145-161.
- [22] Metrick, A., A Natural Experiment in "Jeopardy!". *American Economic Review*, Vol.85, No.1, 1995, pp.240-253.
- [23] Nave, J. M., & Ruiz, J., Risk Aversion and Monetary Policy in a Global Context. *Journal of Financial Stability*, Vol.20, 2015, pp.14-35.
- [24] O'Donoghue, T., & Somerville, J., Modeling Risk Aversion in Economics. *Journal of Economic Perspectives*, Vol.32, No.2, 2018, pp.91-114.
- [25] Pflueger, C., & Rinaldi, G., Why does the Fed Move Markets So Much? A Model of Monetary Policy and Time-Varying Risk Aversion. *Journal of Financial Economics*, Vol.146, No.1, 2022, pp.71-89.
- [26] Pratt, J. W., Risk Aversion in the Small and in the Large. *Econometrica*, Vol.32, No.1/2, 1964, pp.122-136.
- [27] Rabin, M., Risk Aversion and Expected-Utility Theory: A Calibration Theorem. *Econometrica*, Vol.68, No.5, 2000, pp.1281-1292.
- [28] Sidrauski, M., Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy. *American Economic Review*, Vol.57, No.2, 1967, pp.534-544.
- [29] Smets, F., & Wouters, R., An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, Vol.1, No.5, 2003, pp.1123-1175.

[30] Swanson, E. T., Risk Aversion and the Labor Margin in Dynamic Equilibrium Models. *American Economic Review*, Vol.102, No.4, 2012, pp.1663-1691.

[31] Swanson, E. T., Implications of Labor Market Frictions for Risk Aversion and Risk Premia. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol.12, No.2, 2020, pp.194-240.

A Risk Attitude Measurement Model with Money Holdings

YI Zhen, ZHU Chao

Summary: Risk attitude plays an important role in economics and finance models. The parameter, often expressed by the coefficient of risk aversion, describes individuals' preference and tolerance for future uncertainty. In macroeconomic models, risk aversion determines the consumption according to the Euler equation and also influences other variables in the economic system through conditions of general equilibrium. In financial models, the coefficient of risk aversion explains the risk premium portfolio choices. When risk aversion is a variable that fluctuates over time, it also plays the role of "pricing kernel" in asset pricing.

The motivation of this paper is to extend the measurement model of risk aversion with money holdings. This paper argues that money holdings and risk aversion are tightly linked in the expected utility model, because both of them are determined by the curvature of utility over consumption. When consumption and money are alternative to each other in the utility function, the consumption risk can be offset by adjusting money holdings. When consumption and currency are not alternative to each other in the utility function, the consumption risk will be offset by adjusting the budget.

A main result of the paper is that the household's money holdings has a substantial effect on the risk aversion. After considering money holdings in the theoretical model, we can avoid the underestimation of risk aversion. When money holdings and consumption are additively separable in utility, they still remain connected though the household's budget constraint. In particular, the household can offset the consumption shocks through the consumption movement, changes in working hours, changes in money holdings, and some combinations of the three.

This paper estimates the RRA by using survey data from two large micro databases: the China Family Panel Studies (CFPS) and the China Household Finance Survey (CHFS). The results show robustness in the RRA estimates for different databases with an average value of 1.6398, which means that one unit of variance value is required for wealth growth as a risk premium or risk compensation when one's wealth changes with 0.8199% standard deviation. The value of RRA in our model is 12.66% and 27.88 % higher than that of Arrow-Partt model and consumption-utility model, respectively. We further analyze the determinants of risk aversions among Chinese families. The results show that risk aversion increases with family vulnerability, and decreases with the child dependency ratio and health status.

Keywords: Risk Attitude; Coefficient of Risk Aversion; Money Holdings

金融开放、政府隐性担保与系统性金融风险防范

温兴春¹ 龚六堂²

【摘要】在金融业开放不断加快的背景下，政府隐性担保的存在是否将导致金融部门过多借入外债而承受更大的风险以及政策如何应对？为此，本文在包含金融部门开放的动态随机一般均衡模型中，引入金融部门破产机制，从而分析了金融业开放的影响，并讨论政府隐性担保对系统性金融风险的影响。研究表明，金融开放程度越高，银行的资产负债表对资本流动的变化更加敏感，导致国内外风险冲击对投资和产出的负面影响变得更大。此时，政府的信贷救助政策可通过减少资本外流和银行净资产损失而降低风险溢价，从而改善宏观经济。然而，对危机下政府信贷救助的预期将导致银行机构在正常状态借入更多的外债而产生道德风险问题，进而显著地增加金融危机的衰退程度与发生概率。进一步地，对金融机构实施宏观审慎监管可以有效地抑制由政府隐性担保预期所造成的道德风险，从而降低系统性金融风险爆发的概率。

【关键词】金融业开放 资本流动 金融危机 信贷救助 宏观审慎监管

一、引言

党的二十大报告明确指出，推进高水平对外开放。以新一轮高水平对外开放促改革、促发展、促创新、促转型，是推动高质量发展的必由之路。而其中，扩大金融业的对外开放，是推进高水平对外开放的重要方面。自2018年4月习近平总书记在博鳌亚洲论坛中强调将大幅放宽包括金融业在内的市场准入、易纲行长公布新一轮金融开放的路线图和时间表以来，各项金融开放措施加快落地。2019年以来，中国人民银行、银保监会和证监会先后颁布多项文件，推动金融业开放各项政策落地，进一步扩大包括银行业、证券业、保险业在内的市场准入对外开放范围，标志着中国金融行业的对外开放正在进入一个全新的阶段。

与此同时，在金融业开放不断推进的背景下，中国经济也面临着国内和国际两个方面的风险冲击。从国内层面来看，企业部门高杠杆率、地方政府杠杆率的快速上升和未来潜在的银行坏账，这些都潜伏着一定的系统性风险。从国际层面来看，在各国金融市场紧密相连，风险联动性不断增强的背景下，美联储的政策变化仍旧是左右新兴经济体的关键因素之一。2022年，美联储加息7次，累计加息幅度达425个基点，其中75个基点也是其1994年11月以来最大的单次加息幅度，而且一年内连续四次加息75个基点也近四十年来的最快速度。美联储政策利率由降到升的突然反转将引发新兴经济体国际资本流动的突然中止（Sudden Stop），从而导致金融风险持续加剧以及经济骤停等问题（Bianchi, 2011; Devereux et al., 2019）。那么，在国内外风险冲击下，金融业开放将对一国的金融系统以及宏观经济产生怎样的影响？这是一个必须思考和回答的现实问题。

进一步地，基于SVAR模型的实证结果表明，银行外债规模增加在金融开放程度较大的情况下将显著提升系统性金融风险。尤其是，当中国经济中普遍存在“隐性担保”的现象，此时金融业的开放可能导致银行机构采取更多风险承担行为而带来道德风险问题。虽然中国政府从未给过任何明示，但市场主体却形成了当危机发生时政府会进行救助的预期（万柯和王丽慧，2009；王叙果等，2019）。政府隐性担保的存在，一方面使得地方融资平台或国有企业能够从银行部门获得大量的低息贷款，另一方面也使得银行机构不必担心向这些企业发放贷款的安全性和稳定性（朱宁，2016）。陆军和林澍（2016）也指出，政府隐性担保容易造成道德风险问题，将导致银行业系统性风险的集聚，从而加剧银行体系的脆弱性。因此，政府隐性担保存在于银行体系中，并导致某些商业银行形成了对政府隐性担保的预期：当银行部门大规模出现问题或

¹ 温兴春，对外经济贸易大学金融学院

² 龚六堂，北京工商大学、北京大学光华管理学院

发生危机时，政府将出手进行救助。

在此背景下，一些商业银行有动机扩大信贷规模并且更偏向于贷款给具有政府隐性担保的地方融资平台或者国有企业，从而造成更大的风险暴露并产生道德风险问题。同时，某些银行将减少对贷款风险的管理与控制，可能带来银行不良贷款率上升等问题。此时，过快地推进金融业的开放可能导致大量国际资本通过国内金融机构流向国有企业、地方融资平台等部门，再次恶化这些风险和问题，从而加大金融危机发生的可能性和破坏性。一旦情况反转而发生资本流入骤停，若控制不好，则可能导致银行体系的坏账规模显著增加，甚至引爆银行业危机。那么，在金融业开放下，政府隐性担保将对系统性金融风险防范带来怎样的挑战？尤其对于以银行信贷为主导的中国金融市场，银行机构对于危机发生时救助政策的预期是否将带来道德风险问题？进一步地，如何设计政策既能守住不发生系统性金融风险的底线，又能实现金融业的稳步开放？这些问题都是至关重要的理论和现实问题。

为此，本文构建了一个包含金融中介的 DSGE 模型，引入金融中介的开放，从而讨论金融业开放的影响，并分析金融业开放下政府隐性担保预期造成的系统性风险以及政策应对。与现有研究相比，本文研究的边际贡献主要体现在以下几点。第一，本文在理论上刻画政府隐性担保等这些中国经济的鲜明特征，并在一个统一的一般均衡框架下定量地分析这些因素产生的影响、作用的渠道，这是对现有文献在理论机制分析上的重要补充。第二，不同于现有文献在分析宏观审慎监管政策时大多只考虑能否降低危机爆发时的严重程度，本文不仅关注危机的严重程度还从系统性金融风险爆发的概率这一角度对宏观审慎监管政策的效果进行定量评估。同时，现有文献也很少关注宏观审慎监管对于降低政府隐性担保所带来的道德风险的作用。因此，本文研究在研究视角上具有一定的创新性。第三，本文使用最前沿的非线性全局算法对带有不等式约束的 DSGE 模型进行求解，在此基础上可以实现金融机构破产内生性，同时刻画系统性金融风险的严重程度与发生概率。更重要的是可以分析经济政策的预期效应与道德风险问题，而这在传统的 DSGE 求解方法下是无法实现的，这属于技术上的创新，同时这也为之后相关领域的研究提供一些参考和启示。

二、经验事实

本部分将基于 SVAR（结构向量自回归）模型对中国的银行外债、金融开放水平以及系统性金融风险的关系进行了验证。其中，银行外债数据来自国际清算银行（BIS），具体见 LBS 统计数据表格 A6.1-S 中的银行部门跨境负债数据；中国金融开放水平指标 ka 取自于 Fernández et al. (2016)，该值越大表示资本管制政策越严格、金融开放程度越小；系统性金融风险的指标选取，参考张礼卿等（2023）的做法，以信贷增长率指标为代表，取自中经网数据库的“金融机构本外币各项贷款余额”。除增长率数据外，其他数据均经过标准化（原数据减去均值后除以方差）、通过 HP 滤波去掉趋势，数据平稳。在 SVAR 模型中，变量排序为银行外债、金融开放水平与系统性金融风险。

图 1 展示了 2003M2—2019M12 总体样本的情况，可以看出，当银行外债发生 1 单位正向冲击时，系统性金融风险显著提升。进一步地，为了更好地检验金融开放水平如何影响银行外债与系统性金融风险的关系，本部分参照 Sá et al. (2014) 和 Aastveit et al. (2017) 的做法，使用金融开放水平 50%分位数以上的样本和金融开放水平 50%分位数以下的样本，分别检验银行外债对系统性金融风险的影响。图 2 (a) 表示了当中国金融开放水平处于 50%分位数以上 (ka 小于 50%分位数) 时，系统性金融风险对银行外债冲击的脉冲响应结果。此部分结果说明，当中国金融开放程度较高时，银行外债提升显著提高了系统性金融风险。而图 2 (b) 展示了当中国金融开放水平处于 50%分位数以下 (ka 大于 50%分位数) 时，系统性金融风险对银行外债冲击的脉冲响应。可以看出，当中国金融开放程度较低时，银行外债提升对系统性金融风险的影响不显著。由上述结果可知，银行外债规模增加在金融开放程度较大的情况下将显著增大系统性金融风险，从而对系统性金融风险的防范带来挑战。

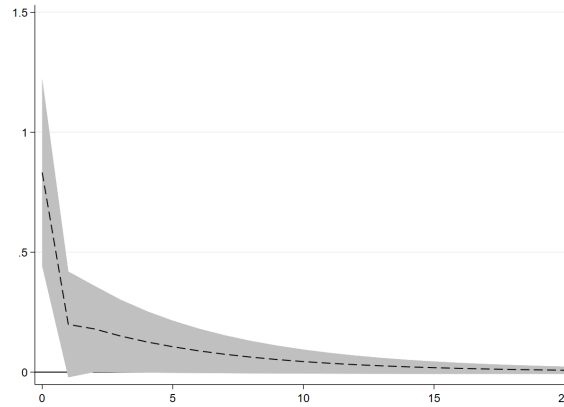
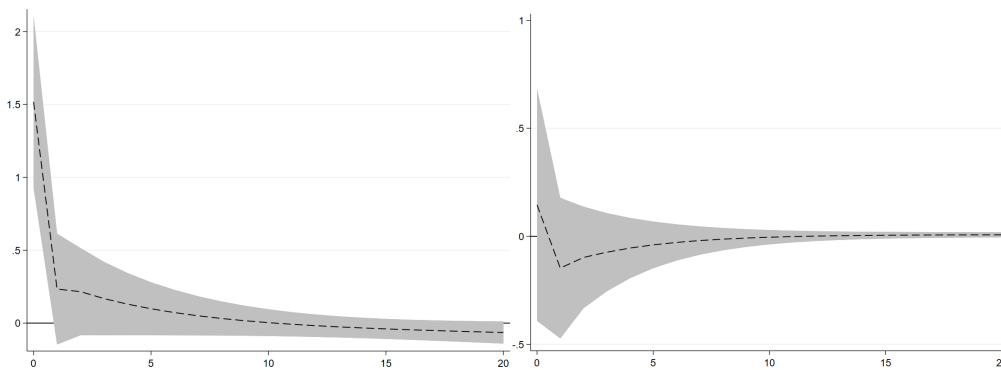


图 1 系统性金融风险对银行外债冲击的脉冲响应图（总样本）



(a) 金融开放水平较高时

(b) 金融开放水平较低时

图 2 系统性金融风险对银行外债冲击的脉冲响应图（分样本）

三、文献综述

随着世界金融一体化进程的加快，国际资本流动对一个国家的影响日益增强。对于新兴国家而言，伴随着本国金融业的开放，国际资本大量且频繁地流入和流出。1997 年亚洲金融危机表明，金融开放可能使金融系统脆弱的国家更容易遭受投机性攻击，从而影响金融稳定（Goldstein, 1998）。Stiglitz（2002）和 Bhagwati（2004）等研究表明，金融开放使得新兴经济体在面对外部冲击时更加脆弱，同时也对国内宏观经济状况带来严重的不利影响。Mishkin（2006）认为，金融开放可能使得国际资本的流动更加容易，造成金融机构承担过多风险，从而导致金融冲击在各国之间的传导更为迅速。Calvo et al.（2006）与 Dagher（2014）的研究发现，国际资本流入的骤停（Sudden Stop）将导致国内信贷和投资的持续紧缩，以及产出的大幅下降。Joyce & Nubar（2009）基于新兴经济体的动态面板数据分析了金融开放是否加剧国际资本流入骤停对国内银行部门、国内投资的负面影响，结果表明金融开放恶化了国际资本流动通过银行危机对国内投资产生的不利影响。Faia（2011）通过数据发现，金融全球化加大了消费的波动。张玉鹏和王茜（2011）利用东亚国家或地区的面板数据得出，金融开放加剧了发展中国家的经济波动。

进一步地，2008 年全球金融危机的爆发使得大量学者发现国际短期资本的跨境流动会通过金融中介进而对金融系统和宏观经济的稳定产生重要影响（Reinhart & Reinhart, 2008; Cetorelli & Goldberg, 2011; Bruno & Shin, 2015; Cuadra & Nuguer, 2018）。跨国资本的流动成为了发达国家政策溢出至新兴经济体宏观经济的重要渠道（Powell, 2013; Rajan, 2015），尤其是跨境的银行资本流动（Takáts & Vela, 2014）。Bruno & Shin（2015）指出国际资本流动尤其是国际银行双边头寸下的资本流动已经成为国际货币政策溢

出的重要渠道，这加强了各国经济波动的联动性，直接冲击了各国货币政策的独立性。一些学者认为，短期资本的跨境流动会通过金融部门的放大效应扭曲私人部门投资和融资决策，增加金融系统脆弱性（Reinhart & Reinhart, 2008; De la Torre & Ize, 2013）。此外，Mimir & Sunel（2019）和 Akinci & Queraltó（2022）对受 2008 年金融危机影响而发生严重经济衰退的经济体呈现出的经验事实进行梳理，发现这些经济体陷入了资本大量流出、银行部门遭受损失、借贷利差急剧上升、投资和产出遭受巨大冲击的恶性循环之中。

然而，这些工作大多是实证上的发现，而相应的理论研究较少。在理论分析上，现有文献大多从居民的资产配置或者企业的国际借贷角度来分析金融开放所产生的影响（Céspedes et al., 2004; Gertler et al., 2007; 梅冬州和龚六堂, 2011; Chang et al., 2015; 梅冬州和温兴春, 2020），而缺乏对金融中介对外开放的讨论。虽然在最新的理论研究中也有少量文献从金融部门开放的角度进行分析，但是这些文献却未刻画政府隐性担保等特征，因而未能关注国内系统性金融风险防范等问题。例如，Aoki et al.（2020）建立一个包含金融部门开放的小国开放 DSGE 模型，讨论了新兴市场经济体在外部冲击下如何选择货币政策和金融政策进行应对。Mimir & Sunel（2019）在一个包含开放金融部门的小国开放 DSGE 模型中，研究了在金融开放下新兴经济体应对外部冲击时最优货币政策的设计。张礼卿和钟茜（2020）构建了包含银行与金融摩擦的两国 DSGE 模型，分析了美国政策冲击在不同金融开放程度下对外围国家货币政策独立性的影响。因此，总体而言，现有关于金融部门开放的理论文献仍较少，而在细致地刻画政府隐性担保的前提下讨论金融业开放对系统性金融风险带来的影响与应对则更为缺乏。

事实上，关于政府隐性担保的作用与影响，现有文献也进行了研究，但大多数是实证上的分析或者定性的机制论述，很少通过一般均衡的理论模型进行分析。一方面，一些研究表明政府隐性担保的存在可以降低企业外部融资的成本，提高银行机构贷款的积极性，有助于促进中国经济金融的发展。周文婷和吴一平（2020）研究表明，正是政府在银企信贷过程中提供的隐性担保，才使银行降低了对违约的担心，从而减轻了担保企业的外部融资约束。诸兴鹏和陆延华（2020）认为，地方政府为地方企业债的发行提供了隐性担保，隐性担保的存在使得投资者可以接受地方企业债发行人提供的更低风险补偿，从而降低了地方企业债的发行利差。

另一方面，一些学者认为政府隐性担保对金融机构和各经济部门产生了一定的负面影响，埋下了系统性金融风险的隐患。政府隐性担保激发了商业银行的过度风险承担行为，造成了金融体系风险的累积。政府隐性担保导致的“大而不倒”使得在国家实行宽松货币政策时，大型商业银行会提高自身的风险承担以获取较高的收益，导致其风险资产比例和不良贷款率较其他银行上升更多，因此“大而不倒”银行相比与其他普通的银行，在隐性担保的预期下承受着更大的风险（张婕，2014）。孙伟力（2012）分析了在政府隐性担保下国有银行不良资产的产生，认为国有银行对于政府在其亏损后会进行事后干预的期望造成了银行不良贷款率上升等风险。张志前（2019）进一步指出，由于隐性担保的存在，银行理财、银信合作等金融工具被大量创设出来，导致影子银行过度扩张，也造成了金融风险的不断累积。进一步地，朱太辉等（2018）的研究表明，政府隐性担保导致社会信贷资源更多地流向了产出效率相对较低的基础设施、房地产行业以及国有大型企业。

事实上，2008 年金融危机发生后，越来越多的学者开始在一般均衡的框架下对危机下政府救助政策进行刻画和机制分析。Gertler & Karadi（2011）在金融部门中引入金融摩擦，并在此基础上分析政府救助政策如何降低这些不利影响。进一步地，Céspedes et al.（2017）在开放经济框架下对政府信贷救助金融机构的政策效果进行分析。然而，这些研究主要关注政府救助政策如何降低金融摩擦在金融危机下的负面影响，却忽视了这些政策可能带来的道德风险问题。当然，一些理论研究也开始对此进行关注，例如 Bianchi（2016）对于企业部门的系统性金融危机进行刻画，并发现企业部门对于危机下政府救助措施的预期将导致这些企业更多的风险承担行为，从而产生道德风险问题。虽然 Bianchi（2016）讨论了企业部门因政府救助政策而产生的道德风险问题，但是却未关注政府救助政策是否对金融机构的风险承担行为造成道德风险问题以及对系统性金融风险的影响。

从上述分析可知，目前关于政府隐性担保的研究主要是实证上的分析或者定性的机制阐述，相关的理

论模型分析相对较少。虽然越来越多的研究开始在一般均衡的框架下关注危机下政府救助政策的作用及影响，但很少分析其可能造成的道德风险，现有的极少数研究也是从企业部门的角度出发，而对于金融机构的危机救助政策可能带来的道德风险问题仍需进一步的回答。同时目前更为缺乏的是，在一般均衡框架下，对政府隐性担保结合中国金融业开放的大背景进行细致的刻画与分析，这也正是本文创新与贡献的重要方面。

四、模型构建

本文将 Gertler & Kiyotaki (2011) 的模型推广到小国开放模型中，模型中金融部门除了向国内居民吸收存款还向外国发行债券进行融资，外债的规模反映金融业开放程度。模型中包括代表性家庭、银行部门、生产部门以及政府等四个经济主体。家庭在劳动力市场上提供劳动获得工资收入，并从金融机构分得上一期所放存款的利息收入，将这些收入一部分用于购买消费品，另一部分继续储蓄存在金融机构和购买政府债券。金融机构从家庭获得存款，同时也可向外国投资者借债，并结合自身净值获得资金来源，从而贷款给生产部门。由于道德风险的存在，金融机构进行融资时可能受到杠杆约束。资本品生产商利用投资生产资本品，而最终品生产商利用贷款购买资本品和雇佣劳动进行生产。政府通过发行政府债券实施信贷救助政策，即当金融危机发生时政府将进行信贷救助，而金融机构对于危机下获得救助的预期则可用于刻画政府隐性担保。

与传统的 Gertler & Kiyotaki (2011) 模型相比，本文的模型存在以下几点改进：

首先，金融机构面临的资产负债约束有可能是紧的也有可能是松的 (Occasionally Binding Constraint)，而在大量文献中都假设该约束总是紧的。本文这样处理的好处在于区分了正常时刻与危机时刻：在融资约束是松的情况下，对应正常时刻，金融机构资产负债表不受杠杆约束的限制，可以尽可能地满足生产企业的贷款需求，此时社会融资的风险溢价很小，模型回到无金融摩擦的新古典框架。在融资约束是紧的情况下，对应危机时刻，金融机构资产负债表受到杠杆约束的限制，此时社会融资的风险溢价急剧上升，企业因获得贷款的成本显著增加而大幅降低投资，从而导致经济衰退。

其次，金融机构可以进行股权融资来补充资本金以预防未来金融危机的发生。³在这样的设定下，金融机构可以内生地决定资本金的数量，而不是仅仅依靠留存收益进行积累，从而可以刻画金融机构提前应对未来可能发生的金融危机的预防性行为 (Precautionary Behavior)。在此基础上，我们可以分析政府政策所引起的道德风险问题。例如，如果政府在危机发生时对信贷市场进行救助，那么有了这一政策进行兜底，金融机构是否会减弱自身的预防性行为。

(一) 代表性家庭

遵循 Greenwood et al. (1988) 的设定，代表性家庭生存无限期，每期选择购买消费品 C_t ，提供劳动 L_t ，来最大化终身效用：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{(C_t - \chi \frac{L_t^{1+\phi}}{1+\phi})^{1-\sigma_c} - 1}{1-\sigma_c} \quad (1)$$

其中， E 表示预期， β 为贴现因子， σ_c 表示家庭的风险厌恶系数。参数 $\chi > 0$ 代表效用函数中劳动的

³ 一方面，现实例子中，在 2008 年全球金融危机时，为了避免花旗银行出现问题而倒下，美国政府通过购买永久性优先股的形式为其投资 200 亿美元，而当时的美国财政部长事后也认为通过在金融机构中持有优先股股权的决定成功地稳定了震荡不安的银行业，具体见 <https://www.shifd.net/yanjiu/detail/9436.html>。另一方面，一些理论文献在模型建模时也存在银行机构进行股权融资补充资本金以预防金融危机的做法 (Gertler et al., 2012; Akinci & Queralto, 2022)。

相对比重， $\varphi > 0$ 为劳动供给 Fisher 弹性的倒数。

家庭户每期提供劳动获取工资收入，并获得上一期储蓄带来的利息收入，将所获得的这些收入用于对消费品的购买，并将剩下一部分作为储蓄 D_t ，同时获得企业的利润 Π_t 。⁴如此，家庭的预算约束可表示为：

$$C_t + D_t = W_t L_t + R_{t-1} D_{t-1} + \Pi_t \quad (2)$$

其中， W_t 为实际的工资水平， R_t 是实际的基础利率。居民储蓄 D_t 具体包含金融机构的存款 B_t 与持有的政府债券 $B_{g,t}$ ，因此存在资金关系 $D_t = B_t + B_{g,t}$ 。家庭在预算约束 (2) 下，最大化其目标函数 (1)，整理得到下面的最优性条件：

$$\beta E_t \frac{R_t}{\pi_{t+1}} U_{C,t+1} = U_{C,t} \quad (3)$$

$$\frac{W_t}{P_t} U_{C,t} = -\chi U_{L,t} \quad (4)$$

其中， $U_{C,t}$ 和 $U_{L,t}$ 分别表示效用函数关于消费和劳动的偏导数。方程 (3) 是家庭消费的欧拉方程，决定居民的消费和储蓄行为；(4) 式为家庭的最优劳动供给方程。

(二) 银行部门

在每一期，为了向生产部门提供贷款，银行部门除了通过留存收益筹资外，还通过本国家庭吸收存款以及向外国部门发债等方式进行筹资。此外，借鉴 Akinci & Queralto (2022) 的做法，在每一期，银行还可以筹集 e_t 数量的资金补充自己的资本金以预防未来可能发生的金融危机。与 Gertler & Karadi (2011) 的设定一致，银行对生产部门的贷款以全额购买产商的资本而完成。同时，参考 Neumeyer & Perri (2005) 的做法，我们假设企业需要流动资金贷款 (Working Capital Loans)，例如企业需要在生产前提前支付部分工资或者员工福利等。与 Akinci & Queralto (2022) 一致，我们假设银行部门这部分业务是当期完成的，不涉及跨期选择，并且是独立进行外部融资 $d_{w,t}$ 来提供流动资金贷款 $s_{w,t}$ ，且满足 $d_{w,t} = s_{w,t}$ 。

为了避免银行可以无限制地进行融资，本文借鉴了 Gertler & Kiyotaki (2011) 的设定，引入如下的道德风险问题：在筹资和贷款的行为完成之后，银行家可以选择隐匿资产或者接着运营。这使得银行家的资产不能过度扩张，过多的贷款资产不仅导致资本收益率下降而降低了持续经营的收益，而且还将造成隐匿资产的做法更有利可图。因此，在这样的设定下，银行家的资产负债表可能受到杠杆约束。

具体而言，银行家在获得外部融资后而在支付债务款项前，可以选择持续经营而偿还债务还是隐匿资产而宣告破产。如果银行家选择偿还债务而继续经营，那么其在流动资金贷款上的净收益将在同期实现，且数量为 $(R_{L,t} - R_{t-1})s_{w,t}$ 。其中， $R_{L,t}$ 为流动资金对应的贷款利率，而 R_{t-1} 为银行家上期末吸收存款对应的存款利率。如果银行家选择隐匿资产而宣告破产，那么其将获得 θ 比例的总贷款资产而损失了这些贷款带来的净收益。因此，银行家的持续经营需要满足以下的激励相容约束 (Incentive Constraint)：

$$V_t \geq \theta (Q_t s_t - (R_{L,t} - R_{t-1})s_{w,t}) + \theta s_{w,t} \quad (5)$$

⁴ 与标准的 DSGE 文献一致，假设银行或者产商等企业的所有者均为家庭户，因此这些企业的利润也归家庭所有。

其中， V_t 表示持续经营所带来的价值。该约束表明只有在持续经营的收益超过破产的收益时，银行家才会选择继续经营。

同时，为了防止银行家完全依靠自身净资产进行融资，参考经典文献的做法（例如，Gertler & Karadi, 2011），我们假定每一期只有比例 σ 的银行家会继续留在银行系统里，而剩余的 $1-\sigma$ 部分将退出系统并将所有的收益以分红的形式退还给家庭户。如果银行家选择继续经营且留在系统里，那么银行家可以决定进行额外的资本金融资的数量以应对未来可能发生的金融危机。在 t 期末，银行家可以决定从家庭户筹集 e_t 数量的资金来补充资本金，而其面临的成本为 $C(e_t, n_t)$ 。这一成本反映了筹集新资金过程中可能发生的成本，例如寻找新的投资者、签订合约成本等。在每一期，代表性银行家通过向生产商发放贷款赚取实际贷款利率，同时向国内居民支付存款利息以及偿还外债的利息，并且筹集新的资本金 e_t ，如此可以得到留存下来的银行家的净资本金的演化方程：

$$n_{t+1} = R_{t+1}^K Q_t s_t - R_t d_t + e_t \quad (6)$$

其中， R_{t+1}^K 表示银行贷款资产在 t 期到 $t+1$ 期的实际贷款利率。

对于一个代表性银行家而言，其资产负债表可表示为：

$$Q_t s_t = n_t + d_t + \Delta_{L,t} s_{W,t} \quad (7)$$

其中， n_t 为单个银行的净值， b_t 和 b_t^* 分别表示本国居民存款和外国债务，且银行家总的外部融资 $d_t = b_t^* + b_t$ ， $\Delta_{L,t} = R_{L,t} - R_{t-1}$ 。如不做特殊说明，在后文中大写的与银行部门有关的变量表示总量，而小写的对应变量代表一个银行的量，而在均衡下，大小写对应的变量一致。方程（7）的左边表示银行的资产，即向企业的贷款，而右边包含银行的所有者权益和负债，负债来自于国内家庭的存款以及向外国部门的借债，以及来自流动资金贷款的净收益。

在 t 期末，银行将极大化未来最终收益折现加总的期望值。写成递归形式，则银行极大化的目标函数给定如下：

$$V_t(n_t) = \max \left[(1-\sigma) E_t \Lambda_{t,t+1} (R_{t+1}^K Q_t s_t - R_t d_t) + \sigma \{ E_t \Lambda_{t,t+1} [V_{t+1}(n_{t+1}) - e_t] - C(e_t, n_t) \} \right] \quad (8)$$

其中， σ 表示每一期银行家在下一期继续存在的概率， $\Lambda_{t,t+1} = \beta U_{C,t+1} / U_{C,t}$ 为家庭的随机贴现因子。式子右边的第一项表示若银行家下一期直接退出对应的净收益；第二项表示下一期继续存在的净收益，具体为持续经营带来的价值减去从家庭新获得的资本金以及对应的获取成本。

具体地，代表性银行家在给定杠杆约束（5）、净值演化方程（6）以及资产负债约束（7）下，选择资产和负债组合 $\{s_t, s_{W,t}, d_t, e_t\}$ 以最大化其价值函数（8）。为了求解该优化问题，我们采用猜解的方法。

假设银行家目标函数（8）的最大值为 $V_t(n_t) = \alpha_t n_t$ 。定义以下变量：

$$\begin{aligned}\mu_t &= \Lambda_{t,t+1}(1-\sigma + \sigma\alpha_{t+1})(R_{t+1}^K - R_t) \\ v_t &= R_t \Lambda_{t,t+1}(1-\sigma + \sigma\alpha_{t+1}) \\ v_t^e &= \Lambda_{t,t+1}(\alpha_{t+1} - 1)\end{aligned}\quad (9)$$

同时，定义 $x_t \equiv e_t/n_t$ 并假定新资本金获取成本的函数形式为 $C(e_t, n_t) = 0.5\kappa x_t^2 n_t$ ，则可以得到关于 s_t ， $s_{W,t}$ 以及 x_t 的最优性条件如下：⁵

$$(1 + \lambda_t)\mu_t = \lambda_t\theta \quad (10)$$

$$(1 + \lambda_t)v_t\Delta_{L,t} = \lambda_t(\omega - \theta\Delta_{L,t}) \quad (11)$$

$$v_t^e = \kappa x_t \quad (12)$$

其中， λ_t 为杠杆约束对应的拉格朗日乘子。重新表达杠杆约束条件，并对最优性条件进行整理，可得关于杠杆约束是否紧的条件：

$$\phi_t^{max} = \frac{v_t + \frac{\kappa}{2}\sigma x_t^2}{\theta - \mu_t} \quad (13)$$

$$\phi_t = \frac{Q_t K_t + (1 - \Delta_{L,t})s_{W,t}}{n_t} \quad (14)$$

若 $\phi_t < \phi_t^{max}$ ，则 $\lambda_t = 0$ ；若 $\lambda_t > 0$ ，则 $\phi_t = \phi_t^{max}$ 。具体而言，当满足 $\phi_t < \phi_t^{max}$ ， $\lambda_t = 0$ 时，此时对应正常时刻，即银行家的资产负债表并未受到杠杆约束，此时银行家筹集新资本金应对金融危机的动机很弱。当满足 $\lambda_t > 0$ ， $\phi_t = \phi_t^{max}$ 时，此时对应危机时刻，即银行家的资产负债表受到杠杆约束，此时风险溢价急剧上升，金融加速器的机制产生作用。

借鉴 Gertler & Kiyotaki (2011) 的标准设定，每一期有比例为 $(1 - \sigma)$ 的银行家退出，同时又有相同比例的新银行家进入。新加入的银行家将获得上一期退出的银行家资产的一定比例作为启动资金。对所有单个银行家进行加总，可得到整个银行部门的净值演变过程为：

$$N_t = \sigma \left[(R_t^K - R_{t-1})Q_{t-1}K_{t-1} + x_{t-1}N_{t-1} + R_{t-1}(N_{t-1} + \Delta_{L,t-1}S_{W,t-1}) \right] + (1 - \sigma)\xi Q_{t-1}K_{t-1} \quad (15)$$

(三) 生产部门

生产部门中存在着两类企业：最终产品生产商，资本品生产商。最终产品生产商从银行获得贷款购买资本、从家庭户雇佣劳动以生产最终品，最终品将用于消费、投资以及出口。资本品生产商从最终品生产商处购买投资品并将其转换为资本品。

1. 最终品生产商

最终品生产商利用资本 K_t 和劳动 L_t 进行生产，具体的生产函数如下：

⁵ 限于篇幅，具体的推导过程未详细列出，感兴趣的读者可向作者索取。

$$Y_t = A_t \bar{K}_t^\nu L_t^{1-\nu} \quad (16)$$

其中， ν 为资本在生产函数中所占的份额， A_t 为生产率水平， $\bar{K}_t = \exp(\psi_t)K_{t-1}$ 表示有效资本。 ψ_t 代表资产质量冲击，其在 t 期的实现值决定了有效资本 \bar{K}_t 的水平。如果资本的质量发生了恶化，即 $\psi_t < 0$ ，则厂商在生产中所使用的有效资本将减少，这直接影响资本的实际收益率。因此， $\psi_t \sim N(0, \sigma_\psi^2)$ 提供了刻画资本价值变动的一种简单方式，可以认为是一种银行贷款资产收益率波动的冲击来源 (Gertler & Karadi, 2011; Akinci & Queralto, 2022)。此外，假设 TFP 冲击 A_t 服从 AR (1) 过程，即

$$\log(A_t) = \rho_A \log(A_{t-1}) + \varepsilon_t^A, \quad \varepsilon_t^A \sim N(0, \sigma_A^2) \quad (17)$$

同时，最终品生产商面临流动资金约束：他们需要在 t 期初通过从银行借款以支付部分的工资账单 $\Gamma W_t L_t$ (Γ 表示提前支付工资的比例)，对应的贷款利率为 $R_{L,t}$ 。由此，可以得到生产商对于劳动和资本的最优性条件：

$$(1-\nu) \frac{Y_t}{L_t} = W_t (1 + \Gamma (R_{L,t}^L - 1)) \quad (18)$$

$$\nu \frac{Y_t}{K_t} = Z_t \quad (19)$$

其中， Z_t 为资本的实际租金率。式 (18) 代表了最终品生产商关于劳动需求的最优决策方程，而式 (19) 表示了其对生产资本的最优需求方程。

2. 资本品生产商

参考标准 DSGE 模型 (Christiano et al., 2007; Gertler & Karadi, 2011) 的设定，我们引入资本品生产商。 t 期末资本品生产商从产商手中购买折旧剩余的资本品 $(1-\delta)\bar{K}_t$ ，并加以投资 I_t 来生产和积累资本品，用于下一期的生产活动，新的资本品生产过程中存在一定的调整成本，参考 Gertler et al. (2012) 的设定，我们得到资本品生产商的优化问题：

$$\max_{I_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \Lambda_{0,t} \left\{ Q_t I_t - I_t - \frac{\psi_I}{2} \left(\frac{I_t}{K_t} - \delta \right)^2 \bar{K}_t \right\} \quad (20)$$

求解该问题得到关于资本品价格的决定方程：

$$Q_t = 1 + \psi_I \left(\frac{I_t}{K_t} - \delta \right) \quad (21)$$

其中，参数 ψ_I 刻画了投资价格弹性的大小。

假定最终品生产商在 $t-1$ 期末以价格 Q_{t-1} 将资本买入，而在 t 将资本租给资本品生产商，租金率为资

本的边际产出 Z_t 。此外，假设生产商在 t 期还可以将未折旧的资本以价格 Q_t 卖出。因此，对于生产商而言，资本的实际收益率为：

$$R_t^K = \exp(\psi_t) \frac{Z_t + (1-\delta)Q_t}{Q_{t-1}} \quad (22)$$

（四）国际资本市场

参考 Schmitt-Grohé & Uribe (2003) 与 Davis & Presno (2017) 等研究的做法，本国经济体在国际资本市场上借贷面临的实际利率取决于外生的世界无风险利率以及根据国外债务规模而变动的利率溢价，具体的形式如下：

$$R_t = \frac{1}{\beta} + \eta \left(e^{b_t/Y_t - \bar{b}} - 1 \right) + e^{R_t^* - 1} \quad (23)$$

其中， \bar{b} 为稳态下本国金融部门持有的外国债务占 GDP 的比例，参数 η 衡量了金融部门在国外借贷所面临的利率溢价对持有外国债务规模的弹性大小。 R_t^* 表示外生的世界利率冲击，假设其服从如下 AR(1) 过程：

$$\log(R_t^*) = \rho_R \log(R_{t-1}^*) + \varepsilon_t^{R^*}, \quad \varepsilon_t^{R^*} \sim N(0, \sigma_{R^*}^2) \quad (24)$$

（五）政府信贷救助政策

本文此处政策分析的目标是讨论央行的信贷救助政策在应对金融危机时的作用以及造成的道德风险问题。正如 2008 年金融危机中，美联储、欧洲央行等中央银行通过购买资产负债状况不佳的金融机构的部分风险资产而向市场直接注入信贷资金，而这些信贷救助措施防止了大规模的经济衰退。参照 Gertler & Karadi (2011) 的设定，我们假设政府将直接提供生产商购买资本品所需资金的一部分以调整信贷总量。如此，我们可以简单地刻画在金融危机下中央银行执行的信贷救助政策，并在此基础上评价该政策产生的影响。假定政府部门购买的贷款资产占整个经济体贷款资产的比例为 $S_{g,t}$ ，则

$$Q_t S_t = S_{p,t} Q_t S_t + S_{g,t} Q_t S_t \quad (25)$$

其中， $S_{p,t}$ 表示金融机构的贷款资产所占的比例，且 $S_{g,t} = 1 - S_{p,t}$ 。由此，我们可以定义全社会的杠杆率 $\phi_{c,t} = Q_t S_t / N_t$ ，金融机构的杠杆率 $\phi_t = S_{g,t} Q_t S_t / N_t$ ，并得到它们的关系如下：

$$Q_t S_t = \frac{\phi_t}{1 - S_{g,t}} N_t \quad (26)$$

因此，政府可以通过改变 $S_{g,t}$ 以调整全社会的信贷总量。与 Gertler & Karadi (2011) 保持一致，假定政府信贷救助政策服从以下规则：

$$S_{g,t} = \nu_g \left[\log(R_{k,t+1} / R_t) - \log(R_k / R) \right] \quad (27)$$

其中， R_k 与 R 分别表示在无金融摩擦的经济体下对应的实际贷款利率与存款利率。⁶ 参数 V^g 表示政府信贷救助政策的强度，取值越大表示信贷救助的力度越大。同时，该式表明政府信贷干预的程度与市场中的风险溢价偏离程度有关。

需要说明的是，在之后的分析中，我们以对危机下政府将进行信贷救助的预期来刻画政府隐性担保。⁷ 本文所描述的政府隐性担保是在银行机构正常状态下就存在的，而引入危机下政府采取信贷救助政策是为了刻画在金融机构出现问题时政府将出手进行干预和救助的行为，然后在此基础上对比银行机构是否预期到出现问题时政府将进行救助对于银行机构正常经营行为的影响。

本文假设政府救助资金的来源为政府向居民发行债券，由此政府的预算约束为：

$$B_{g,t} = R_{t-1} B_{g,t-1} + S_{g,t} Q_t S_t \quad (28)$$

其中，上述式子的左边表示当期政府发行债券所得收入，而右边表示政府偿还上一期债券本息和信贷救助资金所需要的支出。

（六）市场均衡条件

产品市场出清条件：

$$Y_t = C_t + I_t + \frac{\psi_I}{2} \left(\frac{I_t}{K_t} - \delta \right)^2 \bar{K}_t + \frac{1}{2} \kappa \sigma x_t^2 N_t + NX_t \quad (29)$$

国际收支平衡方程：

$$B_t^* - R_{t-1}^* B_{t-1}^* = NX_t \quad (30)$$

资本存量累积方程：

$$K_{t+1} = (1 - \delta) \bar{K}_t + I_t \quad (31)$$

贷款市场出清：

$$S_t = K_t \quad (32)$$

五、数值模拟分析

我们先对参数进行校准与赋值，然后再利用参数化期望算法，⁸ 可以得到本文模型的全局性解（Global Solution），即模型的策略函数（Policy Functions）。在此基础上，我们可以进行数值模拟，包括进行脉冲分析、随机稳态比较以及金融危机发生概率。

（一）参数校准

现阶段求解 DSGE 模型的做法更多是在模型稳态附近进行一阶或者二阶泰勒展开而求解。考虑到本部分模型中金融机构的最优化问题带有偶尔紧的约束（Occasionally Binding Constraint），因此需要利用全局非线性方法进行求解。参考 DSGE 模型全局求解算法的一般步骤，本部分首先对模型中相应的参数进行校准和赋值，然后利用值函数迭代或者策略函数迭代等方式求解模型并进行数值模拟和福利分析。根据参数的性质和分析的需要，此处将其分成两部分：第一部分是与银行部门相关的参数，这类参数的设定参考

⁶ 在本文中，无金融摩擦的情形对应金融机构的杠杆率约束是松的，即金融机构的资产负债表不受杠杆约束的限制。

⁷ 本文采用金融机构对于危机下救助的预期刻画政府隐性担保的做法与现有文献保持一致（陆军和林澍，2016；孙伟力，2012）。

⁸ 求解算法的具体步骤可见附录 A。

Gertler & Karadi (2011)、Gertler et al. (2012) 以及 Aoki et al. (2020) 等研究的标准取值。第二部分是银行部门的参数，此类参数的设定主要借鉴了温兴春和梅冬州 (2020)、梅冬州和宋佳馨 (2021) 等研究中国金融业开放相关问题的文献，这些参数根据中国历年消费、投资、净出口等实际数据进行了校准。

首先，银行部门有关的参数参考 Gertler & Karadi (2011)、Gertler & Kiyotaki (2015) 等经典文献进行取值。这部分参数包括：银行存活概率 σ 、隐匿资产比例 θ 、新加入银行家获得资产的比例 ξ 以及银行进行股权融资补充资本的成本参数 κ 。对于银行存活概率，这里取 0.95，意味着银行平均存活期限为 20；将新加入银行家获得资金的比例取为 0.0001，如此小的取值不影响数值模拟结果且能保证新进入的银行家有足够的启动资金；对于银行家隐匿资产比例 θ 与融资成本参数 κ 的取值，这里以银行部门的杠杆率为 6.5、金融危机发生概率为 5% 作为目标进行校准。这些参数的取值与 Gertler et al. (2012)、Gertler & Kiyotaki (2015) 以及 Aoki et al. (2020) 等研究保持一致。此外，参照 Neumeyer & Perri (2005) 与 Uribe & Yue (2006) 等工作，将提前支付工资的比例 Γ 设为 1。

其次，对于非银行部门的参数，这里参考经典文献的取值进行参数赋值。与温兴春和梅冬州 (2020) 保持一致，将家庭的主观贴现率参数 β 设为 0.985；劳动在效应函数中的比重 λ 取为 2.07，使得劳动的随机稳态值为单位 1，与标准 DSGE 文献做法一致。劳动力供给弹性的倒数 φ 一般在 0 到 1 之间（高然等，2018；梅冬州和温兴春，2020），这里取 1/8。正如 Gertler & Kiyotaki (2011) 的做法，由于模型中不存在名义工资刚性等名义摩擦，因此使用较高的劳动供给弹性参数有助于解释劳动和产出的波动。消费者的风险厌恶系数 σ_c 通常取值 1 到 5 之间，我们取 2，与康立和龚六堂 (2014)、温兴春和梅冬州 (2020) 一致；资本折旧率 δ 取 0.025，对应的年折旧率为 10%，与梅冬州等 (2021) 取值一样；参考梅冬州和宋佳馨 (2021) 的做法，将资本在生产函数中所占的份额 ν 取为 0.36，资本调整成本系数 ψ_I 设为 5。正如 Schmitt-Grohé & Uribe (2003) 强调的，国际借贷利率对外国债务占 GDP 比例的变化弹性系数的引入是为了模型有更好的平稳性，一般取较小的数值，因此设定 $\eta = 0.01$ 。根据 Wind 数据，截至 2022 年 12 月 31 日，A 股上市商业银行的总市值为 66138.83 亿元，而这些银行对应的总资产为 2451051.81 亿元，由此表明中国 A 股上市商业银行股权融资的比例为 2.69%，而模型基准情形下的股权融资比例与此大致接近。参考芦东等 (2019)、梅冬州和宋佳馨 (2021) 等文献的做法，本文采用银行外债余额占商业银行总资产的比重来刻画金融业开放，并发现 2010-2020 年之间该比重的均值在 10% 左右，本文将此设为中国现阶段金融开放的基准情形；同时，根据金融开放程度较高且发生过金融危机的新兴国家样本实际数据 (Akinci & Queralto, 2022)，可得年度数据下外国债务占 GDP 的平均值为 25%，对应模型中外债占商业银行总资产的比重为 15%，因此将该值对应为金融开放高情形，并与基准情形 10% 进行对比。

最后，金融危机发生概率的选取借鉴了 Akinci & Queralto (2022) 的做法。考虑到中国金融业的开放程度不高且未发生过金融危机，因此本文以金融开放程度较高且发生过金融危机的新兴国家为样本校准金融危机的发生概率，然后在此基础上进行分析为中国政策设计提供定量参考。Akinci & Queralto (2022) 利用 Schmitt-Grohé & Uribe (2016) 描述的方法构建了样本中国家所面临的世界实际利率，并进行估计得到世界利率冲击的自相关系数 ρ_{R^*} 为 0.8694，而冲击标准差的大小 σ_{R^*} 为 0.14%；类似地，利用面板数据对 TFP 的 AR(1) 过程进行估计，得到技术冲击的自相关系数 ρ_A 为 0.92，而冲击标准差的大小 σ_A 为 0.375%；

将资本质量冲击的标准差 σ_{ψ} 设为 0.75% 以使得模型模拟得到银行部门净资产的波动约为 14%，这与样本数据得到的数值接近。在此设定下，本文基准模型下得到的金融危机发生概率为 5%，该数值与 Schularick & Taylor (2012) 基于 1970 年代以来的金融危机进行统计分析后的结果一致。

(二) 金融业开放的影响

在加快推进金融业开放的同时，国内经济也面临着国内外两个方面的风险冲击。那么，金融开放程度对国内外风险冲击的传导具有何种影响呢？接下来，以世界利率加息冲击与资产减值冲击下金融开放产生的影响为例进行说明。

首先，关注在不同的银行外债规模下，世界利率加息冲击对国内宏观经济的影响。图 3 是世界利率加息冲击对各个经济变量影响的脉冲反应图。世界利率上升使得资本流出，同时使得银行国外融资成本上升。在基准情形下 (case1)，由于银行的融资有部分来自国外资本，在资本流出和银行国外融资利率上升的双重作用下，银行净资产大幅下降。而银行净资产大幅下降的后果就是社会风险溢价上升，以及大幅降低向生产部门的贷款，这导致企业的投资大幅下降。与此同时，世界利率上升也引起国内利率相应地上升，这会降低居民的消费。虽然资本外流在外部平衡下增加了净出口，但在消费下降，尤其是投资剧烈下降的情形下，最终导致总产出大幅下降。在上面的分析中，注意到世界利率上升带来的资本流出和银行外部融资成本上升直接冲击了银行的资产负债表，进而带来了贷款和投资的下降。那么我们预期金融开放程度越高，银行资本中外债规模越大，国外冲击对国内投资和产出的负面效果应该也越大。因此，在图 3 中比较了银行外债占总资产比例较低 (case1，即 10%) 和较高 (case2，即 15%) 两种情况，可以看到：在受到同样大小的冲击时，金融开放程度越强，即银行国外债务占总资产比例越高，资本外流越多，银行净值下降得也越多，因而风险溢价也上升得更多，对生产部门的投资以及总产出的紧缩效应就越强。而更强的紧缩效应，导致进一步的资本流出和银行净资产损失也更大，加剧了外部冲击的负面效果。因此，同样的外部冲击下，金融开放程度越高，国内宏观经济受到的负面影响更大。

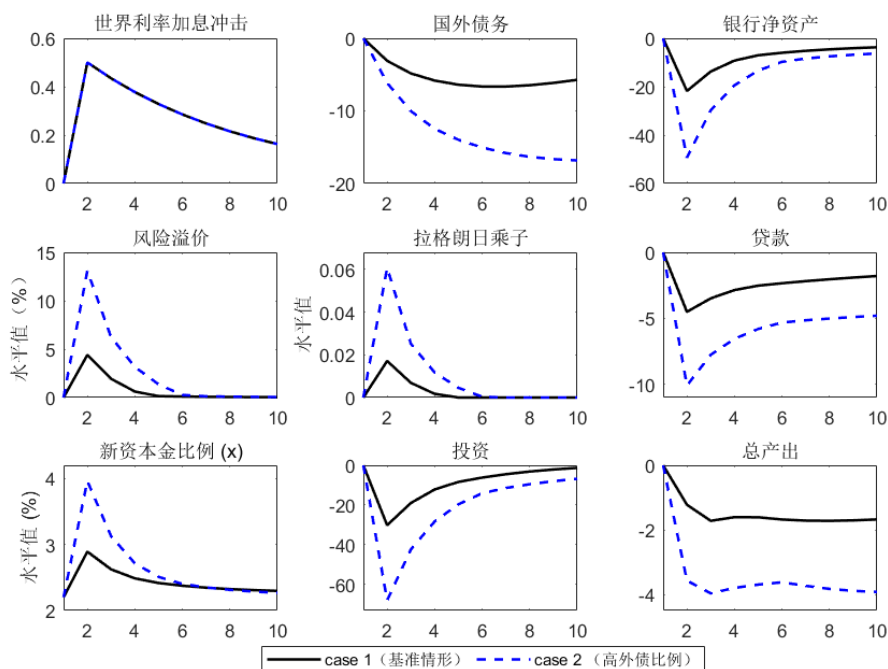


图 3 在不同的银行外债规模下，世界利率加息冲击的传导路径

注：世界利率上升 50 基点；case 1：银行外债占总资产比例为 10%，case 2：银行外债占总资产比例为 15%。除了有标注水平值的变量外，其他所有变量的横坐标都是表示对其随机稳态值的百分比偏离。

其次，关注资产减值冲击下金融业开放产生的影响。在此之前，先分析资产减值冲击影响国内宏观经济的传导路径。图4是生产部门发生资产减值风险冲击对各个经济变量影响的脉冲反应图。对于基准情形（case1），在资产减值风险冲击下，生产部门的资产价格和投资下降，这造成银行部门在生产部门的贷款遭受损失。而贷款的损失导致银行净资产的下降，进而造成风险溢价的急剧上升。同时，在金融业开放的情况下，由于银行的资产中持有部分外国资本，银行净资产的损失导致国外资本外流，而资本外流进一步地使得银行的杠杆约束更加收紧（拉格朗日乘子明显变大），因而银行的资产负债表急剧收缩。在资本流出和贷款资产损失的双重作用下，银行净资产大幅下降。进一步地，整个社会的风险溢价大幅上升。此时，生产部门从银行部门获得贷款的资金成本上升，导致生产企业要求更高的资本收益率，这造成投资和资产价格新一轮的下降，这又使得银行的贷款出现损失。同样地，贷款资产损失直接损害银行部门的净资产，而净资产的损失又再度导致资本外流、资产负债表恶化，进而造成风险溢价上升、贷款和投资大量减少，最终导致总产出大幅下降。在上述分析中，我们可以发现资本流出也将影响银行的资产负债表状况而作为金融加速器机制中的重要一部分，那么这里接着分析更高的金融开放是否带来更严重的经济衰退。

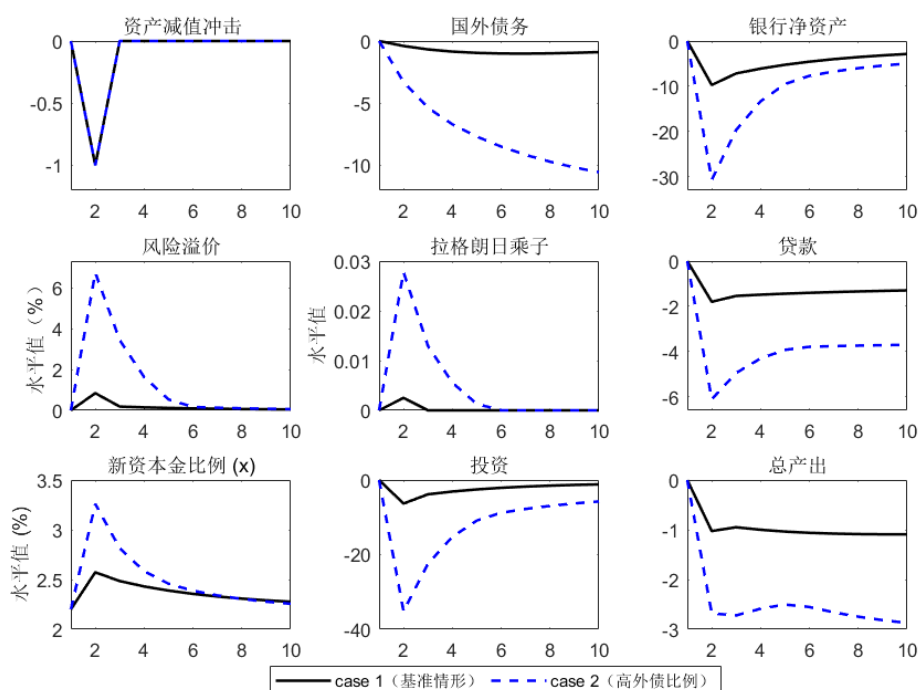


图4 在不同的银行外债规模下，资产减值冲击的传导路径

注：资产减值1%；case1：银行外债占总资产比例为10%，case2：银行外债占总资产比例为15%。除了有标注水平值的变量外，其他所有变量的横坐标都是表示对其随机稳态值的百分比偏离。

为了验证金融业开放是否会放大资产质量减值冲击对宏观经济的影响，此处首先对比了在不同的金融开放程度下，同样的资产质量减值冲击对宏观经济变量的影响。在图4中，比较了银行外债占总资产比例较高（case2）和较低（case1）两种情形，可以看到金融开放程度越强，银行资产中外国债务的规模越大，同样的资产质量减值冲击造成更多的资本流出，这导致银行净资产更加恶化。同时，更大的银行净资产损失导致了更高的风险溢价更紧的银行杠杆约束，这造成了银行贷款进而企业投资下降地更多，从而加剧了总产出的恶化。进一步地，国内经济的恶化将更加促使资本流出，最终反过来更加恶化银行净资产及宏观经济。因此，金融开放程度越高，银行的资产负债表对资本流动的变化更加敏感，同样的资产减值冲击将造成资产负债表显著地更加恶化，最终造成更严重的经济衰退。

（三）政府信贷救助政策分析

接下来，为了进行更加定量地分析，此处将在正常状态与危机状态下分别观察宏观经济状况以及银行

经营行为的变化，并且对比了有无信贷救助政策带来的影响。表 1 给出了在不同政策以及不同状态下主要宏观经济变量的随机稳态值。从表中可以看出，在基准情形下，风险溢价的水平在正常状态下只有 0.82%，而在危机状态下显著上升至 4.13%。与之伴随的是，正常状态下银行国外资本流入也明显高于其在危机时刻下的数值，这表明危机发生时大量国际资本外流。进一步地，银行净资产的规模也从正常状态下的 4.85 下降至危机状态下的 3.52，从而造成危机状态下投资、消费以及产出都明显低于其正常状态水平。当政府信贷救助政策存在时，危机状态相比于正常状态所呈现的特征类似：更高的风险溢价，更多的资本外流，以及更低的投资、消费与产出。然而，当存在政府信贷救助政策时，危机状态下的风险溢价相比于基准情形减少到 1.86%。类似地，在危机状态下，与基准情形相比，政府信贷救助情形下的银行净资产损失更小、银行部门的资本外流变少，而这极大地改善了贷款和投资。由此表明，当金融危机发生时，政府通过注入信贷资金可以显著地降低风险溢价而减少贷款净资产的损失、银行部门的资本外流，从而稳定银行资产负债表，最终大幅减少危机下产出的降幅。

需要注意的是，虽然政府救助政策可以降低金融危机的严重程度，但是也带来了道德风险问题。在基准情形下，银行筹集新资本金的比例在正常状态下为 2.14%，低于其危机状态下水平 3.09%。这是因为在金融危机发生时，金融机构将筹集更多资本金以应对危机。而当政府采取信贷救助政策时，这里却发现银行筹集新资本金的行为明显减弱。具体而言，此时新资本金的比例在正常状态与危机状态下分别减少至 1.85% 与 2.53%，与无政府救助政策相比，在两种状态下均有所下降。这表明银行部门在政府救助政策存在时将弱化自身应对未来金融危机的预防性行为。

那么，进一步地，当政府救助政策存在时，银行机构是否存在过度借入外债而导致系统性风险呢？为此，接下来对比了银行国外债务。首先，可以发现在危机状态下的银行国外债务低于正常状态对应的水平，这表明危机状态下银行部门经历了资本外流，这一现象无论是在基准情形还是政府救助情形下都是存在的。其次，在正常状态下，当存在政府信贷救助时，与基准情形相比，银行部门具有更多的国外债务。这说明政府信贷救助的存在使得银行部门更多地对外举债，从而承担更大的风险，最终可能导致银行系统过多的风险集聚。

表 1 主要经济变量的随机稳态

变量	基准情形		政府信贷救助情形	
	正常状态	危机状态	正常状态	危机状态
产出	3.4490	3.2208	3.5179	3.3376
消费	2.6089	2.4387	2.6589	2.5247
劳动	1.0434	0.9756	1.0629	1.0105
投资	0.7322	0.5763	0.7781	0.6521
银行净资产	4.8552	3.5218	5.1275	3.9778
风险溢价 (%)	0.8228	4.1324	0.4541	1.8561
新资本金比例	0.0214	0.0309	0.0185	0.0253
银行国外债务	3.4621	2.9792	3.5972	3.2059
净出口占 GDP 比例	0.0227	0.0500	0.0154	0.0364

注：本文对模型进行了 100000 期模拟，危机状态对应金融危机发生的情形，正常状态对应金融危机不发生的情形，然后对每个状态下取平均值，得到相应的随机稳态水平。

以上部分通过对比了正常与危机状态下的随机稳态值来分析有无政府信贷救助政策对银行机构行为的影响，接下来将从脉冲分析的视角来比较事先是否预期到政府信贷救助政策对经济波动造成的影响。图 5 给出了世界利率冲击下，有无政府隐性担保，即是否预期到信贷救助政策带来的影响。图中 case2 表示银行部门对信贷救助政策没有事先预期下，世界利率冲击对宏观经济的影响；而 case1 代表的是银行部门在事先存在对政府救助预期的情形。这里需要强调的是，无论 case1 还是 case2，当具体受到负向冲击时，政府均未采取信贷救助政策，两者的区别在于事先是否存在对危机下政府救助的预期。通过这样的设定，我

们能够对比出是否存在政府救助预期对银行机构事先行为造成的差异，以及这种差异对经济在未来受到负面冲击时所产生的影响。如此，则能更好地刻画政府隐性担保带来的影响。

从图 5 中可以看出，如果银行能预期到信贷救助政策，那么银行将会降低筹集新资本金的比例，从而导致其受到的资产负债约束更强（更大的拉格朗日乘子），这使得银行国外资本外流以及净资产损失更加严重。进一步地，这造成更高的风险溢价，最终导致投资和产出下降更多。相对而言，当银行部门对危机下信贷救助没有预期时，此时更高的新资本金比例改善了银行资产负债紧张的状况，从而减少了资本外流和银行净资产的损失，并进一步地减轻了风险溢价和投资的降幅，最终抑制了经济的衰退。由此表明，对政府信贷救助政策的预期将导致银行部门规避风险的动机减弱，从而在不利冲击发生时造成更严重的经济衰退。

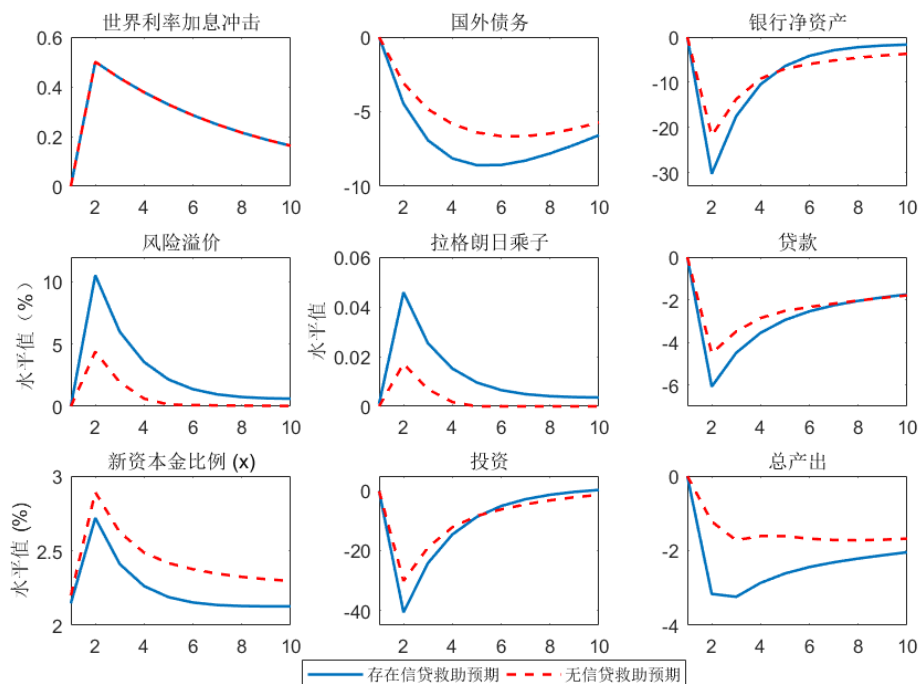


图 5 世界利率加息冲击下，有无政府隐性担保带来的影响

注：世界利率上升 50 基点；实线表示对危机下政府进行信贷救助存在事先预期（即存在政府隐性担保），而虚线代表对危机下政府进行信贷救助没有事先预期（即无政府隐性担保）。除了有标注水平值的变量外，其他所有变量的横坐标都是表示对其随机稳态值的百分比偏离。

接下来，本文关注在资产质量减值冲击下，对信贷救助政策有无事先预期所带来的影响。图 6 给出了资本质量减值冲击下，是否预期到信贷救助政策对主要经济变量产生的影响。图中虚线表示银行机构对政府实施信贷救助没有事先预期下，资产质量冲击对宏观经济的影响；而实线代表的是能够事先预期到政府将进行救助的情形。同样地，从图中可知，与不存在政府救助预期的情形相比，当银行事先预期到政府救助时，银行筹集新资本金的行为将会减弱，从而导致银行在负向冲击下受到的资产负债约束更紧，这使得银行国外资本外流以及净资产遭受的损失更加严重。进一步地，造成更高的风险溢价，最后导致投资和产出更大的降幅。由此可知，对政府信贷救助的预期将导致银行部门减弱应对未来风险的预防性风险管理行为，从而使得在不利冲击发生时遭受更严重的经济衰退。

值得强调的是，对政府信贷救助的预期造成了十分明显的道德风险问题，即当银行部门预期到在危机发生时政府将进行信贷救助，则银行将进行更多的风险承担行为，最终造成系统性金融风险。尤其是中国企业的的主要融资来源是银行机构，因此银行部门发生问题将引发严重的系统性金融危机，这就形成了对政府在银行系统出现危机时将采取信贷救助的预期。而这种预期使得银行部门集聚更多的风险、造成更大的

风险暴露。那么在金融业开放的情形下，这种情况是否将变得更加严重呢？具体而言，预期到有政府信贷救助政策时，银行部门将更多地对外举债、减少应对未来危机的新资本筹集行为。由此导致的结果是，为了在不利冲击发生时能更好地稳定经济，政府部门必须要采取更大力度的信贷救助政策来稳定金融部门以至整个宏观经济。然而，这又将造成更强的信贷救助预期，从而造成更严重的道德风险问题。如此恶性循环，最终将形成更大的系统性金融风险。

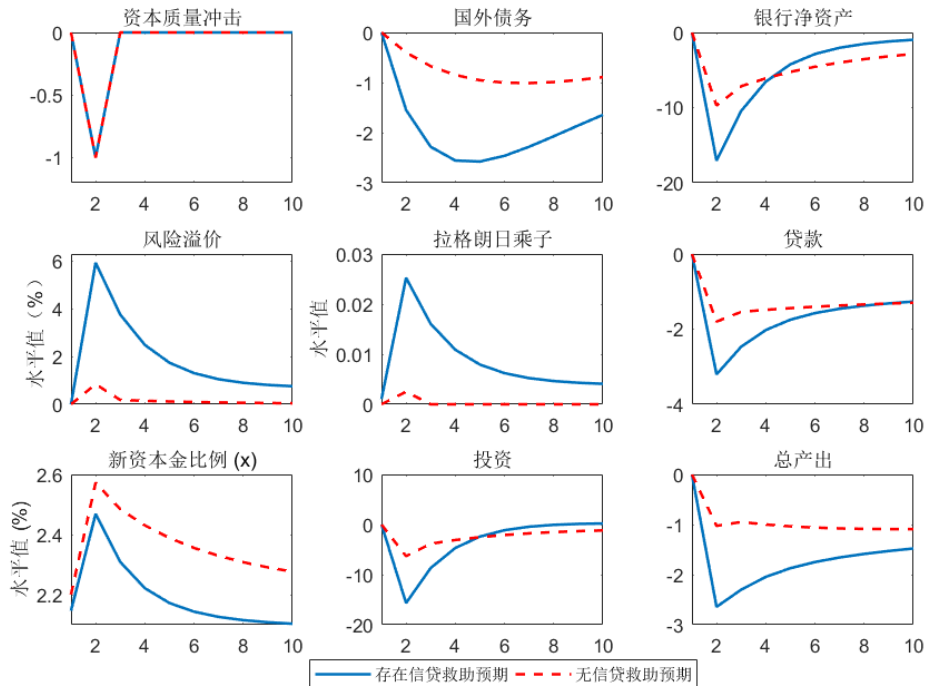


图6 资产减值冲击下，有无政府隐性担保带来的影响

注：资产质量减值1%；实线表示对危机下政府进行信贷救助存在事先预期（即存在政府隐性担保），而虚线代表对危机下政府进行信贷救助没有事先预期（即无政府隐性担保）。除了有标注水平值的变量外，其他所有变量的横坐标都是表示对其随机稳态值的百分比偏离。

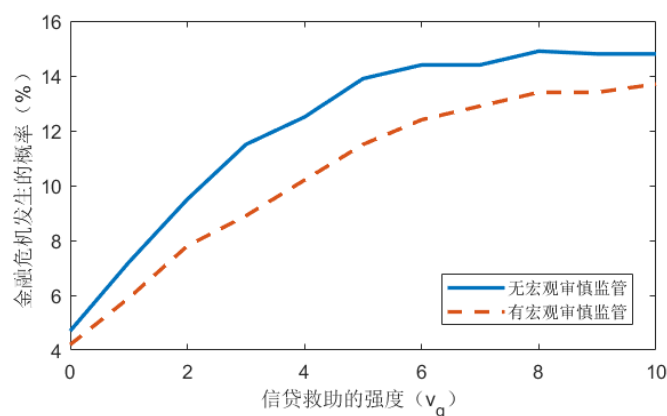


图7 金融危机发生的概率

注：横轴表示政府实施信贷救助政策的强度（即政府隐性担保的程度），纵轴表示金融危机发生概率（以百分比表示）。

在以上分析中，我们已知对政府信贷救助的事先预期将带来道德风险问题，即对危机下政府救助的预期将导致金融机构在危机前过度借入外债、降低新资本金比例而造成更大的经济衰退。那么，银行部门更多地借外债、减少应对危机的新资本金筹集是否将增加金融危机发生的可能性？衡量系统性金融风险时，

除了关注当风险冲击实现时金融危机的破坏程度外，还需要关注金融危机发生的概率，如此才能全面地认识政府隐性担保对系统性金融风险的影响。

为此，需要分析政府信贷救助政策对金融危机发生概率的影响。图 7 给出了不同的政府信贷救助强度下，金融危机发生概率的变化。可以看出，当预期到政府将采取更强的信贷救助政策时，金融危机发生的概率将随之增加。究其原因是银行部门预期到有更大的信贷救助规模时，银行部门将借入更多的外债却筹集更少的新资本金，从而造成更大的风险暴露。在此情形下，同样的国内外冲击造成银行部门进入危机状态的可能性增加，即增加了金融危机发生的概率。

因此，当存在政府隐性担保时，在金融业开放下，银行部门因预期到信贷救助政策而更多地对外举债、更少地筹集新资本，从而导致金融危机更容易发生。进一步地，银行部门更多的风险暴露以及危机爆发时更大的严重程度增加了金融危机下政府进行信贷救助的动机。如此，银行部门更加相信危机下政府将进行信贷救助，从而更多地增加自身的风险暴露。由此造成更严重的道德风险问题，同时带来银行机构更大的金融风险隐患，最终使得政府危机下进行救助的政策陷入困境。

（四）宏观审慎监管政策

由上述分析可知，对危机发生时将获得救助的预期，即政府隐性担保，导致了银行机构更大的风险暴露，从而放大了危机发生时的经济波动并增加了金融危机发生的概率。那么，宏观经济政策应当如何应对？为了解决这一问题，本文引入宏观审慎监管政策对银行风险暴露行为进行监管。接下来，先分析宏观审慎监管政策的设定，然后从经济波动大小和金融危机发生概率两个方面对其政策效果进行定量分析。

参考 Aoki et al. (2020) 与 Akinci & Queraltó (2022) 等研究的做法，本文将宏观审慎监管政策设定为对银行信贷资产征收边际税率 τ_t^k ，并以比率 τ^e 补贴给银行新发行的资本金。同时，我们假设在每一期这部分资金都能实现预算平衡，即要求 $\tau_t^k Q_t S_t = \sigma \tau^e x_t Q_t S_t$ 。⁹

具体而言，在引入宏观审慎监管政策后，对银行信贷资产征收边际税率为 τ_t^k 的税收后，银行资产负债表 (7) 将变为：

$$(1 + \tau_t^k) Q_t S_t = n_t + d_t + \Delta_{L,t} S_{W,t} \quad (33)$$

其中， τ_t^k 是对银行信贷资产征收的边际税率，该值越大表示对银行机构信贷资产的扩张征税更高的边际税率，这将增加银行信贷扩张的边际成本，从而降低银行增加风险暴露的动机。反之，该值越小，则说明银行机构信贷扩张面临的额外边际成本变小，此时便很难降低银行的风险暴露。因此， τ_t^k 的大小反映宏观审慎监管政策的松紧。

进一步地，对银行部门信贷资产收的税将用于补贴银行的新资本金。在补贴比率 τ^e 下，此时银行机构筹集新资本金的最优性条件 (12) 将变为：

$$V_t^e + \tau^e = \kappa x_t \quad (34)$$

由此可见，更高的比率 τ^e 将导致更高的新资本金比例，从而能更高的应对金融危机以及降低危机发生概率。结合预算平衡的要求 $\tau_t^k Q_t S_t = \sigma \tau^e x_t Q_t S_t$ ，我们可知宏观审慎监管政策可能起作用的渠道为：对银行信贷资产征收更高的边际税率 τ_t^k ，则可以对银行新资本金补贴更高的比率 τ^e ，因此在降低银行信贷扩张的同时，又可以增加银行筹集新资本金的行为，进而降低银行部门的风险暴露，从而降低金融危机发生的概率以及危机发生时的严重程度。

⁹ 在每一期监管部门的收税所得为 $\tau_t^k Q_t S_t$ ，而对银行的补贴支出为 $\sigma \tau^e x_t Q_t S_t$ ，所以实现预算平衡即要求两者相等。保持预算平衡的目的是为了在均衡下，对资产征税和对新资本金补贴并不直接影响银行部门的资产负债表，而是通过边际税率或者补贴率等方式影响银行决策的边际行为。因此，银行决策的最优性条件将相应地发生改变。

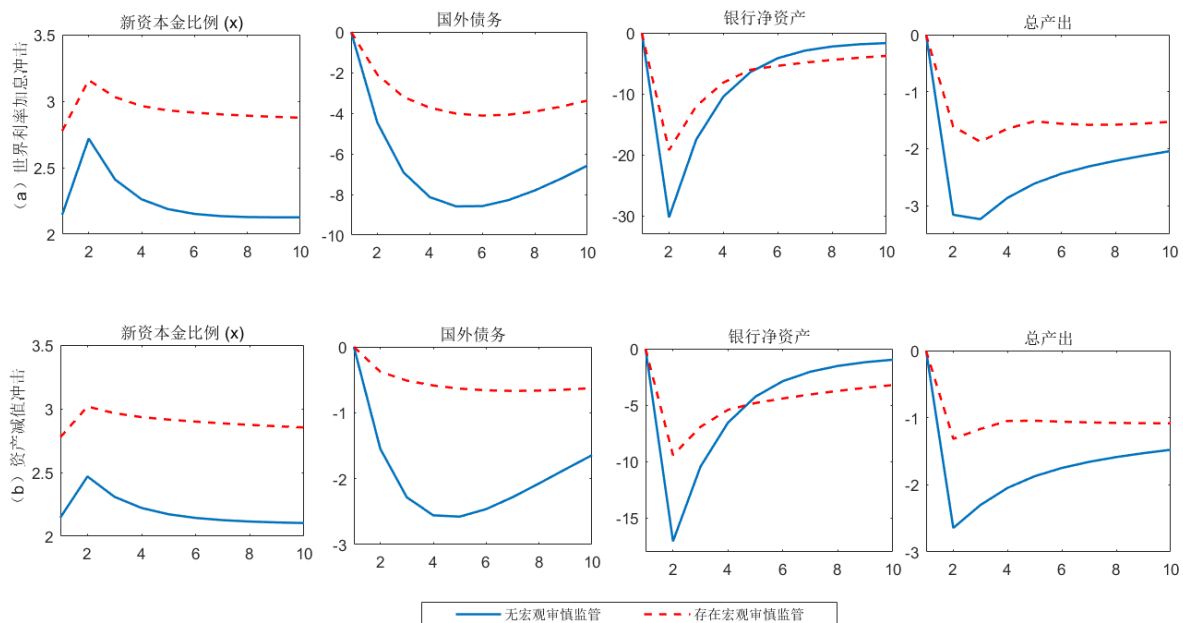


图 8 国内外风险冲击下，宏观审慎监管政策的作用

注：实线表示不存在宏观审慎监管政策，而虚线代表存在宏观审慎监管政策。除了新资本金比例为水平值外，其他所有变量的横坐标都是表示对其随机稳态值的百分比偏离。

为了验证宏观审慎监管政策的效果，接下来我们将从危机发生时的脉冲分析、金融危机发生的概率两个方面进行定量分析。首先，图 8 对比了在国内外风险冲击下，是否采用宏观审慎监管政策的脉冲结果。¹⁰宏观审慎监管政策通过对信贷资产收税而补贴新资本金的操作，能够激励银行机构筹集新资本金的意愿，减少银行风险暴露的行为。在未发生金融危机前的正常时刻，通过对银行新资本金进行补贴而降低其筹集新资金的成本，同时对信贷资产收税增加银行信贷扩张的边际成本，从而在危机发生时能有更高的资本金比例而得以减少资本流出和银行净资产损失，从而稳定银行资产负债表，最终稳定宏观经济。图中（a）在世界利率加息冲击下，宏观审慎监管政策的使用，提高了新资本金的比例，降低了资本流出的规模，进而减少了银行净资产受到的损失，从而稳定了风险溢价和银行贷款。进一步地，银行机构资产负债表的改善抑制了银行国外资本的流出，同时投资的降幅也在减少，而这反过来又将改善银行资产负债表。相比于未实施宏观审慎监管政策，更高的资本金比例和更少的资本外流也稳定了银行的净资产和风险溢价，进而减缓了贷款和投资的下降，最终减小了总产出的降幅。同样地，在资产减值冲击下，即图中（b），宏观审慎监管政策能够改善银行净资产和稳定风险溢价，从而造成更少的资本外流和投资下降，而这反过来又改善了银行的资产负债表。在此情况下，金融加速器的效应得到抑制，从而减少了贷款和投资的下降，最终稳定了总产出。因此，宏观审慎监管政策能够通过增加新资本金比例和降低资本外流幅度，而稳定银行部门的净资产和信贷规模。进一步地，银行部门资产负债表的改善减缓了企业投资的下降，最终稳定了宏观经济。

由上述脉冲分析可知，宏观审慎政策的引入可以提高银行新资本金的比例，从而减少国内外风险冲击导致的资本外流和银行净资产损失。那么，宏观审慎监管政策是否能够降低金融危机发生的概率？图 7 给出了在有无宏观审慎监管政策下，金融危机发生概率的变化。由图可知，在同样的隐性担保程度（即危机下信贷救助的预期）下，与无宏观审慎监管的情形相比，宏观审慎监管政策的存在可以降低金融危机发生

¹⁰ 限于篇幅，我们并未在这里详细地给出在有无宏观审慎监管政策下所有变量对不同冲击的脉冲反应图，感兴趣的读者可向作者索取。

的概率。需要说明的是, 这一结论与脉冲分析的结果一致, 而且相互补充。宏观审慎监管政策的存在将激励银行机构筹集新资本金的行为而减少通过借入外债进行信贷扩张导致的风险暴露。在此情况下, 当不利冲击发生时, 银行机构由于具备了更多的资本金进行应对, 从而发生金融危机的可能性也得以下降。由此表明, 宏观审慎监管政策的引入可以抑制由危机下救助预期引起的道德风险问题, 降低金融危机发生的概率, 从而有利于防范化解金融业开放下隐性担保带来的系统性金融风险。

六、主要结论与启示

本文构建了一个包含金融中介开放的 DSGE 模型, 并将银行机构破产内生化的, 采用非线性全局算法求解模型。基于此, 本文分析了金融业开放对宏观经济波动的影响、政府信贷救助政策的效果与道德风险问题, 以及如何设计政策防范化解金融业开放下隐性担保预期带来的系统性金融风险。主要结论总结如下: 第一, 在国内外冲击下, 金融开放程度越高, 银行的资产负债表对资本流动的变化更加敏感, 从而造成更大的宏观经济波动。其次, 政府危机下救助虽然可通过改善银行净资产而稳定宏观经济, 但是也会导致银行机构承受更大的风险而带来道德风险问题。一方面, 当金融危机发生时, 政府通过信贷救助可以显著地降低风险溢价而减少贷款净资产的损失、银行部门的资本外流, 从而稳定银行资产负债表, 最终显著减少危机下投资和产出的降幅。但另一方面, 对政府信贷救助的预期也将导致银行机构在事前更多对外举债、更少筹集新资本金的道德风险问题而使得在未来危机发生时造成更严重的经济衰退。同时, 银行机构更大的风险暴露还将增加金融危机爆发的可能性。最后, 宏观审慎监管政策可以降低危机发生时的严重程度, 同时还可以降低金融危机发生的概率。一方面, 宏观审慎监管政策能够通过增加新资本金比例、降低资本外流幅度而稳定银行部门的净资产和信贷规模, 从而减缓了企业投资的下降, 最终稳定了宏观经济。另一方面, 宏观审慎监管政策的引入可以抑制由危机下救助预期引起的道德风险问题, 降低金融危机发生的概率, 有利于防范化解金融业开放下隐性担保带来的系统性金融风险。

基于上述结论, 我们给出如下政策建议。第一, 随着金融业开放的不断推进, 中国应当防范世界利率上升等国际冲击对国内宏观经济的不利影响。跨境资本的频繁流动将放大金融中介的波动与系统性金融风险, 并进一步加剧宏观经济波动。因此, 应当建立和完善应对银行部门跨境融资风险的政策设计, 例如实施针对跨境融资的宏观审慎调控, 避免出现以银行为桥梁的系统性金融风险的跨境传染。第二, 应当更加注重事前监管, 而慎用事后救助政策, 并逐步打破隐性担保预期。事后救助政策容易引发某些银行机构更多风险承担行为的道德风险问题, 因此需要对事后救助附加更加严格的条件, 并实现规则化、透明化。同时, 当前地方政府和国有企业仍存在一定的隐性担保预期, 金融业开放下可能导致这些部门通过金融机构而过度对外举债。因此, 应当在事前就对银行机构要求更高的资本、流动性以及大额风险暴露要求, 同时通过差别准备金动态调整和前瞻性贷款损失拨备等措施进行宏观审慎监管, 从而提高银行机构未来抵御风险的能力。第三, 加强宏观审慎监管, 并建立完善的金融风险监测预警体系。在过程中加强宏观审慎监管, 及时纠正并防止银行机构增加风险暴露、降低预防性资本金等行为, 避免出现银行系统性风险过度累积而导致危机爆发时不得不救的困境。同时, 重点加强对杠杆行为、债务及金融周期的监测, 建立宏观审慎压力测试工具, 逐步将重要的、有系统性影响的银行机构纳入宏观审慎监管。

附录

附录 A: 求解算法

我们利用参数化期望算法 (Parameterized Expectations Algorithm) 求解本文所构建的非线性模型。¹¹为此, 首先给定本文模型的状态空间 (State Vector) 如下:

$$\mathbf{X}_t = \{\bar{K}_t, -\bar{N}_{t-1}, \bar{B}_{t-1}, R_{t-1}, A_t, R_t^*\}$$

其中, \bar{K}_t 为之前定义的有效资本, $\bar{B}_{t-1} = R_{t-1} B_{t-1}$ 表示带有利率的国外债务存量。 \bar{N}_{t-1} 为银行部门积累净值中的先决部分, 即:

$$\bar{N}_t = (1 - \sigma) \xi Q_{t-1} K_{t-1} + \sigma \left(x_{t-1} N_{t-1} + R_{t-1} (N_{t-1} + \Gamma \Delta_{t-1}^L W_{t-1} L_{t-1} - Q_{t-1} K_{t-1}) \right)$$

在本文的设定中, \bar{N}_t 始终小于 0, 因此对其取负号以确保 \mathbf{X}_t 始终大于 0。其次, 我们定义需要进行参数化的期望函数如下:

$$E_t^1 = E_t \left(U_{c,t+1} \right) R_t$$

$$E_t^2 = E_t \left[\exp(\psi_{t+1}) (1 - \sigma + \sigma \alpha_{t+1}) U_{c,t+1} \left(\frac{\nu Y_{t+1}}{\exp(\psi_{t+1}) K_t} + (1 - \delta) Q_{t+1} \right) \right]$$

$$E_t^3 = E_t \left[(1 - \sigma + \sigma \alpha_{t+1}) U_{c,t+1} \right] R_t$$

$$E_t^4 = E_t \left[U_{c,t+1} \left(\nu_{t+1} + \mu_{t+1} \phi_{t+1} + \frac{\sigma \kappa}{2} x_{t+1}^2 \right) \right]$$

$$E_t^5 = E_t \left(U_{c,t+1} \right)$$

在每一期, 在知道 \mathbf{X}_t 以及 E_t^i ($i=1, 2, 3, 4, 5$) 的情况下, 我们就能解出 t 期对应的内生变量, 包括控制变量 (如消费 C_t) 以及下一期的状态变量 (如资本存量 K_{t+1})。因此, 现在的问题是如何找出函数 $E_t^i(\mathbf{X}_t)$, 即基于状态空间 \mathbf{X}_t 使用参数化函数对期望 E_t^i 进行近似。具体而言, 我们需要求解以下问题: $E_t^i \approx \exp(\mathbf{P}_3(\log(\mathbf{X}_t); \rho_i))$ 。 $\mathbf{P}_3(x; \rho)$ 表示基于 x 中的向量组成的三阶多项式, ρ 为多项式对应的系数。最后, 依照 Den Haan (2007) 的做法, 我们利用如下步骤求解获得每个期望 E_t^i 基于由 $\log(\mathbf{X}_t)$ 组成的三次多项式对应的系数 ρ_i :

第一步, 定义 $\rho = (\rho_i)_{i=1}^5$ 且以 ρ^0 表示初始解。我们使用 Guerrieri & Iacoviello (2015) 开发的工具箱获得初始解 ρ^0 以及状态空间 \mathbf{X}_t , 并以此获得近似的期望函数 E_t^i 。在每一期, 在给定的 E_t^i 与 \mathbf{X}_t 下, 我

¹¹ 限于篇幅, 我们未对算法进行详细的介绍, 而是简要地介绍算法步骤。感兴趣的读者可以与作者联系索取详细资料。

们可以求解 t 期的内生变量: 先假设银行的杠杆约束不是紧的 (即 $\lambda_t = 0$), 求解出所有的内生变量, 并验证银行的杠杆率是否超过了杠杆约束限制的最大值。若未超过, 则继续下一步; 若超过, 则重接求解, 并加入限制 $\phi_t = \phi_t^{max}$ 。在求解模型之后, 我们利用 Gauss-Hermite 积分法更新期望函数的数值。

第二步, 利用新获得的期望函数对基函数空间 $P_3(\log(X_t))$ 进行回归获得新的系数 ρ^1 , 其中 X_t 为上一步中的状态向量。

第三步, 将 ρ^1 与 ρ^0 进行比较。若两者之间的差距在要求的精度之内, 则停止。若两者之间的差距超过了所要求的精度, 则更新初始解为 $\rho^0 = \delta\rho^1 + (1-\delta)\rho^0$, 然后重新回到第一步。在本文中, 我们发现 $\delta=0.5$ 能很好地确保解的收敛。

【参考文献】

- [1] 高然、陈忱、曾辉、龚六堂, 2018:《信贷约束、影子银行与货币政策传导》,《经济研究》第12期。
- [2] 康立、龚六堂, 2014:《金融摩擦、银行净资产与国际经济危机传导——基于多部门DSGE模型分析》,《经济研究》第5期。
- [3] 芦东、周梓楠、周行, 2019:《开放经济下的“双支柱”调控稳定效应研究》,《金融研究》第12期。
- [4] 陆军、林澍, 2016:《中国银行业的系统性风险研究——从隐性担保到优胜劣汰》,《南方经济》第8期。
- [5] 梅冬州、龚六堂, 2011:《新兴市场经济国家汇率制度选择》,《经济研究》第11期。
- [6] 梅冬州、宋佳馨, 2021:《金融业开放与宏观经济去杠杆》,《中国工业经济》第10期。
- [7] 梅冬州、温兴春, 2020:《外部冲击、土地财政与宏观政策困境》,《经济研究》第5期。
- [8] 孙伟力, 2012:《国有银行不良资产:一个基于政府隐性担保的解释》,《现代企业教育》第2期。
- [9] 万柯、王丽慧, 2009:《关于政府隐性担保问题的研究》,《湖北社会科学》第6期。
- [10] 王叙果、沈红波、钟霖佳, 2019:《政府隐性担保、债券违约与国企信用债利差》,《财贸经济》第12期。
- [11] 温兴春、梅冬州, 2020:《金融业开放、金融脆弱性以及危机跨部门传递》,《世界经济》第10期。
- [12] 张婕, 2014:《我国货币政策对银行风险承担影响研究——基于政府隐性担保的背景》,《商业时代》第27期。
- [13] 张礼卿、张宇阳、欧阳远芬, 2023:《国际资本流动对系统性金融风险的影响研究》,《财贸经济》第1期。
- [14] 张礼卿、钟茜, 2020:《全球金融周期,美国货币政策与“三元悖论”》,《金融研究》第2期。
- [15] 张玉鹏、王茜, 2011:《金融开放视角下宏观经济波动问题研究——以东亚国家(地区)为例》,《国际金融研究》第2期。
- [16] 张志前, 2019:《当前我国中小银行的困境及出路》,《银行家》第7期。
- [17] 周文婷、吴一平, 2020:《基于财政补贴视角的隐性担保对信贷约束的影响》,《财政研究》第10期。
- [18] 朱宁, 2016:《刚性泡沫》,中信出版社。
- [19] 朱太辉、魏加宁、刘南希、赵伟欣, 2018:《如何协调推进稳增长和去杠杆?——基于资金配置结构的视角》,《管理世界》第9期。
- [20] 诸兴鹏、陆延华, 2020:《地方企业债的政府隐性担保成因分析》,《江苏商论》第12期。
- [21] Aastveit, K. A., Natvik, G. J., & Sola, S. (2017). Economic uncertainty and the influence of monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, 76, 50-67.
- [22] Akinci, O., & Queralto, A. (2022). Credit spreads, financial crises, and macroprudential policy. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 14(2), 469-507.
- [23] Aoki, K., Benigno, G., & Kiyotaki, N. (2020). Monetary and financial policies in emerging markets. Manuscript.
- [24] Bhagwati, J. (2004). In defense of globalization: With a new afterword. Oxford University Press.
- [25] Bianchi, J. (2011). Overborrowing and systemic externalities in the business cycle. *American Economic Review*, 101(7), 3400-3426.
- [26] Bianchi, J. (2016). Efficient bailouts?. *American Economic Review*, 106(12), 3607-59.
- [27] Bruno, V., & Shin, H. S. (2015). Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 71, 119-132.
- [28] Calvo, G. A., Izquierdo, A., & Talvi, E. (2006). Sudden stops and phoenix miracles in emerging markets. *American Economic Review*, 96(2), 405-410.
- [29] Cetorelli, N., & Goldberg, L. S. (2011). Global banks and international shock transmission: Evidence from the crisis. *IMF Economic Review*, 59(1), 41-76.
- [30] Chang, C., Liu, Z., & Spiegel, M. M. (2015). Capital controls and optimal Chinese monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 74, 1-15.

- [31] Christiano L., Motto R., Rostagno M. (2007). Financial factors in business cycles. Manuscript.
- [32] Cuadra, G., & Nuguer, V. (2018). Risky banks and macro-prudential policy for emerging economies. *Review of Economic Dynamics*, 30, 125-144.
- [33] Céspedes, L. F., Chang, R., & Velasco, A. (2004). Balance sheets and exchange rate policy. *American Economic Review*, 94(4), 1183-1193.
- [34] Céspedes, L. F., Chang, R., & Velasco, A. (2017). Financial intermediation, real exchange rates, and unconventional policies in an open economy. *Journal of International Economics*, 108, S76-S86.
- [35] Dagher, J. C. (2014). Sudden stops, output drops, and credit collapses. *Macroeconomic Dynamics*, 18(4), 812-837.
- [36] Davis, J. S., & Presno, I. (2017). Capital controls and monetary policy autonomy in a small open economy. *Journal of Monetary Economics*, 85, 114-130.
- [37] De la Torre, A., & Ize, A. (2013). The foundations of macroprudential regulation: A conceptual roadmap. *Policy Research Working Paper Series 6575*, The World Bank.
- [38] Den Haan, W. J. (2007). Assessing the accuracy of the aggregate law of motion in models with heterogeneous agents. Manuscript.
- [39] Devereux, M. B., Young, E. R., & Yu, C. (2019). Capital controls and monetary policy in sudden-stop economies. *Journal of Monetary Economics*, 103, 52-74.
- [40] Faia, E. (2011). Macroeconomic and welfare implications of financial globalization. *Journal of Applied Economics*, 14(1), 119-144.
- [41] Fernández, A., Klein, M. W., Rebucci, A., Schindler, M., & Uribe, M. (2016). Capital control measures: A new dataset. *IMF Economic Review*, 64, 548-574.
- [42] Gertler, M., Gilchrist, S., & Natalucci, F. M. (2007). External constraints on monetary policy and the financial accelerator. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(2-3), 295-330.
- [43] Gertler, M., & Karadi, P. (2011). A model of unconventional monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 58(1), 17-34.
- [44] Gertler, M., Kiyotaki, N., & Queralto, A. (2012). Financial crises, bank risk exposure and government financial policy. *Journal of Monetary Economics*, 59, S17-S34.
- [45] Goldstein, M. (1998). Asian financial crisis: Causes, cures and systemic implications, *Policy Analyses in International Economics* 55, Institute for International Economics, Washington, DC.
- [46] Greenwood, J., Hercowitz, Z., & Huffman, G. W. (1988). Investment, capacity utilization, and the real business cycle. *American Economic Review*, 402-417.
- [47] Guerrieri, L., & Iacoviello, M. (2015). OccBin: A toolkit for solving dynamic models with occasionally binding constraints easily. *Journal of Monetary Economics*, 70, 22-38.
- [48] Joyce, J. P., & Nubar, M. (2009). Sudden stops, banking crises and investment collapses in emerging markets. *Journal of Development Economics*, 90(2), 314-322.
- [49] Mimir, Y., & Sunel, E. (2019). External shocks, banks, and optimal monetary policy: A recipe for emerging market central banks. *International Journal of Central Banking*, 15(2), 235-299.
- [50] Neumeyer, P. A., & Perri, F. (2005). Business cycles in emerging economies: the role of interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 345-380.
- [51] Powell, J. H. (2013). Advanced economy monetary policy and emerging market economies. In Speech delivered at the *Federal Reserve Bank of San Francisco 2013 Asia Economic Policy Conference*, San Francisco, November 4.
- [52] Rajan, R. (2015). Competitive monetary easing: Is it yesterday once more?. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 8(1-2), 5-16.
- [53] Reinhart, C. M., & Reinhart, V. R. (2008). Capital flow bonanzas: An encompassing view of the past and present. *NBER Working Paper No. 14321*.
- [54] Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2003). Closing small open economy models. *Journal of International Economics*, 61(1), 163-185.

- [55] Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2016). Downward nominal wage rigidity, currency pegs, and involuntary unemployment. *Journal of Political Economy*, 124(5), 1466-1514.
- [56] Schularick, M., & Taylor, A. M. (2012). Credit booms gone bust: Monetary policy, leverage cycles, and financial crises, 1870-2008. *American Economic Review*, 102(2), 1029-1061.
- [57] Stiglitz, J. E., 2002. Globalism's discontents. *American Prospect*, January 5.
- [58] Sá, F., Towbin, P., & Wieladek, T. (2014). Capital inflows, financial structure and housing booms. *Journal of the European Economic Association*, 12(2), 522-546.
- [59] Takáts, E., & Vela, A. (2014). International monetary policy transmission. In: *The Transmission of Unconventional Monetary Policy to the Emerging Markets*. *BIS Paper No. 78*.
- [60] Uribe, M., & Yue, V. Z. (2006). Country spreads and emerging countries: Who drives whom?. *Journal of International Economics*, 69(1), 6-36.

Financial Openness, Government implicit guarantee and Systemic Financial Risk Prevention

Abstract: In the context of the continuous acceleration of the financial sector, will the existence of the implicit government guarantee lead to too much foreign debt of financial sector and how to respond to systemic risks? To this end, this article introduces the bankruptcy mechanism of financial sector in a dynamic equilibrium model that contains the opening of financial sector, which analyzes the impact of the financial openness and discusses the impact of the implicit government guarantee on systematic financial risks. Studies have shown that the higher the degree of financial opening, the more sensitive the bank's balance sheet to changes in capital flow, which has led to a greater impact on investment and output. At this time, the government's credit rescue policy can reduce the risk premium by reducing capital outflow and bank net asset loss, thereby improving the macroeconomic economy. However, the expectations of government credit assistance under the crisis will lead to borrowing more foreign debt to bring moral hazard issues, which will significantly increase the degree of decline and probability of the financial crisis. Further, the implementation of macro-prudential supervision on financial institutions can effectively inhibit the moral hazard arising from the implicit government guarantee, thereby reducing the probability of the outbreak of systemic financial risks.

Key words: Financial openness; Capital flow; Financial crisis; Credit policy; Macroprudential policy

人民币和发展中经济体货币的联动性研究¹

何青² 杨海龙³ 刘舫舫⁴ 余吉双⁵

【摘要】随着中国经济增长与金融市场逐步开放，人民币逐渐成为国际贸易结算与金融交易的重要货币。为了评估人民币国际化程度，正确认识当前人民币在国际上的地位，本文利用 2006 年 1 月 1 日至 2022 年 12 月 31 日的每日数据，分析了中国人民币与其他发展中经济体货币的共同变动。本文研究发现，人民币在东亚和太平洋地区起着重要的作用，双边贸易显著增加了人民币与其他货币共同变动的可能性，而通胀差异则降低了这种可能性；根据中国的两项主要货币改革，本文进一步将样本划分为三个子阶段，结果与原有的主要发现一致；人民币互换和“一带一路”倡议扩大了人民币和更大经济规模和更发达经济体货币的共同变动。

【关键词】人民币国际化；汇率联动；一带一路；人民币互换

引言

随着中国经济的发展和金融市场的逐步开放，人民币（RMB）逐渐成为国际贸易结算和金融交易的重要货币，特别是与中国贸易密切的国家。根据世界银行间金融电信协会的数据（SWIFT），人民币支付份额已增加到 2.77%，截至 2023 年 6 月，人民币已成为第五大支付货币，仅次于美元、欧元、英镑和日元。然而，人民币的地位与中国在世界经济中的地位并不匹配。虽然大多数研究发现人民币和亚洲货币之间存在显著的共同变动趋势，但对于人民币在亚洲的地位没有达成共识。基于此，本文研究人民币与所有发展中国家联动程度的决定因素，特别关注中国的政策影响。研究分为三步，首先，本文估计人民币与发展中国家货币之间的联动性。其次，本文探究货币联动性的决定性因素，发现双边贸易额增加显著提升双边货币的联动性，而通货膨胀差异与固定汇率制度的选择降低联动性。最后，本文以 2009 年人民币货币互换与 2013 年“一带一路”倡议两项政策进行研究。人民币互换政策始于金融危机，其旨在提升货币的流动性、稳定性，并增加双边贸易、投资以缓解经济危机余波。而“一带一路”倡议旨在将中国经济与“一带一路”沿线发展中国家进行优势互补，互利互惠。因此，本文在模型中加入纳入两项典型政策因素对人民币联动性进行考虑。

一、文献综述

目前，关于货币国际化影响因素的研究也已经比较成熟。既有文献普遍认为，GDP 规模、贸易规模和结构、金融市场发展水平、外汇交易量、资本账户自由化程度、汇率波动等因素显著影响货币国际化水平（Goldberg et al., 2008; Eichengreen et al., 2019; 李稻葵等, 2008; 何青等, 2021）。蔡彤娟等（2018）研究了人民币与沿线国家货币的汇率动态联动性，结果发现人民币向沿线国家的辐射能力并不强，人民币受认可程度仍然有限。

由于亚洲作为 21 世纪世界经济崛起的新引擎，多数研究都以亚洲的货币当作新兴货币（Eichengreen,

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Paper NO. 2318

² 何青，经济学博士，中国人民大学财政金融学院货币金融系副主任、教授、博导，长江经济带研究院

³ 杨海龙，中国人民大学财政金融学院博士研究生

⁴ 刘舫舫，经济学博士，中国人民大学《经济理论与经济管理》编辑部副编审

⁵ 余吉双，经济学博士，鹏华基金管理有限公司，贵州省高等学校人工智能与数字金融重点实验室

2010; Angeloni et al., 2011)。有研究指出,在东亚地区,人民币的影响力超过了美元,该地区 10 种货币中有 7 种与人民币的联动性比与美元的联动性更强。相反,也有学者认为美元在东亚地区仍具有主导性影响,仍为锚货币,但也承认 2007-2008 年金融危机后,人民币在东亚货币决定中的作用有所增强(何青等, 2022)。

目前,已有研究如 Kawai et al. (2016) 修改 Frankel-Wei 回归模型以估计人民币在经济体隐含货币篮子中的权重。本文实证模型基于 Frankel-Wei 模型,研究发展中国家货币与人民币间联动性。考虑到多重共线性问题,本文以美元为计价货币,并选择人民币相对于美元更为波动的时期。此外,本文还探究影响人民币联动性的因素,并分析中国典型国际政策的影响。

关于人民币与其他货币联动性决定因素的文献主要集中在人民币在货币篮子中的权重 (McCauley et al., 2019), 也有学者认为锚货币理论可能是另一个重要因素 (Alesina et al., 2002)。最优货币区 (OCA) 理论 (Mundell, 1961) 被广泛应用于最优汇率制度和锚货币分析。现有文献指出,使用其他国家或经济体货币的关键因素是贸易扩张与独立货币政策间的权衡,贸易份额是锚货币选择的必要因素 (Alesina et al., 2002)。同时,产出不对称和通货膨胀差异与货币政策的独立性关系密切,产出不对称性和通货膨胀差异越大,钉住锚货币的成本就越高。同时,有高通胀历史的经济体更可能与美元挂钩 (Plümper et al., 2011)。根据蒙代尔-弗莱明-多恩布什模型,真实冲击大于名义冲击的经济体更喜欢浮动汇率制 (Meissner et al., 2009)。

二、研究设计与数据来源

本文基准模型如下:

$$e_{i,t} = \delta_i + \beta_{i,1}RMB_t + \beta_{i,2}EUR_t + \beta_{i,3}GBP_t + \beta_{i,4}JPY_t + \beta_{i,5}Oil_t + \beta_{i,6}vix_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $e_{i,t}$, RMB_t , EUR_t , GBP_t 和 JPY_t 分别表示发展中国家货币 i 、人民币、欧元、英镑和日元兑美元的对数日收益。 $\varepsilon_{i,t}$ 是误差项。全球风险偏好和能源价格的波动分别由芝加哥期权交易所市场波动指数 (vix_t) 和原油价格的对数日回报率 Oil_t 所代表。系数 $\beta_{i,1}$ 衡量人民币和货币 i 之间的共同变动。

为了分析人民币共同变动的决定因素,本文对每个日历年进行了回归公式 (1), 得到了 $\beta_{i,1}$ 的年度估计值。由于共同变动通常指的是正联系,本文只保留 $\beta_{i,1}$ 在 5% 水平上显著为正的部分,并用 0 替换其他部分。这个新变量为 $Comove_{i,t} > 0$ 。然后,本文构建虚拟变量 $I(Comove_{i,t} > 0)$, 当货币 i 与人民币共同变动时,该变量等于 1。

本文的控制变量包含 Trade dependence、Output asymmetry、Inflation differential、Size、Development、High inflation、Real shock、Nominal shock 和 Land。

Trade dependence 是用经济体与中国贸易占与其全部贸易总额的比例来衡量的。Output asymmetry 是在过去 10 年里,该经济体与中国之间的实际产出增长率之差的标准差。Inflation differential 是其他经济体与中国之间的通货膨胀差的绝对值。本文将实际 PPP GDP 的对数作为 Size,并将人均 PPP GDP 的对数作为 Development。当经济体经历了超过 50% 的高通胀时, High inflation 就等于 1。Real shock 是指 5 年内政府支出与名义 GDP 之比的标准差, Nominal shock 是指 5 年内广义货币供应量增长率的标准差。Land 是用土地面积 (平方公里) 的自然对数来衡量的。回归如下:

$$I(Comove_{i,t} > 0) = \alpha_0 + year_t + \rho x_{i,t} + u_{i,t} \quad (2)$$

其中, $x_{i,t}$ 是上述决定因素的向量, $year_t$ 是年份固定效应。

在数据收集上,本文对涵盖全球各地区的 83 个经济体进行抽样调查:东亚和太平洋 14 个,欧洲和中亚 20 个,拉丁美洲和加勒比 14 个,中东和北非 12 个,南亚 5 个,撒哈拉以南非洲 18 个。汇率数据来源为彭博社数据库中的 2006 年 1 月 1 日至 2022 年 12 月 31 日的每日名义汇率。由于人民币在 2008 年 7 月至 2010 年 6 月期间与美元挂钩,在此期间无法获得有意义的统计结果,因此本文对样本进行相应删减并列按年份、地区划分的,与人民币有显著联动性的货币分布。

三、实证检验结果

(一) 货币联动的估计结果

根据 2006 年 1 月 1 日至 2022 年 12 月 31 日四种主要国际货币与发展中经济体货币之间的联动估计结果，在东亚和太平洋地区有些货币的 R^2 为 0，表明与任何货币的联动性都较大，如柬埔寨瑞尔（KHR）、所罗门群岛元（SBD）和越南盾（VND），这些货币在样本期间均与美元挂钩，对欧元、英镑和日元的估计系数相对较小，不具有显著性。由于发展中国家与中国贸易和金融一体化程度较深，因此中国的估计系数显著为正。

欧元在欧洲与中亚地区的回归系数最高，解释欧元欧洲和中亚地区的其他货币之间联动性非常重要，该地区的经济和地缘政治一体化程度较高，联动性较强。然而，人民币对一些经济体，如白俄罗斯、保加利亚也产生重大影响。在拉丁美洲、加勒比地区、南亚、撒哈拉以南非洲地区，人民币也表现出与欧元一样的影响力，并强于英镑和日元。在本次回归模型中，该地区也存在货币的估计 R^2 为 0，表明其也是与美元挂钩的。阿尔及利亚第纳尔（DZD）是中东和北非地区唯一的货币，与人民币同频轻微波动。该地区的其他经济体都是石油出口国，因此选择将其货币与美元挂钩，以促进与石油有关的交易并稳定其经济。

(二) 汇率共同变动的决定因素

本文利用 OLS、Logit、Probit 三种方法进行回归分析（表 1），其中重点讨论 OLS 回归结果。经过基准回归分析，双方国家的贸易依存度(Trade dependence)对人民币联动性的影响显著为正，而通胀差异(Inflation differential)显著为负。这表示，对发展中经济体来说，与中国的贸易越多，将人民币纳入其货币篮子就越有利。同时，较高的通货膨胀差表明维持两国货币的联动性需要较大成本，差值越大，维持两国货币政策一致性的成本越高，与人民币同向波动的可能性越小。产出不对称(Output asymmetry)在本次回归中并不显著，其原因可能是中央银行在决定汇率政策时，可能更直接关注通货膨胀情况，并非经济增长。国家的规模(Size)与发展程度(Development)也增加人民币联动的联动性，这与经济规模和经济发展水平越大，相对于以美元为锚货币的固定汇率制，人民币被纳入货币篮子的中间汇率制的可能性越大的观点一致。高通胀(High inflation)与人民币的联动性呈负相关，发展中国家倾向于将其货币与美元挂钩，以防出现恶性通胀无所适从（Plümper et al., 2011）。同样，汇率的名义冲击(Nominal shock)也会增加发展中国家采用固定汇率制度的可能性，降低其货币与人民币间的联动性。

表 1 人民币与其他货币联动性的决定因素

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	Logit	Probit
Trade dependence	0.186** (0.089)	0.197** (0.086)	0.219** (0.086)	0.256*** (0.092)	0.230** (0.092)	0.251*** (0.093)	0.235** (0.096)
Output asymmetry	-0.110 (0.218)	-0.130 (0.218)	-0.330 (0.320)	-0.266 (0.315)	0.130 (0.310)	0.358 (0.436)	0.284 (0.417)
Inflation differential	-0.575*** (0.125)	-0.620*** (0.124)	-0.439*** (0.135)	-0.437*** (0.138)	-0.477*** (0.152)	-0.975*** (0.352)	-0.671*** (0.232)
Size	0.016** (0.007)	0.025** (0.010)	0.019** (0.009)	0.032** (0.015)	0.021** (0.009)	0.013 (0.009)	0.0168 (0.012)
Development	0.051*** (0.014)	0.049*** (0.013)	0.046*** (0.013)	0.029** (0.014)	0.026** (0.012)	0.059*** (0.021)	0.045*** (0.015)
High inflation		-0.084***	-0.059**	-0.055**	-0.063**	-0.045*	-0.043**

		(0.024)	(0.024)	(0.023)	(0.024)	(0.024)	(0.021)
Real shock			0.395	0.433	-0.089	-0.257	-0.221
			(0.405)	(0.412)	(0.395)	(0.583)	(0.540)
Nominal shock			-0.633***	-0.570***	-0.541***	-1.076***	-0.930***
			(0.152)	(0.147)	(0.163)	(0.376)	(0.333)
Land				-0.014	-0.012	-0.004	-0.005
				(0.010)	(0.009)	(0.008)	(0.008)
Constant	-0.620***	-0.677***	-0.504***	-0.576***	-0.487***		
	(0.158)	(0.162)	(0.152)	(0.169)	(0.173)		
Year	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Adj./Pseudo R^2	0.035	0.044	0.047	0.051	0.098	0.140	0.141
Observations	1328	1328	1328	1328	1328	1328	1328

注：括号内为标准差，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。下同。

（三）人民币汇率改革前后的结果

2005年7月21日，中国人民银行决定采用参考一篮子货币的有管理的浮动汇率制度，终止人民币对美元的固定汇率时代。2010年6月19日，中国人民银行宣布，将进一步推进汇率制度改革，增强人民币汇率的灵活性。2015年8月11日，中国人民银行宣布，完善人民币汇率中间价报价，要求做市商更加重视前一日汇率收盘价。本文依据这两项政策改革将总体样本期间分为三期（表2），各时期人民币弹性不同，进行三期回归，探讨政策改革对人民币联动性的影响因素。2006-2008年，名义冲击如预期使人民币联动性降低，贸易依存度无影响，其原因可能是当时人民币弹性空间小，削弱了贸易部门对人民币的影响。2010-2015年与2016-2022年的两段时间，由于中国利率、汇率市场化改革，人民币灵活性跃升，贸易依存度对人民币的联动性影响迅速增加。

表2 人民币汇改前后结果差异

变量	(1)	(2)	(3)
	2006-2008年	2010-2015年	2016-2022年
Trade dependence	0.064	0.224*	0.361**
	(0.170)	(0.123)	(0.182)
Output asymmetry	3.261*	-0.260	0.430
	(1.706)	(0.286)	(0.731)
Inflation differential	-0.563	-0.050	-1.116***
	(0.391)	(0.182)	(0.262)
Size	0.008	0.018	0.034*
	(0.023)	(0.015)	(0.019)
Development	-0.014	0.007	0.100***
	(0.027)	(0.019)	(0.030)
High inflation	-0.019	-0.029	-0.121**
	(0.047)	(0.028)	(0.051)
Real shock	-0.453	0.375	-0.323
	(1.294)	(0.404)	(0.936)
Nominal shock	-1.079***	-0.410*	-1.226**

	(0.271)	(0.219)	(0.583)
Land	-0.023	-0.024**	0.024
	(0.016)	(0.012)	(0.023)
Constant	0.440	0.018	-1.767***
	(0.365)	(0.228)	(0.319)
Year	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.065	0.058	0.152
Observations	249	498	581

四、模型拓展

（一）货币互换协议

自 2009 年起，中国人民银行启动了一系列的货币互换协议，以促进贸易和投资，加强与其他国家的金融往来。中国人民银行发布的《2022 年人民币国际化报告》显示，截至 2021 年底，中国人民银行已经与 40 个中央银行或货币当局签署了双边本币互换协议，总金额超过 4 万亿元。本节探究签订货币互换协议对人民币联动的影响。根据签署日期，本文构建虚拟变量，在互换协议之后进行货币互换记为 1，反之为 0。本文报告了货币互换协议对货币联动性的影响。人民币联动的可能性在协议签订后增加了 0.1。对此效应进行分解，本文进一步挖掘，发现掉期增加人民币与较发达经济体货币联动的概率，可能的原因为较发达的经济体往往有更复杂的金融体系，能够充分利用货币互换协议来稳定汇率市场。

（二）“一带一路”倡议

自 2013 年“一带一路”倡议提出以来，中国始终秉承互惠互利的原则，坚持共商共建共享，提升中国与沿线各国家的福利水平。中国与“一带一路”沿线国家的往来日益密切，促使本文探究倡议对人民币联动性的影响。由于“一带一路”沿线国家并非在同一时间加入倡议，因此在估算时，本文选择一国首次签署加入“一带一路”文件的日期，并构建虚拟变量，在签署时间后记为 1，反之为 0。由于加入“一带一路”增加跨境投资与双边贸易，因此，本文预计加入“一带一路”倡议将与人民币联动性呈正相关。但实证结果不显著，这可能是由于“一带一路”沿线国家的收入水平、基础设施（土地、公路、电缆等）、国家发展状况等方面差异较大。

基于此，本文将问题拓展至“一带一路”对人民币联动的影响是否依赖于经济特征，将虚拟变量与经济发展情况相乘成交互项再进行分析。结果表明，加入“一带一路”确实提升人民币联动性，但只通过接受国经济的规模和发展水平来加以影响。具体原因可能是发达国家得益于其先进的金融体系，加入“一带一路”倡议导致人民币汇率波动，而规模较小和欠发达的国家在商业方面行政障碍多，基础设施潜力差，可能会阻碍加入“一带一路”对人民币联动性的影响。

五、结论

本文探讨发展中经济体货币与人民币汇率的联动性和其决定因素。本文共由三个部分组成。首先本文估计人民币与发展中国家货币之间的联动性，经过分析发现，人民币在东亚和太平洋地区发挥着重要作用，如柬埔寨瑞尔（KHR）、所罗门群岛元（SBD）和越南盾（VND）等等。同时对于部分欧洲，美洲和非洲国家如白俄罗斯等，人民币的影响力与欧元相当甚至超过了欧元的地位。

其次，本文还对影响人民币汇率联动的因素进行研究。我们发现对于发展中经济体来说，与中国贸易越多，两国货币联动性越强同时本文还发现通胀差额的增加会显著降低该国与人民币的货币联动。此外，

更倾向于采用钉住制国家的货币与人民币联动性弱。同时，根据中国两次汇率制度重要改革，本文将样本分为三个子时期分别进行回归，研究人民币联动性的非线性决定因素。结果发现 2006-2008 年，名义冲击如预期使人民币联动性降低，贸易依存度无影响。2010-2015 年与 2016-2022 年的两段时间，贸易依存度对人民币的联动性影响迅速增加。

最后，本文以 2009 年人民币货币互换与 2013 年“一带一路”倡议两项政策进行研究。人民币互换政策始于金融危机，其旨在提升货币的流动性、稳定性，并增加双边贸易、投资以缓解经济危机余波。而“一带一路”倡议旨在将中国经济与“一带一路”沿线发展中国家进行优势互补，互利互惠。本文发现签署货币互换协议后，掉期增加人民币与较发达经济体货币联动的概率。同时，加入“一带一路”确实提升人民币联动性，但只通过接受国经济的规模和发展水平来加以影响。

【参考文献】

- [1] 蔡彤娟, 林润红, 2018.人民币与“一带一路”主要国家货币汇率动态联动研究.国际金融研究(2): 19-29.
- [2] 何青, 冯浩铭, 余吉双, 2021.应对新冠疫情冲击的货币政策国际协调.经济理论与经济管理(5):4-16.
- [3] 何青, 刘尔卓, 2022.汇率敏感性会影响企业贷款利率吗?金融研究(8):132-151.
- [4] 李稻葵, 刘霖林, 2008.人民币国际化: 计量研究及政策分析.金融研究(11): 1-16.
- [5] AIZENMAN J, CHINN M D, ITO H, 2013. The “impossible trinity” hypothesis in an era of global imbalances: measurement and testing. *Review of International Economics*, 21(3): 447-458.
- [6] ALESINA A, BARRO R J, 2002. Currency unions. *Quarterly Journal of Economics*, 117 (2): 409-436.
- [7] ANGELONI I, SAPIR A, 2011. The international monetary system is changing: what opportunities and risks for the euro? Bruegel working paper.
- [8] EICHENGREEN B, 2010. Lessons of the crisis for emerging markets. *International Economics and Economic Policy*, 7 (1): 49-62.
- [9] EICHENGREEN B, MEHL A, CHIȚU L, 2019. Mars or mercury? the geopolitics of international currency choice. *Economic Policy*, 34(98): 315-363.
- [10] GOLDBERG L S, TILLE C, 2008. Vehicle currency use in international trade. *Journal of International Economics*, 76(2): 177-192.
- [11] KAWAI M, PONTINES V, 2016. Is there really a renminbi bloc in Asia? a modified Frankel-Wei approach. *Journal of International Money and Finance*, 62: 72-97.
- [12] MCCAULEY R N, SHU C, 2019. Recent renminbi policy and currency co-movements. *Journal of International Money and Finance*, 95: 444-456.
- [13] MEISSNER C M, OOMES N, 2009. Why do countries peg the way they peg? the determinants of anchor currency choice. *Journal of International Money and Finance*, 28 (3): 522-547.
- [14] MUNDELL R A, 1961. A theory of optimum currency areas. *American Economic Review*, 51 (4): 657-665.
- [15] PLÜMPER T, NEUMAYER E, 2011. Fear of floating and de facto exchange rate pegs with multiple key currencies. *International Studies Quarterly*, 55 (4): 1121-1142.
- [16] YIN-WONG C, 2023. A decade of RMB internationalization. *Economic and Political Studies*, 11(1): 47-74.

数字经济与共同富裕：理论与实证研究

陈梦根¹ 周元任²

【摘要】共同富裕是中国特色社会主义的本质要求，也是马克思主义诞生以来追求的核心目标。当前，数字化浪潮席卷全球，数字经济成为推动中国经济社会变革和实现高质量发展的关键力量。本文构建了一个包括企业和家庭部门的一般均衡模型，考察数字经济对共同富裕的影响及作用机制，并设计数字经济发展综合评价体系，测算了2011~2017年全国及地区数字经济指数，与中国家庭金融调查（CHFS）数据匹配，从“促增长”和“调分配”双重视角开展实证研究，发现数字经济能够通过参与机会分享和发展成果分享促进共同富裕。数字经济可以提升居民收入，增加居民基础性和享受性支出，缩小群体内部的收入和支出不平等。机制分析表明，数字经济通过社会参与和财富创造效应增加居民收入，通过收入效应和降低消费成本增加居民支出，两类影响机制在低收入（支出）群体中更显著。进一步的分析表明，受“数字鸿沟”影响，数字经济对非常规任务中低技能、农村、西部和东北地区群体的创收增益效应并不显著。为此，应进一步加快数字经济发展，加强数字基础设施建设，充分发挥数字经济的普惠性和分享性，积极提升人力资本，推进公共服务均等化，优化收入分配结构，有效推动实现共同富裕。

【关键词】数字经济 共同富裕 参与机会分享 发展成果分享 数字鸿沟

一、引言

消除贫困、改善民生和实现共同富裕是社会主义的本质要求，也是中国共产党坚持全心全意为人民服务根本宗旨的重要体现。2021年3月，十三届全国人大四次会议通过的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》明确提出，“展望2035年，我国将基本实现社会主义现代化”，“人民生活更加美好，人的全面发展、全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”。2021年8月17日，习近平总书记在中央财经委员会第十次会议上强调，“适应我国社会主要矛盾的变化，更好满足人民日益增长的美好生活需要，必须把促进全体人民共同富裕作为为人民谋幸福的着力点，不断夯实党长期执政基础”³。党的二十大报告明确指出，中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化，共同富裕是中国特色社会主义的本质要求，也是一个长期的历史过程。当前，中国正意气风发地向全面建成社会主义现代化强国的第二个百年奋斗目标迈进，实现全体人民共同富裕已成为继全民小康之后的又一重大历史性任务（李实，2021）。

随着新一轮科技革命和产业变革的不断深入，数字化浪潮席卷全球，数据成为一种重要生产要素，数字经济成为世界各国经济竞争的战略高地（陈梦根和张鑫，2022）。从内涵上看，数字经济是以数字化知识、信息和数据为关键生产要素，以现代高速信息网络为重要载体，以信息通信技术（ICT）的有效使用作为效率提升和经济结构优化重要驱动力的一种新型经济形态（OECD，2017）。数字经济依赖于数字技术，具有打破空间分割、低门槛、分享普惠等特征，能够提升居民对经济社会发展过程的参与性和发展成果的分享性，弥补公共服务的短板，推进公共服务均等化，加强区域协调发展，促进均衡共享式增长，在推动实现全体人民共同富裕方面具有巨大优势。但另一方面，由于不同群体间数字鸿沟的存在，数字技能较差的人群难以有效利用数字技术进行创收增益，这将大大削弱数字经济分享普惠的效果，甚至可能扩大居民收入和生活水平的差距（张勋等，2021）。因此，深入探讨数字经济对共同富裕的影响效应及作用机制，对切实解决经济发展不平衡不充分问题具有十分重要的意义。

¹ 陈梦根，教授，北京师范大学统计学院

² 周元任，讲师，中央财经大学统计与数学学院

³ 习近平总书记在2021年8月17日中央财经委员会第十次会议上的讲话，部分刊于《求是》杂志2021年第20期。

本文将共同富裕定义为“收支水平增加，收支差距缩小”，建立数字经济影响共同富裕的研究框架。具体地，本文构建了一个包括企业和家庭部门的一般均衡模型，考察数字经济对共同富裕的影响及其内在机制，并设计数字经济发展综合评价体系，测算了2011~2017年全国及地区数字经济指数，与中国家庭金融调查（CHFS）数据匹配，从“促增长”和“调分配”的双重视角开展实证研究，发现数字经济能够通过参与机会分享和发展成果分享促进共同富裕。本文的主要贡献包括以下三个方面：一是构建了包括代表性企业和家庭部门的一般均衡模型，将中间产品部门区分为常规任务部门（Routine Task Sector, RT）和非常规任务部门（Non-Routine Task Sector, NRT），将数字资本划分渗透型数字资本和替代型数字资本，从理论上考察数字经济对居民收入、支出、收支不平等的影响，并系统、深入挖掘数字经济从收支两端对共同富裕的作用机制；二是利用中国家庭金融调查（CHFS）微观数据，从“促增长”和“调分配”视角出发，深入考察数字经济对家庭收入、支出的增长效应和群体内收入、支出的分配效应，实证检验数字经济对共同富裕的影响及其内在机制，丰富了相关研究实践；三是基于数字鸿沟视角，深入探讨数字经济对不同群体间创收增益效应的差异，以针对性弥合数字鸿沟，促进全体人民共同富裕提供经验证据。

二、文献回顾

共同富裕是中国特色社会主义的本质要求，也是马克思主义诞生以来追求的核心目标。在中国特色社会主义新时代的背景下，共同富裕被赋予了全新的内涵，其重点不只限于“富裕”，更着眼于“共同”，由让一部分人先富起来转变为帮扶低收入等弱势群体，并提升其生活水平（刘培林等，2021）。

（一）数字经济与共享发展

数字技术具有分享、普惠的特征，社会微观个体对数字技术拥有平等的使用权和受益权，低收入、低财富群体能够利用数字技术提高收入、增加财富，缩小与高收入、高财富群体的差距。因此，数字技术的应用对提升共享发展水平、促进社会发展公平具有显著影响，主要体现在两个方面：

一是缩小收支差距。首先，在居民收入层面，张勋等（2019）研究发现，数字金融能够改善农村居民的创业行为，显著提升农村家庭收入，进而促进经济的包容性增长；李磊等（2021）证实，自动化资本的引入创造出更多新业态与新模式，产生更多劳动需求，总体上增加了中国工业企业劳动力的就业；周广肃和丁相元（2023）发现地区数字金融发展能够显著降低代际收入弹性，促进代际流动和社会公平。其次，在居民支出层面，Fan等（2018）发现电子商务可以通过降低市场准入的固定成本、减少空间距离对贸易成本的影响，增加城际贸易，缓解空间层面的消费不平等；Jolivet和Turon（2019）证实，互联网平台能够增加信息透明度，更好地满足消费者偏好，从而降低消费搜索成本和增加边际消费倾向。

二是提升福利水平。数字经济对福利水平的提升是多维度的，例如在居民主观福利方面，Steinfeld等（2008）证实，使用Facebook等网络社交工具能够增加社会间的互动交流，显著提升居民主观幸福感，促进个人社会资本积累。在教育机会的可获得性方面，Martinez（2020）研究表明，在新冠肺炎疫情大流行期间，参与线上课程、远程教育的方式能够实现与线下教育同样的学习效果，进而缓解突发公共卫生事件对线下授课带来的负向影响。在金融服务的可获得性方面，李晓等（2021）发现数字金融通过降低市场交易成本和增加商业保险服务的可得性，显著提升了家庭商业保险的参与；张浩等（2022）发现数字金融发展能够通过拓宽正规信贷之外的其他信贷渠道，进而有效缓解家庭信贷约束。

值得关注的是，由于地区间数字经济发展不均衡，且群体间数字技能存在较大差异，数字经济的分享性与普惠性可能大打折扣。数字技能较高、获得的数字基础设施较好的群体更容易享受到数字经济的发展成果，而其他群体则一定程度上受到数字化社会的“排斥”。这种排斥效应根源在于数字技术发展的偏向性，比如Acemoglu和Restrepo（2020）发现工业机器人的引入可能会部分替代原有的劳动力，并显著降低总体工资水平。Schmidpeter和Winter-Ebmer（2021）发现在数字化时代，年龄较大的人由于对新事物接受速度较慢、接受意愿不强、接受能力较弱，并不愿意适应新的工作要求，其就业比例相对更低。还有学者提出，数字经济可能会对劳动力产生一定程度的“极化效应”，即增加需要运用人的认知判断或者复杂人际交往能力的“非常规任务劳动力”的需求，降低遵循明确、易于理解的程序的“常规任务劳动力”的

需求 (Autor 等, 2003; 何小钢和刘叩明, 2023)。从劳动者技能视角看, 高技能劳动者和低技能劳动者分别从事非常规任务中的复杂劳动和简单劳动, 不易被自动化资本替代, 而中等技能劳动者往往从事程序化、常规化的工作, 被自动化资本替代的概率较大 (Goos 等, 2014)。

(二) 数字经济与共同富裕

数字技术一方面能够通过技术创新、融合赋能的方式促进经济增长、提高居民生活水平 (Corrado 等, 2017; Demertzis 等, 2018), 另一方面能够通过分享、普惠、包容特性使弱势群体也能享受到数字经济发展红利, 促进发展公平 (Fan 等, 2018)。因此, 当前研究主要从“做大蛋糕”和“分好蛋糕”两个层面来考察数字经济对共同富裕的影响, 但多集中于理论探讨。例如, 夏杰长和刘诚 (2021) 通过理论分析得出数字经济能够通过推动宏观经济均衡性增长以及加快基本公共服务均等化来推进共同富裕; 师博和胡西娟 (2022) 通过理论分析发现数字经济能够切实缩小收入差距, 并以创富助力均衡发展, 但数字鸿沟的存在会削弱数字经济的普惠效应; 刘诚 (2022) 梳理了数字经济收入分配的一般分析框架, 认为数字经济总体上改善了收入分配关系, 使得不同群体内的收入分配更加均衡。

相比而言, 实证层面的考察较少, 部分文献从地区、居民、产业、企业等层面进行了探讨。代表性研究包括: 王军和罗茜 (2023) 从省际视角考察发现, 数字经济能够通过促进产业结构升级和缩小数字鸿沟, 进而提升共同富裕水平; 张勋等 (2021) 从微观居民视角考察发现, 数字金融发展能够显著提高居民收入和消费水平, 尤其提升了无法接触到互联网家庭的收入与消费水平; 叶堂林和王雪莹 (2023) 从产业数字化视角考察发现, 数字经济发展通过加剧产业集聚拉大发展差距, 通过促进技术和创新成果扩散推动协调性均衡发展, 但数字经济对协调性均衡发展的影响可能受经济发展水平的制约; 方明月等 (2022) 研究发现, 企业数字化转型通过生产率效应、就业创造效应、提高普通员工自主权分别提高营业收入、提高劳动收入及份额、缩小劳动收入差距, 进而促进了企业内共同富裕。

综合来看, 现有文献的局限性大体有四个方面: 一是当前研究主要依据数字经济发展特征, 从理论层面探讨其对共同富裕的影响, 实证检验相对较少, 大多缺乏经济学模型的支撑, 可能使得实证结论缺乏理论证据; 二是数字经济内涵丰富, 不同维度对于同一群体的作用及内在机制可能不同, 但多数文献将数字经济看作一个总体, 缺乏对不同类型数字经济的影响效应分析; 三是在探讨数字经济与共同富裕研究主题时, 少有文献将数字鸿沟纳入考量, 实际上数字鸿沟是数字技术促进均衡共享式发展的主要障碍, 也是探讨数字经济影响共同富裕不可回避的因素; 四是共同富裕内涵深刻而丰富, 多数研究在考察数字经济影响共同富裕的机制时视角较为单一。基于已有研究, 本文结合共同富裕的深刻内涵和数字经济的发展特征, 从理论推导与实证检验两个层面考察数字经济对共同富裕的影响及作用机制。

三、理论模型

本文借鉴 Autor 等 (2003)、Lankisch 等 (2019) 的研究, 构建了包括代表性企业和家庭的一般均衡模型, 其中企业中间产品部门分为常规任务部门 and 非常规任务部门⁴, 从理论上考察数字经济对居民收支及收支不平等的影响与内在机制。

(一) 模型构建

1. 企业部门

代表性企业均采用规模报酬不变的 Cobb-Douglas 生产函数进行生产, 不同于以往文献, 本文将数字资本按照数字技术对经济社会的影响方式进一步划分为渗透型数字资本 ($D_{c,t}$) 和替代型数字资本 ($D_{p,t}$)。需要说明的是, 数字经济中数字技术的渗透效应发挥着基础性作用 (Erumban 和 Das, 2016; Edquist 和 Henrekson, 2017; 蔡跃洲和牛新星, 2021), 替代效应主要针对于部分自动化、智能化技术 (何小钢和刘

⁴ 常规任务部门主要从事遵循明确的规则、重复度较高的工作, 非常规任务部门主要从事通过复杂的沟通活动和抽象能力来解决的工作。渗透型数字资本对各生产部门产生了深刻影响, 替代型数字资本对常规任务部门劳动力产生一定的替代性作用, 而非非常规部门劳动力受影响较小。为区分不同数字资本的异质性影响, 本文将中间产品部门划分为常规和非常规任务两部门。

叩明, 2023), 但两种效应的作用效果可能相反, 并且作用机制也不相同。渗透效应可能通过降低成本、增加协同、促进创新等途径提升运行效率, 促进经济增长, 而替代效应可能对原有非数字部门产生创造性破坏效果, 甚至挤占传统生产部门规模, 在均衡模型中若仅设定数字经济总变量, 而不对数字经济进一步细分, 则难以区分数字经济的不同作用效果, 导致理论结果出现偏误。因此, 本文从异质性视角, 分别设定渗透型数字资本和替代型数字资本来对应刻画数字技术的渗透效应和替代效应, 通过对两种效应不同作用效果的综合判别, 最终确定数字经济总体对居民收支水平的影响。

根据以上理论分析, 本文对两种类型数字资本的设定如下: (1) 渗透型数字资本主要表现在对传统资本和劳动生产要素的渗透、溢出和协同效应, 通过数字技术搭建线上平台, 减少信息不对称和道德风险, 降低运营成本, 优化资源配置, 提高传统资本和劳动要素的回报率, 最终提升生产效率, 在数字经济影响经济社会进程中发挥着基础性作用和主要作用; (2) 替代型数字资本主要表现为人工智能、工业机器人、工业互联网等产业自动化、智能化效应, 其特点在于与多数从事常规任务的劳动力替代作用较强, 而较难替代非常规任务劳动力。综合考虑不同类型数字资本的作用, 企业生产函数最终表现为在 C-D 函数中嵌套一个 CES 函数的形式 (Lankisch 等, 2019), 具体形式如下:

$$Y_{j,t} = A_{j,t} (D_{c,t}^{\gamma_j} K_{j,t})^{\alpha_j} \left\{ D_{p,t}^{\frac{\varepsilon_j - 1}{\varepsilon_j}} + (D_{c,t}^{\eta_j} L_{j,t})^{\frac{\varepsilon_j - 1}{\varepsilon_j}} \right\}^{1 - \alpha_j} \quad (1)$$

其中, $j \in \{RT; NRT\}$ 分别表示常规任务部门和非常规任务部门的代表性企业, $Y_{j,t}$ 、 $K_{j,t}$ 、 $L_{j,t}$ 分别表示企业产出、传统的资本和劳动要素, $A_{j,t}$ 表示生产过程的全要素生产率, α_j 为资本产出弹性, 劳动产出弹性可表示为 $F(D, L)(1 - \alpha_j)$, $F(D, L)$ 表示传统劳动要素占广义劳动要素比重⁵。 γ_j 和 η_j 分别表示渗透型数字资本对传统资本和劳动的渗透效应。由于“机器换人”的趋势 (李磊等, 2021), 设定 $D_{p,t}$ 与传统的劳动要素 $L_{j,t}$ 主要为替代效应, ε_j 为替代型数字资本和劳动要素的替代弹性。一般地, 从事常规任务的劳动力更易被替代型数字资本所替代, 而非非常规任务的劳动力从事的工作任务复杂抽象, 或是被替代成本较高, 进而难以被替代型数字资本所替代, 故设定 $\varepsilon_{RT} > 1 > \varepsilon_{NRT} > 0$ 。为便于模型求解和分析, 设定在完全竞争市场条件下最终产品部门的代表性企业仅使用常规任务和非常规任务部门的产出作为中间品投入进行生产, 其生产技术采用 CES 形式:

$$Z_t = \left[\xi^{\frac{1}{\delta}} Y_{RT,t}^{\frac{1-\delta}{\delta}} + (1 - \xi)^{\frac{1}{\delta}} Y_{NRT,t}^{\frac{1-\delta}{\delta}} \right]^{\frac{\delta}{1-\delta}} \quad (2)$$

其中, Z_t 表示最终产品部门产出, $Y_{RT,t}$ 和 $Y_{NRT,t}$ 分别表示两种中间产品部门产出, 参数 $\xi \in (0, 1)$, 参数 $\delta > 0$ 表示在生产最终产品过程中, 两种部门产品间的替代弹性。

2. 居民部门

假定不同家庭提供从事不同任务的劳动力, 其效用函数使用 CRRA 形式:

$$U(C_{j,t}, N_{j,t}) = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_{j,t}^{1-\sigma_j}}{1-\sigma_j} - \theta_j \frac{N_{j,t}^{1+\rho_j}}{1+\rho_j} \right) \quad (3)$$

其中, $U(C_{j,t}, N_{j,t})$ 表示代表性家庭的终生跨期贴现效用, $C_{j,t}$ 表示家庭消费支出, $N_{j,t}$ 表示家庭提供的劳动, E_0 表示期望因子, β 表示时间贴现因子, $1/\sigma_j$ 表示跨期替代弹性, θ_j 表示劳动在家庭效用函数中所占比重, ρ_j 表示劳动供给的相对风险规避系数。假定不同家庭将收入全部用于消费和投资, 则不同家庭面临的约束条件可统一写成:

$$C_{j,t} + I_{j,t}^H = (1 - \tau_j)(W_{j,t}N_{j,t} + R_{j,t}K_{j,t}^H) \quad (4)$$

其中, τ_j 表示政府部门对不同家庭征税的税率, $I_{j,t}^H$ 表示家庭部门投资, $K_{j,t}^H$ 表示家庭部门持有资本, $W_{j,t}$ 表示劳动报酬率, $R_{j,t}$ 表示投资回报率, $W_{j,t}N_{j,t}$ 表示家庭劳动总报酬, $R_{j,t}K_{j,t}^H$ 表示家庭资本收益总量, 根

⁵ 替代型数字资本可以一定程度上替代常规任务劳动力进行生产, 具有一定的劳动属性, 若从生产层面将替代型数字资本与传统劳动要素的加总定义为广义劳动要素, 则此时劳动产出弹性可以被看成 $1 - \alpha_j$ 与传统劳动要素占广义劳动要素比重之积。

据不同报酬类型，家庭劳动报酬又可以进一步分为他雇型劳动报酬和自雇型劳动报酬。若用 $\Phi \in (0,1)$ 表示传统资本的折旧率，则家庭部门的资本积累方程可表示为：

$$K_{j,t+1}^H = (1 - \Phi)K_{j,t}^H + I_{j,t}^H \quad (5)$$

(二) 模型求解

本文使用比较静态分析方法，在模型静态均衡下考察数字资本变动如何影响收入和支出变量，通过理论推导和演化分析探讨可能的影响机制。根据产品、资本和劳动市场出清条件，中间产品部门企业利润最大化的一阶最优条件可表示为：

$$\alpha_j P_{j,t} Y_{j,t} = R_{j,t} K_{j,t} \quad (6)$$

$$(1 - \alpha_j) P_{j,t} Y_{j,t} (D_{c,t}^{\eta_j} N_{j,t})^{-\frac{1}{\varepsilon_j}} D_{c,t}^{\eta_j} = W_{j,t} \left[D_{p,t}^{\frac{\varepsilon_j - 1}{\varepsilon_j}} + (D_{c,t}^{\eta_j} N_{j,t})^{\frac{\varepsilon_j - 1}{\varepsilon_j}} \right] \quad (7)$$

其中， $P_{j,t}$ 表示产品价格， $R_{j,t}$ 表示资本回报率， $W_{j,t}$ 表示劳动回报率。根据式 (3)、(4)、(5)，居民部门效用最大化的一阶条件可以表示为欧拉方程的形式：

$$\left(\frac{C_{j,t+1}}{C_{j,t}} \right)^{\sigma_j} = \beta [(1 - \tau_j) R_{j,t+1} + (1 - \Phi)] \quad (8)$$

此外，根据一阶条件还可以得到劳动报酬和消费支出的关系：

$$C_{j,t}^{\sigma_j} = \frac{(1 - \tau_j) W_{j,t}}{\theta_j N_{j,t}^{\rho_j}} \quad (9)$$

1. 数字经济对居民收入的影响

首先，分别考察替代型、渗透型两种类型数字资本对劳动报酬 $W_{j,t}$ 、投资回报 $R_{j,t}$ 的影响，以综合考察数字经济对居民收入的影响。根据均衡条件下中间产品部门利润最大化的一阶条件，用劳动报酬 $W_{j,t}$ 对替代型数字资本 $D_{p,t}$ 求微分可得：

$$\frac{dW_{j,t}}{dD_{p,t}} = \frac{(1 - \varepsilon_j \alpha_j)(1 - \alpha_j)}{\varepsilon_j} f_1(A, K, D, N, P) f_2(D, N) \quad (10)$$

其中， $f_1(A, K, D, N, P)$ 和 $f_2(D, N)$ 均为指数项，资本产出弹性 $\alpha_j \in (0,1)$ ，则 $dW_{j,t}/dD_{p,t}$ 的正负最终取决于 $1 - \varepsilon_j \alpha_j$ 的符号，分两种情况讨论：(1) 当 $j = NRT$ 时，有 $\varepsilon_{NRT} \in (0,1)$ ，则 $1 - \varepsilon_{NRT} \alpha_{NRT} > 0$ ，即 $dW_{NRT,t}/dD_{p,t} > 0$ ，表明增加替代型数字资本会提升非常规任务部门劳动力劳动报酬水平；(2) 当 $j = RT$ 时，有 $\varepsilon_{RT} \in (1, +\infty)$ ，若 $1 - \varepsilon_{RT} \alpha_{RT} > 0$ ，则 $dW_{RT,t}/dD_{p,t} > 0$ ；若 $1 - \varepsilon_{RT} \alpha_{RT} < 0$ ，则 $dW_{RT,t}/dD_{p,t} < 0$ 。这表明替代型数字资本影响程度较小时，受研发成本、应用条件限制，尚未对常规任务劳动力进行大规模替代，且其自身对劳动生产率有促进作用 (Acemoglu 和 Restrepo, 2020)，但当替代型数字资本的影响不断增强，则可能降低劳动者相对收入水平。再根据中间产品部门利润最大化的一阶条件，用劳动报酬 $W_{j,t}$ 对渗透型数字资本 $D_{c,t}$ 求微分可得：

$$\frac{dW_{j,t}}{dD_{c,t}} = (1 - \alpha_j) \left(\gamma_j \alpha_j + \eta_j \frac{\varepsilon_j - 1}{\varepsilon_j} \right) g_1(A, K, D, N, P) g_2(D, N) + (1 - \alpha_j) \left[\frac{\varepsilon_j(1 - \alpha_j)}{\varepsilon_j - 1} - 1 \right] \left(\eta_j \frac{\varepsilon_j - 1}{\varepsilon_j} \right) g_3(A, K, D, N, P) g_4(D, N) \quad (11)$$

其中 $g_1(A, K, D, N, P)$ 、 $g_2(D, N)$ 、 $g_3(A, K, D, N, P)$ 和 $g_4(D, N)$ 均为指数项，为方便求解，可将式 (11) 写成 $M \cdot P + N \cdot Q$ 的形式，其中 M 和 N 分别为系数项， P 和 Q 分别表示 $g_1 \cdot g_2$ 和 $g_3 \cdot g_4$ ，通过比较可知 $P > Q > 0$ ，对 M 和 N 化简并分两种情况讨论：(1) 当 $j = RT$ 时， $\varepsilon_j > 1$ ，此时据推导，恒有 $dW_{j,t}/dD_{c,t} > 0$ 。即在不同情况下，渗透型数字资本增加均能显著提升其劳动报酬；(2) 当 $j = NRT$ 时， $\varepsilon_j \in (0,1)$ ，此时 N 一定为正，即 $N \cdot Q > 0$ 恒成立，但 M 不一定为正。若要 M 为正，需满足：

$$\frac{\gamma_j}{\eta_j} > \frac{1 - \varepsilon_j}{\varepsilon_j} \cdot \frac{1}{\alpha_j} = \text{con}(\varepsilon_j, \alpha_j) \quad (12)$$

根据式 (12) 知，当 ε_j 和 α_j 均外生给定时， $\text{con}(\varepsilon_j, \alpha_j)$ 为常数。当渗透型数字资本对传统资本的影响程度 γ_j 与传统劳动的影响程度 η_j 的比值大于 $\text{con}(\varepsilon_j, \alpha_j)$ 时，有 $M \cdot P + N \cdot Q > 0$ 恒成立。事实上，非常规任务

劳动力能够与传统资本形成互补（何小钢和刘叩明，2023），即渗透型数字资本对传统资本影响程度更大，因此增加渗透型数字资本能提升非常规任务劳动力的劳动报酬水平。此处重点考察渗透型数字资本对财产性收入的影响⁶，根据中间产品部门企业利润最大化的一阶最优条件，用资产收益 $R_{j,t}$ 对渗透型数字资本 $D_{c,t}$ 求微分，可得：

$$\frac{dR_{j,t}}{dD_{c,t}} = (\gamma_j \alpha_j^2) m_1(A, K, D, P) m_2(D, N) + [\alpha_j (1 - \alpha_j) \eta_j] m_3(A, K, D, N, P) m_4(D, N) \quad (13)$$

其中， $m_1(A, K, D, P)$ 、 $m_2(D, N)$ 、 $m_3(A, K, D, N, P)$ 和 $m_4(D, N)$ 均为指数项，上式右侧系数均大于 0，则 $dR_{j,t}/dD_{c,t} > 0$ ，故增加渗透型数字资本会提高不同任务类型劳动力的财产性收入。下面主要从供需视角进一步推导数字经济影响收入的理论机制，根据前文结论，数字经济能够提升居民劳动报酬与资本回报，则有 $dW_{j,t}/dD_t > 0$ 和 $dR_{j,t}/dD_t > 0$ ，进一步可导出如下结果：

$$\frac{dW_{j,t}}{dD_t} = \frac{dW_{j,t}}{dL_{j,t}} \frac{dL_{j,t}}{dD_t} = \left(\frac{dL_{j,t}}{dW_{j,t}} \right)^{-1} \frac{dL_{j,t}}{dD_t} \quad (14)$$

$$\frac{dR_{j,t}}{dD_t} = \frac{dR_{j,t}}{dK_{j,t}} \frac{dK_{j,t}}{dD_t} = \left(\frac{dK_{j,t}}{dR_{j,t}} \right)^{-1} \frac{dK_{j,t}}{dD_t} \quad (15)$$

以式（14）为例，在系统处于均衡状态时，家庭部门的劳动力供给等于企业部门劳动力需求，即系统正处于劳动力供给曲线和需求曲线的交点 $L_{j,t}^*$ 上。由于本文主要考察居民层面的共同富裕问题，因此接下来重点关注劳动力供给曲线上的均衡情况。对于劳动力供给端，当劳动报酬 $W_{j,t}$ 水平提升时，居民部门倾向于提供更多劳动力以获得更大规模的劳动回报，因此 $dL_{j,t}/dW_{j,t} > 0$ 。又由于 $dW_{j,t}/dD_t > 0$ ，则可推导出 $dL_{j,t}/dD_t > 0$ ，这表明从现实意义上看，数字经济发展增加了居民对劳动力市场的参与，例如促进创业行为、增加新型就业等，进而增加了居民的劳动报酬（Akerman 等，2015；李磊等，2021）。同时，数字经济能够通过降低成本、增加协同、促进创新等途径提升企业生产效率、提高企业经营绩效，推动劳动力需求曲线向右移动，在新的均衡条件下，劳动力数量增加，劳动报酬水平也显著提升。同理，从式（15）推导出 $dK_{j,t}/dD_t > 0$ ，表明数字经济能够增强居民对资本市场的参与，促进资本积累，增加金融服务的可获得性，进而提升家庭的投资回报（李晓等，2021）。综上，对劳动力市场和资本市场参与机会的增加分别体现了数字经济的社会参与效应和财富创造效应，也证明了数字经济在参与机会层面的分享性，增加了原本无法进入劳动力市场或资本市场群体的参与机会。由此，提出本文的假说 1：

H1：数字经济可能通过社会参与效应、财富创造效应提高家庭收入。

2. 数字经济对居民支出水平的影响

下面考察数字经济对居民支出水平的影响，需要说明的是，替代型数字资本与居民支出的相关性较小，因此主要考察渗透型数字资本的影响。由劳动报酬和消费支出的方程可以推出 $dC_{j,t}/dW_{j,t} > 0$ ，而 $dC_{j,t}/dW_{j,t}$ 能进一步表示为：

$$\frac{dC_{j,t}}{dW_{j,t}} = \frac{dC_{j,t}}{dD_{c,t}} \frac{dD_{c,t}}{dW_{j,t}} = \frac{dC_{j,t}}{dD_{c,t}} \left(\frac{dW_{j,t}}{dD_{c,t}} \right)^{-1} \quad (16)$$

根据前文结论，渗透型数字资本会显著提升劳动力的劳动报酬，尤其是当渗透型数字资本对传统资本的影响效应较大时这一结论恒成立，因此 $dW_{j,t}/dD_{c,t} > 0$ ，进一步有 $dC_{j,t}/dD_{c,t} > 0$ 。可见，数字经济能够通过收入效应途径，提升家庭的消费倾向，增加居民的消费支出。数字经济带来居民收入的增加属于数字技术发展的经济成果，该作用机制体现了数字经济发展成果的分享性。

接下来考察数字经济是否能通过降低消费成本增加支出，将代表性家庭的总时间分为三份：闲暇 $H_{j,t}$ 、劳动 $N_{j,t}$ 和购物 $S_{j,t}$ ⁷，假定 $H_{j,t} + N_{j,t} + S_{j,t} = 1$ 。对劳动报酬和消费支出的关系方程两边取对数，可得：

$$\ln C_{j,t} = \frac{1}{\sigma_j} \left(\ln \frac{W_{j,t}}{S_{j,t}} + \ln \frac{S_{j,t}}{N_{j,t}^{\rho_j}} + \ln \frac{1 - \tau_j}{\theta_j} \right) \quad (17)$$

⁶ 替代型数字资本较难影响到居民财产性收入，因此在此处主要讨论渗透型数字资本对居民财产收入的影响。

⁷ 购物主要包括为购买商品或服务的交通、挑选、支付等时间，以及为购买商品或服务去银行等金融机构存取现金等时间，区别于处于工作状态的劳动时间和处于休息状态的闲暇时间，可以看成工作与闲暇之间的摩擦成本。

其中, $\ln T_{j,t} = \ln W_{j,t}/S_{j,t}$ 可表示购物时间的现金约束程度, 并且 $d \ln C_{j,t} / d \ln T_{j,t} > 0$, 即购物时间的现金约束程度越小, 均衡条件下家庭消费总量越大, 可见数字经济会通过降低现金约束, 减少交易成本, 进而促进居民消费支出。从现实情况来看, 数字技术助推了网络支付、第三方支付的发展, 带动快递物流行业的发展, 保证居民可以通过支付便利性、物流便利性等降低商品采购成本、增加商品流通速度等方式, 平等地享受数字经济为消费支出带来的便捷性。由此, 提出本文的假说 2:

H2: 数字经济可能通过收入效应、降低消费成本提高家庭支出。

3. 数字经济对收支差距的影响

下一步重点考察数字技术能否通过其分享和包容性特征缩小部门间与部门内的收入与支出差距。以不同任务部门的劳动报酬为例, 考察数字资本对不同部门间收入差距的影响:

$$\frac{d \ln \frac{W_{NRT,t}}{W_{RT,t}}}{d \ln D_t} = \frac{D_t}{W_{NRT,t}} \frac{dW_{NRT,t}}{dD_t} - \frac{D_t}{W_{RT,t}} \frac{dW_{RT,t}}{dD_t} \quad (18)$$

假定由于非常规任务部门偏向于复杂、抽象、交流密度大的工作任务, 所需的工作技能偏高, 其相对收入水平也偏高, 所以本文设定 $W_{NRT,t} > W_{RT,t}$ 。当式 (18) 大于 0 时, 可进一步写成:

$$RATIO_t = \frac{\frac{dW_{NRT,t}}{dD_t}}{\frac{dW_{RT,t}}{dD_t}} > \frac{W_{NRT,t}}{W_{RT,t}} > 1 \quad (19)$$

上式表明, 当数字资本对两部门劳动报酬边际影响之比大于两部门的劳动报酬之比时, 数字经济发展可能扩大部门间收入差距, 反之, 数字经济发展可能缩小部门间收入差距。事实上, 数字资本对两部门劳动报酬边际影响之比即刻画了部门间的数字鸿沟程度, 本文定义该比值为 $RATIO_t$, 若 $RATIO_t = 1$, 表明部门间不存在数字鸿沟, 数字经济对不同部门的边际促进作用是相同的; 若 $RATIO_t > 1$, 表明数字经济对非常规任务部门的边际促进作用更大, 且 $RATIO_t$ 取值越大, 部门间的数字鸿沟越大。式 (19) 结果表明, 当 $RATIO_t \in [1, W_{NRT,t}/W_{RT,t}]$ 时, 由于数字技术的分享性和普惠性, 数字经济发展能够弥合部门间收入差距; 当 $RATIO_t > W_{NRT,t}/W_{RT,t}$ 时, 部门间的数字经济发展环境出现系统性差异, 较大的数字鸿沟使得弱势部门无法获得相同的数字红利, 数字经济可能扩大收入差距。同理, 若将劳动报酬变量替换成资本回报变量或支出变量, 将不同任务类型替换成不同区域后结论不变。根据以上结论, 本文推断数字经济能够缩小部门内部收支差距, 但可能扩大部门间收支差距, 原因主要在于同一部门内数字经济发展环境相似, 有助于数字技术分享、普惠效应的发挥, 使居民共享数字经济发展成果; 不同部门间数字经济发展环境多数存在系统性差异, 数字鸿沟的影响若大于数字技术本身的包容性效应, 则可能扩大居民收支差距。再进一步分不同类型数字经济看, 渗透型数字经济在数字经济发展中起到基础性作用, 所需数字基础设施建设水平相对较低; 而以智能化、自动化为代表的替代型数字经济是在渗透型数字经济发展过程中, 伴随数字技术不断更新升级而衍生的一种新型数字经济, 其所需数字基础设施建设水平相对更高。因此, 替代型数字经济的数字鸿沟效应可能更为显著, 即替代型数字经济使得更少的地区/群体获益。由此, 提出本文的假说 3 和假说 4:

H3: 数字经济发展可以缩小小部门内收入和支出不平等。

H4: 数字鸿沟可能阻碍数字经济对部门间收支不平等的弥合效应。

综上, 数字经济可以通过提升收入、支出水平, 缩小收入、支出差距进而促进共同富裕。数字经济影响共同富裕的内在机制可归纳为两个方面: (1) 参与机会的分享性, 主要包括社会参与效应和财富创造效应。具体地, 数字经济能够通过数字技术和互联网平台, 降低信息不对称和市场道德风险, 增加创业活动和创新就业形式, 增强居民的劳动力市场参与。同时, 数字经济还能够通过数字要素驱动, 提升传统金融服务效率, 增加金融服务的可获得性, 增强居民对金融市场的参与效应。(2) 发展成果的分享性, 主要包括收入效应和降低消费成本。具体地, 数字经济能够通过智能化生产、智慧化经营、赋能创新活动等方式提高生产效率, 增加劳动收入, 使得居民共享数字经济发展的经济成果, 从而提升居民支出水平。此外, 数字技术的应用使得消费成本不断降低, 物流运输、支付手段等便利性不断增加, 使得居民共享数字经济发展的技术成果, 进而促进居民消费支出。

四、实证模型与数据说明

（一）实证模型设定

本文分别建立家庭层面和地区层面的双向固定效应模型，从“促增长”和“调分配”两方面考察数字经济对收入和支出的溢出效应，分析其对共同富裕的影响及作用机制。实证模型的基本形式设定如下：

$$Growth_{ijt}^{\delta} = \alpha_0 + \alpha_1 DE_{j,t-1} + \alpha_2 X_{ijt}^H + \alpha_3 X_{jt}^R + \rho_t + \varphi_i + \varepsilon_{ijt} \quad (20)$$

$$Distribution_{jt}^{\delta} = \beta_0 + \beta_1 DE_{j,t-1} + \beta_2 X_{jt}^R + \lambda_t + \tau_j + \mu_{jt} \quad (21)$$

其中， $Growth_{ijt}^{\delta}$ ($\delta = 1, 2$) 表示共同富裕的“水平增长”变量，用来考察家庭的收入和支出情况，分别以家庭总收入 ($\delta = 1$) 和家庭总支出 ($\delta = 2$) 表示； $Distribution_{jt}^{\delta}$ ($\delta = 1, 2$) 表示共同富裕的“总量分配”变量，用来考察地区收入和支出不平等情况，分别以收入的地区泰尔指数 ($\delta = 1$) 和支出的地区泰尔指数 ($\delta = 2$) 表示，本文主要从城市层面测算不平等程度。 $DE_{j,t-1}$ 表示 j 地在 t-1 期的数字经济的发展程度，为了尽量避免内生性的影响，数字经济变量作滞后一期处理， X_{ijt}^H 和 X_{jt}^R 分别表示家庭层面和地区层面的控制变量， ρ_t 和 λ_t 均表示时间固定效应， φ_i 和 τ_j 分别表示家庭固定效应和城市固定效应，标准误均选取聚类到城市或省份层面的稳健标准误。各变量具体说明如下：

1. 被解释变量

(1) 家庭总收入，具体为工资性收入、农业经营性收入、工商业经营性收入、转移性收入和投资性收入的加总，为排除价格变动的影响和保证年度统计口径一致，本文以 2011 年为基期，采用各地区消费者价格指数进行平减并取对数纠偏处理；(2) 家庭总支出，具体为食品支出、衣着支出、居住支出、生活用品及服务支出、教育娱乐支出、交通通信支出、医疗保健支出和其他支出的加总，同样以 2011 年为基期，采用各地区消费者价格指数进行平减并取对数纠偏处理；(3) 收入和支出的地区泰尔指数，具体为同一城市内部收入和支出的泰尔指数，表示该地区内部收入或支出不平等的总体情况，计算过程中去掉由于各种原因导致的家庭总收入或总支出小于等于 0 的样本。

2. 核心解释变量

核心解释变量为数字经济指数，参考国家统计局最新发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》，从数字产品制造、数字产品服务、数字技术应用、数字要素驱动和数字化效率提升五大维度构建数字经济发展综合评价体系，详见附表 1⁸，基于现有可得数据测算全国及地区数字经济指数。为了将各子指标波动程度对数字经济总指数的贡献率考虑在内，避免子指标权重赋予出现偏倚，本文采用信息熵权法将各维度合成综合的数字数字经济指数，并扩大 100 倍处理，使得数字经济综合指数取值为 0~100 之间。本文还依据各维度指标特性，将智能制造指标标准化后作为替代型数字经济的表征⁹，将其余子指标使用信息熵权法合成综合指数作为渗透型数字经济的表征。

3. 控制变量

增长模型式 (20) 中控制变量主要包括两个层面：(1) 家庭层面，其中家庭户主角度的控制变量包括户主性别、年龄、受教育程度、婚姻情况、健康水平、政治面貌等，由于户主年龄可以表示为家庭固定效应和时间固定效应的线性组合，为减小遗漏变量偏误，本文控制了年龄的平方项（张勋等，2019）；家庭整体角度的控制变量包括家庭人口规模、家庭老年（60 岁以上）人口比重和家庭少儿（16 岁以下）人口比重；当被解释变量为家庭总支出时，研究中还控制了家庭总收入情况。(2) 地区层面，为了避免多重共线性影响，仅选省份经济发展水平作为控制变量，使用省内人均 GDP 水平表示，并取对数处理。分配模型式 (21) 中控制变量主要为地级市和省份层面的控制变量，分别为城市层面的性别、年龄、受教育程度、婚姻、健康水平、党员占比、少儿比例、老年人比例情况以及省份层面的经济发展水平，并且当被解释变量为支出不平等时，本文还控制了城市收入变量，并取对数处理。

⁸ 本文附录详见《数量经济技术经济研究》杂志网站，下同。

⁹ 替代型数字经济主要包括以智能化、自动化为主要特征的数字经济，主要包括人工智能等，但受数据可得性限制，本文主要使用智能制造指标对其进行表征。

（二）样本与数据说明

本文使用的微观家庭数据来源于西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心 2011 年、2013 年、2015 年和 2017 年 4 轮中国家庭金融调查。其余宏观数据来源于《中国统计年鉴》、《中国信息产业年鉴》、《企研数据——工业互联网专题数据库》、《中国住户调查年鉴》、中国经济与社会发展统计数据库、北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服共同编制的中国数字普惠金融指数、国际机器人联合会（International Federation of Robotics, IFR）等，各个变量的描述性统计结果如表 1 所示。此外，对收入和支出等连续型变量做 1% 的缩尾处理，并剔除异常样本和极端值，最终形成 4 年的非平衡面板数据。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	2011 年			2017 年		
	样本数	均值	标准差	样本数	均值	标准差
家庭总收入（元）	8438	31272.583	53156.849	40011	60941.502	71086.136
家庭总支出（元）	8438	31163.487	36282.593	40011	53749.085	53668.422
收入泰尔指数	66	0.717	0.456	172	0.718	0.313
支出泰尔指数	66	0.376	0.130	172	0.389	0.119
数字经济指数	66	44.473	10.486	172	67.152	11.387
户主性别（男=1）	8438	0.731	0.443	40010	0.793	0.405
户主年龄（年）	8437	49.946	14.071	40000	55.202	14.249
户主受教育程度	8359	3.434	1.680	39958	3.430	1.684
户主婚姻情况（结婚=1）	8438	0.864	0.343	40011	0.848	0.359
户主健康水平	6735	3.397	0.956	40002	3.387	1.016
户主是否党员（是=1）	8438	0.157	0.364	40011	0.113	0.317
家庭规模（人）	8438	3.475	1.548	40011	3.174	1.552
老年抚养比	8438	0.196	0.328	40011	0.325	0.401
少儿抚养比	8438	0.128	0.165	40011	0.104	0.159
城市性别（男性占比）	66	0.509	0.019	172	0.505	0.016
城市年龄（均值，年）	66	43.440	3.937	172	48.035	4.211
城市教育水平（均值）	66	2.783	0.610	172	2.901	0.524
城市婚姻（结婚占比）	66	0.641	0.048	172	0.653	0.053
城市健康水平（均值）	66	1.434	0.255	172	3.542	0.216
城市党员（党员占比）	66	0.064	0.044	172	0.051	0.028
城市老年比例	66	0.154	0.041	172	0.246	0.061
城市少儿比例	66	0.158	0.040	172	0.146	0.044
城市居民收入（万元）	66	349.921	474.089	172	1262.623	1438.224
省份经济发展水平（元）	25	37806.377	15307.964	29	60539.045	23374.075

根据所构建的数字经济发展综合评价体系，本文测算得到 2011~2017 年全国及 31 个省（市、区）的数字经济指数，详见附表 2，考察期内全国数字经济指数总体呈现稳定增长趋势。分地区看，数字经济发展水平总体呈东部最高、中部次之、西部最低的态势，而数字经济发展年均增速呈现西部较高、中部次之、东部较低的态势。从数字经济发展与居民收支水平的空间相关性来看¹⁰，总体上数字经济发展与居民收支呈正相关关系，即数字经济发展水平较高的地区，其居民家庭收支水平也更高。此外，从 2011~2017 年间变动趋势上看，无论是居民收入还是支出水平，其与数字经济发展线性相关的斜率均变小，由此初步判断，数字经济发展对居民收支差距具有一定的弥合效应，能够有效缩小居民收支不平等，促进发展公平，推动

¹⁰ 本文重点列示样本区间首尾年份数字经济发展与居民收支的空间分布，以考察二者的空间相关性及其动态变动情况，详见附图 1。

全体人民共同富裕。

五、实证分析

（一）基准模型结果

表 2 给出了数字经济对居民收入、支出水平和分配的影响效应结果，根据式（20）和式（21）进行线性最小二乘（OLS）回归，并分别加入家庭、时间固定效应和城市、时间固定效应。根据（1）和（2）列的结果，数字经济指数的系数估计值分别为 0.059 和 0.001，可见数字经济对家庭总收入和总支出均具有正向影响，但对家庭总支出的影响统计上并不显著。根据（3）和（4）列的结果，数字经济指数的系数估计值分别为-0.013 和-0.003，且统计上显著，可见数字经济对居民收入泰尔指数和支出泰尔指数的影响均为负。也就是说，数字经济的发展有助于提升居民收入水平和支出水平，比较而言，其对收入的促进作用更明显。并且，数字经济发展显著降低了地区内部的收入和支出不平等程度，对促进收入分配结构的合理性具有积极作用。因此，总体上看，数字经济发展有助于促进全体人民的共同富裕，实证研究结果与假说 1、假说 2 和假说 3 的判断一致。

表 2 数字经济对居民收支水平及分配的影响结果

变量	(1) 家庭总收入	(2) 家庭总支出	(3) 收入不平等	(4) 支出不平等
数字经济	0.059* (0.032)	0.001 (0.005)	-0.013*** (0.005)	-0.003** (0.001)
户主/城市性别	-0.059 (0.050)	0.039*** (0.012)	-0.549 (1.073)	-0.021 (0.460)
户主/城市年龄	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)
户主/城市受教育水平	0.044* (0.024)	0.027*** (0.005)	0.161 (0.109)	-0.063** (0.029)
户主/城市婚姻	0.059 (0.072)	0.091*** (0.017)	-0.692 (0.640)	0.463** (0.171)
户主/城市健康	0.029 (0.019)	-0.026*** (0.004)	0.210 (0.143)	0.007 (0.031)
户主/城市党员	0.465*** (0.057)	-0.017 (0.011)	-2.604* (1.267)	-0.111 (0.420)
家庭规模	0.418*** (0.021)	0.106*** (0.005)		
家庭/城市老人抚养比	-1.121*** (0.090)	-0.091*** (0.019)	1.993 (1.630)	1.791*** (0.500)
家庭/城市少儿抚养比	-1.283*** (0.181)	0.006 (0.042)	1.448 (1.140)	-0.438 (0.479)
家庭/城市收入		0.012*** (0.001)		0.011** (0.004)
省份经济水平	-0.811* (0.488)	0.070 (0.079)	0.359** (0.143)	0.085* (0.049)
年份固定	是	是	是	是
家庭固定	是	是	否	否

城市固定	否	否	是	是
样本数	109737	109737	577	577
R ²	0.052	0.066	0.126	0.180

注：①变量列“/”表示前一变量用于收入与支出模型，后一变量用于收支不平等模型；②（1）、（2）列括号内是城市层面的标准误，（3）、（4）列括号内是省份层面的标准误；③*、**、***分别表示10%、5%、1%水平下显著，下同。

从基准回归结果可以看出，数字经济仅在10%的显著性水平上提升了家庭收入，对家庭支出的影响虽为正但不显著。原因在于由于作用渠道不同，数字经济对各类型收入或支出的影响也不尽相同，不同类型收入或支出之间可能存在遮掩效应。为了具体厘清数字经济究竟通过何种收入/支出渠道最终作用于家庭总收入/支出，进一步对家庭收入、支出进行分类考察。根据统计惯例，本文将家庭总收入划分为工资性收入、经营性收入、转移性收入和财产性收入四大类¹¹，家庭总支出划分为基础性支出、享受性支出、发展性支出和保障性支出四大类¹²。如表3所示，分项收入、支出的回归结果表明：

首先，数字经济主要通过提升居民经营性收入和财产性收入进而提高家庭总收入。原因主要在于一是数字经济发展降低了融资和贷款门槛，使得更多人可以利用数字技术进行灵活就业或创业，进而提高居民的经营性收入（自雇型劳动回报）；二是数字技术对劳动力结构具有多重作用，数字技术的技能偏向性使得高技能劳动者获益更多（Goos等，2014；Acemoglu和Restrepo，2020），替代型数字资本还可能挤占常规任务劳动力的收入份额，因此总体的工资性收入（他雇型劳动回报）并未出现显著增加；三是数字技术平台的建立和运行使得更多居民可以了解并参与到金融市场、租赁市场等，数字经济中的信息流通与分享增加了信息透明度，有助于降低投资风险和提高投资回报率，进而增加居民的财产性收入；四是居民家庭的转移性收入与数字经济发展的关联性较小，受数字经济影响并不显著。

其次，数字经济主要通过基础性支出和享受性支出两种渠道作用于家庭总支出。实际上，数字技术对居民消费方式、消费习惯等产生巨大影响，如日常生活中部分消费由线下转线上，消费商品种类增加，数字技术推动的消费便利性（如支付便利、物流便利等）提高，显著提升了居民家庭基础性支出的增长。同时，随着居民生活水平提升，消费结构不断升级，数字化进程中商品和服务形式、种类增加，品质上升，数字化平台便利了文化、娱乐和旅游等消费，由此导致居民的享受性支出显著增加。相反，数字经济可能通过提升公共服务水平，各种数字平台推动线上问诊、电子政务、网上教学和远程培训等，减轻居民在社会保障、教育发展层面的压力，因此家庭的保障性支出和发展性支出并未显著增加。

¹¹ 工资性收入包括家庭成员所有到手的工资收入，还包括奖金、现金福利、补贴、实物收入，并扣除五险一金和税金；经营性收入主要包括农业经营性收入和工商业经营性收入；转移性收入主要包括从非家庭成员处收到的关于节假日收入（包括压岁钱和过节费）、红白喜事收入、教育、生活费、继承遗产、捐赠或资助收入等，还包括从政府那里获得的贫困补助、抚恤金、教育补贴、住房补助等；财产性收入包括从非金融资产和金融资产中获得的收入，非金融资产收入主要为房屋等非金融资产出租收入，金融资产收入主要为股票、基金、债券、黄金、外汇、衍生品和银行或互联网金融理财产品中获得的收入。

¹² 基础性支出主要包括家庭购买日常生活用品、食品等支出；享受性支出主要包括文化娱乐支出、旅游支出、耐用品支出、奢侈品支出等；发展性支出主要包括家庭教育、培训支出等；保障性支出主要包括家庭医疗、保健支出，含由医疗保险支付的金额。

表 3 数字经济对家庭分项收支水平的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	工资性收入	经营性收入	转移性收入	财产性收入	基础性支出	享受性支出	发展性支出	保障性支出
数字经济	0.012	0.124***	-0.011	0.068***	0.009**	0.050*	0.011	-0.005
	(0.026)	(0.045)	(0.029)	(0.022)	(0.004)	(0.026)	(0.021)	(0.025)
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭固定	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	109737	107902	109737	109737	109737	109737	109737	109737
R ²	0.102	0.212	0.009	0.017	0.058	0.077	0.067	0.092

注：①表中括号内均为聚类到城市层面的标准误；②限于篇幅，表格中未汇报控制变量结果。如无特别说明，下同。

（二）稳健性检验

1. 工具变量检验

本文分别构造两类工具变量以检验基准结果的稳健性，即 1984 年每万人固定电话用户量（户）与前一年全国互联网宽带用户量的交互项、家庭所在地距“八纵八横”光缆传输骨干网主要节点城市的球面距离与前一年全国数字经济发展水平的交互项。附表 3 展示了工具变量回归结果，所选取的工具变量均通过了可识别检验和弱工具变量检验，检验结果均表明在考虑了由反向因果和测量误差导致的内生性后，数字经济发展对共同富裕的影响仍为正向促进作用。

2. 变换模型检验

本文将未进行农业或工商业经营的家庭的经营性收入和未进行非金融或金融投资的家庭的财产性收入赋值为 0，故样本中居民经营性收入和财产性收入零值较多，属于截断样本，加总为家庭总收入后回归可能产生偏误。因此下面采用 Tobit 模型进行稳健性检验，其中基准模型控制家庭固定效应时往往有偏，参照张勋等（2019），此处仅控制城市和年份固定效应。同时，保留了随时间基本不变的家庭控制变量，包括户主性别、年龄（平方项）、受教育水平、党员身份等，并进一步引入省份教育水平（普通高等学校毕业生人数占总就业人数比重）、省份产业结构（第三产业增加值占 GDP 比重）、省份政府财政收入（政府财政收入占 GDP 比重）、省份基础设施（公路里程数对数）、省份对外开放（按境内目的地和货源地分的货物进出口总额对数）等控制变量，以控制地区的经济、社会特征。结果如附表 4 中 Panel A 所示，Tobit 模型估计结果与基准回归一致。为避免估计偏误，本文还使用混合截面 OLS 方法重新检验数字经济对居民收支的影响，如附表 4 中的 Panel B 所示，其结果也与基准回归一致。

3. 遗漏变量检验

随着经济的快速发展，居民各项保障如新型农村合作医疗、新型农村养老保险、全国城乡居民大病保险等不断完善，参保率的增加提升了全社会的整体福利，对居民收支可能产生一定影响。因此，在原有控制变量的基础上加入家庭层面和省份层面的社会保险参保率，为避免多重共线性，仅选取最普遍也是最重要的两种保险类型：养老保险和医疗保险。如附表 5 所示，加入社会保险参保率的控制变量后，数字经济发展仍显著提升了家庭总收入，降低了居民收入和支出不平等程度，与基准回归结果保持一致。

（三）作用机制分析

下面从收支和收支不平等两方面，考察数字经济是否能够通过分享发展的中介机制促进共同富裕，进一步验证假说 1、假说 2 和假说 3。需要说明的是，参考中介机制检验的一般惯例，重点识别数字经济的作用渠道并对中介变量作用机制进行深入研究，同时，由于在基准结果中数字经济对家庭总支出的影响为正但不显著，机制分析着重对两类影响显著的支出水平进行考察。

1. 数字经济影响收入及收入不平等的中介机制分析

（1）社会参与效应

首先从就业总体变动、创业、灵活就业三层面考察数字经济对劳动力市场的影响，其次考察数字经济对低收入、高收入群体在就业、创业、灵活就业方面的影响差异。本文将 t 年没有工作，而 $t+1$ 年实现就

业个体的就业变动变量记为 1，若家庭中有成员的就业变动变量为 1，则记该家庭为有新增就业家庭；否则，记为没有新增就业家庭。由此，得到 2013、2015、2017 三年包括新增就业变量的面板数据，采用 Probit 模型对数字经济对家庭新增就业的影响进行识别，鉴于相应模型在控制家庭固定效应时往往有偏，因此本文仅控制时间和城市层面的固定效应。同理，本文将 t 年家庭未从事工商业生产经营项目，而 $t+1$ 年家庭从事工商业生产经营项目的创业变量记为 1；否则记为 0，由此得到 2013、2015、2017 三年包括新增创业变量的面板数据。同时，本文还将 t 年未从事临时性工作（如打零工等）、自由职业（如网约车司机等）等，而 $t+1$ 年从事相应工作的个体的灵活就业变动变量记为 1，若家庭中有成员的灵活就业变动变量为 1，则记该家庭为有新增灵活性就业的家庭；否则，记为没有新增灵活性就业的家庭。限于统计指标可得性，仅得到 2015、2017 年包括新增灵活性就业变量的面板数据。

表 4 中第 (1)、(4) 列结果表明就业变动是数字经济提高家庭收入水平的中介机制，数字经济催生了众多新型就业形式，有助于增强居民对劳动力市场的参与。第 (2)、(3)、(5)、(6) 列结果表明创业和灵活就业也是数字经济提高家庭收入的中介机制，数字技术降低了融资成本，拓宽了融资渠道，有助于促进家庭进行创业活动；待业、转业或试图拥有多职业的居民能够通过数字平台拓宽信息渠道、增加就业机会，实现柔性就业或灵活就业。为进一步厘清数字经济通过社会参与机制具体影响何种收入，最终作用于家庭总收入，分别考察机制变量对不同类型收入的影响，附表 7 展示了影响显著的结果。可以看出，数字经济通过增加就业、提升居民工资性收入渠道，最终提升居民总收入；通过促进创业行为、提升居民经营性收入渠道，最终提升居民总收入；通过推动灵活就业、提升工资性收入和经营性收入双重渠道，最终提升居民总收入。类似地，本文还在低收入群体中重新进行检验，结果与全样本保持一致。

表 4 社会参与效应的机制检验结果（数字经济影响收入水平）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	就业变动	创业	灵活就业	家庭总收入	家庭总收入	家庭总收入
数字经济	0.020*** (0.007)	0.010*** (0.004)	0.025*** (0.007)			
就业变动				0.888*** (0.046)		
创业					0.317*** (0.089)	
灵活就业变动						1.196*** (0.069)
年份固定	是	是	是	是	是	是
家庭固定	否	否	否	是	是	是
城市固定	是	是	是	否	否	否
样本数	54304	55326	47576	53830	54850	47514
Pseudo R ² /R ²	0.037	0.041	0.033	0.057	0.045	0.054

表 5 展示了数字经济对低收入和高收入两类群体中就业、创业和灵活就业的影响效应，本文定义收入水平在中位数以下群体为低收入群体，收入水平在中位数以上群体为高收入群体（张勋等，2019），下同。第 (1)、(2)、(4)、(5)、(7)、(8) 列回归结果表明数字经济主要促进了低收入者的就业增加和创业行为，而对高收入者的影响作用并不显著，并且在低收入群体中，就业增加和创业对总收入影响显著为正。第 (3)、(6)、(9) 列回归结果表明数字经济虽同时促进了低收入和高收入群体的灵活就业，但对低收入者影响效应的显著性水平更高并且在低收入群体中，灵活就业能够增加总收入。以上结果均表明，在社会参与层面，数字经济主要通过促进低收入群体的就业增加、创业行为以及灵活就业行为，进而缩小收入不平等程度。

表 5 社会参与效应的机制检验结果（数字经济影响收入差距）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	就业变 动	低收入 创业	灵活就 业	就业变 动	高收入 创业	灵活就 业	家庭总收 入	低收入 家庭总收 入	家庭总收 入
数字经济	0.025*** (0.009)	0.018*** (0.004)	0.031*** (0.010)	0.016 (0.008)	0.002 (0.006)	0.016** (0.008)			
就业变动							0.993*** (0.096)		
创业								0.500** (0.196)	
灵活就业									1.802*** (0.118)
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是	否	否	否
家庭固定	否	否	否	否	否	否	是	是	是
样本数	27153	27391	23787	27125	27367	23763	26928	27451	23751
Pseudo R ² / R ²	0.057	0.026	0.053	0.036	0.082	0.032	0.040	0.021	0.040

(2) 财富创造效应

下面以家庭是否参与互联网理财作为财富创造的代表性指标，考察数字经济是否能够通过低门槛、分享普惠性的互联网金融来提升居民家庭收入，缩小居民收入差距。需要说明的是，家庭参与互联网理财变量仅出现在 2015 年和 2017 年的调查问卷中，故本文使用两年的面板数据进行实证分析。表 6 中的第 (1)、(2) 列结果显示数字经济能够促进家庭参与互联网理财，进而提升收入水平，说明财富创造效应是数字经济影响居民收入的中介机制。同样，将全样本划分为低收入群体和高收入群体，分别考察两类群体中数字经济的影响效应。第 (3)、(4)、(5) 列回归结果显示数字经济对低收入者互联网理财行为的促进作用更强，进一步说明在财富创造层面，数字经济发展更多地惠及低收入群体，弥合了不同群体收入差距，降低了收入不平等程度。类似地，为了厘清数字经济通过财富创造机制影响何种类型收入，最终作用于家庭总收入，将居民收入按四大类分别考察机制变量对不同类型收入的影响。结果如附表 8 所示，数字经济通过促进互联网理财、提升居民财产性收入渠道，最终提高居民总收入。此外，本文还针对低收入群体重新进行了检验，结果与全样本估计保持一致。

表 6 财富创造效应的机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	互联网理财	全样本 家庭总收入	低收入 互联网理财	高收入 互联网理财	低收入 家庭总收入
数字经济	0.021*** (0.005)		0.030*** (0.006)	0.015** (0.006)	
互联网理财		0.427*** (0.067)			1.427*** (0.333)
年份固定	是	是	是	是	是
家庭固定	否	是	否	否	是
城市固定	是	否	是	是	否
样本数	76576	77084	38651	38649	38549
Pseudo R ² / R ²	0.219	0.044	0.197	0.150	0.015

2. 数字经济影响支出及支出不平等的中介机制分析

(1) 收入效应

本文将家庭总收入作为中介变量进行回归分析，结果见表7。第(1)、(2)、(3)列结果表明收入效应是数字经济影响家庭支出的中介机制。进一步，将全样本划分为低支出群体和高支出群体，考察数字经济对两类群体家庭收入的异质性影响，其中，支出水平在中位数以下家庭定义为低支出群体，中位数以上家庭定义为高支出群体。第(4)、(5)、(6)、(7)列结果表明数字经济的收入效应更多地偏向于低支出家庭，有利于缩小不同群体的支出差距。

表7 收入效应的机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	家庭总收入	全样本 基础性支出	享受性支出	低支出 家庭总收入	高支出 家庭总收入	低支出 基础性支出 享受性支出	
数字经济	0.059* (0.032)			0.063* (0.033)	0.019 (0.034)		
家庭总收入		0.008*** (0.001)	0.044*** (0.005)			0.005*** (0.001)	0.041*** (0.009)
年份固定	是	是	是	是	是	是	是
家庭固定	是	是	是	是	是	是	是
样本数	109737	109737	109737	54939	54798	54939	54939
R ²	0.052	0.058	0.077	0.034	0.078	0.046	0.069

(2) 降低消费成本

下面将降低购买成本分为两种便利性：物流便利性和支付便利性，重点检验数字经济是否通过降低购买成本促进基础性支出和享受性支出。首先，在检验物流便利是否促进两种类型支出时，鉴于数据可得性，本文主要选取地区内单位面积邮政网点数量作为物流便利性的表征指标，一般来说，邮政网点数越多，地区内物流行业发展水平越高，居民越能够享受到便利的物流服务。表8中第(1)、(3)、(4)列结果表明数字经济能够通过提高物流便利性，增加居民的基础性支出和享受性支出水平。第(7)列结果表明¹³，物流便利性能显著降低地区内部的支出不平等程度，这进一步表明数字经济能够使低支出群体也能享受到同等的物流服务，增加低支出群体的消费倾向，进而降低支出不平等程度。此外，本文选取地区内人均快递数量作为物流便利性的另一替代性指标进行稳健性检验，结果保持一致。

其次，在检验支付便利是否促进两种类型支出时，受数据可得性限制，本文采用数字金融分指数中的支付指数作为支付便利的代表指标，需要说明的是，由于本文构建的数字经济指数中包括支付维度的子指数，为了避免反向因果引致的内生性，在回归中使用的数字经济指数是剔除掉支付指数后重新采用熵权法构造的综合指数。表8中第(2)、(5)、(6)列结果表明数字经济主要能够通过提高居民的支付便利性，降低支付成本，提高家庭的基础性支出。第(8)列结果表明数字经济带来的支付便利性能普惠到低支出群体，增加低支出群体的消费倾向，降低支出不平等程度。

¹³ 由于表征物流便利和支付便利的机制变量均为地区层面变量，难以在家庭层面进行中介机制检验的第一步，因此本文主要从地区层面检验数字经济对居民支出差距的影响。

表 8 降低消费成本的机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	物流便利	支付便利	基础性支出	享受性支出	基础性支出	享受性支出	支出不平等	支出不平等
数字经济	0.004*** (0.001)	0.110*** (0.026)						
物流便利			0.057*** (0.010)	0.223*** (0.044)			-0.180** (0.081)	
支付便利					0.271*** (0.066)	0.117 (0.326)		-0.118* (0.065)
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭固定	否	否	是	是	是	是	否	否
城市固定	是	是	否	否	否	否	是	是
样本数	577	577	109737	109737	109737	109737	577	577
R ²	0.150	0.972	0.059	0.077	0.060	0.077	0.171	0.174

注：(1)、(2)、(7)、(8) 列为聚类到省份层面的标准误，(3) — (6) 列为聚类到城市层面的标准误。

六、进一步的分析：数字鸿沟对共同富裕的影响

根据理论分析，居民数字技能掌握差异、地区数字经济发展不均衡会导致部门间的数字鸿沟现象，这不利于数字经济继续发挥分享、普惠的效用，甚至会拉大部门之间的收支差距，分类探讨数字经济对不同群体的影响效应是更具针对性缩小数字鸿沟的关键。因此，本文接下来重点考察数字鸿沟对共同富裕的影响，并实证检验假说 4。根据已有文献，部门间的数字鸿沟主要体现在任务类型数字鸿沟、区域数字鸿沟等方面（Scheerder 等, 2017；陈梦根和周元任, 2022）。

1. 任务类型数字鸿沟

(1) 数字经济总指数对不同任务类型家庭的影响

任务类型数字鸿沟主要表现在从事常规任务劳动力和从事非常规任务劳动力享受到数字红利的差异。根据户主劳动性质，将全样本分为从事常规任务家庭和从事非常规任务家庭¹⁴。通常情况下，非常规任务劳动力工作选择更加灵活，从事工作类型更加多样，在劳动力市场参与中具有较为明显的优势（何小钢和刘叩明, 2023）。

表 9 中的 (1) 至 (4) 列回归结果展示了数字经济对不同任务类型家庭收支的影响结果。可以看出，首先，数字经济显著提升了常规任务劳动力的总收入，这表明渗透型数字资本的正向影响大于替代型数字资本的负向替代影响，数字经济对其收入水平的总影响效应显著为正。此外数字经济对家庭支出的影响为正，但在统计意义上不显著，与基准回归相同，这可能受支出类型异质性的影响。其次，从表 9 中前四列结果还可以看出，数字经济对非常规任务家庭收支的影响均不显著，这与理论分析结论和基准回归结果似乎相悖，因此本文试图将非常规任务部门进一步分解，具体考察数字经济对其内部的异质性影响。

事实上，根据数字经济影响劳动力市场的极化理论（Goos 等, 2014；Wang 等, 2021；何小钢和刘叩明, 2023），非常规任务部门又可以按技能属性进一步细分为两个子部门，分别为高技能劳动者和低技能

¹⁴ 本文假定户主从事任务类型即其所在家庭从事任务类型。本文主要使用如下方式判别家庭户主是否属于常规任务型劳动力：首先，若从事职业为农、林、牧、渔业生产及辅助人员、生产制造及有关人员，则划定其为常规任务型劳动力，若从事职业为专业技术人员、办事人员和有关人员、社会生产服务和生活服务人员、党的机关、国家机关、群团和社会组织、企事业单位负责人、军人等，则划定其为非常规任务型劳动力；其次，若就业身份为雇主、自营劳动者、家庭帮工等时，划定其为非常规任务型劳动力；最后，若以上两种方法均无法完成判别，则根据工作所属行业进行判断，即若所属行业为农、林、牧、渔业、采矿业、制造业、电力、热力、煤气及水生产和供应业等第一、二产业时，判定其为常规任务型劳动力，其余为非常规任务型劳动力。

劳动者。其中，高技能非常规任务部门劳动力依赖于复杂沟通活动和抽象能力，对专业技能要求较高，如科学技术人员、企事业单位的管理人员等，低技能非常规任务部门劳动力不遵循明确的规则，或不参与程序化、规律化、规模化的生产活动，但对专业技能要求低，如打零工、家政服务人员、餐饮服务人员等。本文将非常规任务部门进一步划分后，对结果重新进行回归，主要见表 9 中第（5）至（8）列回归结果。可以看出数字经济对非常规任务中高技能劳动力的总收入影响显著为正，而对低技能劳动力的收支水平影响均不显著。其原因在于非常规任务部门劳动力中高技能者与资本互补性更强（何小钢和刘叩明，2023），具有显著技能偏向特征的数字资本更能够提升高技能劳动者的收入水平，而受数字鸿沟影响，低技能劳动力的数字技能较差，难以享受到数字经济发展带来的信息红利，对数字化社会的参与度较低，因此数字经济较难提升低技能劳动者收入水平。同时，数字经济对支出水平的影响均不显著，这与第（4）列回归结果一致。

表 9 分任务类型的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	常规任务 家庭总收入	常规任务 家庭总支出	非常规任务 家庭总收入	非常规任务 家庭总支出	非常规任务—高技能 家庭总收入	非常规任务—高技能 家庭总支出	非常规任务—低技能 家庭总收入	非常规任务—低技能 家庭总支出
数字经济	0.085** (0.041)	0.003 (0.006)	0.048 (0.039)	-0.001 (0.007)	0.154*** (0.039)	0.004 (0.011)	-0.009 (0.037)	-0.001 (0.008)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	71362	71362	38375	38375	18141	18141	20234	20234
R ²	0.061	0.073	0.025	0.054	0.025	0.064	0.035	0.058

注：（1）—（8）列回归结果的括号内均为聚类到城市层面的标准误，其中*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

（2）不同类型数字经济对不同任务类型劳动力的影响

根据理论分析，不同类型数字资本对不同任务类型劳动力的影响效应不同，本文将数字经济划分为渗透型数字经济和替代型数字经济两类，并分别考察其对常规任务、非常规任务两部门劳动力收支的影响。此外，理论分析还表明数字经济对同一任务类型劳动力中不同类型劳动报酬的影响也不相同，为进一步识别影响总收入的具体渠道，本文还增加了数字经济对不同劳动报酬影响的考察，其中包括他雇型劳动报酬（工资性收入）和自雇型劳动报酬（经营性收入），结果分别见表 10 和表 11。

从表 10 中可以看出，首先，渗透型数字经济主要通过提升常规任务劳动力经营性收入渠道进而增加总收入，比如农业等第一产业生产者能够利用数字技术畅通信息渠道，增加产品销路，积累社会资本，进而提升经营性收入。渗透型数字经济对常规任务劳动力工资性收入的影响虽然为正但并不显著，可能的原因在于渗透型数字资本可能通过降低生产成本，提高生产效率的方式增加企业绩效，进而增加居民工资收入，但由于数字技术显著的技能偏向性特征，工资收入的提升可能偏向于更高技能劳动者，对中低技能的常规任务劳动力而言提升效果并不显著。此外，渗透型数字经济并未显著提升常规任务劳动力的总支出水平，可能的原因是常规任务劳动力对应的支出弹性相对较小，收入变动未引起支出的显著变化。其次替代型数字经济对常规任务劳动力收入的影响均显著为负，这验证了本文理论分析结论，即替代型数字资本具有显著的自动化、智能化特征，对常规任务劳动力所参与的工作产生一定的替代效应，降低其需求和平均收入，并挤占常规任务部门的劳动报酬份额（Acemoglu 和 Restrepo，2020）。还可以看出，替代型数字经济对常规任务劳动力总支出水平影响也不显著。

从表 11 中可以看出，两种类型数字经济对非常规任务劳动力收支水平的影响均不显著，参照上文，同样地，本文将常规任务部门进一步分为低技能部门和高技能部门，并重新考察数字经济的影响，结果见

表 12 和表 13。可以看出，渗透型数字经济对非常规任务部门中高技能劳动力的总收入、工资性收入和经营性收入的影响正向显著，对低技能劳动力的收支水平影响均不显著；替代型数字经济对高低技能劳动力的收支影响均不显著。这再次表明数字资本具有显著的技能偏向性特征，技能较高的劳动者能够享受到数字经济发展带来的红利，低技能者则更容易处于数字鸿沟的弱势端，在不同类型数字经济下都较难享受到数字技术带来的红利。数字技术一方面能够通过技能偏向性，增加高技能者受雇机会，提升高技能者工资收入；另一方面能够通过降低信息不对称和市场道德风险，拓宽融资渠道等方式，促进高技能者的创业行为，通过降低成本、增加协同、激发创新等途径，提升高技能者的经营绩效，增加高技能者经营收入。

表 10 分数字经济类型的检验结果（常规任务）

变量	(1)	常规任务			常规任务			(8)
	家庭总收入	家庭总支出	工资性收入	经营性收入	家庭总收入	家庭总支出	工资性收入	经营性收入
渗透型数字经济	0.105** (0.043)	-0.000 (0.006)	0.044 (0.033)	0.187*** (0.061)				
替代型数字经济					-1.324** (0.510)	0.118 (0.180)	-1.464*** (0.364)	-1.836** (0.815)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	71362	71362	71362	71362	71362	71362	71362	71362
R ²	0.062	0.073	0.141	0.305	0.062	0.073	0.142	0.305

注：(1) — (8) 列回归结果的括号内均为聚类到城市层面的标准误，其中*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

表 11 分数字经济类型的检验结果（非常规任务）

变量	(1)	非常规任务			非常规任务			(8)
	家庭总收入	家庭总支出	工资性收入	经营性收入	家庭总收入	家庭总支出	工资性收入	经营性收入
渗透型数字经济	0.015 (0.025)	-0.004 (0.007)	0.011 (0.032)	0.018 (0.028)				
替代型数字经济					-0.521 (0.324)	0.101 (0.080)	-0.085 (0.386)	-0.120 (0.368)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	38375	38375	38375	38375	38375	38375	38375	38375
R ²	0.025	0.054	0.034	0.058	0.025	0.055	0.034	0.058

注：(1) — (8) 列回归结果的括号内均为聚类到城市层面的标准误，其中*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

表 12 分数字经济类型的检验结果（非常规任务—高技能）

变量	(1)	(2) 非常规任务—高技能		(4)	(5)	(6) 非常规任务—高技能		(8)
	家庭总收入	家庭总支出	工资性收入	经营性收入	家庭总收入	家庭总支出	工资性收入	经营性收入
渗透型数字经济	0.086*** (0.025)	0.004 (0.011)	0.063* (0.035)	0.016** (0.008)				
替代型数字经济					0.158 (0.327)	0.042 (0.104)	0.122 (0.321)	-0.271 (0.413)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	18141	18141	18141	18141	18141	18141	18141	18141
R ²	0.025	0.064	0.019	0.061	0.020	0.064	0.018	0.060

注：(1) — (8) 列回归结果的括号内均为聚类到城市层面的标准误，其中*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

表 13 分数字经济类型的检验结果（非常规任务—低技能）

变量	(1)	(2) 非常规任务—低技能		(4)	(5)	(6) 非常规任务—低技能		(8)
	家庭总收入	家庭总支出	工资性收入	经营性收入	家庭总收入	家庭总支出	工资性收入	经营性收入
渗透型数字经济	0.012 (0.042)	-0.006 (0.010)	0.014 (0.057)	0.027 (0.054)				
替代型数字经济					-0.737 (0.581)	0.152 (0.105)	-0.275 (0.704)	0.507 (0.639)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	20234	20234	20234	20234	20234	20234	20234	20234
R ²	0.035	0.058	0.054	0.076	0.035	0.058	0.054	0.076

注：(1) — (8) 列回归结果的括号内均为聚类到城市层面的标准误，其中*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

2. 区域数字鸿沟

(1) 数字经济总指数对不同区域家庭的影响

通常情况下，不同区域主要对应分城乡、分四大地区（东部地区、中部地区、西部地区和东北地区）¹⁵，也就是说区域数字鸿沟主要包括城乡数字鸿沟和地区数字鸿沟。首先，城乡数字鸿沟主要表现在城市居民和农村居民享受数字经济发展红利的差异。本文根据家庭户主的户口类型，将总样本分为农村样本和城市样本，分别考察数字经济对城乡居民收支的影响效应，结果见表 14 中的 Panel A。从表中结果可以看出，数字经济发展能够显著提高城市家庭的总收入，而对农村收支水平的影响在统计意义上并不显著。可能的原因在于，城市数字基础设施更为完善，数字经济发展环境更优，城市居民的数字素养也相对更高，因此数字技术对城市居民的创收增益效应更加显著。相比于城市，农村地区则更容易处于数字鸿沟的弱势端，农村居民在数字技术的接入、使用以及利用数字技术获益等方面均处于弱势地位，这使得其享受数字经济发展的成果相对更少。

其次，地区数字鸿沟主要表现为不同地区内部居民享受到数字经济发展红利的差异。本文根据户主户口区域信息，将总样本分为东部地区家庭、中部地区家庭、西部地区家庭和东北地区家庭，并考察数字经济对不同地区家庭收支的影响差异，结果见表 14 中的 Panel B。从表中结果可以看出，数字经济发展显著提升了东部地区家庭的总收入，还显著提升了中部地区家庭的总支出水平，对西部地区和东北地区家庭的收支水平影响并不显著。可能的原因在于，一方面，西部地区由于地表起伏度较大、经济基础较差、发展水平相对滞后等原因，数字基础设施发展总体上落后于东、中部地区。因此，西部地区数字经济发展程度相对较低，居民收入水平和数字技能也相对较低，数字经济发展对居民收入和支出的促进作用不够显著。另一方面，东北地区的产业结构以重工业为主，而数字经济发展主要影响第三产业和部分易与互联网、大数据、人工智能、智能制造等相融合的轻工业。因此东北地区数字经济发展对居民收入和支出的影响虽然为正，但并不显著。

表 14 分区域的检验结果

Panel A: 分城乡（数字经济影响家庭总支支）								
变量	(1)	(2)	(3)	(4)				
	农村样本		城市样本					
	家庭总收入	家庭总支出	家庭总收入	家庭总支出				
数字经济	0.029 (0.040)	0.003 (0.006)	0.056** (0.025)	0.002 (0.006)				
控制变量	是	是	是	是				
年份固定效应	是	是	是	是				
家庭固定效应	是	是	是	是				
样本数	57853	57853	51884	51884				
R2	0.096	0.078	0.037	0.053				
Panel B: 分四大地区（数字经济影响家庭总支支）								
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	东部地区		中部地区		西部地区		东北地区	
	家庭总收入	家庭总支出	家庭总收入	家庭总支出	家庭总收入	家庭总支出	家庭总收入	家庭总支出
数字经济	0.108*** (0.035)	-0.005 (0.009)	-0.054 (0.062)	0.043*** (0.013)	-0.064 (0.082)	-0.007 (0.008)	0.096 (0.085)	0.011 (0.013)

¹⁵ 其中东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部地区包括内蒙、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏；东北地区包括黑龙江、吉林、辽宁。

控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	47697	47697	22549	22549	26488	26488	13003	13003
R ²	0.042	0.075	0.062	0.083	0.070	0.069	0.061	0.055

注：表中所有回归结果的括号内均为聚类到城市层面的标准误，其中*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

2. 不同类型数字经济对不同区域家庭的影响

根据理论分析结论，两种类型数字经济发展对数字基础设施水平的要求不同。由于各区域数字基础设施建设水平有所差异，不同类型数字经济对各区域家庭收支水平的影响也不尽相同。本部分重点考察不同类型数字经济对不同区域家庭收支水平的影响。

首先，城乡间的检验结果如表 15 所示。从结果中可以看出，渗透型数字经济能够显著提升城市家庭的总收入，同时还能够在 10% 的显著性水平上提升农村家庭总收入水平。其原因可能在于渗透型数字经济在数字经济总体发展中起到基础性作用，对数字基础设施建设要求并不高，伴随着农村地区基础设施建设水平不断完善，农民自身数字素养的不断提升，渗透型数字经济对农村家庭的普惠效应也逐渐显现，但相对而言渗透型数字经济对城市家庭的影响更大。此外，替代型数字经济对城乡家庭收支水平的影响均不显著，这也印证了理论分析的推断，其原因可能在于代表自动化、智能化的替代型数字经济对数字基础设施建设水平要求较高，不仅需要互联网宽带接入、光纤覆盖等作为基础支撑，还需引进智能化设备、搭建高速互联网平台等。中国数字基础设施建设、数字技术发展水平虽已取得一定成就，但仍存在地域发展不均衡现状，这使得总体上替代型数字经济对城乡家庭收支水平影响并不显著。

其次，四大地区间的检验结果如表 16 所示。从结果中可以看出，渗透型数字经济能够显著提升东部地区家庭总收入水平，还能在一定程度上提升中部地区家庭总支出水平，但其对西部地区和东北地区家庭收支水平的影响不显著。这可能与地区数字基础设施建设水平、地区内居民数字素养总体水平、地区产业结构等因素相关，也进一步印证了四大地区间数字鸿沟现象的存在。此外，替代型数字经济仅在 10% 的水平上显著提升了东部地区家庭的总收入，对中部、西部、东北地区家庭收支水平的影响均不显著。其原因还是在于东部地区数字基础设施发展较为完善，具有较为丰富的数字经济产业集群，其内部替代型数字经济发展水平总体较高，自动化、智能化数字技术能在一定程度上提升地区生产效率，进而正向作用于地区内家庭收入水平。替代型数字经济仅正向影响东部地区家庭收入的结果也印证了相比之下其数字鸿沟效应更为显著的结论。

表 15 分不同数字经济类型的检验结果（城乡间）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	农村样本		城市样本		农村样本		城市样本	
	家庭总收入	家庭总支出	家庭总收入	家庭总支出	家庭总收入	家庭总支出	家庭总收入	家庭总支出
渗透型数字经济	0.065*	0.001	0.015***	0.002				
	(0.039)	(0.007)	(0.005)	(0.002)				
替代型数字经济					-0.001	0.000	0.052	-0.078
					(0.001)	(0.000)	(0.364)	(0.091)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	57853	57853	51884	51884	57853	57853	51884	51884
R ²	0.096	0.078	0.037	0.053	0.096	0.078	0.037	0.053

注：(1) — (8) 列回归结果的括号内均为聚类到城市层面的标准误，其中*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下

显著。

表 16 分不同数字经济类型的检验结果（四大地区间）

Panel A: 数字经济影响家庭总支出（渗透型数字经济）								
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	东部地区		中部地区		西部地区		东北地区	
	家庭总收入	家庭总支出	家庭总收入	家庭总支出	家庭总收入	家庭总支出	家庭总收入	家庭总支出
渗透型数字经济	0.108** (0.049)	-0.002 (0.011)	-0.040 (0.057)	0.036*** (0.011)	-0.015 (0.100)	-0.018 (0.013)	0.147 (0.094)	0.013 (0.012)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	47697	47697	22549	22549	26488	26488	13003	13003
R ²	0.041	0.075	0.062	0.082	0.069	0.069	0.062	0.055
Panel B: 数字经济影响家庭总支出（替代型数字经济）								
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	东部地区		中部地区		西部地区		东北地区	
	家庭总收入	家庭总支出	家庭总收入	家庭总支出	家庭总收入	家庭总支出	家庭总收入	家庭总支出
替代型数字经济	0.014* (0.007)	0.027 (0.017)	0.058 (0.112)	-0.026 (0.017)	0.015 (0.011)	-0.052 (0.095)	-0.028 (1.388)	-0.030 (0.023)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	47697	47697	22549	22549	26488	26488	13003	13003
R ²	0.040	0.076	0.062	0.080	0.0697	0.069	0.061	0.056

注：（1）—（8）列回归结果的括号内均为聚类到城市层面的标准误，其中*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

七、结论与建议

当今世界正处于百年未有之大变局，中国面临着难得的历史性机遇，在全面建成小康社会和圆满完成第一个百年奋斗目标之后，实现中华民族伟大复兴的中国梦进入了一个新的征程，推动实现共同富裕成为新时代中国特色社会主义建设的主旋律。随着移动通信、物联网、云计算、区块链、人工智能等数字技术的兴起，人类社会生产和生活的数字化转型快速推进，发展数字经济成为影响大变局的重要变量。本文从理论与实证层面考察了数字经济对共同富裕的影响及作用机制，研究发现，数字经济发展有助于促进全体人民共同富裕的实现，主要表现在数字经济能够提升居民收入，增加居民基础性和享受性支出，并且有助于缩小群体内部的收入和支出不平等程度。

机制分析表明，数字经济对共同富裕的影响主要源于分享发展的中介机制，通过参与机会分享和发展成果分享共同促进全体人民共同富裕的实现。一方面，数字经济能够通过社会参与效应、财富创造效应提高居民家庭收入，尤其是能够促进低收入家庭收入水平的提升，缓解收入不平等；另一方面，还能通过收

入效应、降低消费成本增加居民的基础性支出和享受性支出，尤其是能够提升低支出家庭的基础性支出和享受性支出，缓解支出不平等。

进一步的研究表明，数字鸿沟会负向影响数字经济对共同富裕的促进作用，不利于部门间居民收支差距的缩小。主要表现在数字经济对非常规任务中低技能、农村、西部和东北地区群体的创收增益效应并不显著，而更加偏向于非常规任务中高技能、城市、东中部地区群体。此外，不同类型数字经济对不同任务类型、不同区域家庭收支水平的影响效应均不同。渗透型数字经济能够显著提升常规任务以及非常规任务中高技能劳动力的总收入，但替代型数字经济对常规任务劳动力收入的影响显著为负。渗透型数字经济还能显著提升城市、东部地区家庭的总收入，对农村家庭的总支出以及西部和东北地区家庭的收支水平影响不显著，而替代型数字经济仅能提升东部地区家庭总收入水平。

本文的研究具有重要的政策含义。作为一种新的经济形态，数字经济为中国经济高质量发展和社会结构变迁提供了新动能，充分发挥数字经济的分享性与普惠性能够提高居民的收入和生活水平，将成为促进社会公平正义和实现共同富裕的有效手段。为此，本文提出如下建议：

一是应大力推动数字经济发展，制定相关政策为数字技术研发、创新、应用提供良好的发展环境，大力培养数字技术人才，突破关键领域核心数字技术，积极推动数字经济的高质量发展。由此一方面能够加快经济社会的全面数字化转型，另一方面可以增加中国数字经济发展在全球的竞争力。二是应积极发挥数字技术的分享、普惠效应，进一步缩小群体内居民收支差距。如引导数字经济创造新型就业机会，对创业群体提供更多的资金和政策支持，积极改善低财富者的收入处境，降低金融市场的准入门槛，鼓励居民进行创业或投资，同时完善税收、社保、转移支付等制度，有效调节收入差距。此外，进一步推广数字支付，完善电商平台，打造线上消费生态，优化数字营商环境，挖掘居民消费潜力，激活全国消费市场，不断拉动经济增长。三是应妥善应对数字鸿沟现象，更具针对性地解决数字经济发展不均衡问题。加强农村、中西部偏远山区等相对落后地区的基础设施建设，积极完善网络、通信等数字基础设施，为数字技术的进一步普及与渗透奠定基础。同时，对受教育水平较低的群体针对性地增加教育经费投入，积极弥补低收入和低财富群体在教育、住房、医疗、社保等基本公共服务领域的短板，加强低收入和弱势群体的数字技能培训，提升人力资本，提高其利用数字技术创收增益的能力。四是积极解决智能化、自动化数字技术的发展对中国从事常规任务部门劳动力的冲击。相关部门应注意数字化对部分劳动力的替代作用，妥善解决失业人员的转岗就业问题，鼓励灵活就业和灵活就业，同时深化社保体制改革，有力保障与数字化相关的新型就业人员的薪资待遇。同时，也应加大对非常规任务部门中低技能群体的互联网技能培训，使其充分融入数字化社会，进而享受数字技术带来的发展红利。

【参考文献】

- [1] 蔡跃洲,牛新星.中国数字经济增加值规模测算及结构分析[J].中国社会科学,2021,(11):4~30.
- [2] 陈梦根,张鑫.中国数字经济规模测度与生产率分析[J].数量经济技术经济研究,2022,39(1):3~27.
- [3] 陈梦根,周元任.数字不平等研究新进展[J].经济学动态,2022,(4):123~139.
- [4] 方明月,林佳妮,聂辉华.数字化转型是否促进了企业内共同富裕?——来自中国 A 股上市公司的证据[J].数量经济技术经济研究,2022,39(11):50~70.
- [5] 何小钢,刘叩明.机器人、工作任务与就业极化效应——来自中国工业企业的证据[J].数量经济技术经济研究,2023,40(04):52~71.
- [6] 李磊,王小霞,包群.机器人的就业效应:机制与中国经验[J].管理世界,2021,37(9):104~119.
- [7] 李实.共同富裕的目标和实现路径选择[J].经济研究,2021,56(11):4~13.
- [8] 李晓,吴雨,李洁.数字金融发展与家庭商业保险参与[J].统计研究,2021,38(5):29~41.
- [9] 刘诚.数字经济与共同富裕:基于收入分配的理论分析[J].财经问题研究,2022,(4):25~35.
- [10] 刘培林,钱滔,黄先海,董雪兵.共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J].管理世界,2021,37(8):117~129.
- [11] 师博,胡西娟.高质量发展视域下数字经济推进共同富裕的机制与路径[J].改革,2022,(8):76~86.
- [12] 王军,罗茜.数字经济影响共同富裕的内在机制与空间溢出效应[J].统计与信息论坛,2023,38(1):16~27.
- [13] 夏杰长,刘诚.数字经济赋能共同富裕:作用路径与政策设计[J].经济与管理研究,2021,42(9):3~13.
- [14] 叶堂林,王雪莹.数字经济对协调性均衡发展的影响——兼论共同富裕的实现路径[J].经济学动态,2023,(1):73~88.
- [15] 张浩,唐文佳,纪洋.数字普惠金融与中国家庭信贷约束——基于微观数据的实证分析[J].中国经济学,2022,(04):208~244.
- [16] 张杰,白铠瑞,毕钰.互联网基础设施、创新驱动与中国区域不平衡——从宏观到微观的证据链[J].数量经济技术经济研究,2023,40(01):46~65.
- [17] 张勋,万广华,吴海涛.缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展[J].中国社会科学,2021,(8):35~51.
- [18] 张勋,万广华,张佳佳,何宗樾.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(8):71~86.
- [19] 周广肃,丁相元.数字金融、流动性约束与共同富裕——基于代际流动视角[J].数量经济技术经济研究,2023,40(4):160~179.
- [20] Acemoglu D., Restrepo P., 2020, Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets [J], Journal of Political Economy, 128(6), 2188~2244.
- [21] Akerman A., Gaarder I., Mogstad M., 2015, The Skill Complementarity of Broadband Internet [J], The Quarterly Journal of Economics, 130(4), 1781~1824.
- [22] Autor D. H., Levy F., Murnane R. J., 2003, The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration [J], The Quarterly Journal of Economics, 118(4), 1279~1333.
- [23] Corrado C., Haskel J., Jona-Lasinio C., 2017, Knowledge Spillovers, ICT and Productivity Growth [J], Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 79(4), 592~618.
- [24] Demertzis M., Merler S., Wolff G. B., 2018, Capital Markets Union and the Fintech Opportunity [J], Journal of Financial Regulation, 4(1), 157~165.
- [25] Edquist H., Henrekson M., 2017, Do R&D and ICT Affect Total Factor Productivity Growth Differently? [J], Telecommunications Policy, 41(2), 106~119.
- [26] Erumban A. A., Das D. K., 2016, Information and Communication Technology and Economic Growth in India [J], Telecommunications Policy, 40(5), 412~431.
- [27] Fan J., Tang L., Zhu W., Zou B., 2018, The Alibaba Effect: Spatial Consumption Inequality and the Welfare Gains from E-commerce [J], Journal of International Economics, 114, 203~220.
- [28] Goos M., Manning A., Salomons A., 2014, Explaining Job Polarization: Routine-biased Technological Change and Offshoring

[J], *American Economic Review*, 104(8), 2509~2526.

[29] Jolivet G., Turon H., 2019, Consumer Search Costs and Preferences on the Internet [J], *The Review of Economic Studies*, 86(3), 1258~1300.

[30] Lankisch C., Prettner K., Prskawetz A., 2019, How Can Robots Affect Wage Inequality? [J], *Economic Modelling*, 81, 161~169.

[31] Martínez E., 2020, Pandemic Shakes Up World's Education Systems [J], *Right to Education Initiative*, 4(2), 1~12.

[32] Schmidpeter B., Winter-Ebmer R., 2021, Automation, Unemployment, and the Role of Labor Market Training [J], *European Economic Review*, 137, 103808.

[33] Scheerder A., Van Deursen A., Van Dijk J., 2017, Determinants of Internet Skills, Uses and Outcomes. A Systematic Review of the Second-and Third-level Digital Divide [J], *Telematics and informatics*, 34(8), 1607~1624.

[34] Steinfield C., Ellison N. B., Lampe C., 2008, Social Capital, Self-esteem, and Use of Online Social Network Sites: A Longitudinal Analysis [J], *Journal of Applied Developmental Psychology*, 29(6), 434~445.

Digital Economy and Common Prosperity: A Theoretical and Empirical Study

CHEN Menggen ZHOU Yuanren

Abstract: Common prosperity is not only the essential requirement of socialism with Chinese characteristics, but also the core goal pursued since the birth of Marxism. At present, the digitalization wave is sweeping the world, and digital economy has become a key force to promote China's economic and social evolution and achieve high-quality development. This paper constructs a general equilibrium model including enterprises and residents, and analyzes the impact and mechanism of digital economy on common prosperity. After constructing a comprehensive evaluation system of digital economy development, the national and regional digital economy index from 2011 to 2017 is calculated and matched with the data of China Household Finance Survey (CHFS), as a sample. The empirical study is conducted from the dual perspectives of "promoting growth" and "adjusting distribution", and shows that digital economy can promote common prosperity through sharing participation opportunity and sharing development achievement. Digital economy can improve residents' income, increase residents' basic and enjoyment expenditure, and significantly reduce income and expenditure inequality within groups. The mechanism analysis reveals that the digital economy increases residents' income through social participation and wealth creation, and increases residents' expenditure through income effects and lower consumption costs. The two types of mechanisms are more significant in low-income (expenditure) groups. A further study shows that due to the influence of the "digital divide", the income-generating effect of the digital economy on low-skilled in non-routine tasks, rural, western and northeastern groups is not significant. Therefore, we should further accelerate the development of digital economy, strengthen the construction of digital infrastructure, utilization the universality and sharing of digital economy, actively improve human capital, promote the equalization of public services and optimize the income distribution structure, to effectively promote the realization of common prosperity.

Keywords: Digital Economy; Common Prosperity; Sharing Participation Opportunity; Sharing Development Achievement; Digital Divide

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

1937

HDFH
瀚信网



Global FinTech Lab
全球金融科技实验室

HDFH
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN
金融联盟链



扫码关注