

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张 杰



推动中国金融业对外开放行稳致远

政府投资与私人投资的互补性

发展经济学视阈下的“一带一路”与可持续发展

市场竞争与银行流动性创造

数字金融是否影响劳动力流动

陈雨露

李粤麟、陈云贤

王灵桂、杨美姣

宋 科、李 振、尹李峰

马述忠、胡增奎

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 苏 治 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：韩美娟

栏目编辑：陈 婷

美术编辑：包 晗

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：www.imi.ruc.edu.cn

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

邮 箱：imi@ruc.edu.cn



IMI

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

目 录

【卷 首】

推动中国金融业对外开放行稳致远 ————— 陈雨露 01

政府投资与私人投资的互补性

——基于共同富裕时代背景 ————— 李粤麟、陈云贤 05

发展经济学视阈下的“一带一路”与可持续发展 ————— 王灵桂、杨美姣 21

市场竞争与银行流动性创造

——基于分支机构的银行竞争指标构建 ————— 宋科、李振、尹李峰 50

数字金融是否影响劳动力流动

——基于中国流动人口的微观视角 ————— 马述忠、胡增玺 67

商业信用融资和中国企业债务的结构性问题 ————— 胡悦、吴文锋 86

二元悖论是真实的货币政策约束吗 ————— 张勇、赵军柱、姜伟 108

经济政策不确定性与企业短债长用 ————— 李增福、陈俊杰、连玉君、李铭杰 127

双支柱调控框架下政策组合协调搭配研究

——基于双摩擦的小国开放模型 ————— 庄子罐、赵宗涛、王熙 152

推动中国金融业对外开放行稳致远

陈雨露¹

多年来，中国一直坚持自主稳妥有序地扩大金融业开放。2001 年，中国加入世界贸易组织（WTO），由此开始逐步确立普适性金融开放制度。党的十八大以来，金融业对外开放进入新阶段，基本建立了外商投资准入前国民待遇+负面清单的管理制度。在此过程中，中国坚持改革与开放协同推进，不断完善金融风险防控体系，有效维护了国家金融稳定和安全。

加入 WTO 以来中国金融业开放取得了显著成效

改革开放伊始，中国就开始积极探索金融业对外开放。1979 年日本输出银行在北京设立了首家驻华代表处，1994 年国务院颁布了《外资金融机构管理条例》，外资金融机构开始陆续赴华展业。确立普适性的金融业开放制度安排，主要是在 2001 年加入 WTO 之后。以此为起点，中国金融业对外开放经历了三个阶段。

第一阶段（2002 年至 2006 年），落实加入 WTO 的金融业开放承诺。按照渐进式原则，中国逐步放宽了外资机构的业务范围限制和地域限制，但仍保留了股比限制和准入要求。在此过程中，中国不断完善法律法规，逐步形成了普适性的金融开放制度安排。

第二阶段（2007 年至 2017 年），在区域和双边贸易协定中探索扩大金融业开放。从国际惯例看，区域和双边贸易协定下金融业开放承诺的效力是不低于 WTO 协定的。2002 年至 2013 年，中国与新西兰、东盟等八个经济体签署的自贸协定，正是以 WTO 承诺为基础的。此后，在中国与瑞士、韩国签署的双边自由贸易协定中，金融业开放水平在 WTO 承诺的基础上又有所提高。但总体看，由于受到 2008 年国际金融危机的冲击，这一阶段中国金融业开放的步伐稍有放缓。

第三阶段（2018 年以来），中国主动、有序推动新一轮金融业开放。2018 年 4 月，习近平主席在博鳌亚洲论坛强调，中国将大幅放宽市场准入，推动对外开放重大措施落地“宜早不宜迟，宜快不宜慢”。金融管理部门积极响应，出台了多项开放措施，中国金融业开放取得了突破性进展。银行、证券、基金管理、期货、人身险领域的外资持股比例限制彻底取消，展业范围也大幅放宽；企业征信、信用评级、支付清算等领域均已给予外资国民待遇；资本

¹ 陈雨露，十三届全国政协经济委员会副主任，中国人民银行副行长。

市场双向开放持续扩大，会计、税收、交易等配套制度也在逐步与国际接轨。外资金融机构积极有序进入中国市场，呈现出“百花齐放”的局面。2018年以来，中国共批准外资来华设立了100多家各类银行、保险业机构，12家外资控股（含全资）证券、基金管理、期货公司，6家外资企业征信、评级、支付清算机构。

开放模式的转变是新一轮金融业对外开放的重要特点。负面清单模式既有利于高水平开放，也有利于风险防控。就开放而言，正面清单模式容易导致开放的碎片化，而负面清单模式则可以提高开放的系统性和制度性，增强政策的透明度和可预测性，更能激发市场活力。就风险防控而言，负面清单模式可以将暂不适合开放的领域纳入清单，保持政策制定的自主权和灵活性，从而有效维护经济金融安全。在2020年11月15日签署的《区域全面经济伙伴关系协定》（RCEP）中，中国首次承诺将在协定生效后6年内完成正面清单向负面清单的转化。在未来的自贸谈判中，中国也将更多地推动以负面清单的方式作出金融业开放承诺。

中国扩大金融业开放的三条主要经验

随着金融改革开放的持续深入，业界对金融与实体经济的关系、各项金融改革的内在联系、开放与安全的认识不断深化。

一是扩大金融业开放是经济高质量发展的内在要求。一方面，金融业本质上是竞争性服务业，开放竞争是金融业自身发展的需要。中国金融改革开放的实践证明，金融业需要在竞争的环境中增强活力、提升竞争力，才能保持健康发展。在中国大型商业银行改革中，通过引入外部战略投资者、竞争性股改上市等方式，商业银行在经营效率、资产质量、公司治理水平等方面实现了较大提高。另一方面，扩大金融业开放也是服务实体经济的必然要求。通过引入金融机构、业务和产品，能更好地满足实体经济差异化、个性化的金融服务需求。当然，考虑到金融业的特殊性，金融机构开展业务必须持牌经营，在统一的准入条件和监管规则下充分竞争。

二是金融服务业开放、金融市场开放与人民币汇率市场化改革需要协同推进。改革是一项系统性工程。中国在金融改革开放过程中一直坚持统筹协调各项改革工作，这既有利于各项改革形成合力，也有利于改革的平稳推进。在扩大金融服务业开放的同时，中国也在持续稳步推动金融市场开放，联通境内外市场。近年来，中国取消了合格境外投资者投资额度限制，简化了境内证券期货投资资金管理，沪港通、深港通、沪伦通等机制平稳运行，近期还相继开通了债券通“南向通”和粤港澳大湾区跨境理财通。金融市场开放的成绩得到了国际投资者的充分认可，全球知名指数纷纷将中国股市和债市纳入旗下旗舰指数。截至目前，国

际投资者持有境内债券规模近 4 万亿元。

人民币汇率市场化改革也在持续推进。中国不断完善以市场供求为基础的、参考一揽子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度，保持人民币汇率弹性，发挥了汇率调节宏观经济和国际收支自动稳定器的作用，保持了人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定，为金融服务业开放和金融市场开放创造了良好的环境和条件。

三是扩大金融开放的同时，需要不断完善金融风险防控体系，有效维护金融安全。近年来，中国不断完善宏观审慎制度，不断提升风险防控能力。第一，健全宏观审慎管理制度规则，出台了《金融控股公司监督管理试行办法》《系统重要性银行评估办法》等，并持续完善资产管理业务标准。第二，持续监测评估系统性金融风险，通过银行压力测试、中央银行金融机构评级、金融市场压力指数、保险机构稳健性现场评估和非现场监测等多重手段，密切跟踪监测和预警潜在的金融风险。第三，加强跨境资本流动宏观审慎管理，将全口径跨境融资、境外放款、跨境人民币资金池等业务纳入宏观审慎管理，健全本外币一体化的跨境流动宏观审慎管理框架，丰富跨境资本流动宏观审慎工具箱，切实做好跨境资本流动逆周期调节。第四，统筹监管金融基础设施，明确将金融资产登记托管系统、清算结算系统、交易设施、交易报告库、重要支付系统、基础征信系统六类基础设施及其运营机构纳入统筹监管范围。

进一步扩大金融业高水平开放

立足新发展阶段，贯彻新发展理念，中国经济高质量发展需要实行高水平对外开放，开拓合作共赢新局面，这对金融业开放提出了更高的要求。下一步，应继续坚持市场化、法治化、国际化原则，持续深化金融业开放。

一是继续完善准入前国民待遇和负面清单管理制度。一方面，要继续推动开放模式的转变，充分发挥负面清单模式的优势，形成系统性、制度性开放局面。现有开放渠道要统一规则，同类金融业务规则尽可能合并同类项。另一方面，要运用好负面清单下的风险防范工具。第一类工具是“不符措施”，既包括现有的不符措施，也包括未来的不符措施。中国可自主确定开放领域，将暂不适合开放的领域纳入现有不符措施；在产业形态发展不成熟、无法预判未来发展的情况下，通过未来不符措施为自己保留政策空间。第二类工具是四类“例外措施”：以维护金融体系稳定和宏观审慎为目的的审慎例外；以实施宏观政策为目的的宏观政策例外；可阻止或限制金融机构转移利益的支付转移例外；根据反洗钱、反避税等法律要求所实施的必要措施的例外。通过这些“例外措施”，中国在保障合理权利的同时，可保持政

策制定的灵活性，维护经济金融安全。

二是优化监管政策，改善营商环境。目前，中国金融机构和市场准入方面的开放工作几近完成，但一些监管政策仍有优化的空间，完善相关政策安排可以为外资展业创造更好的环境。7月21日，国务院常务会议要求，优化外资银行、保险等金融机构准入门槛要求，完善金融机构母子公司跨境往来规则，优化外资参与境内金融市场的方式和制度。相关工作正在积极推进，营商环境有望持续优化。

三是持续完善风险防控体系。与金融业高水平开放的要求相适应，持续完善货币政策调控与宏观审慎政策框架，丰富政策工具箱，构建系统性金融风险监测、评估和预警体系，优化外汇市场“宏观审慎+微观监管”两位一体的管理框架。加快补齐金融科技监管短板，将所有金融机构、业务和产品纳入审慎监管框架。提高金融监管的专业性和有效性，建好各类“防火墙”，坚决守住不发生系统性金融风险的底线。

政府投资与私人投资的互补性

——基于共同富裕时代背景¹

李粤麟² 陈云贤³

【摘要】从中观经济学的角度出发，考虑政府作为市场经济的“参与者”，研究政府投资对整体资本结构的影响。首先将政府投资引入双层嵌套型 CES 生产函数，验证私人投资与政府投资的互补性；其次建立扩展的拉姆齐模型，推导出稳态时私人资本与公共资本的最优比例关系，发现私人资本占比低于最优水平；最后通过技术进步偏向指数分解，发现技术偏向于私人资本主要源于私人资本的积累与公共资本与私人资本的互补效应。因此，在鼓励提高私人资本占比的同时，要注意到这会引致技术偏向于私人资本，需防范贫富差距的扩大。

【关键词】共同富裕；互补；CES 生产函数；资本结构；技术进步偏向

一、引言

共同富裕是未来一个发展阶段中的重要目标。党的十八大提出“共同富裕是中国特色社会主义的根本原则”，第十九届中央委员会第五次全体会议将共同富裕作为发展目标，写入《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》⁴。中央财经委员会第十次会议研究了扎实促进共同富裕问题，对共同富裕的定义和共同富裕的实现进行了明确的解释⁵，将经济发展作为衡量共同富裕的指标之一。因此，实现共同富裕不光要关注“分好蛋糕”，还要关注“做大蛋糕”（李海舰和杜爽，2021^[1]）。一方面，发展为共同富裕的实现提供了物质基础。另一方面，“授人以鱼，不如授人以渔”，共同富裕不光要依靠分配，还要强调落后区域自身的经济发展，从根本上实现共同富裕。在“做大蛋糕”的过程中，私人经济起到了举足轻重的作用（孙琳，2021^[2]；隗斌贤和赵文冕，2021^[3]）。私人资本是私人经济的重要生产要素，本文关注私人投资与政府投资的关系，从资本结构的角度为共

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Papers No.2206

² 李粤麟，中山大学岭南学院。

³ 陈云贤，中山大学中观经济学研究院国际金融学院、高级金融研究院、国家金融学研究院名誉院长。

⁴ 原文详见：http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm

⁵ 原文详见：http://www.gov.cn/xinwen/2021-08/17/content_5631780.htm

同富裕的建设提供政策建议。

从供给侧资本要素的角度考虑，以往文献对公共资本与私人资本的处理方式主要有两种：一是直接忽略公共资本与私人资本的区别，或者将二者合并称为资本。例如，张军等（2004）^[4]在计算资本存量时，使用的投资额流量并没有区分为政府投资和私人投资，那么其核算的资本存量也自然忽略了二者的区别。这种处理方法可见于诸多实证文献，既可以看作忽略了公共资本，也可以看作二者是完全替代的。因为资本存量=公共资本+私人资本，可以看作是完全替代的组合形式：私人资本可以完全替代公共资本，相反公共资本也可以完全替代私人资本。二是将政府投资作为一项生产要素引入到生产函数当中。例如，Barro（1990）^[5]将政府投资引入到 Solow 模型中： $Y = AGK^{\alpha}L^{1-\alpha}$ ，这种引入方式隐含了政府公共资本与私人资本的单位替代弹性属性，而且赋予了政府公共资本以全要素生产率特性。随后对政府投资的研究大多延续了这种设定，例如郭凯明和王腾桥（2019）^[6]等。

但是，政府的投资或者公共资本与私人的投资和私人资本本质不同，存在互补特性。一方面，陈云贤（2019^[7]，2020^[8]）提出的资源生成理论将资源分为了三类：可经营性资源、准经营性资源和非经营性资源。可经营性资源对应着产业经济，非经营性资源对应着民生经济，准经营性资源对应着城市经济，属于资源生成领域。从资源生成的角度来看，私人投资和政府投资有本质的区别：私人投资的资源配置主体是企业，属于可经营性资源，被直接投入到生产和生活当中；政府投资或者公共资本的资源配置主体是政府，被应用于民生经济和城市经济，作用主要是为生产和生活提供必备的基础设施、公共物品等非直接性的生产要素。这一点与部分文献观点一致，例如，吴俊培等（2016）^[9]研究了政府投资和民间投资对城镇化发展的差异性影响，印证了政府投资与私人投资的异质性。庞庆明（2018）^[10]从政治经济学的角度，总结了公有资本和私人资本的差别。

另一方面，陈云贤（2019，2020）认为准经营性资源在一定条件下可以转换为可经营性资源，具体的资源配置原则是“政府推动、企业参与、市场运作”，这反映了政府投资与私人投资存在相互促进的关系，资源转化程度的把握是政府投资与私人投资融合的有效路径。林毅夫（2011）^[11]从新结构经济学的角度指出，政府投资或者公共资本中的软硬件基础设施可以减少企业的交易费用和与生产线可能性边界的距离。政府的投资或者公共资本的积累将改善地区的生产和生活环境，从而促进私人投资或者私人资本的积累。反过来，私人投资或者资本的积累又制约着政府的投资或者公共资本的积累。因此，政府的投资或者公共资本与私人的投资或者公共资本不应该是完全替代的，也不应该是单位替代的，二者应该是相互促

进，相互制约的互补关系。

鉴于此，本文将使用双层嵌套型的 CES 生产函数来刻画公共资本与私人资本的互补特性。要素的互补性是经济学研究的基础性问题，以往文献主要关注资本--技能互补 (Griliches, 1969^[12]; 1970^[13]; 申广军, 2016^[14])。回顾资本--技能互补假说的研究方法，主要可以归为 3 类：两步条件法 (Griliches, 1969; Fallon and Layard, 1975^[15]; Krusell et al., 2000^[16]; Lewis, 2011^[17])；超越对数函数法 (Bergstrom and Panas, 1992^[18]; Papageorgio and Chmelarova, 2005^[19]) 和 CES 生产函数参数估计法 (Duffy et al., 2004^[20]; 马红旗, 2016^[21])。本文借鉴 CES 生产函数参数估计法来验证公共资本与私人资本的互补性。

从需求侧的角度来看，凯恩斯的 IS-LM 模型指出政府的投资会通过债务、税收、价格、汇率等机制挤出私人投资。挤出效应已被得到广泛的关注和验证，例如，Fisher (1993)^[22]，尹恒和叶海云 (2005)^[23]，Link (2006)^[24]，陈浪南和杨子晖 (2007)^[25]，楚尔鸣和鲁旭 (2008)^[26]，Liaquat (2019)^[27]。但是，Aschauer (1989)^[28]提出了政府的投资同样会通过创造更好的生产和生活环境、增加私人投资的信心等机制挤入私人投资。随后，部分学者也验证了挤入效应，例如，Afonso and Aubyn (2009)^[29]，吴俊培和张斌 (2013)^[30]。同时，也有一部分学者认为挤入效应和挤出效应同时存在，例如 Ahmed and Miller (2000)^[31]，Reil-Held (2006)^[32]，扈文秀和孔婷婷 (2014)^[33]，周晓燕和徐崇波 (2016)^[34]，Funashima and Ohtsuka (2019)^[35]，Lau et al. (2019)^[36]，Phiri and Ngeendepi (2021)^[37]。本文认为，政府投资可以通过互补性挤入私人投资。

本文主要研究两个问题。第一，本文从供给侧的角度验证了政府公共资本与私人资本的互补关系。对接资本技能互补和技术进步偏向这支文献，以中观经济学提到的政府是市场竞争“参与者”为基础，本文将资本分为政府公共资本 (G) 与私人资本 (I) 两种类型，构建 $[L, (G, I)]$ 双重嵌套式 CES 生产函数，验证二者的互补性。第二，在公共资本与私人资本互补的设定下，本文重新分析了经济增长中的结构问题，为共同富裕政策建议的提出提供理论支撑：一是将拉姆齐的资本累积方程进行扩展，推导出最优的资本结构；二是使用雷钦礼和李粤麟 (2020)^[38]再定义的技术偏向性指数，研究资本结构对技术进步偏向的影响。

二、公共资本与私人资本的互补性

(一) 模型设定

以往文献普遍关注资本要素与技能劳动力要素之间的互补关系，也就是说相对于非技能

劳动力，技能劳动力与资本互补性更强。回顾已有资本-技能互补性检验的方法，主要可以归结为三大类：两步条件法；超越对数函数法和 CES 生产函数参数估计法。与以往文献不同，本文关注的是公共资本与私人资本的互补关系，因此将资本要素分为公共资本和私人资本两类。模型借鉴 Acemoglu (1998^[39], 1999^[40], 2002^[41], 2003^[42], 2009^[43])对技术进步偏向的设定，并结合 CES 生产函数参数估计方法，构建[L,(G,I)]型双重嵌套式 CES 生产函数，来验证公共资本与私人资本的互补关系。如式（1）所示。

$$Y = \left\{ \alpha (A_L L)^\rho + (1-\alpha) \left[\omega (A_G G)^\theta + (1-\omega) (A_I I)^\theta \right]^{\frac{\rho}{\theta}} \right\}^{\frac{1}{\rho}} \quad (1)$$

其中，Y 表示总产出，L 表示劳动力，G 表示政府的公共资本，I 表示私人资本， A_i 表示 i (i=G,I,L) 要素增强型技术进步， α 和 ω 代表分布参数决定要素相对重要程度， ρ 和 θ 为替代弹性参数。根据希克斯对替代弹性的定义可知，[L,(G,I)]双层嵌套型 CES 生产函数的要素替代弹性如式（2）、式（3）和式（4）所示。

$$\sigma_{GI} = \frac{1}{1-\theta} \quad (2)$$

$$\sigma_{IL} = \frac{\frac{1}{\zeta^L} + \frac{1}{\zeta^I}}{(1-\theta) \left(\frac{1}{\zeta^I} - \frac{1}{\zeta^{GI}} \right) + (1-\rho) \left(\frac{1}{\zeta^L} + \frac{1}{\zeta^{GI}} \right)} \quad (3)$$

$$\sigma_{GL} = \frac{\frac{1}{\zeta^L} + \frac{1}{\zeta^G}}{(1-\theta) \left(\frac{1}{\zeta^G} - \frac{1}{\zeta^{GI}} \right) + (1-\rho) \left(\frac{1}{\zeta^L} + \frac{1}{\zeta^{GI}} \right)} \quad (4)$$

其中， ζ^I 、 ζ^G 、 ζ^L 分别为私人资本、公共资本和劳动在总支出中的相对支出份额，而 ζ^{GI} 则表示公共资本和私人资本在总支出中的份额。

由式（2）可知，当替代弹性参数 $\theta < 0$ 时， $\sigma_{GI} < 1$ ，表示公共资本与私人资本是绝对互补的，即政府资本的增加将导致私人资本的进一步增加；当替代弹性参数 $0 < \theta < 1$ 时， $\sigma_{GI} > 1$ 说明政府资本 G 与私人资本 I 是替代的，即政府资本的增加将导致私人资本的减少。进一步，借鉴对资本技能互补的定义可知：当 $\sigma_{GL} > \sigma_{GI}$ 时，即 $1 > \rho > \theta$ 时，相对于劳动力，公共资本与私人互补性更强，本文将其定义为公共资本与私人资本是相对互补的；当

$\sigma_{GL} < \sigma_{GI}$ 时, 即 $1 > \theta > \rho$ 时, 相对于劳动力, 公共资本与私人资本不存在更强的互补性, 也就是公共资本与私人资本不存在相对互补性。因此, 为了验证公共资本与私人资本的互补关系, 只需验证参数 $1 > \rho > \theta$ 。

(二) 数据来源及变量说明

总产出使用收入法测算的国内生产总值。劳动力收入份额=劳动者报酬/总产出; 私人资本收入份额=(营业盈余+固定资本折旧×私人资本占总资本的比重)/总产出; 政府资本收入份额=1-劳动力收入份额-私人资本收入份额。政府资本和私人资本通过永续盘存放估算得到, 其中, 名义政府投资和私人投资来自于《中国统计年鉴》的资金流量表。各名义变量都经过平减得到实际变量。相关数据来源于《中国统计年鉴》, 样本区间为 1992~2017 年。

(三) 参数估计

本文使用 Klump et al. (2007)^[44]提出的标准化供给侧方法来估计式(1)的替代参数及要素增强型技术进步。根据 Klump et al. (2007)理论, 用平均值作为基准线可以利用更多信息, 因此, 设定 $Y_0 = \Lambda \bar{Y}$ 、 $G_0 = \bar{G}$ 、 $I_0 = \bar{I}$ 、 $L_0 = \bar{L}$ 、 $\eta_{G_0} = \bar{\eta}_{G_t}$ 、 $\eta_{I_0} = \bar{\eta}_{I_t}$ 、 $\eta_{L_0} = \bar{\eta}_{L_t}$ 、 $t_0 = \bar{t}$ 。其中, Λ 为规模因子, 将基准线带入标准化生产函数, 连同利润最大化一阶条件, 得到估计各参数的标准化供给侧联立方程组, 如式(5)所示。

$$\begin{cases} \ln\left(\frac{Y_t}{Y_0}\right) = \ln(\Lambda) + \frac{1}{\rho} \ln \left\{ \eta_{L_0} \left(\frac{L_t}{L_0} e^{g_{L_t}} \right)^{\rho} + (1 - \eta_{L_0}) \left[\left(\frac{\eta_{I_0}}{\eta_{I_0} + \eta_{G_0}} \right) \left(\frac{I_t}{I_0} e^{g_{I_t}} \right)^{\theta} + \left(\frac{\eta_{G_0}}{\eta_{I_0} + \eta_{G_0}} \right) \left(\frac{G_t}{G_0} e^{g_{G_t}} \right)^{\theta} \right]^{\frac{\rho}{\theta}} \right\} \\ \ln(\eta_{I_t}) = \ln\left(\frac{\eta_{I_0}}{1 + \mu}\right) - \rho \ln\left(\frac{Y_t}{\Lambda Y}\right) + \theta \ln\left(\frac{I_t}{I_0} e^{g_{I_t}}\right) + \frac{\rho - \theta}{\theta} \ln \left[\left(\frac{\eta_{I_0}}{\eta_{I_0} + \eta_{G_0}} \right) \left(\frac{I_t}{I_0} e^{g_{I_t}} \right)^{\theta} + \left(\frac{\eta_{G_0}}{\eta_{I_0} + \eta_{G_0}} \right) \left(\frac{G_t}{G_0} e^{g_{G_t}} \right)^{\theta} \right] \\ \ln(\eta_{G_t}) = \ln\left(\frac{\eta_{G_0}}{1 + \mu}\right) - \rho \ln\left(\frac{Y_t}{\Lambda Y}\right) + \theta \ln\left(\frac{G_t}{G_0} e^{g_{G_t}}\right) + \frac{\rho - \theta}{\theta} \ln \left[\left(\frac{\eta_{I_0}}{\eta_{I_0} + \eta_{G_0}} \right) \left(\frac{I_t}{I_0} e^{g_{I_t}} \right)^{\theta} + \left(\frac{\eta_{G_0}}{\eta_{I_0} + \eta_{G_0}} \right) \left(\frac{G_t}{G_0} e^{g_{G_t}} \right)^{\theta} \right] \\ \ln(\eta_{L_t}) = \ln\left(\frac{\eta_{L_0}}{1 + \mu}\right) - \rho \ln\left(\frac{Y_t}{\Lambda Y}\right) + \rho \ln\left(\frac{L_t}{L_0} e^{g_{L_t}}\right) \end{cases} \quad (5)$$

其中, $\eta_{G_t}, \eta_{I_t}, \eta_{L_t}$ 分别为政府资本、私人资本、劳动力收入份额, $\mu \geq 0$ 测度价格影响,

g_{i_t} 为 i ($i=G, I, L$) 要素技术进步的增长率, 如式(6)所示。

$$g_{i_t} = \frac{\gamma_i}{\lambda_i} t_0 \left[\left(\frac{t}{t_0} \right)^{\lambda_i} - 1 \right], i \in \{G, I, L\} \quad (6)$$

其中, γ_i 为技术增长参数, λ_i 为技术曲率。最后, 使用非线性似不相关回归对方程组

(5) 进行参数估计, 估计结果如表 1 所示。

表 1 参数估计结果

参数	估计值	标准误
Λ	0.913	0.008
ρ	0.142	0.039
θ	-0.551	0.188
λ_L	1.341	0.217
γ_L	0.059	0.006
λ_G	-0.364	0.114
γ_G	-0.034	0.007
λ_I	-0.953	0.153
γ_I	-0.009	0.003
μ	0.002	0.001

根据政府公共资本 G 与私人资本 I 的要素替代弹性式 (2) 可知: $\sigma_{GI} = 0.645 < 1$, 也就是说政府公共资本 G 与私人资本 I 是绝对互补的。另一方面, 参数估计结果满足 $1 > \rho > \theta$, 也就验证了公共资本与私人资本互补的假设。至此, 从理论和实证的角度印证了公共资本与私人资本是互补关系的假说。这也为上文提到政府的投资不仅对私人投资有挤出效应还会有挤入效应, 提供了一个中观经济学的解释视角: 政府的投资作为准经营性资源与私人投资这类可经营性资源是互补的, 也就是说, 政府投资或者公共资本积累的增加会吸引更多的私人投资或者资本积累的增加, 从而引致了挤入效应。由经济学理论定义可知, 互补的要素存在最优的比例关系¹。因此政府投资与私人投资同样存在最优比, 即资本有最优的结构。由于私人投资是共同富裕建设过程中不可忽略的重要角色, 因此分析私人投资的最优占比将对共同富裕的建设有重要意义。

三、资本结构

本节将拉姆齐的资本累计方程扩展为 2 个: 私人资本累积方程和公共资本累积方程。如式 (7) 和式 (8) 所示。

¹ 例如眼镜和镜片是完全互补品, 二者的最优比例是 1: 2。

$$I_{t+1} = (1-\delta)I_t + (1-\tau)Y_t - C_t^i \quad (7)$$

$$G_{t+1} = (1-\delta)G_t + \tau Y_t - C_t^g \quad (8)$$

其中， Y 表示总产出如式 (1)， δ 表示折旧率， τ 表示平均税率， C_t^i 表示私人消费， C_t^g 表示政府消费。

对于政府规划者来说，其目的是让代表性消费者的效用最大。对于代表性消费者来说，私人消费品和公共消费品带来的效用方式不同，不能进行简单的线性加总，因此本文将设定为 CRRA 加权形式，其效用函数如式 (2) 所示。

$$\sum_{t=1}^{\infty} \beta^{t-1} \left(\zeta \frac{C_t^{i1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + (1-\zeta) \frac{C_t^{g1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \right) \quad (9)$$

结合式 (7)、式 (8)、式 (9)，可得到拉格朗日方程如式 (10) 所示。

$$L = \sum_{t=1}^{\infty} \beta^{t-1} \left(\zeta \frac{C_t^{i1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + (1-\zeta) \frac{C_t^{g1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \right) + \sum_{t=1}^T \lambda_t \left[(1-\delta)I_t + (1-\tau)Y_t - C_t^i - I_{t+1} \right] \quad (10)$$

$$+ \sum_{t=1}^T \mu_t \left[(1-\delta)G_t + (1-\tau)Y_t - C_t^g - G_{t+1} \right] + \eta_I I_{T+1} + \eta_G G_{T+1}$$

一阶导得到欧拉方程式 (11) 和式 (12)。

$$C_t^{i-\sigma} = \beta C_{t+1}^{i-\sigma} \left[(1-\delta) + (1-\tau) \frac{\partial Y_{t+1}}{\partial I_{t+1}} \right] \quad (11)$$

$$C_t^{g-\sigma} = \beta C_{t+1}^{g-\sigma} \left[(1-\delta) + (1-\tau) \frac{\partial Y_{t+1}}{\partial G_{t+1}} \right] \quad (12)$$

其中，

$$\frac{\partial Y_t}{\partial I_t} = (1-\alpha)\omega A_t^\theta \left\{ \alpha (A_t L_t)^\rho + (1-\alpha) \left[\omega (A_t G_t)^\theta + (1-\omega)(A_t I_t)^\theta \right]^{\frac{\rho}{\theta}} \right\}^{\frac{1-\rho}{\rho}} \left[\omega (A_t G_t)^\theta + (1-\omega)(A_t I_t)^\theta \right]^{\frac{\rho-\theta}{\theta}} I_t^{\theta-1} \quad (13)$$

$$\frac{\partial Y_t}{\partial I_t} = (1-\alpha)(1-\omega)A_t^\theta \left\{ \alpha (A_t L_t)^\rho + (1-\alpha) \left[\omega (A_t G_t)^\theta + (1-\omega)(A_t I_t)^\theta \right]^{\frac{\rho}{\theta}} \right\}^{\frac{1-\rho}{\rho}} \left[\omega (A_t G_t)^\theta + (1-\omega)(A_t I_t)^\theta \right]^{\frac{\rho-\theta}{\theta}} G_t^{\theta-1} \quad (14)$$

稳态时，公共资本、私人资本、政府消费与私人消费保持不变，即 $C_t^g = C_{t+1}^g = \bar{C}^g$ ，

$C_t^i = C_{t+1}^i = \bar{C}^i$ ， $I_t = I_{t+1} = \bar{I}$ ， $G_t = G_{t+1} = \bar{G}$ ，结合式 (11) ~ 式 (14)，可得稳态时公共资本与私人资本的关系式 (15) 和式 (16)。

$$1 = \beta \left[(1-\delta) + (1-\tau)(1-\alpha)\omega A_I^\theta \left\{ \alpha(A_L L)^\rho + (1-\alpha) \left[\omega(A_G G)^\theta + (1-\omega)(A_I I)^\theta \right]^{\frac{\rho}{\theta}} \right\}^{\frac{1-\rho}{\rho}} \left[\omega(A_G G)^\theta + (1-\omega)(A_I I)^\theta \right]^{\frac{\rho-\theta}{\theta}} I^{\theta-1} \right] \quad (15)$$

$$1 = \beta \left[(1-\delta) + (1-\tau)(1-\alpha)(1-\omega)A_G^\theta \left\{ \alpha(A_L L)^\rho + (1-\alpha) \left[\omega(A_G G)^\theta + (1-\omega)(A_I I)^\theta \right]^{\frac{\rho}{\theta}} \right\}^{\frac{1-\rho}{\rho}} \left[\omega(A_G G)^\theta + (1-\omega)(A_I I)^\theta \right]^{\frac{\rho-\theta}{\theta}} G^{\theta-1} \right] \quad (16)$$

结合式（15）和式（16）可得稳态下均衡的资本结构式（17）。

$$\frac{I}{G} = \left(\frac{(1-\tau)\omega A_I^\theta}{\tau(1-\omega)A_G^\theta} \right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (17)$$

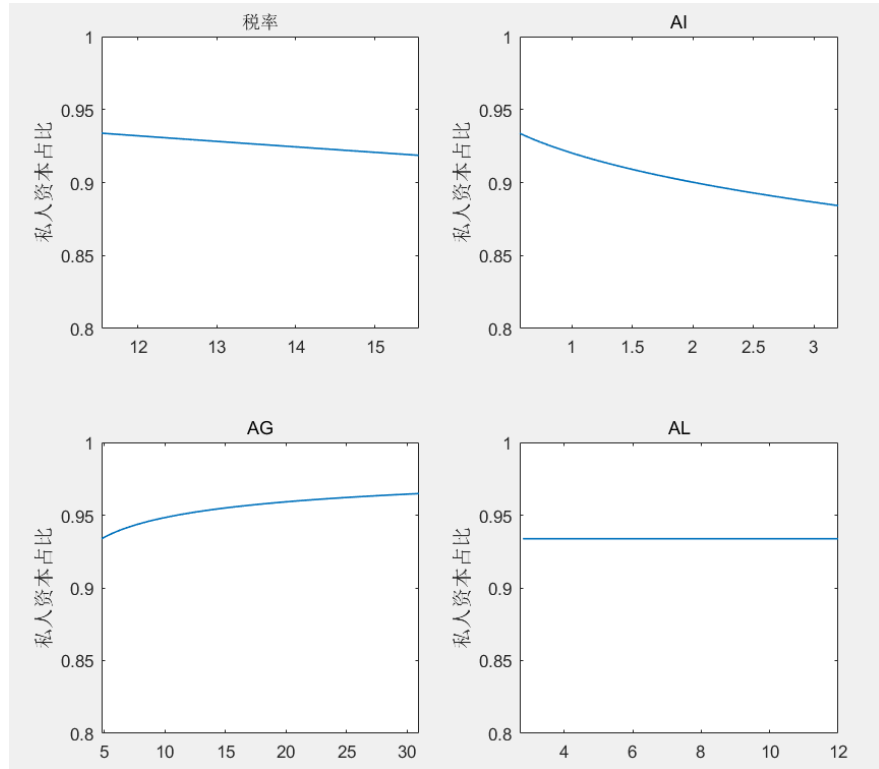


图1 均衡资本结构与税率及要素增强型技术进步的关系图

进一步分析各变量对均衡资本结构的影响。图1为资本结构随税率 τ 和要素增强型技术进步 A_i ($i=G, I, L$)的变化关系图。可以看出：税率的增加将提高公共资本的占比，可以从挤出效应的角度进行理解，即税率的提升将挤出私人投资，也就降低了私人投资的占比。私人资本要素增强型技术进步 A_I 的增加，将提高公共资本的占比；公共资本要素增强型技术进步 A_G 的增加，将提高公共资本的占比。可以从公共资本和私人资本互补特性进行理解，二者互补特性决定了一类要素其增强型技术进步的提高，将需要配套对应的另一类要素的增加。劳动力资本要素增强型技术进步 A_L 的影响是中性的，不会改变资本的结构。

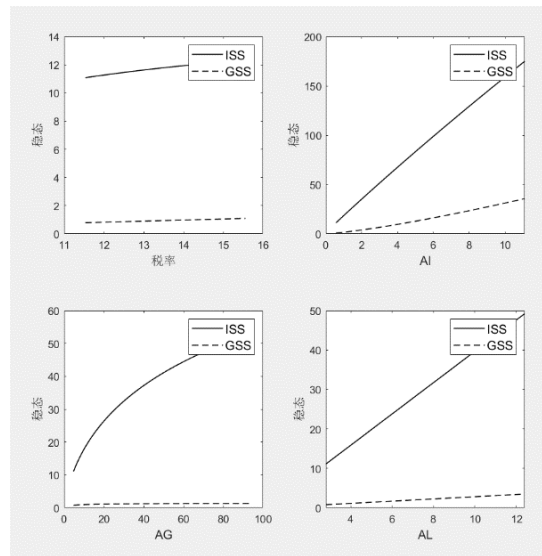


图2 均衡公共资本和私人资本与税率及要素增强型技术进步的关系图¹

进一步，图2为结合式(15)和式(16)得出的公共资本与私人资本的稳态均衡值与税率 τ 和要素增强型技术进步 A_i ($i=G, I, L$)的关系图。税率、劳动力资本要素增强型技术进步 A_L 、公共资本要素增强型技术进步 A_G 和私人资本要素增强型技术进步 A_I 的增加，都将提高均衡公共资本和私人资本的数量。公共资本要素增强型技术进步 A_G 的增加由于互补效应，使得私人资本的稳态值增加更多，从而使得私人资本的占比增加。私人资本要素增强型技术进步 A_I 的增加由于互补效应，使得公共资本的稳态值增加更多，从而使得公共资本的占比增加。

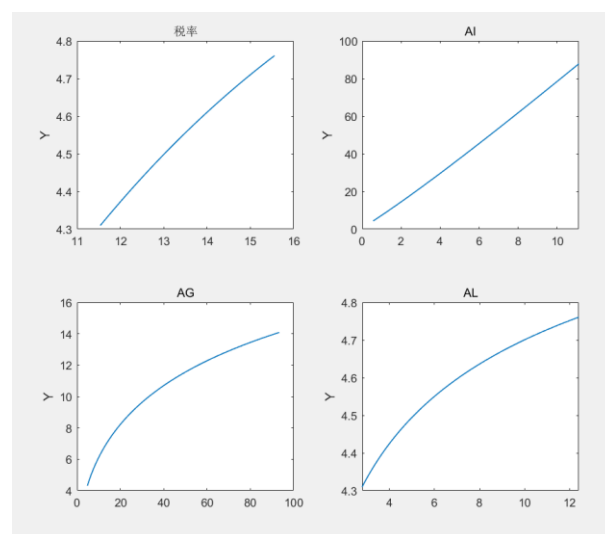


图3 均衡总产出与税率及要素增强型技术进步的关系图

¹ 实线为稳态时的私人资本，虚线为稳态时的公共资本。

均衡总产出与税率及要素增强型技术进步的关系如图 3 所示。由于税率、公共资本要素增强型技术进步 A_G 、私人资本要素增强型技术进步 A_I 和劳动力资本要素增强型技术进步 A_L 的增加，提高了均衡公共资本和私人资本的数量，从而带动总产出的提高。

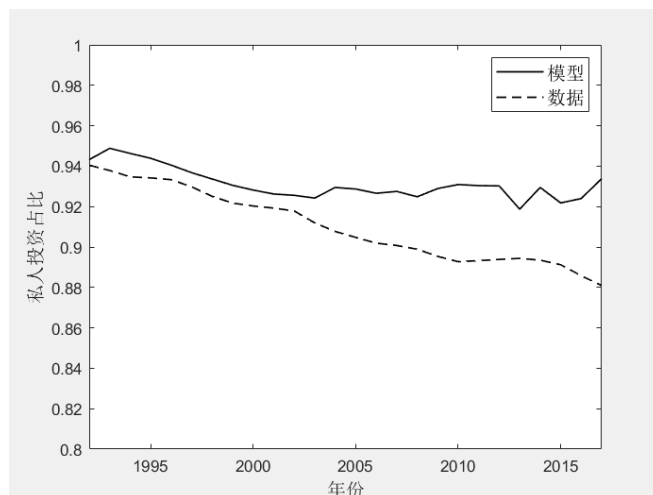


图 4 均衡资本结构与实际资本结构对比图

图 4 为均衡资本结构¹与实际资本结构对比图。将每年的实际数据代入式(15)和式(16)求得每年均衡状态下的公共资本与私人资本，从而得到均衡资本结构。可以看出在 2003 年以前，实际的资本结构与模型推导的均衡资本结构拟合度较高，但是 2003 年以后，实际的资本结构逐渐偏离了模型推导的均衡资本结构，表现出公共资本占比过度，而私人资本相对过少的现象。

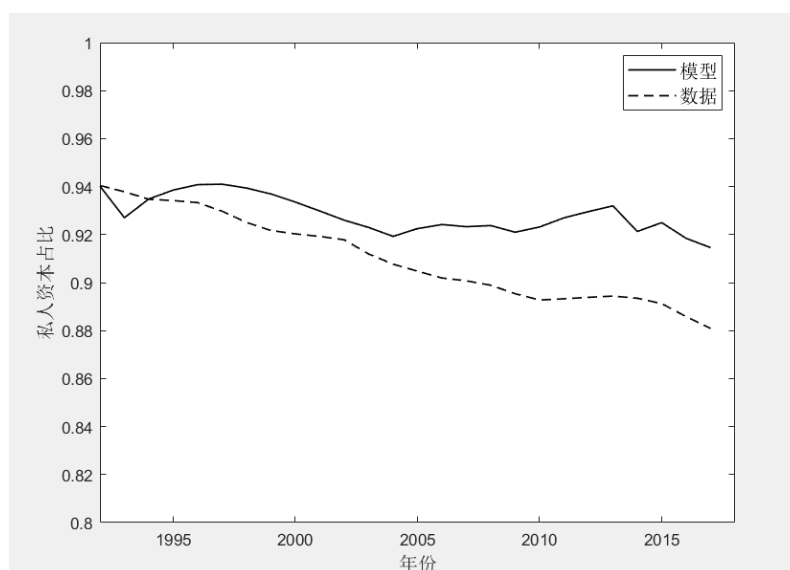


图 5 转移动态资本结构与实际资本结构对比图

¹ 均衡资本结构是指假定每年都处在均衡状态。

图 5 为转移动态的资本结构¹与实际资本结构对比图。可以看出与均衡资本结构类似, 在 2003 年以前, 实际的资本结构与模型推导的转移动态资本结构拟合度较高, 但是 2003 年以后, 实际的资本结构逐渐偏离了模型推导的均衡资本结构, 表现出公共资本占比过度, 而私人资本相对过少的现象。这一结果与引言提到的挤入效应与挤出效应并存的结论相一致: 虽然公共资本与私人资本的互补特性, 使得公共资本的积累带动更多的私人资本积累, 从而带来了挤入效应, 但是实际的资本结构却表现出公共资本占比过度的情形, 这主要是由于公共资本的过度累积, 从而挤出了私人资本。

由于私人经济对共同富裕的建设有着重要作用, 但实际上私人资本占比要低于最优水平, 这将不利于共同富裕的推进。因此, 对于落后地区而言, 应该重视政府投资与私人投资的最优比例关系, 提高私人投资的占比, 充分发挥私人经济对共同富裕建设的推动作用。

四、资本结构对技术进步方向的影响

借鉴雷钦礼和李粤麟 (2020) 定义的要三要素技术进步偏向指数, 如式 (18)。

$$T_s = \frac{d(V_I/V_L)/dt}{V_I/V_L} = \rho \left(\frac{\bar{A}_I}{A_I} - \frac{\bar{A}_L}{A_L} \right) + \frac{\rho - \theta}{\theta} \frac{\psi}{\psi} + \rho \left(\frac{\bar{I}}{I} - \frac{\bar{L}}{L} \right) \quad (18)$$

$$; \underbrace{\rho \left(\frac{\bar{A}_I}{A_I} - \frac{\bar{A}_L}{A_L} \right)}_{\text{直接效应}} + \underbrace{(\rho - \theta)(1 - \omega) \left(\frac{A_G}{A_L} \right)^\theta \left(\frac{\bar{A}_G}{A_G} - \frac{\bar{A}_I}{A_I} + \frac{\bar{G}}{G} - \frac{\bar{I}}{I} \right)}_{\text{间接效应}} + \underbrace{\rho \left(\frac{\bar{I}}{I} - \frac{\bar{L}}{L} \right)}_{\text{规模效应}}$$

其中 $\psi = \omega + (1 - \omega)(A_G G / A_I I)^\theta$ 。由 (18) 可以看出, 技术进步的私人资本偏向性不只来自资本和劳动力的要素增强型技术进步 (直接效应), 在公共资本与私人资本互补情况下, 公共资本以及公共资本体现型技术进步会通过资本-技能互补间接影响技能偏向性 (间接效应), 另一方面私人资本的相对增加也是影响技术进步方向的重要原因 (规模效应)。其中, 直接效应是通过提高私人资本相对于劳动力的增强型技术进步来实现, 即当 $\rho > 0$, 若 $\bar{A}_I / A_I - \bar{A}_L / A_L > 0$, 则 T_s 增大; 间接效应引致技术进步偏向于私人资本的机制有二: 一是通过体现于公共资本的技术水平提高, 二是通过资本结构中公共资本比例的提高, 即由于公共资本与私人资本相对互补存在前提有 $\rho > \theta$, 若有效公共资本相对于有效私人资本有所增加, 得到 $\psi / \psi > 0$, 则 T_s 增大; 规模效应是通过私人资本相对于劳动力的密度来实现, 即当 $\rho > 0$ 时, 若 $\bar{I} / I - \bar{L} / L > 0$, 则 T_s 增大。

¹ 转移动态的资本结构是指, 以最后一年的数据为均衡数据, 求得均衡结果, 然后根据拉姆齐资本积累方程模拟从初始到均衡中间 300 期的转移动态过程, 得到转移动态的资本结构。

结合前文表 1 参数估计结果和式 (18) 对技术进步偏向指数的定义得到全国 1993~2017 的技术进步偏向性指数 (如表 2)。

表 2 技术偏向性指数

年份	T_s	$\frac{\rho - \theta}{\theta} \frac{\psi}{\psi}$	$\rho \left(\frac{\frac{A_H}{A_L} - \frac{A_T}{A_L}}{\frac{A_H}{A_L} - \frac{A_T}{A_L}} \right)$	$\rho \left(\frac{\frac{P_H}{P_L} - \frac{P_T}{P_L}}{\frac{P_H}{P_L} - \frac{P_T}{P_L}} \right)$	间接效应 贡献	直接效应 贡献	规模效应 贡献
		(间接效应)	(直接效应)	(规模效应)			
1993	0.061	0.043	-0.112	0.129	0.711	-1.840	2.129
1994	0.014	-0.009	-0.042	0.065	-0.602	-2.898	4.500
1995	0.002	-0.019	-0.024	0.044	-10.022	-12.968	23.991
1996	-0.011	-0.026	-0.017	0.032	2.422	1.598	-3.020
1997	-0.026	-0.036	-0.014	0.024	1.408	0.533	-0.941
1998	0.007	0.000	-0.012	0.019	0.000	-1.692	2.692
1999	-0.019	-0.025	-0.011	0.017	1.337	0.578	-0.915
2000	0.017	0.012	-0.010	0.016	0.675	-0.607	0.931
2001	-0.016	-0.024	-0.010	0.018	1.489	0.611	-1.100
2002	0.018	0.011	-0.010	0.017	0.624	-0.533	0.909
2003	0.019	0.011	-0.010	0.018	0.574	-0.508	0.934
2004	0.108	0.099	-0.010	0.018	0.919	-0.089	0.170
2005	-0.015	-0.022	-0.010	0.016	1.429	0.641	-1.070
2006	0.008	0.000	-0.010	0.018	0.000	-1.220	2.220
2007	0.023	0.015	-0.010	0.017	0.674	-0.431	0.756
2008	-0.062	-0.069	-0.010	0.017	1.116	0.158	-0.274
2009	0.042	0.034	-0.010	0.018	0.803	-0.237	0.434
2010	0.024	0.018	-0.010	0.016	0.736	-0.410	0.674
2011	0.007	0.000	-0.010	0.017	0.000	-1.452	2.452
2012	0.006	0.000	-0.010	0.016	0.000	-1.845	2.845
2013	-0.071	-0.075	-0.010	0.014	1.055	0.145	-0.200
2014	0.069	0.066	-0.010	0.014	0.954	-0.150	0.196
2015	-0.052	-0.053	-0.011	0.012	1.025	0.202	-0.227
2016	0.010	0.011	-0.011	0.010	1.092	-1.104	1.012
2017	0.054	0.055	-0.011	0.010	1.006	-0.197	0.191
均值	0.009	0.001	-0.016	0.025	0.073	-1.901	2.828

通过表 (2) 的技能偏向性指数可以看到, 相对于劳动力 1993~2017 年全国整体技术进步偏向于私人资本, T_s 指数平均值为 0.009; 直接效应均为负值, 由于测算的 $\rho > 0$, 所以表明私人资本增强型技术进步的增长率低于劳动力增强型技术进步, 这与雷钦礼 (2017) [45] 得到的结论相吻合: “中国经济发展过程中的技术进步都主要体现在劳动力的技术效率的提

升上，而资本技术效率的提升速度很慢”；间接效应的作用大部分为正向的，由于 $\rho > \theta$ ，公共资本与私人资本表现出相对互补性，因此公共资本及其增强型技术进步通过互补效应引致了技术进步偏向于私人资本。1992 年以来中国资本以平均 23% 的速度增长大于私人资本 20% 的增长速度，这就使得私人资本的占比有所下降，公共资本通过资本技能互补效应提高了生产效率，从而使得技术进步偏向于私人资本；规模效应总为正值，由于测算的 $\rho > 0$ ，所以表明私人资本的增长率高于劳动的增长率，这主要得益于中国对资本投资的重视，数据表明中国 1992~2017 年私人资本的增长率平均为 20%，而劳动力的增长率平均为 0.76%，私人资本的增长为劳动力的 20 倍左右，近年来劳动力甚至出现了负增长，此时私人资本与劳动力相互替代，由于规模效应使得技术进步偏向于相对丰裕的要素。

另外，整体来看规模效应的贡献 > 间接效应的贡献 > 0 > 直接效应的贡献，规模效应对技术进步技能偏向性的贡献最大，平均来看其贡献了技术进步偏向于私人资本 283%，相对互补效应对技术进步技能偏向性有正贡献（7.3%），而直接效应对技术进步的私人资本偏向性是负贡献（-190%）。因此，当技术进步的质量外生时本文定量地印证了当考虑公共资本与私人资本的差异时，私人资本偏向型技术进步主要来自于私人资本规模的增加，其次是公共资本与私人资本的相对互补效应。以往研究大多未考虑公共资本与私人资本的区别，也未考虑二者相对互补的特性，这忽略了影响私人资本偏向型技术进步的一大因素，指数存在巨大偏差。公共资本和私人资本的增加，尤其是私人资本，将引致技术进步偏向于私人资本，而不是劳动力，这可能会进一步扩大贫富差距。在鼓励增加私人资本占比的同时，要认识到其过度积累也可能不利于共同富裕的建设，因此要注意私人资本的合理占比。

五、结论

分配和发展都是实现共同富裕的重要路径。资本作为驱动经济发展的重要生产要素，在共同富裕的过程中发挥着不可忽视的作用。本文从中观经济学的角度出发，考虑政府作为市场经济的“参与者”，研究政府投资对整体资本结构的影响。

首先，本文验证了政府公共资本与私人资本的互补关系。对接资本技能互补和技术进步偏向两支文献，本文将资本分为政府公共资本（G）与私人资本（I）两种类型，验证了二者的互补性：一方面，为政府投资对私人投资的挤入效应提供了新的解释角度，即由于政府投资与私人投资互补，所以政府投资或者公共资本积累的增加会吸引更多的私人投资或者资本积累的增加，从而引致了挤入效应；另一方面，这也意味着二者具有最优的比例关系。

其次，本文将拉姆齐的资本累积方程扩展为公共资本累积方程和私人资本累积方程，推导出公共资本与私人资本最优的资本结构。理论模型结果表明，二者互补特性决定了公共资本（私人资本）增强型技术进步的提高，将提高私人资本（公共资本）要素的占比。数值模拟结果表明，实际的私人资本占比要低于最优水平，即政府公共资本累积过度，这不利于共同富裕的实现。因此，对于落后地区而言，应该关注政府投资与私人投资的最优比例关系，提高私人投资的占比，充分发挥私人经济对共同富裕建设的推动作用。

最后，本文使用雷钦礼和李粤麟（2020）年再定义的技术偏向性指数，测算了技术进步偏向性指数。1993~2017 年间，相较于劳动力，中国的技术进步偏向于私人资本。指数分解发现，技术偏向于私人资本主要源于私人资本的积累，其次是公共资本与私人资本的互补效应。概括而言，公共资本存在过度积累的现象，但是在鼓励增加私人资本占比的同时，要认识到私人资本的过度积累不利于共同富裕的建设，要注意私人资本的合理占比。因此，区域政府借助城市基础设施投资发展的过程中，既应该推动区域经济的可持续发展，又应优化公有资本与私人资本投资的合理占比，从而优化资本投资组合，促进区域共同富裕繁荣。可以采用政府和社会资本合作（PPP）、港口公园式城市（PPC）和房地产信托投资基金（REITs）等模式作为政府投资和私人投资融合的有效方式。

【参考文献】

- [1]李海舰,杜爽. 推进共同富裕若干问题探析[J]. 改革, 2021(12).
- [2]孙琳. 实现共同富裕的民企力量[N]. 人民政协报, 2021-10-22(005).
- [3]隋斌贤, 赵文冕. 新时代民营经济推动共同富裕的内在逻辑[N]. 人民政协报, 2021-11-19(007).
- [4]张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. 经济研究, 2004(10).
- [5]Barro R. J., 1990. Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*, Vol.98, No.5: 103-125.
- [6]郭凯明, 王藤桥. 基础设施投资对产业结构转型和生产率提高的影响[J]. 世界经济, 2019, 42(11).
- [7]陈云贤. 中国特色社会主义市场经济:有为政府+有效市场[J]. 经济研究, 2019, 54(01).
- [8]陈云贤. 市场竞争双重视主体论—兼谈中观经济学的创立和发展[M]. 北京: 北京大学出版社, 2020.
- [9]吴俊培, 艾莹莹, 张帆. 政府投资、民间投资对城镇化发展差异性影响效应分析[J]. 经济问题探索, 2016(03).
- [10]庞庆明. 试析新时代中国特色社会主义下的公有资本与私人资本[J]. 教学与研究, 2018(10).
- [11]林毅夫. 新结构经济学——重构发展经济学的框架[J]. 经济学(季刊), 2011, 10(01).
- [12]Griliches Z., 1969. Capital-Skill Complementarity. *Review of Economics & Statistics*, Vol.51, No.4: 465-468.
- [13]Griliches Z., 1970. Education, income, and human capital: Notes on the Role of Education in Production Functions and Growth Accounting, 71-127. Cambridge: NBER.
- [14]申广军. “资本—技能互补”假说:理论、验证及其应用[J]. 经济学(季刊), 2016, 15(04).
- [15]Fallon P R, and Layard P R G., 1975. Capital-Skill Complementarity, Income Distribution, and Output Accounting. *Journal of Political Economy*, Vol.83, No.2: 279-302.
- [16]Krusell P, Ohanian L E, Rios-Rull J V, and Giovanni L. V., 2000. Capital-Skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis. *Econometrica*, Vol.68, No.5: 1029-1053.
- [17]Lewis E., 2011. Immigration, Skill Mix, and Capital Skill Complementarity. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.126, No.2: 1029-1069.
- [18]Bergström V, and Panas E E., 1992. How Robust is the Capital-Skill Complementarity Hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, Vol.74, No.3: 540-546.
- [19]Papageorgiou C, and Chmelarova V., 2005. Nonlinearities in Capital-Skill Complementarity. *Journal of Economic Growth*, Vol.10, No.1: 55-86.
- [20]Duffy J., Papageorgiou C., and Perez-Sebastian F., 2004. Capital-Skill Complementarity? Evidence from a Panel of Countries. *Review of Economics and Statistics*, Vol.86, No.1: 327-344.
- [21]马红旗. “资本-技能互补”对我国技能溢价的影响[J]. 上海财经大学学报, 2016, 18(2).
- [22]Fischer S., 1993. The Role of Macroeconomic Factors in Growth. *Journal of Monetary Economics*, Vol.32, No.3: 485-512.
- [23]尹恒, 叶海云. 政府债务挤出私人投资:国际证据[J]. 统计研究, 2005(10).
- [24]Link S B., 2006. Do Government Purchases Crowd out Investment?. *Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali*, Vol.53, No.3: 323-333.
- [25]陈浪南, 杨子晖. 中国政府支出和融资对私人投资挤出效应的经验研究[J]. 世界经济, 2007(01).
- [26]楚尔鸣, 鲁旭. 基于 SVAR 模型的政府投资挤出效应研究[J]. 宏观经济研究, 2008(08).
- [27]Liaqat Z., 2019. Does Government Debt Crowd out Capital Formation? A Dynamic Approach Using Panel VAR. *Economics Letters*, Vol.178: 86-90.
- [28]Aschauer D A ., 1989. Does Public Capital Crowd Out Private Capital?. *Journal of Monetary Economics*, Vol.24, No.2:171-188.

- [29]Afonso A, and Aubyn M., 2009. Macroeconomic Rates of Return of Public and Private Investment Crowding-In and Crowding-Out Effects. *The Manchester School*, Vol.77, No.1: 21-39.
- [30]吴俊培, 张斌. 积极财政政策挤入效应的实证分析[J]. *财贸经济*, 2013(07).
- [31]Ahmed H, and Miller S M., 2000. Crowding-Out and Crowding-In Effects of the Components of Government Expenditure. *Contemporary Economic Policy*, Vol.18, No.1: 124-133.
- [32]Reil-Held A., 2006. Crowding Out or Crowding In? Public and Private Transfers in Germany. *European Journal of Population*, Vol.22, No.3: 263-280.
- [33]扈文秀, 孔婷婷. 政府投资对民间投资的影响效应——基于中国经济的实证研究[J]. *国际金融研究*, 2014(11).
- [34]周晓燕, 徐崇波. 政府投资对民间投资的影响:挤入效应还是挤出效应?[J]. *经济问题探索*, 2016(09).
- [35]Funashima Y, and Ohtsuka Y., 2019. Spatial Crowding-Out and Crowding-In Effects of Government Spending on the Private Sector in Japan. *Regional Science and Urban Economics*, Vol.75: 35-48.
- [36]Lau S Y, Tan A L, and Liew C Y., 2019. The Asymmetric Link between Public Debt and Private Investment in Malaysia. *Malaysian Journal of Economic Studies*, Vol.56, No.2: 327-342.
- [37]Phiri A, and Ngeendepi E., 2021. Do FDI and Public Investment Crowd in/out Domestic Private Investment in the SADC Region. *Managing Global Transitions*, Vol.19, No.1: 3-25.
- [38]雷钦礼, 李粤麟. 资本技能互补与技术进步的技能偏向决定[J]. *统计研究*, 2020, 37(03).
- [39]Acemoglu D., 1998. Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality. *Quarterly Journal of Economics*, Vol.113, No.4:1055-1089.
- [40]Acemoglu D., 1999. Changes in Unemployment and Wage Inequality: An Alternative Theory and Some Evidence. *American Economic Review*, Vol.89, No.5:1259-1278.
- [41]Acemoglu D., 2002. Directed Technical Change. *Review of Economic Studies*, Vol.69, No.4:781-809.
- [42]Acemoglu D., 2003. Labor - and capital - augmenting technical change. *Journal of the European Economic Association*, Vol.1, No.1: 1-37.
- [43]Acemoglu D., 2009. *Introduction to Modern Economic Growth*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- [44]Klump R, Mcadam P, and Willman A., 2007. Factor Substitution and Factor-Augmenting Technical Progress in the United States: A Normalized Supply-Side System Approach. *Review of Economics & Statistics*, Vol.89, No.1:183-192.
- [45]雷钦礼. 制度环境与经济增长:理论模型与中国实证[J]. *经济与管理研究*, 2017, 38(12).

发展经济学视阈下的“一带一路”与可持续发展¹

王灵桂² 杨美姣³

【摘要】发展是实现人民幸福的关键。中国政府倡导的全球发展倡议有两大理论和实践来源：2030 联合国可持续发展目标是促成国家间合作和提供全球公共产品的重要动力；中国的“一带一路”倡议作为全球合作平台和公共产品的提供者，为国际社会提供了中国方案和中国智慧。本文结合“一带一路”倡议的理念与实践、2030 联合国可持续发展目标，从发展经济学的研究视角，提炼出贫困与不平等、经济发展、健康与可持续的社会、气候与环境、投资与援助这五大关键变量，建构了发展经济学视阈下的“一带一路”倡议和可持续发展目标的分析框架，阐明全球发展倡议的生命力。通过文中的相关案例和实践研究得出：“一带一路”倡议完美契合 2030 联合国可持续发展目标，彰显了可持续发展的中国方案；面对全球公共卫生危机、大国竞争态势和实现联合国可持续发展目标的挑战，推动“一带一路”高质量发展能继续为全球可持续发展赋能。

【关键词】发展经济学；“一带一路”倡议；2030 联合国可持续发展目标；中国方案

一、引言

发展与和平是人类社会互为因果、互为路径的两大追求目标。但是，在众多利益主体处于各种错综复杂因素作用的情况下，实现两大目标道阻且长，发展之路曲折崎岖，和平之路坎坷漫长。人类什么时候能步入发展与和平的正常轨道？全球发展倡议的提出，给人类实现两大目标带来了曙光与路径。2021 年 9 月 21 日，习近平主席在出席第七十六届联合国大会一般性辩论时首次提出的全球发展倡议，向世界发出了坚持发展优先、坚持以人民为中心、坚持普惠包容、坚持创新驱动、坚持人与自然和谐共生、坚持行动导向的呼吁。这是中国政府在世界百年未有之大变局和新冠肺炎疫情冲击全球发展的背景下，聚焦发展、加强对接、深化合作、加强协调，呼吁

¹ 本文原载于《中国工业经济》2022 年第 1 期。

² 王灵桂，中国社会科学院国家高端智库副理事长、研究员。

³ 杨美姣，中国社会科学院世界经济与政治研究所博士后。

国际社会加快落实联合国 2030 年可持续发展议程,¹为支持广大发展中国家发展,促进全球疫后复苏,加强国际发展合作提出的中国方案。

发展是实现人民幸福的关键,是世界各国的权利。在人类追求幸福的道路上,一个国家、一个民族都不能少。中国不仅是全球发展倡议的倡导者,更是通过共建“一带一路”落实这一倡议的行动者、实践者和推动者。“一带一路”倡议作为中国同世界共享机遇、共谋发展的阳光大道,为世界各国特别是广大发展中国家提供了新机遇、开辟了新天地。共建“一带一路”是习近平总书记着眼于时代大势,以大历史观对世界面临的世纪之问、时代之问作出的科学回答。2017 年 5 月,习近平总书记在第一届“一带一路”国际合作高峰论坛上指出,“这项倡议源于我对世界形势的观察和思考”“在各国彼此依存、全球性挑战此起彼伏的今天,仅凭单个国家的力量难以独善其身,也无法解决世界面临的问题。”“我们完全可以从古丝绸之路中汲取智慧和力量,本着和平合作、开放包容、互学互鉴、互利共赢的丝路精神推进合作,共同开辟更加光明的前景。”

²习近平总书记指出:“中国将推动高质量共建‘一带一路’,使更多国家和人民获得发展机遇和实惠”。³

“一带一路”倡议提出八年多来,始终秉持以和平合作、开放包容、互学互鉴、互利共赢为核心的丝路精神,在百年未有之大变局中寻找发展机遇、凝聚合作共识,走过了从夯基垒台、立柱架梁到落地生根、持久发展,从绘就一幅“大写意”到绘制精谨细腻的“工笔画”,走出了一条高质量建设的可持续发展的光明大道。八年来,在合作共建“一带一路”过程中,各合作方把基础设施“硬联通”作为重要方向,把规则标准“软联通”作为重要支撑,把同共建国家人民“心联通”作为重要基础,推动共建“一带一路”高质量发展,取得实打实、沉甸甸的成就。通过共建“一带一路”,中国提高了国内各区域开放水平,拓展了对外开放领域,推动了制度型开放,构建了广泛的朋友圈,探索了促进共同发展的新路子,实现了同共建国家互利共赢。2021 年 11 月 11 日,中国共产党第十九届中央委员会第六次全体会议通过的《中共中央关于党的百年奋斗

¹ 在联合国 2030 年可持续发展议程中,17 项可持续发展目标是该议程的重要内容,本文中称为“2030 联合国可持续发展目标”。

² 习近平.开辟合作新起点 谋求发展新动力——在“一带一路”国际合作高峰论坛圆桌峰会上的开幕辞[A].“一带一路”国际合作高峰论坛重要文辑[C].北京:人民出版社,2017,第 18、19 页。

³ 大道致远,海纳百川:习近平主席提出“一带一路”倡议 5 周年记[EB/OL].
http://fms.news.cn/swf/2018qmtt/8_26_2018_qm/index.html, 2018.

重大成就和历史经验的决议》指出，“我国坚持共商共建共享，推动共建‘一带一路’高质量发展，推进一大批关系沿线国家经济发展、民生改善的合作项目，建设和平之路、繁荣之路、开放之路、绿色之路、创新之路、文明之路，使共建‘一带一路’成为当今世界深受欢迎的国际公共产品和国际合作平台”。¹

在 2021 年 11 月 19 日召开的第三次“一带一路”建设座谈会上，习近平总书记站在统筹中华民族伟大复兴战略全局和世界百年未有之大变局的高度，全面总结共建“一带一路”取得的显著成就，科学分析共建“一带一路”面临的新形势，对继续推动共建“一带一路”高质量发展作出了重大部署、提出了明确要求，为新时代推进共建“一带一路”实现更高合作水平、更高投入效益、更高供给质量、更高发展韧性提供了根本遵循。在全球发展倡议的理念下，共建“一带一路”与 2030 联合国可持续发展目标相得益彰，已经并将继续共同致力于建设全球发展共同体。

二、“一带一路”倡议蕴含的发展宗旨与理念

自冷战结束以来，国际社会风云突变，世界格局发生了重大变化。国际政治领域出现了不同于以往的新常态，主要表现为国际政治格局的演进速度明显加快、国际社会的不稳定性和不确定性增强、“战略意外”成为国际环境中的普遍现象。不时发生的全球公共卫生危机、金融危机等，使得许多国家重新思考其安全和战略选择。世界形势不断发生着复杂变化，全球性经济、安全、卫生、环境等议题不断为国际社会行为体提出挑战。面对迷惘的未来和世界经济增长复苏乏力的困局，各国发展理念出现了一定程度上的分歧。在此大背景下，中国作为具有国际担当的大国致力于维护和促进和平、发展、合作、共赢的新时代，提出了“一带一路”的伟大战略构想。

“一带一路”体现的是中国文化内涵中的天下观、整体观、系统观和大历史观，本质上是一种公共服务体系，以提供服务型公共产品为特征，而西方霸权模式下构建的是全球控制体系和服务于本国利益的模式，两者有着根本性的区别（禹钟华和祁洞之，2016；金玲，2015）。

根据以往的研究可知，学者们已经从不同的领域和角度从经典的现实主义、自由制度主义和社会建构主义等角度分析了“一带一路”的背景、内涵及深远影响。传统经济学也从“一带一

¹ 《中共中央关于党的百年奋斗重大成就和历史经验的决议辅导读本》[M].北京：人民出版社，2021，第 49 页。

路”与经济增长之间的关系、不同类型国家之间利用“一带一路”的可能性和效率等方面展开研究，然而，这种线性的处理方式已经不太能契合新时代发展的需求，也远远背离了“一带一路”的题中之义。一些国际政治或者国际政治经济学的学者从古典国际政治理论出发，要么从现实主义的角度展开分析，以权力政治逻辑将“一带一路”倡议中伙伴关系构建或合作平台的形成污名化（Hans, 1989; Waltz, 1979; 游启明, 2019），要么从自由制度主义或观念的视角切入，分析“一带一路”开展的背后原因或产生的影响（Keohane, 2005; Lipson 1984）。权力政治逻辑的背后有其政治因素的影响，在一定程度上超出了学术研讨的范围，以经济合作论或观念建构论为主体的研究都有其合理性，但也只是在较为狭窄的领域以经济、制度、文化、观念等某些方面的研究。随着人类命运共同体的构建和各方面全球化的推进，再加上中国作为负责任大国角色的建构，从全球的视角和综合分析的维度重新认知“一带一路”当属应然之势，这样一来，发展经济学就成为研究“一带一路”最为合适的概念框架。

发展经济学设法将传统经济学的相关理论和关键概念与二战后新出现的区域或跨区域模型相结合，其自身的理论和方法不断更新，这为人们认识发展中的经济提供科学视角。它重视价值的重要作用以及经济和非经济因素之间的互动关系，启发人们思考在伦理和规范的价值前提下，最优是否需要考量的核心要素，并是否能够作为社会体系的经济所蕴含的多层复杂关系模式。传统的分析方式强调的是人均收入和国内生产总值的增加，而发展经济学为我们提供了关于“发展”的新界定，它的发展概念包含结构、观念和国家制度的变化，经济增长的加速、不平等程度的降低和贫困的消除等多维过程和全方位变迁，发展既是一种物理现实也是一种精神状态（托达罗和史密斯, 2014），但发展实质上更是一种自由的扩展（Sen, 1999）。可以说，发展经济学为我们认识发展中国家的发展搭建了新的更为科学的分析平台，它更具全面性和多维性，更为重视发展的真正内涵和意义，更为关注生计、自尊和自由（Goulet, 1971）。在这样一个具有全球视野和体系视角的框架下观察中国的“一带一路”重大倡议，在一定程度上能有效提升对“一带一路”的认知层次，也更能贴合中国提出此倡议之时为全人类谋福利的立意。

发展经济学因其本身的理论建构就是在传统政治经济学地基础上实现的一次重大扩展和跨越，这为我们认识“一带一路”倡议提供了更广阔的和深入的角度。可持续发展目标是全人类共同的价值所在，是所有国家都应努力践行的发展理念和目标，而“一带一路”就是可持续发展目

标的中国方案和中国智慧，是为了经济的可持续发展以及建构人类命运共同体而作出的重大战略决策。此外，“一带一路”绝不仅仅是为了实现可持续发展目标而提出的，它在可持续发展目标基础上以更高的标准和更好的要求为世界的可持续发展做出了表率。实践证明，“一带一路”倡议是根植于历史、面向未来打造的可持续发展模式，是成于中国、不断在与世界分享中国发展成果的发展平台，是源于发展、为世界创造可持续发展机会的关键选择。“一带一路”倡议以其深厚历史渊源和人文基础，顺应时代要求和各国加快发展的愿望，向所有伙伴开放，为各国提供了一个包容性巨大的发展平台，把快速发展的中国经济同沿线国家的利益结合起来。这种秉持战略眼光和全球视野的宏大倡议，作为百年未有之大变局中引领航向的积极之举，以互联互通为主线，开创了超越民族、跨国界、跨时空、跨意识形态、跨不同发展阶段融通的进程；积极适应新一轮科技革命和产业革命，开启了更高层次、更大范围、更宽领域的经济全球化新进程，为世界提供了更高境界的造福于人类的全球公共产品，也为各国实现可持续发展目标提供了高质量和高标准的样板。

因此，在“一带一路”倡议不断深化实施的今天，运用研究方法更科学、研究视角更开阔的发展经济学，并结合国家政治相关理论对其进行剖析，既是对“一带一路”的重新认知，也是对联合国可持续发展议程自提出以来的深入理解，更为联合国可持续发展议程的进一步落实提供了重要的借鉴意义。

三、发展经济学视阈下的“一带一路”倡议和联合国可持续发展目标

早在 2010 年，中国就与联合国开发计划署签署了新协议以加强双方合作，这不仅是中国首次与多边合作框架签署这类协议，同时在此基础上，中国与联合国开发署共同设立并实施了多个创新合作项目，着重关注了五大重要领域，包括通过南南对话分享发展经验与成果、应对全球与区域问题、三方合作、机枪私营部门参与到南南合作、对外援助体系经验分享等。¹这是中国不断深入参与国际事务的重要表现，也彰显了中国作为负责任大国的国际担当。联合国可持续发展议程呼吁所有国家团结起来采取行动，促进经济繁荣和保障人类发展可持续，是关乎全人类及子孙后代生存与发展的方向性指南，虽然很多国家和地区都积极开展并取得了一定进步，

¹ 中国的国际参与[EB/OL].<https://www.cn.undp.org/content/china/zh/home/sustainable-development.html>, 2021.

但是总体来说其进展规模和效率尚未达到目标所需水平，在接下来不到十年的时间中，可持续发展目标的实现为国家采取有力行动提出了更高挑战。在 2019 年 9 月的可持续发展目标峰会上，联合国秘书长古特雷斯呼吁各界从全球层面、地方层面和个人层面开展“行动十年”，在全球层面上积极开展全球行动，地方层面上政府与城市等行为体进行必要转型，而在个人层面上需要各类型利益攸关方参与进来推动变革。¹也正是在此背景下，以发展经济学的视角分析中国“一带一路”倡议所取得的成就，不仅进一步验证了“一带一路”正是在联合国可持续发展框架下的新发展与新合作，能更为国际社会在接下来“行动十年”推进可持续发展目标的方向提供有益的参考和指引（姜少敏，2018）。

（一）贫困与不平等

在 2030 可持续发展议程中，17 项可持续发展目标是该议程的重要内容，其中无贫困、零饥饿、性别平等和减少不平等是可持续发展目标中的第 1、2、5、10 项，而消除贫困需要与一系列战略齐头并进。在全球虽极端贫困人口的比例在下降，但下降的速度在减缓，尤其是新冠疫情更给减贫目标的实现带来了严重的消极影响，可能使世界贫困人口增加 4.2-5.8 亿，这将占世界总人口 8%，也是自 1990 年来贫困率首次增长。²疫情这一全球公共卫生危机有可能使几十年来在消除贫困方面取得的进步发生逆转。³在贫困人口增多的同时，饥饿现象也有所增加，在此过程中国家内部和国与国之间的不平等都在一定程度上有所加剧，疫情揭露出了经济上的不平等与社会安全网络的脆弱，在欠发达国家尤其突出，而其中性别不平等现象也是一个重要方面，女性在经济、政治、教育、社会等领域受到诸多不平等对待，这些都为实现可持续发展目标带来了严峻挑战。基于此，2030 可持续发展议程指出，不让任何一个人或国家掉队对于可持续发挥在那目标的实现至关重要。因此许多利益攸关方倡议开展“行动主义超级年”，推进可持续发展目标的实现。

从中国近些年取得的成就来看，中国努力实现可持续、惠民生、高标准的发展目标，大力促

¹ Guterres A. Remarks to High-Level Political Forum on Sustainable Development[EB/OL]. <https://www.un.org/sg/en/content/sg/speeches/2019-09-24/remarks-high-level-political-sustainable-development-forum>, 2019.

² Sumner A., Hoy C., Juarez E. WIDER Working Paper 2020/43: Estimates of the impact of COVID-19 on global poverty[EB/OL]. <https://www.wider.unu.edu/sites/default/files/Publications/Working-paper/PDF/wp2020-43.pdf>, 2020

³ SHARED RESPONSIBILITY, GLOBAL SOLIDARITY: Responding to the socio-economic impacts of COVID-19[EB/OL] https://www.un.org/sites/un2.un.org/files/sg_report_socio-economic_impact_of_covid19.pdf, 2020.

进全球共同发展，实现了第一个百年奋斗目标，全面建成了小康社会，中国不仅积极参与国际减贫合作项目，还加大减贫投入，提出“100 个减贫项目”并大力全面落实。2013 年中国共产党提出精准扶贫理念，2015 年召开扶贫开发工作会议，提出脱贫攻坚目标中的“六个精准”和“五个一批”。党的十九大全面部署了精准脱贫攻坚战，到 2020 年在管控疫情的同时，以更强的力度做好脱贫攻坚各项任务。从十八大以来，每年平均有 1000 多万人脱贫，脱贫地区经济社会发展也发生了历史性转变，按照世界银行的贫困标准，中国减贫人口占同期世界减贫人口的 70% 以上。在现行标准下，中国 9899 万农村贫困人口实现了全部脱贫，832 个贫困县全部摘帽，12.8 万个贫困村全部出列，历史性地解决了绝对贫困问题。¹在平等方面中国通过“一带一路”倡议框架为沿线国家和地区的经济增长注入了新的动能，缩小国家之间的差距。在性别平等方面，坚持男女平等始终是中国发展的基本理念，截止 2021 年，中国已经建立了全面保障妇女权益的法律体系，其中包括 100 余项法律法规，中国在义务教育阶段基本实现了性别平等，中国于 1995 年成功举办第四次世界妇女大会、2015 年习近平主席主持全球妇女峰会，在 2020 年的联合国大会纪念北京世界妇女大会 25 周年高级别会议上习近平主席发表了重要讲话。此外，中国已连续 6 届成功举办了女童与妇女教育奖。在疫情之下妇女和女童遭受的打击尤为巨大，针对妇女和女童的暴力风险持续存在，童婚和女性割礼的现象增加，疫情也加重了女性无偿家务看护工作的负担，虽然女性担任越来越多的要职（女性在国家议会的代表比例从 2015 年的 22.3% 增加到了 2021 年的 25.6%），但这主要基于立法上的性别配额制度，按目前的速度，至少需要 40 年时间才能在国家议会中实现性别平等。²在这种世界背景下，中国为“实现性别平等，增强所有妇女和女童的权能”这一可持续发展目标的实现所做的贡献更为突出。

在减少贫困和不平等方面，中国还针对减贫工作做了充分的准备和调研工作，并进一步丰富了减贫的维度和内涵。提出了生活水平指数概念，通过对中国 2284 个县的针对性分析，设立了自来水普及率、道路基础设施覆盖率、卫生厕所普及率、生活服务设施覆盖率、夜间灯光密度、移动互联网覆盖率、金融服务设施覆盖率、室内厨房普及率等 8 项指标形成衡量贫苦问题的有

¹ 在全国脱贫攻坚总结表彰大会上的讲话 [EB/OL]. http://www.xinhuanet.com/politics/leaders/2021-02/25/c_1127140240.htm, 2021.

² 2021 可持续发展目标报告 [EB/OL]. https://unstats.un.org/sdgs/report/2021/The-Sustainable-Development-Goals-Report-2021_Chinese.pdf, 2021.

效补充，这对于进步的减贫工作提供了有益的指导。¹同时，中国增强了惠及农民工及其家人的具有包容性发展的能力建设，设立 4231410 美元的总预算通过技能培训、就业指导、教育和医疗保障等方面提升农民工的权益。²依据中国对少数民族地区的扶贫开发项目，中国成了以文化为基础的少数民族发展项目，以 375 万美元的总预算缓解少数民族的贫困状况，增加其共享平等发展的机会，结合少数民族的特色与相对优势，中国国内领先的化妆品公司与联合国开发计划署建立伙伴关系以提高少数民族对传统手工艺品的品牌意识，同时拓展国内国际营销渠道与部分私营部门开展有效对接，不仅提高了少数民族地区的生活水平，也进一步促进了妇女参与到文化产业的发展。³

2021 年 9 月 23 日在联合国大会期间联合国粮食系统峰会召开，促进粮食系统转型，倡导集体行动，改变传统的食物生产、加工、消费方式，营造可持续、安全、健康和公平的食品未来。据统计，全球三分之一的粮食被浪费或损失，极端气候变化一方面给来年生产带来了更多挑战，另一方面粮食生产也是造成问题的一个重要部分，29%的温室气体产生于粮食生产和消费缓解，全球 80%生物多样性的丧失和 80%的森林砍伐以及 70%的淡水使用来源于粮食系统，在这种严峻挑战下转型粮食系统成为了实现可持续发展目标的重要方面。⁴利用粮食系统与贫困和不平等等可持续发展目标相关联，推动所有可持续发展目标取得实效进展，也正是在此次峰会上，成立了可持续粮食系统促进健康饮食联盟和学校营养餐联盟两个多利益攸关方的合作联盟，通过可持续的粮食系统满足全球人口对健康饮食的需求，也会使欠发达国家和地区的人们实际受益。

中国脱贫攻坚战大致与“一带一路”倡议同步展开，其所取得的一系列成就是在“一带一路”框架下巩固发展的，两者将产生有益的相互促进作用。不仅如此，中国积极推动国际粮农治理，在“一带一路”框架下参与国际合作，为众多发展中国家提供有力的支持，这也是落实 2030

¹ 大数据开创贫困研究新维度：应用大数据测量中国贫困[EB/OL].
<https://www.cn.undp.org/content/china/zh/home/library/poverty/the-living-standards-dimension-of-the-human-development-index--m/>, 2016.

² 惠及农民工及其家人的包容性发展的政府能力建设[EB/OL].
https://www.cn.undp.org/content/china/zh/home/operations/projects/poverty_reduction/capacity-building-in-promoting-social-inclusion-for-migrant-work.html, 2014.

³ 以文化为基础的中国少数民族发展[EB/OL].
https://www.cn.undp.org/content/china/zh/home/operations/projects/poverty_reduction/culture-based-development-for-ethnic-minorities-in-china-.html, 2015

⁴ 2021 年粮食系统峰会[EB/OL]., <https://www.un.org/sustainabledevelopment/zh/food-systems-summit-2021/>, 2021.

可持续发展议程的重要方面。由此可见，在消除贫困与不平等方面，联合国以 2030 可持续发展议程提出了重要发展目标，中国脱贫攻坚战所取得的成果及“一带一路”倡议的加持，为在全世界范围内推进减贫目标、实现可持续发展做出了重要贡献，为可持续目标的发展做出了表率。

（二）经济发展

17 个可持续发展目标中的第 8、9、12 项意在要促进持续与包容的经济增长，带动充分的生产性就业，并建造更加能抵御灾害能力的基础设施。推动创新实现具有包容性和可持续的工业化，通过可持续的消费和生产模式消除经济增长与环境恶化之间的联系，不仅可以积极有效地推动经济的增长，还可以促进经济方式朝着可持续、绿色的方向转变。经济的发展能在一定程度上带动就业、社会、教育、卫生等方面的进步，是人类进行其他诸多活动的基础和前提。如果没有个人和社会层面上坚实且持续不断的经济发展，将无法实现人类的各种潜能，因此在 2030 联合国可持续发展议程中尤其强调经济发展的重要性。

疫情以前最不发达国家的国内生产总值也远未达到 7% 的可持续发展目标值，疫情让世界陷入了严重的经济危机，这是自大萧条以来最为严重的一次，并且全球劳动生产率虽然自 2000 年以来稳步提升，但在经济下滑和失业率激增的环境下，劳动生产率增长趋势可能会出现动摇，2020 年全球失业率可能会到历史高点。在这种全球经济下行的情况下，中国在促进本国及周边、“一带一路”沿线等国家和地区的经济方面做出了突出成就，为实现 2030 可持续发展目标提供了中国能量。在 2021 年 12 月 4 日的国际金融论坛（IFF）第 18 届全球年会上，IFF 公布了首期全球金融与发展报告，数据显示中国以 26.3% 的比率成为全球经济增长的最大贡献国，并且中国在促进“带”“路”沿线国家的发展过程中不断继续分享市场发展机会，多边机制得到了强化，中国金融市场对外国公司的吸引力会越来越大，即使在疫情肆虐的 2020 年中国的对外直接投资规模也占全球首位。¹

中国与“一带一路”合作伙伴的贸易额累计超过 9.2 万亿美元，中国企业在“带”“路”沿线国家直接投资共超过 1300 亿美元。根据世界银行的报告显示，“一带一路”倡议的全面实施将会使全球贸易额增加 6.2%，使全球收入增加 2.9%。²“一带一路”倡议开展八年来，显著推动了

¹ IFF 发布报告：中国仍是 2021 年全球经济增长最大贡献国[EB/OL].http://ydyi.china.com.cn/2021-12/07/content_77915065.htm, 2021.

² 王毅.坚定信心，加强团结，携手建设更加紧密的“一带一路”伙伴关系——王毅国务委员兼外长在“一带一

沿线国家的经济增长，虽然具体到每个国家所实现的增速不同，但它们的经济发展部分得益于与中国在“一带一路”框架下的合作，并且随着时间的推移，该倡议对沿线国家经济增长的促进作用将会逐渐增强（曹翔和李慎婷，2021）。中国在沿线国家基础设施方面的建设对沿线国家交通的改善、经济的发展起到了重要推动作用（Hsu, 2020; Luo 等，2019）。此外，中国的对外直接投资以及对外承包的工程项目在促进沿线国家经济增长方面也发挥着关键作用（姬超，2019）。在坚持共商共建共享原则的基础上，中国以“一带一路”框架贯穿了亚欧非大陆，陆上依托国际大通道，海上以重点港口为节点，促进了国际经济合作走廊和安全大通道的建立。在此过程中，中国与沿线国家着力政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通和民心相通，有效推动了全球治理体系的完善和全球共同发展。到2021年10月，中国与141个国家和32个国际组织签署了200多份“一带一路”合作文件。中国积极支持其他发展中国的工业化进程，比如援助孟加拉国沙迦拉化肥厂、古巴果蔬加工厂、塔吉克斯坦硫酸厂等项目的建设，直接拉动了当地的收入和税收。中国还推动发展中国家的数字化经济发展，支持建设了37个电信传输网、政务信息网等，诸如推动了肯尼亚的光纤骨干网项目和诸多国家的信息化政务管理，这些新型可持续发展的经济发展模式有效促进了当地的可持续发展。¹

中国坚持和践行真正的多边主义，构建紧密的互联互通伙伴关系，通过多边合作框架开展形式多样的合作模式。全球跨境投资虽受疫情影响有所减少，但“一带一路”投资合作项目却稳中有进。²2021年，中国对一带一路沿线国家投资合作依旧呈现持续增长之势，其中1-9月中国对沿线国家非金融类直接投资148.7亿美元，较上年同期增加了1.9个百分点，在沿线国家承包工程完成营业额618亿美元，同比增长了16.3%，³与此同时，一大批境外项目和园区建设在稳步开展和推进。截止到2021年8月底，中欧班列累计年度开行1.003万列，运输了96.4万标箱的集装箱，中欧班列已铺画好了73条运输线路，实现了与欧洲23个国家和175个城市的便捷相通，这进一步为“一带一路”沿线国家和地区的经济的发展提供了有力支撑。⁴至2021年10

路”亚太区域国际合作高级别会议上的主旨发言[EB/OL]. <http://fj.china-embassy.org/chn/sgxw/t1886429.htm>, 2021.

¹ 《新时代的中国国际发展合作》白皮书[EB/OL]. <http://www.scio.gov.cn/m/zfbps/32832/Document/1696685/1696685.htm>, 2021

² 奏响“一带一路”高质量共建强音——历史交汇点的博鳌观察[EB/OL]. http://www.gov.cn/xinwen/2021-04/21/content_5601181.htm, 2021.

³ 我国对一带一路沿线国家投资合作持续增长[EB/OL]. http://www.gov.cn/xinwen/2021-10/22/content_5644202.htm, 2021.

⁴ 八年来硕果累累，“一带一路”倡议为何受热捧？[EB/OL]. <http://ydy1.china.com.cn/2021->

月底，中欧班列作为“一带一路”的标志性成果已经累计开行了 4.6 万列。据美国麦肯锡公司对 8 个非洲国家的中国公司进行调研之后发现，中国“一带一路”在非项目中 89% 的员工实现了本地化，为非洲创造了大约 30 万个就业岗位。通过参与“一带一路”项目众多非洲国家实现了基础设施的现代化，也是在“一带一路”的推动下，中欧之间的铁路货运量增长了 5 倍。至 2021 年 11 月，中国已与意大利等 14 个国家签署了在第三方市场的合作协议，并且据世界银行的数据显示，共建“一带一路”切实有效的促进了参与国贸易、全球贸易以及全球收入道德增长，参与国贸易增长率提升了 2.8% 至 9.7%，全球贸易增长了 1.7% 至 6.2%，全球收入在此框架下实现了 0.7% 至 2.9% 的增长率。¹2021 年前 10 个月，西部陆海新通道铁海联运班列开行 4718 列，北部港作为枢纽港的货物吞吐量同比增长了 10.6%，累计实现了 22158.63 万吨，中国与沿线国家的电商贸易不仅实现了传统贸易模式的新转型，更大幅扩大了国内国际消费市场，东南亚电商平台 Lazada 在 2021 年“双十一”期间，促成了 80 万个商家及品牌的参与，电商成交量比 2020 年增加了一倍。²此外，在共建“一带一路”相关主题下，中国为沿线国家举办了 4000 多期官员研修项目，支持打通六廊六路建设和空中枢纽建设，提升贸易发展能力和搭建多边融资合作平台。“一带一路”一方面提高了中国与世界联动发展的水平和能力，将国内国际市场的潜能和效能充分开发出来，另一方面也提升了中国的国际道义形象，为欠发达国家和地区乃至整个国际社会带来了宝贵的发展机遇。并且通过“一带一路”倡导的国际合作，国际社会找到了超越意识形态分歧、社会制度差异及地缘政治纷争和发展水平鸿沟的新方向。³

2030 联合国可持续发展议程将经济发展作为重要的目标，中国在“一带一路”倡议下不仅自身实现了经济的巨大增长，还为沿线国家和地区的经济的发展提供了平台，通过诸多共建“一带一路”倡议文件的签署及多个合作框架的搭建，沿线国家的经济发展将会实现新的飞跃，切实地践行者人类命运共同体的理念和使命。

09/13/content_77749142.htm, 2021.

¹ “一带一路”是正确之路、未来之路[EB/OL].<http://world.people.com.cn/n1/2021/1123/c1002-32289546.html>, 2021.

² 8 年间，“一带一路”这样惠及世界[EB/OL].http://ydy1.china.com.cn/2021-11/23/content_77887515.htm, 2021.

³ 于洪君.倡议提出八年来，成果与挑战并存[EB/OL].https://fgw.sh.gov.cn/fgw_fzggdt/20211214/95707b3100a743979e8491ab72304d7e.html#, 2021.

（三）健康与可持续的社会

发展经济学认为，社会是人类居住和生活的重要区域，也是人类活动的基本单元，因此，建立包容与可持续的社会对于人类发展和进步具有不可忽视的作用。社会是一个内容广泛的复杂体系，包括教育、卫生、青年、社区、生活方式等各个方面，在 2030 联合国可持续发展议程中则体现为良好健康与福祉、优质教育、清洁饮水和卫生设施、可持续城市和社区。尤其是当前正面临全球公共卫生危机的影响，人们的生活方式、健康状况乃至社区环境都发生了重要变化，建设健康与可持续的社会显得尤为重要。

在教育方面，2010 年至 2019 年全球小学的完成率从 82% 增加到了 85%，中学完成率从 46% 增加到了 53%，但是不同群体之间的教育完成率存在巨大差异，只有三分之一的国家实现了农村和城市学生在小学教育上的平等，而六分之一的国家在最贫困和最富裕家庭之间达到了平等，2020 年随着疫情的全球性蔓延，190 多个国家在全国范围内关闭了学校，大约 15.7 亿学生不得不离开学校，虽有 80% 的学生可获得远程教育机会，三仍有至少 5 亿人无法远程学习，同时如不采取及时有效的补救措施，贫困儿童完成学业的困难将会进一步增加，欠发达地区的很多学校缺乏基本的卫生设施，安全的学习环境无法保障。¹这就为 2030 可持续发展目标的实现提出了重大挑战。而长期以来，中国大力推行和谐社会的构建，不管是通过新农村建设协调城乡发展、落实区域总体战略以实现区域协调、建立和谐劳动关系、维护教育公平的维护、完善医疗卫生服务体系，还是在人与自然相和谐的方面，中国都在一定程度上激发了社会活力，增进了社会的团结与和睦。扩展开来，中国也在积极推进国家之间社会各个领域的发展与合作。在教育领域，自 2012 年起，中国每年出资 200 万美元与联合国教科文组织合作设立信托基金，关注全民教育，尤其是非洲教育差距的弥合与教师发展等问题，此举在全球教育事业受疫情严重冲击的背景下更凸显了其重要意义。在联合国推动数字化教育的过程中，中国积极支持并以切实的行动协助促进灵活、混合、多样学习模式的开展。中国深圳市信息通信技术产业为联合国教科文组织高等教育创新中心助非高等教育数字化转型项目提供了有力的技术支持，诸如在科特迪瓦虚拟大学的案例中，推行了本地化的慕课内容与非洲本地教师能力相结合，实现在线教学和技术教学的

¹ 2021 可持续发展目标报告[EB/OL].https://unstats.un.org/sdgs/report/2021/The-Sustainable-Development-Goals-Report-2021_Chinese.pdf, 2021.

灵活转换，达到了在疫情期间停课不停学的目标。¹

在卫生发展方面，冠状病毒的危机凸显了环境卫生、水以及个人卫生对于人类健康的重要性，但全球仍有 20 亿人无法获得安全管理的饮用水，36 亿人缺乏安全管理的环境卫生，全世界三分之一的家中无法获得带有肥皂和水的基本洗漱设施。淡水生态系统也在发生剧烈的变化，五分之一的地表水面积在快速缩减，而据 2019 年的数据显示，全世界四分之一左右的湖水出现高度甚至极度的浑浊情况。世界范围内的自然湿地也在不断减少，1700 年至 2020 年间，300 多年间的内陆湿地损失率达到了 88%，2020 年仅有 12% 内陆湿地占比，从 1996 年已降的 20 年间，全球沿海红树林的面积下降了 4.9%，保护和恢复水生态系统正面临着严峻挑战，这增加了诸多国家尤其是欠发达国家在水资源短缺和极端气候变化之下的脆弱性。在对可持续现代能源的可及性方面，各地区的获取进展很不均衡，2019 年仍有 7.59 亿人无法用电，撒哈拉以南的非洲电力短缺情况占据了四分之三，清洁烹饪方式的推广进度缓慢，近 26 亿人的健康仍无法保障，如不迅速采取紧急措施，到 2030 年仍可能有全世界三分之一的人会继续受到家庭空气污染的影响。这就需要提升能效，加大可再生能源方面的投入和创新。²在这种严峻的情况下，中国始终践行生命至上和人民至上的理念，推进广大发展中国家的公共卫生体系建设。如中国帮助非洲疾控中心总部的建设，为坦桑尼亚桑给巴尔血吸虫病的防治、科摩罗的清除疟疾项目等提供了技术支持，实现了科摩罗疟疾零死亡、发病率下降 98% 的目标。中国在非洲多国建设了 50 多个医疗卫生基础设施项目，帮助 20 多个国家培养了建立专业科室的能力，此外，从 2015 年到 2019 年，中国派出了 202 批次 3588 名援外医疗队员医治当地患者的同时带教培训当地医务人员，在 25 个国家实施了近万台手术，不仅增强了当地的医疗卫生服务质量，还有效提升了其医疗卫生基础能力。³在基础设施方面，中国在诸多发展中国家实施了一批公益设施、能源设施建设等项目，比如帮助菲律宾、塞尔维亚、布隆迪等过实施了城区主干道建设，提升了城市的通行能力。帮助马尔代夫建设了友谊大桥，打通了相邻岛屿及经济发展的大动脉，帮助圣多美和普林西比、斯里

¹ 撒哈拉以南非洲高等教育数字化转型调研报告[EB/OL].<https://ichei.org/Uploads/Download/2021-06-07/60bd9222748fd.pdf>, 2021.

² 2021 可持续发展目标报告[EB/OL].https://unstats.un.org/sdgs/report/2021/The-Sustainable-Development-Goals-Report-2021_Chinese.pdf, 2021.

³ 《新时代的中国国际发展合作》白皮书[EB/OL].
<http://www.scio.gov.cn/m/zfbps/32832/Document/1696685/1696685.htm>, 2021。

兰卡等国的供水及污水处理系统，这为改善居民生活品质提供了重要支持。

互联网作为社区的重要延伸领域日益在人们的生活中扮演着重要角色，联合国和中国都关注到了互联网治理与可持续发展的紧密关联。2021 年 12 月上旬主题为“利用互联网的力量，应对网络空间的风险”的联合国互联网治理论坛在波兰举行，联合国秘书长古特雷斯指出全球公共卫生危机的产生凸显了互联网影响生活的巨大力量，建立清晰的规则来规制和保障人权，打击虚假信息加强全球合作、构建对话至关重要，尤其是疫情以来随着互联网用户数量从 41 亿增长到了 49 亿，但互联网问责制尚未建立，随之出现了大量数据侵权、煽动性的仇恨言论、数字暴力等问题，基于此建立良性发展的互联网社区进行网络治理迫在眉睫，这不仅关乎数字未来的塑造，还对可持续发展提出了新的议题。¹中国在互联网治理方面也不断总结出了自己的经验，2020 年 3 月 1 日实施的《网络信息内容生态治理规定》对网络信息内容的生产者、服务平台、服务使用者、网络行业组织、监督管理、法律责任等方面进行了详细规定，突出了不同主体的不同责任和义务，同时从信息内容的生产到使用都进一步完善了监管机制，为互联网的清朗化奠定了基础。²在 2021 年 12 月 14 日中国新闻出版社发布的《“一带一路”国际出版合作发展报告（第三卷）》中显示，在“十三五”规划期间中国与“带”“路”相关国家的出版合作进入了提质增效阶段，合作的版权贸易数量在 2016 年为 3808 项，到 2020 年就突破了一万项，在总量为 10729 项的版权贸易量中绝大部分属于输出项，引入了 1611 项，合作项目也从早期追求数量转变到了对落地效果的重视上，这些出版合作对帮助沿线相关国家抗疫、话语体系建设、文化强国建设等方面发挥了重要作用。³中国在用自己的实际行动践行联合国可持续发展目标，尤其是“一带一路”倡议为中国的国内及国际和谐社会的构建提供了重要的基础和平台，使得 2030 联合国可持续发展议程中对社会发展的目标要求有了切实的响应，中国“一带一路”是对联合国可持续发展目标的现实推进。

中国在用自己的实际行动践行联合国可持续发展目标，尤其是“一带一路”倡议为中国的国内及国际和谐社会的构建提供了重要的基础和平台，使得 2030 联合国可持续发展议程中对社会

¹ 互联网治理论坛推动所有人享有包容性数字未来[EB/OL]. <https://news.un.org/zh/story/2021/12/1095592>, 2021.

² 网络信息内容生态治理规定[EB/OL]. http://www.cac.gov.cn/2019-12/20/c_1578375159509309.htm, 2019.

³ 中国与“一带一路”相关国家出版合作进入提质增效阶段[EB/OL]. <http://world.people.com.cn/n1/2021/1215/c1002-32308116.html>, 2021.

发展的目标要求有了切实的响应，中国“一带一路”是对联合国可持续发展目标的现实推进。

（四）气候与环境

发展经济学的优势之一就是在对气候和环境的关注度上以及发展的可持续上有了进一步的关注。而从 1880 年到 2012 年，全球气温上升了 0.85℃；从 1901 年到 2010 年，全球海平面上升了 19 厘米；自 1990 年雨来，全球二氧化碳排放量上升近 50%。而气温每上升 1 度，粮食产量就会下降 5% 左右，从 1981 年到 2002 年全球主要农作物产量每年下降 4000 万吨，天气会变得更加极端，而海平面上升将意味着人类的生存将会进一步缩小，不管是发达国家还是发展中国家，人民生命和财产安全都会在一定程度上受到威胁。¹不管是海洋还是陆地生态系统，生物的多样性都在不断丧失，人类的活动已经改变了地球表面将近四分之三的区域，自然承受的压力越来越大，²而根据《2020 世界森林状况》显示，从 1990 年以来，有约 4.2 亿公顷的树林被破坏，这会加剧荒漠化状况，对人类可持续发展提出重要挑战。³在这种严峻的形势下，2030 联合国可持续发展议程倡议要加强全球应对气候威胁的能力，以采取紧急行动应对气候变化、保护和可持续利用海洋和海洋资源以促进可持续发展、保护恢复和促进可持续利用陆地生态系统等目标呼吁全球关注气候和环境问题，并为此做出积极行动。同时将当前全球公共卫生危机转化为机遇，通过绿色过渡、绿色就业与可持续和包容性增长、绿色经济、投资可持续解决方案、应对所有的气候风险、合作等六项行动，实现经济的可持续转型。⁴

在《巴黎协定》的目标之下：对气候变化提高适应力，增强弹性和减少脆弱性，2019 年在 153 个发展中国家中的 120 个左右的国家开展了国家适应计划，此外绿色气候基金也为国家的绿色发展计划提供了资金支持。中国在此方面成就更为突出，中国“一带一路”倡议提出了绿色、健康发展的理念，全面落实《巴黎协定》，有效推进《生物多样性公约》，为推动应对气候变化的国际合作做出了不懈努力。为应对气候变化，中国积极开展南南合作，不仅自己提升应对气候变

¹ Goal 13: Take urgent action to combat change and its impacts[EB/OL].
<https://www.un.org/sustainabledevelopment/climate-change/>, 2021.

² First Person: COVID-19 is not a silver lining for the climate, says UN Environment chief[EB/OL].
<https://news.un.org/en/story/2020/04/1061082>, 2020.

³ Shrinking forests need bold action to safeguard their biodiversity[EB/OL].
https://news.un.org/en/story/2020/05/1064782?utm_source=UN+News++Newsletter&utm_campaign=b67beec1d6-EMAIL_CAMPAIGN_2020_05_22_06_05&utm_medium=email&utm_term=0_fdbf1af606-b67beec1d6-105803429, 2020.

⁴ Climate Change and COVID-19: UN urges nations to “recover better”[EB/OL].<https://www.un.org/en/un-coronavirus-communications-team/un-urges-countries-%E2%80%98build-back-better%E2%80%9999>, 2020.

化的能力，更是帮助发展中的小岛屿国、非洲国家等提升应对能力，比如 2015 年宣布设立气候变化南南合作基金，在发展中国家开展“十百千”项目，¹从 2013 年到 2018 年举办了 200 多期气候变化与生态保护主题的研修项目，设置了环境管理与可持续发展等可获得学历学位的相关专业，先后举办了 36 期“中国沙漠治理技术与荒漠化防治国际培训班”。此外，中国还帮助广大发展中国家编制环境保护的发展规划，向缅甸等国赠送太阳能户用发电系统，向埃塞俄比亚赠送微小卫星以帮助其提升气候灾害预警的检测能力。²

在 2020 年 9 月的第 75 届联大一般性辩论和 2021 年 9 月的第 76 届联大一般性辩论中，习近平主席都宣布中国将争取在 2030 年前实现碳达峰，2060 年前实现碳中和。2021 年 10 月中国发布了《关于完整准确全面贯彻新发展理念做好碳达峰碳中和工作的意见》和《2030 年前碳达峰行动方案》，将碳达峰碳中和纳入经济社会发展和生态文明建设的总体布局中。³为全面落实 2030 联合国可持续议程中气候行动的目标，中国加快推进了清洁低碳的能源转型发展，2020 年中国非化石能源消费比重已达世界平均水平，煤炭消费比重降到了 56.8%，并在“十四五”和“十五五”时期严控煤电项目，中国的水电、风电、光伏等多项指标保持在全球第一，累计关停落后煤电机组 1 亿多千瓦，建成了世界上最大的清洁煤电供应体系。在第 76 届联大一般性辩论中，习近平主席宣布中国将会大力支持发展中国家的绿色低碳发展，不再新建任何境外的煤电项目。

4

不仅如此，中国高度重视生物多样性的保护，坚持用生态文明的理念指导发展，共建山水林田湖草生命共同体，在过去的十年间，中国森林资源增长面积超 7000 万公顷，占世界首位。85% 的重点野生动物种群及 90% 的陆地生态系统类型得到了科学有效的保护。⁵在 2021 年 10 月 11 日至 15 日举行的联合国《生物多样性公约》缔约方大会第 15 次会议中，习近平主席提出了以生

¹ 所谓的“十百千”项目是指在中国发展中国家开展 10 个低碳示范区、100 个减缓和适应气候变化项目及 1000 个应对气候变化培训名额，到现在为止，中国已与 34 个国家开展了合作项目。

² 《新时代的中国国际发展合作》白皮书[EB/OL].
<http://www.scio.gov.cn/m/zfbps/32832/Document/1696685/1696685.htm>, 2021。

³ 将碳达峰碳中和纳入经济社会发展和生态文明建设整体布局[EB/OL].
https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/jd/jd/202110/t20211029_1302188.html?code=&state=123, 2021。

⁴ 习近平.坚定信心 共克时艰 共建更加美好的世界——在第七十六届联合国大会一般性辩论上的讲话[M].北京：人民出版社，2021。

⁵ 习近平.在联合国生物多样性峰会上的讲话[EB/OL].
<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1679270836721113391&wfr=spider&for=pc>, 2020。

态文明建设为引领、以绿色转型为驱动、以人民福祉为中心和以国际法为基础的四点主张，¹为全球气候和环境保护注入了新动能。在 2021 年 11 月 1 日举行的《联合国气候变化框架公约》第 26 次缔约方大会世界领导人峰会上，为应对气候变化，推动经济复苏，习近平主席提出了应维护多边共识、聚焦务实行动、加速绿色转型三点建议，秉持人与自然生命共同体的理念。²此外，中国银行和中国工商银行已经加入了气候相关的财务信息披露工作组（TCFD），从企业的财务方面对其绿色低碳发展进行一定的约束和限制。

中国的“一带一路”倡议不仅响应了 2030 联合国可持续发展议程的呼吁，还在一定程度上实现了深化，为其他国家在应对气候变化和环境保护方面起到了榜样作用，不仅彰显了中国大国担当，还体现了全球情怀。

（五）投资与援助

2030 联合国可持续发展议程中实现可持续发展目标的最后一项就是促进目标实现的伙伴关系，只有加强全球合作与构建伙伴关系，才能有效推进可持续发展目标的实现。同时根据相关数据显示，援助的水平在下降，很多援助国并没有兑现增加发展援助的承诺。³尤其是新冠疫情的爆发更加凸显全球团结不仅仅是一种道义上的责任，更加关乎每个人的利益。因此联合国呼吁国家之间采取有效措施提升投资与援助水平，建设可持续发展的全球伙伴关系。

虽然在疫情危机期间官方发展援助净流量比 2019 年增长了 7%，达到 1610 亿美元，但 2020 年官方发展援助的净流量远未达到占国民总收入 0.7% 的占比，捐助国仍未兑现承诺，同时 2020 年外国直接投资下降了 40%，封锁政策减缓了现有的投资项目，除可再生能源之外，所有可持续发展目标的投资项目都大幅下降，较贫困地区的降幅更为明显，到 2020 年使最不发达国家的出口全球份额较 2011 年增加 2% 的目标并没有实现。⁴由此可知在投资与援助领域，本不稳固的全球伙伴关系正经历着严峻考验，加强多边合作与构建更紧密和团结的伙伴关系比以往任何时刻都更加迫切。

¹ 联合国《生物多样性公约》缔约方大会第十五次会议（COP15）第一阶段会议新闻发布会[EB/OL]. https://www.mee.gov.cn/ywdt/zbft/202110/t20211020_957274.shtml, 2021.

² 习近平向《联合国气候变化框架公约》第二十六次缔约方大会世界领导人峰会发表书面致辞[EB/OL]. <https://www.fmprc.gov.cn/web/zyxw/t1918303.shtml>, 2021.

³ Declining Aid, Rising Debt Thwarting World's Ability to Fund Sustainable Development, Speakers Warn at General Assembly High-Level Dialogue[EB/OL]. <https://www.un.org/press/en/2019/ga12191.doc.htm>, 2019.

⁴ 《新时代的中国国际发展合作》白皮书[EB/OL]. <http://www.scio.gov.cn/m/zfbps/32832/Document/1696685/1696685.htm>, 2021.

而反观中国的“一带一路”倡议，其重要途径就是要建设开放、包容的合作平台，坚持共商共建共享的联动发展，建设新型的伙伴关系，通过开展务实合作，共同构建人类命运共同体。自2013年习近平主席提出共建“一带一路”倡议以来，“一带一路”逐渐从理念转变成了实践，从蓝图转变成了现实，到2021年为止，同中国签署“一带一路”合作文件的伙伴国达141个，合作的国际组织达32个。伙伴关系外交与“一带一路”倡议实现了完美对接，从1993年中国与巴西首次建立伙伴关系到2018年的25年间，近50%的新型伙伴关系是在“一带一路”倡议提出后六年内建立的，2013年至2018年中国与49个国家及地区组织建立了新的伙伴关系，占当时中国伙伴关系总数的46%。“一带一路”开局之年所建成的伙伴关系数量尤多，中国伙伴关系国和地区组织的分布范围已经几乎遍布世界各国地区（王晨光，2020）。中国也开展了形式多样的伙伴关系，如2021年6月22日在“一带一路”亚太区域国际合作高级别会议期间，与28个国家发起了“一带一路”绿色发展伙伴关系倡议和“一带一路”疫苗合作伙伴关系倡议，前者聚焦于从经济、社会和环境三个维度，共促绿色、低碳和可持续（张红丽，2021），努力实现2030联合国可持续发展目标，后者着力于疫苗的监管和疫情的防控。¹在第76届联大一般性辩论中，习近平主席强调，中国也将进一步将发展置于全球宏观政策框架中，构建更平等、均衡的全球发展伙伴关系。²

在“一带一路”倡议的框架内，不仅建立伙伴关系是其题中之义，增加对发展中国家的投资与援助也是重要方面。中国对外援助资金的规模不断扩大，援助范围也不断拓展，从2013年至2018年，中国对外援助额达2702亿人民币，其中包括无偿援助（占比47.3%）、优惠贷款（48.52%）和无息贷款（4.18%）。也是在此期间，中国向亚非欧拉及加勒比和大洋洲等地的122个国家和20个多边组织提供了援助，在援助实施的方式上也更加多元，比如援建成套项目、技术合作、派遣援外医疗队、派遣志愿者、提供紧急人道主义援助等，到2019年底中国与14个国际组织合作开展了82个南南合作援助基金项目。中国还支持帮助其他发展中国家增强自主发展能力，比如同联合国设立统计能力开发信托基金，为59个发展中国家的近900名政府统计人员提供培

¹ “一带一路”绿色发展伙伴关系倡议

[EB/OL].https://www.fmprc.gov.cn/web/ziliao_674904/1179_674909/t1886384.shtml, 2021; “一带一路”疫苗合作伙伴关系倡议[EB/OL].https://www.fmprc.gov.cn/web/ziliao_674904/1179_674909/t1886385.shtml, 2021.

² 习近平.坚定信心 共克时艰 共建更加美好的世界——在第七十六届联合国大会一般性辩论上的讲话[M].北京：人民出版社，2021.

训服务，在和平利用核能与核技术方面与国际原子能机构合作为 70 多个发展中国家培训人员达 2000 多名。¹“一带一路”框架下的丝路基金与亚洲基础设施投资银行在跨国和跨地区的项目中发挥了重要作用，截至到 2021 年 11 月底，中国对沿线国家的非金融类直接投资达到了 1400 多亿美元，中巴经济走廊的建设为巴基斯坦带来了 254 亿美元的直接投资，不仅创造了许多就业岗位，也直接促进了当地的经济发展。²

2017 年中国设立了南南合作援助基金（SSCAF）帮助加强世界欠发达国家的灾后重建与恢复工作，为孟加拉国、巴基斯坦、安提瓜、尼泊尔、巴布达的灾后重建做出了突出贡献，其中 50 万人从中受益，47 万多尼泊尔和孟加拉的民众收到了中国援助的帐篷和救援包，近 2 万巴基斯坦的儿童得以重新开始学业，8 万多巴基斯坦的无家可归之人获得了救援物资。³在中国南南合作援助基金的帮助下，622726 人获得了有效及时的救助，80269 位联邦直辖部落的居民重返家园。在疫情之下，中国向 150 多个国家和国际组织提供援助，向 200 多个国家出口防疫物资，对外提供了累计 3200 多亿只口罩、56 亿人份检测试剂盒和 39 亿件防护服，积极响应了联合国发起的全球人道主义应对计划。到 2021 年 10 月中旬，中国向 100 多个国家和国际组织提供了超过 15 亿剂新冠疫苗，还向世界卫生组织主导的“新冠疫苗实施计划”捐赠 1 亿美元，这些都体现了中国以务实的行动践行着构建人类卫生健康共同体的理念。⁴在第 76 届联大一般性辩论中，习近平主席表示在未来 3 年内在提供 30 亿美元的国际援助，帮助发展中国家抗疫及恢复经济发展。

基于此可以看出，中国在投资与援助方面切实践行着 2030 联合国可持续发展目标，中国不仅现代的推进了联合国 2030 可持续发展议程，也在加快落实各项发展倡议，积极参与全球治理，开展多边主义的合作模式，努力构建更平等均衡的全球发展伙伴关系，为全球在疫情之下 2030 可持续发展目标的实现提供了重要的保障和宝贵的借鉴。

¹ 《新时代的中国国际发展合作》白皮书[EB/OL].
<http://www.scio.gov.cn/m/zfbps/32832/Document/1696685/1696685.htm>, 2021.

² “一带一路”建设高质量推进 中国方案惠及世界[EB/OL].<http://politics.people.com.cn/n1/2021/1121/c1001-32287807.html>, 2021.

³ 分享中国经验，促进重建得更好[EB/OL].
https://www.cn.undp.org/content/china/zh/home/presscenter/pressreleases/2018/sharing-china_s-experience-to-build-back-better.html, 2018.

⁴ 中国联合国合作立场文件[EB/OL].
https://www.fmprc.gov.cn/web/ziliao_674904/tytj_674911/zcwj_674915/t1916136.shtml, 2021.

综合来看，基于发展经济学的逻辑视角，本文细分出了包含五个方面的分析框架，分别是贫困与不平等、经济发展、健康与可持续社会、气候与环境、投资与援助，在这个框架中，中国“一带一路”倡议不管是理念还是在行动中都在践行着 2030 联合国可持续发展目标，在 2030 联合国可持续发展目标的架构下，中国提出了“一带一路”战略作为中国方案，彰显了中国智慧。“一带一路”大力推进了排贫减贫目标的达成进程，提升了国家内和国际间的平等度，促进了沿线国家和地区的经济增长以及经济转型，社会体系更加完善也更具有包容性和可持续性，“一带一路”倡议中诸多应对气候变化和环境危机的举措也起到了重要作用，最后在投资与援助方面，中国与广大发展中国家分享自身经济发展的红利，加大投资与援助规模，提升投资与援助的水平，真正为人类命运共同体的构建贡献着中国力量和中国智慧。

四、新时期“一带一路”与 2030 联合国可持续发展目标的契机与挑战

中国“一带一路”倡议是致力于全人类实现可持续发展目标的中国方案和中国智慧，从“一带一路”倡议的提出到实践，中国在维护世界和平与安全、促进全球发展、推动国际法治建设、全力支持联合国在国际中的核心作用、促进和保护人权、推进社会领域的发展与合作、提升人类卫生健康水平等方面发挥着重要作用，这既符合了新时期发展经济学的发展要义，也突出了中国的国际道义。当前正处于百年未有之大变局中，全球公共卫生危机的影响、大国地缘政治竞争态势的严峻、联合国的行动十年呼吁等都进一步考验着国家行为体和非国家行为的治理能力，如何将危机转化为契机，有效应对新形势的挑战将是摆在各国之间的重要议题。

（一）全球公共卫生危机的挑战

新冠疫情这一全球公共卫生危机使得国际社会常规的制度和规范受到了不同程度的破坏，它以前所未有的方式为全人类敲响了警钟。¹全球经济的大幅度下滑、贫困人口急剧增加、不平等现象的恶化、民众生活质量的下降以及援助国承诺力的弱化等在一定程度上都肇始于新冠疫情的影响。2020 年有 1.2 亿人左右重新陷入了极端贫困，全球极端贫困率 20 年来首次上升，同时发展中国家的债务困境也在加剧，外国直接投资和援助的承诺可信性下降，疫情的爆

¹ COVID-19 pandemic, an ‘unprecedented wake-up call’ for all inhabitants of Mother Earth[EB/OL]. <https://news.un.org/en/story/2020/04/1062322>., 2020.

发使得全球数十年取得的进展停止或者逆转，国家内部及国家之间的不平等现象加剧，欠发达国家和地区受到的风险打击更为巨大，其经济方面遭受了重大损失。2030 可持续发展目标及《巴黎协定》所要解决的问题更加突出，尤其是发展中国家面临的风险最大，如何将此危机转化为动力将考验着所有国际社会行为体。各国需要重建有效的多边主义合作框架，投资数据和信息系统，在危机中激发复原力、适应力和创造力。

全球公共卫生危机之下，制造业受到的打击比 2008 年全球金融危机之时更为严重，2020 年制造业生产下降了 6.8%，而在最不发达的国家制造业增长率仅有 1.9%，在这种情势之下增加研发方面的投资至关重要，同时在疫情之下有助于塑造更公平社会的财政和金融政策在欠发达国家的作用并没有那么大，公平与包容性的社会之路目标还远未达成，数亿人仍生活在脆弱和易受冲突影响的国家和地区。¹对于众多发展中国家而言，其经济能力和资源使其难以应对新冠疫情，经济社会的恢复难度较大，在一定程度上甚至出现了新的发展危机，这不仅对其国家的发展带来负面影响还不利于疫情的有效防控。因此各国需要团结合作，扩大国际支持，增强政治承诺的效力。在新冠疫情的严重影响下，联合国及时发布了《针对 2019 年新冠疫情的社会经济快速响应框架》，包括一体化的支持协、确保基本的卫生服务、通过社会保护和服务帮助人们应对灾难、经济复苏计划、宏观经济政策的有效运行、提升社会粘合力 and 社区响应能力，这六个方面涵盖了从经济到社会、从卫生到就业、从个体到群体、从宏观到微观等的全方位保障，尤其强调了对最弱国家的群体的关注，以期不让任何一员掉队。²联合国还开启了诸如《全球人道主义应对计划》、“联合国应急和恢复基金”、“团结应对基金”等多项举措。诚然，全球公共卫生危机之下，单靠任何国家的一己之力都难以有效应对和管控，只有加强全球团结，才能将整个国际社会的凝聚力整合起来，实现资源的有效调配。在这个问题上，中国以对疫情敏锐的研判力和协调各方的行动力实现了有效管控疫情的目标，同时中国向世界分享管控经验，为世界多国援助防护物资，传播防护技术等帮助其他国家渡过难关。广大发展中国家在此次危机中所受影响尤为重大，援助国需要重拾对政治承诺的执行力，扩大国际支持和援助。

¹ 2021 可持续发展目标报告[EB/OL]. https://unstats.un.org/sdgs/report/2021/The-Sustainable-Development-Goals-Report-2021_Chinese.pdf, 2021.

² A UN framework for the immediate socio-economic response to COVID-19[EB/OL].https://www.un.org/sites/un2.un.org/files/un_framework_report_on_covid-19.pdf, 2020.

疫情的爆发扩大了世界的信任赤字，以新冠疫苗为例，80%以上的新冠疫苗流向了 20 国集团的国家，低收入国家或欠发达国家只获得了 0.6% 的疫苗，这不仅没有体现全球团结的进步，反而进一步割裂了不同发展程度国家之间的信任，同时需要在政府、私营部门、民间社会及国际组织之内的参与者之间搭建桥梁，在保证包容性和透明度的基础上构建一种有序和共同的“净零”融资模式，通过让更广泛的行为者参与进来，获得更多可持续发展的资金。¹这次全球公共危机虽给人类带来了前所未有的挑战和灾难，但危机中存在转机，这也是世界各国弥合分歧和管控冲突的重要时期，不管是基于意识形态、国家利益、文明差异还是权力博弈的矛盾，各国都需要摒弃意识形态的竞争，将疫情防控和携手合作摆在更为重要的位置，诸如在国家社会上出现了诸如“疫苗外交”等新型国际交往路径。同时，全球公共卫生危机也为各国重新思考人类命运共同体提供了契机，中国在国际社会中的积极担当和作为，以促进全人类的福祉为己任的情怀在一定程度上为其他国家重新定为中国提供了现实经验。

（二）大国地缘政治竞争态势的严峻

美国将其全球战略中心东移以来，从奥巴马政府至拜登政府，美国先后提出了“亚太再平衡”战略和“印太战略”，究其背后的根本原因，很大一部分源于美国对自身国际地位的不安全感和“霸权焦虑”。传统的地缘政治思维仍在当前欧美世界发挥着重要影响，认为“国强必霸”，因此，当中国综合实力和国际社会影响力都大幅上升之时，西方国家以冷战思维将中国看成“竞争对手”。面对体系中的后起国或新兴大国，其他国家会为了维护自身的安全而做出多种反应。对于大国和强国来说，制衡是其能力范围内做出的常见选择；而对于小国和弱国而言，为了获得更多的安全保障，虽然可能会损失部分主权利益和国家能动性，但追随强者或者“搭便车”仍是一个惯常的战略考虑。这些都是基于传统的零和博弈和冷战思维而做出的选择，尤其是在冷战结束之前，这两种国家行为模式更为常见。中美竞争态势的升级、美国单边主义和贸易保护主义的猖獗，都使得国际社会的不确定性、不稳定性 and 国际局势的不明朗性更加突出。这对于以往在美国安全保护伞下的国家而言，美国的霸主地位能够维持多久，以及它所提供的公共产品能够持续多久都成了未知数。其实中国只是西方构建的“假想敌”，因为从中国的文化基因到实际的外

¹ 联合国常务副秘书长：现在比以往任何时候都更需要为可持续发展融资 [EB/OL]. <https://news.un.org/zh/story/2021/11/1095182>., 2021.

交行为都不断印证着中国所要构建的是“美美与共”“人类命运共同体”与“合作共赢”。中国的合作姿态并未减缓美国遏制中国的步伐，美国以“印太战略”为平台，在印太地区屡屡动作，搅局南海问题、充当中印边界矛盾的幕后黑手、在中国台湾问题上频频越界等，从东北亚到东南亚再到南亚地区都不断构建着围堵中国的圈层，使得中国的周边环境进一步严峻。除此之外，世界其他地区的传统安全及非传统安全问题也在不断凸显，这也加剧了国际形势的紧张态势。

中美之间态势的严峻使得国际社会难以维持平静，尤其是在疫情的背景下，这种紧张态势更为明显。中美关系并非简单的双边关系，在维护全球秩序和为全球提供公共产品方面，中美各自发挥着重要和不可替代的作用，两国在诸如应对气候变化、管控疫情、打击恐怖主义等多个领域建立了紧密的合作关系，任何一方的缺席对于国际社会而言都是难以想象的。¹在这种大国地缘政治态势的严峻背景下，其他国家也在不断调整自己的战略选择。中国“一带一路”倡议之下多个项目为诸多国家带来了发展红利，在经贸、社会、人文交流等领域与中国建立了紧密的联系，而另一方面，美国公共安全产品的输出也使得一些国家在安全上与美国的关系较为密切，因此或追随、或制衡、或对冲成为了它们的重要选择。针对地缘政治态势的变化，中美之间应管控分歧，杜绝“假民主”、“小圈子”和意识形态的偏见，以真正的多边主义开启国际交往，在可持续发展问题领域展开密切合作，为 2030 可持续发展目标贡献力量（张贵洪，2020）。

2021 年 12 月 9 日、10 日拜登政府组织 110 个国家召开了所谓民主峰会，会议以对抗威权主义、打击贪腐和促进对人权的尊重为主题，并争取其他按国家对全球倡议进行支持，其中包括建立一个“未来互联网联盟”，也就是在同一天美国宣布对中国、朝鲜、缅甸等八个国家的几十个人和机构实施制裁。美国打着民主的旗号其实是在肆意干涉别国内政，严重违反了国际法的基本准则，是对真正民主的侵犯和践踏。美国夸大意识形态和价值观的差异，对内只追求形式民主和程序民主，而忽略了实质民主和结果民主，美国的金钱政治、少数精英政治和否决政治其实是美式民主制度的痼疾，以冷战思维拉拢其他国家围堵中国不仅破坏了国际社会的和平稳定，也扩大了国家之间的鸿沟。²除了中美之间的竞争态势严峻之外，欧盟、日本、澳大利亚等国家和国际组织也加入到权力博弈之中，美国与欧盟 2021 年 12 月 3 日举行“美欧中国议题对话”

¹ 2021 年度北京香山论坛专家视频会开幕。http://www.mod.gov.cn/topnews/2021-10/25/content_4897536.htm, 2021.

² 美国民主情况[EB/OL]. https://www.fmprc.gov.cn/zyxw/202112/t20211205_10462534.shtml, 2021.

并发表联合声明将以负责任的方式管理与中国的竞争和系统性对抗（system rivalry），日本肆意对中国台湾问题发表言论称“台湾的紧急情况就是日本的紧急情况”。美国和俄罗斯之间就乌克兰局势展开了博弈，俄罗斯与印度签署了军事与技术合作协议，强化双边防务合作。美国计划在2022年与亚洲国家共同推行经济框架协议，这是将科技和经贸问题的政治化。欧盟在2021年12月公布了“全球门户”的全球基建投资计划，到2027年之前，欧盟可能会投资3000亿欧元用于全球基础设施建设，但是其前提是以价值观为基础，被投资国需符合欧盟的民主价值观，虽表面看来这是一项惠及全球发展的措施，但实质上隐含着干涉别国内政的层面。¹这被看成是欧盟与中国“一带一路”的竞争，但是中国的经贸项目和投资建设并不与政治相挂钩，而是真正做到了互不干涉内政与合作共赢。

（三）“行动十年”和行动主义超级年

距离2030可持续发展目标的期限近十年时间，为如期完成目标，使人类社会发展水平更上一个台阶，在2019年9月的可持续发展目标峰会上，世界各国领导人呼吁开展“行动十年”的规划，作出15项发展承诺，呼吁加速行动，在所有相关的经济、社会及相关领域采取协调一致的行动，努力实现不让任何一个人掉队、筹集充足的资金并加以明智使用、加强国家的执行能力、建设更有效负责透明的机构、加强地方行动、建设抗灾能力、加强全球伙伴关系、重视数字化转型、加强国家的统计能力以及加强高级别政治论坛。²联合国秘书长呼吁世界在全球层面、地方层面和个人层面开展行动十年，在全球层面上应着力于全球行动，以更强的领导力和更明智的解决方案为可持续发展目标注入动能，在地方层面，各级政府和城市需要在制度和监管框架上做出必要的转型以符合可持续发展目标的要求，在个人层面上需要将每个人动员起来调动积极性和创造力，推行必要的新商业模式改革。³虽然相对而言，人们的生活质量得到了一定提高，国家综合国力也在不断上升，但不平等与气候危机仍然时刻威胁着人们，因此“行动十年”的核

¹ Hutt, D. “全球门户”在东南亚能与“一带一路”抗衡吗？[EB/OL]. <https://www.dw.com/zh/%E5%85%A8%E7%90%83%E9%97%A8%E6%88%B7%E5%9C%A8%E4%B8%9C%E5%8D%97%E4%BA%9A%E8%83%BD%E4%B8%8E%E4%B8%80%E5%B8%A6%E4%B8%80%E8%B7%AF%E6%8A%97%E8%A1%A1%E5%90%97/a-60104536>, 2021.

² 联合国大会通过可持续发展高级别政治论坛政治宣言[EB/OL]. <https://undocs.org/zh/A/HLPF/2019/L.1>, 2021.

³ Guterres, A. Remarks to High-Level Political Forum on Sustainable Development[EB/OL]. <https://www.un.org/sg/en/content/sg/speeches/2019-09-24/remarks-high-level-political-sustainable-development-forum>, 2019.

心是采取行动，消除不平等、增强妇女和女童的全能，以及有效应对气候紧急状况。¹由于新冠疫情的严重影响，国际社会遭受重创，一定程度上为 2030 可持续发展目标的实现带来了巨大挑战，基于此一些组织和民间社会呼吁开展“行动主义超级年”，以更紧密的合作和更大的力度加强行动和创新，使人与人的关系重新紧密、人与自然的关系重新平衡，从加强资金投入等多个方面为可持续发展提供更多保障。

“行动十年”和行动主义超级年的倡议为世界各国的进一步发展提供了一定的指导作用，不管是“行动十年”还是行动主义超级年都呼吁加强对世界重大挑战进行有效应对，在贫困、不平等、气候变化以及资金缺口方面都有涉及，在传统挑战和新挑战的叠加之下，各方行为体都需要被动员起来，增强对可持续发展目标的认知，并调动其积极性促进可持续发展目标的实现，除此之外还需要设定更高的发展目标，以及提出针对问题的有效解决方案。²中国在此方面不仅以“一带一路”倡议切实给出了中国方案，还通过“一带一路”倡议下的多层次、多结构以及多领域的合作关系开展了具体的行动，提出共建创新包容的开放型世界经济，深入探讨全球治理体系的新思路，构建多类型伙伴关系、搭建经贸合作平台、分享疫情防控经验和技术，强有力地推动了可持续发展目标实现的进程。据《地球大数据支撑可持续发展目标报告（2021）》显示，中国在五岁以下儿童生长迟缓比例、可便利使用公共交通的人口比例、土地退化比例以及山地绿色指数四个指标上整体接近或已达到了 2030 可持续发展目标，近 10 年来中国北方春季沙尘天气出现的频次呈波动下降趋势，同时中国森林碳汇增加速度为 199.54TgC/a，中国生态系统自然碳汇能力呈现明显增加的趋势，2000 年至 2020 年间，作物水分利用率及中国湖泊水体的透明度整体上升，水资源的综合管理能力达到了全球的中上水平，中国在管理水质、水生态方面的成效显著。³中国以切实的行动和真实的数据显示在践行 2030 可持续发展目标中的贡献，在“行动十年”的倡议下，中国将以更显著的成效和积极的行动实现可持续发展。“行动十年”的倡议与中国“一带一路”倡议相得益彰，中国也将以更强有力的赋能行动参与到国际社会的治理中，坚定维护多边贸易和治理体制，与各国携手应对全球性挑战。

¹ Decade of Action[EB/OL].<https://www.un.org/sustainabledevelopment/decade-of-action/>,2021.

² Deputy Secretary-General's Opening Remarks to Informal briefing to Member States on the Decade of Action [as prepared for delivery][EB/OL].<https://www.un.org/sg/en/content/dsg/statement/2019-12-19/deputy-secretary-generals-opening-remarks-informal-briefing-member-states-the-decade-of-action-prepared-for-delivery>,2019.

³ 《地球大数据支撑可持续发展目标报告（2021）》发布[EB/OL].
<https://wap.peopleapp.com/article/6319526/6211239>, 2021.

五、结论

本文以发展经济学为理论分析视角，结合国际政治相关理论，通过对既有研究成果的评析和阐释发展经济学的逻辑机理，结合当前国际局势、中国“一带一路”倡议的理念与实践、2030 联合国可持续发展目标，验证得出中国的“一带一路”倡议与 2030 可持续发展目标完全吻合，体现的是一种新发展观与新合作观。2030 联合国可持续发展目标呼吁各国采取有力举措，中国以“一带一路”倡议贡献了中国方案和中国智慧，并在减贫、减少不平等、经济发展、构建包容与可持续的社会、应对气候与环境问题、投资与援助等方面做出了突出贡献。一定程度上来说，“一带一路”不仅有力促进了 2030 联合国可持续发展目标的实现，还进一步深化了目标的意义，更为其他国家的“行动十年”和行动主义超级年起到了典范作用。

（一）发展经济学视角下的理论总结

一般意义上的发展经济学兴起于二战之后，它以更全球化的研究视角、更深刻的结构模式凸显了其解释上的优越性。就发展问题上，发展经济学不仅关注资源的优化配置，更关注发展中国家的经济与社会机制。通过分析不同学者对发展经济学理论的评析可知，发展经济学大体经历了新古典主义、结构主义、新自由主义和激进主义的演变历程。新古典主义重视市场的作用，但是当市场失灵而导致一系列问题出现之时，结构主义将国家的重要性提了出来，认为国家的宏观调控不可或缺。在一些国家尤其是一部分发展中国家，权力寻租与政府腐败影响了制度的优化和经济发展，于是新自由主义提出应弱化政府作用，激进主义则以一种解构主义的视角重新认知了造成当今国家之间发展差异的原因，依附论由此而生（孙来斌和颜鹏飞，2005）。考察发展经济学的理论演进为我们构建新的分析模型奠定了坚实基础，通过结合发展经济学的逻辑要素、国际政治相关理论、“一带一路”倡议的理念与内容、2030 联合国可持续发展目标，以及当前百年未有之大变局的国际局势，本文提炼出了贫困与不平等、经济发展、健康与可持续的社会、气候与环境、投资与援助这五大关键变量，并进而建构了发展经济学的分析框架。发展经济学的视角不仅综合当前的发展动态，还以一种演变的过程追踪模式研究对象的演变历程，同时也兼顾了当前国际政治格局的变化和权力竞争的态势变动，这对于从历史和现实的角度考量“一带一路”倡议以及 2030 联合国可持续发展目标都有更为重要的作用。虽然新时期“一带一路”

与 2030 联合国可持续发展目标的达成面临着全球公共卫生危机、大国地缘政治严峻态势、“行动十年”与行动主义超级年的挑战，但是基于日臻成熟的制度和机制，不管是中国还是其他国家都可以在危机中探寻转机，为达成可持续发展目标提供更多保障。

（二）“一带一路”倡议与 2030 联合国可持续发展目标的完美契合

通过有效数据和案例，本文发现“一带一路”倡议与 2030 联合国可持续发展目标实现了完美契合。在贫困与不平等方面，中国提前 10 年完成了可持续发展目标中的“无贫困”“零饥饿”，历史性地解决了绝对贫困问题。与此同时，中国促进了社会各领域的平等，尤其在性别平等上取得了重大进步，中国以“一带一路”为契机积极参与国际减贫与减少不平等的合作中并取得了突出成效。在经济发展方面，中国秉持共商共建共享的原则，以政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通搭建了多重合作平台，促进了全球的合作共赢，进一步完善了国际治理体系，与此同时倡导数字、绿色与健康的发展理念，为可持续的经济发展开拓了空间（袁新涛，2014）。在社会方面，在“一带一路”倡议的框架之下，中国不仅积极参与到联合国的科教文卫等领域，还开展了形式多样和内容丰富的合作项目，促进了社会的健康与可持续。在气候与环境方面，中国为应对气候变化的全球合作做出了不懈努力，从碳达峰碳中和等方面给自己设定了严格的发展目标，并加快推进清洁能源与低碳经济的发展，中国以生态文明建设为引领，重视生物多样性的保护，有力推动了全球气候行动的步伐（Falon, 2015; Habova, 2015）。在投资与援助方面，中国在“一带一路”的框架下不仅增加了对发展中国家的投资力度与规模，还积极响应全球人道主义应对计划，与世界多国和国际组织建立了良好的伙伴关系，以切实行动践行着人类命运共同体的理念。中国是融入全球贸易体系推动世界发展的典范，自中国加入世界贸易组织后，实质性地对外开放了商品和服务市场，制成品的平均关税税率下降了一半，目前的 7.4% 低于中国入世时的承诺，并且在服务贸易方面，中国开放的行业数量比入世承诺时多了 20 个。¹“一带一路”倡议的提出和实践促进了中国融入世界贸易体系的深度，为构建互利互惠的经贸关系和世界数百万人摆脱贫困做出了突出贡献（朱磊和陈迎，2019）。

¹ 中国是融入全球贸易推动发展的典范[EB/OL].http://ydyi.china.com.cn/2021-12/15/content_77931288.htm, 2021.

（三）对未来一段时期的展望

中国“一带一路”倡议是完全契合 2030 联合国可持续发展目标的中国方案和中国智慧。在未来一段时间内，新冠疫情还将会在一定程度上影响国际社会的发展，大国地缘政治态势也存在众多难以预测的因素，但在新发展格局之下，中国继续坚持开放合作，以多边主义和共商共建共享的原则推动“一带一路”的高质量建设，并将其打造成合作之路、健康之路、复苏之路与绿色之路。中国将继续为世界和平与全球发展贡献方案和力量，坚定和平发展道路的同时，使“一带一路”与 2030 可持续发展议程进行有效的对接，探寻健康、绿色、数字、创新的丝绸之路模式，维护国际秩序的良好运行，提供全球公共产品，真正实现发展中国家对安全与健康的可及性与可负担性。¹如在“绿色一带一路”的倡导下，中国生态环境部（MEE）开发了“全过程评估框架”覆盖项目的开发、评估和监督等过程以协助参与主体采纳和落实相关政策建议，这不仅有利于绿色丝路的建设，也进一步促进了能源的可持续性利用，对 2030 可持续发展目标的实现提供了重要指导。

虽然中国与一些国际大国存在结构性矛盾，但中国构建人类命运共同体的目标不变，始终坚守互利共赢的开放战略，打破零和博弈的桎梏，倡导多边主义合作框架，力求全面落实 2030 联合国可持续发展议程，在相互尊重与平等互利的基础上，积极发展与世界各国的友好合作关系，推动新型国际关系的构建。联合国也在以 2030 可持续发展目标的实现敦促全球团结与合作，许多国家在传统安全与非传统安全领域都存在合作的空间，基于此，2030 联合国可持续发展目标将为国家间合作创造更多可能性，伙伴外交模式将会成为国际社会的主要交往模式，中国“一带一路”倡议在构建人类命运共同体的征程中将会贡献更多的中国方案和中国智慧。

¹ 中国联合国合作立场文件[EB/OL].

https://www.fmprc.gov.cn/web/ziliao_674904/tytj_674911/zcwj_674915/t1916136.shtml, 2021.

【参考文献】

- [1] 曹嘉涵.“一带一路”倡议与 2030 年可持续发展议程的对接[J].国际展望, 2016, (3): 37-53.
- [2] 曹翔, 李慎婷.“一带一路”倡议对沿线国家经济中增长的影响及中国作用[J].世界经济研究, 2021 (10): 13-24.
- [3] 姬超.“一带一路”建设的中国要素分解及其外部性检验[J].国际贸易问题, 2019, (9): 83-96.
- [4] 金玲.“一带一路”: 中国的马歇尔计划? [J].国际问题研究, 2015, (1): 88-99.
- [5] 姜少敏.“一带一路”倡议——发展经济学新发展观的伟大实践[J].教学与研究, 2018, (2): 13-21.
- [6] 孙吉胜.“一带一路”与国际合作理论创新: 文化、理念与实践[J].国际问题研究, 2020, (3): 1-20.
- [7] 孙来斌, 颜鹏飞.依附论的历史演变及当代意蕴[J].马克思主义研究, 2005, (4): 70-76.
- [8] 王晨光.中国的伙伴关系外交与“一带一路”建设[J].当代世界, 2020, (1): 69-73.
- [9] 游启明.美国对“一带一路”倡议的评估解读: 霸权认同理论的视角[J].国际观察, 2019, (3): 95-119.
- [10] 禹钟华, 祁洞之.共同体模式与霸权模式: “一带一路计划”与“马歇尔计划”的本质区别——兼论基于中国文化理念的国际金融体系构建纲领与原则[J].国际金融, 2016, (10): 61-70.
- [11] 美) 托达罗, 史密斯.发展经济学[M].聂巧平, 程晶蓉, 汪小雯译.北京: 机械工业出版社, 2014.
- [12] 袁新涛.“一带一路”建设的国家战略分析[J].理论月刊, 2014, (11): 5-9.
- [13] 朱磊, 陈迎.“一带一路”倡议对接 2030 年可持续发展议程——内涵、目标与路径[J].世界经济与政治, 2019, (4): 79-100.
- [14] 张红丽.中国对“一带一路”沿线国家投资与碳排放关系的研究[J].中国矿业, 2021, (10): 1-6.
- [15] 张贵洪.中国、联合国合作与“一带一路”的多边推进[J].复旦学报(社会科学版), 2020, (5): 168-178.
- [16] Falon, T.The New Silk Road: Xi Jinping's Grand Strategy for Eurasia[J].American Foreign Policy Interests, 2015, 37 (3): 140-147.
- [17] Goulet, D.The Cruel Choice: A New Concept in the theory of development[M].New York: Atheneum, 1971.
- [18] Habova, A.Silk Road Economic Belt: China's Marshal Plan, Pivot to Eurasia or China's Way of Foreign Policy[J].KSI Transactions on Knowledge Society, 2015, 8 (1): 64-70.
- [19] Hans, M.Politics among Nations: The Struggle for Power and Peace[M].New York: Alfred A. Knopf, 1989.
- [20] Hsu, L.ASEAN and the Belt and Road Initiative: Trust-building in Trade and Investment[J].Unificazione & Certificazione, 2020, 3 (1): 1-43.
- [21] Keohane, R., After Hegenony: Cooperation and Discord in the World Political Economy[M].Princeton: Princeton University Press, 2005.
- [22] Lipson, C. International Cooperation in Economic and Security Affairs[J].World Politics, 1984, 37 (1): 1-23.
- [23] Luo, C., Chai, Q., Chen, H.Going Global' and FDI Inflows in China: One Belt & One Road' Initiative as a Quasi-natural Experiment[J].The World Economy, 2019, 42 (6): 1654-1672.
- [24] Sen, A.Development as Freedom[M].New York: Knopf, 1999.
- [25] Waltz, K.Theory of International Politics[M].Boston: Addison-Wesley Publishing, 1979.

市场竞争与银行流动性创造

——基于分支机构的银行竞争指标构建¹

宋 科² 李 振³ 尹李峰⁴

【摘 要】市场竞争对于金融稳定是一把“双刃剑”，监管部门为维持银行业稳定需要考虑竞争政策的平衡性问题。充足的流动性创造有助于为经济活动提供资金，促进经济主体之间的交易，而过剩或缺乏流动性均会迫使银行业陷入困境甚至引发流动性危机。本文使用 2003—2017 年我国 176 家商业银行数据，构建了一种新的基于分支机构和引力模型的银行竞争指标，来识别市场竞争与银行流动性创造之间的关系。结果发现，市场竞争对银行流动性创造具有促进作用，其中对银行资产端流动性创造的正向影响较大，对负债端流动性创造的影响较小，对资产负债表表外流动性创造没有影响。同时，受到正向影响的主体是城市商业银行、农村商业银行等地方性银行和外资银行，对国有大型银行、股份制银行等全国性银行则没有影响甚至具有负向影响。上市银行、系统重要性银行和处在危机时期、经济繁荣时期或货币政策宽松时期的银行，随着市场竞争加剧均会创造更多流动性。中介效应分析发现，市场竞争通过刺激金融创新、提高经营效率和扩大流动性信贷等中介机制促进了银行流动性创造。本文不仅丰富了银行竞争策略的经济效果分析，也为银行流动性创造研究提供了重要补充。

【关键词】市场竞争；银行流动性创造；商业银行；金融稳定

一、引言

2008 年全球金融危机后，人们重新关注金融失衡与金融监管等问题，并不断强调基于竞争和效率权衡的银行业稳定（Corbae 和 Levine，2018）。一些政策制定者认为，更好的监管可以减轻银行业竞争带来的脆弱性影响，降低风险并提高稳定性，但适度地竞争是否能够平衡银行体系的经济效益和脆弱性成本尚未取得共识。现有关于竞争与金融稳定之间关系的文献，主要存在竞争脆弱性、竞争稳定性和模糊关系等三种主流认识（Boyd 和 De Nicolo，2005；Martinez-Miera 和 Repullo，2010；Corbae 和 Levine，2018）。

商业银行是重要的流动性提供者，在金融体系中长期占据关键地位。作为商业银行服

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Papers No.2208。

² 宋科，中国人民大学国际货币研究所副所长，中国人民大学财政金融学院副教授，中国人民大学中国财政金融政策研究中心、中国银行业研究中心研究员。

³ 李振，中国人民大学国际货币研究所研究员，复旦大学大数据学院、珠海复旦创新研究院联合培养博士后。

⁴ 尹李峰，中国人民大学财政金融学院博士研究生。

务实体经济的关键功能，流动性创造是指银行通过使用流动性负债来为非流动性资产提供资金，从而在银行资产负债表上创造流动性（Berger 和 Bouwman，2009）。银行在满足存款人对流动性需求和企业对资金承诺需求的同时，也通过提供贷款承诺在银行表外创造流动性，帮助企业制定和完善长期的投资策略。在历次金融危机中，流动性创造都发挥了重要影响（Drehmann 和 Nikolaou，2013）。缺乏足够的流动性会使银行陷入困境，诱发金融失衡，严重时甚至可能引发流动性危机（马勇和李振，2019）。虽然过多的流动性创造可能会导致单个金融机构内部的流动性风险，乃至可能导致资产泡沫破裂从而引发全局性的金融危机，但是在稳健的银行部门内部创造流动性，可以促进更高水平的经济产出（Berger 和 Sedunov，2017）。因此，一个尚未解决且甚少关注的重要问题是，银行竞争能够在多大程度上增加或减少流动性创造，进而影响金融稳定和经济增长。现有实证文献主要考察市场竞争对银行经营效率、风险承担等影响，只有有限的研究探讨市场竞争与银行流动性创造之间的关系（许桂华和谭春枝，2016；李明辉等，2018；Jiang 等，2019；Toh 等，2020）。在理论上，竞争可能促进银行流动性创造（Black 和 Strahan，2002；Schaeck 和 Cihak，2008），也可能抑制银行流动性创造（Jayaratne 和 Strahan，1998；Diamond 和 Rajan，2001）。

本文使用 2003—2017 年我国 176 家商业银行的非平衡面板数据作为研究样本，通过构建一种新的基于银行分支机构和引力模型的市场竞争指标，以及利用基于 Berger 和 Bouwman（2009）提出的银行流动性创造指标，全面考察市场竞争对银行流动性创造的影响。本文的边际贡献主要体现在 4 个方面。第一，本文使用我国商业银行数据研究市场竞争对银行流动性创造的影响，不仅分析银行竞争对流动性创造各部分的影响，也根据银行类别考察市场竞争对银行流动性创造的影响，有助于更好地拓展对市场竞争经济效应的认识，也为银行流动性创造分析提供了新的经验证据。第二，本文编制了基于银行分支机构和引力模型的市场竞争指标并应用于实证分析中，避免了从行业结构或价格成本角度度量银行竞争程度的不足，更好地识别了单家银行面临的外部竞争环境变化，从而提高了本文实证结论的可信度。第三，本文从不同类型银行、处在不同时期银行等视角，考察市场竞争对银行流动性创造的异质性影响，丰富了现有经验证据。第四，本文通过中介效应检验，进一步考察了市场竞争是否通过金融创新、经营效率和流动性信贷等中介渠道影响银行流动性创造，这对已有文献有关中介机制的缺失进行了有益补充。

二、文献综述、理论分析与研究假设

（一）文献综述

当前，关于市场竞争与金融稳定之间关系的主流观点包括竞争脆弱性、竞争稳定性和模糊关系。竞争脆弱性观点侧重于风险承担渠道，认为市场竞争加剧会降低银行利润率，侵蚀银行特许权价值，鼓励银行承担更多风险（Corbae 和 Levine，2018）。激烈竞争会削弱

银行从关系贷款中获取信息租金的能力（Petersen 和 Rajan，1995），降低银行对金融稳定和市场效率有不利影响借款人的筛选监控动机（Berger 等，2005）。竞争稳定性观点则强调银行竞争对借款人风险转移的影响，认为市场竞争加剧会降低银行风险承担。Boyd 和 De Nicolo（2005）引入风险转移假设，指出市场竞争加剧往往会降低贷款利率。较低的利率反过来又可以减少逆向选择，有利于银行向风险较低的借款人提供贷款，减少借款人的道德风险和破产概率（Stiglitz 和 Weiss，1981），进而使银行承担更低风险。与此相关的是，挤压存贷利差的竞争会促使银行加大对关系贷款的投资，这在一定程度上增强了银行稳定性（Boot 和 Thakor，2000）。模糊关系观点认为竞争与稳定之间的关系是模糊的（Martinez-Miera 和 Repullo，2010）。此外，一些文献也发现银行竞争对金融稳定在长短期具有不同的影响。从短期来看，竞争增强会增加银行贷款资产，降低银行资本资产比率，从而增加银行违约概率；从长期来看，随着银行利润增加和权益积累加快，竞争减弱将提高银行资本资产比率，从而降低银行违约概率（Li，2019）。

实证结果差异性可以从使用不同的银行竞争指标进行解释，目前主要存在银行业结构指标和价格对成本的反应性指标等两类。具体而言，第一类是反映银行业结构的集中度指标，但集中度不能有效衡量银行业竞争程度（Corbae 和 Levine，2018）。原因在于行业结构度量指标要求界定行业内成员，这使得难以衡量来自潜在进入者和非银行金融机构的竞争，同时还依赖于所有行业成员都面临相同竞争程度的限制性假设（Bushman 等，2016）。第二类是采用价格对成本的反应性指标来衡量一家银行的市场力量。例如，勒纳指数（Lerner Index）用于估计市场价格与边际成本之间的偏离程度，但假定银行处于完全效率状态，行业中所有银行都有相同的成本函数参数，与现实相差甚远。Panzar 和 Rosse（1987）提出的 H 统计量（H-statistic）是银行总收入对各要素价格的弹性之和，则很难在单个银行层面进行估计，同时我国银行业也不能满足市场处于长期均衡状态的前提假设。因此，现有的两类银行竞争指标都存在一定缺陷。为了更好地体现单家银行所处竞争环境的外生变化，Jiang 等（2016；2019）基于银行分支机构和引力模型，构建了一种新的识别策略来度量银行竞争环境，这为本文构造银行竞争指标提供了重要参考。

关于市场竞争与银行流动性创造之间关系，目前较少有研究涉及，同时该关系是促进还是抑制仍不明确。大部分实证文献认为，市场竞争会抑制银行流动性创造。例如，Horvath 等（2016）对 2002—2010 年捷克银行业数据进行动态面板 GMM 估计，发现竞争加剧会降低银行利润，削弱银行抵御负面冲击的能力，降低银行创造流动性的动机，从而导致银行减少存贷款活动。Toh 等（2020）基于 2001—2017 年马来西亚银行业数据的研究发现，银行竞争对流动性创造产生不利影响，但对于资产多元化程度较高的银行来说，这种负面影响会减弱甚至消失。银行通过多元化的“缓冲”作用，创造新的收入来源，增强对盈利下降的承受能力，从而确保银行流动性创造免受竞争的不利影响。Jiang 等（2019）使用 1987—1995 年美国银行控股公司数据，发现由监管引发的竞争通过降低银行的风险吸

收能力来减少流动性创造，在盈利能力较强的银行中，竞争对银行流动性创造的抑制作用较弱。目前，使用我国银行业数据分析市场竞争对流动性创造影响的文献较少，许桂华和谭春枝（2016）使用 2002—2014 年我国银行业数据进行动态面板 GMM 估计，发现以勒纳指数衡量的市场竞争减少了银行流动性创造；李明辉等（2018）基于 2000—2014 年我国商业银行面板数据，发现以 H 统计量衡量的市场竞争与银行流动性创造之间存在倒 U 型关系。

（二）理论分析与研究假设

市场竞争会促使银行以更加积极主动的行为模式增加流动性创造，主要体现在以下三个方面。第一，激烈的市场竞争会促进金融创新，同时金融创新有助于银行创造更多流动性（Black 和 Strahan, 2002; Jiang 等, 2019）。因此，市场竞争通过刺激银行增强金融创新来增加流动性创造。第二，市场竞争有助于提高银行经营效率，同时经营效率提升会帮助银行降低成本和提高利润，促使银行加大对客户的信贷支持（Berger 和 Udell, 1995; Schaeck 和 Cihak, 2008）。因此，市场竞争通过改善银行信贷配置效率增加了流动性创造。第三，市场竞争加剧会改变银行定价策略和资产负债管理方式，从而提高银行流动性信贷供给。换言之，市场竞争加剧促使银行降低贷款利率和提高存款利率来吸引客户，通过提高存贷款规模来增加银行流动性创造（Love 和 Peria, 2015）。此外，银行流动性创造对实体经济产出具有显著的促进作用，能够为实体经济运行提供资金支持，促进各经济主体之间的交易（Berger 和 Sedunov, 2017）。这对于诸如我国等发展中国家经济有效运转至关重要。基于此，本文提出以下研究假设。

假设 1a：市场竞争对银行流动性创造产生正面影响从而促进经济增长。

假设 1b：市场竞争通过刺激创新、提高效率和扩大信贷增加银行流动性创造。

市场竞争可能迫使银行采取更加消极保守的行为策略，从而减少银行流动性创造。首先，在激烈竞争的市场中，竞争会挤压银行经营利润和减少损失缓冲（Jayaratne 和 Strahan, 1998），银行可能面临严重的违约风险和挤兑风险（Choi, 2017）。为了降低破产倒闭的可能性，银行将减少风险承担（Boyd 和 De Nicolo, 2005），包括减少存在风险的流动性创造，满足持有流动性负债者的不确定性需求，但保留过多的流动性存款可能导致银行蒙受损失（Allen 和 Gale, 2004）。因此，在竞争激烈的市场中，银行为避免过度的风险承担将创造较少的资金流动性。其次，激烈竞争通过阻碍关系贷款减少银行流动性创造。竞争加剧促使企业更容易替换合作银行，打破银行与借款企业之间的关系，这使得银行难以收回与企业建立长期合作关系的成本（Petersen 和 Rajan, 1995; Black 和 Strahan, 2002），阻碍银行获取有关企业的“软信息”（Berger 和 Udell, 1995; Diamond 和 Rajan, 2001; Berger 等, 2005）。因此，关系贷款较多的银行更能有效创造流动性，激烈竞争通过降低与企业客户建立长期关系的动机，从而阻碍银行流动性创造。较低的银行流动性创造水平可能导致经济衰退（Berger 和 Sedunov, 2017）。基于此，本文提出以下研究假设。

假设 2a：市场竞争对银行流动性创造产生负面影响从而损害经济增长。

假设 2b：市场竞争通过降低风险承担和减少关系贷款抑制银行流动性创造。

三、研究设计

（一）模型设定

为考察市场竞争对银行流动性创造的影响，本文使用混合最小二乘估计进行基准模型回归：

$$LC_{ipt} = \alpha + \beta_0 \cdot Competition_{ipt-1} + \gamma' \cdot X_{ipt-1} + \theta_t + \theta_p + \varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

其中，被解释变量 LC_{ipt} 表示总部所在省份为 p 的银行 i 在第 t 年的流动性创造。本文的自变量均使用一阶滞后项进行回归分析，以减弱对内生性问题的关注，解释变量 $Competition_{ipt-1}$ 表示总部所在省份为 p 的银行 i 在第 $t-1$ 年的市场竞争程度； X_{ipt-1} 表示控制变量，包括银行特征变量与宏观经济变量。 α 是截距项， θ_t 是时间固定效应， θ_p 是总部所在省份固定效应， ε_{ipt} 是残差项。

为研究市场竞争对银行流动性创造的中介效应机制，本文使用中介效应检验程序进行讨论，具体回归模型设定如式(1)~(3)所示：

$$M_{ipt} = \alpha + \delta \cdot Competition_{ipt-1} + \gamma \cdot X_{ipt-1} + \theta_t + \theta_p + \varepsilon_{ipt} \quad (2)$$

(2)

$$LC_{ipt} = \alpha + \beta' \cdot Competition_{ipt-1} + \beta_1 \cdot M_{ipt-1} + \gamma \cdot X_{ipt-1} + \theta_t + \theta_p + \varepsilon_{ipt} \quad (3)$$

(3)

其中， M 代表中介效应变量，包括金融创新、经营效率和流动性信贷。式(1)系数 β_0 衡量在不考虑中介效应变量时市场竞争对银行流动性创造的影响；式(2)系数 δ 衡量市场竞争对银行中介效应变量的影响；式(3)系数 β' 衡量在考虑中介效应变量时市场竞争对银行流动性创造的影响，系数 β_1 衡量在考虑市场竞争时中介效应变量对银行流动性创造的影响。中介效应检验程序图详见附图 11。

（二）变量说明

1. 市场竞争指标。

本文使用商业银行的分支机构数量表示银行竞争环境的变化。根据引力模型，银行分支机构的成本与总部和分支机构之间的距离呈正相关关系。参考 Jiang 等（2016；2019）的具体做法，本文通过两步法构建三种随时间变化的竞争度指标，以反映每家银行面临的竞争压力。

第一步，识别出银行 i 在第 t 年所有分支机构所在城市 k ，并计算出银行 i 总部所在城市到分支机构所在城市 k 之间的距离（ $Distance_{ik}$ ）。本文通过使用高德地图获得两城市之间的直线距离（公里）并取自然对数（ $\ln Distance_{ik}$ ），以度量银行 i 到分支机构所在城市 k

¹ 因篇幅所限，本文中中介效应检验程序图以附图 1 展示，见《统计研究》网站所列附件。下同。

之间的距离。

第二步，计算出第 t 年银行 i 总部城市到分支机构所在城市 k 之间距离的倒数之和：

$$CompOne_{it} = \sum_k \frac{isGE_{ikt}}{\ln Distance_{ik}} \quad (4)$$

其中， $CompOne_{it}$ 表示采用两步法构建的银行 i 在第 t 年面临的市场竞争压力。 $Distance_{ik}$ 表示银行 i 总部所在城市到分支机构所在城市 k 之间的直线距离（公里），并对其取自然对数。 $isGE_{ikt}$ 表示是否有分支机构的虚拟变量，如果银行 i 在第 t 年在其他城市 k 拥有至少 1 家分支机构则取值为 1，否则为 0。

在第一个指标的基础上，第二个指标是银行 i 到分支机构所在城市 k 距离的倒数和，再乘权重为在城市 k 的所有银行的分支机构数量之和，第三个指标的权重为城市 k 的经济规模：

$$CompSubs_{it} = \sum_k \frac{Subs_{kt} \times isGE_{ikt}}{\ln Distance_{ik}} \quad (5)$$

$$CompGDP_{it} = \sum_k \frac{GDP_{kt} \times isGE_{ikt}}{\ln Distance_{ik}} \quad (6)$$

其中， $CompSubs_{it}$ 表示基于城市中所有银行分支机构的银行 i 在第 t 年面临的市场竞争压力， $CompGDP_{it}$ 表示基于城市经济规模的银行 i 在第 t 年面临的市场竞争压力。 $Subs_{kt}$ 表示城市 k 在第 t 年拥有的所有银行分支机构数量， GDP_{kt} 表示城市 k 在第 t 年的生产总值。本文对这三种竞争度指标均在 0 和 1 之间进行标准化处理。

2. 流动性创造指标。

基于我国商业银行活动具体情况，本文参考 Berger 和 Bouwman（2009）等文献，将所有银行活动划分为流动性、准流动性或非流动性（银行活动的流动性划分及其权重详见附表 11），从而构建我国商业银行流动性创造指标。本文使用基于贷款期限的流动性创造（LCMa）和基于贷款期限且排除表外科目的流动性创造（LCMaEx），以及用于稳健性检验的基于贷款类别的流动性创造（LCCa）和基于贷款类别且排除表外科目的流动性创造（LCCaEx），具体计算公式如下：

$$LCMa = LCAssetMa + LCLia + LCOff \quad (7)$$

$$LCMaEx = LCAssetMa + LCLia \quad (8)$$

$$LCCa = LCAssetCa + LCLia + LCOff \quad (9)$$

¹ 因篇幅所限，本文所用银行活动的流动性划分及其权重以附表 1 展示。

$$LCCaEx = LCAssetCa + LCLia$$

(10)

这 4 个流动性创造指标分别由基于贷款期限的资产端流动性创造（LCAssetMa）、基于贷款类别的资产端流动性创造（LCAssetCa）、负债端流动性创造（LCLia）和表外流动性创造（LCOff）相加组成。

$$LCAsset = (0.5 \times \Sigma \text{非流动性资产} - 0.5 \times \Sigma \text{流动性资产}) / \text{总资产}$$

(11)

$$LCLia = [0.5 \times \Sigma \text{流动性负债} - 0.5 \times \Sigma (\text{非流动性负债} + \text{所有者权益})] / \text{总资产}$$

(12)

$$LCOff = (0.5 \times \Sigma \text{非流动性表外科目} - 0.5 \times \Sigma \text{流动性表外科目}) / \text{总资产}$$

(13)

其中，针对“发放贷款及垫款”科目，本文分别按照贷款期限和贷款类别进行分类，因此 LCAsset 包括 LCAssetMa 和 LCAssetCa 两种具体指标。为便于研究比较，本文将流动性创造用总资产进行标准化处理。

3. 控制变量。

为缓解可能存在的遗漏变量问题，本文控制了一系列银行特征变量和宏观经济变量，具体包括银行资产规模（lnTotalAssets）、资本资产比率（EquityToAsset）、资产利润率（ROA）、市场占有率（AssetShare）和 GDP 同比增长率（CityGDPG）。①考虑到银行资产规模存在的偏态特征，本文使用总资产（百万元）自然对数（lnTotalAssets）作为银行经营规模的代理变量。大型银行具有较为显著的规模经济效应，拥有更安全的缓冲区来对冲意外的金融冲击（Choi, 2017）。同时，由于“大而不能倒”也会导致道德风险问题，这些都增强了大型银行通过创造流动性来吸收更多风险的意愿，从而增加了银行流动性创造。②资本资产比率（EquityToAsset）是指所有者权益与总资产的比值。存款是流动的，而银行权益是非流动的，较高的资本资产比率可能通过挤出存款来减少银行流动性创造（Gorton 和 Winton, 2017）。③资产利润率（ROA）是指净利润与总资产均值的比值，表示银行盈利能力。银行盈利能力的提高可能降低银行风险承担水平，从而降低银行流动性创造。④市场占有率（AssetShare）是指总资产与银行业金融机构总资产比值的平方，在一定程度上可以反映银行的竞争地位。⑤宏观经济变量使用地级市层面的 GDP 同比增长率（CityGDPG），其中全国性银行使用全国数据。由于银行具有典型的顺周期特性，在经济环境较好时，银行有较为强烈的意愿来承担风险，从而可能创造更多流动性，反之亦反。附表 2 提供了本文所用变量的定义说明，附表 3 是相应变量的描述性统计¹。

（三）样本选择

本文使用的我国商业银行数据主要由 Bankscope 数据库及其改版 Orbis Bank Focus 数据

¹ 因篇幅所限，本文所用变量的定义说明以附表 2 展示、相应变量的描述性统计以附表 3 展示。

库1进行数据合并后获得。对于缺失数据，主要利用 Wind 数据库²、中国研究数据服务平台³、各家银行年报进行填补，并使用线性插值法对少量缺失数据进行处理。本文对获得的我国银行业金融机构样本进行处理，首先剔除政策性银行、中国邮政储蓄银行⁴、住房储蓄银行、村镇银行、农村信用社、农村合作银行等非商业银行样本，其次对于在基准模型中所用变量数据连续期少于 3 年的商业银行进行剔除，最终获得 2003—2017 年 176 家商业银行的非平衡面板数据，由 5 家国有大型商业银行、12 家股份制商业银行、33 家外资法人银行、37 家农村商业银行和 89 家城市商业银行组成，总共含有 1461 个样本观测值⁵。根据 2017 年底的数据，本文使用的样本银行总资产占全国商业银行总资产的比重是 81.47%。因此本文获得的商业银行样本不仅具有较好的代表性，同时也具有较高的覆盖率。在实证分析中，本文对使用的所有连续变量均进行上下 1%分位点的缩尾处理，以避免可能存在极端观测值对模型回归系数产生不良影响。

四、实证结果与分析

（一）基础回归结果

1. 市场竞争对银行流动性创造的影响。

表 1 汇报了基准模型的回归结果，在所有回归模型中，市场竞争（CompOne、CompSubs、CompGDP）与银行流动性创造（LCMa、LCMaEx）均在 1%的水平上显著正相关。这表明无论是否考虑资产负债表外科目（以下简称表外科目），市场竞争对银行流动性创造均产生促进作用。从具体系数来看，市场竞争对银行流动性创造的影响在经济意义上是巨大的。例如，当被解释变量为基于贷款期限且包括表外科目的流动性创造（LCMa）时，市场竞争（CompOne）的系数估计值为 0.3057，这意味着市场竞争每增加 1 个标准差（0.1619），银行流动性创造随之提高约 0.0495（ $=0.3057 \times 0.1619$ ）。以一家中等资产规模的样本银行为例，该银行的总资产是 7907.30 亿元，由于市场竞争加剧产生了 0.0495 的冲击，LCMa 将减少约 391.41 亿元。可见，无论是统计意义还是经济意义，市场竞争对银行流动性创造的促进作用均较为显著，假设 1a 成立。从控制变量的结果来看，随着资产规模

¹ Bankscope 数据库及其改版 Orbis Bank Focus 数据库的网址：orbis.bvdinfo.com。Bankscope 数据库自 2017 年 1 月起正式改版为 ORBIS Bank Focus 数据库。ORBIS Bank Focus 数据库详细提供了全球 40000 多家主要银行及世界重要金融机构与组织的经营与信用分析数据。

² Wind 数据库软件终端下载的网址：www.wind.com.cn。该数据库覆盖全球金融市场的数据和信息，内容包括股票、债券、期货、外汇、基金、指数、权证、宏观行业等多项品种，为金融机构、政府组织、企业、媒体提供准确、及时、完整的金融数据资讯。

³ 中国研究数据服务平台的网址：www.cnrds.com。该平台是一个高质量、开放式、平台化的中国经济、金融和商学研究的综合数据平台，不仅整合了学术研究过程中可能用到的大部分基础数据，也提供了市场尚无或者获取难度较大的特色研究数据。

⁴ 中国邮政储蓄银行在 2018 年底被中国银保监会调整类别为国有大型商业银行，但本文研究样本的时间区间是 2003—2017 年，因此本文从研究样本中剔除中国邮政储蓄银行。

⁵ 因篇幅所限，本文每年各类型商业银行样本情况以附表 4 展示。

增大和经济增速提高银行能够创造更多流动性。具有较高的资本资产比率、盈利能力和竞争地位的银行往往会创造较少流动性。

表 1 基准模型：市场竞争与银行流动性创造

被解释变量	LCMa			LCMaEx		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L.CompOne	0.3057*** (0.0547)			0.3199*** (0.0496)		
L.CompSubs		0.2951*** (0.0397)			0.2822*** (0.0360)	
L.CompGDP			0.2678*** (0.0328)			0.2504*** (0.0303)
L.lnTotalAssets	0.0228*** (0.0036)	0.0206*** (0.0036)	0.0205*** (0.0036)	0.0194*** (0.0029)	0.0177*** (0.0029)	0.0177*** (0.0029)
L.EquityToAsset	-0.7664*** (0.1020)	-0.7843*** (0.1017)	-0.7873*** (0.1013)	-0.6156*** (0.0745)	-0.6309*** (0.0743)	-0.6328*** (0.0739)
L.ROA	-2.9264*** (0.9380)	-2.9731*** (0.9342)	-3.0249*** (0.9331)	-0.6011 (0.7114)	-0.6450 (0.7086)	-0.6923 (0.7075)
L.AssetShare	-18.2180*** (3.3699)	-13.6384*** (2.1768)	-9.6005*** (1.8191)	-15.9559*** (3.1945)	-10.0072*** (2.1820)	-5.9560*** (1.8584)
L.CityGDPG	0.6745*** (0.2151)	0.6313*** (0.2147)	0.6152*** (0.2147)	0.7568*** (0.1812)	0.7244*** (0.1807)	0.7123*** (0.1806)
常数项	-0.1712*** (0.0636)	-0.1354** (0.0640)	-0.1298** (0.0639)	-0.2730*** (0.0550)	-0.2447*** (0.0554)	-0.2415*** (0.0555)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1270	1270	1270	1270	1270	1270
调整 R ²	0.4468	0.4528	0.4544	0.4820	0.4866	0.4876

注：本表 L.表示一阶滞后项，括号内是稳健标准误，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。下同。

2. 市场竞争对银行流动性创造各部分的影响。

表 2 汇报了市场竞争对银行流动性创造各部分的影响。结果表明，市场竞争与银行资产端流动性创造在统计意义上显著，且与经济意义上的大幅增加相关。例如，在统计意义上，市场竞争（CompOne）与基于贷款期限的资产端流动性创造（LCAssetMa）、基于贷款类别的资产端流动性创造（LCAssetCa）均在 1%的水平上显著正相关，与负债端流动性创造（LCLia）在 5%的水平上显著正相关，与表外流动性创造（LCOff）不存在显著相关关系。在经济意义上，CompOne 每增加 1 个标准差（0.1619），LCAssetMa 增加 0.0441、LCAssetCa 增加 0.0449 和 LCLia 增加 0.0082。因此，相对于对应的样本均值，市场竞争对银行资产端流动性创造的正向影响较大，对负债端流动性创造的正向影响较小，而对表外流动性创造则没有显著影响。其他两类市场竞争指标（CompSubs、CompGDP）的回归结果基本保持一致。这表明市场竞争对银行流动性创造的促进作用主要体现在资产端。

表 2 市场竞争对银行流动性创造各部分的影响

被解释变量	A: LCAssetMa			B: LCAssetCa		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L.CompOne	0.2723*** (0.0406)			0.2776*** (0.0431)		
L.CompSubs		0.2592*** (0.0290)			0.2653*** (0.0310)	
L.CompGDP			0.2404*** (0.0231)			0.2507*** (0.0253)

控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1270	1270	1270	1270	1270	1270
调整 R ²	0.3695	0.3805	0.3852	0.4640	0.4695	0.4725
被解释变量	C: <i>LCLia</i>			D: <i>LCOff</i>		
<i>L.CompOne</i>	0.0506** (0.0242)			-0.0171 (0.0154)		
<i>L.CompSubs</i>		0.0288 (0.0196)			0.0070 (0.0144)	
<i>L.CompGDP</i>			0.0167 (0.0167)			0.0107 (0.0127)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1270	1270	1270	1270	1270	1270
调整 R ²	0.4382	0.4377	0.4375	0.1610	0.1609	0.1610

3. 基于不同银行类别考察市场竞争对银行流动性创造的影响。

本文对所用商业银行样本进行分类，表 3 汇报了根据不同银行类别分析市场竞争对银行流动性创造的影响。考虑回归分析的系数估计，当被解释变量为基于贷款期限的流动性创造（LCMa）、解释变量为市场竞争（CompOne）时，在统计意义上，国有大型银行、股份制银行的市场竞争系数显著为负，城市商业银行、农村商业银行和外资银行的市场竞争系数均在 1% 的水平上显著为正。在经济意义上，市场竞争每增加 1 个标准差（0.1619），国有大型银行、股份制银行、城市商业银行、农村商业银行和外资银行中的 LCMa 分别减少 0.0175、减少 0.1740、增加 1.8074、增加 7.1044 和增加 5.8868。从总体上来看，相对于对应银行类别样本的均值，关于市场竞争对银行流动性创造的影响，对地方性银行和外资银行的正向影响远远大于对全国性银行的负向影响。当被解释变量为基于贷款期限且排除表外科目的流动性创造（LCMaEx）时，城市商业银行、农村商业银行和外资银行的系数估计结果没有发生显著变化，但与此同时国有大型银行、股份制银行的系数估计结果均不显著。因此，市场竞争对银行流动性创造产生促进作用的主体是地方性银行，在全国性银行中没有作用甚至产生抑制作用。

表 3 基于不同银行类别分析市场竞争对银行流动性创造的影响

被解释变量	<i>LCMa</i>			<i>LCMaEx</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
A: 国有大型商业银行（样本量=66）						
<i>L.CompOne</i>	-0.1081* (0.0635)			-0.0086 (0.0711)		
<i>L.CompSubs</i>		-0.1577*** (0.0525)			-0.0786 (0.0614)	
<i>L.CompGDP</i>			-0.1749*** (0.0518)			-0.0991 (0.0606)
B: 股份制商业银行（样本量=128）						
<i>L.CompOne</i>	-1.0746** (0.5291)			0.2313 (0.4937)		
<i>L.CompSubs</i>		-0.3770 (0.3097)			0.0935 (0.2871)	
<i>L.CompGDP</i>			-0.3784 (0.2827)			0.0723 (0.2601)

C: 城市商业银行 (样本量=614)						
L.CompOne	11.1638*** (2.1579)			8.9956*** (1.6818)		
L.CompSubs		8.9792*** (1.4224)			7.5356*** (1.1595)	
L.CompGDP			7.3506*** (1.1930)			5.9668*** (0.9975)
D: 农村商业银行 (样本量=208)						
L.CompOne	43.8817*** (15.9119)			22.1310 (15.7387)		
L.CompSubs		65.3736*** (21.1473)			36.1611 (22.1600)	
L.CompGDP			58.4268*** (16.1617)			39.5109** (16.0029)
E: 外资法人银行 (样本量=254)						
L.CompOne	36.3607*** (6.3909)			15.4049*** (4.5243)		
L.CompSubs		16.4847*** (3.2965)			7.5117*** (2.2297)	
L.CompGDP			14.1474*** (2.5658)			6.7855*** (1.7384)

注: 控制变量、时间固定效应、省份固定效应均进行控制。

(二) 内生性分析

本文综合运用多种识别策略缓解模型中可能存在的内生性问题, 所得分析结果详见附表 5~111。①工具变量法。本文使用工具变量两阶段最小二乘估计方法, 以当年同类型其他银行市场竞争指标的均值作为工具变量。结果发现, 在第一阶段, 市场竞争的工具变量与银行流动性创造在 1% 的水平上显著正相关; 在第二阶段, 市场竞争与银行流动性创造也均在 1% 的水平上显著正相关。从工具变量的相关检验来看, 本文所选择的工具变量是有效的。②倾向得分匹配估计。本文使用市场竞争虚拟变量 (如果银行竞争指标大于该年样本均值, 则取值为 1, 否则为 0) 作为处理变量, 银行流动性创造作为结果变量, 其他控制变量、时间固定效应和省份固定效应均作为协变量, 应用 8 种常见的匹配方法分别进行有放回且允许并列的匹配估计, 分析市场竞争对银行流动性创造的处理效应。结果表明, 在绝大部分情况下, 市场竞争与银行流动性创造均存在显著的正相关关系。③增加遗漏变量。本文进一步将 Z 值、风险加权资产比例、营业收入增长率、收入多元化等银行特征变量加入基准回归模型, 所得回归结果保持不变。

(三) 稳健性检验与异质性分析

1. 稳健性检验。

本文进行了一系列稳健性检验, 以提高所得回归结论的可靠性, 具体回归结果详见附表 12~142。为增强被解释变量的稳健性, 本文使用基于贷款类别的银行流动性创造指标替换基于贷款期限的银行流动性创造指标进行回归分析。为提高核心解释变量的稳健性, 本文使用高德地图驾车导航距离计算的市场竞争指标替换使用高德地图直线距离计算的市场竞争指标进行稳健性检验。由于在基准回归模型中纳入内生性的银行特征变量可能对回归

¹ 因篇幅所限, 本文内生性分析以附表 5~11 展示。

² 因篇幅所限, 本文稳健性检验以附表 12~14 展示。

结果产生干扰，且共同控制时间固定效应和地区经济变量也可能导致多重共线性问题，因此本文分别剔除银行和地区经济的控制变量、不再控制省份固定效应和时间固定效应进行回归检验。本文对基准模型所有连续变量均进行上下 5% 分位点的缩尾处理，以消除更大范围的极端观测值对回归估计的可能影响。为降低人们对样本选择问题的担忧，同时本文使用银行样本的平均年限为 11 年，因此对于在基准模型中所用变量数据连续期少于 7 年和 11 年的样本银行，本文分别进行剔除后并开展回归估计。本文发现，一系列稳健性检验所得结论与基准模型回归结果完全保持一致。

2. 异质性分析。

为进一步考察不同类型银行、处在不同时期银行可能面临的非对称性影响，本文进行异质性分析，具体回归结果详见附表 15~191。

上市银行。在基准模型中引入上市银行虚拟变量及其与市场竞争交叉项，本文发现随着市场竞争不断增强，上市银行能够创造更多流动性。原因可能是为了满足监管要求和投资者需要，上市银行会投入更多精力对经营活动进行管理和审查，也会不断提高财务报表的透明度和准确性，由此改善了信贷配置。这些均会鼓励银行放贷行为，从而创造更多流动性。

系统重要性银行。在基准模型中引入系统重要性银行虚拟变量及其与市场竞争交叉项，本文发现随着市场竞争加剧，系统重要性银行创造了更多流动性。在市场竞争激烈时，由于有足够资源与其他银行展开竞争，系统重要性银行往往会通过降低垄断收益（如更低的贷款利率和更高的存款利率）来主导市场（Choi, 2017）。同时，系统重要性银行具有较少的关系贷款（Petersen 和 Rajan, 1995; Jiang 等, 2019），市场竞争加剧可能促使系统重要性银行增加与客户建立长期关系的动机，加大对关系贷款客户的支持，从而增加银行流动性创造。

危机时期。在基准模型中引入危机时期虚拟变量及其与市场竞争交叉项，本文发现在危机时期市场竞争加剧促使银行创造更多流动性。在危机时期，政府执行强有力的逆周期政策调节，可能迫使银行通过提供更多的贷款为融资困难企业客户提供资金支持，因此市场竞争加剧将进一步增加银行流动性创造。

经济繁荣时期。在基准模型中引入经济繁荣时期虚拟变量及其与市场竞争交叉项，本文发现在经济繁荣时期，随着市场竞争不断增强，银行可能通过刺激金融创新、提高经营效率和扩大流动性信贷，增加流动性创造。此时，随着市场竞争加剧，银行经营行为表现出更强的顺周期性，流动性创造机制可能被进一步强化。

货币政策宽松时期。在基准模型中引入货币政策宽松时期虚拟变量及其与市场竞争交叉项，本文发现在货币政策宽松时期市场竞争加大会提高银行流动性创造。在货币政策宽

¹ 因篇幅所限，本文异质性分析以附表 15~19 展示。

松时期，中央银行可能通过降低存款准备金率增强银行放贷能力，或者引导商业银行降低贷款利率，由此扩大银行贷款规模，从而促使银行创造更多流动性。

五、中介效应分析

（一）金融创新

为考察市场竞争是否通过金融创新对银行流动性创造产生影响，本文使用银行发行贷款抵押证券的项目总数（CLONum）作为中介变量进行中介效应分析。表 4 列(1)~(3)的回归结果表明，市场竞争与银行金融创新均在 1%的水平上显著正相关，即市场竞争加剧显著增强银行开展金融创新业务的动机。在列(4)~(6)中，金融创新与银行流动性创造显著正相关，市场竞争与银行流动性创造仍然显著正相关。可见，以金融创新为中介变量的中介效应显著，更多金融创新业务的发展有助于银行创造更多流动性，即市场竞争通过促进金融创新提高银行流动性创造水平。

表 4 中介效应检验：金融创新

被解释变量	CLONum			LCMa		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L.CompOne	2.3680*** (0.6237)			0.2731*** (0.0533)		
L.CompSubs		2.3677*** (0.4958)			0.2685*** (0.0396)	
L.CompGDP			2.2743*** (0.4329)			0.2449*** (0.0330)
L.CLONum				0.0194*** (0.0061)	0.0157*** (0.0061)	0.0143** (0.0060)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1270	1270	1270	1270	1270	1270
调整 R ²	0.3195	0.3447	0.3591	0.4497	0.4545	0.4557

（二）经营效率

参考谭政勋和李丽芳（2016）做法，本文使用随机前沿模型估算银行成本效率（EfficiencyCost）作为经营效率中介变量进行中介效应检验。表 5 列(1)~(3)的结果表明，市场竞争与银行经营效率在 1%的水平上显著正相关，即激烈的市场竞争会提高银行经营效率。在列(4)~(6)中，经营效率与银行流动性创造显著正相关，市场竞争与银行流动性创造仍然显著正相关。可见，以经营效率为中介变量的中介效应显著，由于市场竞争会提高银行效率（Schaeck 和 Cihak，2008），信贷配置的改善会促使银行提供更多贷款。因此，市场竞争通过提升经营效率促使银行创造更多流动性。

表 5 中介效应检验：经营效率

被解释变量	EfficiencyCost			LCMa		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L.CompOne	0.1017*** (0.0167)			0.2914*** (0.0551)		
L.CompSubs		0.0825*** (0.0140)			0.2832*** (0.0400)	

L.CompGDP			0.0636*** (0.0122)			0.2579*** (0.0331)
L.EfficiencyCost				0.1164*** (0.0440)	0.1123** (0.0438)	0.1136*** (0.0438)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1266	1266	1266	1266	1266	1266
调整 R ²	0.2526	0.2529	0.2520	0.4300	0.4359	0.4375

(三) 流动性信贷

本文进一步考察市场竞争是否通过改变银行资产负债管理和定价策略，影响银行流动性信贷供给，从而对银行流动性创造产生作用。表 6A 使用贷款资产比 (LoanToAsset) 作为中介变量，对银行贷款定价策略开展中介效应分析。表 6A 列(1)~(3)的结果表明，激烈的市场竞争会增加银行贷款。在表 6A 列(4)~(6)中，银行贷款与流动性创造显著正相关，市场竞争与银行流动性创造仍然显著正相关。可见，以银行贷款为中介变量的中介效应显著，即市场竞争通过增加贷款提高了银行流动性创造。表 6B 使用存款资产比 (DepoToAsset) 作为中介变量，对银行存款定价策略进行中介效应分析，所得回归结果保持不变。这表明随着市场竞争的加剧，银行会调整资产负债管理策略，通过降低贷款利率提高客户对贷款的需求，提高存款利率吸引客户增加存款，从而提高银行存贷款规模，创造更多流动性 (Love 和 Peria, 2015)。即市场竞争通过增加流动性信贷提高了银行流动性创造。

总之，研究假设 1b 成立，市场竞争通过刺激金融创新、提高经营效率和扩大存贷款规模，从而增加了银行流动性创造。

表 6 中介效应检验：贷款资产比和存款资产比

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
A: 贷款资产比						
被解释变量	LoanToAsset			LCMa		
L.CompOne	0.2519*** (0.0402)			0.2178*** (0.0512)		
L.CompSubs		0.2447*** (0.0280)			0.2185*** (0.0369)	
L.CompGDP			0.2319*** (0.0229)			0.1973*** (0.0306)
L.LoanToAsset				0.3546*** (0.0346)	0.3469*** (0.0346)	0.3443*** (0.0346)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1269	1269	1269	1270	1270	1270
调整 R ²	0.4083	0.4151	0.4188	0.4952	0.4988	0.4995
B: 存款资产比						
被解释变量	DepoToAsset			LCMa		
L.CompOne	0.2325*** (0.0202)			0.2838*** (0.0551)		
L.CompSubs		0.1715*** (0.0198)			0.2804*** (0.0398)	
L.CompGDP			0.1336*** (0.0188)			0.2574*** (0.0328)
L.DepoToAsset				0.1100*** (0.0337)	0.1089*** (0.0336)	0.1113*** (0.0334)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是

省份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1270	1270	1270	1270	1270	1270
调整 R ²	0.4543	0.4534	0.4519	0.4523	0.4582	0.4601

六、主要结论与政策启示

鉴于商业银行是为实体经济提供流动性的核心，同时银行流动性创造对于金融稳定至关重要，本文研究了市场竞争与银行流动性创造之间的关系。结果发现，市场竞争对银行流动性创造具有促进作用，该促进作用主要体现在银行资产端流动性创造，但对银行负债端流动性创造的影响较小，对表外流动性创造不产生影响。同时，市场竞争对城市商业银行、农村商业银行和外资银行创造流动性的促进作用较为显著，但对国有大型银行、股份制银行没有影响甚至产生负面影响。随着市场竞争不断加剧，上市银行、系统重要性银行和处在危机时期、经济繁荣时期或货币政策宽松时期的银行，可能会创造更多流动性。进一步分析发现，市场竞争通过金融创新、经营效率和流动性信贷等中介机制对银行流动性创造产生影响，即市场竞争加剧通过刺激金融创新、提高经营效率和扩大流动性信贷增加银行流动性创造。此外，一系列稳健性检验和内生性分析均表明，本文所得结论是稳健和可靠的。

本文所得结论对商业银行和政策部门均具有以下政策启示。第一，加快推进利率市场化改革，使市场在资金要素配置中起决定性作用。不断提高信贷资源配置效率，进一步刺激金融创新、提高经营效率和扩大流动性信贷，从而促进银行流动性创造并提高整体流动性供给水平，为实体经济发展提供充裕的信贷资金支持。第二，采取有效措施规范银行业竞争秩序，适度提高银行业尤其是全国性银行的竞争水平，确保各类银行在风险可控的前提下提供更多流动性，促进实体经济持续健康增长。对银行实行差异化监管策略，避免“一刀切”，特别要加强全国性银行的市场化改革。第三，构建全面反映资产负债表及表外流动性的综合指标，更加全面地监测银行流动性状况，加强银行流动性监管。第四，充分重视流动性创造过剩导致的金融脆弱性问题。要加强商业银行内部流动性管理和风险管理，防范由于流动性创造过剩对金融机构和金融稳定产生负面影响。

【参考文献】

- [1] 李明辉, 黄叶范, 刘莉亚. 市场竞争、银行市场势力与流动性创造效率——来自中国银行业的证据[J]. 财经研究, 2018, 44(2): 103-114.
- [2] 马勇, 李振. 资金流动性与银行风险承担——来自中国银行业的经验证据[J]. 财贸经济, 2019, 40(7): 67-81.
- [3] 谭政勋, 李丽芳. 中国商业银行的风险承担与效率——货币政策视角[J]. 金融研究, 2016(6): 112-126.
- [4] 许桂华, 谭春枝. 银行业竞争度变动对商业银行流动性创造的影响——基于中国银行业的实证分析[J]. 金融经济研究, 2016, 31(4): 25-35.
- [5] Allen F, Gale D. Competition and Financial Stability [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2004, 36(3): 453-480.
- [6] Berger A N, Bouwman C H S. Bank Liquidity Creation [J]. Review of Financial Studies, 2009, 22(9): 3779-3837.
- [7] Berger A N, Miller N H, Petersen M A, et al. Does Function Follow Organizational Form? Evidence from the Lending Practices of Large and Small Banks [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 76(2): 237-269.
- [8] Berger A N, Udell G F. Bank Liquidity Creation and Real Economic Output [J]. Journal of Banking & Finance, 2017, 81(8): 1-19.
- [9] Berger A N, Udell G F. Relationship Lending and Lines of Credit in Small Firm Finance [J]. Journal of Business, 1995, 68(3): 351-381.
- [10] Black S E, Strahan P E. Entrepreneurship and Bank Credit Availability [J]. The Journal of Finance, 2002, 57(6): 2807-2833.
- [11] Boot A, Thakor A V. Can Relationship Banking Survive Competition? [J]. The Journal of Finance, 2000, 55(2): 679-713.
- [12] Boyd J H, De Nicolo G. The Theory of Bank Risk Taking and Competition Revisited [J]. The Journal of Finance, 2005, 60(3): 1329-1343.
- [13] Bushman R M, Hendricks B E, Williams C D. Bank Competition: Measurement, Decision-making, and Risk-taking [J]. Journal of Accounting Research, 2016, 54(3): 777-826.
- [14] Choi S. Bank Competition and Bank Liquidity Creation [R]. Working Paper, 2017.
- [15] Corbae D, Levine R. Competition, Stability, and Efficiency in Financial Markets [R]. Working Paper, 2018.
- [16] Diamond D W, Rajan R G. Liquidity Risk, Liquidity Creation, and Financial Fragility: A Theory of Banking [J]. Journal of Political Economy, 2001, 109(2): 287-327.
- [17] Drehmann M, Nikolaou K. Funding Liquidity Risk: Definition and Measurement [J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37(7): 2173-2182.
- [18] Gorton G, Winton A. Liquidity Provision, Bank Capital, and the Macroeconomy [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2017, 49(1): 5-37.
- [19] Horvath R, Seidler J, Weill L. How Bank Competition Influences Liquidity Creation [J]. Economic Modelling, 2016, 52(PA): 155-161.
- [20] Jayaratne J, Strahan P E. Entry Restrictions, Industry Evolution, and Dynamic Efficiency: Evidence from Commercial Banking [J]. Journal of Law & Economics, 1998, 41(1): 239-273.
- [21] Jiang L, Levine R, Lin C. Competition and Bank Opacity [J]. Review of Financial Studies, 2016, 29(7): 1911-1942.
- [22] Jiang L, Levine R, Lin C. Competition and Bank Liquidity Creation [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2019, 54(2): 513-538.
- [23] Li J. Imperfect Banking Competition and Financial Stability [R]. Working Paper, 2019.

- [24] Love I, Peria M S M. How Bank Competition Affects Firms' Access to Finance [J]. World Bank Economic Review, 2015, 29(3): 413-448.
- [25] Martinez-Miera D, Repullo R. Does Competition Reduce the Risk of Bank Failure? [J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(10): 3638-3664.
- [26] Panzar J C, Rosse J N. Testing for Monopoly Equilibrium [J]. Journal of Industrial Economics, 1987, 35(4): 443-456.
- [27] Petersen M A, Rajan R G. The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships [J]. Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(2): 407-443.
- [28] Schaeck K, Cihak M. How does Competition Affect Efficiency and Soundness in Banking? New Empirical Evidence [R]. Working Paper, 2008.
- [29] Stiglitz J E, Weiss A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information [J]. The American Economic Review, 1981, 71(3): 393-410.
- [30] Toh M Y, Gan C, Li Z. Bank Diversification, Competition and Liquidity Creation: Evidence from Malaysian Banks [J]. The Singapore Economic Review, 2020, 65(04): 1127-1156.

数字金融是否影响劳动力流动？ ——基于中国流动人口的微观视角

马述忠¹ 胡增玺²

【摘要】本文首次将北京大学数字普惠金融指数与 2012-2017 年“全国流动人口动态监测调查”相结合，基于条件 Logit 模型，研究了数字金融对劳动力流动的影响。估计结果表明一个城市的数字金融发展水平的提高会吸引劳动力的流入。影响机制方面，本文发现数字金融是通过提供就业机会和提高预期收入来促进劳动力的流动。此外，数字金融的包容性从城乡异质性和个体异质性分析中得以体现。本文为数字经济时代下促进和优化劳动力流动提供了新思路。

【关键词】数字金融；劳动力流动；包容性

一、引言

如今，以云计算、大数据、人工智能、互联网等为代表的新一代信息通信技术持续蓬勃发展，中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展与就业白皮书 2019》报告显示，我国数字经济规模不断扩大，2018 年已达到 31.3 万亿元，占 GDP 比重为 34.8%。十九大报告也高度认可了数字经济在“现代化经济体系建设”中的重要地位，指出数字经济正成为推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革的重要驱动力。我国劳动力市场在数字经济的刺激下越加活跃，一些城市得益于数字经济开放、自由、灵活的特点，正凭借着相关产业，成为了人才流动的新目标。

劳动力流动已经被证实对中国的经济增长和生产率的提升有着重要的贡献，会改善农村居民的贫困状况（蔡昉和王德文，1999；刘一伟，2018）。十九大报告和十九届四中全会均指出要坚决打赢脱贫攻坚战，劳动力流动为攻克脱贫攻坚这一现实难题提供了新思路。同时，党和国家对中国城镇化的转型发展给予了高度的重视，十八届三中全会明确了新型城镇化的核心内容，即实现以人为核心的城镇化，更加注重公平和包容性。众多学者的研究已经发现，在城镇化过程中，劳

¹ 马述忠，浙江大学中国数字贸易研究院。

² 胡增玺，浙江大学中国数字贸易研究院。

动力的流动起着主要的推动作用（胡鞍钢，2003；白南生和李靖，2008）。然而，以我国户籍管理制度为主的各项制度固化了城乡二元结构，使得我国劳动力无法实现最优化流动，严重影响了中国城镇化进程（梁琦等，2013；都阳等，2014；陈斌开和陈思宇，2018）。此外，2018 年以来，各地为吸引和留住人才，相继加入了“人才争夺战”的行列中，陆续出台相关方案提供政策支持；国务院 2020 年 3 月出台了《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》，其中尤其强调了引导劳动力要素合理畅通有序流动。因此，如何引导，促进和优化劳动力流动，实现资源的最优配置是问题的关键所在。

数字金融作为数字经济重中之重的一个领域，展现着数字经济本身的特质。已经被证实对区域经济增长，居民消费，企业融资缓解，金融资源的合理配置，创新创业活动以及电子商务的发展等方面（王馨，2015；宋晓玲，2017；郝云平和雷汉云，2018；谢绚丽等，2018；Hau et al., 2017；Huang et al., 2018）有巨大的推动作用；特别地，数字金融推动包容性发展的事实已经被间接和直接证实，具有包容性的特点（Kapoor, 2013；宋晓玲，2017；张勋等，2019）。在数字经济时代背景下，数字金融以其在民生、经济等领域的所展现的新特征，为改善民生、助力新发展等方面提供了发展新思路，蕴藏着全新的研究视角。特别地，劳动力流动决策——一种基于个人流动前后成本收益的比较，并试图寻求更高效用的理性选择——或将受到数字金融发展的冲击，拓展更丰富的决策途径。

本文的意义和创新之处有以下三个方面：第一，虽然目前从个体微观视角揭示影响劳动力流动的因素已有大量研究（夏怡然和陆铭，2015，张莉等，2017），但是在数字经济时代下探究影响劳动力流动的因素却十分匮乏，本文开创性地研究数字经济下作为金融新业态的数字金融对劳动力流动的影响，揭示其内在机制，为引导、促进和优化劳动力流动提供了新思路，填补了该领域学术研究的空白。第二，尽管目前对于数字金融的包容性的研究已在微观个体层面已有初步探究（张勋等，2019），但主要聚焦于非流动人口，中国作为流动人口大国，庞大的流动人口数量应予以特别关注，本文首次将数字金融的包容性特征研究聚焦于流动人口，探究其学术和现实价值。第三，本文结论为引导劳动力要素合理畅通有序流动提供了新的视角和新思路，也为各地如何进一步做好人才吸引工作，推动城镇化和实现精准扶贫起到了一定的启示作用；此外本文基于个人微观数据，捕捉个体异质性和城乡及区域异质性等特征，对不同年龄，教育水平，户籍，性别的

劳动力，不同规模和区位的城市以及城乡差异进行深入研究，丰富了结论，使政策建议更具有针对性。

本文的结构安排如下：第二部分是数字金融与劳动力流动的文献综述与研究假说；第三部分是本文的实证模型和数据来源设定；第四部分是数字金融影响劳动力流动的经验证据以及稳健性和内生性检验；第五部分是数字金融对劳动力流动的作用机制检验和城乡及个体异质性分析；最后是本文的结论和政策建议。

二、文献综述与研究假说

自新经济地理理论（Krugman，1991）提出以来，越来越多的研究关注于劳动力的跨地区流动。已有研究证实人口密度更大，就业机会更多，工资水平更高，商品多样性更高以及平均教育程度更高的地区成为劳动力的主要流入地（肖群鹰和刘慧君，2007；Moretti，2004；Fu and Liao，2012）。然而上述文献大都采用加总的人口流动数据或省级层面的宏观地区特征数据，缺乏一定的微观研究基础。直到微观数据实现逐步普及，劳动力个体的流动问题才真正开始得以系统地研究。夏怡然和陆铭（2015）使用 2005 年全国 1%人口抽样调查数据研究了城市公共服务等城市特征对劳动力流动的影响，发现劳动力流动并不仅仅是为了获得更高的收入和更好的就业机会，以医疗和教育为代表的城市公共服务在其中也扮演了重要角色。陈斌开和陈思宇（2018）也使用了 2005 年全国 1%人口抽样调查数据，研究了宗族文化对劳动力流动的就业影响。张莉等（2017）通过构建房价的拉力和阻力作用理论模型，检验了房价对劳动力流动的影响，发现房价对劳动力流动存在“倒 U 型”的影响。

数字金融在传统金融的基础上具有覆盖广、成本低和速度快的特性，在实现资源优化配置，降低成本，减少信息不对称方面起到了显著的促进作用（谢平和邹传伟，2012；黄益平和黄卓，2018）。数字金融在实体经济领域有促进金融资源的合理配置，解决小微企业融资难的作用（王馨，2015）；同时也起到降低经营和财务风险对商户的冲击，促进了小微主体电子商务的发展的作用（Hau et al., 2017；Huang et al., 2018）。此外，数字金融基于移动支付的便捷在货币供给形式以及传统金融机构的资产、负债以及中间业务领域都具有独特的特征（谢平和刘海二，2013；周光友和施怡波，2015；战明华等，2018）。目前关于数字金融的研究尚在初期阶段，涉及领域较少，而

且由于微观数据缺失等因素，对数字金融的研究难以推进。北京大学数字金融研究中心课题组与蚂蚁金服合作编纂的《北京大学数字普惠金融指数（2011-2018年）》通过梳理目前国内外关于数字金融指标体系和指数的研究，并结合现阶段国内创新性数字金融快速发展的实际情况，依靠严谨的逻辑，利用蚂蚁金服的用户数据构建了一个完整、准确的数字金融指标体系，大大推动了数字金融与社会各方面联系的研究（郭峰等，2020）。目前，已有学者基于该指数从居民收入差距、创业活动、消费以及包容性增长等方面探究数字金融的经济影响（宋晓玲，2017；谢绚丽等，2018；易行健和周利，2018；张勋等，2019）。

本文结合微观劳动力个体的迁移行为和城市数字金融发展指数，尝试将数字金融这一城市层面特征纳入到个体劳动力流动决策分析框架当中去，考察数字金融对劳动力流动的影响，并进一步检验作用机制以及数字金融包容性特征的体现。本文基于以下三个可能的方面提出假说：

首先，融资和信贷约束是限制中国企业尤其是中小微企业发展的关键因素（潘越等，2019）。对于中小微企业来说，数字金融所具有的传统金融所不具备的普惠性特征，可以为它们提供信贷支持，缓解融资约束，有利于中小微企业自身的建立和发展（Nykqvist, 2008；Karaivanov, 2012），同时数字金融可以通过降低借贷成本，提高信息透明度，降低企业的经营成本和中介成本来促进中小微企业的发展（Shahrokhi, 2008），由此可以带来就业机会的增加，从而吸引劳动力的流入。

其次，创业可以提供更多的就业岗位，促进地区发展（Samila & Sorenson, 2011）。创业行为在很大程度上受制于融资约束（Hurst & Lusardi, 2004），马光荣和杨恩艳（2011）发现拥有更多民间借贷渠道的农民，更有可能创办工商业企业从而进行创业。然而，银行本身的管理体系、制度结构，和成本结构决定了其服务大机构、大企业的天然特性与中小微企业规模小的矛盾、银行的低资金成本决定了其较低的风险偏好与小微企业风险大之间的矛盾，以及贷款审批周期长无法满足小微企业对于资金的时效性要求的矛盾，使得传统金融业无法适应个人以及小微企业的创业行为。然而数字金融突破了传统距离限制（Pierakis & Collins, 2014），通过大数据和云计算等风控技术降低风险，从而降低小微企业融资成本，有助于小微企业获得融资，促进创业活动（谢绚丽等，2018）。由此带来的就业机会的增加会进一步吸引劳动力流动。

最后，数字金融对个人收入的促进作用已经被证实（宋晓玲，2017；张勋等，2019）。而收入作为吸引劳动力流动的最基本也是最直接的因素，自然而然在劳动力流动中起着重要的作用。

综上所述, 本文提出两个假说:

假说 1a: 在其他城市特征不变的情况下, 数字金融的发展会吸引劳动力的流动。

假说 1b: 数字金融吸引劳动力的流动的主要机制是提供就业机会和提高预期收入水平。

作为 2016 年在中国杭州举行的 G20 峰会的主题之一, 包容性的概念是指促进各国发展差距的减小, 使得发展成果由世界共享。张勋和万广华 (2016) 通过研究基础设施对城乡收入差距缩小的作用方面, 提出了包容性的概念。包容性发展的涵义是指在发展过程中, 更加注重公平, 发展的成果更能由弱势群体所享受。目前, 从城乡地域二元视角来看, 在一个城市中, 农村地区传统金融的覆盖广度和深度与城镇地区有显著差异, 传统金融和普惠金融对农村地区的支持力度难以实现; 从不同劳动力群体来看, 中国的基础金融服务存在着严重的男女差距 (尹志超等, 2019)。同时, 考虑到目前中国的来自城镇的人口更能享有基础金融服务, 而来自农村的人口有很大的征信空白 (张勋等, 2019), 传统金融和传统的普惠金融对来自农村的人口的支持力度难以实现。假说 1 提出数字金融是通过提供就业机会和提高预期收入来吸引劳动力流动, 考虑到数字金融的包容性特征, 本文提出第二个假说:

假说 2: 数字金融的包容性在促进劳动力流动的过程中会得以实现, 即数字金融的这种吸引劳动力流动的效应在农村地区相对于城镇地区要更大, 同时这种效应对外来人口中的农村个体和女性个体的作用会更大, 由此体现其包容性的特征。

三、模型设定与数据说明

(一) 模型设定

劳动力在选择流动目的地时面临一系列的备选城市选择, 假定劳动力个体选择流动到某个城市的效用可以用效用函数表示为:

$$U_{ij} = \alpha F_{ij} + \beta X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad i \in \{1, 2, 3, \dots, n\}, j \in \{1, 2, 3, \dots, j\} \quad (1)$$

其中 i 表示个体, j 表示劳动力个体面临的城镇选择。 U_{ij} 为劳动力个体 i 在选择流动目的城市 j 时所带来的效用, F_{ij} 为城市 j 的数字金融发展水平, X_{ij} 为城市 j 的其他特征, ε_{ij} 为未观测到的因素。

劳动力个体依据如下规则做出选择, 即在 j 个备选城镇中选择能使其效用最大化的。

$$Choice_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{if } U_{ij} > U_{ik} \quad \forall j \neq k \\ 0, & \text{if } U_{ik} > U_{ij} \quad \exists j \neq k \end{cases} \quad (2)$$

$Choice_{ij}$ 是一个选择变量，当劳动力个体*i*选中*j*城市时为1，否则为0，本文使用条件 logit 模型（McFadden，1974）对（3）式进行参数估计。估计参数反映了城市特征值的大小对城市被选择概率的影响，当估计出来的参数为正时，可以解释为该城市特征变量越大，该城市被选择的概率也越大，同时，系数的正负也体现了对外来劳动力流入的拉力和阻力。

$$Prob(Choice = 1) = \frac{\exp(\alpha F_{ij} + \beta X_{ij})}{\sum_{j=1}^J \exp(\alpha F_{ij} + \beta X_{ij})} \quad (3)$$

此外，本文还需要对个体异质性进行考察。然而，条件 logit 模型并不能直接将个体特征作为解释变量进行回归。参考 Greene（2008），我们将个体特征和城市特征的交互项放入回归中进行估计。

（二）数据和变量说明

本文核心解释变量数字金融指数来自于北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团组成联合课题组编制的“北京大学数字普惠金融指数”，指数具体的编纂方法请参照郭峰等（2020）。蚂蚁金服数据显示，旗下支付宝已经覆盖全国过半人口，移动支付领域占有率第一，因此该指数可以很全面地衡量各地数字金融发展水平。本文选取了数字金融城市层面的变量。

劳动力个体流动数据来自于国家卫生健康委“全国流动人口动态监测调查”中的流动人口调查 A 卷。考虑到数字金融指数的时间跨度为 2011-2018 年，根据本文研究的需要，本文筛选出 2012-2017 年每一年的上一年迁入以及年龄在 15-64 岁之间的流动人口作为本文研究的对象，共 247337 个观测值，数据描述如表 1 所示。使用个体微观数据的优点在于：一、能明确地考察地区特征对劳动力流动的影响；二，缓解反向因果；三、有利于研究个体异质性。

表 1 个体特征数据描述

VarName	Obs	Mean	SD	Min	Median	Max
性别	247337	0.51	0.500	0	1	1
年龄	247337	29.39	9.843	15	27	64
民族	247337	0.93	0.253	0	1	1
教育程度	247337	10.08	2.907	0	9	19
户口性质	247337	0.84	0.365	0	1	1
婚姻情况	247337	0.77	0.421	0	1	1
流动范围	247337	0.41	0.493	0	0	1

注：性别 1 为男，0 为女；民族 1 为汉族，0 为其他民族。教育程度参照夏怡然和陆铭（2015），将受教育程度转化为受教育年限：未上过学=0 年，小学=6 年，中学=9 年，高中=12 年，大学专科=14 年，大学本科=16 年，研

究生=19 年；户口性质 1 为农村户口，0 为其他户口性质；婚姻情况 1 为已婚，0 为其他婚姻状况；流动范围 1 为跨省流动，0 为省内跨市。

城市特征数据来自于《城市统计年鉴》、《区域统计年鉴》和《中国分省份市场化指数报告(2018)》。作为控制变量，本文从三个维度选取了相关指标。第一方面是经济因素，其中指标包括人均 GDP、人均工资收入、第二产业占 GDP 的比重、第三产业占 GDP 的比重、人口密度、固定资产占 GDP 的比重和失业率。第二方面是城市公共服务因素，其中指标包括城市绿化覆盖率、中小学校数量和医院卫生院数量。第三方面是其他因素，包括房价水平、房价增长率、互联网使用人数占总人数的比重衡量的互联网发展水平、是否为省会和直辖市以及衡量地区营商环境、市场化水平等因素的市场化指数。由于劳动力个体数据来自 2012-2017 年，为了缓解双向因果，本文选择了前定变量，即数字金融和其他城市控制变量进行滞后一期处理；由于房价数据的缺失，本文使用的是 2011-2013 年房价均值和增长率均值作为房价变量的衡量。综上所述，经过整理后的城市数量每年为 240 个。城市特征数据描述如表 2 所示：

表 2 城市特征统计描述

变量名	Obs	Mean	SD	Min	Median	Max
人均 GDP	1440	50027.02	34399.717	6457	40669	467749
平均工资	1427	48402.73	14821.924	4958	46705.95	320626.3
第二产业占比	1439	49.51	10.289	14.95	50.08	89.34
第三产业占比	1438	38.57	9.842	10.15	37.32	80.23
人口密度	1439	353.44	345.895	.0005774	264.92	2648.11
固定资产占比	1439	0.81	0.290	.0872265	.7754318	2.196897
失业率	1423	0.05	0.027	.0006364	.0468365	.256575
绿化覆盖率	1416	38.96	7.868	.36	40.045	95.25
医院卫生院数	1437	235.97	220.117	6	179	3052
中小学数	1438	907.91	690.404	29	710.5	6507
平均房价	1440	0.48	0.270	.2325119	.3948797	2.189077
平均房价增长率	1440	0.07	0.061	-.1490074	.0732942	.3696696
互联网人数比重	1426	0.19	0.170	0	.138438	1.890194
是否省会直辖市	1440	0.13	0.336	0	0	1
市场化指数	1440	6.45	1.624	-23	6.34	10

四、数字金融与劳动力流动——经验证据

（一）基本回归结果

表 3 报告了数字金融对劳动力流动影响的回归结果。因为条件 logit 是非线性模型，其结果不能直接看作边际作用。为了解释边际影响，本文参考（Cheng, 2008）采用平均概率弹性（average probability elasticity）来衡量。其含义是城市特征每变动 1%，城市被劳动力选择的概率平均变动百分比。

回归结果（1）（2）只考虑了数字金融发展吸引外来劳动力的作用，且在第（2）列中控制了省份固定效应。从结果可以看出，数字金融存在显著的正效应，在控制了省份固定效应的情况下，数字金融指数每提高 1%，城市被劳动力选择的概率平均提高了 7.7%。回归结果（3）在（2）的基础上加入了城市经济发展水平和城市公共服务水平的控制变量，发现数字金融仍然保持显著的正向作用，但系数明显下降。这是因为，除数字金融外的经济和城市公共服务因素也是影响劳动力流动决策的重要方面。具体来看，人均 GDP、固定资产投资占比和平均工资越高，对外来劳动力的吸引作用越大，而失业率越高，对外来劳动力的阻碍越大，劳动力更倾向于选择流向一个经济发展水平更好，工资更高，就业机会更多的城市。分产业来看，以制造业为主的第二产业和以服务业为主的第三产业的发展水平越高的地区吸引外来劳动力的作用越大。人口密度系数为正，表明中国的劳动力存在向规模效应更好的地区聚集。此外，在公共服务方面，本文的结果也佐证了作为教育和医疗在吸引外来劳动力的显著正向作用（夏怡然和陆铭，2015）；而绿化率却表现出负向作用，但是系数却非常小，这可能是由于人口流入所带来的经济增长对绿化率的抑制作用以及居住区的建设对城市绿化的挤出（Vos & Meekes, 1999; Bardhan et al., 2016）。

回归结果（4）是在（3）的基础上加入了房价等变量后的结果。由于房价也是一个城市经济发展水平的代表，与一个地区的经济发展水平高度相关，因此可以看到平均房价的系数显著为正。与平均房价不同，房价的平均增长率代表着城市预期生活成本，系数为负表明其对外来劳动力具有阻力作用。数字金融是互联网时代下的产物，为了剥离互联网的影响而产生的偏误，本文控制了互联网发展水平，从结果来看，剥离互联网的影响后，数字金融的影响略有下降但依旧显著。此外，是否省会和直辖市显著为正，这可能主要是因为省会和直辖市在行政等级和政策等方面具有更大的优势和资源。最后，控制了市场化指数后，可以看到市场化指数显著为正，意味着一个城市营商环境越好、市场化水平越高，对劳动力的吸引作用越强。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融总指数	6.7929*** (0.0174)	7.7009*** (0.0271)	2.1253*** (0.0400)	1.3258*** (0.0401)
人均 GDP			0.5547*** (0.0104)	0.3700*** (0.0112)
平均工资			0.6665*** (0.0255)	0.2032*** (0.0306)
第二产业占比			0.0658*** (0.0010)	0.0632*** (0.0010)
第三产业占比			0.0881*** (0.0011)	0.0697*** (0.0012)
固定资产占比			0.1236*** (0.0152)	0.0334** (0.0154)
失业率			-2.5904*** (0.1210)	-1.7253*** (0.1239)
人口密度			0.2189*** (0.0063)	0.1730*** (0.0066)
医院卫生院数			0.1809*** (0.0055)	0.0797*** (0.0061)
绿化覆盖率			-0.0077*** (0.0005)	-0.0061*** (0.0005)
中小学数			0.4311*** (0.0064)	0.3540*** (0.0068)
平均房价				0.6964*** (0.0162)
平均房价增长率				-2.0499*** (0.0578)
互联网_比重				-0.1044*** (0.0157)
是否省会直辖市				0.4663*** (0.0094)
市场化水平				0.1820*** (0.0455)
省份固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制
N	59360880	59360880	51666316	51137951
Pseudo R ²	0.094	0.121	0.143	0.146
Log likelihood	-1227779.4	-1192182.6	-1044102.5	-1036003.1

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号中是 White 稳健标准误。下面如无特殊说明备注相同。

（二）稳健性检验

1. IIA 检验条件

条件 logit 模型有一个非常重要的假设前提，被称作“无关方案的独立性”（independence of irrelevant alternatives assumptions, IIA）（McFadden, 1974）前提。通俗来说，假设共有三个备选方案 A、B 和 C，根据该假定，在给定选择 A 或 B 的条件下，选择 A 的条件概率与是否存在选择 C 无关。对于 IIA 的检验，Hausman-McFadden（1984）给出了检验方法。其基本思想是，如果 IIA 假定成立，则去掉某个方案不影响其他方案参数的一致估计，只是降低了效率，即子样本的系数估计值与全样本的系数估计值没有系统差别。对于本文的样本数据进行检验，检验的 χ^2 所对应的 p 值对于大部分城市来说都显著大于 0.05，不能拒绝 IIA 原假设，确认了条件 logit 结果的可信性。

2. 动态回归结果

由于条件 logit 模型无法控制时间层面的固定效应，考虑到数字金融在时间上的增长率可能存在差异，而且本文所使用的“全国流动人口动态监测调查”数据是混合截面数据。因此，为了更好地考察数字金融对劳动力流动的影响，本文分年度分别回归来考察在时间维度上的动态影响。表 4 提供了动态回归的结果，可以看出，在分年度回归中数字金融对劳动力流动的影响仍然显著。具体而言，从 2012 年至 2016 年数字金融的影响逐年变大，2017 年影响略微减小，这也符合数字金融在中国发展的大致趋势。

表 4 动态回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2012	2013	2014	2015	2016	2017
数字金融总指数	1.5321*** (0.0784)	1.9396*** (0.1384)	4.5886*** (0.1676)	3.8757*** (0.1666)	8.2120*** (0.3480)	6.4324*** (0.3310)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	8759994	9055158	9890265	10902070	6201664	6328800
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R2	0.182	0.136	0.136	0.135	0.168	0.177
Log likelihood	-165405.84	-190340.99	-201407.28	-220499.61	-124680.61	-125312.56

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著，括号中是 White 稳健标准误。

3. 分不同细分指数

北京大学数字金融指数从数字金融服务的覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度来构建

指标体系。数字金融覆盖广度是指互联网条件下，金融服务供给在多大程度上能保证用户得到相应服务的衡量。使用深度是指实际使用互联网金融服务情况的衡量。数字化程度是指使用金融服务的便利性和成本。回归结果如表 5 所示。结果（1）（2）（3）列分别为只考虑数字金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度的回归结果，（4）列是同时考虑这三个维度的结果。由回归结果可以看出，数字金融的覆盖广度对劳动力流动的影响最大，其次是使用深度，最后是数字化程度。

表 5 细分指数回归结果

	(1) 覆盖广度	(2) 使用深度	(3) 数字化程度	(4) 三个维度
覆盖广度	0.7199*** (0.0281)			0.6153*** (0.0289)
使用深度		0.6232*** (0.0256)		0.4506*** (0.0271)
数字化程度			0.0027 (0.0104)	0.1007*** (0.0120)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
N	51137951	51137951	51137951	51137951
Pseudo R ²	0.146	0.145	0.145	0.146
Log likelihood	-1036212.4	-1036362.5	-1036745.5	-1036015.2

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号中是 White 稳健标准误。

4. 区分区域和城市规模样本

从整个改革开放后的迁移史来看，劳动力总体上是从中西部流动到东部沿海地区，从小城市流动到大城市，因此数字金融吸引劳动力流入的效应在地域和规模上可能存在边际差异。本文依照地理区位将城市划分为东部沿海地区城市和中西部内陆城市，同时根据 2014 年《关于调整城市规模划分标准的通知》，将城市分为大城市和小城市来通过考察区域和城市规模差异来检验数字金融对劳动力流动的作用。

表 6（1）和（2）为区域分样本的回归结果，可以看出，不论是东部沿海地区还是中西部的城市，数字金融对劳动力流动的正向作用仍然显著且稳健。表 6（3）和（4）为城市规模分样本回归结果，同样也可以看出，不论大城市还是小城市，数字金融的作用仍然稳健。但是同样也可以看到，数字金融的边际效应在东部沿海地区城市和大城市要更大（似无相关模型检验拒绝系数无差

异的原假设)。这可能是因为大城市和东部沿海地区城市的数字基础设施完善，数字基础设施的完善程度很大程度上影响了该地区互联网等数字技术的可及性，只有基础设施条件配套到位，数字金融才能发挥更大的边际作用。此外，大城市和东部沿海地区城市的户籍等配套制度设施也更完善，也容易形成城市群的规模效益，促进数字金融边际效应的进一步提高。

表 6 样本分组

	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部沿海城市	中西部城市	大城市	小城市
数字金融总指数	3.0134*** (0.0670)	0.4162*** (0.0412)	3.5452*** (0.0591)	0.6147*** (0.0375)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
N	20050743	31087208	30307159	20830792
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.252	0.143	0.266	0.122
Log likelihood	-356154.93	-631560.41	-527898.49	-433357.24

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号中是 White 稳健标准误。

5.内生性分析

本文考虑的是城市层面的数字金融对微观个体流动的影响，并选择了前定变量，这从逻辑上缓解了反向因果。然而，劳动力流动还是可能会反作用于数字金融的发展，当劳动力流入数字技术相关产业部门以及金融机构的“数字金融业务部”等时，可能推动互联网等技术的进步，促进数字金融的发展。由于条件 logit 两阶段最小二乘法失效，为了更好地解决内生性问题，本文采用了面板泊松和负二项回归，同时采用负二项回归工具变量两步法（Hilbe，2011；张莉等，2017）来解决内生性。由于条件 logit 模型的缺陷（张莉等，2017），导致时间维度上不可观测到的因素无法被控制，因此在泊松和负二项回归中加入了时间固定效应。在两步法回归中，本文将数字金融视为内生变量，借鉴张勋等（2019）选择各个地级市和杭州的距离以及与省会城市的距离作为数字金融的工具变量。回归结果如表 7 中所示，（1）是泊松回归的结果，与基准回归所反映的一致，数字金融的发展促进了劳动力的流入。（2）列是面板负二项回归的结果，对数似然值大幅提高，说明采用负二项回归相对于泊松回归效果更佳。负二项回归工具变量两步法的一阶段结果中两个工具变量显著，且 F 统计量拒绝了弱工具变量。（3）报告了第二阶段回归结果，可以发现相对于（2），排除内生性后的负二项回归的系数显著增大，影响劳动力流动的真实效应得以体现。

表 7 内生性回归结果

	(1)	(2)	(3)
	Possion	NB	NB Two Step
数字金融总指数	1.3258*** (0.4356)	0.4520** (0.1829)	1.2666*** (0.2658)
残差			-0.7558*** (0.1716)
其他城市特征	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制
N	1372	1372	1328
Log likelihood	-32455.825	-7002.7224	-6780.9562

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号中是 White 稳健标准误。

五、拓展分析——机制检验与异质性分析

（一）机制检验

假说 1b 指出，数字金融促进劳动力流动的主要机制是提供就业机会和提高预期收入，本文该部分对假说 1b 进行验证。

1. 就业机制

问卷记录了人口流动的原因，本文首先将流动原因划分为就业和其他，就业为 1 其他为 0，其中就业包括务工和经商。如果数字金融通过提供更多的就业机会来吸引外来劳动力，那么以就业为目的流动的劳动力受到数字金融的影响会更大。此外，由于 2016-2017 年的调查数据中的务工与经商两个选项分开，同时经商也可看作是创业的一种载体，本文更深一步考察就业和创业的边际差异，其中就业为 1 创业为 0。表 8 给出了就业机制的回归结果，（1）列是区分就业和其他的结果，结果发现数字金融对以就业为目的的劳动力影响更大，就业机制得证。（2）列是区分就业和创业的结果，结果显示数字金融对就业和创业的劳动力的作用都显著为正，细分就业和创业来看，数字金融对以就业为目的的劳动力比以创业为目的的劳动力的边际影响要大，可以看出数字金融促进劳动力流动的主要机制还是提供就业机会。

表 8 就业机制的检验

	(1)	(2)
数字金融总指数	0.9443*** (0.0670)	3.1929*** (0.2316)
工作×总指数	1.0775*** (0.0438)	3.7190*** (0.1126)
N	42377957	10213486
其他城市特征	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.141	0.175
Log likelihood	-867907.07	-203316.08

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号中是 White 稳健标准误。

2.收入机制

本文首先验证了数字金融对收入提高的直接作用，回归结果如表 9（1）所示，可以看到数字金融对个体收入的提高有显著促进作用。接下来，本文考虑了城市层面收入水平的影响，如果对于平均收入越高的城市，数字金融对劳动力流动影响越大，则可以证实数字金融的收入机制，结果如表 9（2）所示，数字金融与城市平均工资的交互项显著为正，说明对于收入越高的城市，数字金融可以发挥更大的边际效应，证实了收入机制。此外，本文还考虑劳动力个体的流动后个体收入的效应，由于数据限制，劳动力个体流入前所在的城市和收入的信息无法获取，但是流动后的收入可以视为预期收入，尽管不那么完美，但也是目前所能达到的最好方法，结果如表 9（3）所示，数字金融与劳动力个体预期收入交互项显著为正，数字金融对劳动力的吸引作用对预期收入越高的群体边际作用越大，证实了收入机制。最后，2017 年的问卷记录了流入个体居留意愿的原因选项，如果为了更高收入而居留的个体受数字金融影响更大，则进一步佐证了收入机制，结果如表 9（4）所示，居留意愿与数字金融交互项结果显著为正，说明数字金融对为了寻求更高收入的个体的边际作用更大。

表 9 收入机制的检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融总指数	0.176*** (0.0260)	0.1823 (0.2523)	1.0783*** (0.0684)	6.2829*** (0.5116)
平均工资×总指数		0.1045*** (0.0253)		
预期收入×总指数			0.132*** (0.0149)	
收入居留意愿×总指数				3.4264***

				(0.2902)
N	104133	51092257	23132364	2736936
其他城市特征	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.178	0.145	0.146	0.178
Log likelihood		-1036373	-484990.58	-55995.702

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号中是 White 稳健标准误。

（二）城乡异质性检验

假说 2 指出在一个城市中，数字金融的这种通过提供就业机会以及提高预期收入来吸引劳动力流入的效应在农村地区相对于城镇地区要更大，由此体现了包容性特征。通过划分迁入城市内的城镇和农村地区，本文分样本进行了城乡异质性检验。表 10 结果表明，一个城市的数字金融的发展在其农村和城镇地区都有吸引外来劳动力的作用，交互项检验（城镇为 1，农村为 0）表明农村吸引劳动力流入的边际效应更大。这可能是因为数字金融利用移动互联网等技术，打破了传统物理网点的局限，为农村地区提供金融服务，从而促进农村居民的创业（张勋等，2019），而这种行为导致了农村地区相对于城镇地区的劳动力相对需求的增加。

表 10 城乡异质性

	(1)	(2)	(3)
	城镇样本	农村样本	城乡交互
数字金融总指数	0.8329*** (0.0460)	2.5428*** (0.0780)	2.4046*** (0.0470)
城乡交互			-1.4820*** (0.0325)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制
N	34648630	16489321	51137951
省份固定效应	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.145	0.191	0.147
Log likelihood	-702405.15	-316385.38	-1034926.3

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号中是 White 稳健标准误。

（三）个体异质性检验

前文中的条件 logit 回归是把所有劳动力个体视为对城市特征反应相同的同质群体，得到的结果是平均效应，但是不同特征的劳动力个体可能对数字金融表现出异质性，该部分将分析数字金融效应的个体异质性。为了验证假说 2，在个体异质性检验中，本文重点关注对来自农村和女性

劳动力的影响。此外，本文还关注教育程度，年龄以及流动范围等因素的异质性作用。表 11 给出了回归结果，(1) - (5) 分别为性别、户口、教育、年龄和流动范围五个异质性个体回归的结果。

由于本文已经验证了数字金融的收入和就业机制，因此如果在此过程中女性以及农村个体受数字金融影响的边际效应更大，则可以证实包容性。结果中可以看出，女性和农村外来劳动力受到数字金融的影响更大（似无相关模型检验显著拒绝分组系数无差异的原假设），这可能因为，农村居民和女性个体在传统金融服务中是弱势群体，数字金融的发展实现以较低成本向全社会尤其是弱势群体提供较为便捷的金融服务（谢绚丽等，2018）。此外，其他异质性结果可以看到一些新的特征。从年龄来看，数字金融对年轻人的影响更大，这可能是因为，数字金融已被证实会促进收入提高和创新创业行为，而年轻人更会被好的就业创业机会以及更高的收入水平所吸引。从教育程度来看，数字金融对受教育程度越高的人的影响程度越大，这也是符合现实的，高学历的人更注重个人信用，违约概率更低，且数字金融发展初期存在一定风险，投资者也更愿意贷款给高学历人群（廖理等，2015），张勋等（2019）也证实了数字金融对高学历群体的作用更大。从跨区域流动角度来看，数字金融对跨省劳动力影响更大，而非省内跨市，这种情况的发生可能是因为各省发展水平的差距，具体到数字金融领域就是数字金融的地区差异。

表 11 个体异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	性别	户口性质	教育程度	年龄	流动范围
数字金融总指数	1.4762*** (0.0436)	1.0122*** (0.0519)	0.6188*** (0.0640)	2.6510*** (0.0650)	0.2835*** (0.0384)
个体特征×总指数	-0.2790*** (0.0294)	0.3650*** (0.0403)	0.0743*** (0.0053)	-0.0416*** (0.0015)	2.1002*** (0.0301)
其他城市特征	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
N	51137951	51137951	51137951	51137951	51137951
Pseudo R ²	0.146	0.146	0.146	0.146	0.148
Log likelihood	-1035956.5	-1035961.6	-1035900.1	-1035606.2	-1033412.1

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号中是 White 稳健标准误。

六、结论和政策建议

本文首次将北京大学数字普惠金融指数与 2012-2017 年的“全国流动人口动态监测调查”中流

动人口 A 卷相结合，同时利用《中国城市统计年鉴》等城市层面的数据，基于条件 Logit 模型，研究了数字金融对劳动力流动的影响。模型估计结果显示，在控制其他影响因素相同的情况下，一个城市的数字金融发展水平的提高将吸引外来劳动力的流入。接下来，本文使用了 IIA 检验，动态回归等作为稳健性检验，考虑到内生性的问题，本文采用了负二项回归的工具变量两步法。接下来，本文验证了数字金融是通过提供就业机会和提高预期收入两个机制来影响劳动力流动的。此外，通过城乡异质性和农村、女性劳动力的异质性回归证实了数字金融包容性特征。最后，通过教育程度、年龄和跨省流动的异质性分析进一步考察了数字金融作用的拓展。本文主要的贡献是开创性地研究作为数字经济和金融新业态的数字金融对劳动力流动的影响，填补了数字经济领域对劳动力流动影响方面的空白，为促进劳动力流动最优化提供了新思路。

本文的政策建议也非常明显，自 2018 年以来，各地为吸引和留住人才，相继加入了“人才争夺战”的行列，陆续出台相关方案提供政策支持，加强全方位公共就业服务，加快人力资源市场建设。中共中央国务院 2020 年 3 月出台了《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》，其中尤其强调了引导劳动力要素合理畅通有序流动。基于本文的实证结果来看，要想引导劳动力要素合理畅通有序流动，吸引劳动力的流入，需要持续不断推动数字金融发展，强化其在就业和收入方面的作用。从高精尖人才的角度来看，本文发现数字金融对高学历人群的影响更大，因此各地想要吸引高端人才，持续稳步推进数字金融的发展不失为一种有效的方法。其次，在推动数字金融发展的过程中应着重关注其包容性特征的实现，2019 政府工作报告指出：新型城镇化要处处体现以人为核心，提高柔性化治理、精细化服务水平，让城市更加宜居，更具包容和人文关怀。要想稳步推进新型城镇化，实现包容公平的城镇化发展，在推进数字金融发展过程中，需要着重关注其包容性的实现，激发市场活力扩大数字金融覆盖面，同时也要加强监管降低数字金融的风险。此外，十九届四中全会指出要坚决打赢脱贫攻坚战，巩固脱贫攻坚成果，建立解决相对贫困的长效机制，从本文结果来看，数字金融对来自农村的劳动力的影响要更大，更能提高来自农村劳动力的收入，为实现脱贫攻坚提供了新思路；同时，数字金融所依赖的数字技术也为实现精准扶贫提供了新手段。

【参考文献】

- [1] 白南生、李靖,“城市化与中国农村劳动力流动问题研究”,《中国人口科学》,2008年第4期,第2-10页。
- [2] Bardhan, R., Debnath, R., and Bandopadhyay, S., “A conceptual model for identifying the risk susceptibility of urban green spaces using geo-spatial techniques”, *Modeling Earth Systems and Environment*, 2016, 2(3), 144.
- [3] 蔡昉、王德文,“中国经济增长可持续性贡献”,《经济研究》,1999年第10期,第62-68页。
- [4] 陈斌开、陈思宇,“流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业?”,《经济研究》,2018年第3期,第35-49页。
- [5] Cheng, S., “Location Decision Variations of Japanese Investors in China”, *The Review of Regional Studies*, 2008, 38(3), 395-415.
- [6] 都阳、蔡昉、屈小博、程杰,“延续中国奇迹:从户籍制度改革中收获红利”,《经济研究》,2014年第8期,第4-13页。
- [7] Fu, Y. M. and W. C. Liao., “What Drive the Geographic Concentration of College Graduates in the US? Evidence from Internal Migration”, Working Paper, 2012.
- [8] Greene, W. H., *Econometric Analysis* (6th ed). New Jersey: Pearson Education, 2008.
- [9] 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云,“测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征”,《经济学(季刊)》,2020年第4期,第1401-1418页。
- [10] 郝云平、雷汉云,“数字普惠金融推动经济增长了吗?——基于空间面板的实证”,《当代金融研究》,2018年第3期,第90-101页。
- [11] Hau, H., Y. Huang, H. Shan, and Z. Sheng., “Tech-Fin in China: Credit Market Completion and Its Growth Effect”, Working Paper, 2017.
- [12] Hilbe, J., *Negative Binominal Regression* (second edition). New York: Cambridge University Press, 2011.
- [13] 胡鞍钢,“城市化是今后中国经济发展的主要推动力”,《中国人口科学》,2003年第6期,第5-12页。
- [14] 黄益平、黄卓,“中国的数字金融发展:现在与未来”,《经济学(季刊)》,2018年第4期,第1489-150页。
- [15] Huang, Y., C. Lin, Z. Sheng, and L. Wei, “Fin-Tech Credit and Service Quality”, Working Paper, 2018.
- [16] Hurst, E., and A. Lusardi., “Liquidity Constraints, Household Wealth, and Entrepreneurship”, *Journal of Political Economy*, 2004, 112(2), 319-347.
- [17] Kapoor, A., “Financial Inclusion and the Future of the Indian Economy”, *Futures*, 2013, (10), 35-42.
- [18] Karaivanov, A., “Financial Constraints and Occupational Choice in Thai Villages”, *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2), 201-220.
- [19] Krugman, P. R., “Increasing Returns and Economic Geography”, *Journal of Political Economy*, 1991, (99), 483-499.
- [20] 梁琦、陈强远、王如玉,“户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化”,《中国社会科学》,2013年第12期,第36-59页。
- [21] 廖理、吉霖、张伟强,“借贷市场能准确识别学历的价值吗?——来自P2P平台的经验证据”,《金融研究》,2015年第3期,第146-159页。
- [22] 刘一伟,“劳动力流动、收入差距与农村居民贫困”,《财贸研究》,2018年第5期,第23-35页。
- [23] 马光荣、杨恩艳,“社会网络、非正规金融与创业”,《经济研究》,2011年第3期,第83-94页。
- [24] McFadden, D. L., *Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior*. *Frontiers in Econometrics*, New York: Academic Press, 1974.
- [25] McFadden, D. L., “Econometric Analysis of Qualitative Response Models”, *Handbook of Econometrics*, 1984, 1(2), 1395—1457.
- [26] Moretti, E., “Human Capital Externalities in Cities”, *Handbook of Regional and Urban Economics*, 2004, (4), 2243-

2291.

[27] Nykvist, J., "Entrepreneurship and Liquidity Constraints: Evidence from Sweden", *Scandinavian Journal of Economics*, 2008, 110(1), 23-43.

[28] 潘越、宁博、纪翔阁、戴亦一, "民营资本的宗族烙印: 来自融资约束视角的证据", 《经济研究》, 2019 年第 7 期, 第 94-110 页。

[29] Pierrakis, Y., and L. Collins., "Crowdfunding A New Innovative Model of Providing Funding to Projects and Business", SSRN working paper, 2014.

[30] Samila, S., and O. Sorenson., "Venture Capital, Entrepreneurship, and Economic Growth", *Review of Economics and Statistics*, 2011, (93), 338-349.

[31] Shahrokhi, M., "E-finance: status, innovations, resources and future challenges", *Managerial Finance*, 2008, 34(6), 365-398.

[32] 宋晓玲, "数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验", 《财经科学》, 2017 年第 6 期, 第 14-25 页。

[33] Vos, W., and Meekes, H., "Trends in European cultural landscape development: perspectives for a sustainable future", *Landscape and Urban Planning*, 1999, 46(1), 3-14.

[34] 王馨, "互联网金融助解长尾小微企业融资难问题研究", 《金融研究》, 2015 年第 9 期, 第 128-139 页。

[35] 夏怡然、陆铭, "城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究", 《管理世界》, 2015 年第 10 期, 第 78-90 页。

[36] 肖群鹰、刘慧君, "基于以 QAP 算法的省际劳动力迁移动因理论再检验", 《中国人口科学》, 2007 年第 4 期, 第 26-33 页。

[37] 谢平、邹传伟, "互联网金融模式研究", 《金融研究》, 2012 年第 12 期, 第 11-22 页。

[38] 谢平、刘海二, "ICT、移动支付与电子货币", 《金融研究》, 2013 年第 10 期, 第 1-14 页。

[39] 谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰, "数字金融能促进创业吗: 来自中国的证据", 《经济学(季刊)》, 2018, 年第 4 期, 第 1557-1580 页。

[40] 易行健、周利, "数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据", 《金融研究》, 2018 年第 11 期, 第 47-67 页。

[41] 尹志超、彭嫦燕、里昂安吉拉, "中国家庭普惠金融的发展及影响", 《管理世界》, 2019 年第 2 期, 第 74-87 页。

[42] 张莉、何晶、马润泓, "房价如何影响劳动力流动?", 《经济研究》, 2017 年第 8 期, 第 155-170 页。

[43] 张勋、万广华, "中国的农村基础设施促进了包容性增长吗", 《经济研究》, 2016 年第 10 期, 第 82-96 页。

[44] 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", 《经济研究》, 2019 年第 8 期, 第 71-86 页。

[45] 周光友、施怡波, "互联网金融发展、电子货币替代与预防性货币需求", 《金融研究》, 2015 年第 5 期, 第 67-82 页。

[46] 战明华、张成瑞、沈娟, "互联网金融发展与货币政策的银行信贷传导渠道", 《经济研究》, 2018 年第 4 期, 第 38-51 页。

商业信用融资和中国企业债务的结构性问题

胡悦¹ 吴文锋²

【摘要】利用 1998-2017 年中国上市公司的数据，本文发现 2008 年以来上游供应商开始更倾向于为存在隐性担保的国企提供商业信用，这导致了国企商业信用融资的相对上升。在横截面上，尽管大型和中西部国企的商业信用融资上升的更加明显，但其业绩却并未出现明显的改善。在银行信贷进一步向国有企业倾斜的背景下，商业信用不但没有对银行信贷体系形成有效的补充，反而同样表现出对国有企业的明显倾斜，这是近年来我国企业结构性债务问题的重要成因之一。

【关键词】商业信用；国有企业；隐性担保

一、引言

2008 年全球金融危机以来，我国非金融企业的债务水平迅速上升³。而在企业债务总量不断飙升的背后，资金并未主要流向存在融资约束的中小私营企业，反而更多被提供给了部分低效的、不存在融资约束的国有企业（马文超和胡思玥，2012）。这种资源错配的加剧使得大型国有企业的资产负债率大幅攀升，而私营企业却表现出去杠杆的趋势（钟宁桦等，2016）。企业债务水平的这种结构性变化恶化了企业部门总体的投资效率和资产质量，降低了企业部门的偿债能力，增大了系统性金融风险发生的可能（纪敏等，2017）。

在这一背景下，众多学者探讨了中国国有企业与私营企业债务结构性问题的成因。尽管早期文献已经发现国企更加受到金融机构的偏爱（林毅夫和李永军，2001），但 2008 年以来信贷资源向国有企业的倾斜程度却出现了进一步的上升（钟宁桦等，2016）。一方面，经营风险的上升和预期回报的下降削弱了（以盈利最大化为目标的）私营企业的投资意愿和投资水平，降低了私营企业的融资需求（刘树成，2016）。另一方面，在逆周期的稳增长政策和官员自身的晋升激励下，地方政府开始更积极地引导资金流入国有企业，并通过国

¹ 胡悦，上海交通大学安泰经济与管理学院。

² 吴文锋，上海交通大学安泰经济与管理学院。

³ 根据 BIS 的数据，中国非金融企业部门债务与 GDP 的比值从 2008 年的 96.3% 上升到 2017 的 160.3%，仅次于卢森堡等离岸金融中心。

企业的投资对冲地方经济增速的下滑（Deng et al., 2015）。在这两个方面的共同影响下，信贷资源开始进一步向部分资产周转率和资产收益率较低的国有企业集中，我国企业的债务水平也在不同所有制企业间呈现出了鲜明的结构性特征（王宇伟等，2018）。

可以看出，现有文献较为详尽地讨论了近年来我国国有企业和私营企业杠杆率的相对变化，在很大程度上解释了我国企业债务结构性问题的成因。但遗憾的是，这些文献大多从银行信贷的角度进行讨论，较少考察其他融资方式——尤其是商业信用融资所扮演的角色。事实上，无论从“质”的角度还是“量”的角度来看，商业信用都是我国企业最重要的融资方式之一（Ge and Qiu, 2007）。首先，从“量”的角度来看，我国上市公司应付账款、应付票据与预收款项之和与长短期借款之和的比值从 1998 年末的不到 0.5 增加到 2017 年末的 1.19——这说明商业信用在我国企业债务融资过程中的重要性正在不断攀升⁴。其次，从“质”的角度来看，作为资金漏损和资源二次分配的重要渠道，商业信用有效地弥补了我国金融市场发展的滞后（McMillan and Woodruff, 2002），补充了我国银行信贷体系的不足（卢峰和姚洋，2004）。因此，在研究我国非金融企业债务的结构性问题时，如果仅仅从银行信贷的角度进行考察而忽略了商业信用融资的变化无疑是不完善的。

在这一背景下，我们不禁要问，商业信用融资在近年来中国企业杠杆率的结构性变化中究竟扮演了怎样的角色？在总量上升的背景下，商业信用是否更多地流向了难以通过银行信贷满足融资需求的私营企业？而获得了更多银行信贷的国有企业又是否降低了对商业信用的使用呢？

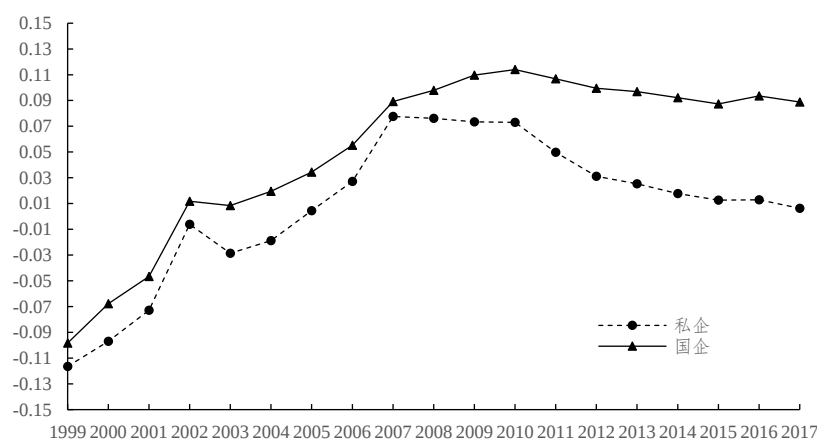


图 1 我国上市公司商业信用融资的时间序列变化

⁴ 考虑到非上市企业对商业信用融资更大的依赖性，这一基于上市公司年报计算出的比值很可能只是一个下限。

图 1 给出了我国上市公司商业信用融资占总资产比重的时间序列变化⁵。从图中可以看出, 2008 年之前我国上市国企和私企的商业信用融资都呈现出上升的趋势, 且二者的变化趋势大致相同。而 2008 年开始, 二者的走势则开始出现明显的背离。这种走势上的分化表明, 2008 年以来商业信用并未主要流向私营企业, 反而更多地流向了获得了较多银行信贷的国有企业。这种与我们直觉相悖的趋势在考虑到商业信用融资的主要影响因素以及个体随时间不变的固定效应之后是否仍然显著地存在? 如果是, 背后的原因又是什么?

为了回答这一问题, 本文采用了 1998-2017 年间中国上市公司的数据进行了实证研究。研究结果发现, 2008 年开始, 我国国有企业获得的商业信用开始相对私营企业显著上升。进一步研究发现, 2008 年后国企商业信用融资的上升幅度会随着地方政府隐性担保而增加, 但并不能被短期贷款的替代作用、国有企业更高的市场地位以及更健康的财务状况所解释。在这一基础上, 我们对商业信用进行了分解, 结果发现国企商业信用净融资的相对上升主要是由于其收到了更多的上游商业信用。在横截面上, 大型的、中西部省份的国企商业信用的相对上升更加明显, 但这些企业的业绩却并未出现明显的改善。除此之外, 我们排除一系列可能的其它解释, 包括政治关联假说、经济制高点假说以及国企的恶意拖欠假说。与此同时, 这一结论在考虑了政府的隐性担保的度量方式、“四万亿”刺激计划的短期冲击以及新上市企业对样本构成的影响后仍然成立。本文的发现说明, 在银行信贷进一步向国有企业倾斜的背景下, 商业信用不但没有对银行信贷体系形成有效的补充, 反而同样表现出对国有企业的明显倾斜, 这是 2008 年以来我国企业债务结构性问题的重要成因之一。

本文的主要贡献有两点。首先, 本文从商业信用融资的角度探讨了 2008 年以来我国金融资源加剧向国有企业倾斜的现象, 补充了现有文献主要集中于银行信贷的不足 (马文超和胡思玥, 2012; 钟宁桦等, 2016; 王宇伟等, 2018; 胡悦和吴文锋, 2019)。其次, 通过强调政府隐性担保和违约风险对商业信用融资的影响, 本文不仅从商业信用融资的视角拓展了隐性担保影响企业融资的相关文献 (Borisova et al., 2015; Cong et al., 2018), 而且为商业信用融资的违约风险假说提供了实证证据⁶ (Ng et al., 1999; Cunat, 2006; Love et al., 2007; Love and Zaidi, 2010; Barrot, 2016)。

本文接下来分为四个部分, 其中第二个部分是文献回顾和研究假设, 第三个部分是研

⁵ 商业信用融资的详细定义见表 2。

⁶ 正如 Barrot (2016) 所言, 现有文献在研究商业信用时大都将应收账款作为变现能力很强的类现金资产, 而忽略了企业提供商业信用融资时所承担的风险以及这种风险带来的影响。

究设计，第四个部分是实证结果，第五个部分则是结论与启示。

二、文献回顾和研究假设

作为一种企业间的借贷方式，商业信用同时充当着下游客户的短期融资、上游供应商的竞争手段以及上游供应商的短期投资三重身份。从这三种不同的身份出发，现有文献逐渐形成了替代融资、买方市场以及违约风险三个假说。

替代融资假说主要从下游客户融资的角度出发，强调商业信用在本质上是一种企业间互助的非正式融资方式。由于这种融资方式可以有效缓解金融市场发展的滞后（McMillan and Woodruff, 2002）、解决借贷双方的信息不对称和代理冲突（Peterson and Rajan, 1997）、提高资金配置的效率和推动融资约束企业的发展（Fisman and Love, 2003），因此在信贷配给和融资约束增加的情况下，企业往往会增加对商业信用融资的使用以降低银行短期信贷可得性下降的不利影响。

买方市场假说则强调商业信用是供应商促销和相互竞争的一种手段，因此应该与下游客户的市场地位紧密相关。这一假说认为，为了促进销售和获得市场份额，供应商往往主动提供商业信用以提升在市场中的竞争力（Van Horen, 2005）。当买方处于强势地位而卖方存在较激烈的竞争时，市场地位高的客户可以通过威胁更换供应商来获得更多的商业信用（Fabbri and Menichini, 2010）。

违约风险假说则认为，上游供应商为下游客户提供的商业信用可以看做是一项短期的风险投资。商业信用的这种投资属性一方面体现为供应商可以在客户超过指定期限付款时获得额外的收益⁷，另一方面则体现为供应商在为客户提供流动性的同时也承担了下企业因流动性危机甚至违约破产而拖欠货款的风险（Cunat, 2006）。随着宏观环境和客户企业经营状况的恶化，继续向高风险企业提供商业信用的预期收益会逐渐下降。此时供应商很可能会拒绝为下游客户提供商业信用（Love et al., 2007; Love and Zaidi, 2010）。

在国内文献方面，尽管少量学者的研究考察了市场地位的作用（张新民等，2012），以及违约风险的影响（谭伟强，2006），但大多数研究支持了替代融资假说，认为当企业获得信贷融资的难度上升时会更多地采用商业信用融资进行替代，从而部分缓解了银行信贷歧

⁷ 根据 Peterson and Rajan (1994)，一个典型的商业信用条款 10-2-30 意味着当客户在 10 天内还款时可以获得 2% 的折扣，而在 11-30 天内付款时则必须全额付款，超过 30 天则视为逾期未付，而放弃这 2% 的折扣在本质上等于以 44.6% 的年利率进行借款。

视带来的融资约束问题（卢峰和姚洋，2004；石晓军等，2009；黄兴李等，2016）。

然而，如果私营企业在信贷融资受限时可以轻易地获得商业信用作为替代，那么在 2008 年后信贷融资进一步向国有企业倾斜的背景下，私营企业会增加对商业信用的使用。这种商业信用需求的相对变化应该会导致私营企业的商业信用融资相对国有企业出现显著的上升——而非图 1 所示的相对下降。

而从市场地位的角度来看，上世纪九十年代末以来“抓大放小”的国企改革强化了国有与民营企业之间纵向的产业结构特征，使得我国的国有企业更多地集中在上游行业，但在下游行业中民营企业的竞争力和市场地位实际上处在不断上升的过程中（汪勇等，2018）。为此，2008 年以来商业信用融资向下游国有企业的倾斜很难由下游国有企业市场地位的显著上升来解释⁸。

从违约风险的角度来看，随着 2008 年以来次贷危机的外在冲击和经济结构的内在转型，我国的宏观经济增速开始步入下行轨道，微观企业的经营和违约风险则开始上升。从上游的角度来看，在外需羸弱和企业风险上升的背景下，供应商在提供商业信用时更加注重下游客户的违约风险，这有助于国企获得更多的上游商业信用。而从下游的角度来看，违约风险的上升还会降低企业为下游客户提供商业信用的动力。而在获得上游商业信用增加、提供下游商业信用减少的情况下，国有企业的净商业信用很可能出现明显的上升。相比之下，尽管私营企业也会减少其下游商业信用的供给，但其获得的上游商业信用同样会明显下降，这使得其净商业信用很可能相对国有企业出现显著的下降。为此我们提出：

假设 1：2008 年以来国有企业商业信用融资的相对上升主要来源于国有企业在违约风险上的优势，而非国有企业替代融资的需要或是市场地位的提高。

从我国的国情出发，2008 年以来国有企业在违约风险上的优势可能来源于两个渠道。首先，与私企相比，国企往往是规模较大的成熟企业，拥有更多的固定资产和抵押品。这使得总需求的下行往往会对融资渠道狭窄、规模较小且相对缺乏抵押品的中小私营企业产生更大的负面冲击（Bernanke and Gertler, 1989）。第二，即使不考虑资源禀赋和财务状况上的优势，国有企业所独有的政府隐性担保也会也可能会软化国有企业的预算约束，降低国企拖欠货款的可能⁹。由于隐性担保具有类期权属性，其价值会随企业违约风险的上升而

⁸ 虽然上下游国有企业间更多的业务往来和彼此了解可能导致其更愿意为下游国有企业提供商业信用，但这种长期存在的纽带关系同样难以解释 2008 年以来下游国有企业商业信用融资的突然上升。

⁹ 例如上世纪九十年代初，为了处理广泛存在的“三角债”问题，国务院于 1990 年 7 月出台了《关

增加 (Borisova et al., 2015), 因此总需求的下行和投资机会的减少会强化国企在违约风险上的优势, 导致上游供应商更倾向于为国企提供商业信用。值得注意的是, 与显性、确定性的担保相比, 政府对国有企业的担保往往是或有和不确定的。政府对经济的干预程度、企业所承担的政策负担、企业在地方经济中的重要性甚至企业家所具有的政治关联都会影响政府为企业提供隐性担保的意愿。在这种情况下, 上游供应商对国企违约风险的判断往往依赖于其对政府隐性担保强弱的预期¹⁰。为此, 如果国有企业的违约风险优势来自于政府的隐性担保, 那么当政府隐性担保较强时, 国有企业商业信用融资的上升应该更加明显。

因此, 本文提出两个竞争性的假说:

假设 2.a: 财务状况越健康的国有企业违约风险越低, 其商业信用融资的相对上升也更明显。

假设 2.b: 政府隐性担保越强的国有企业违约风险越低, 其商业信用融资的相对上升也更明显。

三、研究设计

(一) 样本选择

本文使用的企业层面的财务数据来自于中国 1999-2017 年上市公司的年报。在删除了金融行业样本以及存在缺失值的样本后, 共得到 2561 家公司的 28019 个样本。本文对所有企业层面的变量都做了 1%和 99%的 winsorize 处理以排除极端值的影响。与此同时, 本文还统计了样本期间内我国各年份的 GDP 增速、M2 增速以及各地级市的财政收入。本文数据均来自 CSMAR 数据库。

(二) 模型设定和变量定义

1. 商业信用融资的结构性变化和替代融资假说

为了验证假设 1, 我们首先采用模型 (1) 考察我国国有企业和私营企业的商业信用融

于在全国范围内清理企业拖欠贷款的实施方案》, 其中明确提及“集中清理全国范围内的企业拖欠贷款”的对象为“国营工业、商业、粮食、外贸、物资供销、建筑安装、交通运输和农林企业、供销合作社、“三资”企业以及集体企业”, 并要求“各级财政部门和企业主管部门要将应拨未拨的政策补贴和亏损, 及时如数拨给企业, 并帮助企业筹措清理拖欠的资金”。

¹⁰ 一个典型的例子就是政府融资平台所发行的城投债。这是因为虽然投资者在总体上相信政府隐性担保的存在 (具有“城投信仰”), 但对不同地区政府隐性担保强弱的预期差异使得城投债内部的信用利差呈现出明显的分化, 甚至有相当一部分“网红”城投债由于难以获得投资者的认可而只能通过结构化等特殊的方式进行发行。

资在 2008 年前后的相对变化：

$$Credit_{i,t} = \alpha + \beta_1 After_t + \beta_2 Soe_{i,t} + \beta_3 After_t * Soe_{i,t} + \delta X_{i,t-1} + v_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型（1）的因变量 *Credit* 为企业的商业信用融资¹¹。*After* 为时间虚拟变量，如果观测时间大于等于 2008 年取 1，否则取零。*Soe* 则为国有企业的虚拟变量，当企业为国有企业时取 1，否则取 0，其回归系数反映了 2008 年之前国企和私企商业信用融资的差异。*After*Soe* 则为时间虚拟变量与私营企业虚拟变量的交叉项，其系数反映了国企和私企商业信用融资差异的变化——如果替代融资假说成立，那么随着 2008 年后信贷资金进一步向国有企业的倾斜，国有企业应该相对私营企业减少对商业信用的使用，此时 *After*Soe* 的系数 β_3 应该显著为负。反之，则说明替代融资假说不成立。

在控制变量的选择上，本文参考现有文献的做法（Peterson and Rajan, 1994; Wu et al., 2012），选择了一系列与企业商业信用融资相关的变量。这些变量包括反映企业禀赋和融资约束程度的资产规模对数（*Size*）、盈利水平（*ROA*）以及企业年龄（*Age*），反映其它融资方式的银行短期信贷（*Sdta*）与长期信贷（*Ldta*）占比，反映企业流动性的经营现金流（*CFO*）以及反映企业投资机会的市值账面比（*MTB*）。在这一基础上，我们还控制了海外业务收入占比以控制 2008 年以来外需走弱对不同类型的异质性影响¹²。为了排除双向因果的可能，我们将这些控制变量滞后一期。考虑到加入年份固定效应会导致时间虚拟变量 *After* 的含义不明确但不加入年份固定效应可能存在潜在的遗漏变量问题，我们同时给出了：不加入年份固定效应但控制当年宏观经济增速（*Gdp*）和 M2 增速（*M2grow*）的回归结果，以及加入年份固定效应但省略时间虚拟变量 *After* 的回归结果。此外，我们还加入了观测所在行业和年份商业信用融资的中位数（*Imcredit*）以控制行业-年份层面的影响。具体的变量定义参见表 1。

表 1 变量的定义

变量性质	变量名称	变量定义
因变量	<i>Credit</i>	应付账款、应付票据和预收款项之和与应收账款、应收票据和预付款项之和的差除以企业的总资产
	<i>Up_Credit</i>	应付账款、应付票据和预收款项之和与总资产的比值

¹¹ 本文采用企业应付账款、应付票据和预收款项之和与应收账款、应收票据和预付款项之和的差与总资产的比值度量商业信用。由于本文主要从企业融资的视角研究企业商业信用的结构性变化，因此采用企业总资产而非营业收入进行标准化可以更好地对比商业信用融资和企业杠杆率的变化趋势（陆正飞和杨德明，2011；Wu et al., 2012）。

¹² 感谢匿名审稿人的建议。

	<i>Down_Credit</i>	应收账款、应收票据和预付款项之和与总资产的比值
	<i>Sdebt</i>	短期借款与总资产的比值
	<i>Ldebt</i>	长期借款与总资产的比值
	<i>CFO</i>	经营活动现金流与总资产的比值
	<i>Size</i>	总资产规模的自然对数
	<i>MTB</i>	市值账面比，反映企业的投资机会
	<i>ROA</i>	营业利润与总资产的比值
	<i>Osrev</i>	海外收入占比，等于海外业务收入占营业收入的比重
	<i>Age</i>	企业年龄，等于观测所在年份与企业上市年份的差
	<i>Gdp</i>	当年的宏观 GDP 增速
	<i>M2grow</i>	当年 M2 增速
	<i>Mpdum</i>	当营业收入占行业内所有企业营业收入之和的比重大于行业中位数时取 1，否则取 0，反映企业市场地位
解释/控制变量	<i>Imcredit</i>	企业所在行业当年所有企业商业信用净融资占总资产比重的中位数，反映行业-年份的变化
	<i>Soe</i>	企业为国有或国有控股时取 1，否则取 0
	<i>After</i>	观测所在年份大于等于 2008 年时取 1，否则取 0
	<i>Topfive</i>	前五大供应商采购额占采购总额的比重，反映企业供应商的集中度
	<i>DD</i>	根据 Merton (1974) 计算的企业违约距离，用于衡量企业的违约风险
	<i>Zscore</i>	Altman 的 Z 指数，衡量企业的违约风险
	<i>Pc</i>	企业董事会成员正在或曾经在政府部门任职取 1，否则取 0，反映企业的政治关联
	<i>Mkt</i>	王小鲁等 (2016) 编制的市场化指数中政府与市场关系分指数，用于衡量政府隐性担保的强弱

2. 商业信用融资的结构性变化和买方市场假说

为了检验买方市场假说，我们提出模型 (2)：

$$\begin{aligned} Credit_{i,t} = & \alpha + \beta_1 After_t + \beta_2 Soe_{i,t} + \beta_3 Mp_{i,t-1} + \beta_4 After_t * Mp_{i,t} + \beta_5 After_t * Soe_{i,t-1} \\ & + \beta_6 Soe_{i,t} * Mp_{i,t-1} + \beta_7 After_t * Soe_{i,t} * Mp_{i,t-1} + \delta X_{i,t-1} + v_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2) \end{aligned}$$

模型 (2) 的核心解释变量为时间虚拟变量 *After*、国有企业虚拟变量 *Soe* 与企业市场地位 *Mp* 的三重交叉项 *After*Soe*Mp*。其系数 β_7 反映了 2008 年后国有企业和私营企业商业信用融资的相对变化是否与企业的市场地位有关。如果买方市场假说成立，则市场地位较高的国有企业商业信用融资的上升幅度应该更大， β_7 的系数应该显著。反之，如果 β_7 的系数不显著，则说明国有企业商业信用融资的相对变化并非主要由企业的市场地位所驱动，因而无法由买方市场理论所解释。

我们采用两个指标衡量企业的市场地位 Mp 。首先，根据张新民等（2012）的做法，我们采用了一个虚拟变量 $Mpdum$ 衡量企业市场地位的高低。这一虚拟变量的具体设定为：当企业的营业收入占当年行业内所有企业营业收入之和的比重大于行业中位数时取 1，证明企业的市场地位相对较高，否则取 0¹³。其次，我们还参考 Chod et al.（2019）的做法，根据企业前五大供应商采购额占总采购额的比重 $Topfive$ 来判断企业的市场地位。这一比重越大，说明供应商越集中，企业与供应商讨价还价的能力和 market 地位也越低。

3. 财务健康状况、政府隐性担保和违约风险假说

为了区分假设 2.a 以及假设 2.b，我们分别采用模型（3）和模型（4）考察企业财务健康状况和政府隐性担保对企业商业信用融资的影响。

$$Credit_{i,t} = \alpha + \beta_1 After_t + \beta_2 Soe_{i,t} + \beta_3 Finan_{i,t-1} + \beta_4 After_t * Soe_{i,t} + \beta_5 After_t * Finan_{i,t-1} + \beta_6 Soe_{i,t} * Finan_{i,t-1} + \beta_7 After_t * Soe_{i,t} * Finan_{i,t-1} + \delta X_{i,t-1} + \nu_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型（3）的核心解释变量为时间虚拟变量 $After$ 、国有企业虚拟变量 Soe 与基于企业财务状况的风险 $Finan$ 的三重交叉项 $After*Soe*Finan$ 。如果国有企业商业信用融资的上升来源于其基于财务状况的违约风险优势，则我们应该观察到财务状况更加健康的国有企业商业信用融资的上升幅度应该更加明显。我们主要采用两个指标度量企业的违约风险 $Finan$ 。首先，我们根据 Merton（1974）的思想，计算企业资产价值和违约门槛之间的违约距离¹⁴（DD）。其次，我们还采用了 Altman 的 Z 值（Zscore）度量企业的违约风险。这一完全基于财务指标的度量方式同样可以较好地考察基于财务状况的企业违约风险。

$$Credit_{i,t} = \alpha + \beta_1 After_t + \beta_2 Soe_{i,t} + \beta_3 IGG_{i,t-1} + \beta_4 After_t * Soe_{i,t} + \beta_5 After_t * IGG_{i,t-1} + \beta_6 Soe_{i,t} * IGG_{i,t-1} + \beta_7 After_t * Soe_{i,t} * IGG_{i,t-1} + \delta X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

而在模型（4）中，我们检验了政府隐性担保 IGG 的影响。参考王珏等（2015）的做法，我们采用王小鲁等（2016）编制的市场化指数中政府与市场关系分指数（ Mkt ）作为政府隐性担保的度量。为了保证结论的稳健性，我们在稳健性检验中考虑了三个变量度量政府隐性担保的强弱：第一，林毅夫和李志赞（2004）认为，政策负担较重国有企业的更可能获得地方政府的隐性担保。为此，我们参考廖冠民和沈红波（2014），采用企业每万元营

¹³ 值得注意的是，自然垄断行业以及少数非垄断行业的上市公司数量较少，此时采用营业收入中位数的方法无法很好地度量企业的市场地位。为此，我们同时给出了全样本的回归结果以及剔除自然垄断和行业内上市公司数量小于等于 2 观测后子样本的回归结果。

¹⁴ 违约距离的具体计算公式参见陈胜蓝和马慧（2018）。

业收入所需的员工人数对当年行业中位数的偏离度量企业承担的政策负担。第二，国有企业可以为地方政府贡献大量的税收和就业机会，因此在地方经济中重要性越高的国有企业越可能得到政府的救助。基于这一逻辑，我们用企业净利润占其所在地级市当年 GDP 的比重度量政府隐性担保的强弱。第三，吴秋生和独正元（2019）认为，取得更多的政府补贴意味着企业受到政府更大的支持和帮助，政府也更有可能是为企业兜底。为此，我们还将企业是否获得政府补贴（Gsub）作为第三个层面的指标度量政府隐性担保的强弱。

（三）描述性统计

表 2 给出了变量的描述性统计。

表 2 变量的描述性的统计

变量名称	观测数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>Credit</i>	28,019	0.0415	0.0279	0.1405	-0.3348	0.4621
<i>Up_Credit</i>	28,018	0.1573	0.1267	0.1189	0.0048	0.5531
<i>Down_Credit</i>	28,018	0.1156	0.0898	0.1040	0.0000	0.4729
<i>Sdebt</i>	28,019	0.1303	0.1060	0.1205	0.0000	0.8239
<i>Ldebt</i>	28,019	0.0531	0.0095	0.0874	0.0000	0.8460
<i>CFO</i>	28,019	0.0447	0.0437	0.0761	-0.1978	0.2607
<i>Size</i>	28,019	21.6842	21.5302	1.2317	19.0835	25.5533
<i>MTB</i>	28,019	2.5771	2.0177	1.7650	0.9114	10.8741
<i>ROA</i>	28,019	0.0384	0.0366	0.0619	-0.1984	0.2415
<i>Osrev</i>	27,838	0.0849	0.0000	0.1722	0.0000	0.8477
<i>Age</i>	28,019	9.3207	8.0000	5.7292	1.0000	27.0000
<i>Gdp</i>	28,019	0.0894	0.0830	0.0193	0.0670	0.1420
<i>M2grow</i>	28,019	0.1498	0.1439	0.0439	0.0820	0.2842
<i>Mpdum</i>	28,019	0.4876	0.0000	0.4999	0.0000	1.0000
<i>Topfive</i>	16,777	0.3577	0.3089	0.2147	0.0448	0.9677
<i>Soe</i>	28,019	0.4994	0.0000	0.5000	0.0000	1.0000
<i>After</i>	28,019	0.6915	1.0000	0.4619	0.0000	1.0000
<i>Zscore</i>	28,016	5.7413	3.2750	7.8938	0.0871	56.9091
<i>DD</i>	28,013	4.9122	4.1963	2.8306	1.2884	15.4922
<i>Mkt</i>	28,013	7.0127	7.1300	1.4509	2.1400	9.6607
<i>Pc</i>	15,542	0.4411	0.0000	0.4965	0.0000	1.0000

从表 2 可以看出，我国上市公司从上游供应商获得的商业信用占总资产的比重平均为 15.73%，商业信用净融资 *Credit* 的均值则为 4.15%。相比之下，银行短期信贷融资 *Sdebt* 的均值为 13.03%，银行长期信贷融资 *Ldebt* 的均值则为 5.31%。这说明我国上市公司商业信用融资是企业的一种重要的融资方式。

四、实证结果

(一) 商业信用融资的结构性变化和替代融资假说

表 3 给出了模型 (1) 的回归结果。

表 3 商业信用融资的结构性变化和替代融资假说

<i>Credit</i>	(1)	(2)	(3)
<i>After*Soe</i>	0.0134*** (0.0033)	0.0058** (0.0028)	0.0057** (0.0028)
<i>After</i>	-0.0115*** (0.0027)	0.0031 (0.0033)	
<i>Soe</i>	0.0019 (0.0027)		
<i>Sdebt</i>	-0.1467*** (0.0068)	-0.1028*** (0.0079)	-0.1045*** (0.0079)
<i>Ldebt</i>	-0.1247*** (0.0076)	-0.0143 (0.0092)	-0.0155* (0.0093)
<i>CFO</i>	0.1839*** (0.0112)	0.1310*** (0.0097)	0.1324*** (0.0098)
<i>Size</i>	0.0233*** (0.0008)	0.0054*** (0.0014)	0.0072*** (0.0015)
<i>MTB</i>	-0.0039*** (0.0004)	-0.0009** (0.0004)	0.0003 (0.0005)
<i>ROA</i>	-0.1975*** (0.0137)	-0.1084*** (0.0132)	-0.1140*** (0.0134)
<i>Osrev</i>	-0.0048 (0.0039)	-0.0357*** (0.0056)	-0.0370*** (0.0056)
<i>Imcredit</i>	0.8063*** (0.0117)	0.7161*** (0.0176)	0.6743*** (0.0191)
<i>Age</i>	0.0017*** (0.0001)	0.0038*** (0.0004)	
<i>Gdp</i>	0.4387*** (0.0442)	0.4167*** (0.0362)	
<i>M2grow</i>	0.1285*** (0.0192)	0.0974*** (0.0178)	
Constant	-0.5275*** (0.0181)		
个体固定效应	不控制	控制	控制
年份固定效应	不控制	不控制	控制
Observations	27,838	27,647	27,647
R-squared	0.3652	0.7166	0.7177

注：括号中为稳健标准误，*，**，***分别表示 10%，5%，1%的水平下显著。

从表 3 第一列回归结果可以看出，在不控制个体固定效应和年份固定效应的情况下，Soe 的系数不显著，而 After*Soe 的系数显著为正。这说明 2008 年后国企的商业信用融资开始显著大于私企。第二列与第三列的回归结果显示，在控制企业的个体固定效应和年份固定效应之后，After*Soe 的系数仍然在 5%水平下显著为正。这一结果与我们在图 1 中观察到的现象一致，说明近年来我国商业信用融资在总量上的增加并未主要流向私营企业，而是大都流向了国有企业。此外，对比第一列和后两列可以发现，在控制个体固定效应之后回归的拟合优度从 36.52%上升到了 71.66%，这说明随时间不变的个体固定效应具有较强的解释力度，为此我们在后文的回归中都加入了个体固定效应。从经济意义上看，2008 年后国有企业相对于私营企业的商业信用融资上升了 0.57%，这一数值相对于全样本中商业信用融资占总资产 4.15%的比重而言具有相当大的经济显著性。

控制变量的回归结果显示，银行信贷的系数为负，反映出银行信贷融资与商业信用融资的替代关系。企业资产规模和年龄的系数均显著为正，反映出企业商业信用融资与市场地位的正相关关系。市值账面比的系数显著为负，则反映出成长性好的企业得到的商业信用融资反而越少，这很可能是高成长性企业违约风险较大的结果。企业经营现金流的系数显著为正，这可能是由于流动性较好的企业更容易获得商业信用融资，也可能是由于经营现金流充裕的企业往往是成熟期企业，市场地位较高。而盈利能力的系数显著为负，则很可能是由于高盈利更容易获得相对便宜的银行信贷，因而较少使用商业信用融资所致。海外业务收入占比越高，企业商业信用净融资更少，这可能是由于出口企业为了增强竞争力更多使用应收项目增加销售的缘故，也可能是因为 2008 年后出口企业风险上升因而更难得到上游商业信用所致。

总体来看，表 3 的回归结果确认了图 1 的发现，也部分验证了假设 1 的结论，即 2008 年以来，国有企业的商业信用融资相对私营企业出现了显著的上升。在银行信贷进一步向国有企业倾斜的背景下，私营企业并没有通过增加对商业信用的使用来代替银行短期信贷的减少¹⁵。因此，替代融资假说无法解释 2008 年以来我国私营企业商业信用融资的相对下降。

¹⁵ 钟宁桦等（2016）和王宇伟等（2018）都发现 2008 年后我国的银行信贷进一步向国有企业倾斜。在本文的稳健性检验中，我们再次确认了 2008 年后银行信贷向国有企业倾斜的事实。

（二）商业信用融资的结构性变化和买方市场假说

模型（2）考察了商业信用融资的变化与企业市场地位的关系。回归结果见表 4。

表 4 商业信用融资的结构性变化和买方市场假说

<i>Credit</i>	<i>Mpdum</i>			<i>Topfive</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>After*Soe*Mp</i>	-0.0037 (0.0056)	-0.0042 (0.0056)	-0.0013 (0.0060)	-0.0235 (0.0193)	-0.0215 (0.0193)	-0.0221 (0.0208)
<i>After*Soe</i>	0.0108*** (0.0040)	0.0110*** (0.0040)	0.0103** (0.0043)	0.0133* (0.0078)	0.0123 (0.0078)	0.0147* (0.0081)
<i>Soe*Mp</i>	0.0059 (0.0055)	0.0050 (0.0055)	0.0048 (0.0058)	-0.0003 (0.0188)	0.0001 (0.0187)	0.0067 (0.0197)
<i>After*Mp</i>	-0.0176*** (0.0046)	-0.0179*** (0.0046)	-0.0172*** (0.0048)	0.0405** (0.0160)	0.0385** (0.0160)	0.0432*** (0.0168)
<i>Mp</i>	0.0263*** (0.0045)	0.0263*** (0.0045)	0.0243*** (0.0047)	-0.0202 (0.0160)	-0.0194 (0.0160)	-0.0219 (0.0164)
<i>After</i>	0.0104*** (0.0039)			-0.0076 (0.0071)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	不控制	控制	控制	不控制	控制	控制
Observations	27,647	27,647	25,177	16,477	16,477	15,284
R-squared	0.7187	0.7197	0.7214	0.7537	0.7545	0.7610

注：括号中为稳健标准误，*，**，***分别表示 10%，5%，1%的水平下显著。

表 4 共分为六列，其中前三列采用企业销售额占行业之和的比重相对于行业中位数的相对大小（*Mpdum*）衡量企业的市场地位，后三列则采用企业前五大供应商采购额占总采购额的比重（*Topfive*）度量企业市场地位的高低。为了保证回归结果的稳健性，我们在第三列和第六列的回归中剔除了公共事业行业的观测以及行业内上市公司数量小于等于 2 的观测。可以看出，无论采用哪种方式度量企业的市场地位，*After*Soe*Mp* 的系数都不显著。这一发现再次验证了假设 1 的结论，说明基于供应商竞争和促销的买方市场假说同样无法解释 2008 年以来国有企业商业信用融资的相对上升。

（三）财务状况、隐性担保和违约风险假说

表 5 和表 6 分别给出了模型（3）和模型（4）的回归结果。

表 5 商业信用融资的结构性变化和违约风险假说——财务状况渠道

<i>Credit</i>	<i>DD</i>		<i>Zscore</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>After*Soe*Finan</i>	-0.0011 (0.0009)	-0.0012 (0.0009)	-0.0007* (0.0004)	-0.0007* (0.0004)
<i>After*Soe</i>	0.0088 (0.0054)	0.0085 (0.0054)	0.0064* (0.0035)	0.0066* (0.0035)
<i>Soe*Finan</i>	0.0001 (0.0008)	0.0002 (0.0008)	-0.0001 (0.0004)	-0.0001 (0.0004)
<i>After*Finan</i>	-0.0025*** (0.0007)	-0.0035*** (0.0008)	-0.0011*** (0.0003)	-0.0009*** (0.0003)
<i>Finan</i>	-0.0018** (0.0007)	-0.0023*** (0.0007)	-0.0007** (0.0003)	-0.0010*** (0.0003)
<i>After</i>	0.0149*** (0.0048)		0.0059 (0.0036)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	不控制	控制	不控制	控制
Observations	27,642	27,642	27,645	27,645
R-squared	0.7194	0.7217	0.7202	0.7218

注：括号中为稳健标准误，*，**，*** 分别表示 10%，5%，1%的水平下显著。

表 5 共分为四列，前两列采用了 Merton（1974）模型中的违约距离度量企业的流动性风险，后两列则采用了 Altman 的 Z 指数（Zscore）度量企业的违约风险。从前两列的回归系数可以看出，*After*Soe*Finan* 的系数均不显著。这说明 2008 年后国有企业商业信用融资的上升幅度并不会随着国有企业违约风险的增加而发生显著变化，从而与假设 2.a 不符。而表 5 后两列中 *After*Soe*Finan* 的系数为负，且在控制年份固定效应后在 10%水平下显著，这说明国企商业信用融资的相对上升主要发生在风险相对较高的国有企业中（Zscore 数值越小说明企业的违约风险越高）。这一结果与假设 2.a 的预测相反。总体上看，表 5 的回归结果不支持假设 2.a 的预测。

表 6 商业信用融资的结构性变化和违约风险假说——隐性担保渠道

<i>Credit</i>	(1)	(2)
<i>After*Soe*Mkt</i>	-0.0041*** (0.0015)	-0.0043*** (0.0015)
<i>After*Soe</i>	0.0339*** (0.0106)	0.0351*** (0.0106)
<i>After*Mkt</i>	-0.0026**	-0.0028***

	(0.0011)	(0.0011)
<i>Soe*Mkt</i>	0.0061***	0.0059***
	(0.0018)	(0.0019)
<i>Mkt</i>	0.0006	0.0050***
	(0.0017)	(0.0019)
<i>After</i>	0.0270***	
	(0.0086)	
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
年份固定效应	不控制	控制
Observations	27,642	27,642
R-squared	0.7170	0.7183

注：括号中为稳健标准误，*，**，***分别表示 10%，5%，1%的水平下显著。

从表 6 可以看出，无论是否控制年份固定效应，*After*Soe*Mkt* 的系数都为负且在 1% 水平下显著。这说明 2008 年以来国有企业商业信用融资的相对上升在政府隐性担保更强的地区表现得更加明显（*Mkt* 为反向指数，其数值越小说明政府隐性担保越强），从而验证了假设 2.b 的预测。为了增加这一结论的可靠性，我们还在稳健性检验中采用了三个其它指标度量政府隐性担保的强弱，结果发现回归结果都是稳健的。

（四）进一步的讨论

1. 商业信用的分解——国企商业信用融资的相对上升主要来自于上游还是下游？

为了进一步考察国企商业信用的相对上升主要来自于上游商业信用还是下游商业信用，我们分别对上下游商业信用进行了回归，结果见表 7。

表 7 上游商业信用与下游商业信用的相对变化

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Up_credit</i>	<i>Up_credit</i>	<i>Down_credit</i>	<i>Down_credit</i>
<i>After*Soe</i>	0.0173***	0.0176***	0.0124***	0.0129***
	(0.0023)	(0.0023)	(0.0020)	(0.0020)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	不控制	控制	不控制	控制
Observations	27,647	27,647	27,647	27,647
R-squared	0.7278	0.7283	0.7322	0.7333

注：括号中为稳健标准误，*，**，***分别表示 10%，5%，1%的水平下显著。

从表 7 可以看出，2008 年后国企无论是获得的上游商业信用，还是给予下游的商业信用都相对私企出现了明显的上升。这说明表 3 所观察到的国企净商业信用的相对上升趋势

主要来自于上游供应商给予国有企业商业信用更大幅度的增加，而非国有企业对下游客户商业信用的供给收缩。

2. 横截面差异和经济后果

表 8 给出了不同规模和地区企业子样本商业信用融资相对变化的回归结果¹⁶。

表 8 商业信用相对变化的横截面差异

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Credit</i>	资产规模大	资产规模小	中西部省份	东部省份
<i>After*Soe</i>	0.0122*** (0.0042)	0.0045 (0.0047)	0.0148*** (0.0045)	0.0006 (0.0036)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
Observations	14,032	13,289	8,996	18,651
R-squared	0.7809	0.7030	0.7046	0.7253

注：括号中为稳健标准误，*，**，***分别表示 10%，5%，1%的水平下显著。

从表 8 可以看出，只有在资产规模较大以及中西部的子样本中，*After*Soe* 的系数显著为正。这说明，2008 年以来国有企业商业信用融资的相对上升主要发生在资产规模较大的国有企业和中西部地区的国有企业。

在表 8 的基础上，我们进一步考察了横截面上国有企业商业信用融资的增加是否会带来企业业绩的改善，回归结果见表 9。

表 9 企业业绩的结构性变化

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ROA</i>	资产规模大	资产规模小	中西部省份	东部省份
<i>After*Soe</i>	-0.0026 (0.0021)	-0.0023 (0.0028)	-0.0047* (0.0026)	-0.0004 (0.0019)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
Observations	14,032	13,289	8,996	18,651
R-squared	0.6136	0.5149	0.4966	0.5138

注：括号中为稳健标准误，*，**，***分别表示 10%，5%，1%的水平下显著。

¹⁶ 资产规模大小采用行业-年份资产中位数进行划分，地区划分标准则采用国家统计局 2011 年出台的《东西中部和东北地区划分方法》。为了降低子样本数量，我们将中部与西部合并为中西部地区，而将东部以及东北合并为东部地区。由于东北地区企业数量相对较少，因此不将其并入东部地区并不会对回归结果产生显著的影响。

表 9 的因变量为企业的 ROA，控制变量的选择则参考了饶品贵和姜国华（2013）。从表 9 可以看出，在资产规模较大和中西部的子样本中，*After*Soe* 的系数均为负，而中西部子样本回归中这一系数甚至在 10%水平下显著。这说明，尽管大型的和中西部的国有企业在 2008 年后获得了更多的商业信用，但这些国有企业的业绩并未出现明显的改善，甚至在一定程度上出现明显的恶化。

（五）其它可能的解释¹⁷

1. 政治关联的影响

除了所有制特征以外，企业家的政治关联也有助于企业获得优惠（吴文锋等，2009）。为此，我们根据企业董事会成员是否正在或曾经在政府部门任职建立了政治关联变量 *Pc*，考察 2008 年后拥有政治关联的企业是否相对没有政治关联的企业获得了更多的商业信用，结果见表 10。

表 10 政治关联和商业信用的结构性变化

	(1)	(2)	(3)
<i>Credit</i>	全样本	私营企业	国有企业
<i>After*Pc</i>	-0.0029 (0.0035)	-0.0057 (0.0061)	-0.0017 (0.0043)
<i>Pc</i>	0.0009 (0.0032)	0.0028 (0.0056)	-0.0000 (0.0038)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
Observations	15,149	7,748	7,401
R-squared	0.7337	0.7247	0.7305

注：括号中为稳健标准误，*，**，***分别表示 10%，5%，1%的水平下显著。

表 10 的结果说明，无论在全样本还是私营企业内部，董事会成员的政治关联都没有帮助企业获得更多的商业信用。为此，政治关联假说无法解释国企商业信用的相对上升。

2. 关键战略性行业的“经济制高点”假说

Huang et al.（2017）认为，中央政府会通过直接监管而非分权的方式保证对关键战略性行业的控制，以掌控经济的制高点。根据这一假说，国企商业信用融资的相对上升可能只是国企“做大做强”的战略方针在企业融资层面的自然反映。为了区分这两种假说，我

¹⁷ 感谢匿名审稿人的建议。

们根据企业所在行业将样本分为关键战略性行业与非战略性行业两个子样本，分别进行回归¹⁸。回归结果见表 11。

表 11 战略性行业的“经济制高点”假说

	(1) 非战略性行业	(2) 战略性行业
<i>Credit</i>		
<i>After*Soe</i>	0.0055* (0.0029)	0.0199* (0.0114)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
Observations	25,442	2,205
R-squared	0.7224	0.6527

注：括号中为稳健标准误，*，**，***分别表示 10%，5%，1%的水平下显著。

从表 11 的回归结果可以看出，在非战略性行业 *After*Soe* 的系数为 0.0055 且在 10% 水平下显著为正，而战略性行业 *After*Soe* 的系数同样在 10% 水平下显著且其系数高达 0.0199。这一结果有两层含义，首先，非战略性行业国企商业信用的相对上升说明国有企业商业信用融资的相对上升不能完全由经济制高点假说所解释。第二，战略性行业更大的上升幅度说明在“做大做强”的改革方向下，战略性行业国企的商业信用融资确实增加的更加明显。

3. 国企侵占假说

第三个可能存在的解释在于国企对供应商货款主动和长期的拖欠。为了检验这一假说，我们分析了商业信用的账龄，具体结果见表 12 和表 13¹⁹。

表 12 应付账款账龄的分布

账龄 (年)	2008 年之前			2008 年之后			DID
	国企	私企	Diff	国企	私企	Diff	
<1	86.2363	85.4067	0.8296	83.6574	81.1681	2.4893***	1.6597*
1-2	7.9359	7.8876	0.0483	8.4216	8.4382	-0.0167	-0.0650
2-3	2.8348	3.3323	-0.4975*	3.0224	3.3710	-0.3486*	0.1489
>3	4.5477	6.4068	-1.8591***	5.0197	8.0926	-3.0729***	-1.2138

注：*，**，***分别表示 10%，5%，1%的水平下显著。

¹⁸ 我们将水的生产与供应，燃气生产与供应，电力、热力生产与供应，石油加工、炼焦及核燃料加工，石油和天然开采，铁路、船舶、航空航天和其它运输设备制造，电信、广播电视和卫星传输服务等七个行业归为战略性行业，而将其它行业归为非战略性行业。

¹⁹ 考虑到新上市企业对样本构成的影响，我们剔除了 2008 年之后上市的企业样本。

从表 12 可以看出，2008 年后国企一年以内应付账款比例相对私营企业出现了显著的上升。另一方面，私企三年以上应付账款的上升幅度却更大。这说明，国企并未更明显地通过延长对其货款的支付期限来占用供应商的资金。

表 13 应收账款账龄的分布

账龄 (年)	2008 年之前			2008 年之后			DID
	国企	私企	Diff	国企	私企	Diff	
<1	72.9726	71.7779	1.1947**	76.6728	78.0181	-1.3452*	-2.5399***
1-2	9.7631	10.5832	-0.8201***	6.3191	6.9332	-0.6141*	0.2060
2-3	5.2388	5.5913	-0.3525*	2.9035	3.3705	-0.4670*	-0.1145
>3	12.0255	12.0477	-0.0221	14.1046	11.6783	2.4264***	2.4485***

注：*，**，***分别表示 10%，5%，1%的水平下显著。

在应收账款方面，虽然国企一年以内应收账款的比重相对私营企业下降 2.54%，而三年以上应收账款的比重则上升了 2.45%。这说明是私企而非国企在 2008 年后更显著地加大了对于应收账款的回收力度。综合表 12 和表 13，我们同样没有找到国有企业通过延长付款期限和加快货款回收来主动增加对供应商资金占用的证据。

（六）稳健性检验

本文主要考虑了四个方面的稳健性检验²⁰。首先，在政府隐性担保的度量上，我们从企业是否获得政府补贴、企业在地方经济中的重要性以及企业承担的政策负担三个层面度量政府的隐性担保，结果发现回归结果都是稳健的。

第二个方面的稳健性检验在于“四万亿”经济刺激计划的短期冲击。我们发现，在经济刺激计划结束后，国企的商业信用融资相对私企出现了进一步的上升，这排除了“四万亿”刺激计划短期冲击的解释。

第三个方面的稳健性检验在于验证企业信贷融资的变化。在对表 3 回归内容的解读中，我们只是通过引用相关文献的发现证明国有企业的信贷融资在 2008 年以来也相对私营企业出现了显著的增加。为了保证结论的稳健性，我们对这一观点进行了实证检验，发现 2008 年后国企的信贷融资确实相对私企出现了显著的上升。

第四个方面的稳健性检验在于新上市样本的冲击。为了防止回归结果来源于虚拟变量划分的时间节点前后样本构成的变化，我们剔除了所有在 2008 年后上市企业的观测，结果

²⁰ 由于篇幅所限，我们并未报告稳健性检验的表格，有兴趣的读者可联系作者进行索取。

发现结果依然稳健。

五、结论和启示

2008 年全球金融危机以来，中国非金融企业的债务水平迅速上升。大量学者从信贷融资的角度分析了这一现象及其背后的成因。采用 1998-2017 年中国上市公司的数据，我们考察了企业另一种重要的融资形式——商业信用融资。研究发现，2008 年以来国企获得的商业信用相对私企显著上升，且这一相对上升无法被私企的替代融资需求、国企的市场地位以及财务状况所解释，但会随着企业政府隐性担保的增强而上升。在这一基础上，我们对商业信用进行了解构，结果发现国有企业商业信用净融资的相对上升主要是由于其收到了更多的上游商业信用（应付项目），而非给予了更少的下游商业信用（应收项目）。而在横截面上，尽管大型的、中西部省份的国企商业信用上升的更加明显，但这些国企的业绩却并未出现明显的改善。在银行信贷进一步向国有企业倾斜的背景下，商业信用不但没有对银行信贷体系形成有效的补充，反而同样表现出对国有企业的明显倾斜，这是 2008 年以来我国企业债务结构性问题的重要成因之一。

本文的发现主要有两个方面的启示。首先，虽然从结构性的视角认识中国企业的债务问题已经成为了一个共识，但对这一结构性问题成因的探讨却主要集中于银行信贷的领域。本文的研究则说明，在考察中国企业债务的结构性问题时，不能仅仅考虑银行信贷的影响，还应该考虑商业信用等非正式融资可得性对企业杠杆率的结构性影响。国有企业隐性担保的存在除了导致金融机构的信贷歧视外，还会降低上游供应商为下游民营企业提供商业信用的意愿，从而大大弱化了商业信用作为重要的资金漏损和二次分配渠道对资源配置效率的改善作用。由于中小民营企业对于商业信用融资的依赖程度远大于上市公司，因此本文的实证结果很可能低估这一影响。为此，破除政府对竞争性领域国有企业的隐性担保和硬化国有企业的预算软约束不但有助于提高正式融资渠道资金的配置效率，还有助于民营企业提高商业信用融资的可得性，从而在银行风险偏好较低和货币政策传导不畅的情况下从非正式融资的渠道缓解中小企业的融资困境。其次，虽然上游企业在提供商业信用时承担了下游企业拖欠货款的风险，但商业信用往往被认为是安全且易于变现的类现金资产，相关研究也着重于考察商业信用与银行信贷之间的替代作用，而忽略了商业信用融资可得性受宏观环境和企业风险的影响。这些问题都值得进一步的研究和探讨。

【参考文献】

- [1] Barrot, J.N., "Trade Credit and Industry Dynamics: Evidence from Trucking Firms", *Journal of Finance*, 2016, 71(5), 1975-2016.
- [2] Bernanke, B.S., and M. Gertler, "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations", *The American Economic Review*, 1989, 79(1), 14-31.
- [3] Borisova, G., V. Fotak, K. Holland, and W.L. Megginson, "Government Ownership and The Cost of Debt: Evidence from Government Investments in Publicly Traded Firms", *Journal of Financial Economics*, 2015, 118(1), 168-191.
- [4] 陈胜蓝、马慧, "贷款可获得性与公司商业信用——中国利率市场化改革的准自然实验证据", 《管理世界》, 2018 年第 11 期, 第 108-120 页。
- [5] Chod, J., E. Lyandres, and S.A. Yang, "Trade Credit and Supplier Competition", *Journal of Financial Economics*, 2019, 131(2), 484-505.
- [6] Cong, L.W., H. Gao, J. Ponticelli and X. Yang, "Credit Allocation under Economic Stimulus: Evidence from China", Working Paper, 2018.
- [7] Cunat, V., "Trade Credit: Suppliers as Debt Collectors and Insurance Providers", *Review of Financial Studies*, 2006, 20(2), 491-527.
- [8] Deng, Y.H., R. Morck, J. Wu, and B. Yeung, "China's Pseudo-monetary Policy", *Review of Finance*, 2015, 19(1): 55-93.
- [9] Fabbri, D., and A.M.C. Menichini, "Trade Credit, Collateral Liquidation, and Borrowing Constraints", *Journal of Financial Economics*, 2010, 96(3), 413-432.
- [10] [10]Fisman, R., and I. Love, "Trade Credit, Financial Intermediary Development, and Industry Growth", *The Journal of Finance*, 2003, 58(1), 353-374.
- [11] Ge, Y., and J. Qiu, "Financial Development, Bank Discrimination and Trade Credit", *Journal of Banking & Finance*, 2007, 31(2), 513-530.
- [12] 胡悦、吴文锋, "逆转的杠杆率剪刀差——国企加杠杆还是私企去杠杆", 《财经研究》, 2019 年第 5 期, 第 44-57 页。
- [13] 黄兴李、邓路、曲悠, "货币政策、商业信用与公司投资行为", 《会计研究》, 2016 年第 2 期, 第 58-65 页。
- [14] Huang, Z., L. Li, , G. Ma, , and L.C. Xu, "Hayek, local information, and commanding heights: Decentralizing state-owned enterprises in China", *American Economic Review*, 2017, 107(8), 2455-78.
- [15] 纪敏、严宝玉、李宏瑾, "杠杆率结构、水平和金融稳定——理论分析框架和中国经验", 《金融研究》, 2017 年第 2 期, 第 15-29 页。
- [16] 廖冠民、沈红波, "国有企业的政策性负担:动因、后果及治理", 《中国工业经济》, 2014 年第 6 期, 第 98-110 页。
- [17] 林毅夫、李永军, "中小金融机构发展与中小企业融资", 《经济研究》, 2001 年第 1 期, 第 10-18 页。
- [18] 林毅夫、李志赞, "政策性负担、道德风险与预算软约束", 《经济研究》, 2004 年第 2 期, 第 17-27 页。
- [19] 刘树成, "民间投资增速严重下滑与宏观经济波动", 《中国工业经济》, 2016 年第 11 期, 第 5-12 页。
- [20] Love, I. and R. Zaidi, "Trade Credit, Bank Credit and Financial Crisis", *International Review of Finance*, 2010, 10(1), 125-147.

- [21] 卢峰、姚洋, “金融压抑下的法治、金融发展和经济增长”, 《中国社会科学》, 2004 年第 1 期, 第 42-55 页。
- [22] 陆正飞、杨德明, “商业信用: 替代性融资, 还是买方市场?”, 《管理世界》, 2011 年第 4 期, 第 6-14 页。
- [23] 马文超、胡思玥, “货币政策、信贷渠道与资本结构”, 《会计研究》, 2012 年第 11 期, 第 39-48 页。
- [24] McMillan, J., and C. Woodruff, “The Central Role of Entrepreneurs in Transition Economies”, *Journal of Economic Perspectives*, 2002, 16(3), 153-170.
- [25] Merton R.C., “On The Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates”, *Journal of Finance*, 1974, 29(2), 449-470.
- [26] Ng, C.K., J.K. Smith, and R.L. Smith, “Evidence on The Determinants of Credit Terms Used in Interfirm Trade”, *Journal of Finance*, 1999, 54(3), 1109-1129.
- [27] Petersen, M. A., and R.G. Rajan, “The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data”, *The Journal of Finance*, 1994, 49(1), 3-37.
- [28] Petersen, M.A., and R.G. Rajan, “Trade Credit: Theories and Evidence”, *Review of Financial Studies*, 1997, 10(3), 661-691.
- [29] 饶品贵、姜国华, “货币政策、信贷资源配置与企业业绩”, 《管理世界》, 2013 年第 3 期, 第 12-22 页。
- [30] 石晓军、张顺明、李杰, “商业信用对信贷政策的抵消作用是反周期的吗? 来自中国的证据”, 《经济学(季刊)》, 2009 年第 10 期, 第 213-236 页。
- [31] 谭伟强, “商业信用: 基于企业融资动机的实证研究”, 《南方经济》, 2006 年第 12 期, 第 52-62 页。
- [32] Van, Horen, “Trade Credit as A Competitiveness Tool; Evidence from Developing Countries”, Working Paper, 2005
- [33] 王珏、骆力前、郭琦, “地方政府干预是否损害信贷配置效率”, 《金融研究》, 2015 年第 4 期, 第 99-114 页。
- [34] 王小鲁、樊纲、余静文, “中国分省份市场化指数报告”, 北京: 社会科学文献出版社, 2016 年。
- [35] 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, 第 51-68 页。
- [36] 王宇伟、盛天翔、周耿, “宏观政策、金融资源配置与企业部门高杠杆率”, 《金融研究》, 2018 年第 1 期, 第 36-52 页。
- [37] 吴秋生、独正元, “混合所有制改革程度、政府隐性担保与国企过度负债”, 《经济管理》, 2019 年第 8 期, 第 162-177 页。
- [38] Wu, W., O.M. Rui, and C. Wu, “Trade Credit, Cash Holdings, and Financial Deepening: Evidence from a Transitional Economy”, *Journal of Banking & Finance*, 2012, 36(11), 2868-2883.
- [39] 吴文锋、吴冲锋、芮萌, “中国上市公司高管的政府背景与税收优惠”, 《管理世界》, 2009 年第 3 期, 第 134-142 页。
- [40] 张新民、王珏、祝继高, “市场地位、商业信用与企业经营性融资”, 《会计研究》, 2012 年第 8 期, 第 58-65 页。
- [41] 钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林, “我国企业债务的结构性问题”, 《经济研究》, 2016 年第 7 期, 第 102-117 页。

二元悖论是真实的货币政策约束吗

张勇¹ 赵军柱² 姜伟³

【摘要】二元悖论是 Rey (2018) 发现的统计现象,引起学界广泛关注。本文从新的角度解释二元悖论现象的成因,借以分析外围国家央行面临的真实货币政策约束到底是二元悖论还是三元悖论。本文研究发现,二元悖论现象是当央行隐性干预汇率时,特别是同时存在金融市场风险加速器机制时,三元悖论在国际金融周期中表现出来的统计现象,二元悖论不会像三元悖论那样成为外围国家央行面临的真实货币政策约束。本文在论证央行隐性汇率干预和金融市场风险加速器机制的基础上,将它们纳入遵循三元悖论的新凯恩斯模型,数据模拟显示,在遵循三元悖论的国际金融周期模型中,外围国家央行隐性汇率干预与金融市场风险加速器在效果上相互加强,能够引致明显的二元悖论现象。

【关键词】三元悖论; 二元悖论; 风险加速器; 汇率干预

一 引言

第二次世界大战以后美国成为世界中心国家,其每一轮货币紧缩、扩张周期都引发外围发展中国家的资本流动和经济波动。近年来学界开始关注美国货币政策影响外围发展中国家资本流动的新机制和新因素,Rey (2018)的经验研究发现,外围国家的资本流动、信贷溢价和资产价格等不能由其自身货币政策决定,而是取决于中心国家货币政策决定的全球共同趋势。Rey 据此提出资本自由流动和货币政策独立性不可兼得的“二元悖论”,即不管汇率是否自由浮动,只要资本流动不受限制,外围国家的货币政策就不能保持独立性,就要受到中心国家周期性货币政策的制约。外围国家要保持货币政策独立性,就必须实行资本管制。而根据经典的三元悖论(克鲁格曼,1999),一个国家只要允许资本自由流动,在自由浮动汇率制度下本国就有货币政策独立性,所以二元悖论是与三元悖论相抵触的。为推动这一问题的解决,本文从新的角度解释二元悖论现象的成因,即解释外围国家货币政策不能控制其资本流动、信贷溢价和资产价格等金融变量的原因,借以分析央行面临的货币政策约束到底是二元

¹ 张勇, 南京审计大学金融学院。

² 赵军柱, 中央财经大学中国经济与管理研究院。

³ 姜伟, 青岛大学经济学院。

悖论还是三元悖论。虽然 Rey(2018)在统计上观察到了二元悖论现象，但是本文研究发现二元悖论现象是当央行隐性干预汇率时，特别是同时存在金融市场风险加速器机制时，三元悖论在国际金融周期中表现出的统计现象，二元悖论不会像三元悖论那样成为外围国家央行面临的货币政策约束。原因主要有两点：

首先，很多外围国家实行的浮动汇率制度只是名义上的，这些国家经常通过各种手段隐性干预汇率，以实现汇率稳定（Calvo and Reinhart, 2002; Ilzetzi *et al.*, 2017）。如果央行隐性干预汇率波动，名义上却公开宣称实行自由浮动汇率制度，这些国家在统计上就表现为（在资本自由流动条件下）浮动汇率制度不能保障央行货币政策独立性的现象。Ilzetzi *et al.*(2017)研究了实际汇率制度、资本流动和货币政策之间的关系，发现它们之间仍然体现为三元悖论关系。因此，二元悖论现象可能是外围国家央行隐性干预汇率的结果，并不必然与三元悖论机制相冲突。

其次，经验研究并不能直接从数据中观察到外围国家的货币政策是否独立，往往根据外围国家货币政策能否控制其资本流动、信贷溢价和资产价格来评价其货币政策独立性。其中存在的重要问题是，外围国家货币政策能否控制其资本流动、信贷溢价和资产价格不仅取决于货币政策独立性，也取决于其它影响货币政策效果的因素，特别是金融市场风险因素。比如在亚洲金融危机期间，韩国的货币政策是相对独立的，可以相对自由地控制其市场利率，但是金融市场风险高企，使得韩国无论如何加息都不能很好地控制其资本外逃。因此，金融市场风险的放大会削弱外围国家的货币政策效果，使得这些国家的货币政策在统计上表现得更加不独立，甚至将货币政策独立的国家看成货币政策不独立的国家，这是形成二元悖论现象的又一重要原因。

金融市场风险以加速器的形式削弱外围国家货币政策效果。本文根据 Bernanke *et al.* (1999)和 Christiano *et al.* (2014)的研究，将异质性生产率扰动作为投资者承担的主要风险引入新凯恩斯动态随机一般均衡（DSGE）模型。假设国外投资者在外围国家建立自己持股的企业，并假定此类企业将外在风险内部化以获得相应的风险回报，本文称此类投资为风险投资，称此类股权的企业为风险股权企业。中心国家货币政策通过改变外围国家风险投资的预期回报影响资本流动。本文研究发现，中心国家货币政策紧缩会降低风险投资的预期回报，驱动外围国家资本流出，这会推升外围国家金融市场风险溢价，进一步降低外围国家风险投资的预期回报，从而进一步推动外围国家资本流出。反之亦然。本文将这种预期风险回报降低（提高）和外围国家资本流出（流入）之间相互推动的加速机制称为风险加速器机制。

本文引入制度性汇率风险论证央行隐性汇率干预的必然性。现有文献主要从金融规制、

金融工具缺乏、金融市场摩擦、本土货币脆弱性、金融市场结构变迁等方面研究外围国家害怕汇率自由浮动的原因（Calvo and Reinhart，2002；Mckinnon *et al.*，2004；Aghion *et al.*，2006；Ilzetki *et al.*，2017；陈卫东和谢峰，2018）。但是现有文献没有建立一般均衡的货币政策决策模型，没有量化分析各个方面的金融市场不完善对外围国家货币政策决策的总影响，难以从成本收益角度证明外围国家背离名义浮动汇率制度隐性干预汇率是必然有益的。上述文献中讨论的因素都是外围国家金融市场不完善的表现，其共性都是增加了外汇市场的不确定性，进而增加外汇市场风险和汇率波动，使得外围国家倾向于干预汇率波动。本文将外汇市场不确定性导致的外汇市场风险定义为制度性汇率风险，用一个外生给定的结售汇汇率扰动来体现它的大小，并将它引入新凯恩斯货币政策决策模型，研究制度性汇率风险对外围国家货币政策的影响，证明外围国家央行背离名义浮动汇率制度隐性干预汇率的必然性。本文研究发现，为降低制度性汇率风险导致的福利损失，央行最优的实际货币政策选择是背离名义浮动汇率制度，隐性干预汇率波动，这使得外围国家在资本流动条件下容易受到中心国家货币政策的影响，不能保持独立的货币政策。

在论证央行隐性汇率干预和风险加速器机制存在的基础上，本文将二者一起纳入遵循三元悖论的国际金融周期模型。数据模拟显示，上述机制会导致显著的三元悖论现象，即外围国家的货币政策难以控制其资本流动、风险回报、资产价格等金融变量的现象。具体而言，中心国家利率上升导致外围国家的预期风险回报降低，触发风险加速器机制，从而部分抵消外围国家央行的货币政策效果，使得外围国家货币政策难以有效控制其资本流动等金融变量，形成三元悖论现象。外围国家央行隐性汇率干预压低外围国家的预期风险回报，强化风险加速器机制对外围国家资本流出的影响，而风险加速器机制增加外围国家汇率贬值的幅度，增强央行隐性汇率干预对外围国家货币政策的约束，放大央行隐性汇率干预对外围国家资本流出的影响。因此，风险加速器机制和央行隐性汇率干预在效果上相互加强，使得外围国家货币政策更加难以有效控制其资本流动等金融变量，形成更加明显的三元悖论现象。

二 模型描述

本文在 Gertler *et al.*(2007)和张勇(2015)的模型基础上，加入风险投资和新的金融市场不完备特征。参照张勇(2015)的研究， Y_t^H 表示国内可贸易品， $Y_{h,t}^H$ 表示用于打包国内最终产品的国内可贸易品， $EX_t = Y_t^H - Y_{h,t}^H$ 表示用于出口的国内可贸易品， Y_t^F 表示国外可贸易品。可直接用于国内消费和投资的最终产品 Y_t 由国内可贸易品和国外可贸易品打包而成，国内最终

产品打包函数为：

$$\ln Y_t = \gamma \ln Y_{h,t}^H + (1-\gamma) \ln Y_t^F \quad (1)$$

国内最终产品、国内可贸易品和国外可贸易品的价格分别为 P_t 、 P_t^H 和 P_t^F ，完全竞争的最终产品打包商使成本最小化，有以下条件成立：

$$Y_{h,t}^H / Y_t^F = \gamma / (1-\gamma) (P_t^F / P_t^H), \quad (P_t^H / \gamma)^\gamma (P_t^F / (1-\gamma))^{1-\gamma} = P_t \quad (2)$$

（一）家庭部门

家庭部门效用最大化目标为：

$$E_0 \sum_{t=0}^{+\infty} \beta^t \left[(C_t)^{1-\theta} + v_1 (1-L_t)^{1-\theta} + v_2 (M_{t+1} / P_t)^{1-\theta} \right] / (1-\theta) \quad (3)$$

其中 β 为主观贴现率， C_t 为实际消费， L_t 为劳动供给， M_{t+1} 为 $t+1$ 期初持有的名义货币余额， v_1 和 v_2 为权重参数。在时期 t ，家庭部门可以投资于名义利率为 R_{t+1} 的无风险储蓄存款 B_{t+1} ，可以购买以外币计价的、名义利率为 R_{t+1}^* 的国外无风险债券 B_{t+1}^* ，也可以在国际资本市场向国际风险投资机构购买以外币计价的国际风险投资基金 D_{t+1}^* 。家庭改变国外债券持有量时存在调整成本，调整成本为 $\chi (B_{t+1}^* - B^*)^2 / 2$ ，其中 χ 为校准成本高低的参数， B^* 是 B_{t+1}^* 的稳态值。假设国际风险投资机构将从外围国家获得的融资投资于中心国家，用 R_{t+1}^{d*} 表示国际风险投资机构在中心国家进行风险投资的回报率。家庭持有国际风险投资基金存在交易成本和基金管理费用，扣除交易成本和基金管理费用后的预期总收益为 $E_t (R_{t+1}^{d*}) \left[(1 + D_{t+1}^*)^{1-\xi} - 1 \right] / (1-\xi)$ ，该总收益是基金持有量 D_{t+1}^* 和风险回报率 R_{t+1}^{d*} 的增函数，其中 $\xi \neq 1$ 是控制家庭部门基金需求弹性大小的参数。

假定外围国家的金融发展水平比较低，外汇市场面临较大不确定性，本文将这种不确定性导致的外汇市场风险定义为制度性汇率风险，并用外生给定的结售汇汇率扰动 Z_t 来体现。假定不同时期的 Z_t 相互独立，且对于任意 t ， $E_t Z_{t+1} = 1$ ，从而随机变量 Z_t 对模型没有一阶影响，只有高阶影响。

S_t 是用直接标价法标示的名义汇率（ $s_t = S_t / P_t$ 是 S_t 对应的实际汇率），假定国内（国外）投资者在每期投资到期后最终实现的结（售）汇汇率是 $Z_t S_t$ ，而非 S_t ，同时假定国内（国外）投资者在时期 t 购买国外（国内）资产总能按照现行市场汇率 S_t 换汇，不受 Z_t 的影响。根据以上设定，家庭部门在时期 $t-1$ 购买国外资产时可以按照现行市场汇率 S_{t-1} 获取外汇，不过

家庭部门在时期 t 结汇时面临的汇率是 $Z_t S_t$ ，而非金融市场汇率 S_t ，家庭部门预算约束可表示为：

$$\begin{aligned} P_t C_t + M_{t+1} + B_{t+1} + S_t B_{t+1}^* + \chi S_t (B_{t+1}^* - B^*)^2 / 2 + S_t D_{t+1}^* + T_t = \\ \Pi_t + W_t L_t + M_t + R_t B_t + Z_t S_t R_t^* B_t^* + Z_t S_t R_t^{d*} \left[(1 + D_t^*)^{1-\xi} - 1 \right] / (1-\xi) \end{aligned} \quad (4)$$

其中 W_t 、 T_t 和 Π_t 分别是工资、税收和政府转移支付。(4)式左侧的含义是，家庭在 t 时期的支出包括消费、持有货币、持有储蓄存款、购买国外债券（包括调整成本）、购买国际风险投资基金和税收支出。(4)式右侧的含义是，家庭在 t 时期的收入包括政府转移支付、工资收入、上期持有的货币、持有储蓄存款的收入、持有国外债券的收入和持有国际风险投资基金的收益。

家庭在(4)式的预算约束下，选择最优的消费、劳动力供给、货币需求、储蓄存款和风险投资基金需求来最大化其终身效用。最优化条件分别为：

$$E_t (C_t / C_{t+1})^{-\theta} = \beta R_{t+1} / E_t \pi_{t+1} \quad (5)$$

$$v_2 E_t (M_{t+1} / P_t / C_t)^{-\theta} = (R_{t+1} - 1) / R_{t+1} \quad (6)$$

$$W_t / P_t = v_1 ((1 - L_t) / C_t)^{-\theta} \quad (7)$$

$$E_t (Z_{t+1} S_{t+1} R_{t+1}^*) / (S_t R_{t+1}) = 1 + \chi (B_{t+1}^* - B^*) \quad (8)$$

$$E_t (Z_{t+1} S_{t+1} R_{t+1}^{d*}) / (S_t R_{t+1}) = (1 + D_{t+1}^*)^\xi \quad (9)$$

(8)式是带调整成本的利率平价方程，其含义是选择国外债券的最优需求量时，以本币计算的（相对于本国无风险市场利率的）预期相对收益率等于边际调整成本。(9)式是国际风险投资基金的需求方程，其中(9)式左侧代表国际风险投资机构获得的以外围国家货币计算的（相对于外围国家市场利率的）预期相对收益率。国际风险投资基金的最优需求取决于其预期相对收益率，且需求弹性为 $(1/\xi)$ 。社会福利 Wel_t 由方程(10)决定：

$$Wel_t = \left[(C_t)^{1-\theta} + v_1 (1 - L_t)^{1-\theta} + v_2 (M_{t+1} / P_t)^{1-\theta} \right] / (1-\theta) + \beta E_t Wel_{t+1} \quad (10)$$

(二) 中间产品生产部门

外围国家中间产品生产企业分为自有股权和风险股权企业。假定自有股权企业就是 Bernanke *et al.* (1999) 中的中间产品企业，以自有资金作为股本，而风险股权企业在国际资本市场上发行以本国货币计价的股票募集股本。用 N_{t+1} 表示 t 时期末自有股权企业被投资者持

有的、用本币衡量的自有股权数量, 用 D_{t+1} 表示风险股权企业被投资者持有的、用本币衡量的风险股权数量。假定在国际金融市场发行债券进行债务融资需要承担较高的交易成本, 自有股权企业和风险股权企业都只通过向国内金融中介融资的方式进行债务融资。用 B_{t+1}^N 和 B_{t+1}^D 分别表示自有股权企业和风险企业在 t 时期末持有的、用本币衡量的债务数量, 则自有股权企业和风险股权企业在 t 时期末的名义总资产分别为 $N_{t+1} + B_{t+1}^N$ 和 $D_{t+1} + B_{t+1}^D$ 。

下文的假定将使得两类中间产品企业的差别仅仅是在权益资本来源和风险承担上, 而在最优投入产出和债务决策上是完全同质的, 可用代表性企业来描述。代表性中间品企业的生产函数是 $Y_t^m = A_t (K_t)^\alpha (L_t)^{1-\alpha}$, 其中 Y_t^m 是 t 时期中间产品产量, K_t 是 t 时期初企业的设备存量, L_t 是企业雇佣的劳动。用 $P_{m,t}^H$ 表示中间产品的价格, 则厂商利润最大化对应的劳动力需求满足:

$$(1-\alpha)Y_t^H / L_t = W_t / P_{m,t}^H \quad (11)$$

分别记 Q_t 和 R_t^K 为 t 时期的资产价格和中间产品部门的资产回报率, 则中间产品部门实际的预期资产回报率满足:

$$E_t(R_{t+1}^K / \pi_{t+1}) = E_t[\alpha P_{m,t}^H Y_{t+1}^H / (P_{t+1} K_{t+1}) + (1-\delta)Q_{t+1}] / Q_t \quad (12)$$

其中 π_{t+1} 为 $t+1$ 期的通货膨胀率, δ 为资本折旧率, (12) 式右侧中括号内第一项是设备的边际产出, 第二项是设备的折旧残值。

假定两类中间品企业的数量都是无穷的, 所有中间产品企业均匀分布在区间 $[0,1]$ 上。假定企业 j 的资产收益受到随机冲击 $\omega_{j,t}^i$ 的影响, 企业在 t 时期实现的收益率为 $\omega_{j,t}^i R_t^K$, 其中当企业 j 是自有股权企业时 $i = N$, 是风险股权企业时 $i = D$ 。假定债权人 (金融中介) 和企业之间存在 Bernanke *et al.* (1999) 描述的信息不对称, 如果企业宣布破产, 债权人支付甄别成本进行破产清算。本文假定风险股权投资和无风险的债权投资在风险承担上两点不同。

首先, 股东无需像债权人一样付出甄别成本来监督企业清算。股东是企业的所有人, 可以参与企业管理, 与经理人之间不存在信息不对称问题¹, 并且与经理人之间存在更多利益捆绑, 所以本文假定在企业宣布破产清算时, 股东倾向于和经理人一起对债权人隐瞒企业资产, 不愿意帮助债权人承担任何监督企业破产清算的支出。其次, 虽然股东与经理人之间不

¹ 假定自有股权企业的股东就是经理人, 不存在委托代理问题。

存在信息不对称问题，但是股东与经理人之间存在隐藏行动的委托代理问题：经理人不可观察的努力水平越低，其收益冲击 $\omega_{j,t}^D$ 的随机分布就越为不利，企业破产的概率就越高，股东就越希望运用经济激励来促使经理人提高努力水平。激励可以提高经理人的努力水平，降低风险股权企业破产的概率。破产概率降低使得股东预期的资产收益率上升，而且在市场均衡时，破产概率降低使得企业需要补偿债权人的甄别成本降低。

本文假定只要经理人还没有达到与完全信息一致的行动，继续增加经济激励的成本增加量就始终小于企业破产概率进一步降低获得的以上两种收益增量之和，因此股东的最优激励策略总是付出恰好足够的激励成本使得经理人选择与完全信息一致的行动，使得风险股权企业和自有股权企业有完全相同的 ω 分布，即 $\omega_{j,t}^D$ 和 $\omega_{j,t}^N$ 有相同的分布，因此两者的债务决策问题和投入产出问题完全相同，在投入产出和债务融资问题上可以用一个代表性企业来描述。市场均衡时，预期的破产概率越大，经理人隐藏行动的意愿越强，使经理人行动与完全信息一致的激励成本越高。

无论是甄别成本还是激励成本都源于企业的破产风险。甄别成本是企业破产风险给债权人造成的损失，而激励成本是企业破产风险给股东造成的损失。企业完成融资后，债权人不能影响经理人的行动，企业破产风险是不受其策略影响的外部风险；而股东可以通过激励策略影响企业经理人的行动来降低企业的破产概率，企业的破产风险是其能通过策略影响的内部风险。因此，股东出资设立风险股权企业实际上就是将债权投资承担的外部风险转化为股权投资承担的内部风险，使得债权投资承担的甄别成本转化为股权投资承担的激励成本，以期获得相应的风险回报。激励成本可以看成是股东将债权投资承担的外部风险转化为股权投资承担的内部风险所付出的代价。激励成本和甄别成本一样都是在生产期付出的成本，本文将市场利率贴现后的预期激励成本定义为风险内部化成本。

记单位股权平均的风险内部化成本为 $f(\cdot)$ ，假设风险股权企业在风险管理上是规模报酬不变的，即 $f(\cdot)$ 与企业规模无关。根据 Bernanke *et al.* (1999) 的研究，用无风险市场利率度量的均衡风险溢价 $E_t R_{t+1}^K / R_{t+1}$ 越高，企业的杠杆率越高，破产的概率越大。而根据上文对激励成本的假定可知，企业破产概率越高，预期的激励成本越大，所以单位股权平均的风险内部化成本 $f(\cdot)$ 是风险溢价 $E_t R_{t+1}^K / R_{t+1}$ 的增函数，即 $f'(E_t R_{t+1}^K / R_{t+1}) > 0$ 。以 R_{t+1}^d 表示持有外国国家风险股权获得的名义回报，则 $E_t R_{t+1}^d / R_{t+1}$ 就是用市场利率度量的预期风险股权回报（下

文简称为预期风险回报)，它等于风险溢价减去单位股权平均的风险内部化成本：

$$E_t R_{t+1}^d / R_{t+1} = E_t R_{t+1}^K / R_{t+1} - f(E_t R_{t+1}^K / R_{t+1}) \quad (13)$$

假定 f 的具体函数形式为：

$$f(E_t R_{t+1}^K / R_{t+1}) = E_t R_{t+1}^K / R_{t+1} - a [E_t R_{t+1}^K / R_{t+1}]^{-en} \quad (14)$$

其中 a 和 en 为正常数， a 为确保预期风险回报落在目标区间的正的校准系数， en 是预期风险回报关于风险溢价的弹性。将(14)式代入(13)式有：

$$E_t R_{t+1}^d / R_{t+1} = a [E_t R_{t+1}^K / R_{t+1}]^{-en} \quad (15)$$

由(15)式可知，预期风险回报与风险溢价负相关，外围国家风险溢价增加（降低）会导致资本流出增加（减少）。预期风险回报 $E_t R_{t+1}^d / R_{t+1}$ 可以不等于 1，这符合外围国家金融市场不完备、不同资产之间不完全替代的特征。

由方程(9)可知，家庭部门最优的国际风险投资基金持有量是基金预期相对收益率 $E_t (Z_{t+1} S_{t+1} R_{t+1}^{d*}) / (S_t R_{t+1})$ 的增函数，预期相对收益率越高，国际风险投资机构从外围国家获得的融资越多。假定国际风险投资机构主要从中心国家获得融资并投资于外围国家的风险企业股权，那么同理，在外围国家进行投资的国际风险投资基金获得的以中心国家货币和市场利率计算的预期相对收益率越高，国际风险投资机构获得的来自中心国家的总融资越多，持有的外围国家风险股权越多。与方程(9)中以本币和本国市场利率计算的基金预期相对收益率 $E_t (Z_{t+1} S_{t+1} R_{t+1}^{d*}) / (S_t R_{t+1})$ 对应，在外围国家进行投资的国际风险投资基金获得的以中心国家货币和中心国家市场利率计算的预期相对收益率应为 $E_t (S_t R_{t+1}^d / (Z_{t+1} S_{t+1} R_{t+1}^*))$ 。令 $d_{t+1} = D_{t+1} / P_t$ ，本文假定国际风险投资机构对外围国家风险股权的需求为：

$$\ln(d_{t+1}) = \theta_1 \ln \left\{ E_t \left[S_t R_{t+1}^d / (Z_{t+1} S_{t+1} R_{t+1}^*) \right] \right\} + \theta_2 \quad (16)$$

其中 θ_1 为风险股权需求对预期相对收益率 $E_t (S_t R_{t+1}^d / (Z_{t+1} S_{t+1} R_{t+1}^*))$ 的弹性。这个预期相对收益率可以分解为：

$$E_t \left[S_t R_{t+1}^d / (Z_{t+1} S_{t+1} R_{t+1}^*) \right] = S_t R_{t+1} / E_t (Z_{t+1} S_{t+1} R_{t+1}^*) E_t R_{t+1}^d / R_{t+1} \quad (17)$$

其中 $E_t R_{t+1}^d / R_{t+1}$ 是式(13)定义的预期风险回报， $S_t R_{t+1} / E_t (Z_{t+1} S_{t+1} R_{t+1}^*)$ 是国内外投资的机会成本之比。式(16)和(17)意味着预期风险回报越高，国际风险投资机构对外围国家的风险股权的需求越多。

因为两类企业有相同的债务决策问题，根据 Bernanke *et al.* (1999) 的研究，可以假定存在 ω_j 的一个分布使得他们的最优杠杆决策满足：

$$E_t R_{t+1}^k / R_{t+1} = \ell \left((N_{t+1} + B_{t+1}^N) / N_{t+1} \right) \quad (18)$$

$$E_t R_{t+1}^k / R_{t+1} = \ell \left((D_{t+1} + B_{t+1}^D) / D_{t+1} \right) \quad (19)$$

其中 $\ell'(\cdot) > 0$ ， $\ell(1)=0$ ， $\ell(+\infty)=+\infty$ 。自有股权企业在 t 时期末的股权可以表达为：

$$N_{t+1} / P_t = (1 - \Psi) \left\{ R_t^K (N_t + B_t^N) / (\pi_t P_{t-1}) - \ell \left[(N_{t+1} + B_{t+1}^N) / N_{t+1} \right] R_t B_t^N / (\pi_t P_{t-1}) \right\} \quad (20)$$

其中等式右侧大括号内第 1 项是后验的资产总收益，第 2 项是后验的债务支出， Ψ 是企业自然死亡率。

记 I_t 为实际投资，则资本的积累方程为 $K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + I_t / Q_t^K$ 。假定新资本的生产技术为：

$$K_t^{new} = K_{t+1} - (1 - \delta) K_t = [1 - \phi_k (I_t / K_t - \delta)] I_t \quad (21)$$

其中 ϕ_k 为参数。资本品市场是完全竞争的，则根据零利润条件有：

$$Q_t^K = [1 - \phi_k (I_t / K_t - \delta)]^{-1} \quad (22)$$

(三) 对外部门、零售部门、公共部门和市场出清条件

记国外进口品价格为 P_t^{mF} ，用本币表示的国外进口品价格为 $P_{m,t}^F = S_t P_t^{mF}$ ，用 P_t^* 表示外国 CPI， Ω_t 表示国外总需求，假定国内可贸易品的外部需求为 $EX_t = (P_t^H / P_t^* S_t)^{-\nu} \Omega_t$ ， ν 是出口需求的价格弹性。零售部门与张勇（2015）的设定相同，限于篇幅不再赘述。

政府征收税收并进行政府购买，政府部门预算为 $(M_{t+1} - M_t) / P_t + T_t = G_t$ ，央行执行货币政策以稳定通胀和汇率为目标，长期政策规则为：

$$\ln (R_{t+1} / R) = \phi_\pi \ln (\pi_t / \pi) + \phi_s \ln (S_t / S) \quad (23)$$

其中 ϕ_π 和 ϕ_s 都是货币政策目标参数。假设央行名义上对外宣称 $\phi_s = 0$ ，而其实际的货币政策目标选择是通过隐性汇率干预稳定汇率波动，即实际的 $\phi_s > 0$ 。

资金市场出清、债务市场出清、国内贸易品出清、国内商品市场出清、国际收支平衡的条件依次为：

$$Q_t K_{t+1} = (N_{t+1} + D_{t+1} + B_{t+1}) / P_t \quad (24)$$

$$B_{t+1} = B_{t+1}^N + B_{t+1}^D, Y_t^H = Y_{h,t}^H + EX_t, Y_t = C_t + I_t + G_t \quad (25)$$

$$P_t^H Y_t^H + (D_{t+1} - D_t R_t^K) + S_t (Z_t R_t^* B_t^* - B_{t+1}^*) + S_t \left[Z_t R_t^{d*} \left((1 + D_t^*)^{1-\xi} - 1 \right) / (1 - \xi) - D_{t+1}^* \right] = P_t Y_t \quad (26)$$

三 外围国家央行隐性干预汇率的必然性

(一) 制度性汇率风险与央行货币政策的关系

Calvo & Reinhart (2002)、Ilzetzki *et al.* (2017)、陈卫东和谢峰(2018)的研究表明, 金融市场越不完善的国家, 外汇市场不确定性越大, 制度性汇率风险越大。现实中, 制度性汇率风险容易导致外围国家汇率过度波动, 央行背离名义浮动汇率制度隐性干预外汇市场可以降低汇率波动, 从而降低制度性汇率风险, 这种隐性干预的强度反映在式(23)泰勒规则系数 ϕ_s 实际取值上, 虽然央行名义上宣称 ϕ_s 为 0, 但实际中未必如此。 ϕ_s 的实际取值越大, 央行干预汇率的力度越强, 汇率波动就越小, 制度性汇率风险越小。上文用结售汇汇率扰动 Z_t 来体现制度性汇率风险, Z_t 方差 σ_z^2 越大, 制度性汇率风险越大。根据以上分析可知, σ_z^2 是 ϕ_s 实际值的减函数, 假设 σ_z^2 的函数形式为:

$$\sigma_z^2 = \bar{\sigma}^2 \exp \left[-\Gamma (\phi_s + \bar{\phi})^\kappa \right] \quad (27)$$

其中 $0 < \kappa < 1$, $\bar{\phi} > 0$, $\Gamma > 0$, Γ 和 κ 是反映制度性汇率风险关于货币政策敏感性参数, $\bar{\phi}$ 是技术性参数。如果 $\Gamma = 0$, 货币政策对汇率风险 σ_z^2 没有影响, 这时 $\sigma_z^2 = \bar{\sigma}^2$ 。因为制度性汇率风险的来源是金融市场不完善导致的外汇市场不确定性, 所以本文假定金融市场不完善程度越高, $\bar{\sigma}^2$ 越大。作为长期实际货币政策目标参数, ϕ_s 显著小于 0 意味着央行以放大汇率风险为长期汇率目标, 这肯定不是最优的政策选择, 甚至不是可行的政策选择。因此, 本文将 ϕ_s 的可行性条件表示为 $\phi_s > -\bar{\phi}$, 其中 $\bar{\phi}$ 是一个逼近于 0 的正无穷小。

(二) 制度性汇率风险与外围国家央行货币政策

下面分析制度性汇率风险对外围国家央行货币政策决策的影响。只要证明外围国家央行货币政策泰勒规则系数 ϕ_s 的实际最优取值大于 0, 就可以证明外围国家实际应该选择的最优货币政策是背离名义浮动汇率制度, 隐性干预汇率。

接下来本文根据式(27)对制度性汇率风险的具体假定, 运用严格的数学逻辑证明, 制度

性汇率风险使得外围国家央行最优的货币政策选择 ϕ_s 的实际取值为正。因为央行选择实际货币政策最大化其长期社会福利，只需证明央行选择 $\phi_s \leq 0$ 不能满足该目标，就能反推得知，只要使得社会福利最大化的 ϕ_s 存在，那么 ϕ_s 必然大于 0。

用 x 表示模型 n 个前定变量组成的列向量，其中最上面 $n - n^\varepsilon$ 个变量为内生状态变量，下面 n^ε 个变量是外生状态变量（其中最下面一个变量是结售汇汇率扰动 z ）。假定外生状态变量之间相互独立，在时期 t 第 i （ $i = 1, 2, \dots, n^\varepsilon$ ）个外生变量对应的新息为 $\varepsilon_t^i \sigma_i$ ，其中 ε_t^i 为白噪声， σ_i 为新息的标准差，则 $\sigma = [\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_{n^\varepsilon}]^T$ 表示外生状态变量新息标准差构成的向量。假定 $Z_t = 1 - \sigma_z + \sigma_z \varepsilon_t^{n^\varepsilon}$ ，则有 $\sigma_{n^\varepsilon} = \sigma_z$ 。

根据 Schmitt-Grohe & Uribe(2007)的研究，央行最优货币政策规则必然最大化社会福利的条件期望。社会福利 Wel 的均衡解是 x 和 σ 的函数，记为 $g^w(x, \sigma)$ 。本文在线附录（详见期刊官网）根据 Schmitt-Grohe & Uribe (2004)的方法推导出了社会福利函数的二阶近似值。记 $\bar{x}$ 为 x 的稳定状态，记 $E_{\bar{x}}$ 为以 $x = \bar{x}$ 为条件的条件期望，则根据社会福利函数的二阶近似值，社会福利 $g^w(x, \sigma)$ 的条件期望可以表达为：

$$E_{\bar{x}} g^w(x, \sigma) = g^w(\bar{x}, 0) + \frac{1}{2} \left[\sum_{i=1}^{n^\varepsilon-1} g_{\sigma_i \sigma_i}^w(\bar{x}, 0) \sigma_i^2 + g_{\sigma_z \sigma_z}^w(\bar{x}, 0) \sigma_z^2 \right] \quad (28)$$

定义函数 $\tilde{g}^w(x, \sigma, \phi_s) = g^w(x, \sigma)$ ，则上式可等价写为：

$$E_{\bar{x}} \tilde{g}^w(x, \sigma, \phi_s) = \tilde{g}^w(\bar{x}, 0, \phi_s) + \frac{1}{2} \left[\sum_{i=1}^{n^\varepsilon-1} \tilde{g}_{\sigma_i \sigma_i}^w(\bar{x}, 0, \phi_s) \sigma_i^2 + \tilde{g}_{\sigma_z \sigma_z}^w(\bar{x}, 0, \phi_s) \sigma_z^2 \right] \quad (29)$$

其中 $\tilde{g}_{\sigma_z \sigma_z}^w(\bar{x}, 0, \phi_s)$ 的含义是，给定 $\sigma_i = 0$ ， $i = 1, 2, \dots, n^\varepsilon - 1$ ，方差 σ_z^2 变化对期望福利的边际影响。因为家庭是严格风险规避的，所以方差 σ_z^2 的增加会降低社会福利，从而可以判定 $\tilde{g}_{\sigma_z \sigma_z}^w(\bar{x}, 0, \phi_s) < 0$ 。注意到货币政策参数 ϕ_s 的变动对模型稳态值没有影响，可以断定 $\partial \tilde{g}^w(\bar{x}, 0, \phi_s) / \partial \phi_s = 0$ 。据此将(29)式两边对 ϕ_s 求偏导数可得：

$$\frac{\partial E_{\bar{x}} \tilde{g}^w(x, \sigma, \phi_s)}{\partial \phi_s} = \frac{1}{2} \left[\sum_{i=1}^{n^\varepsilon-1} \frac{\partial \tilde{g}_{\sigma_i \sigma_i}^w(\bar{x}, 0, \phi_s)}{\partial \phi_s} \sigma_i^2 + \frac{\partial \ln \sigma_z^2}{\partial \phi_s} \tilde{g}_{\sigma_z \sigma_z}^w(\bar{x}, 0, \phi_s) \sigma_z^2 \right] \quad (30)$$

$$\text{定义 } \Omega(\phi_s) = \sum_{i=1}^{n^\varepsilon-1} \frac{\partial \tilde{g}_{\sigma_i \sigma_i}^w(\bar{x}, 0, \phi_s)}{\tilde{g}_{\sigma_z \sigma_z}^w(\bar{x}, 0, \phi_s) \partial \phi_s} \frac{\sigma_i^2}{\sigma_z^2}, \quad \Delta(\phi_s) = \left[\frac{-\partial \ln \sigma_z^2}{\partial \phi_s} - \frac{\partial \ln \tilde{g}_{\sigma_z \sigma_z}^w(\bar{x}, 0, \phi_s)}{\partial \phi_s} - \Omega(\phi_s) \right],$$

则(30)式可以改写为：

$$\partial E_{\bar{x}} \tilde{g}^w(x, \sigma, \phi_s) / \partial \phi_s = -\tilde{g}_{\sigma_z \sigma_z}^w(\bar{x}, 0, \phi_s) \sigma_z^2 \Delta(\phi_s) / 2 \quad (31)$$

将式(27)代入 $\Delta(\phi_s)$ 有:

$$\Delta(\phi_s) = \kappa \Gamma(\phi_s + \bar{\phi})^{\kappa-1} - \partial \ln \tilde{g}_{\sigma_z \sigma_z}^w(\bar{x}, 0, \phi_s) / \partial \phi_s - \Omega(\phi_s) \quad (32)$$

因为 $\bar{\phi}$ 为正无穷小, 所以当 $-\bar{\phi} < \phi_s \leq 0$ 时, $\kappa \Gamma(\phi_s + \bar{\phi})^{\kappa-1}$ 趋于正无穷大, 从而有 $\Delta(\phi_s) > 0$ 。

又因为 $\tilde{g}_{\sigma_z \sigma_z}^w(\bar{x}, 0, \phi_s) < 0$, 所以根据(31)式有 $\partial E_{\bar{x}} \tilde{g}^w(x, \sigma, \phi_s) / \partial \phi_s > 0$ 。因此, 当 $-\bar{\phi} < \phi_s \leq 0$ 时,

始终有 $\partial E_{\bar{x}} \tilde{g}^w(x, \sigma, \phi_s) / \partial \phi_s > 0$ 成立, 这意味着任何 $\phi_s \in \{-\bar{\phi} < \phi_s \leq 0\}$ 都不能使社会福利最大化, 所以只要使得社会福利最大化的最优 ϕ_s 存在, 就必然满足 $\phi_s > 0$ 。

根据本模型的设计, 如果 $\sigma_z^2 = 0$, 央行汇率干预很可能会造成市场扭曲, 所以(30)式中的 $\sum_{i=1}^{n^e-1} \sigma_i^2 \partial \tilde{g}_{\sigma_i \sigma_i}^w(\bar{x}, 0, \phi_s) / \partial \phi_s$ 是当 $\sigma_z^2 = 0$ 时, ϕ_s 的微小提高产生的期望福利 $E_{\bar{x}} \tilde{g}^w(x, \sigma, \phi_s)$ 边际损失, 从而 $-\Omega(\phi_s)$ 可以看成是用 $-\tilde{g}_{\sigma_z \sigma_z}^w(\bar{x}, 0, \phi_s) \sigma_z^2$ 作为尺度衡量的 ϕ_s 微小提高产生的期望福利边际损失。因此, (32)式中的末项 $\Omega(\phi_s)$ 是央行加强汇率稳定 (提高 ϕ_s) 的边际成本, 它源于央行加强汇率干预产生的市场扭曲, 而 $\left(\kappa \Gamma(\phi_s + \bar{\phi})^{\kappa-1} - \partial \ln \tilde{g}_{\sigma_z \sigma_z}^w(\bar{x}, 0, \phi_s) / \partial \phi_s \right)$ 则是央行加强汇率干预 (ϕ_s 提高) 的边际收益, 它源于降低制度性汇率风险及其放大作用的收益 (第一项的含义是 ϕ_s 提高降低制度性汇率风险的收益, 第二项的含义是 ϕ_s 提高会降低金融市场汇率 S_t 的变动幅度, 从而降低制度性汇率风险对金融市场汇率风险放大效果的收益, 因为金融市场汇率 S_t 的变动幅度越大, 特定的制度性汇率扰动 Z_t 引致的总的汇率扰动 $Z_t S_t$ 越大, 制度性汇率扰动对金融市场汇率风险的放大效果越明显)。社会福利最大化条件要求央行汇率干预的边际收益等于边际成本, 即 $\Delta(\phi_s) = 0$ 。

记 $\phi_s = \phi_s^1$ 为 $\bar{\sigma}^2 = \bar{\sigma}_1^2$ 对应的最优汇率政策目标, 则根据社会福利最大化的一阶和二阶条件有:

$$\partial E_{\bar{x}} \tilde{g}^w(x, \sigma, \phi_s^1) / \partial \phi_s^1 = 0 \quad (33)$$

$$\partial^2 E_{\bar{x}} \tilde{g}^w(x, \sigma, \phi_s^1) / (\partial \phi_s^1 \partial \phi_s^1) < 0 \quad (34)$$

根据(31)式, (33)式意味着 $\Delta(\phi_s^1) = 0$ 。再同时运用 $\Delta(\phi_s^1) = 0$ 和(34)式可推得:

$$\partial^2 E_{\bar{x}} \tilde{g}^w(x, \sigma, \phi_s^1) / (\partial \phi_s^1 \partial \phi_s^1) = -\tilde{g}_{\sigma_z \sigma_z}^w(\bar{x}, 0, \phi_s^1) \sigma_z^2 \Delta'(\phi_s^1) / 2 < 0 \quad (35)$$

(35)式意味着 $\Delta'(\phi_s^1) < 0$ 。当 $\sigma_z^2 = 0$ 时，央行汇率干预只能造成市场扭曲，不会带来显著的收益，所以央行汇率目标 ϕ_s 在最优取值 $\phi_s = \phi_s^1$ 处的边际成本必然为正¹，即 $\Omega(\phi_s^1) > 0$ 。因为 $\bar{g}_{\sigma\sigma}^w(\bar{x}, 0, \phi_s)$ 与 σ 的实现值无关，所以给定 $\Omega(\phi_s^1) > 0$ ， $\Omega(\phi_s^1)$ 是 σ_z^2 的减函数，再结合(27)式可推得 $\Omega(\phi_s^1)$ 是 $\bar{\sigma}^2$ 的减函数。根据(32)式可知，给定任意 ϕ_s ， $\Omega(\phi_s)$ 越小，对应的 $\Delta(\phi_s)$ 值越大，所以给定 $\Omega(\phi_s^1) > 0$ 并结合 $\Omega(\phi_s^1)$ 是 $\bar{\sigma}^2$ 的减函数这一结论，可知 $\bar{\sigma}^2$ 从 $\bar{\sigma}^2 = \bar{\sigma}_1^2$ 上升最终会导致 $\Delta(\phi_s^1)$ 变大。

不妨假定 $\bar{\sigma}^2$ 从 $\bar{\sigma}^2 = \bar{\sigma}_1^2$ 处微小上升，则 $\Delta(\phi_s^1)$ 比原来略微增大，即 $\Delta(\phi_s^1)$ 从零增大为正无穷小。假定 $\Delta'(\phi_s)$ 在 $\phi_s = \phi_s^1$ 附近是连续的，因为 $\Delta'(\phi_s^1) < 0$ ，所以要使得最优条件 $\Delta(\phi_s) = 0$ 成立，新的 ϕ_s 最优值必然要比 $\phi_s = \phi_s^1$ 略微提高。因此， $\bar{\sigma}^2$ 从 $\bar{\sigma}^2 = \bar{\sigma}_1^2$ 微小上升会导致 ϕ_s 的最优取值从 $\phi_s = \phi_s^1$ 微小增大。将此结论推广到 $\bar{\sigma}^2$ 的任意取值上，则有 $\bar{\sigma}^2$ 越高， ϕ_s 的最优取值越大的结论成立。

根据(27)式，如果 $\Gamma = 0$ ，货币政策对制度性汇率风险 σ_z^2 就没有影响，这时 $\sigma_z^2 = \bar{\sigma}^2$ ，所以 $\bar{\sigma}^2$ 是假定货币政策对制度性汇率风险没有影响时，制度性汇率风险的大小。金融市场的不完善程度越高， $\bar{\sigma}^2$ 越大，从而使得福利最大化的 ϕ_s 就越大，央行干预汇率的强度就越高。

综上，为了实现长期社会福利最大化，央行实际最优的货币政策选择必然满足 $\phi_s > 0$ 。金融市场的不完善程度越高，制度性汇率风险越大，央行最优的 ϕ_s 越大，央行管理汇率以降低制度性汇率风险的强度就越高，反之则反是。

四 参数校准

参照 Bernanke *et al.* (1999) 的研究，家庭主观贴现率 $\beta = 0.99$ 。根据张勇等 (2014)，家庭跨时替代弹性 $1/\theta = 0.5$ 。选择总需求 Y 中的国内品份额 $\gamma = 0.6$ ，使得稳态的出口占 GDP 的比重为 $1/3$ ，与近年中国进出口占 GDP 的比重大体一致。选择效用函数中的货币权重参数 $v_2 = 0.006$ ，使得稳态时的货币流通速度等于 2，与中国近年 M_1 流通速度基本一致。选择效用函数中休闲的权重参数 $v_1 = 1.5$ ，使得稳态的劳动供给 $L = 1/3$ 。根据王小鲁和樊纲(2000)

¹从数学上看，只要假定制度性汇率风险 σ_z^2 对货币政策的弹性 Γ 足够大，就可以避免任何此类讨论。

对中国资本份额的估计, 选择资本份额 $\alpha = 0.5$ 。每一期中间产品生产企业死亡概率为 $\Psi = 0.03$, 使得稳态均衡的溢价 $(r^k - R/\pi)$ 为约 200 个基点。风险溢价对总资产与净资产比的弹性 $\eta = 0.0275$, 对应的稳态杠杆率 $(K - N)/N$ 为 1.1。资本折旧率 $\delta = 0.025$ 。在基准模型中设定企业部门风险资本流动对风险回报的弹性 $\theta_1 = 100$, 方程(15)中预期风险回报关于风险溢价变化 (用 R^k/R 度量) 的弹性 $en = 1$ 。参照张勇 (2015) 的研究, 零售商每一期不能调价的概率 $\theta = 0.8$, 即每一次定价的平均时间为 5 个季度。零售商的价格加成 $\mu = 1.25$ 。参照 Gertler *et al.* (2007) 的研究, 出口需求的价格弹性 $v = 1$ 。家庭部门持有债券的调整成本系数 $\chi = 1$, 使得稳态时家庭持有的外国债券存量较小, 与中国家庭部门的实际情况相符。其它未定参数我们在下文中进一步说明。

五 二元悖论现象成因的动态量化分析

自回归嵌套方程组(36)(37)可以生成驼峰式的中心国家货币利率周期, 其中自回归系数 $\rho = 0.8$ 。图 1 是给定冲击项 u_t 的一个微小初始冲击, 中心国家形成的驼峰形利率周期。

$$\ln \frac{R_{t+1}^1}{R^1} = \rho \ln \frac{R_t^1}{R^1} + u_t, \quad \ln \frac{R_{t+1}^{n+1}}{R^{n+1}} = \rho \ln \frac{R_t^{n+1}}{R^{n+1}} + \ln \frac{R_{t+1}^n}{R^n} \quad (n = 1, 2, 3, 4, 5, 6) \quad (36)$$

$$\ln \frac{R_{t+1}^*}{R^*} = \rho \ln \frac{R_t^*}{R^*} + \ln \frac{R_{t+1}^7}{R^7} \quad (37)$$

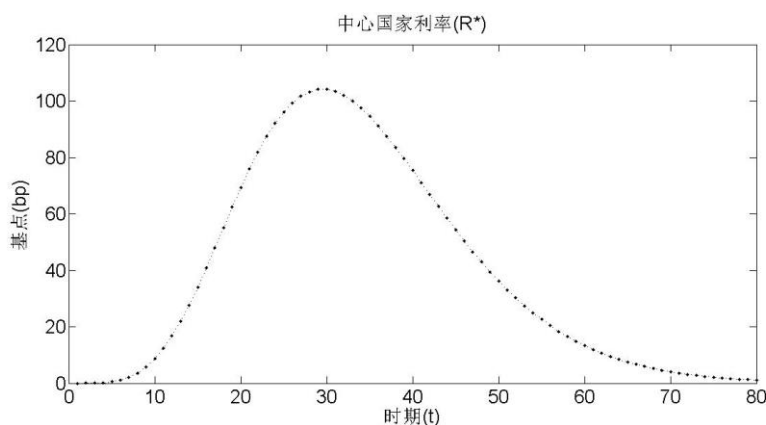


图 1 驼峰形的中心国家货币政策周期

中心国家货币政策周期的约前 30 期是利率上行期, 剩余是利率下行期。本文通过分析外围国家对此周期性冲击的反应, 研究中心国家的货币政策周期如何影响外围国家资本流动。

(一) 风险加速器机制削弱外围国家货币政策效果

外围国家金融发展水平相对落后，家庭风险偏好和对风险基金的需求弹性较低 ($1/\xi = 0.01$)，使得家庭部门的风险基金需求对风险资本流动没有实质影响，从而外围国家风险资本的流动主要取决于企业部门。

根据方程(15)，当预期风险回报关于金融市场风险溢价的弹性 $en = 1$ 时，外围国家金融市场风险溢价变化会引起预期风险回报 ($E_t R_{t+1}^d / R_{t+1}$) 发生反向变动，而当 $en = 0$ 时，预期风险回报不随风险溢价变化而变化。图 2 是给定央行汇率目标参数 $\phi_s = 0$ 时，当 $en = 0$ 或者 $en = 1$ 时，外围国家主要宏观变量对中心国家利率周期的脉冲响应。

在中心国家利率上行期，无论 $en = 0$ 还是 $en = 1$ ，中心国家市场利率持续上行使得持有国外资产的收益相对增加，导致外围国家资本持续外流（见图 2 (2,3)，即图 2 中第 2 行第 3 列的子图），引起资本项目逆差。资本项目逆差导致国内融资减少，投资降低，资产价格下降（图 2(1,2)）。投资下降导致产出显著地低于稳态（图 2 (1,1)）。为应对产出下降伴随的通胀降低，泰勒规则要求国内利率降低，所以如图 2(1,3)所示，在中心国家利率上行的初始阶段，国内利率保持在低位，并随着产出缓慢走向上升。中心国家市场利率上行导致国内外利差扩大，利率平价机制迫使本币贬值，并由此产生持续的升值预期（图 2(2,1)）。在中心国家市场利率下行周期，在相同的机制作用下，变量运动的方向逆转，本币币值变为高于稳态，资产价格和产出则高于稳态。

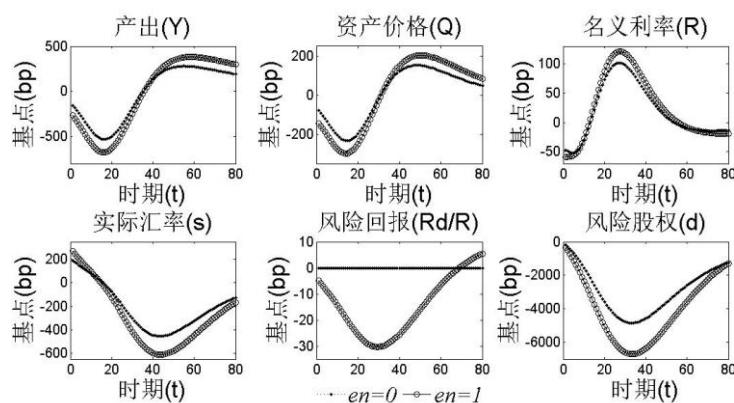


图 2 风险加速器机制导致二元悖论现象形成

当 $en = 1$ 时，外围国家金融市场风险溢价的波动会导致预期风险回报发生相应的波动，从而放大风险资本流动。在中心国家利率上行期，金融市场风险溢价的上升使得预期风险回报比 $en = 0$ 时更快速地降低（图 2(2,2)），导致风险资产比 $en = 0$ 时以更快的速度流出外围国家（图 2(2,3)）。预期风险回报降低和风险资本流出是一个相互推动的加速机制，即风险加速器机制：预期风险回报的降低驱动风险资本流出，风险资本流出会导致国内投资大幅度减

少, 资产价格大幅度下降, 企业部门资产负债表恶化, 市场利率和企业部门债务融资的风险溢价提高。根据(15)式, 金融市场风险溢价提高进一步降低预期风险回报, 预期风险回报降低又进一步推动资本流出。

在中心国家利率上行期, 风险加速器导致图 2(2,2)中的预期风险回报比 $en=0$ 时大幅度降低, 使得图 2(2,3)中的风险资产比 $en=0$ 时以更快的速度流出。风险资本流出会导致国内投资比 $en=0$ 时大幅度减少, 如图 2(1,2)所示的资产价格比 $en=0$ 时大幅度下降, 市场利率和风险溢价比 $en=0$ 时大幅度提高(图 2(1,3))。在中心国家利率下行期情况则完全相反。总之, 风险加速器机制会削弱外围国家货币政策效果, 使得其难以通过货币政策工具控制资本流动、信贷溢价和资产价格等金融变量, 是导致二元悖论现象的重要机制之一。

(二) 央行隐性干预汇率对风险加速器机制的加强

外围国家央行背离名义浮动汇率制度隐性干预汇率波动导致其不能保持货币政策独立。外围国家央行稳定汇率的目标越强 (ϕ_s 越大), 对其货币政策形成的约束越大, 央行隐性干预汇率的力度越强。图 3 是给定 $en=1$, 当 $\phi_s=0$ 和 $\phi_s=0.5$ 时对应的脉冲响应。

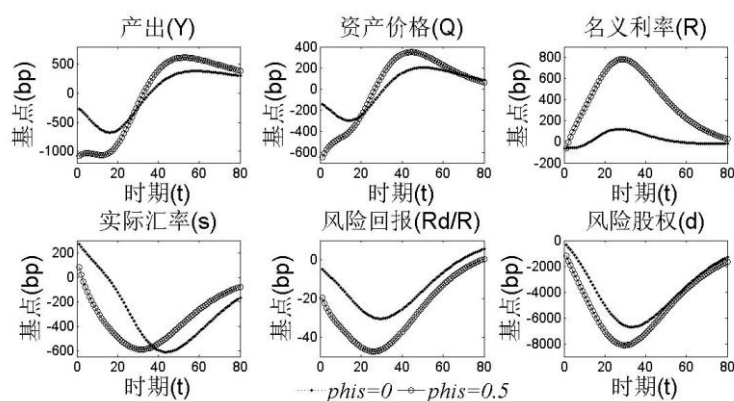


图 3 央行隐性干预汇率加强风险加速器机制

在中心国家利率上行期, 当 $\phi_s=0.5$ 时, 稳定汇率的实际货币政策目标使得外围国家比 $\phi_s=0$ 时更加不能容忍本币贬值以及由此产生的持续升值预期。为了比 $\phi_s=0$ 时更进一步抑制本币贬值 (以及由此产生的持续的升值预期), 外围国家只能通过进一步缩小国内外利差的方式来确保利率平价, 这就要求外围国家利率比 $\phi_s=0$ 时更大幅度提高。如图 3(1,3)所示, $\phi_s=0.5$ 对应的市场利率比 $\phi_s=0$ 时大幅提高, 说明央行隐性汇率干预使得外围国家货币政策比 $\phi_s=0$ 时更多地受到中心国家货币政策的约束。市场利率的提高会进一步压低国内投资和资产价格, 提高国内风险溢价, 导致国内风险股权的预期风险回报比 $\phi_s=0$ 时进一步降低, 使得风险资产流出比 $\phi_s=0$ 时大幅增加 (图 3(2,3)), 资产价格比 $\phi_s=0$ 时大幅度下降 (图 3(1,2)), 产出比 $\phi_s=0$ 时大幅度降低 (图 3(1,1))。综上, 央行隐性汇率干预对外围国家货币

政策工具的使用产生约束，在中心国家利率上行期，外围国家只能通过提高国内利率的方式确保利率平价成立。国内利率的进一步上升使得外围国家的预期风险回报比 $\phi_s = 0$ 时进一步降低。预期风险回报的降低进一步增强风险加速器，增强风险加速器机制的影响，使得外围国家更加难以控制其资本流动和资产价格等金融变量，形成更加明显的二元悖论现象。在中心国家利率下行期有相同的逻辑。

(三) 风险加速器机制加强央行隐性汇率干预的效果

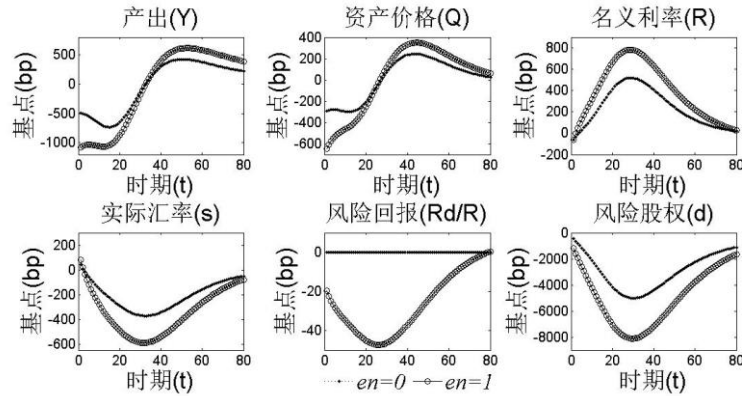


图 4 风险加速器机制加强央行隐性汇率干预的效果

图 4 是给定 $\phi_s = 0.5$ 时，当 $en = 0$ 和 $en = 1$ 时的脉冲响应。风险加速器打开后，外围国家的风险回报随着风险溢价的升高而降低，如图 4(2,2)所示，在中心国家利率上行期， $en = 1$ 对应的风险回报比 $en = 0$ 时大幅度降低。风险回报的大幅度降低使得图 4(2,3)中的风险资本流出比 $en = 0$ 时更快。资本流出降低外围国家的资本项目盈余，这就要求经常项目盈余相应地降低，导致图 4(2,1)中的汇率贬值幅度以及由此产生的持续升值预期都比 $en = 0$ 大幅度提高。汇率贬值压力的提高进一步增强央行隐性汇率干预的影响力。具体而言，外围国家央行稳定汇率的实际货币政策目标使得其不能放任货币贬值以及由此产生的持续升值预期，导致外围国家只能通过缩小国内外利差的方式来确保利率平价成立，这就要求外围国家市场利率比 $\phi_s = 0$ 时进一步提高（图 4(1,3)）。市场利率的进一步提高引致资产价格的进一步降低和风险溢价的进一步提高，最终产出比 $en = 0$ 进一步降低，资本流出比 $en = 0$ 进一步增加。总之，在中心国家利率上行期，风险加速器的存在增大外围国家资本流出和汇率贬值幅度，增强央行隐性汇率干预对外围国家货币政策工具的约束，成倍地放大央行隐性汇率干预对外围国家的影响。在中心国家利率下行期有相同的逻辑。

六 结论

二元悖论是 Rey (2018) 发现的统计现象，引起学界广泛关注，本文从新的角度解释二

元悖论现象的成因，借以分析央行面临的真实货币政策约束到底是二元悖论还是三元悖论。本文研究发现，二元悖论现象是当央行隐性干预汇率时，特别是同时存在金融市场风险加速器时，三元悖论在国际金融周期中表现出来的统计现象，二元悖论不能像三元悖论那样成为外围国家央行面临的真实货币政策约束。其原因在于很多外围国家实行的浮动汇率制度只是名义上的，这些国家往往通过各种手段隐性干预汇率，使得这些国家表现出浮动汇率制度不能保障央行货币政策独立性的统计现象；同时，经验分析难以将金融市场风险放大导致的货币政策效果削弱与货币政策自由度的丧失区别开来，会在统计上将原本在浮动汇率制度下执行独立货币政策的国家看成货币政策不独立的国家。

本文从制度性汇率风险的角度论证了央行隐性汇率干预的必然性，并从投资者风险承担角度阐述了风险加速器的存在，然后将它们一起纳入遵循三元悖论的新凯恩斯模型，在中心国家货币政策周期中确认它们是否真的能够引起二元悖论现象。数据模拟显示，在遵循三元悖论的国际金融周期模型中，外围国家央行隐性汇率干预与金融市场风险加速器在效果上相互加强，的确能够引致显著的二元悖论现象。具体而言，中心国家货币政策上行导致外围国家的预期风险回报降低，触发风险加速器机制。风险加速器机制的反向作用抵消外围国家央行货币政策的部分效果，使得外围国家货币政策难以有效控制其资本流动等金融变量，形成二元悖论现象。同时中心国家市场利率上行引发外围国家汇率贬值并由此产生持续的升值预期，触发外围国家央行隐性汇率干预，从而压低外围国家预期风险回报，增强风险加速器机制对外围国家资本流出的影响，使得外围国家货币政策更加难以有效控制其资本流动等金融变量，形成更加明显的二元悖论现象。与之相对，风险加速器机制也对央行隐性汇率干预的效果有加强作用，在中心国家利率上行期，风险加速器机制增加外围国家汇率贬值幅度，增强央行隐性汇率干预对外围国家货币政策的约束，放大央行隐性汇率干预对外围国家资本流出的影响，使得外围国家货币政策更加难以有效控制其资本流动等金融变量，形成更加明显的二元悖论现象。

【参考文献】

- [1] 保罗·克鲁格曼(1999):《萧条经济学的回归》(朱文晖、王玉清译),北京:中国人民大学出版社。
- [2] 陈卫东、谢峰(2018):《我国汇率制度未来改革及其面临的约束》,《国际金融研究》第6期。
- [3] 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。
- [4] 伍戈、陆简(2016):《全球避险情绪与资本流动——“二元悖论成因探析”》,《金融研究》第11期。
- [5] 张勇、李政军、龚六堂(2014):《利率双轨制、金融改革与最优货币政策》,《经济研究》第10期。
- [6] 张勇(2015):《热钱流入、外汇冲销与汇率干预——基于资本管制和央行资产负债表的DSGE分析》,《经济研究》第7期。
- [7] Aghion, P.; P. Bacchetta; and R. Ranciere. "Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Financial Development." NBER Working Papers, 2006.
- [8] Bekaert, G.; Hoerova, M. and Lo Duca, M. "Risk, Uncertainty and Monetary Policy." *Journal of Monetary Economics*, 2013, 60(7), pp.771-788.
- [9] Bernanke, B.; Gertler, M. and Gilchrist, S. "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework." *Handbook of Macroeconomics*, In: Taylor, J., Woodford, M. (Eds.), 1999, 1, pp.1341-1393.
- [10] Calvo, G. and Reinhart, C.M. "Fear of Floating." *The Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117(2), pp.379-408.
- [11] Christiano, L.; Motto, R. and Rostagno, M. "Risk Shocks." *The American Economic Review*, 2014, 104(1), pp.27-65(39).
- [12] Gertler, M.; Gilchrist, S. and Natalucci, F. M. "External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator." *Journal of Money Credit & Banking*, 2007, 39(2-3), pp.295-330.
- [13] Gertler, M. and Karadi, P. "A Model of Unconventional Monetary Policy." *Journal of Monetary Economics*, 2011, 58(1), pp.17-34.
- [14] Ilzetzki, E.; Reinhart, C. and Rogoff, K. "Exchange Arrangements Entering the 21st Century: Which Anchor Will Hold?" NBER Working Paper, No.23134, 2017.
- [15] Mendoza, E. G. "Sudden Stops, Financial Crises, and Leverage." *The American Economic Review*, 2010, 100(5), pp.1941-1966.
- [16] McKinnon, R. and Gunther, S. "The East Asian Dollar Standard, Fear of Floating, and Original Sin." *Review of Development Economics*, 2004, 8(3), pp.331-360.
- [17] Reinhart, C. and Calvo, G. "Fear of Floating." MPRA Paper, 2002, 117(2), pp.379-408.
- [18] Rey, H. "Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence." NBER Working Paper, No.21162, 2018.
- [19] Schmitt-Grohé, S. and Uribe, M. "Closing Small Open Economy Models." *Journal of International Economics*, 2002, 61(1), pp.163-185.
- [20] Schmitt-Grohé, S. and Uribe, M. "Solving Dynamic General Equilibrium Models Using a Second-order Approximation to the Policy Function." *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2004, 28(4), pp.755-775.
- [21] Schmitt-Grohé, S. and Uribe, M. "Optimal Simple and Implementable Monetary and Fiscal Rules." *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54 (6), pp.1702-1725.

经济政策不确定性与企业短债长用

李增福¹ 陈俊杰² 连玉君³ 李铭杰⁴

【摘要】本文阐明了经济政策不确定性（EPU）通过银行信贷配给影响企业短债长用的理论机制，并利用中国 EPU 指数和上市公司数据进行了实证检验。结果发现，EPU 上升提高了企业的短债长用水平；进一步研究发现，在风险承担能力较强和长期融资能力较弱的企业中，EPU 上升对其短债长用具有更为显著的影响；经济政策不确定下的短债长用对企业绩效影响不明显，但会增加企业的破产风险。上述结果有助于解释包括中国在内的转型国家的“债务期限结构”之谜，也提示政府有关部门关注当前经济政策不确定下的企业短债长用现象，拓宽企业长期融资渠道，防范金融风险。

【关键词】经济政策不确定性；短债长用；投融资期限错配；信息不对称；信贷配给

一、引言

2015 年以来，为了防范金融风险，各级政府着力实施了一系列强有力的去杠杆政策，但对中国企业普遍存在的“短债长用”现象（表现为短期债务比例持续大幅高于短期资产比例、长期债务比例持续显著低于长期资产比例）及其背后隐含的风险却缺乏足够的关注。中国上市公司的短债长用程度从 2000 年到 2019 年均在 23% 以上，均值在 27% 以上^①。Fan 等（2012）研究发现，中国上市公司的长期债务比例在所有 39 个样本国家中最低。短债长用会导致企业不断滚动短期债务来支持长期资产投资（胡援成、刘明艳，2011；钟凯等，2016；刘晓光、刘元春，2019），一旦企业资金链断裂，由违约风险引发的各类风险会蔓延至整个金融系统（白云霞等，2016）。这类期限错配问题日益成为中国各类系统性金融风险的根源（李杨，2014）。

前期学者认为，一系列宏观层面的制度缺陷是导致企业短债长用现象的主因，包括：金融市场结构不完备、利率期限结构不合理、货币政策不稳定等（白云霞，2016；钟凯等，2016；王红建等，2018）。然而，从时间上来看，短债长用现象并未随着中国金融体系及结构的不

¹ 李增福，华南师范大学经济与管理学院。

² 陈俊杰，东南大学经济管理学院。

³ 连玉君，中山大学岭南学院金融系。

⁴ 李铭杰，华南师范大学经济与管理学院。

断发展而弱化，这意味着除了金融制度方面的缺陷，应该还有其他因素。

我们关注到，在近几年企业短债长用程度高居不下的同时，中国经济政策不确定性（后文简称 EPU）也在持续上升，并居于高位。近期研究也发现 EPU 会通过银行信贷作用于实体经济（宋全云等，2019）。因此，我们推测 EPU 的上升可能是当前企业短债长用持续高位的重要推动因素之一。

本文的理论分析表明，随着 EPU 的上升，银行和企业之间的信息不对称程度扩大，处于信息劣势的银行等金融机构会对企业实施更为严格的信贷配给。同时，EPU 上升会提高长期融资项目的期限溢价，使信贷配给更多地作用于企业的长期信贷需求上。在银行等金融机构和企业的相互博弈下，银行倾向于以短期信贷来满足企业的长期投资需求。简言之，EPU 上升会提高企业的短债长用水平。

本文通过中国经济政策不确定指数和上市公司数据研究发现，中国经济政策不确定性的上升显著提高了企业的短债长用程度。异质性分析表明，这种影响在风险承担能力较强和长期融资能力较弱的企业中更为明显。就经济后果而言，经济政策不确定环境下的短债长用对企业业绩的影响不明显，但会提高企业的破产风险，且这种影响具有一定的持续性。

本文的主要贡献归结为如下几个方面。其一，前期文献认为，中国企业长期普遍存在短债长用现象的宏观原因在于银行业竞争不充分、债券市场不发达等制度性因素（钟凯，2016；白云霞等，2016；沈红波，2019）。本文研究发现，在控制了上述制度性因素之后，经济政策不确定性依旧对企业的短债长用行为有显著且稳健的解释力，这是对前期文献的重要补充和发展。其二，Fan 等（2012）发现转型国家企业的债务期限普遍低于发达国家，其中，中国企业的短期负债占总负债的比例高达 90%，而在美国企业中却不足 20%（刘海明、李明明，2020）。经济政策不确定性高和企业短期负债率高是转型国家的共同特征，本文对二者关系的揭示，有助于从一个新的角度解释中国等转型国家的“债务期限结构”之谜。其三，本文的研究还具有较强的现实意义。在当前世界处于百年未有之大变局背景下，中国经济政策不确定性持续上升，系统性金融风险加剧。本文的研究结果提示国家和政府有关部门要密切关注中国企业普遍存在的短债长用现象，加强政府、金融机构和企业的政策沟通，拓展企业长期融资渠道，防范可能出现的金融风险。

后文结构安排如下：第二部分为文献回顾及理论分析；第三部分是研究设计；第四部分为实证检验及结果分析；第五部分是进一步研究与发现；第六部分总结全文并提出政策建议。

二、文献回顾与理论分析

（一）文献回顾

1. 债务期限结构与短债长用

前期与债务期限结构相关的文献，主要集中于对中国上市公司“短期债务比例高、长期债务比例低”这一问题的讨论上。一部分文献从公司层面进行了研究（肖作平、廖理，2008；胡援成、刘明艳，2011；李泽广、马泽昊，2013）；另一部分文献则着眼于市场化程度和货币政策等宏观层面（孙铮等，2005；刘海明、李明明，2020）。把债务期限结构的研究扩展到投资领域，即“短债长用”问题的研究，近年来才开始受到学者们的关注。研究发现董事高管责任保险（赖黎等，2019）、官员访问（邱穆青、白云霞，2019）等因素会加剧企业的短债长用，而短债长用会恶化企业绩效并加大企业破产概率（刘晓光和刘元春 2019）。

与本文较为相关的是以下几篇从宏观层面研究短债长用的文献。白云霞等（2016）研究发现，中国普遍存在的短债长用现象主要源于我国金融市场结构不完备、利率期限结构不合理、货币政策不稳定等制度缺陷。钟凯等（2016）发现，紧缩性货币政策会加剧短贷长投，适度货币政策能缓解短贷长投程度。王红建等（2018）发现，利率市场化有助于缓解企业的融资约束，并抑制短债长用行为。

2. 经济政策不确定性与企业投融资行为

全球金融危机以后，各国为避免再次陷入衰退而加大了市场干预力度，频繁出台各类刺激性经济政策，这在经济增速下行、经济结构转型升级、市场化改革不断深化的中国尤为明显。这些经济干预政策使企业面临更大的不确定性（彭俞超等，2018），使其不得不更密切地关注政策变化，以调整自身的发展战略和经营决策（孙铮等，2005）。

前期学者从多个角度研究了 EPU 对企业投资和融资行为的影响。在投资方面，多数研究聚焦于 EPU 对投资行为的抑制作用（李凤羽、杨墨竹，2015；Gulen and Ion，2016；饶品贵等，2017；谭小芬、张文婧，2017；张成思、刘贯春，2018；刘贯春等，2019）。一方面，EPU 上升会提高投资项目的“等待期权”价值，由于多数投资项目都具有不可逆性和沉没成本较高的特征，延迟投资的预期回报率随 EPU 上升而相对提高。这意味着，EPU 上升时企业会减少当前投资（谭小芬、张文婧，2017），且资产可逆程度越低，EPU 上升对固定资产投资抑制作用越强（刘贯春等，2019）；另一方面，EPU 上升会导致抵押品的市场价值下降，企业的融资可获得性降低，进而导致投资水平下降（谭小芬、张文婧，2017；才国伟等，2018）。值得说明的是，这里的投资主要是指以固定资产为主的长期资产投资，并未涉及投

资的期限结构问题。

在融资方面，目前的研究主要集中在 EPU 对企业融资约束、融资成本和负债水平的影响三个方面。其一，EPU 上升会加重企业面临的融资约束（王红建等，2014；李凤羽、史永东，2016）。其二，EPU 上升会提高企业的融资成本（Francis et al., 2014；Waisman et al., 2015）。原因在于，不确定性上升加剧了企业和债权人之间的信息不对称，债权人出于自我保护，会提高利率或加大贷款审批难度（宋全云等，2019）。第三，EPU 上升会抑制贷款供给（白俊等，2020），降低企业的负债水平（宫汝凯等，2019；张成思、刘贯春，2018）。由于受到预算软约束、抵押资源、规模歧视的影响，负债率还会呈现出“国进民退”的分化现象，国有企业负债率上升，非国有企业负债率下降（纪洋等，2018）。此外，EPU 上升使金融中介“惜贷”，企业面临更高的调整成本，使其被迫放缓资本结构的调整速度（王朝阳等，2018）。

从经济政策不确定性的文献发展来看，企业融资方面的研究并没有深入涉及到企业的负债结构；而投资方面的研究，基本结论是经济政策的不确定性使企业长期投资下降。总体而言，虽然分别研究了企业的投资和融资，但并没有触及到投融资期限错配的问题。

总而言之，现有文献对短债长用现象，以及经济政策不确定性与企业投融资行为的关系都分别做了较为深入的探索，为本文提供了很好的理论铺垫和方法借鉴。在当前中国经济政策高度不确定、企业普遍存在短债长用的情况下，我们认为这两者之间的关系值得进一步研究。

（二）理论逻辑分析

本文的理论预期是：EPU 提高了企业的短债长用水平。中国金融体系以银行为主导，银行信贷是微观经济主体的重要融资来源（Allen et al., 2005），也是 EPU 作用于实体经济的重要渠道（宋全云等，2019）；在风险收益方面，银行与其它债权人的行为也具有 consistency。因此，我们借鉴前期文献，在分析中以银行代表债权人，以便于简洁、清楚地阐述 EPU 影响企业短债长用的机理（刘晓光、刘元春 2019；白云霞等，2016；邱穆青、白云霞，2019）。

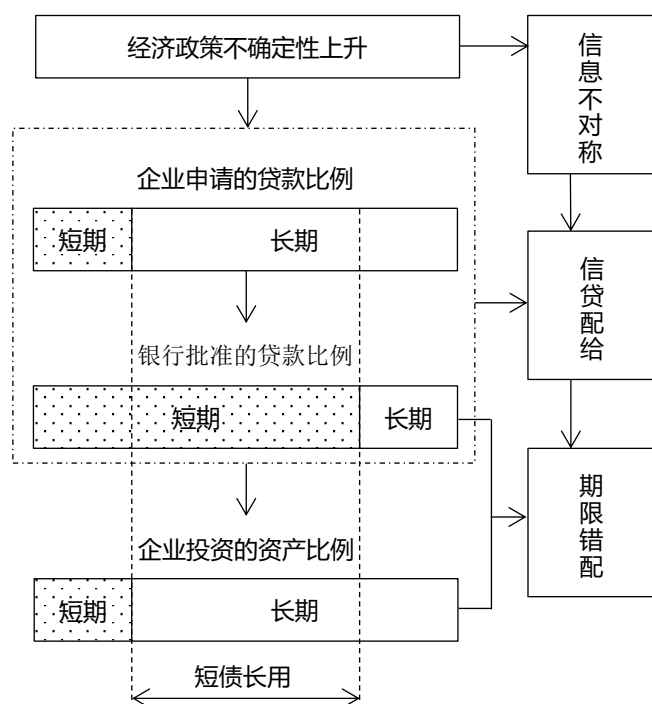


图 1 理论逻辑示意图

1. 经济政策不确定性上升会加剧银企双方的信息不对称程度

在给定银行与企业之间存在信息对称的情况下，二者之间通过价格机制（如利率）达到供需平衡。然而，当 EPU 上升时，二者的信息不对称关系和议价能力会发生变化。从信贷需求方来看，相对于银行等外部人，企业高管等内部人能更早地了解经济政策变动对企业经营状况、内在价值和未来业绩的影响，具有相对信息优势（张洪辉等，2020）；从信贷供给方来看，EPU 上升时银行判断企业投资机会好坏的能力会受到限制，识别企业实际还款能力和借贷风险的难度加大，从而处于信息劣势（田国强、李双建，2020）。因此，如图 1 所示，当 EPU 上升时，银企双方的信息不对称程度将会加大，导致代理成本上升、企业违约风险增加（Gilchrist et al., 2014; Nagar et al., 2019）。

2. 信息不对称导致银行对企业实施信贷配给

当 EPU 上升导致信息不对称程度增加时，如果银行在基础利率上要求更高的“风险溢价”来应对企业违约风险的上升，那么风险偏好强的企业更愿意接受这一高利率，而风险偏好弱的企业被挤出。由于贷款成本提高了，接受较高利率的企业在获得贷款后必然会追逐期望收益更高的高风险投资项目，银行贷款风险也随之增加。因此，在信息不对称下，利率并不能完全发挥配置资源的作用，银行会采用非价格手段配给资金，降低资金供给规模，形成信贷配给。虽然信贷市场上供不应求，但银行要求的利率会低于供求平衡时的利率。这有助

于鼓励那些资信度高、只愿意接受低利率的企业申请借款，限制那些资信度低、愿意接受高利率的企业的借款行为，实现银行在信息不对称情况下的利润最大化（Stiglitz and Weiss, 1981; Bester and Hellwing, 1987）。

在信贷配给的结构上，长期贷款的期限比短期贷款更长。由于贷款的期限溢价水平取决于市场预期不确定性程度（王晓芳、郑斌，2015），EPU 上升会增加银行长期贷款的期限溢价，这一期限溢价可能超出银行的风险承受能力。但同时 EPU 带来的信息不对称使银行不能通过提高利率来补偿长期贷款的违约风险。因此，如图 1 所示，当 EPU 上升时，相对于短期资金需求，企业的长期资金需求会受到更为严格的银行信贷配给，信贷供给缺口将主要体现为银行的长期贷款供给无法满足企业的长期投资需求。

3. 信贷配给迫使企业短债长用

随着 EPU 的上升，银行等金融机构虽然会因信息不对称加剧而加大对企业长期贷款需求的信贷配给，但如果企业资可抵债，金融机构仍可向企业发放短期贷款（Custodio et al., 2013）。对金融机构而言，短期贷款的监督成本相对较低（Rajan and Winton, 1995）。具体而言，长期贷款依赖于外部履约机制（孙铮等，2005），EPU 上升会强化这种依赖，从而增加金融机构在长期信贷中的监督成本。为了降低监督成本，银行等金融机构会在一定限度内默许企业进行有风险的“短债长用”行为，并通过多个短期信贷合约的“拼接”来阶段性地审视企业的经营状况，以适时调整债务合约，控制自身风险（赖黎等，2019）。事实上，短期贷款收益的增加也可以在一定程度上弥补长期贷款减少导致的损失。因此，如图 1 所示，当 EPU 上升时，银行更倾向于以短期贷款满足企业的长期投资需求。由于发展中国家或者转型国家银行业竞争不充分，缺乏多层次的金融市场（钟凯，2016；白云霞等，2016；沈红波等，2019），企业也难以从其他渠道获得长期融资。最终，企业在一定程度上短债长用，以维持其投资上的最优决策^②。

（三）理论模型

为进一步厘清 EPU 与企业短债长用之间的关系，本文借鉴 Cateau（2007）、Bekaert 等（2013）、Rocheteau 等（2018）的研究，构建了一个关于 EPU 通过银行等金融机构提高企业短债长用程度的理论分析模型。

1. 模型设定

假定信贷市场中有企业 e 和金融机构 b （以银行为例）两类市场主体。企业需要向银行申请贷款 m^e 用于 A、B、C、D 四类长期资产投资项目。假定 A 项目是银行评估风险高，但

企业评估风险低的项目, 这类项目对企业而言的客观风险为 σ_a ; B 项目是银行评估风险高, 企业评估风险也高的项目, 这类项目对企业而言的客观风险为 σ_b , 则有 $\sigma_b > \sigma_a > 0$; C 项目是银行评估风险低, 企业评估风险低的项目; D 项目是银行评估风险低, 企业评估风险高的项目。银行最终批准的总贷款为 m^b , 由长期贷款 l 和短期贷款 s 组成, 即 $m^b = l + s$ 。在市场均衡时, $m^e = m^b$ 恒成立, 但如果银行实施信贷配给, 则有 $m^b < m^e$ 。

2. 经济政策不确定性上升时企业新增贷款的申请策略

当 EPU 上升时, 信息不对称增加, 信贷配给出现, 银行评估风险低的 C 和 D 项目的贷款申请将最先被批准, 其贷款金额为固定的 $\bar{c}$ 和 $\bar{d}$, 为简化分析, 下文不再详细讨论 C 和 D 项目的贷款申请, 并假定 $m^e = a + b$, 其中 a 和 b 分别表示 A 和 B 项目的贷款申请金额。由于 A 和 B 项目的贷款申请能否被银行批准存在不确定性, 企业需要根据项目的相对风险来确定每个项目的最优申请贷款金额。设 $\eta = \sigma_a / \sigma_b$, η 测度了企业视角下 A 项目相对于 B 项目的风险。

设企业投资无风险项目所获得的期望效用为 U_f^e , 如果用 a 资金投资 A 项目给企业带来的效用是 $U_a(a)$, 那么企业投资 A 项目的超额效用为 $U_a(a) - U_f^e$; 类似地, 企业投资 B 项目的超额效用为 $U_b(b) - U_f^e$ 。由于企业对 B 项目承担了更大的项目风险, 所以投资 B 项目的边际效用大于 A 项目, 即 $U_b'(\cdot) > U_a'(\cdot)$ 。对企业而言, A 项目的客观风险 σ_a 越大, 则投资 A 项目获得超额效用的概率越低; 类似地, B 项目也是如此。企业追求期望效用 $E(U_e)$ 最大化, 则有:

$$E(U^e) = \max_{a, b \geq 0} \frac{U_a(a) - U_f^e}{\sigma_a} + \frac{U_b(b) - U_f^e}{\sigma_b} \quad (1)$$

$$s. t. \ a + b = m^e \quad (2)$$

求解可得:

$$\frac{db^*}{d\eta} = \frac{db^*}{dU_a'} \frac{dU_a'}{d\eta} = \frac{1}{\{U_a'[\eta U_b'(m^e - a)]\}^2} \frac{dU_a'}{d\eta} > 0 \quad (3)$$

其中, b^* 为 B 项目的最优贷款申请金额, 则 A 项目的最优贷款申请金额为 $a^* = m^e - b^*$ 。由此可得**推论 1**: 当 EPU 上升时, A 项目相对于 B 项目的风险增加会使企业减少 A 项目的贷款申请, 增加 B 项目的贷款申请^③。

3. 经济政策不确定性上升时银行对新增贷款申请的审批策略

当企业调整其贷款申请策略后, 根据序贯理性的行为准则和贝叶斯定理更新信念, 银行会对此做出反应。在 EPU 上升时, 信息不对称程度提高, 会促使银行要求额外的风险溢价

(Kaviani et al., 2020)，该溢价通过短期贷款可以更灵活地转移到企业中，但却难以通过长期贷款转嫁给企业。这是因为银行在发放长期贷款时的合约期限更长且本金面临的道德风险更高。据此，可得**推论 2**：当 EPU 上升时，银行会配合企业减少 A 项目的新增融资，批准企业对 B 项目新增的短期贷款申请，但拒绝企业对 B 项目新增的长期贷款申请^④。

如果企业申请长期贷款来支撑 B 项目，银行批准的总融资 m^b 将少于企业申请的总融资 m^e ，即银行的信贷配给行为会导致信贷市场无法出清。当 EPU 上升时，信息不对称的扩大增加了企业信贷质量恶化的可能性，根据 Nini 等（2009）、Gulen 和 Ion（2015）的研究，银行更倾向于对企业的资本支出进行限制，重新出清的信贷市场中企业被迫使用短期贷款来支撑 B 项目的资金需求。简言之，EPU 上升会导致银企双方现有的信贷结构发生变化。

4. 银行贷款供给期限的结构性变化与企业短债长用

为了简化分析，设企业每隔固定时间为 B 项目新增的贷款恒为短期贷款 s_{b+} ，它可以持续提供现金流以满足企业对 B 项目的长期资产投资。设 $r>0$ 为折现率，则为投资 B 项目提供的永续现金流 S_{b+} 的现值为：

$$S_{NPV} = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{S_{b+}}{(1+r)^i} = \frac{S_{b+}}{r} \quad (4)$$

设加入 S_{NPV} 后，短期贷款 s 会增加，它包含原来恒为 $\bar{s}$ 的短期贷款存量和可变的 S_{NPV} ：

$$s = \bar{s} + S_{NPV} = \bar{s} + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{S_{b+}}{(1+r)^i} = \bar{s} + \frac{S_{b+}}{r} \quad (5)$$

对于已有的 A、B 项目，由于 EPU 加大了双方的信息不对称，银行无法直接确定项目的真实风险水平。同时，虽然 EPU 上升也导致银行期望的信贷利差扩大（Kaviani et al., 2020），但银行无法随意减少已有长期贷款的信贷额度。然而，银行可以决定给新增的贷款申请发放长期贷款还是短期贷款。若银行给企业发放长期贷款，假设对银行而言的客观风险为 σ_l ；若银行给企业发放短期贷款，设客观风险为 σ_s ，并有 $0 < \sigma_s < \sigma_l < +\infty$ 。

设银行投资无风险资产所获得的期望效用是 U^b_f ，如果银行发放长期贷款 l 给企业投资所带来的效用是 $U_l(l)$ ，那么银行发放长期贷款 l 给企业投资所带来的超额效用为 $U_l(l) - U^b_f$ 。类似地，银行发放短期贷款 s 给企业投资所带来的超额效用为 $U_s(s) - U^b_f$ 。长期贷款对银行而言的客观风险 σ_l 越大，银行从发放长期贷款 l 中获得超额效用的概率越低；类似地，短期贷款对银行而言的客观风险 σ_s 越大，银行从发放短期贷款 s 中获得超额效用的概率越低。银行追求期望效用 $E(Ub)$ 最大化，则有：

$$E(U^b) = \max_{l,s \geq 0} \frac{U_l(l) - U_f^b}{\sigma_l} + \frac{U_s(s) - U_f^b}{\sigma_s} \quad (6)$$

$$\text{s.t. } l + s = m^b \quad (7)$$

求解可得：

$$\frac{ds^*}{dU'_s} = \frac{ds^*}{dl^*} \frac{dl^*}{dU'_s} = (-1) \cdot \frac{dl^*}{dU'_s} > 0 \quad (8)$$

其中 s^* 为银行最优的短期贷款发放数量。由此可知，短期贷款的边际效用增加会使银行通过持续的短期贷款供给来满足企业的贷款需求。可得**推论 3**：当 EPU 上升时，企业的逆向选择和道德风险会导致银行短期贷款的边际效用增加。因此，银行会缩减企业的长期贷款份额，转而给予企业持续的短期资金来支撑需要长期投资的 B 项目^⑤，使“短债”得以“长用”。

5. 小结

总的来说，当 EPU 上升时，由于银企之间信息不对称程度提高，在被银行视为高风险的多个长期投资项目中，企业会减少那些自身认为是低风险的长期项目，增加自身认为是高风险的长期项目，从而有机会获得更高收益。但这种逆向选择和道德风险被银行识别出来后，银行既需要尽可能地把 EPU 所带来的风险溢价转嫁给企业，又需要通过更频繁的监督来规避企业进一步的逆向选择和道德风险。因此，银行会拒绝为那些被双方都认定为高风险的长期项目提供长期贷款，但同意以持续的多个短期贷款组合来支持这类项目。这种“短债长用”的安排增加了短期贷款的边际效用，使得银行从现有的长期贷款供给转为持续的短期贷款供给。由此，本文提出如下假说：

研究假说：经济政策不确定性上升会提高企业的短债长用程度。

三、研究设计与数据变量

（一）数据来源

本文选取 2000 年到 2019 年中国沪深 A 股上市公司年度数据作为研究样本。由于进一步研究中“风险承担能力”变量的构造需要用到当年及未来两年的数据。因此，在实际回归中样本的时间区间为 2000 年至 2017 年。企业层面的财务数据来自国泰安数据库(CSMAR)；宏观经济数据来源于国家统计局、中国人民银行、EPS 数据库；经济政策不确定性程度，采用由 Baker 等（2016）构建、经斯坦福大学和芝加哥大学联合公布的中国经济政策不确定指数来衡量^⑥。我们对数据作以下预处理：（1）剔除 ST 及金融行业样本；（2）剔除主要变量

缺失的样本；（3）为排除极端值对实证结果的影响，对企业层面中的连续变量进行了双侧 1% 的缩尾处理。

（二）基准回归模型

为验证经济政策不确定性对企业短债长用程度的影响，本文建立如下基准回归模型：

$$SDLA_{i,t} = \alpha + \beta EPU_t + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中，下角标 i 代表公司， t 代表年份； $SDLA$ 是指短债长用程度； EPU 是指中国经济政策不确定性； $X_{i,t}$ 是一系列控制变量； μ_i 是公司的个体固定效应，用来捕捉不随时间改变的个体异质性特征； $\varepsilon_{i,t}$ 是随机干扰项。若系数 β 的估计值显著大于 0，则说明企业短债长用程度会随着 EPU 上升而提高。

由于 EPU 是时间序列变量，会与时间固定效应产生完全共线性。因此，基准回归模型中没有控制年份的时间固定效应。但如果不控制年份虚拟变量，又有可能会遗漏一些重要的不可观测因素。为此，本文借鉴彭俞超等（2018）、张成思和刘贯春（2018）、饶品贵等（2017）的做法，在控制变量中加入 GDP 增速、M2 增速、物价指数、金融发展程度等宏观环境变量来尽可能缓解遗漏变量问题。后文也会对没有控制时间固定效应所造成的内生性影响进行深入探讨。

（三）变量定义

1. 被解释变量：短债长用（ $SDLA$ ）

参考刘晓光和刘元春（2019）的做法，利用短期负债比例（短期负债/总负债）与短期资产比例（短期资产/总资产）之差来衡量企业的短债长用水平，指标数值越大意味着企业短债长用的程度越高。本文也注意到有学者使用“短贷长投”（钟凯等，2016）来衡量企业投融资期限错配程度，我们将在稳健性检验中使用该指标进行分析。

2. 核心解释变量：中国经济政策不确定性（ EPU ）

本文使用 Baker 等（2016）创建的经济政策不确定性指数（Economic Policy Uncertainty Index）来度量中国经济政策不确定性程度。该团队对中国香港最大的英文报纸《南华早报》进行文本分析，在新闻报道中搜寻有关经济政策波动的词条，识别每月刊发文章中与中国经济政策不确定性有关的文章占比，从而构建出该指数并每月对外公布。由于本文使用年度数据，我们对当年 12 个月的指数取算术平均数并除以 100，得到中国经济政策不确定性指数的年度数据。

3. 控制变量 (X)

控制变量包括企业特征和宏观经济两个层面。其中，企业特征层面的变量包括：企业规模、成长性、有形资产比例、经营性现金流、经行业调整的总资产净利润率、非债务税盾、第一大股东持股比例、托宾 Q ；宏观经济层面的变量包括：GDP 增长率、M2 增长率、物价变动、地区金融发展程度。详细度量方法见表 1。

表 1 变量定义

变量符号	变量名称	度量方法
$SDLA$	短债长用	(短期负债/总负债) - (短期资产/总资产)
EPU	中国经济政策不确定性	经济政策不确定性指数每年 12 个月数据的算术平均值/100
$Size$	企业规模	总资产加 1 后取自然对数
$Growth$	成长性	(本期营业收入 - 上期营业收入)/上期营业收入
$Tang$	有形资产比例	固定资产/总资产
Cfo	经营性现金流	经营活动产生的现金流量净额/总资产
ROA	总资产净利润率	净利润/总资产，经年度行业调整
$Ndts$	非债务税盾	折旧摊销/总资产
$Top1$	第一大股东持股比例	第一大股东持股百分比/100
$TobinQ$	托宾 Q	市场价值/总资产
GDP	GDP 增长率	(本期实际 GDP - 上期实际 GDP)/上期实际 GDP
$M2$	M2 增长率	(本期货币供给量 - 上期货币供给量)/上期货币供给量
FPI	物价变动	固定资产投资价格指数/100
FD	地区金融发展程度	各省金融机构贷款余额/各省 GDP

(四) 主要变量描述性统计

表 2 报告了主要回归变量的描述性统计结果。在样本期内，短债长用程度 ($SDLA$) 的均值为 0.279、中位数为 0.281，说明中国 A 股上市公司普遍存在短债长用现象。中国经济政策不确定性指数 (EPU) 最小值为 0.557，最大值为 3.648，标准差为 0.914。各个变量的统计结果基本符合预期。

表 2 主要变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$SDLA$	21454	0.279	0.201	-0.289	0.281	0.748
EPU	18	1.493	0.914	0.557	1.240	3.648
$Size$	21454	21.94	1.251	19.77	21.74	27.12
$Growth$	21454	0.203	0.363	-0.494	0.141	2.055
$Tang$	21454	0.404	0.178	0.019	0.397	0.805
Cfo	21454	0.050	0.071	-0.165	0.048	0.248
ROA	21454	0.014	0.077	-0.278	0.009	0.409
$Ndts$	21454	0.025	0.016	0.001	0.022	0.076
$Top1$	21454	0.371	0.157	0.032	0.352	0.886
$TobinQ$	21454	1.945	1.259	0.153	1.557	31.40
GDP	18	0.093	0.020	0.068	0.092	0.142

<i>M2</i>	18	0.137	0.031	0.083	0.135	0.221
<i>FPI</i>	18	1.021	0.030	0.976	1.013	1.089
<i>FD</i>	558	1.154	0.406	0.537	1.082	3.085

注：限于篇幅，后文涉及到的其他变量的描述性统计未报告于正文中，详细内容参见《管理世界》网络发行版附录（二）附表1。

四、基准回归结果及分析

（一）经济政策不确定性与企业短债长用

表3报告了模型（9），即经济政策不确定性对企业短债长用影响的基准回归结果。第（1）、（2）列的被解释变量均为短债长用（*SDLA*）。其中，第（1）列只加入企业层面的控制变量，第（2）列中加入了宏观层面的控制变量。两列结果均显示，中国经济政策不确定性指数（*EPU*）的系数为正，且在1%的水平上显著，说明经济政策不确定性上升会提高企业短债长用程度，研究假说成立。

表3 经济政策不确定性对企业短债长用的影响

变量	(1)	(2)
	<i>SDLA</i>	<i>SDLA</i>
<i>EPU</i>	0.0079*** (0.002)	0.0093*** (0.002)
<i>Size</i>	-0.0417*** (0.004)	-0.0413*** (0.004)
<i>Growth</i>	0.0046 (0.003)	0.0027 (0.003)
<i>Tang</i>	0.0206 (0.025)	0.0190 (0.025)
<i>Cfo</i>	0.1241*** (0.019)	0.1266*** (0.020)
<i>ROA</i>	0.0177 (0.015)	0.0156 (0.015)
<i>Ndts</i>	4.0129*** (0.303)	3.9726*** (0.303)
<i>Top1</i>	-0.0568** (0.028)	-0.0499* (0.029)
<i>TobinQ</i>	0.0023* (0.001)	0.0028** (0.001)
<i>GDP</i>		0.3512*** (0.099)
<i>M2</i>		-0.3010*** (0.046)
		-0.0683**

<i>FPI</i>		(0.033)
<i>FD</i>		-0.0205* (0.011)
<i>Constant</i>	1.0798*** (0.083)	1.1725*** (0.105)
个体固定效应	是	是
样本数	21,454	21,454
Adj_R ²	0.568	0.570

注：括号内为公司层面上聚类调整后的稳健标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

（二）内生性问题

由于年份虚拟变量与经济政策不确定性指数（*EPU*）存在多重共线性，本文在基准回归中没有控制时间固定效应。虽然本文在控制变量中加入了 GDP 增长率、M2 增长率、物价变动等一系列宏观变量，但仍然可能无法消除时间效应对回归结果的影响，带来遗漏变量问题。基于此，本文进一步从控制经济波动本身带来的不确定性、其他政策不确定性、行业和地区的时变特征三个角度，尽可能缓解这一内生性问题。此外，考虑到宏观经济政策不确定性与微观企业的整体表现之间可能存在互为因果关系，本文使用美国经济政策不确定性作为工具变量，对基准回归模型进行两阶段 OLS 回归。

1. 遗漏变量问题

其一，剔除经济波动的影响。经济政策的变动往往是基于宏观经济周期的逆周期调整（纪洋等，2018），经济政策不确定性与宏观经济自身的不确定性相互联系、同时存在。因此，经济本身的不确定性可能是一个重要的遗漏变量，有必要将其分离开来。为此，借鉴张成思和刘贯春（2018）、刘贯春等（2019）的做法，本文使用每年内四个季度 GDP 实际增速的标准差来衡量经济波动所造成的不确定性。

其二，剔除其他政策不确定性的影响。一些重大政治事件发生前后，往往伴随着经济政策不确定性的上升。前期有学者认为政府官员变动使当地财政、货币、产业等政策发生变化，因而将地区领导人变动所造成的政策不确定性等同于经济政策不确定性（Julio and Yook, 2012）。有学者直接使用地方领导人变更来直接研究政策不确定性与企业投资的关系（才国伟等，2018）。也有学者认为在研究当中有必要将政策不确定性和经济政策不确定性区别开来（饶品贵、徐子慧，2017）。本文试图剔除当地政府官员变动的影响，仅考察经济政策不确定性对企业短债长用的影响。借鉴申宇等（2020）、陈德球和陈运森（2018）的做法，本文以地级市领导人更替来衡量政策不确定性，将当年企业所属地级市的市委书记是否发生更替的虚拟变量（*CityTurn*）作为控制变量放入回归模型。

其三，考虑行业和地区的时变特征。经济在行业和地区上的周期性波动也有可能给回归结果带来估计偏差，在考虑中国整体的宏观经济因素后，我们还需要尽可能将企业所处行业和地区的经济波动因素分离开来。借鉴张成思和刘贯春（2018）的做法，本文进一步控制行业和企业所处地级市的时变特征^⑦。

表 4 第（1）列为增加控制以上三种遗漏变量后的回归结果，EPU 的系数依然在 1%的水平上显著为正，支持本文研究假说。

2. 反向因果问题

在本文中，经济政策不确定性对于单个微观企业而言是外生的，但由于政府部门频繁调控宏观经济政策的依据正是微观企业的整体表现（张成思、刘贯春，2018），同时本文所使用的中国 A 股上市公司样本代表着中国经济的整体发展状况，因而仍可能存在反向因果问题。

工具变量检验可在一定程度上缓解上述提到的遗漏变量问题，也可缓解反向因果问题。因此，本文使用工具变量法进行估计。由于美国经济政策是影响中国经济政策制定和实施的重要因素，并且美国经济政策的不确定性会通过影响中国经济政策的不确定性来影响中国企业行为（Wang et al., 2014；彭俞超等，2018；张成思、刘贯春，2018；田国强、李双建，2020）。因此，本文借鉴田国强和李双建（2020）、申宇等（2020）的做法，选取美国经济政策不确定性指数的滞后一期作为中国经济政策不确定性的外生工具变量进行检验。表 4 第（2）列报告了工具变量法的检验结果，本文结论仍然成立。

（三）其他稳健性检验

在前文基础上，本文从解释变量的度量、被解释变量的度量、进一步控制时间效应、使用季度数据、替换模型等五个方面对结果进行进一步的稳健性检验。

1. 解释变量：经济政策不确定性表征指标的替换

由于 EPU 指数的原始数据为月度数据，而本文主要使用企业的年度数据，在匹配时可能存在测量误差。因此，本文借鉴 Gulen 和 Ion（2016）、李凤羽和杨墨竹（2015）的做法，改变中国经济政策不确定性指标的度量方式，为越接近年末的月份的指数赋予越高权重，使用加权平均法重新计算中国经济政策不确定性指数（*EPU_Wei*），每个月份的权重依次为 1/78、2/78、3/78……11/78、12/78。另外也取当年最后一个月，即 12 月的数据作为当年数据的代理指标（*EPU_Dec*）。表 4 的第（3）、（4）列分别报告了使用加权平均法和 12 月数据度量 EPU 的结果，结果依然稳健。

2. 被解释变量：短债长用表征指标的替换

对于度量企业投融资期限结构错配的指标，现有文献尚未有统一的标准。本文利用钟凯等（2016）的“短贷长投”（*SFLI*）指标替换“短债长用”（*SDLA*）指标进行稳健性检验。其度量方法为： $([\text{购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金}] - [\text{长期借款本期增加额} + \text{本期所有者权益增加额} + \text{经营活动产生的现金流量净额} + \text{处置固定资产无形资产和其他长期资产收回的现金净额}]) / \text{总资产}$ 。表 4 第（5）列报告了替换被解释变量后的结果，结果依然稳健。

3. 进一步考虑时间效应

在基准回归分析中，虽然我们已经通过控制多个宏观变量来缓解由于未控制时间固定效应而可能导致的遗漏变量问题，但仍需要进一步考虑时间因素对回归结果的影响。借鉴申宇等（2020）的做法，本文对基准回归结果采用时间维度上的聚类标准误，结果如表 4 第（6）列所示，结论依然成立。

4. 使用季度数据

使用季度数据可以扩展样本数量，但在审计要求上没有年度数据严格。因此，季度数据的回归可以和年度数据形成互补。本文尝试使用季度数据对基准回归进行检验，并在回归中加入季度虚拟变量。结果如表 4 第（7）列所示，结论依然成立[®]。

5. 模型替换：动态面板 GMM 估计和变化模型检验

考虑到企业的投融资决策具有连续性，前期的被解释变量可能会对后期的被解释变量产生影响。为消除这一影响，本文将滞后一期的被解释变量纳入到模型当中进行动态面板 GMM 估计。滞后一期的短债长用程度对当期的短债长用程度有显著的正向影响，但并不改变 EPU 对短债长用的基本结论，结果如表 4 第（8）列所示。

此外，为了进一步检验是由于 EPU 的变化引起了企业短债长用程度的变化，本文使用变化模型进行检验，对模型中的重要变量进行一阶差分，以前后两年短债长用的变化（ $\Delta S D L A$ ）作为被解释变量、前后两年 EPU 指数的变化（ $\Delta E P U$ ）作为解释变量，重新回归之后结果依然稳健，结果如表 4 第（9）列所示。

表 4 内生性问题和稳健性检验

问题类型	遗漏变量	反向因果	替换自变量		替换因变量	时间效应	季度数据	动态面板	变化模型
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>SDLA</i>	<i>SDLA</i>	<i>SDLA</i>	<i>SDLA</i>	<i>SFLI</i>	<i>SDLA</i>	<i>SDLA</i>	<i>SDLA</i>	$\Delta S D L A$
	0.0107*	0.0587*			0.0028	0.0107	0.0063*	0.0106	

<i>EPU</i>	(0.002)	(0.006)			(0.001)	(0.004)	(0.001)	(0.005)	
<i>EPU_Wei</i>			0.0074* (0.001)						
<i>EPU_Dec</i>				0.0020* (0.001)					
<i>ΔEPU</i>									0.0021 (0.001)

注：括号内第（6）列为年份层面上聚类调整后的稳健标准误，其余为公司层面上聚类调整后的稳健标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。限于篇幅未列示控制变量、三种遗漏变量、反向因果问题的工具变量第一阶段回归和弱工具变量检验、动态面板回归的因变量滞后项和自相关检验及过度识别检验等详细结果，参见《管理世界》网络发行版附录（三）附表 2~附表 7。

五、进一步研究与发现

（一）什么样的企业在经济政策不确定性上升时更倾向于短债长用？

从前文分析及回归结果得出，EPU 上升提高了企业的短债长用程度。根据本文的理论分析，造成这一现象的原因是 EPU 扩大了银企双方的信息不对称程度，进而导致信贷配给加剧。企业的风险承担能力和长短期融资能力的差异是影响信息不对称和信贷配给发挥作用的重要因素。因此，具有不同风险承担能力和长短期融资能力的企业有可能在 EPU 与短债长用的关系中具有不同的表现，本节对此进行检验。

1. 风险承担能力差异

当 EPU 上升时，风险承担能力强、偏好风险的企业有可能将不确定性视为潜在发展“机遇”（Segal et al., 2015），具有更强的投资需求。由于长期投资需求的风险更高，银行将对偏好风险的企业的长期投资需求实施更为严格的信贷配给，导致其长期投资需求与长期资金供给之间的缺口更大。在银企相互博弈下，这些缺口部分将通过短期贷款来满足，形成更高层次的短债长用。因此，风险承担能力不同的企业会表现出不同程度的“短债长用-EPU”敏感性。

与此同时，处于竞争性行业的企业可能具有更强的风险偏好^⑨。为避免被同行淘汰或抢占更多的市场份额，这些企业有更强的动机去捕捉不确定性中的潜在机遇，承担更高的风险（李小荣、张瑞君，2014）。行业内竞争会使企业管理者在不确定性中表现出强烈的风险承担意愿（Li and Tang, 2010）。

因此，本文预期，风险承担能力强和行业竞争程度高的企业，在 EPU 上升时会有更高层次的短债长用。我们建立如下模型进行检验：

$$SDLA_{i,t} = \alpha + \beta_2 EPU_t \times Risk_{i,t} + \beta_3 Risk_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

$$SDLA_{i,t} = \alpha + \beta_2 EPU_t \times HHI_{i,t} + \beta_3 HHI_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

其中, $Risk$ 是衡量企业风险承担能力的代理变量, 参考刘志远等 (2017) 的做法, 以经过年度行业均值调整的 ROA 的未来三年 (t 至 $t+2$ 期) 滚动标准差进行度量^⑥。 $Risk$ 数值越大, 企业风险承担能力越大, 越偏好风险, 反之则风险承担越小, 越厌恶风险; HHI 是行业竞争程度的代理变量, 根据企业的营业收入计算的行业赫芬达尔指数, 数值越小, 企业所处行业的竞争越激烈 (彭俞超等, 2018)。

本文在基准回归模型 (9) 的基础上建立模型 (10) 和模型 (11), 分别加入经济政策不确定性 (EPU) 与企业风险承担水平 ($Risk$) 和行业竞争程度 (HHI) 的交互项。但与模型 (9) 不同, 模型 (10) 和模型 (11) 更加关注交互项的系数 β_2 。借鉴刘贯春等 (2019) 的做法, 本文模型 (10) 和模型 (11) 中纳入年份的时间固定效应 λ_t 。虽然此时包括 EPU 一次项在内的全国层面的时间序列变量^⑦将会被时间固定效应 λ_t 吸收, 但纳入时间固定效应可以更加有力地控制时间截面上的宏观经济政策冲击、货币政策等遗漏变量的影响。

回归结果如表 5 第 (1)、(2) 列所示。 EPU 与风险承担能力的交互项系数为 0.0762, 在 10% 的水平上显著为正, 说明在面临 EPU 上升时, 风险承担能力强、偏好风险企业更可能选择具有高流动性风险的短债长用策略; EPU 与行业竞争程度的交互项系数为 -0.0279, 在 10% 的水平上显著为负, 说明在 EPU 上升时, 行业竞争激烈的企业更倾向于短债长用。

2. 长短期融资能力差异

在 EPU 冲击下, 银行对企业的长期资金需求进行信贷配给, 如果企业没有足够的融资谈判能力与金融机构协商, 就只能在此信贷配给下被迫使用短债来替代长债。因此, 长期融资能力弱、短期融资能力强的企业, 在 EPU 冲击下可能具有更高的短债长用程度。但也存在另一种可能, 即在 EPU 上升时, 不确定性风险增加会使得长期信贷利率升高, 长短期利差扩大。虽然质量好的企业仍可能有能力以较高的长期利率获取长期信贷, 支持长期资产投资, 但长短期利差的扩大会诱导企业节约融资成本。只要企业有能力通过借新还旧、贷款展期、银行债转股、甚至利用与政府的关系获得低息担保贷款等方式降低短期偿付压力, 就可以更多地使用短期债务来进行长期资产投资。在这种情形下, 短期债务融资能力强、长期债务融资能力也强的企业也倾向于短债长用。因此, 存在两种竞争性的预期: (1) 在 EPU 上升时, 短期债务融资能力强、长期债务融资能力弱的企业更倾向于短债长用, 是被动地接受“信贷配给”; (2) 在 EPU 上升时, 短期债务融资能力强、长期债务融资能力也强的企业更倾向于短债长用, 是主动地“节约成本”。

与此同时，相对于国有企业，非国有企业的融资能力往往更弱^⑩。国有企业具有天然的“预算软约束”，即使 EPU 上升提高了长期债务融资违约风险，容易造成企业经营不善、资不抵债，政府仍然可以通过给予国有企业财政补贴和隐性担保使其不易破产，降低债权人的借贷风险（林毅夫等，2004）。由于中国金融市场仍以国有银行等金融机构为主导，具有政治关联的企业家即使面对较高的 EPU，也可以通过政府干预国有金融机构的信贷决策来获得更为长期的债务融资（余明桂、潘红波，2008），不需要大幅增加“短债”来满足“长用”。因此，如果“信贷配给”预期成立，非国有企业在面临 EPU 上升时，其短债长用的提高幅度会大于国有企业。为此，本文建立如下模型进行检验：

$$SDLA_{i,t} = \alpha + \beta_2 EPU_t \times SF_{i,t} + \beta_3 SF_{i,t} + \beta_4 EPU_t \times LF_{i,t} + \beta_5 LF_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

$$SDLA_{i,t} = \alpha + \beta_2 EPU_t \times SOE_{i,t} + \beta_3 SOE_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中，*SF*和*LF*分别是企业短期和长期债务融资能力的代理变量，借鉴 Denis 和 McKeon（2012）、王红建等（2018）估计目标资产负债率后取残差的方法进行计算，数值越大，融资能力越强^⑪。若模型（12）中的系数 β_2 显著为正且 β_4 显著为负，则信贷配给的预期成立；若系数 β_2 显著为正且 β_4 显著为正，则节约成本的预期成立；*SOE*是根据企业所有制性质划分国企和非国企的虚拟变量，当企业为国企时取值为 1，否则为 0。若信贷配给预期成立，则模型（13）的系数 β_2 应显著为负。

回归结果如表 5 第（3）、（4）列所示。*EPU*与*SF*的交互项系数为 0.0557 且在 1%的水平上显著，*EPU*与*LF*的交互项系数为-0.0394 且在 10%的水平上显著，说明短期债务融资能力强、长期债务融资能力弱的企业，在 EPU 上升时更有动机进行短债长用，支持“信贷配给”预期，“节约成本”预期不成立；*EPU*与*SOE*的交互项系数为-0.0132 且在 1%的水平上显著，说明在面临较高的 EPU 时，非国有企业的短债长用提高幅度会大于国有企业。

我们也注意到，*SOE*的一次项系数 β_3 为 0.0502 且在 1%的水平上显著，说明在不考虑 EPU 因素时，国有企业本身的短债长用程度明显高于非国有企业。这是因为，虽然具有政治关联的国有企业往往具有更长的债务期限和融资能力（李健、陈传明，2013），但国有投资项目的社会性质和低盈利特点会导致国有企业有较强的再融资需求，且国有企业进行短债长用时的再融资风险也较低；加上国有企业更可能过度投资，其获得的长期融资并不能满足长期投资扩张的需求，因而会形成国有企业“长期融资多+短债长用程度高”的特征（白云霞等，2016）。然而，这并不影响本文的结论：*EPU*对非国有企业的短债长用程度影响更大。

表 5 风险承担能力、长短期融资能力差异的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>SDLA</i>	<i>SDLA</i>	<i>SDLA</i>	<i>SDLA</i>
<i>EPU</i> × <i>Risk</i>	0.0762* (0.043)			
<i>Risk</i>	0.1095 (0.112)			
<i>EPU</i> × <i>HHI</i>		-0.0279* (0.015)		
<i>HHI</i>		-0.1371*** (0.033)		
<i>EPU</i> × <i>SF</i>			0.0557*** (0.016)	
<i>SF</i>			0.1003*** (0.036)	
<i>EPU</i> × <i>LF</i>			-0.0394* (0.023)	
<i>LF</i>			-1.2488*** (0.050)	
<i>EPU</i> × <i>SOE</i>				-0.0132*** (0.003)
<i>SOE</i>				0.0502*** (0.011)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本数	21,454	21,454	21,454	21,454
Adj_R ²	0.597	0.597	0.760	0.597

注：括号内为公司层面上聚类调整后的稳健标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

控制变量包含基准回归中的公司和宏观层面控制变量以及内生性问题中的三种遗漏变量，限于篇幅未列示详细结果，参见《管理世界》网络发行版附录（八）附表 12。

（二）经济政策不确定下的短债长用会带来什么样的经济后果？

这一部分我们关注的问题是 EPU 导致的短债长用加剧会带来什么样的经济后果。这关乎对“短债长用”现象的价值判断。一方面，短债长用本质上是融资和投资的期限错配，信贷资金存在现金流断裂风险，从而增加企业破产风险；另一方面，由于短债长用是企业信贷配给下的被动行为，是一个偏离了其最优决策的次优选择，可能会对企业业绩产生负面影响。此外，经济政策不确定下短债长用对这两方面的影响还可能存在滞后，使得这两种负面影响具有一定的持续性。为此，本文建立如下模型对经济后果进行检验：

$$\begin{aligned} Z_score_{i,t} / Z_score_{i,t+1} \\ = \alpha + \beta_1 EPU_t \times SDLA_{i,t} + \beta_2 SDLA_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t \\ + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} ROA_{i,t} / ROA_{i,t+1} \\ = \alpha + \beta_1 EPU_t \times SDLA_{i,t} + \beta_2 SDLA_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t \\ + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (15)$$

其中， Z_score 是参考 Altman（1968）计算的 Z 得分，用来衡量企业的破产风险，Z 得分越小，企业破产概率越大^④； ROA 为经行业调整的总资产净利润率，用来衡量企业业绩，由于 ROA 原本是控制变量之一，为避免多重共线性，在检验对企业绩效的影响时改为控制 ROA 的滞后一期。为检验影响过程是否存在滞后性和持续性，本文分别对当期（ t ）和下一期（ $t+1$ ）的因变量进行回归。 $EPU \times SDLA$ 是经济政策不确定性与短债长用的交互项， β_1 是我们关注的系数。模型（14）和模型（15）也控制了时间固定效应 λ_t ，因而没有控制 EPU 的一次项和全国层面的时间序列宏观控制变量。

表 6 第（1）、（2）列报告了对于企业破产风险的回归结果。在对当期破产风险（ Z_score_t ）的回归结果中， EPU 与短债长用的交互项系数为-0.2336 且在 1%的水平上显著，说明短债长用的出现会加剧经济政策不确定性对企业破产风险的负面影响。在对下一期破产风险（ Z_score_{t+1} ）的回归结果中，交互项系数为-0.1145 且在 10%的水平上显著，说明这一负面影响虽然会随着时间推移有所减弱，但仍具有一定的持续性；第（3）、（4）列报告了对于企业绩效的回归结果，交互项系数为负但并不显著，说明短债长用有可能成为经济政策不确定性损害企业绩效的渠道之一，但目前这一影响并不明显。

表 6 经济后果检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Z_score_t	Z_score_{t+1}	ROA_t	ROA_{t+1}
$EPU \times SDLA$	-0.2336*** (0.067)	-0.1145* (0.067)	-0.0008 (0.002)	-0.0001 (0.003)
$SDLA$	-0.3112* (0.184)	-0.0560 (0.174)	-0.0054 (0.006)	-0.0073 (0.007)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本数	21,442	18,732	21,454	18,741
Adj_R ²	0.707	0.702	0.292	0.286

注：括号内为公司层面上聚类调整后的稳健标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

企业绩效检验中控制的 ROA 为滞后一期。控制变量包含基准回归中的公司和宏观层面控制变量以及内生性问题中的三种遗漏变量，限于篇幅未列示详细结果，参见《管理世界》网络发行版附录（九）附表 13。

六、结论与政策建议

本文从经济政策不确定性的角度研究了中国企业普遍且长期存在的“短债长用”现象。我们的理论分析表明，EPU 上升会使处于信息劣势一方的银行等金融机构，加强对具有更高期限溢价的长期资金的信贷配给，企业的长期投资需求得不到足够的长期资金支持，从而被迫进行短债长用。基于中国 A 股上市公司的实证分析表明，EPU 上升提高了企业的短债长用程度。进一步研究发现，在风险承担能力较强和长期融资能力较弱的企业中，EPU 上升对短债长用的提高幅度更大；经济政策不确定下的短债长用对企业绩效的影响不明显，但会增加企业破产风险。

在理论方面，本文拓展了经济政策不确定性和短债长用两支文献的发展，有助于在理论上解释中国及转型国家的短债长用之谜；在实践方面，对国家相关政策的制定和实施有较强的借鉴意义。

其一，国家及政府相关部门在宏观经济政策高度不稳定时期，不仅要关注地方政府债务和企业债务的高杠杆带来的风险，也要关注中国企业普遍存在的投融资期限结构错配问题及其蕴含的企业财务风险，其中要特别关注非国有企业和竞争激烈行业的短债长用现象。其二，在经济政策不确定下，风险承担能力较强和长期融资能力较弱的企业，会更多地进行短债长用。政府的货币政策和财政政策，不仅要在经济波动时期关注企业短期流动性风险，也要关注企业长期投资的需求。其三，由于经济政策种类繁多、政策沟通不及时等，金融机构和企业经营决策者的信息不对称程度增加。国家在落实宏观调控的同时，要加强政府、金融机构与实体企业之间的政策沟通，加快信息传递速度，降低经济政策不确定性带来的风险。其四，央行创造的新型金融工具可以缓解企业在经济政策不确定下对于长期投资的融资约束。2018 年 12 月，央行创设了定向中期借贷便利（TMLF）工具，增强了金融机构对企业特别是民营和中小企业的长期信贷供给能力。也可进一步考虑借鉴日本、欧盟为促进经济复苏而实行的央行购买企业债券的政策，缓解经济政策不确定时期的信贷配给和投融资期限错配，支持实体经济稳定健康发展。

注释

- ① 参考刘晓光和刘元春（2019）的度量方法进行计算： $(\text{短期负债}/\text{总负债}) - (\text{短期资产}/\text{总资产})$ 。
- ② 在银行的受托支付原则下，短期贷款是不能用于长期投资的。但在实际操作中，企业和银行往往会打政策“擦边球”，主要通过两种方式来实现短债长用的目的。其一，以流动资金的名义从银行借入短期贷款，企业在长期投资尚未完成、未产生现金流时，用经营性现金流来偿还“短债”；用“续贷”、“借新还旧”来延续“短债”，从而实现不断的“短债长用”（刘晓光、刘元春，2019）。其二，在国家政策收紧之后，由于发行短期债券的用途更为宽泛一些，企业可以通过发行短期债券融入短期资金，进行长期投资；短期债券到期后，企业在长期投资尚未产生现金流的情况下，会向银行申请短期贷款，偿还短期债券；短期贷款到期，又通过发行短期债券，偿还短期贷款。从而实现短期资金的滚动，达到长期投资的目的。
- ③ 限于篇幅，推论 1 的详细证明过程见《管理世界》网络发行版附录（一）“1.推论 1 的证明”。
- ④ 限于篇幅，推论 2 的详细证明过程见《管理世界》网络发行版附录（一）“2.推论 2 的证明”。
- ⑤ 限于篇幅，推论 3 的详细证明过程见《管理世界》网络发行版附录（一）“3.推论 3 的证明”。
- ⑥ 数据来源：www.policyuncertainty.com。
- ⑦ 本文采用证监会 2012 版《上市公司行业分类指引》对行业进行划分。由于制造业企业占比较大，本文参考黄梅和夏新平（2009）的做法，将制造业细分至大类，其他行业按门类划分。
- ⑧ 由于从 2002 年开始中国上市公司才被要求披露季报。因此，本文在季度数据回归使用的样本从 2002 年开始。
- ⑨ 我们的实证检验也支持了这一结论，结果见《管理世界》网络发行版附录（四）附表 8。
- ⑩ 以未来三年滚动极差作为代理变量时结果保持一致，结果见《管理世界》网络发行版附录（五）附表 9。
- ⑪ 包括经济政策不确定性指数的一次项 EPU 、GDP 增速、M2 增长率、物价变动 FPI 、经济波动本身的不确定性。
- ⑫ 我们的实证检验也支持了这一结论，结果见《管理世界》网络发行版附录（六）附表 10 和附表 11。
- ⑬ 由于我们需要检验在经济政策不确定性上升时，企业的短期、长期债务融资能力分别对短债长用产生不同的作用，从而判定是被动的“信贷配给”还是主动的“节约成本”。但传统的 KZ 指数、 SA 指数、投资—现金流敏感性模型、现金—现金流敏感性模型、公司规模、销售收入等指标仅能测度企业总体的融资能力，并不能准确区分出短期债务融资能力和长期债务融资能力。因此，本文借鉴 Denis 和 McKeon（2012）、王红建等（2018）估计目标资本结构然后取残差的方法，分离出短期和长期债务融资能力。限于篇幅，具体变量构建方法见《管理世界》网络发行版附录（七）。
- ⑭ Z 得分的计算方式为： $1.2 \times (\text{营运资本}/\text{总资产}) + 1.4 \times (\text{留存收益}/\text{总资产}) + 3.3 \times (\text{息税前利润}/\text{总资产}) + 0.6 \times (\text{所有者权益}/\text{总负债}) + 0.999 \times (\text{营业收入}/\text{总资产})$ 。

【参考文献】

- [1] 白云霞、邱穆青、李伟:《投融资期限错配及其制度解释——来自中美两国金融市场的比较》,《中国工业经济》,2016年第7期。
- [2] 白俊、孙芸芸、刘倩:《经济政策不确定性与委托贷款供给:“明哲保身”还是“行险侥幸”》,《金融经济研究》,2020年第6期。
- [3] 才国伟、吴华强、徐信忠:《政策不确定性对公司投融资行为的影响研究》,《金融研究》,2018年第3期。
- [4] 陈德球、陈运森:《政策不确定性与上市公司盈余管理》,《经济研究》,2018年第6期。
- [5] 宫汝凯、徐悦星、王大中:《经济政策不确定性与企业杠杆率》,《金融研究》,2019年第10期。
- [6] 胡援成、刘明艳:《中国上市公司债务期限结构影响因素:面板数据分析》,《管理世界》,2011年第2期。
- [7] 黄梅、夏新平:《操纵性应计利润模型检测盈余管理能力的实证分析》,《南开管理评论》,2009年第12期。
- [8] 纪洋、王旭、谭语嫣、黄益平:《经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化》,《经济学(季刊)》,2018年第2期。
- [9] 赖黎、唐芸茜、夏晓兰、马永强:《董事高管责任保险降低了企业风险吗?——基于短贷长投和信贷获取的视角》,《管理世界》,2019年第10期。
- [10] 李凤羽、史永东:《经济政策不确定性与企业现金持有策略——基于中国经济政策不确定指数的实证研究》,《管理科学学报》,2016年第6期。
- [11] 李凤羽、杨墨竹:《经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定指数的实证研究》,《金融研究》,2015年第4期。
- [12] 李健、陈传明:《企业家政治关联、所有制与企业债务期限结构——基于转型经济制度背景的实证研究》,《金融研究》,2013年第3期。
- [13] 李小荣、张瑞君:《股权激励影响风险承担:代理成本还是风险规避?》,《会计研究》,2014年第1期。
- [14] 李杨:《完善金融的资源配置功能:十八届三中全会中的金融改革议题》,《经济研究》,2014年第1期。
- [15] 李泽广、马泽昊:《契约环境、代理成本与企业投资—债务期限关系》,《管理世界》,2013年第8期。
- [16] 刘贯春、段玉柱、刘媛媛:《经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资》,《经济研究》,2019年第8期。
- [17] 刘海明、李明明:《货币政策对微观企业的经济效应再检验——基于贷款期限结构视角的研究》,《经济研究》,2020年第2期。
- [18] 刘晓光、刘元春:《杠杆率、短债长用与企业表现》,《经济研究》,2019年第7期。
- [19] 刘志远、王存峰、彭涛、郭瑾:《政策不确定性与企业风险承担:机遇预期效应还是损失规避效应》,《南开管理评论》,2017年第6期。
- [20] 林毅夫、刘明兴、章奇:《政策性负担与企业的预算软约束:来自中国的实证研究》,《管理世界》,2004年第8期。
- [21] 彭俞超、韩珣、李建军:《经济政策不确定性与企业金融化》,《中国工业经济》,2018年第1期。
- [22] 邱穆青、白云霞:《官员访问与企业投融资期限错配》,《财经研究》,2019年第10期。
- [23] 饶品贵、徐子慧:《经济政策不确定性影响了企业高管变更吗?》,《管理世界》,2017年第1期。
- [24] 饶品贵、岳衡、姜国华:《经济政策不确定性与企业投资行为研究》,《世界经济》,2017年第2期。
- [25] 沈红波、华凌昊、郎宁:《地方国有企业的投融资期限错配:成因与治理》,《财贸经济》,2019年第1期。
- [26] 申宇、任美旭、赵静梅:《经济政策不确定性与银行贷款损失准备计提》,《中国工业经济》,2020年第4期。

- [27] 宋全云、李晓、钱龙：《经济政策不确定性与企业贷款成本》，《金融研究》，2019年第7期。
- [28] 孙铮、刘凤委、李增泉：《市场化程度、政府干预与企业债务期限结构——来自我国上市公司的经验证据》，《经济研究》，2005年第5期。
- [29] 谭小芬、张文婧：《经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析》，《世界经济》，2017年第12期。
- [30] 田国强、李双建：《经济政策不确定性与银行流动性创造：来自中国的经验证据》，《经济研究》，2020年第11期。
- [31] 王朝阳、张雪兰、包慧娜：《经济政策不确定性与企业资本结构动态调整及稳杠杆》，《中国工业经济》，2018年第12期。
- [32] 王红建、李青原、邢斐：《经济政策不确定性、现金持有水平及其市场价值》，《金融研究》，2014年第9期。
- [33] 王红建、杨笋、阮刚铭、曹瑜强：《放松利率管制、过度负债与债务期限结构》，《金融研究》，2018年第2期。
- [34] 王晓芳、郑斌：《期限溢价、超额收益与宏观风险不确定性——基于银行间国债市场的分析》，《南开经济研究》，2015年第3期。
- [35] 肖作平、廖理：《公司治理影响债务期限水平吗？——来自中国上市公司的经验证据》，《管理世界》，2008年第11期。
- [36] 余明桂、潘红波：《政治关系、制度环境与民营企业银行贷款》，《管理世界》，2008年第8期。
- [37] 张成思、刘贯春：《中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角》，《经济研究》，2018年第12期。
- [38] 张洪辉、平帆、章琳一：《经济政策不确定性与内部人寻租：来自内部人交易超额收益的证据》，《会计研究》，2020年第6期。
- [39] 钟凯、程小可、张伟华：《货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜》，《管理世界》，2016年第3期。
- [40] Allen, F., J. Qian and M. Qian, 2005, “Law, Finance, and Economic Growth in China”, *Journal of Financial Economics*, 77(1), pp.57~116.
- [41] Altman, E., 1968, “Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy”, *Journal of Finance*, 23(4), pp.589~609.
- [42] Baker, S. R., Bloom, N. and Davis, S. J., 2016, “Measuring Economic Policy Uncertainty”, *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), pp.1593~1636.
- [43] Bekaert, G., Hoerova, M. and Duca, M. L., 2013, “Risk, Uncertainty and Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 60(7), pp.771~788.
- [44] Bester, H. and M. Hellwig, 1987, “Moral Hazard and Equilibrium Credit Rationing: An Overview of the Issues”, *Agency Theory, Information, and Incentives. New York: Springer Berlin Heidelberg*, pp.135~166.
- [45] Cateau, G., 2007, “Monetary Policy under Model and Data-Parameter Uncertainty”, *Journal of Monetary Economics*, 54(7), pp.2083~2101.
- [46] Custodio, C., Miguel, F. and Luis, L., 2013, “Why are US Firms Using More Short-term Debt?”, *Journal of Financial Economics*, 108(1), pp.182~212.
- [47] Denis, D. J. and McKeon, S. B., 2012, “Debt Financing and Financial Flexibility Evidence from Proactive Leverage Increases”, *Review of Financial Studies*, 25(6), pp.1897~1929.
- [48] Fan, J. P. H., Titman, S. and Twite, G., 2012, “An International Comparison of Capital Structure and Debt Maturity Choices”, *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 47, pp.23~56.
- [49] Francis, B. B., Hasan, I. and Zhu Y., 2014, “Political Uncertainty and Bank Loan Contracting”, *Journal of Empirical Finance*, 29, pp.281~286.

- [50] Gilchrist, S., Sim, J. W. and Egon, Z., 2014, “Uncertainty Financial Frictions and Investment Dynamics”, *NBER Working Papers*, 20038.
- [51] Gulen, H. and Ion, M., 2016, “Policy Uncertainty and Corporate Investment”, *Review of Financial Studies*, 29(3), pp.523~564.
- [52] Julio, B. and Y. Yook, 2012, “Policy Uncertainty and Corporate Investment Cycles”, *Journal of Finance*, 67(1), pp.45~83.
- [53] Kaviani, M., Kryzanowski, L., Maleki, H. and Savor, P. G., 2020, “Policy Uncertainty and Corporate Credit Spreads”, *Journal of Financial Economics*, , 138 (3), pp. 838~865.
- [54] Li, J. and Tang, Y., 2010, “CEO Hubris and Firm Risk Taking in China: The Moderating Role of Managerial Discretion”, *Academy of Management Journal*, 53(1), pp.45~68.
- [55] Nagar, V., J. Schoenfeld and L. Wellman., 2019, “The Effect of Economic Policy Uncertainty on Investor Information Asymmetry and Management Disclosures”, *Journal of Accounting and Economics*, 67(1), pp.36~57.
- [56] Nini, G., Smith, D. C. and Sufi, A., 2009, “Creditor Control Rights and Firm Investment Policy”, *Journal of Financial Economics*, 92(3), pp.400~420.
- [57] Rajan, R. and Winton, A., 1995, “Covenants and Collateral as Incentives to Monitor”, *Journal of Finance*, 50(4), pp.1113~1146.
- [58] Rocheteau, G., Wright, R. and Zhang, C, 2018, “Corporate Finance and Monetary Policy”, *American Economic Review*, 108, pp.1147~1186.
- [59] Segal, G., Shaliastovich, I. and Yaron, A., 2015, “Good and Bad Uncertainty: Macroeconomic and Financial Market Implications”, *Journal of Financial Economics*, 117(2), pp.369~397.
- [60] Stiglitz, J. E. and Weiss, A., 1981, “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information.”, *American Economic Review*, 17, pp.393~410.
- [61] Waisman, M., Ye, P. and Zhu, Y., 2015, “The Effect of Political Uncertainty on the Cost of Corporate Debt”, *Journal of Financial Stability*, 16, pp.106~117.
- [62] Wang, Y., Chen, C. R. and Huang, Y. S., 2014, “Economic Policy Uncertainty and Corporate Investment: Evidence from China”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 26, pp.227~243.

双支柱调控框架下政策组合协调搭配研究

---基于双摩擦的小国开放模型

庄子罐¹ 赵宗涛² 王熙³

【摘要】本文在家庭与银行之间、银行与企业之间引入双重摩擦，构建小型开放经济模型来讨论货币政策与资本控制、宏观审慎政策之间的互动关系，研究不同政策之间的协调搭配、最优选择问题。研究表明：（1）无论是国外加息冲击，还是国内金融冲击，最优的政策选择都是货币政策同时搭配资本控制和宏观审慎政策，且需要注意政策之间的协调搭配；（2）在货币政策无法同时协调搭配资本控制和宏观审慎政策时，识别导致外债流出的不同外生冲击至关重要。在国外加息冲击下，相对于货币政策搭配宏观审慎政策，货币政策搭配资本控制政策的效果更好，但在金融冲击下结果正好相反；（3）随着金融进一步的开放，货币政策搭配资本控制政策在稳定经济波动方面变得更为重要。

【关键词】货币政策；资本控制；宏观审慎

引言

2008年金融危机爆发后，各国实施了一系列宽松政策来帮助经济复苏，随着经济稳企，各国逐步进入加息周期。然而，2020年初突如其来的疫情使得各国央行不得不再次实行量化宽松。一系列政策冲击给国际大宗商品市场、金融市场等带来了深远影响。由外部货币政策的不确定性引发的资本大幅度流动，会放大金融波动，导致一国系统性金融风险发生（何国华和陈晞，2020）。为了防范系统性金融风险的发生，小型新兴经济体单靠货币政策无法有效管理其面临的外部冲击，必须用某种形式的资本控制⁴来对跨境资本流动进行限制（Farhi & Werning, 2012; Rey & Hélène, 2015）。因此，资本控制与国内货币政策是否应该、以及如何协调搭配才能更好的发挥作用等相关问题值得进一步研究。

跨境资本大幅度流动除了可能由国际金融市场冲击引起，同样也可能由国内实体经济部门或金融部门（方意等，2019）冲击引起。在面对国内冲击所带来的跨境资本流动以及金融稳定失衡等问题时，许多国家正在构建宏观审慎监管框架以应对可能发生的系统性金融风险。利用宏观审慎政策改进金融

¹ 庄子罐，中南财经政法大学金融学院。

² 赵宗涛，中南财经政法大学金融学院。

³ 王熙，北京大学经济学院。

⁴ 在开放经济体中，对资本的流动进行控制可以被认为是一种宏观审慎政策（黄益平等，2019），也可以被认为是一种资本控制政策（Korinek & Sandri, 2016; Kitano & Takaku, 2020），本文将对资本流动进行控制的措施视为资本控制政策，而把对国内银行总贷款进行征税或补贴的控制方式视为宏观审慎政策。

管理体制，搭配传统的货币政策，建立双支柱的监管框架，更好地维护金融体系的稳定，成为我国新一轮金融监管体制改革的首要任务。

跨境资本流动加剧了一国金融体系的脆弱性与波动性，造成全局性的动荡与危机，是引发系统性风险的因素之一，这一观点已得到学术界普遍认可¹。那么在面对不同冲击导致的跨境资本大幅度的流动时，货币当局应该如何选择和搭配资本控制还是宏观审慎政策？什么是最优的政策组合？对上述问题的研究有助于中国下一步金融管理体系的改革和完善。

因此，本文不但回答了上述问题，还在已有研究基础上，做出了如下边际贡献：一、构建了包含信贷供给和需求端的双摩擦的小国开放模型，利用此框架分别针对由实体经济引起的金融部门波动和由金融部门引起的实体经济波动，探讨宏观政策之间的互动关系，以更清晰地分析外生冲击对经济的影响途径、探讨相关政策搭配的效果；二是，针对导致资本流出的国外加息冲击和国内自身冲击两种情形，比较货币政策搭配资本控制的效果和货币政策搭配宏观审慎政策的效果，分析最优政策的选择，从而为应对不同外生冲击应该选择何种政策搭配提供借鉴性意见；三是，在我国将进一步对外开放的历史背景下，考虑金融开放下相关政策的搭配情况，对我国如何进一步健全和完善双支柱的协调框架建言献策。

一、文献综述

首先，关于货币政策与宏观审慎政策之间的关系问题，国内外研究进行了丰富的讨论，主要集中在以下方面：传统的货币政策是否应该关注金融稳定的问题（梁璐璐等，2014；李天宇等，2017；范从来和高洁超，2018）、不同宏观审慎政策工具的选择、使用以及是否有效的问题（潘敏和周闯，2019；严佳佳和康志鑫，2020）、货币政策与宏观审慎政策在目标、工具等上面的关系问题以及如何协调的问题（Beau et al, 2012；Unsal, 2013；Angeloni & Faia, 2013；De Paoli & Paustian, 2017；Lilit Popoyan, 2016；徐海霞和吕守军，2019；苏嘉胜和王曦，2019）、“双支柱”政策如何与其它政策进行搭配的问题（Carvalho & Castro, 2017；卜林等，2016；朱军等，2018；李建强等，2018）。

其次，关于货币政策与宏观审慎政策之间的协调搭配问题，有文献研究发现有效搭配货币政策和宏观审慎政策可以增加经济福利水平（Quint & Rabanal, 2014；Ghilardi & Peiris, 2016；王爱俭和王璟怡，2014；方意，2016；黄志刚和许伟，2017；郭娜和周扬，2019）；还有文献侧重关注货币政策与宏观审慎政策之间有可能存在潜在冲突（马勇和陈雨露，2013；Cecchetti & Kohler, 2014；Angelini et al., 2012）。另外，已有文献也发现不同政策在应对不同风险上有不同的作用（梁璐璐等，2014；

¹ Caballero & Krishnamurthy (2006)、Reinhart & Reinhart (2008)、伍戈和严仕锋 (2015)、杨子晖和陈创练 (2016) 等研究都表明跨境资本频繁流动使得宏观经济极度不稳定。

岑磊和谷慎，2016）。

最后，有关资本控制的有效性、其与宏观审慎政策的比较以及与货币政策的搭配研究也较为丰富，如 Nispi Landi（2020）系统地分析资本控制在减少资本流入和控制资本激增方面的作用、加强金融稳定和影响汇率方面的有效性。国内文献方面，相关研究有黄益平等（2019）和芦东等（2019）等。Korinek & Sandri(2016)第一次区分了这两种政策，发现这两种政策措施都使经济更加稳定。Kitano & Takaku（2020）则在此基础上，将银行业纳入小型开放经济模型，发现国内银行和外国投资者之间的金融摩擦相对程度决定了资本控制和宏观审慎监管政策的相对效果。

综上所述，一方面，国内相关研究主要集中在货币政策、宏观审慎政策、资本控制之间的两两互动，缺乏同时考虑三者搭配互动的研究。Nispi Landi（2017）首次讨论了宏观审慎、资本控制与货币政策的搭配效果。另一方面，信贷需求端和供给端摩擦在中国经济中广泛存在，但目前大多数研究侧重于单一摩擦，缺乏对两种摩擦的系统性探讨。本文优化了 Nispi Landi（2017）的建模¹，构建了同时包含信贷供给端和需求端的双摩擦结构的小国开放经济模型，用以分析不同的外生冲击对经济体的影响大小和作用途径、研究不同政策搭配的效果和福利情况。系统地回答了：相对于仅使用货币政策，货币政策搭配资本控制、宏观审慎政策是否会更加有效？在不同的冲击下，这两种政策与货币政策搭配效果是否一致？最优的政策选择是什么？在金融开放背景下相关政策搭配的效果如何？

二、模型设定与参数校准

（一）模型设定

本文理论模型借鉴 Rannenberg(2016)，Nispi Landi(2017)等人的模型，构建包含信贷供给端摩擦和信贷需求端摩擦的双摩擦小国开放 DSGE 模型。

1. 家庭

家庭部分设置与 Gertler & Karadi (2011)一致，在 $[0, 1]$ 的连续区间，其中 $1 - f$ 的比例家庭为工人，剩余 f 比例的家庭为银行家。每期从事银行工作的家庭有 $1 - \chi_b$ 的概率转化成工人，又有 $(1 - \chi_b)f$ 的工人转化成银行家。家庭面临的最大化问题如下：

$$\max_{\{c_t, h_t, d_t\}} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\ln c_t - \kappa_L \frac{h_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \right\} \quad (1)$$

$$c_t + d_t + t_t = w_t h_t + \frac{R_{t-1}}{\pi_t} d_{t-1} + \Pi_t \quad (2)$$

其中， β 为贴现因子， κ_L 为劳动相对效用权重， φ 为 Frisch 劳动供给弹性的倒数， c_t ， h_t 分别表示

¹ 原模型在福利分析部分会出现个别异常值，无法解释，经与作者（Nispi Landi）讨论和多次尝试后，修改效用函数能够较好地解决这一问题，同时也特别感谢作者（Nispi Landi）对模型构造的建议。

消费与劳动供给， d_t 表示家庭在银行的存款， t_t 为税收， w_t 为实际工资， R_{t-1} 为无风险名义利率， π_t 为国内通货膨胀， Π_t 为来自于各类厂商的分红。最终消费由国内、外商品以 CES 函数形式复合而成。

2. 国内外厂商

垄断竞争的国内中间品厂商生产有差异的产品，生产函数如下：

$$y_{Ht}(i) = A_t(k_{t-1}(i))^\alpha(h_t(i))^{1-\alpha} \quad (3)$$

其中 $y_{Ht}(i)$ 为国内产品 i ， k_t ， h_t 分别为资本投入和劳动投入， α 为投入要素的产出弹性， A_t 代表全要素生产率，遵循如下自回归方程

$$A_t = (1 - \rho_a)A + \rho_a A_{t-1} + v_t^a \quad (4)$$

其中 $v_t^a \sim N(0, \sigma_a)$ 为国内全要素生产率冲击，这些中间品以 CES 形式打包成国内产出：

$$y_{Ht} = [\int_0^1 y_{Ht}(i)^{\frac{\varepsilon_H-1}{\varepsilon_H}} di]^{\frac{\varepsilon_H}{\varepsilon_H-1}} \quad (5)$$

其中 ε_H 为国内不同产品之间的替代弹性，厂商根据 Rotemberg(1982)定价方式来选择最优定价 $p_{Ht}(i)$ ，实现最大化未来利润的折现值，以之为基础可以得到国内菲利普斯曲线：

$$\pi_{Ht}(\pi_{Ht} - \pi) = E_t \left[\beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \pi_{Ht+1} (\pi_{Ht+1} - \pi) \frac{p_{Ht+1} y_{Ht+1}}{p_{Ht} y_{Ht}} \right] + \frac{\varepsilon_F}{\kappa_{PH}} \left[\frac{mc_t^H}{p_{Ft}} - \left(\frac{\varepsilon_H-1}{\varepsilon_H} \right) \right]. \quad (6)$$

其中， κ_{PH} 为成本调整系数， mc_t^H 为边际成本。本文假设政府给予厂商一定的补贴 τ^k 、 τ_H^M ，以消除由于垄断竞争和金融摩擦带来的扭曲(De Paoli & Paustian, 2017; Nispi Landi, 2017)，厂商的总成本可写为：

$$TC_t = r_t^k k_{t-1} (1 - \tau^k) (1 - \tau_H^M) + w_t h_t (1 - \tau_H^M) \quad (7)$$

进口厂商则将不同的进口中间产品转化为同质的进口商品，然后在国内销售，其打包形式如下：

$$y_{Ft} = [\int_0^1 y_{Ft}(i)^{\frac{\varepsilon_F-1}{\varepsilon_F}} di]^{\frac{\varepsilon_F}{\varepsilon_F-1}} \quad (8)$$

其中 ε_F 为不同进口产品之间的替代弹性，进口厂商面临的名义边际成本为：

$$MC_t^* = ner_t P_t^* \quad (9)$$

其中 ner_t 为名义汇率， P_t^* 为外币价格，不同进口中间品是垄断竞争的，同样按照 Rotemberg(1982)的方式来定价，进口厂商最大化未来利润的折现值，化简可得进口厂商的菲利普斯曲线，如下：

$$\pi_{Ft}(\pi_{Ft} - \pi) = E_t \left[\beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \pi_{Ft+1} (\pi_{Ft+1} - \pi) \frac{p_{Ft+1} y_{Ft+1}}{p_{Ft} y_{Ft}} \right] + \frac{\varepsilon_F}{\kappa_{PF}} \left[\frac{(1 - \tau_F^M) rer_t}{p_{Ft}} - \left(\frac{\varepsilon_F-1}{\varepsilon_F} \right) \right] \quad (10)$$

其中 $rer_t = \frac{ner_t P_t^*}{P_t}$ 表示实际汇率， τ_F^M 表示为政府给予进口厂商的补贴，消除稳态时垄断竞争带来

的摩擦， κ_{PF} 为进口厂商面临的价格调整成本系数， $\pi_t^F = \frac{p_{Ft}}{p_{Ft-1}} \pi_t$ 为国外的通货膨胀水平。

3. 银行

假设银行每一期都有 χ_b 的概率继续经营，有 $(1 - \chi_b)$ 的概率转化为工人（Gertler & Karadi, 2011），在持续经营的情况下，银行吸收来自家庭的存款和国外的存款并向企业家放贷，银行的资产负债表如下图所示：

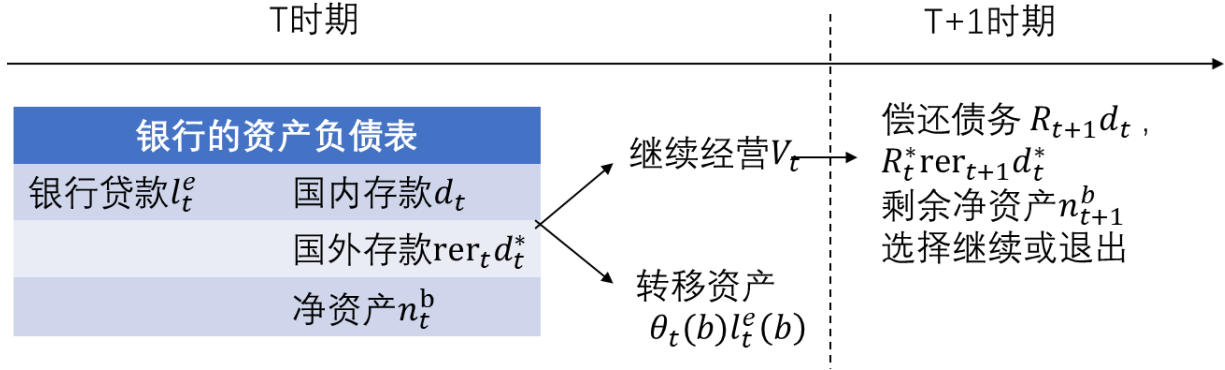


图 1 银行部门的结构图

银行的资产负债表约束可表示为：

$$l_t^e(b) = n_t^b(b)(1 - \tau_t^n) + \text{rer}_t d_t^*(b)(1 - \tau_t^d) + d_t(b) \quad (11)$$

其中 τ_t^n ，表示对银行净资产征收税收的税率，以限制风险的过度波动， τ_t^d 表示对银行外债进行征收税收的税率，从而对外债进行逆周期调节，本文通过这两种设置来表示监管局的宏观审慎政策和资本控制（Aoki et al., 2018；温兴春和梅冬州，2020）。银行每一期贷款的平均回报为 R_t^b ，银行的净资产积累方程如下：

$$n_t^b(b) = \frac{R_t^b}{\pi_t} l_{t-1}^e(b) - \frac{R_{t-1}^*}{\pi_t} \text{rer}_t d_{t-1}^*(b) - \frac{R_{t-1}}{\pi_t} d_{t-1}(b) \quad (12)$$

其中 R_t^* 为国外名义利率， $\pi_t^* = \frac{P_t^*}{P_{t-1}^*}$ 为国外的通货膨胀，假设家庭对银行有一个基于代理问题的激励约束（Gertler & Karadi, 2011）：

$$V_t(b) \geq \theta_t(b) l_t^e(b) \quad (13)$$

$$\theta_t(b) = \theta_0 [1 + \frac{\theta_1}{2} (\frac{\text{rer}_t d_t^*(b)}{l_t^e(b)})^2] \quad (14)$$

θ_0 表示银行可以转移资产的比例， θ_1 表示融资的本国偏好，进一步假设资金转移能力是外债融资贷款比例的一个递增函数（Aoki et al. (2018)）。

银行的目标是通过选择 l_t^e ， d_t ， d_t^* 来最大化未来净资产的折现总和，可表示如下：

$$V_t(b) = E_t [\sum_{i=0}^{\infty} (1 - \chi_b) \chi_b^i \beta^{i+1} \Lambda_{t,t+1+i} n_{t+1+i}^b(b)] \quad (15)$$

令 $Y_t = \frac{V_t}{n_t^b}$ 表示为银行的托宾 Q 值，我们可将 $Y_t(b)$ 表示为如下线性形式（Gertler & Karadi, 2011）：

$$Y_t(b) = v_{lt} \text{lev}_t^b(b) + v_{nt} + v_{dt}^* d l_t(b) \text{lev}_t^b(b) \quad (16)$$

其中 $\text{lev}_t^b(b) = \frac{l_t^e(b)}{n_t^b(b)}$ ，表示为银行的杠杆， v_{lt} ， v_{nt} ， v_{nt} 分别反应银行贷款、银行净资产、国外存款的边际价值。在激励约束取等号时，银行最大化未来净资产的折现价值总和，可求出银行杠杆：

$$\text{lev}_t^b(b) = \frac{v_{nt}}{\theta_t - (v_{lt} + v_{dt}^* dl_t)} \quad (17)$$

其中 dl_t 表示国外存款占总贷款的比例 $\frac{\text{rer}_t d_t^*(b)}{l_t^e(b)}$ ，银行的可贷资金受到银行净资产和杠杆的约束，信贷供给端摩擦大小集中体现在银行可以转移资产的比例 θ_t 上，则 θ_0 衡量了信贷供给端摩擦的大小。

银行的净资产由两部分组成：持续经营的银行净资产积累 n_{ot}^b 和新进入的银行所带来的启动资金 n_{nt}^b ，退出经营的银行净值积累如下：

$$n_{ot}^b = \chi_b n_t^b(b) \exp(v_t^e) \quad (18)$$

$v_t^b \sim N(0, \sigma_b)$ 表示金融冲击（苏嘉胜和王曦，2019；朱军等，2018），我们假设每个新银行都得到 $\frac{l_b}{1-\chi_b}$ 资产，则总的银行净资产积累形式如下：

$$n_t^b = \chi_b n_t^b(b) \exp(v_t^e) + l_b \quad (19)$$

4. 企业家

参照 Bernanke et al. (1999)，在 t 期末，企业家使用自有资产净值 $n_t^e(j)$ 和银行贷款 $l_t^e(j)$ 从资本品生产商处以名义价格 Q_t 购买原始资本，此时企业家观测到异质性生产力冲击 ω_t 。在 $t+1$ 期，企业家将有效资本 $\omega_{t+1} k_t(j)$ 出租给国内厂商生产，租金为 r_{t+1}^K ，生产完成之后，企业家以价格 Q_{t+1} 收回未折旧的资本 $(1-\delta)\omega_{t+1} k_t(j)$ ，然后企业家偿还债务确定净值，继续积累资本。企业家的资本收益率为：

$$R_{t+1}^{KG} = \frac{r_{t+1}^K + q_{t+1}(1-\delta)}{q_t} \pi_{t+1} \quad (20)$$

其中 $q_t = \frac{Q_t}{P_t}$ ，企业家的融资约束为：

$$q_t k_t(j) = n_t^e(j) + l_t^e(j) \quad (21)$$

定义 $\text{lev}_t^e = \frac{q_t k_t(j)}{n_t^e(j)}$ 为企业家的杠杆率， $\bar{\omega}_{t+1}(j)$ 表示企业破产的门限值，满足 $\ln \bar{\omega}_t \sim N(-\frac{1}{2}\sigma_e^2, \sigma_e^2)$ 。

当 $\omega_{t+1}(j) \geq \bar{\omega}_{t+1}(j)$ ，企业继续经营，企业家还本付息 $\bar{\omega}_{t+1} R_{t+1}^{KG} q_t k_t(j)$ ；当 $\omega_{t+1}(j) < \bar{\omega}_{t+1}(j)$ ，企业家破产，银行执行清算。由于企业家与银行之间存在信息不对称问题，银行家通过付出 μ 比例的企业家资产作为监督成本，才能取得违约后的剩余资产。均衡时，银行仅在 $\omega_{t+1}(j) < \bar{\omega}_{t+1}(j)$ 的情况下支付监督成本，企业家向银行贷款的合同贷款利率 R_t^L 为：

$$R_{t-1}^L = \frac{\bar{\omega}_t R_t^{KG}}{l_{t-1}^e} q_{t-1} k_{t-1} \quad (22)$$

企业家的目标是最大化预期利润，定义 $^1m_t(j)$ 、 $g_t(j)$ 、 ψ_t ，通过最大化求解可得：

$$E_t \left(\frac{R_{t+1}^{KG}}{R_t^b} \right) = E_t \left(\frac{m'_{t+1}(j)}{m'_{t+1}(j)g_{t+1}(j) - m_{t+1}(j)g'_{t+1}(j)} \right) = S(*) \quad (23)$$

信贷需求端的溢价程度依赖于 $S(*)$ ， $S(*)$ 是关于银行监督成本和企业违约分布函数标准差的函数，可以进一步计算求得需求端溢价弹性 $friction$ ，用以衡量需求端摩擦大小。每一期有 $(1 - \chi_e)$ 概率企业家继续经营，退出的企业家由新进来的企业家替代，假设每个新企业家都得到 $\frac{l_e}{1 - \chi_e}$ 资产，因此企业家总的净资产等于持续经营的企业净资产加上新进入企业家的净资产。定义企业家的溢价 $spread_t^e = E_t \left(\frac{R_{t+1}^{KG}}{R_t^b} \right)$ 。

5. 资本品生产商

资本品生产商投资国内、外商品的组合，其最优投资可表示为：

$$1 = q_t \left[1 - \frac{\kappa_I}{2} \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} - 1 \right)^2 - \kappa_I \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} - 1 \right) \frac{i_t}{i_{t-1}} \right] + \beta \kappa_I E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} q_{t+1} \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} - 1 \right) \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} \right)^2 \right] \quad (24)$$

其中 κ_I 为投资成本调整系数。

6. 国外部门

假设出口需求函数如下：

$$x_t = \left(\frac{p_{Ht}}{rer_t} \right)^{-\eta^*} y_t^* \quad (25)$$

其中 η^* 为出口需求的价格弹性， $v_t^* \sim N(0, \sigma_p)$ 表示国外利率冲击，遵循如下自回归随机过程：

$$R_t^* = (1 - \rho_p) R^* + \rho_p R_{t-1}^* + v_t^* \quad (26)$$

7. 政府

政府政策的工具有利率工具、宏观审慎工具和资本控制工具。参照大多数研究，本文货币政策设置为泰勒规则：

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R} \right)^{\rho_m} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\phi_\pi} \left(\frac{gdp_t}{gdp_t^N} \right)^{\phi_y} \right]^{1 - \rho_m} \quad (27)$$

ρ_m 反应了利率变化的平滑程度， ϕ_π 、 ϕ_y 分别反应了政策利率对通胀、产出缺口的反应程度。宏观审慎政策为：

$$\tau_t^n = \tau^n + \phi_n \log \left(\frac{l_t}{l} \right) \quad (28)$$

其中， $\phi_n \geq 0$ ， τ^n 表示稳态时宏观审慎的税率，这类似于一种反周期资本监管的宏观审慎工具。同理，资本控制政策可表示为：

$$^1 m_t(j) = \left[\int_{\bar{\omega}_t(j)}^{\infty} \omega f(\omega) d\omega - \bar{\omega}_t(j) [1 - F(\bar{\omega}_t)] \right], \quad g_t(j) = \bar{\omega}_t(j) [1 - F(\bar{\omega}_t)] + (1 - \mu) \int_0^{\bar{\omega}_t} \omega f(\omega) d\omega, \quad \psi_t = 1 - g_t - m_t$$

$$\tau_t^d = \tau^d + \phi_d \log \left(\frac{d_t^*}{d^*} \right) \quad (29)$$

其中, $\phi_d \geq 0$, τ^d 表示稳态时资本控制的税率, 用 ϑ 表示对国内厂商和进口厂商的补贴, 家庭总的税收可表示为:

$$t_t = gov_t + \vartheta - (\tau_t^n n_t^b + \tau_t^d rer_t d_t^*). \quad (30)$$

8. 市场出清

均衡时, 所有银行选择相同的杠杆率, 资产负债约束和资本净值演变如下:

$$lev_t^b = \frac{l_t^e}{n_t^b} \quad (31)$$

$$l_t^e = n_t^b (1 - \tau_t^n) + rer_t d_t^* (1 - \tau_t^d) + d_t \quad (32)$$

$$n_t^b = \chi_b \left\{ \frac{(R_t^b - R_{t-1}) l_{t-1}^e}{\pi_t} + \left[\frac{R_{t-1}}{\pi_t} (1 - \tau_{t-1}^d) - \frac{R_{t-1}^* rer_t}{rer_{t-1}} \right] rer_{t-1} d_{t-1}^* \right\} + \left\{ \left[\frac{R_{t-1} (1 - \tau_{t-1}^n) n_{t-1}^b}{\pi_t} \right] \right\} \exp(v_t^b) + \iota_b \quad (33)$$

同样, 企业家的杠杆率、资产负债约束和净资产演变如下:

$$lev_t^e = \frac{q_t k_t}{n_t^e} \quad (34)$$

$$q_t k_t = n_t^e + l_t^e \quad (35)$$

$$n_t^e = \chi_e \frac{R_t^{KG}}{\pi_t} q_{t-1} k_{t-1} \left[\int_{\bar{\omega}_t}^{\infty} \bar{\omega} f(\omega) d\omega - \bar{\omega}_t [1 - F(\bar{\omega}_t)] \right] + \iota^e \quad (36)$$

总消费可表示为:

$$c_t^{tot} = c_t + c_t^b + c_t^e \quad (37)$$

其中, c_t^b 表示银行部门的消费, c_t^e 表示企业家部门的消费, 定义总信贷利差 $spread_t = E_t \left(\frac{R_{t+1}^{KG}}{R_t} \right)$ 。

(二) 参数校准

本文根据已有相关文献进行校准, 模型相应参数和相关文献来源汇总在如下表-1 中:

表 1 模型校准后的主要参数值

参数	含义	取值	校准值参考依据
β	国内折现因子	0.985	一般文献取值在 0.98~0.99 之间
φ	Frisch 弹性的倒数	0.2	芦东等 (2019)
γ	国外偏好	0.25	黄志刚和郭桂霞 (2016)
η	国内外产品间替代弹性	2	梅冬州和龚六堂 (2012)
α	资本份额	0.4385	张云等 (2020)
δ	资本折旧率	0.05	郭庆旺和贾俊雪 (2004) 等
ε_H 、 ε_F	国、外产品间替代弹性	11	郝大鹏等 (2020)
κ_I	资本调整成本	5	康立和龚六堂 (2014)
η^*	出口需求的价格弹性	1	张勇 (2015)
χ_b	银行的存活率	0.9623	芦东等 (2019)、马勇和陈雨露 (2013) 等

χ_e	企业家存货率	0.9655	张云等（2020）、孙国峰和何晓贝（2017）等
levb	银行杠杆	3	张云等（2020）
leve	企业家杠杆	2.58	栗亮和刘元春（2014）、张云等（2020）
$F(\bar{\omega}_t)$	稳态时企业破产率	0.75%	孙国峰和何晓贝(2017)
μ	银行监督成本	0.12	李建强等（2018）
$R^{kg} - R$	资本回报率与储蓄利率的年度利差	5.16%	全冰（2010）、张云等（2020）
β^*	国外贴现因子	0.99	张勇(2015)
π	国内通胀	$1.04^{1/4}$	洪昊等（2018）
ρ_m	利率平滑参数	0.75	朱军等（2018）
ϕ_π	泰勒公式通胀参数 （基准模型）	1.5	朱军等（2018）
ϕ_y	泰勒公式产出缺口参数 （基准模型）	0.025	朱军等（2018）

三、数值模拟

为模拟在国际市场冲击¹、国内自身冲击所带来的跨境资本流出、货币贬值和国内其它宏观经济变量等的影响，探讨单一货币政策、货币政策搭配资本控制和搭配宏观审慎政策的政策效力，本节主要考察两种冲击：一是国外加息冲击，模拟外国货币政策对本国经济体的影响，类似供给冲击，导致产出和通胀的波动方向相反；二是金融冲击，类似需求冲击，导致产出和通胀波动方向相同。

（一）国外加息冲击

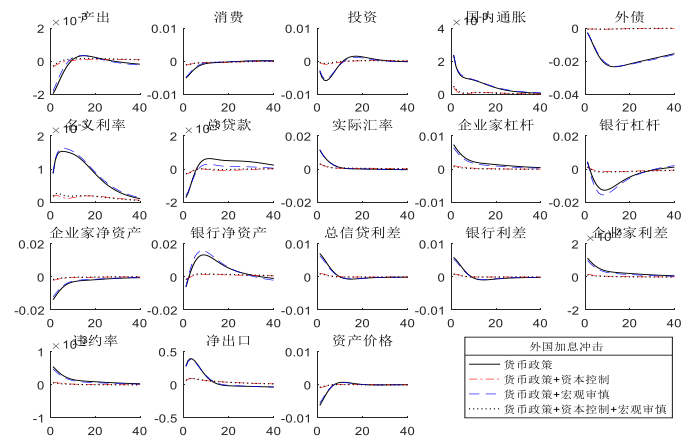


图2 国外加息冲击下相关政策搭配脉冲图

在浮动汇率制度下，国外加息冲击将会导致实际汇率上升，货币贬值，净出口增加，由于进口商品变得更加昂贵，通胀上升，导致货币政策收紧。收紧的货币政策下，国内产出、投资等下降。原因

¹ 已有文献发现，美国作为世界中心国家，每一轮货币政策都引发外围国家的经济震荡，如 Bruno & Shin (2015)、Mirandaagrippino & Rey (2015)等。

在于影响投资的外部融资溢价, 由信贷需求端溢价和信贷供给端溢价组成, 银行的利差和企业家的利差上升, 导致其整体外部融资溢价上升, 即外部融资成本上升, 从而导致产出、消费下降。

银行方面: 由于货币政策收紧和国外加息的双重影响, 银行的成本上升, 银行净资产下降。外债成本上升, 银行减小外债的持有, 资本流出最大时达到 0.023%。银行净资产下降导致银行杠杆上升, 继而银行的利差上升却会在后期增加银行净资产。企业家方面: 货币政策收紧, 资产价格下降, 导致企业家净资产下降, 从而企业家的杠杆上升, 违约率上升导致监督成本上升, GDP 下降。同时, 企业家杠杆的上升导致企业家利差上升, 导致总信贷利差进一步上升, 使得资产价格进一步下降, 投资减小, GDP 下降。

当实施资本控制时($\phi_d = 1$), 抵消的外债成本上升削弱了国外加息冲击导致的经济波动: GDP、信贷利差的波动更小。当实施宏观审慎政策($\phi_n = 1$), 外部融资成本上升缓解了银行惜贷, 减小了冲击对经济的影响。但由于输入性通胀, 货币政策仍需收紧。由于盯住总贷款的宏观审慎政策是通过减小冲击对银行的影响来影响经济体的, 而外国加息冲击会影响汇率和进口商品的价格, 因此, 宏观审慎政策无法改善货币政策收紧所带来的影响。最后, 如果条件允许, 同时实施“货币政策+资本控制+宏观审慎政策”能更好地降低国外加息冲击带来的经济波动, 后文将通过福利分析进一步检验。

(二) 金融冲击

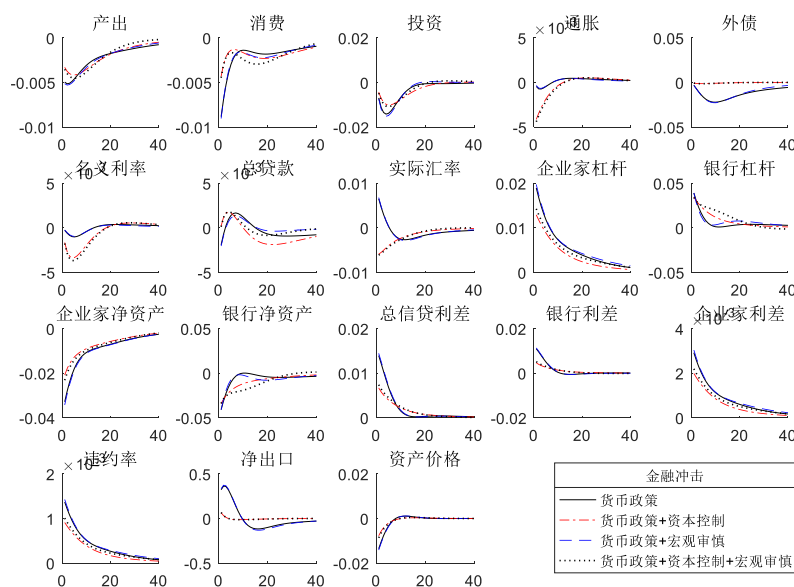


图 3 金融冲击下相关政策搭配脉冲图

金融冲击首先会直接导致银行部门杠杆上升, 信贷供给端利差增加, 导致总信贷利差上升, 进而减少投资和 GDP。随着资产价格的下降, 企业家净资产下降, 杠杆上升, 信贷需求端利差增加, 从而进一步推高总信贷利差。由于企业家净资产的减小快于 $q_t K_t$, 所以企业家贷款需求增加, 银行利差增

加加强了银行盈利能力，银行净资产逐渐回到稳态。消费和投资大于 GDP 的下降，导致国内通胀下降，货币政策放松，对于资产价格的下降有一定的缓解作用。国内利率下降导致资本流出，最大时与国外加息冲击一样，下降 0.023%。实际汇率上升，货币贬值，出口商品变得更加便宜，净出口增加。

放松资本管制($\phi_d = 1$)，使得持有外债的成本下降，银行持有外债的数量下降的更小，银行的利差波动得到缓解，从而投资、GDP 下降的更小。外债波动变小，国内外利差增加，货币贬值被充分抵消，实际汇率、出口下降，但由于进口下降的更多，导致净出口略微增加，国内通胀下降的更多，从而货币政策放松的尺度加大，进一步促进了经济的增长，部分抵消企业家净资产下降的影响。资本控制通过控制资本的外流，降低外部融资溢价，增加企业对信贷的需求，同时与货币政策搭配，促使货币政策进一步放松，缓解了这种冲击引起的波动。此时的宏观审慎政策($\phi_n = 1$)短期效果并不明显，原因在于盯住贷款的宏观审慎政策没有有效的缓解资本的流出，从而缓解贷款的下降，但长期来看，相对于单纯的货币政策，还是缓解了贷款的波动。另外应该注意，此时的货币政策仅生硬地搭配了宏观审慎政策，尚未考虑最优的政策搭配问题。

四、福利分析

本文通过比较相关政策搭配改善社会福利大小的情况，探讨使用不同政策搭配时相对福利得失，以分析最优政策的选择问题。本文将代表性家庭期望终身效用水平作为社会福利的度量，将消费等价性补偿的变动比例记为 *gain*，如果 $gain > 0$ ，表示相对于基准模型中政策的福利，对比政策使得经济体的福利得到了改善 (Smith-Grohe & Uribe, 2007)，即福利增益：

$$W(gain) = E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\ln[c_t(1 - gain\%)] - \kappa_L \frac{h_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \right\} \quad (38)$$

本文将货币政策利率对通胀的反应系数 ϕ_π 、对产出的反应系数 ϕ_y 取值范围分别设置在 1.1~2 和 0~1 之间，将宏观审慎政策税率对贷款的反应系数 ϕ_n 和资本控制政策税率对外债的反应系数 ϕ_d 的取值范围设置为 0~1。在这些政策系数取值范围内寻找最大的福利增益 $gain$ ，其所对应的政策系数即为最优政策。具体如下：当不考虑资本控制和宏观审慎政策时，最优货币政策结果为 $\phi_\pi = 2$ ， $\phi_y = 0.1$ ，福利改善 0.0192%；当资本控制可以选择的时候，最优政策的参数值变为 $\phi_\pi = 1.1$ ， $\phi_y = 0.1$ ， $\phi_d = 0.8$ ，福利改善了 0.0825%，此刻资本控制能够很好的减小外国加息的冲击，降低货币政策收紧的压力，更好地控制通胀和产出波动；当宏观审慎政策可以选择的时候，最优政策的参数值变为 $\phi_\pi = 2$ ， $\phi_y = 0.2$ ， $\phi_n = 1$ ，福利改善了 0.0220%；最后，如果货币政策可以同时搭配资本控制和宏观审慎政策，相较于单一货币政策可以显著改善社会福利。

在金融冲击的情况下，最优的货币政策相对于基准模型改善福利水平较低，相较于货币政策搭配

资本控制，货币政策搭配宏观审慎政策的福利改善效果更好，此时最优政策的参数值为 $\phi_\pi = 1.5$, $\phi_y = 1$, $\phi_n = 1$ ，福利增益为 0.3222%。而基于前文分析，盯住贷款的宏观审慎效果并不明显，其主要原因是更加关注通胀的货币政策为了有效搭配宏观审慎政策，其最优参数应该发生改变，对产出做出更加积极的反应，才能带来更大的福利改善。因此，政策的协调搭配值得重点关注。

表 2 不同冲击下相关政策搭配福利改善情况

国外加息冲击				
政策组合 政策参数	货币政策	货币政策+宏观审慎	货币政策+资本控制	最优政策选择
ϕ_π	2	2	1.1	1.1
ϕ_y	0.1	0.2	0.1	0.1
ϕ_n	0	1	0	1
ϕ_d	0	0	0.8	0.6
gain	0.0192%	0.0220%	0.0815%	0.0825%
金融冲击				
政策组合 政策参数	货币政策	货币+宏观审慎	货币政策+资本控制	最优政策选择
ϕ_π	2	1.5	1.1	2
ϕ_y	0.1	1	0.1	0.3
ϕ_n	0	1	0	1
ϕ_d	0	0	1	1
gain	0.0135%	0.3222%	0.1033%	0.3915%

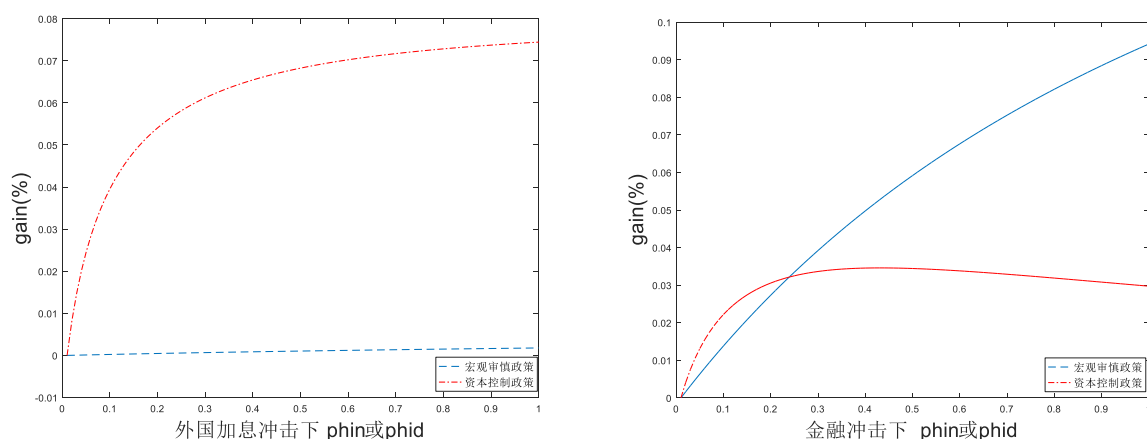


图 4 不同外生冲击下实施资本控制政策或宏观审慎政策的福利改善情况

当货币政策利率对通胀和产出的反应系数固定， $\phi_\pi = 1.5$, $\phi_y = 0.025$ ，搭配实施不同强度的宏观审慎政策和资本控制政策，都能改善社会福利。但在国外加息冲击下，货币政策搭配资本控制政策的效果显著优于货币政策搭配宏观审慎政策，而在金融冲击下，货币政策搭配宏观审慎政策显著优于货币政策搭配资本控制政策。这也彰显了货币政策搭配资本控制还是宏观审慎政策取决于冲击类型。

五、进一步讨论

前文分析了在不同冲击下，最优政策如何搭配。本小节进一步分析在实施了资本控制政策和宏观审慎政策情况下的最优的货币政策。此外，在中国持续加大对外开放的历史背景下，在开放金融环境下，相关政策搭配效果是否会发生变化更值得关注。本节接下来重点回答这两个问题。

（一）实施资本控制或宏观审慎政策下最优的货币政策

为进一步比较实施资本控制、宏观审慎政策对货币政策的影响，本文比较了相对于基准模型中固定不变的货币政策，单一货币政策、实施资本控制($\phi_d = 1$)时的货币政策、实施宏观审慎政策($\phi_n = 1$)时的货币政策随货币政策参数变化改善福利水平大小的情况，如下图所示¹：

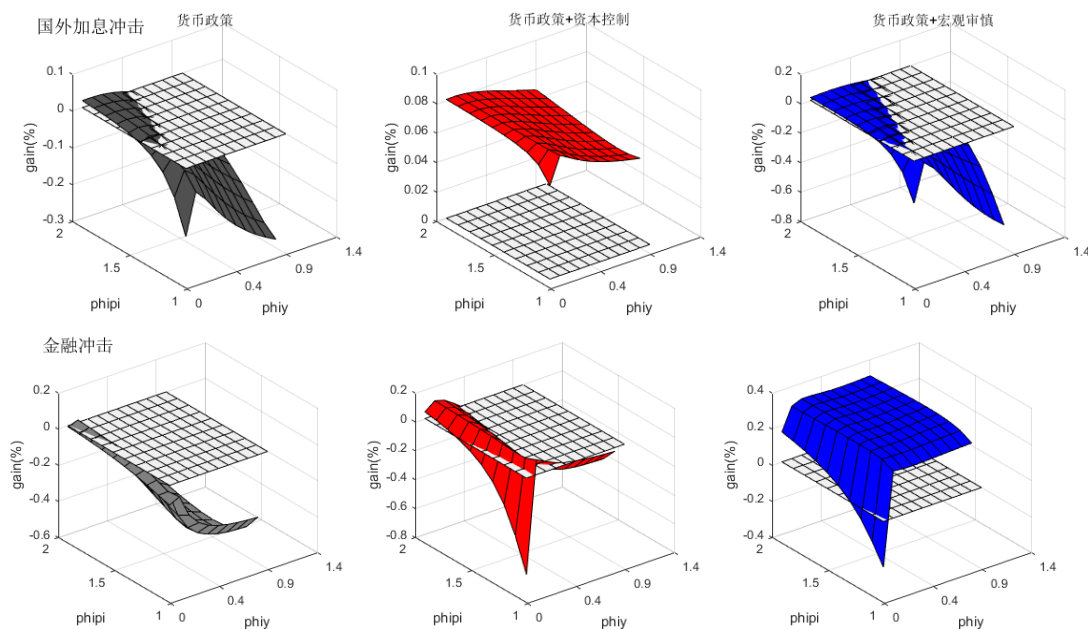


图 5 不同外生冲击下相关政策搭配的福利改善图

在国外加息冲击下，相对于基准模型而言，最优的货币政策实施空间应该是更加关注通胀；一旦实施资本控制政策，那么无论货币政策的取向如何，福利改善都大于单独实施固定的货币政策的情况。相对于基准模型，此时货币政策可大幅改善经济体福利水平；宏观审慎政策的实施同样扩大了货币政策进一步改善福利水平的空间，但是否优于单独实施货币政策则取决于货币政策与宏观审慎政策是否协调搭配。最后，在国外加息冲击下，货币政策搭配资本控制最优，但具体福利改善情况取决于货币政策与宏观审慎政策协调搭配的情况。

¹ 图中纵坐标表示福利增益（百分比），灰色平面图表示相对于基准模型中固定不变的货币政策（ $\phi_\pi = 1.5$ ， $\phi_y = 0.025$ ），福利改善为零的所有点。高于灰色图形的部分，表示福利改善大于基准模型里实施的单一固定货币政策的效果。

在金融冲击下，当前最优的货币政策应该更加关注通胀，而资本控制的实施增加了货币政策进一步改善福利水平的空间，宏观审慎政策的实施让货币政策进一步改善福利水平的空间更大，但具体福利改善情况取决于是否协调搭配。最后，如果货币政策与资本控制、宏观审慎政策都能够很好地协调搭配，那么货币政策搭配宏观审慎政策的效果更优。

（二）金融开放下的政策搭配

本文通过稳态时外债占比来反映金融开放程度（温兴春和梅冬州，2020）。在基准模型中外债占年度 GDP 的比例设置为 15%，本节设置为 25% 来反映金融进一步的开放。在金融进一步开放的情况下，相关政策搭配的福利改善情况如下：

表 3 不同冲击下相关政策搭配福利改善情况

国外加息冲击				
政策组合 政策参数	货币政策	货币政策+宏观审慎	货币政策+资本控制	最优政策选择
ϕ_{π}	2	2	1.1	1.1
ϕ_y	0	0	0.1	0.1
ϕ_n	0	0	0	1
ϕ_d	0	0	1	0.9
gain	0.0256%	0.0256%	0.1646%	0.1680%
金融冲击				
政策组合 政策参数	货币政策	货币政策+宏观审慎	货币政策+资本控制	最优政策选择
ϕ_{π}	2	1.5	2	2
ϕ_y	0.1	1	0.1	0.3
ϕ_n	0	1	0	1
ϕ_d	0	0	1	1
gain	0.0048%	0.3110%	0.1765%	0.4316%

无论是国外加息冲击，还是金融冲击，相对于基准模型，货币政策搭配资本控制政策的效果都变强了，货币政策搭配宏观审慎政策的效果变弱了。最优的政策是货币政策同时搭配资本控制和宏观审慎政策。因此，随着中国金融进一步的开放，需要注重货币政策同时与资本控制和宏观审慎政策的协调搭配，尤其是资本控制政策的使用。

六、结论与建议

本文通过构建包含银行摩擦（GK）和企业家摩擦（BGG）的小国开放一般均衡模型，探讨了货币政策、资本控制、宏观审慎政策之间的搭配政策效应，以及最优政策选择问题，主要结论如下：一，无论在国外加息冲击下，还是金融冲击下，最优的政策搭配都是货币政策同时搭配资本控制和宏观审

慎政策，且需要注意政策的协调搭配；二，在三种政策无法同时协调搭配的情况下，面对不同原因所导致的外债流出，政策组合的选择并不一样。三，在开放金融框架下，无论是国外加息冲击下还是金融冲击下，相对于宏观审慎政策，资本控制政策的作用显得更为重要。基于以上结论，本文有以下政策建议。

第一，需要加强对不同外生冲击来源的识别。因为面对不同因素导致的外债流出现象，相关政策搭配的选择不一样，因此，应该进一步完善相关冲击的识别机制。

第二，需要进一步加强相关政策的协调搭配使用。一方面不同政策的协调搭配对缓解冲击引起的波动、改善经济体的福利至关重要，最优政策的选择都是货币政策同时协调搭配资本控制政策和宏观审慎政策。另一方面，由于很多其它因素导致事前很难选择最优的政策搭配。但有两点是确定的，一是在选择了资本控制政策或宏观审慎政策后，货币政策改善经济福利水平的空间变得更大；二是在实施固定的货币政策情况下，面对不同外生冲击带来的经济波动，实施资本控制或宏观审慎政策都能够很好地改善经济体的福利水平。因此，相关政策搭配应在实践中大胆尝试，逐渐摸索出最优的政策组合。

第三，随着中国金融进一步开放，需要加强对资本控制政策的使用。在开放金融框架下资本控制政策的使用对于管控国际资本流动以及其带来的相应风险尤其重要。

【参考文献】

- [1] 卜林, 郝毅, 李政. 财政扩张背景下我国货币政策与宏观审慎政策协同研究[J]. 南开经济研究, 2016(05): 55-73+88
- [2] 岑磊, 谷慎. 宏观审慎政策效应及其与货币政策的配合[J]. 财政研究, 2016(04): 26-38
- [3] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952~2006 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, 25(10): 17-31
- [4] 范从来, 高洁超. 银行资本监管与货币政策的最优配合: 基于异质性金融冲击视角[J]. 管理世界, 2018, 34(01): 53-65+191
- [5] 方意, 王晏如, 黄丽灵, 和文佳. 宏观审慎与货币政策双支柱框架研究——基于系统性风险视角[J]. 金融研究, 2019(12): 106-124
- [6] 方意. 宏观审慎政策有效性研究[J]. 世界经济, 2016, 39(08): 25-49
- [7] 郭娜, 周扬. 房价波动、宏观审慎监管与最优货币政策选择[J]. 南开经济研究, 2019(02): 186-206
- [8] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国潜在产出与产出缺口的估算[J]. 经济研究, 2004(05): 31-39
- [9] 郝大鹏, 王博, 李力. 美联储政策变化、国际资本流动与宏观经济波动[J]. 金融研究, 2020(07): 38-56
- [10] 何国华, 陈晔. 跨境资本流动会加大金融波动吗? [J]. 国际金融研究, 2020(03): 35-44
- [11] 洪昊, 陈一稀, 项燕彪. 宏观审慎管理机制对货币政策的影响效应研究[J]. 国际金融研究, 2018(09): 45-55
- [12] 黄益平, 曹裕静, 陶坤玉, 余昌华. 货币政策与宏观审慎政策共同支持宏观经济稳定[J]. 金融研究, 2019(12): 70-91
- [13] 黄志刚, 郭桂霞. 资本账户开放与利率市场化次序对宏观经济稳定性的影响[J]. 世界经济, 2016, 39(09): 3-27
- [14] 黄志刚, 许伟. 住房市场波动与宏观经济政策的有效性[J]. 经济研究, 2017, 52(05): 103-116
- [15] 康立, 龚六堂. 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[J]. 经济研究, 2014, 49(05): 147-159
- [16] 李建强, 张淑翠, 秦海林. 货币政策、宏观审慎与财政政策协调配合——基于 DSGE 策略博弈分析与福利评价[J]. 财政研究, 2018(12): 19-34
- [17] 李天宇, 张屹山, 张鹤. 我国宏观审慎政策规则确立与传导路径研究——基于内生银行破产机制的 BGG-DSGE 模型[J]. 管理世界, 2017(10): 20-35+187
- [18] 栗亮, 刘元春. 经济波动的变异与中国宏观经济政策框架的重构[J]. 管理世界, 2014(12): 38-50+187
- [19] 梁璐璐, 赵胜民, 田昕明, 罗金峰. 宏观审慎政策及货币政策效果探讨: 基于 DSGE 框架的分析[J]. 财经研究, 2014, 40(03): 94-103
- [20] 芦东, 周梓楠, 周行. 开放经济下的“双支柱”调控稳定效应研究[J]. 金融研究, 2019(12): 125-146
- [21] 马勇, 陈雨露. 宏观审慎政策的协调与搭配: 基于中国的模拟分析[J]. 金融研究, 2013(08): 57-69
- [22] 梅冬州, 龚六堂. 经常账户调整的福利损失——基于两国模型的分析[J]. 管理世界, 2012(04): 33-46+187
- [23] 潘敏, 周闯. 宏观审慎监管、房地产市场调控和金融稳定——基于贷款价值比的 DSGE 模型分析[J]. 国际金融研究, 2019(04): 14-23
- [24] 苏嘉胜, 王曦. 宏观审慎管理的有效性及其与货币政策的协调[J]. 财贸经济, 2019, 40(09): 65-83
- [25] 孙国峰, 何晓贝. 存款利率零下限与负利率传导机制[J]. 经济研究, 2017, 52(12): 105-118
- [26] 全冰. 货币、利率与资产价格[D]. 北京大学, 2010
- [27] 王爱俭, 王璟怡. 宏观审慎政策效应及其与货币政策关系研究[J]. 经济研究, 2014, 49(04): 17-31
- [28] 温兴春, 梅冬州. 金融业开放、金融脆弱性以及危机跨部门传递[J]. 世界经济, 2020, 43(10): 144-168.
- [29] 伍戈, 严仕锋. 跨境资本流动的宏观审慎管理探索——基于对系统性风险的基本认识[J]. 新金融, 2015 (10): 14-18

- [30] 徐海霞, 吕守军. 我国货币政策与宏观审慎监管的协调效应研究[J]. 财贸经济, 2019, 40(03): 53-67
- [31] 杨子晖, 陈创练. 金融深化条件下的跨境资本流动效应研究[J]. 金融研究, 2015 (5): 34-49
- [32] 严佳佳, 康志鑫. 金融稳定目标下宏观审慎政策规则研究[J]. 国际金融研究, 2020(07): 13-24
- [33] 张勇. 热钱流入、外汇冲销与汇率干预——基于资本管制和央行资产负债表的 DSGE 分析[J]. 经济研究, 2015, 50(07): 116-130
- [34] 张云, 李俊青, 张四灿. 双重金融摩擦、企业目标转换与中国经济波动[J]. 经济研究, 2020, 55(01): 17-32
- [35] 朱军, 李建强, 张淑翠. 财政整顿、“双支柱”政策与最优政策选择[J]. 中国工业经济, 2018(08): 24-41
- [36] Anaya P, Hachula M, Offermanns C J. Spillovers of U.S. unconventional monetary policy to emerging markets: The role of capital flows[J]. Journal of International Money and Finance, 2017, 73:275-295
- [37] Angelini, Paolo, Neri, Stefano and Panetta, Fabio. Monetary and macroprudential policies. No 1449, Working Paper Series, European Central Bank, 2012
- [38] Angeloni I, Faia E. Capital regulation and monetary policy with fragile banks. Journal of Monetary Economics, 2013 Apr 1;60(3): 311-24
- [39] Aoki, K. , G. Benigno and N. Kiyotaki. Monetary and Financial Policies in Emerging Markets. Working Paper, 2018
- [40] Baskaya, Yusuf Soner, Julian di Giovanni, Sebnem Kalemli Ozcan, and Mehmet Fatih Ulu “International spillovers and local credit cycle,” Technical Report 23149, NBER Working Paper, 2017
- [41] Beau D, Clerc L, Mojon B. Macro-prudential policy and the conduct of monetary policy. 2012
- [42] Bernanke BS, Gertler M, Gilchrist S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. Handbook of macroeconomics, 1999 Jan 1;1: 1341-93
- [43] Bruno V, Shin H S. Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2015, 71(2):119-132
- [44] Caballero R J, Krishnamurthy A. Bubbles and Capital Flow Volatility: Causes and Risk Management[J]. Social Science Electronic Publishing, 2006, 53 (1): 35-53
- [45] Calvo GA. Staggered prices in a utility-maximizing framework. Journal of monetary Economics. 1983 Sep 1;12(3): 383-98
- [46] Carvalho, F. and M. Castro. Macroprudential Policy Transmission and Interaction with Fiscal and Monetary Policy in an Emerging Economy: A DSGE Model for Brazil. Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies, 2017, 10, 215—259
- [47] Cecchetti, Stephen and Kohler, Marion. When Capital Adequacy and Interest Rate Policy Are Substitutes (And When They Are Not). International Journal of Central Banking, 2014 10, issue 3, p. 205-231
- [48] De Paoli,B, Paustian,M. Coordinating monetary and macroprudential policies. Journal of Money Credit Bank. 2017.49(2-3),319-349
- [49] Farhi, Emmanuel, Ivan Werning. Dealing with the trilemma: Optimal capital controls with fixed exchange rates, National Bureau of Economic Research,, 2012: No. w18199
- [50] Gertler M, Karadi P. A model of unconventional monetary policy. Journal of monetary Economics, 2011 Jan 1;58(1): 17-34
- [51] Ghilardi MF, Peiris SJ. Capital flows, financial intermediation and macroprudential policies. Open Economies Review, 2016 Sep 1;27(4): 721-46
- [52] Kitano S, Takaku K. Capital controls, macroprudential regulation, and the bank balance sheet channel, Journal of Macroeconomics, 2020 Mar 1;63: 103161
- [53] Korinek A, Sandri D. Capital controls or macroprudential regulation?. Journal of International Economics, 2016 Mar

1;99: S27-42

[54] Mirandaagrippino S, Hélène Rey. US Monetary Policy and the Global Financial Cycle[J]. Social Science Electronic Publishing, 2015

[55] Nispi Landi V. Capital controls, macroprudential measures and monetary policy interactions in an emerging economy. Bank of Italy Temi di Discussione (Working Paper) No. 2017 Dec 5;1154

[56] Popoyan L. Macroprudential Policy: a Blessing or a Curse?. Available at SSRN 2780687, 2016 May 16

[57] Quint, D. , and P. Rabanal. Monetary and Macroprudential Policy in an Estimated DSGE Model of the Euro Area. 2014, No. 2014/5. Diskussionsbeiträge

[58] Rannenberg A. Bank leverage cycles and the external finance premium. Journal of Money, Credit and Banking, 2016 Dec;48(8): 1569-612

[59] Reinhart C M, Reinhart V R. Capital Flow Bonanzas: An Encompassing View of the Past and Present[J]. CEPR Discussion Papers, 2008, 27 (59): 1-54

[60] Rey, Hélène. Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence. National Bureau of Economic Research, 2015: No. w21162

[61] Rotemberg JJ. Sticky prices in the United States. Journal of Political Economy. 1982 Dec 1;90(6): 1187-211

[62] Schmitt-Grohé, S. and Uribe, M. (2007). Optimal Simple and Implementable Monetary and Fiscal Rules. Journal of Monetary Economics, 54(6):1702–1725.

[63] Unsal, D. F. Capital Flows and Financial Stability: Monetary Policy and Macroprudential Responses. International Journal of Central Banking, 2013 9(1): 233-285

征 稿 启 事



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

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

作品要求：

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

投稿方式：

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

邮寄地址：

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

《国际货币评论》编辑部

HDFH
瀚信网



Global FinTech Lab
全球金融科技实验室

HDFH
瀚德科技

国金ABS云.



FINCHAIN
金融联盟链



扫码关注