

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰

国际金融研究的新方向

数字金融发展与家庭金融资产组合有效性

关税与汇率变化对福利水平的影响

数字经济发展、经济结构转型与跨越中等收入陷阱

金融科技与货币政策有效性

李扬

吴雨、李晚、李洁、周利

樊海潮、张丽娜、丁关祖、彭方平

戚聿东、褚希

宋清华、谢坤、邢伟

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）

贲圣林	曹彤	陈卫东	丁剑平	丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL Hounq 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.org.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.org.cn/>

目 录

【卷首】

- 国际金融研究的新方向 ————— 李扬 01
- 数字金融发展与家庭金融资产组合有效性 ————— 吴雨、李晓、李洁、周利 03
- 关税与汇率变化对福利水平的影响
- 基于理论与量化分析的研究 ————— 樊海潮、张丽娜、丁关祖、彭方平 30
- 数字经济发展、经济结构转型与跨越中等收入陷阱 ————— 戚聿东、褚席 57
- 金融科技与货币政策有效性：
- 数量型与价格型工具的比较研究 ————— 宋清华、谢坤、邓伟 80
- 新冠肺炎疫情下全球主权债务治理困境及其应对分析 ————— 王金强、黄梅波、崔文星 96
- 财政政策与货币政策的动态调控效应 ————— 李成、李一帆 112

国际金融研究的新方向

李扬¹

一、国际金融研究内容的变化

近年来，国际金融、国内金融的界限变得越来越模糊。我国早期的金融学教科书所教授的内容是从国内金融向国际金融延伸；而在国外的金融学教材中，每一个国家的国内金融是整个国际金融体系的一个组成部分。目前来看，后一种理解可能更为合理——将世界看成一个整体，在这个整体中不同国家承担的角色以及不同国家之间所产生的联系是不容忽视的。

在这个大的视角之下，需要对传统国际金融研究的主要问题进行更加深入的研究。研究领域没有发生太大的变化，但研究内容发生了很大变化。

例如，过去国际金融重点研究国际储备货币和国际货币制度等，但发展到今天，研究侧重点可能应做出调整。

二、国际金融重点问题研究的新方向

目前应当抛弃在短期内会产生超主权货币的想法，仍应以世界多元货币体系为研究对象。多元货币体系的发展是有规律的，同时也存在各国货币政策应如何协调配合等问题。

第一，应关注近年来数字货币的产生和发展，以及其对国际货币储备体系产生的冲击。在数字货币 1.0 时期，创造单一国际货币的设想迅速遭到了一些国家和地区的抵制，例如，美国、英国、欧盟等。原因在于创造超主权货币对其他国际货币会形成挑战。货币代表着权力，而且代表了国家主权。在 2021 年举办的博鳌论坛上，有专家对中国数字货币的发展提出了两个非常重要的看法，一是发展数字货币不应冲击货币主权，二是数字货币使用领域应限定为消费和零售。这是符合货币本质的。

数字货币 2.0 版本则基于不同的主权货币创造了一个稳定币。在此基础上，又创造了类似 SDR 的一个货币篮子，基本维持了现有的货币格局，只是运用了新的货币载体，得到了许多国家的支持。这件事情是非常有意义的。沿着这个思路研究下去，对研判国际货币的未来以及人民币今后的发展都将非常有价值。虽然短时间内无法创造出一个超主权货币，但是当主要储备货币以一个篮子的形式组合起来，在实际运行时，就出现了一定的超主权货币

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

的特征。这些货币都是可自由兑换的, 例如, 在欧洲使用美元是非常方便的。这就意味着数字化的美元在欧洲也可以使用, 在一定意义上具有超主权货币的特征。由于人民币不可自由兑换, 因此存在被孤立的可能性。我国应加快人民币可兑换改革和国际化步伐, 否则在疫情结束、数字货币普遍使用之后, 人民币可能处于不利地位。这是需要深入研究的问题。

第二, 应关注国际收支与国内宏观经济运行的联系。过去有很多关于这方面的探讨, 例如, 不可能三角理论等。但实际经济运行不像理论描述的那么简单。在这种新的情况下, 对国际收支变化和国内经济运行之间的关系需要深入研究。特别对于中国来说, 很多因素会对我国产生很大影响。过去对于国际收支和国内经济关系的研究, 较多是从实体经济的角度出发。在这个大架构下, 资金的流动承载着实体经济因素的流动。而根据 IMF 的研究, 在本世纪以来的二十年中, 各国之间的贸易差额在逐渐缩小, 但国际投资头寸在增加, 其原因是需要研究的。如果这一趋势确实存在且正在发展, 那么国际收支和一国宏观经济运行的关系需要重新探讨。

第三, 应关注国际金融的治理体系问题。世界在不断变化, 二战后形成的以国际货币基金组织、WTO、世界银行为主要支柱的国际金融架构已不再有效并需要改变。改变的方向可从近年来各国倡导的提议中看出一些端倪, 例如, 跨大西洋贸易与投资伙伴协议 (TTIP) 在推出时是一种新的国际治理机制, 是基于价值观相同、互相认同的原则组织起来的, 即成员经济体对人权、竞争中性等问题看法相同。而这一特征在传统的治理体系中并不突出。

类似的协定层出不穷, 例如, 全面与进步跨太平洋伙伴关系协定 (CPTPP)。我国已表态参与, 美国也表态参与, 这代表着一套新的体系, 与二战后形成的体系不同——从美国主导转变为由多个国家和多项因素共同决定。虽然美国在其中依然占据重要地位, 但之前近乎一家独大的格局已不复存在。在全球多元化的格局下, 中国通过“一带一路”倡议、人类命运共同体等理念, 在国际上推广了代表中国心目中“良治”的全球治理体系, 其具体内容仍需不断充实和丰富。更为重要的是, 我国的理念要能够被全世界所接受, 要与现有的理念和制度安排相协调。目前, 我国所做的阐述还不够, 未来仍有大量工作需要去做。

三、总结

过去, 我国进行国际金融研究更多是独立于国内经济运行而展开。而当前, 国际金融与国内金融已逐渐完成了融合, 未来讨论中国金融问题要先讨论国际金融问题。因此, 研究国际金融就有了更加重要的意义, 我国国际金融研究领域的青年学者们也将承担新的历史重任。

数字金融发展与家庭金融资产组合有效性

吴雨¹ 李晓² 李洁³ 周利⁴

【摘要】近年来，我国数字金融的迅速发展对社会经济产生了巨大的影响，同样对家庭多方面的行为也产生了深刻影响。本文利用中国家庭金融调查 2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年四轮调查数据，探讨了数字金融发展对我国家庭金融资产组合有效性的影响。研究发现，数字金融发展显著提高了家庭金融资产组合有效性。机制分析表明，数字金融发展主要通过增加投资便利性、促进金融信息获取和提升风险承担水平等路径提升了家庭金融资产组合有效性。进一步研究发现，数字金融发展还提高了家庭金融资产投资组合多样性并降低了家庭极端风险投资的可能性，这同样验证了数字金融发展对我国家庭金融资产配置的优化作用。异质性分析结果显示，数字金融发展对家庭金融资产组合有效性的提升作用在发达地区、优势家庭中更为明显，这体现了破除落后地区及弱势群体“数字鸿沟”的紧迫性。相关部门应进一步提升落后地区、弱势群体对数字金融产品和服务的使用，从而更好地优化家庭金融资产投资组合、促进家庭财富增长。

【关键词】数字金融发展；金融资产组合有效性；投资组合多样性；极端风险投资

一、引言

党的十九届五中全会中指出要通过多渠道增加城乡居民财产性收入，扩大财产性收入占家庭总收入的比重。合理而有效的金融资产组合对提升家庭财产性收入、实现家庭财富保值增值具有重要的意义。然而，中国家庭金融调查数据（CHFS）显示，我国家庭金融市场参与率并不高。2019 年，我国持有股票、基金和债券的家庭占比分别为 4.4%、1.3%、0.2%。同时，我国家庭金融资产配置也缺乏多样性。2019 年，在参与金融市场的家庭中有高达 70.5% 的家庭仅持有一种金融资产。与此相对应的是，2019 年美国消费者金融调查数据（SCF）显示美国持有股票、基金和债券的家庭占比分别为 15.2%、9.0%和 8.6%，在参与金融市场的家庭中只投资一种金融资产的比例仅为 48.31%⁵。由此可见，我国家庭金融市场参与比例和

¹ 吴雨，西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心。

² 李晓，西南财经大学经济与管理研究院。

³ 李洁，西南财经大学经济与管理研究院。

⁴ 周利，广东外语外贸大学金融学院。

⁵ 为了统一计算口径，在使用 CHFS 和 SCF 数据加权计算家庭金融资产种类数占比时，均包含定期存款（美国含存款证书）、股票、债券、基金四大类。

多元化程度均较低。这种低效率的投资组合不仅严重阻碍了家庭金融目标的实现,也带来了整个社会福利的损失。因此,研究家庭金融资产配置行为,尤其是家庭金融资产组合的有效性,既有助于引导居民理性投资、增加家庭金融福利,同时也对中国金融市场的发展和金融创新相关政策的制定具有重要的意义。

已有研究主要从家庭人口学特征 (Grinblatt et al., 2011; 吴卫星等, 2015)、社会资本 (柴时军, 2017)、住房资产 (Pelizzon and Weber, 2009; 周弘等, 2018) 等微观视角探讨了家庭投资组合有效性,较少考虑到宏观环境变化的影响。值得注意的是,自 2013 年“余额宝”上线以来,我国数字金融发展迅速,数字普惠金融发展指数从 2013 年的 155 上升到 2019 年的 300¹。那么,数字金融的快速发展是否有助于优化我国家庭金融资产配置呢?由 CHFS 数据计算可知,我国家庭金融资产组合有效性指数(夏普比率)从 2013 年的 0.088 上升至 2019 年的 0.299,与数字金融发展趋势基本一致。然而,目前鲜有研究关注数字金融发展对家庭金融资产配置的优化作用。

理论上讲,数字金融发展可能从多个方面影响家庭金融资产配置行为。首先,数字金融发展突破了传统金融交易对物理网点的依赖,增加了家庭投资时间和空间的便利性,并且数字金融的快速渗透催生了大量互联网理财产品,拓宽了家庭投资渠道,也增加了家庭投资品选择的便利性。其次,数字金融凭借信息和技术优势有效地激发了居民的投资理财需求,使得家庭可能更加关注经济、金融等相关投资讯息,同时也更加积极地通过在线交易平台探讨投资理财等相关问题,在提升家庭社会互动水平的同时也促进了家庭对金融信息的获取,从而有助于优化家庭金融资产配置决策。最后,数字金融发展也会对家庭的风险态度产生影响。研究表明,尽管风险态度被认为是一种个人属性,但是它也可以随着时间而改变 (Roszkowski and Davey, 2010)。随着数字金融在家庭生活各方面的快速渗透 (Chen, 2016),家庭处于移动支付、网购等各类金融场景中,家庭对数字金融产品和服务的使用在一定程度上提升了家庭风险承担水平 (Hong et al., 2020),从而影响了家庭的金融资产配置行为。

基于以上分析,本文使用西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心(CHFS)2013年、2015年、2017年和2019年四轮全国微观家庭调查数据和北京大学数字金融研究中心编制的中国数字普惠金融发展指数,探讨了数字金融发展与我国家庭金融资产组合有效性之间的关系。研究发现,数字金融发展显著提高了我国家庭金融资产组合的有效性。机制分析表明,数字金融发展主要通过增加投资便利性、促进金融信息获取、提升家庭风险承担水平等路径

¹ 数据来源于北京大学数字金融研究中心编制的中国数字普惠金融指数 (郭峰等, 2020)。

提升了家庭金融资产组合有效性。进一步研究发现，数字金融发展还提升了家庭金融资产组合的多样性并降低了家庭极端风险投资的可能性，这从另一视角验证了数字金融发展对家庭金融资产配置的优化作用。然而，由异质性分析结果可知，数字金融发展对家庭金融资产配置效率的提升作用在发达地区、优势家庭中更加明显，这表明若要发挥数字金融在优化家庭金融资产配置中的重要作用，破除落后地区、弱势家庭的“数字鸿沟”显得尤为重要。

本文可能的创新点体现在以下几个方面：首先，本文探讨了数字金融发展对家庭金融资产组合有效性的影响，一定程度上填补了已有关于数字金融方面的研究空白。现有研究多集中于探讨数字金融发展对家庭收入、创业、消费、信贷需求等方面的影响，较少有学者关注数字金融发展对家庭金融资产配置行为的影响。其次，本文丰富了家庭金融资产配置领域的相关研究。现有研究多从金融市场参与和金融资产配置多样性两个方面探讨了家庭金融资产配置问题，相较于家庭金融资产投资效率在家庭金融研究中的重要地位，有关家庭金融资产组合有效性的研究还相对不足（吴卫星等，2015）。最后，本文还分析了数字金融发展影响家庭金融资产组合有效性的群体差异和区域差异，并从投资便利性、家庭金融信息获取和 risk 承担水平三个方面对影响机制进行了验证，在拓宽了研究范围的同时也深化了本文研究的政策内涵。

本文以下部分安排如下：第二部分是相关文献综述和假说提出；第三部分为数据、变量和模型介绍；第四部分为基准估计结果、内生性及稳健性检验；第五部分为机制探讨；第六部分为进一步拓展研究；第七部分为研究结论。

二、文献综述和假说提出

（一）文献述评

国内外大量学者研究了影响家庭金融资产配置的因素，已有研究主要从市场摩擦、家庭人口学特征及经济特征等维度展开讨论，并且大多集中于金融市场参与和投资组合多样性两个方面。首先，市场摩擦是影响家庭资产配置的重要因素。市场摩擦主要包括交易成本、信息成本和有限参与机会等（Bogan, 2008）。进入风险金融市场的固定成本是低收入家庭股市参与水平较低的重要原因（Alan, 2006），较高的信息搜寻成本阻碍了家庭的金融市场参与（Hirshleifer, 1988; Peress, 2005）。其次，家庭异质性的存在使得家庭根据自身特征选择合适的投资组合，如年龄、教育（Bogan, 2008; 魏先华等, 2014）、风险态度（Guiso et al., 1996）、金融知识（尹志超等, 2014）、财富水平（Flavin and Yamashita, 2011）、住房购买（Cocco, 2005）、背景风险（Bertaut, 1998; Atella et al, 2012）等因素均对家庭金融资产配

置决策具有显著的影响。

需要注意的是,家庭金融资产投资的最终目的在于如何通过优化金融资产配置来实现投资收益最大化,因而金融资产配置效率问题是家庭金融资产配置领域的重要问题。国内外学者针对家庭投资组合有效性的影响因素展开了一些研究。Pelizzon and Weber (2009) 在研究中强调持有房屋资产降低了家庭金融资产组合有效性。Grinblatt et al. (2011) 基于芬兰家庭调研数据的研究发现家庭投资组合有效性随着 IQ 的增加而提高。吴卫星等 (2015) 研究表明家庭人口统计学特征是影响其投资组合有效性的重要因素。柴时军 (2017) 研究指出基于亲友关系的社会资本显著提高了家庭投资组合有效性。吴卫星等 (2018) 进一步研究发现金融素养也有助于提升家庭投资组合有效性。周弘等 (2018) 研究指出持有多套房家庭比持有一套家庭具有更高的资产配置效率。Li and Qian (2021) 研究表明家庭从事工商业经营,能够获取更多金融信息,从而提升了金融资产组合有效性。可见,关于家庭金融资产组合有效性的研究大多集中于人口学特征和家庭特征方面,相较于家庭金融资产配置效率在我国家庭金融资产配置中的重要作用,其相关研究仍旧不足 (吴卫星等, 2015)。

部分学者研究发现金融发展也是影响家庭金融资产配置的重要因素 (曾志耕等, 2015; 尹志超等, 2015)。与传统金融不同,依赖于数字技术实现的数字金融服务为降低信息成本 (曹廷贵等, 2015)、拓宽金融服务边界 (张海洋, 2017) 等提供了巨大的空间。现有文献主要从消费 (易行健和周利, 2018; 张勋等, 2020)、创业 (张勋等, 2019)、信贷需求 (傅秋子和黄益平, 2018) 等方面论证了数字金融发展对家庭经济、金融行为的影响,尚未有研究关注数字金融发展对家庭金融资产投资组合有效性的可能影响。虽然有研究探讨了数字金融发展对家庭金融资产配置的积极作用 (周雨晴和何广文, 2020; 廖婧琳和周利, 2020),但是他们只关注了数字金融发展对家庭金融市场参与的影响,并未考虑到家庭金融资产配置效率问题。因而本文将从数字金融发展对家庭金融资产组合有效性的整体影响、异质性影响和影响机制等方面,探讨数字金融发展与家庭金融资产组合有效性之间的关系。

(二) 假说提出

本文认为,数字金融发展主要通过增加投资便利性、促进金融信息获取、提升家庭风险承担水平等方面提升了我国家庭金融资产组合有效性,具体论述如下:

首先,数字金融发展增加了投资者时间和空间的便利性。不同于传统金融,数字金融发展突破了传统交易模式对物理金融网点的依赖,将传统金融交易从“线下”搬到了“线上”,使得居民可随时随地通过手机开立账户、进行投资交易等,降低了金融市场交易成本 (周广肃和梁琪, 2018),增加了家庭投资便利性,同时也提高了投资效率。其次,数字金融发展

通过优化金融市场供给结构、提升金融市场供需匹配度等增加了家庭投资品选择的便利性。一方面，数字金融发展拓宽了家庭投资理财渠道，例如：家庭可以便捷地在支付宝、微信、手机银行等软件上选取适合自身风险特征的金融产品。另一方面，数字金融凭借信息和技术优势对投资者进行精准画像，通过手机和电脑等终端向投资者推送金融理财产品，提升了金融供需双方的匹配度。综上可知，数字金融发展通过增加投资者时间和空间上的投资便利性以及投资品选择便利性提升了家庭金融资产组合有效性。基于此，提出以下两个研究假说：

H1：数字金融发展有助于提升家庭金融资产组合有效性。

H2：数字金融发展通过增加投资便利性提高了家庭金融资产组合有效性。

其次，数字金融发展在为家庭提供丰富的金融投资产品、降低家庭金融市场参与成本的同时，也激发了家庭的投资理财需求，促使家庭增加对投资理财等相关金融信息的关注度，从而有助于提升金融资产配置效率。并且随着数字金融在家庭生活中的快速渗透，依赖于数字技术的新型数字金融业务模式，不仅发挥了金融功能，也伴随着频繁的网络信息互动（Bachas et al, 2018），居民通过在线交易和交流提升了家庭社会互动水平。而社会互动作为家庭获取信息的重要途径（Hirshleifer and Teoh, 2003），促进了家庭跨越金融市场参与门槛、提升了家庭投资收益（Hong et al., 2004）。据此，提出本文的第三个研究假说：

H3：数字金融发展通过促进家庭金融信息的获取提升了家庭金融资产组合有效性。

最后，数字金融发展将有助于改善家庭的风险态度。根据 CHFS 2019 年数据可知我国有高达 64.3%的家庭属于风险厌恶型，而研究表明家庭的风险厌恶严重制约了其对金融市场的参与和金融资产配置的优化（段军山和崔蒙雪，2016）。尽管风险态度被认为是一种个人属性，但是它也可以随着时间而改变（Roszkowski and Davey, 2010）。现阶段，数字金融已经渗透到家庭生活的方方面面（Chen, 2016），家庭置身于移动支付、网购等各类数字化的金融场景中，对数字金融产品和服务的使用可能会降低家庭风险厌恶程度，增加其风险承担水平（Hong et al., 2020），从而促进家庭金融资产组合的优化。据此，提出本文的第四个研究假说：

H4：数字金融发展通过提升家庭风险承担水平促进了家庭金融资产组合有效性。

三、数据、变量与模型

（一）数据来源

本文数据来自西南财经大学 2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年在全国范围内开展的中国家庭金融调查（China Household Finance Survey，以下简称 CHFS）。CHFS 于 2011 年开

始在全国范围内开展，每两年进行一次。按照人均 GDP 分层排序后，采用分层抽样法（PPS）进行抽样，各年具体样本情况如表 1 所示。样本拒访率较低，同时也具有全国、省级和副省级城市代表性。数据采集了家庭的人口统计特征、资产与负债、收入与消费、保险与保障等各方面的微观信息，全面反映了家庭金融的基本状况，同时也详细询问了家庭银行存款、股票、债券、基金、银行理财、互联网理财等各类金融资产的持有情况，为本文的研究提供了良好的数据支撑。

表 1 中国家庭金融调查历年样本覆盖情况

年份	省/自治区 /直辖市	区/县	村/居委会	总样本数量
2011	25	80	320	8,438
2013	29	267	1048	28,143
2015	29	351	1396	37,289
2017	29	355	1428	40,011
2019	29	340	1364	34,643

（二）变量定义

接下来，对本文研究涉及的主要变量进行详细说明。

1. 被解释变量

借鉴 Pelizzon and Weber（2009）、吴卫星等（2015）的计算方法，采用夏普比率作为家庭金融资产组合有效性的衡量，具体构建方法如下：

首先，参照 Pelizzon and Weber（2008）的做法，按照金融资产的收益和风险水平，将家庭的金融资产分为三大类：存款类、债券类和股票类。其中，存款类资产包括定期存款；债券类资产包括债券、偏债型基金、货币型基金、银行理财产品和互联网理财产品；股票类资产包括股票、偏股型基金、衍生品、外币、贵金属等其他风险较高的金融产品。由于中国家庭金融调查数据只有家庭资产配置金额等信息，没有具体的回报率数据，因此，进一步借鉴 Pelizzon and Weber（2009）的做法，采用指数替代的方法来反映家庭各项资产的收益率和风险。其中，存款类资产的年收益率用央行公布的一年期定期存款（一年期整存整取）基准利率替代，风险设定为 0，数据来源于 Wind；债券类资产的年收益率和风险设定为中证综合全债指数的年收益率和标准差，数据来源于 Wind；股票类资产的年收益率和风险设定为上证指数和深成指数的按成交额加权的年收益率和标准差，数据来源于中国经济金融数据库（CCER）。

具体而言，本文使用 2003 年 1 月到 2013 年 12 月期间的历史平均收益率作为 2013 年

家庭各类金融资产收益率¹；使用 2003 年 1 月至 2015 年 12 月期间的历史平均收益率作为 2015 年家庭各类金融资产收益率；使用 2003 年 1 月到 2017 年 12 月期间的历史平均收益率作为 2017 年家庭各类金融资产收益率；使用 2003 年 1 月到 2019 年 12 月期间的历史平均收益率作为 2019 年家庭各类金融资产收益率。通过上述数据可计算得出存款、债券和股票三类资产的超额收益率与波动率的时间序列，据此可计算出家庭金融资产组合的夏普比率，该变量取值越大，说明家庭金融资产组合也更加有效。具体计算公式如下：

$$\begin{aligned} \text{Sharp_ratio}_i &= [E(R_{p_i}) - R_f] / \delta_{p_i} \\ E(R_{p_i}) &= \sum_{j=1}^m w_j R_j; \\ \delta_{p_i} &= \sqrt{\delta_{p_i}^2} = \sqrt{\sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^N w_j w_k \sigma(R_j, R_k)} \end{aligned} \quad (1)$$

上式中， $E(R_{p_i})$ 和 δ_{p_i} 分别为家庭 i 金融资产投资组合的期望收益率和收益率的标准差， R_f 为无风险收益率，采用一年期存款整存整取的利率衡量。 w_j 为家庭每一种金融资产在总金融资产中所占比重， N 为家庭所投资的金融资产的种类数。 $\sigma(R_j, R_k)$ 为各资产收益率之间的协方差，若 $j=k$ ，则表示该类金融资产的方差。 Sharp_ratio_i 表示家庭投资组合夏普比率，即单位风险的超额收益率，取值越高说明家庭金融资产投资组合也更加有效。

同时，本文也进一步借鉴 Farinelli et al. (2008)、Li and Qian (2021) 等人的做法，构建了索提诺比率 (Sortino Ratio) 来衡量家庭金融资产组合有效性²。索提诺比率是一种衡量投资组合相对表现的方法，与夏普比率 (Sharpe Ratio) 相似，若索提诺比率越高，则表明家庭金融资产投资组合承担相同单位下行风险能获得更高的超额回报率。总体上来看，夏普比率是对全体样本进行分析，而索提诺比率更看重对 (左) 尾部的预期损失分析，因而索提诺比率可以看做是另一种衡量家庭金融资产组合有效性的指标。

2. 关键解释变量

本文的关键解释变量为数字金融发展，参考谢绚丽等 (2018)、张勋等 (2019) 的研究，本文采用数字普惠金融发展指数作为数字金融发展的衡量。该指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团基于海量数据共同编制，它反映了数字技术助力金融发展的总体情况和变化趋势 (傅秋子和黄益平, 2018)。数字普惠金融指数涵盖了中国内地 31 个省 (直辖市、自治区)、337 个地级以上城市 (地区、自治州、盟等) 以及近 2800 个县域 (县、县级市、

¹ 因为中证债券指数从 2003 年才开始编制，故选取 2003 年为起始年份。

² 索提诺比率运用下偏标准差 δ_{down} 而不是总标准差 δ_{p_i} ，以区别不利和有利的波动，该比率与夏普比率的构建方法类似， $\text{Sortino_ratio}_i = [E(R_{p_i}) - R_f] / \delta_{down}$ 。

旗、市辖区)的相关数据,被广泛运用于数字金融发展的经济效应的相关研究(谢绚丽等,2018;易行健和周利,2018;张勋等,2019)。该指数从覆盖广度、使用深度和数字支持服务三个维度刻画了中国数字金融发展状况。其中,使用深度的子指标还从支付、信贷、投资、货基、保险和征信六个维度进行了详细刻画。关于该指数的详细编制过程,参阅郭峰等(2020)。为了缓解内生性问题,实证分析中均采用城市层面滞后一期的数字普惠金融指数,即本文将2012年、2014年、2016年和2018年市级层面的数字金融指数分别与2013年、2015年、2017年和2019年的中国家庭金融调查数据匹配。同时为了方便估计结果的汇报,进一步借鉴Liang and Zhang(2018)的做法,将数字金融发展指数除以100。

3. 其他控制变量

参照Cardak and Wilkins(2009)、尹志超等(2014)的做法,本文选取了户主特征、家庭特征、地区特征等作为控制变量。户主个体特征变量包括户主的年龄及其平方、性别、受教育年限、是否已婚。家庭特征变量包括家庭的总资产(金融资产和非金融资产总额)、可支配收入、家庭规模、风险态度¹、是否有自有住房、是否从事工商业生产经营。其中,由于家庭总资产包含金融资产,因而为了缓解内生性问题,本文参照Van Rooij et al.(2011)的做法,逐年将家庭按照总资产从低到高划分为三组,并据此定义低资产组、中等资产组和高资产组三个哑变量作为家庭资产水平的衡量。需要强调的是,由于家庭对智能设备和其他信息技术的使用也可能提高家庭金融资产投资组合的有效性,为了排除这一影响,在回归中进一步控制了家庭对信息技术的使用。该变量为虚拟变量,若家庭使用了智能手机、手提电脑或者平板电脑等智能设备,则信息技术使用变量取值为1,否则为0。同时为了控制家庭所在地区传统金融发展和经济发展水平对家庭金融资产配置有效性可能的影响,也进一步控制了地区特征变量,包括家庭所在地的小区银行数²、家庭所在城市人均GDP、第二产业和第三产业占比。此外,实证分析中均控制了年份固定效应和省份固定效应。剔除极端值和无效样本后,主要变量基本描述性统计结果如表2所示。

表 2 主要变量基本描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
夏普比率	36,907	0.216	0.231	0	0.714

¹ 问卷中衡量风险态度的问题为:“如果你有一笔资产,将选择哪种投资项目?”选项有:A高风险、高回报项目;B略高风险、略高回报项目;C平均风险、平均回报项目;D略低风险、略低回报项目;E不愿意承担任何风险。本文将选项A和选项B定义为风险偏好,将选项D和选项E定义为风险厌恶,将选项C定义为风险中性。

² 小区银行数定义为:家庭所在社区有相关从业人员办理业务的银行营业网点的个数,包括农村信用社、邮政储蓄、其他商业银行等(只有ATM或惠农终端机的不算)。

索提诺比率	36,907	0.328	0.358	0	1.020
数字金融发展指数/100	36,907	1.928	0.553	0.350	3.030
户主年龄	36,907	53.128	14.833	24	86
户主男性（男性=1）	36,907	0.730	0.444	0	1
户主受教育年限	36,907	11.197	3.822	0	19
户主已婚（已婚=1）	36,907	0.834	0.373	0	1
家庭人口数	36,907	3.271	1.466	1	9
风险偏好	36,907	0.125	0.330	0	1
风险中性	36,907	0.279	0.449	0	1
风险厌恶	36,907	0.596	0.491	0	1
拥有自有住房（有房=1）	36,907	0.896	0.306	0	1
从事工商业（从事=1）	36,907	0.157	0.364	0	1
Ln(可支配收入)	36,907	11.128	1.289	6.382	13.293
低资产组	36,907	0.119	0.323	0	1
中等资产组	36,907	0.291	0.454	0	1
高资产组	36,907	0.590	0.492	0	1
信息技术使用（使用=1）	36,907	0.847	0.360	0	1
不健康成员比例	36,907	0.062	0.172	0	1
小区银行数	36,907	1.838	2.258	0	36
农村	36,907	0.156	0.363	0	1
Ln（城市人均 GDP）	36,907	10.720	0.648	8.219	12.190
第二产业占比	36,907	0.467	0.101	0.152	0.812
第三产业占比	36,907	0.460	0.125	0.159	0.769

（三）模型设定

由于只有参与到金融市场的家庭才能够观测到其金融资产组合有效性指数，因而存在样本选择问题。为此，借鉴吴卫星等（2015）的做法，采用 Heckman（1979）两步法修正模型进行估计。第一步运用 Probit 模型估计家庭金融市场参与的选择方程，并根据估计结果计算逆米尔斯比率¹，具体模型设定如下：

$$z_{ict} = \begin{cases} 1, & z_{ict}^* > 0 \\ 0, & z_{ict}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

$$z_{ict}^* = \gamma_0 + \gamma_1 IF_{c,t-1} + X\gamma + \varphi_t + \phi_p + u_{ict} \quad (3)$$

式（2）中， ict 分别表示家庭、城市和年份， z_{ict} 的取值取决于不可观测的潜变量 z_{ict}^* ，当 $z_{ict}^* > 0$ ，表示家庭参与金融市场投资，则 $z_{ict} = 1$ ；当 $z_{ict}^* \leq 0$ 时，表示家庭未参与金融

¹ 逆米尔斯比率 λ_i 的计算过程是：利用模型（2）计算出逆米尔斯比率， λ_i 的计算公式如下： $\lambda_i = \phi(-W_i' \cdot \gamma) / \Phi(-W_i' \cdot \gamma)$ 其中， ϕ 表示标准正态分布的密度函数， $\Phi(\cdot)$ 表示标准正态分布的概率分布函数， W_i' 表示核心解释变量和控制变量的向量， γ 表示估计系数向量。

市场投资, 则 $z_{ict} = 0$ 。在公式 (3) 中, $IF_{c,t-1}$ 为家庭所在城市滞后一期的数字金融发展指数, X 为可能影响家庭金融资产配置有效性的其他控制变量, 包括家庭特征变量、户主个体特征变量、小区金融发展水平和家庭所在城市经济发展状况。 φ_t 表示时间固定效应, ϕ_p 为省份固定效应, u_{ict} 为随机扰动项。

第二步运用 OLS 模型估计数字金融发展对家庭金融资产组合有效性的影响, 此时将第一步选择方程中计算出的逆米尔斯比率作为解释变量加入到公式 (3) 的回归方程中。具体模型设定如下:

$$y_{ict} = \begin{cases} \text{可观测, } z_{ict}=1 & (4) \\ \text{不可观测, } z_{ict}=0 \end{cases}$$

$$y_{ict} = \gamma_0 + \gamma_1 IF_{c,t-1} + X\gamma + \gamma_3 \lambda_i + \varphi_t + \phi_p + \varepsilon_{ict} \quad (5)$$

式 (4) 表示如果家庭参与金融市场, 则夏普比率和索提诺比率可以被观测到; 反之, 不可被观测到。其中, y_{ict} 表示家庭金融资产组合的夏普比率和索提诺比率, 代表家庭金融资产组合有效性。式 (5) 中 λ_i 是依据式 (3) 估计结果计算得出的逆米尔斯比率。如果逆米尔斯比率的估计系数 γ_3 显著不等于零, 则意味着模型存在样本选择偏差, 此时运用一般的 OLS 估计会产生估计值偏差, 而采用 Heckman 模型才能得到一致性估计, ε_{ict} 为随机扰动项, 与式 (3) 中的 u_{ict} 服从联合正态分布, 其余符号定义与式 (3) 相同。

四、数字金融发展与家庭金融资产组合有效性: 实证分析

(一) 基准回归

表3报告了数字金融发展对家庭金融资产组合有效性影响的估计结果。第(1)列为 Heckman 第一步选择方程估计结果, 由于家庭成员的健康状况是影响家庭金融市场参与的重要因素, 因而本文选取家中不健康成员比例作为识别变量。第(2)列、第(3)列为 Heckman 第二步估计结果。由估计结果可知第(2)列、第(3)列估计中逆米尔斯比率显著为正, 这表明采用普通 OLS 估计存在样本选择偏差。同时数字金融发展的系数分别为 0.0697、0.0998, 均在 1% 水平上显著。表明数字金融发展指数每增加 1 个单位的标准差, 家庭金融资产组合的夏普比率平均增加 3.85%, 索提诺比率平均增加 5.52%¹, 可见, 数字金融发展使得家庭金融资产投资所承担的单位风险的超额收益增加, 也使得家庭单位下行风险获得的超额收益增

¹ 由变量基本描述性统计结果可知数字金融发展指数的标准差为 55.3, 故 $55.3 \times 0.0697\% = 3.85\%$, $55.3 \times 0.0998\% = 5.52\%$ 。

加，说明数字金融发展显著提升了家庭金融资产组合有效性，假说H1得到了验证。

控制变量方面，相比女性户主，男性户主家庭金融资产组合有效性较低。户主受教育年限的系数显著为正，这是因为教育程度越高的家庭信息辨别能力越强，对金融市场上各类信息的分析和处理能力也较强，因而金融资产组合有效性较高。家庭规模的系数显著为负，可能的原因是家庭成员越多则消费性支出越多，挤占了投资性支出，导致家庭金融资产无法实现最优组合，从而降低了金融资产配置效率。与风险中性家庭相比，风险偏好家庭的金融资产组合有效性较高，而风险厌恶家庭的金融资产组合有效性较低。拥有自有住房的系数显著为负，表明房屋资产可能在一定程度上降低了家庭金融资产组合的有效性（Pelizzon and Weber, 2009）。从事工商业系数显著为正，可能的解释是工商业家庭由于生产经营活动等可能具有较高的社会互动水平，因而能够获得更多金融市场投资信息，从而金融资产组合有效性也更高，这与 Li and Qian（2021）的研究结论一致。此外，家庭金融资产组合有效性随着家庭资产和收入水平的增加而增加，这可能是由于高资产、高收入家庭金融资产配置更加多元化（陈斌开和李涛，2011），因而家庭金融资产投资组合有效性也更高。小区银行数的系数显著为正，可能的解释是在金融发达地区金融产品和种类较为丰富，拓展了家庭金融资产投资组合的空间，从而提升了家庭金融资产投资组合的有效性。与城镇地区家庭相比，我国农村地区家庭的金融资产组合有效性较低，这可能与农村地区金融产品供给缺乏多样化以及农村居民投资理财意识相对淡薄、金融知识不足、互联网接入困难等“数字鸿沟”有关。此外研究还发现，信息技术使用对家庭金融资产组合有效性具有显著的促进作用。

表 3 数字金融发展与家庭金融资产组合有效性

	(1)	(2)	(3)
	金融市场参与 Heckman 第一阶段	夏普比率 Heckman 第二阶段	索提诺比率 Heckman 第二阶段
数字金融发展	0.1901*** (0.0597)	0.0697*** (0.0227)	0.0998*** (0.0358)
户主年龄	-0.0050*** (0.0019)	-0.0031*** (0.0007)	-0.0054*** (0.0010)
户主年龄平方/100	0.0099*** (0.0017)	0.0012* (0.0006)	0.0022** (0.0010)
户主男性	-0.0168* (0.0096)	-0.0146*** (0.0025)	-0.0212*** (0.0038)
户主受教育年限	0.0535*** (0.0013)	0.0116*** (0.0013)	0.0164*** (0.0020)
户主已婚	0.0884***	-0.0007	-0.0034

	(0.0114)	(0.0033)	(0.0052)
家庭人口数	-0.0664***	-0.0076***	-0.0103***
	(0.0029)	(0.0016)	(0.0025)
风险偏好	0.2126***	0.0430***	0.0574***
	(0.0147)	(0.0050)	(0.0077)
风险厌恶	-0.0420***	-0.0338***	-0.0482***
	(0.0092)	(0.0028)	(0.0044)
拥有自有住房	-0.2032***	-0.0486***	-0.0693***
	(0.0146)	(0.0063)	(0.0098)
从事工商业	-0.0680***	0.0129***	0.0224***
	(0.0117)	(0.0033)	(0.0052)
Ln(可支配收入)	0.1335***	0.0262***	0.0377***
	(0.0034)	(0.0033)	(0.0052)
中等资产组	0.4402***	0.0543***	0.0727***
	(0.0127)	(0.0116)	(0.0181)
高资产组	0.7841***	0.1309***	0.1811***
	(0.0144)	(0.0186)	(0.0291)
使用信息技术	0.2423***	0.0810***	0.1184***
	(0.0113)	(0.0075)	(0.0117)
小区银行数	0.0072***	0.0021***	0.0031***
	(0.0020)	(0.0006)	(0.0010)
农村	-0.0358***	-0.0554***	-0.0837***
	(0.0113)	(0.0040)	(0.0062)
Ln(市人均GDP)	0.1138***	0.0053	0.0057
	(0.0202)	(0.0097)	(0.0153)
第二产业占比	-0.2295*	0.0245	0.0366
	(0.1235)	(0.0602)	(0.0946)
第三产业占比	-0.4301***	-0.0023	-0.0004
	(0.1428)	(0.0684)	(0.1073)
不健康成员比例	-0.2666***		
	(0.0217)		
逆米尔斯比率		0.1456***	0.1957***
		(0.0305)	(0.0475)
年份固定效应	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y
N	136449	36907	36907
R ²		0.291	0.286
adj. R ²		0.290	0.285
Pseudo R ²	0.204		

注：第(1)列为2013年、2015年、2017年和2019年四轮调查的全样本，第(2)-(3)列为参与定期存款、股票、基金、债券、衍生品等金融市场的家庭样本数。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，括号内为城市年份层面聚类的稳健标准误，Probit模型报告的为边际效应，下同。

(二) 内生性分析

前文分析中虽采用了滞后一期的数字金融发展指数以减轻反向因果问题的干扰,但是仍可能存在一定的内生性问题。因此,本文进一步使用工具变量法以缓解内生性问题对估计结果的影响。首先,本文选取家庭居住地到省会城市的球面距离与全国数字金融发展指数均值的交互项(何宗樾等,2020)作为本文的第一个工具变量(工具变量_1)。工具变量的选取需要满足相关性和外生性两个条件。一方面,家庭所在地区与省会城市的距离越远,则该地区数字金融发展水平可能越低,满足工具变量相关性要求。另一方面,家庭所在地区与省会城市的距离很难直接影响家庭的金融资产配置行为,并且基于地理指标构建的变量外生性较强,因而是一个较为理想的工具变量。此外,由于关键解释变量数字金融发展指数是随年份变化的变量,但是家庭所在地区到省会城市的距离是不随时间变化的,故导致工具变量估计失效,因而进一步将距离与各年全国层面的数字金融发展指数的均值交乘,保证了工具变量的有效性,在实证分析中对距离取了自然对数。

工具变量估计结果如表4所示,第(1)列汇报了工具变量第一阶段的估计结果,由估计结果可知,家庭所在地区到省会城市的距离与数字金融发展之间显著负相关。一阶段估计的F值为365.93,显著大于10%水平下的临界值16.38,排除了弱工具变量问题。表中不可识别检验显示,Kleibergen-Paap rk LM统计量为365.6,P值为0.000,显著拒绝不可识别的原假设,表明工具变量与内生变量强相关。第(2)、(3)列工具变量估计结果表明,在缓解了内生性问题后,数字金融发展对家庭金融资产组合有效性的影响仍显著为正。

其次,为了保证工具变量估计结果的稳健性,进一步采用家庭所在城市7年前移动电话使用率(市区有移动电话家庭户数/市区总户数)作为本文的第二个工具变量(工具变量_2)。估计结果如表4第(4)-(6)列所示。由估计结果可知,数字金融发展的系数仍显著为正。

表4 数字金融发展与金融资产组合有效性:内生性讨论

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	工具变量_1			工具变量_2		
	OLS	2SLS	2SLS	OLS	2SLS	2SLS
	数字金融发 展	夏普比率	索提诺 比率	数字金融发展	夏普比率	索提诺比 率
工具变量_1	-0.0049*** (0.0003)					
工具变量_2				0.0047*** (0.0001)		
数字金融发展		0.8296*** (0.1724)	1.2095*** (0.2671)		0.2258*** (0.0712)	0.3256*** (0.1116)

控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	36895	36895	36895	35911	35911	35911
R ²	0.988	0.248	0.249	0.989	0.289	0.285
adj. R ²	0.988	0.247	0.248	0.989	0.288	0.284
一阶段F值/IV t 值	365.93/-19.13			1778.07/42.17		
KP-LM	365.6			1118.5		

(三) 稳健性检验

此外, 本文还进行了一系列的稳健性检验。首先, 与家中没有金融行业从业人员的家庭相比, 有金融行业从业人员的家庭对数字金融相关服务的了解相对较早, 这可能导致估计结果偏误。因此, 本文剔除了家中有金融行业从业人员的家庭样本, 并重新估计了数字金融发展对家庭金融资产组合有效性的影响。从表 5 第 (1)、(2) 列估计结果可以看出, 数字金融发展对家庭金融资产组合有效性的影响均显著为正。

其次, 考虑到本文的关键解释变量为城市级别的数字金融发展指数, 若将家庭样本数较少的城市纳入回归分析, 可能产生估计偏误, 因此, 本文进一步删除城市家庭数量最低 25% 的样本, 估计结果如表 5 第 (3)、(4) 列所示, 由估计结果可知, 关键解释变量与上文基本保持一致。

表 5 数字金融发展与家庭金融资产组合有效性: 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	删除含金融从业人员样本		删除城市家庭数较少样本	
	夏普比率	索提诺比率	夏普比率	索提诺比率
数字金融发展	0.0760*** (0.0238)	0.1096*** (0.0375)	0.0525** (0.0259)	0.0726* (0.0411)
逆米尔斯比率	0.1480*** (0.0318)	0.2008*** (0.0497)	0.1188*** (0.0322)	0.1538*** (0.0502)
控制变量	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y
N	34637	34637	32,857	32,857
R ²	0.285	0.280	0.286	0.282
adj. R ²	0.283	0.279	0.285	0.281

五、数字金融发展与家庭金融资产组合有效性: 机制分析

上文研究结论表明数字金融发展显著提升了我国家庭金融资产组合有效性, 那么数字金融发展是如何影响我国家庭金融资产组合有效性的? 本部分试图从投资便利性、金融信息获

取和家庭风险承担水平三个方面进行探讨，并借助中介效应模型（温忠麟等，2004）进行检验，具体模型设定如下：

$$Sharp_Ratio_{ict} = \gamma_0 + \gamma_1 IF_{c,t-1} + X\gamma + u_{ict} \quad (6)$$

$$interm_{ict} = \gamma_0 + \gamma_1' IF_{c,t-1} + X\gamma + u_{ict} \quad (7)$$

$$Sharp_ratio_{ict} = \gamma_0 + \gamma_1'' IF_{c,t-1} + \gamma_2 interm_{ict} + X\gamma + u_{ict} \quad (8)$$

第一步对计量模型（6）进行回归，检验数字金融发展对家庭金融资产组合有效性的影响。其中 $Sharp_ratio_{ict}$ 为衡量家庭金融资产组合有效性的夏普比率¹，控制变量与基准回归一致。第二步对计量模型（7）进行回归，检验数字金融发展对中介变量的影响是否显著，如果显著，则表明数字金融发展会引起中介变量的变化。第三步对计量模型（8）进行回归，如果 γ_1'' 、 γ_2 ，两个系数均显著且符号与预期一致，系数 γ_1'' 与系数 γ_1 的数值相比有所下降，则表明以中介变量为媒介的部分中介效应存在。如果系数 γ_1'' 不显著，但系数 γ_2 仍然显著，则表明中介变量发挥了完全中介的作用。此外，本文还将使用 Sobel 方法检验中介变量的中介效应是否显著存在及其中介效应的大小。具体机制探讨如下：

（一）增加投资便利性

前文分析认为，数字金融发展显著降低了金融市场交易成本（周广肃和梁琪，2018），同时也丰富了金融产品供给、拓宽了投资理财渠道，极大地提升了家庭投资便利性，进而有效促进了家庭金融资产配置的优化。为了检验这一假设，本文首先采用数字普惠金融发展的子指数进行机制检验。数字普惠金融发展指数包括覆盖广度、使用深度和数字支持服务三个一级指数。其中，使用深度一级指数还包括支付、信贷、投资、货基、保险和征信六个维度的二级指数。由于数字金融发展突破了家庭投资对传统物理金融网点的依赖，增加了投资者在时间和空间的便利性，家庭可以随时随地通过支付宝等平台进行投资，因而本文认为，使用深度一级指数中的投资指数和货币基金指数可以较好地反映该地区家庭金融资产投资的便利性。表 6 第（1）、（2）列分别分析了货币基金指数和投资指数对家庭金融资产组合有效性的影响。从估计结果可以看出，货币基金指数对家庭金融资产组合有效性的影响显著为正。这表明，投资便利性是数字金融发展促进家庭金融资产组合有效性提高的作用机制。假说 H2 得到了验证。

表 6 投资便利性与家庭金融资产组合有效性

	(1)	(2)
--	-----	-----

¹ 由于机制分析部分采用索提诺比率（Sortino Ratio）与夏普比率（Sharp Ratio）得出的结论基本一致，因而并未汇报索提诺比率（Sortino Ratio）的估计结果。

	夏普比率	夏普比率
货币基金指数	0.0401** (0.0179)	
投资指数		0.0150 (0.0128)
控制变量	Y	Y
年份固定效应	Y	Y
省份固定效应	Y	Y
N	29941	29941
R^2	0.253	0.253
adj. R^2	0.252	0.252

注：由于货币基金和投资指数是从 2013 年开始公布的，因而上表采用的是 2015 年、2017 年和 2019 年三年中参与金融市场的家庭样本。

（二）促进金融信息获取

金融信息的获取对家庭金融资产投资效率发挥着关键的作用，而数字金融的快速发展为家庭提供了便捷的投资交易平台，完善了供给端金融市场，激发了家庭的投资理财需求，进而可能会提升家庭对经济、金融信息的关注度，促进家庭对金融信息的获取，进而提升了家庭的资产配置效率。因而本文根据 CHFS 调查数据构建了家庭关注经济信息这一虚拟变量，若家庭关于“平时对经济、金融信息关注度如何？”对这一问题的回答为关注，则定义关注经济信息这一虚拟变量为 1，否则为 0。由表 7 第（2）列估计结果可知，数字金融发展提高了家庭对经济信息的关注度，并且将关注经济信息这一虚拟变量加入基准回归后，数字金融发展的系数仍显著为正，且系数有所降低，说明关注经济信息是有效的中介变量，从而论证了数字金融发展通过促进家庭对经济、金融信息的关注与获取提升了家庭金融资产组合的有效性。

同时，Bachas et al. (2018) 指出依赖于数字技术的新型数字金融业务模式，在发挥金融功能的同时也伴随着频繁的网络信息互动，居民通过在线交易和交流提升了家庭社会互动水平。由于社会互动是家庭获取信息的重要途径，因而可以采用家庭社会互动水平间接衡量家庭对金融信息的获取情况，进一步论证数字金融发展是否通过促进金融信息获取提升了家庭金融资产组合有效性。经验来看，社会互动高的家庭通讯费用一般较高，因而采用 CHFS“去年，您家平均每个月话费、上网费、邮递服务费等通信支出”来间接衡量家庭的社会互动水平，具体做法为将家庭的通讯费用支出划分为高低两组，若大于中位数，则社会互动较高这一虚拟变量取值为 1，否则为 0。表 7 第（5）列结果表明，数字金融发展显著提高了家庭的社会互动水平。第（6）列中将社会互动较高这一变量加入基准回归后，数字金融发展对夏

普比率的影响仍显著为正，且系数有所降低，说明社会互动是有效的中介变量。同时 Sobel 检验结果表明社会互动对家庭金融资产组合有效性的中介效应在 1%的水平上显著，中介效应大小为 4.7%。这表明数字金融通过提升家庭社会互动，促进了家庭对投资理财等相关金融信息的获取，从而提升了家庭金融资产组合的有效性水平，假说 H3 得到验证。

表 7 金融信息获取与家庭金融资产组合有效性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	金融信息获取直接衡量法			社会互动间接衡量法		
	夏普比率	关注经济信息	夏普比率	夏普比率	社会互动较高	夏普比率
数字金融发展	0.0512** (0.0230)	0.0982** (0.0443)	0.0459** (0.0226)	0.0503** (0.0230)	0.0947** (0.0448)	0.0480** (0.0230)
关注经济信息			0.0541*** (0.0038)			
社会互动较高						0.0251*** (0.0025)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	36881	36881	36881	36685	36685	36685
R ²	0.290	0.133	0.299	0.289	0.285	0.291
adj. R ²	0.289	0.131	0.298	0.288	0.284	0.290
Sobel 检验/中介效应大小	2.751(0.006)/10.4%			2.59(0.010)/4.7%		

（三）提升风险承担水平

风险态度是影响家庭金融资产配置的重要因素 (Guiso et al., 2008; 李涛和郭杰, 2009)。数字金融在丰富家庭金融资产选择的同时，也使得家庭置身于移动支付、网购等各类金融场景中。家庭对数字金融产品和服务的使用便利了家庭的投资信息获取，增加了其风险承担水平 (Hong et al., 2020)，从而可能会影响家庭金融资产投资组合的有效性。从表 8 第 (2) 列结果可以看出，数字金融发展显著提升了家庭风险偏好的可能性。第 (3) 列估计结果中，同时加入数字金融发展和风险偏好这一虚拟变量后，数字金融发展的系数仍旧显著为正，且系数有所降低，表明数字金融发展通过提升家庭风险承担水平，促进了家庭金融资产组合的有效性。同时 Sobel 检验结果表明风险偏好对家庭金融资产组合有效性的中介效应在 1%的水平上显著，中介效应大小为 5.7%，假说 H4 得到验证。

表 8 风险态度与家庭金融资产组合有效性

	(1)	(2)	(3)
	夏普比率	风险偏好	夏普比率

数字金融发展	0.0549** (0.0235)	0.0727** (0.0283)	0.0518** (0.0232)
风险偏好			0.0431*** (0.0033)
控制变量	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y
N	36907	36907	36907
R ²	0.283	0.063	0.287
adj. R ²	0.282	0.062	0.286
Sobel检验/中介效应大小		2.588/(0.010)/5.7%	

注：上表第（1）-（2）列中的控制变量不含风险偏好和风险厌恶两个虚拟变量。

六、进一步分析

（一）异质性分析

由于家庭异质性的存在,使得数字金融发展对家庭金融资产组合有效性的影响可能存在一定的群体差异和区域差异,因而本部分将对此展开详细分析。首先,分析了数字金融发展对不同物质资本和不同人力资本家庭金融资产组合有效性的差异性影响。参考张勋等(2019)的做法,根据家庭资产(收入)水平的高低,将样本家庭划分为低资产(收入)组、中等资产(收入)组和高资产(收入)组,以较低组作为对照组,在回归中加入了数字金融发展与中等资产(收入)组和高资产(收入)组的交互项,估计结果如表9所示。从估计结果可以看出,数字金融发展对高资产(收入)组家庭金融资产组合有效性的促进作用显著高于低资产(收入)组家庭。这表明,数字金融发展对家庭金融投资组合有效性的促进作用随着资产(收入)水平的提高而增加。其次,参照周广肃和李力行(2016)的做法,本文将户主受教育水平为高中及以上的家庭定义为高教育水平组家庭,以此分析数字金融发展对不同人力资本家庭金融资产组合有效性的差异性影响。从表9第(3)列结果可以看出,数字金融发展与高教育水平交互项的系数在1%水平上显著为正。可见数字金融发展对高财富水平和高教育水平家庭金融资产组合有效性的促进作用更大。可能的解释是低资产、低教育等弱势家庭金融素养水平较低,不仅阻碍了其对数字金融产品和服务的使用,也导致其作出非理性的金融决策(Lusardi and Olivia, 2011),从而抑制了数字金融对家庭金融资产组合有效性的促进作用。

表9 数字金融发展与家庭金融资产组合有效性: 群体差异

	(1)	(2)	(3)
--	-----	-----	-----

		夏普比率	
数字金融发展	0.0227 (0.0246)	-0.0191 (0.0231)	0.0132 (0.0224)
数字金融发展*中等资产组	0.0087 (0.0069)		
数字金融发展*高资产组	0.0474*** (0.0079)		
数字金融*中等收入组		0.0197*** (0.0055)	
数字金融*高收入组		0.0743*** (0.0056)	
数字金融发展*高教育水平组			0.0482*** (0.0052)
中等资产组	0.0317** (0.0155)	-0.0050 (0.0071)	-0.0095 (0.0063)
高资产组	0.0294 (0.0221)	0.0276*** (0.0104)	0.0247*** (0.0093)
中等收入组		-0.0411*** (0.0098)	
高收入组		-0.1063*** (0.0103)	
高教育组			-0.0559*** (0.0097)
逆米尔斯比率	0.1254*** (0.0296)	-0.0237 (0.0151)	-0.0396*** (0.0122)
控制变量	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y
N	36907	36907	36907
R ²	0.293	0.297	0.293
adj. R ²	0.292	0.296	0.292

此外, 本文进一步从城乡、区域和传统金融发展水平三个方面分析数字金融发展对家庭金融资产组合有效性影响的区域差异, 估计结果如表 10 所示。首先, 从城乡来看, 与农村家庭相比, 数字金融发展对城镇地区家庭金融资产组合有效性的促进作用更大。其次, 从区域来看, 与西部地区家庭相比, 数字金融发展对东部地区家庭金融资产组合有效性的促进作用更大。接下来, 本文选取家庭所在小区银行数作为传统金融发展的衡量, 将家庭所在小区银行数按照从小到大顺序排列, 如果家庭所在小区银行数高于中位数, 则将其界定为传统金融发达地区家庭, 取值为 1, 否则为 0。从估计结果来看, 数字金融发展对传统金融发达地区家庭金融资产组合有效性的提升作用更大。以上结果一个可能的解释是落后地区“数字鸿

沟”的存在抑制了数字金融发展对家庭金融资产配置的优化作用。因而应尽快破除不同群体、不同区域间的“数字鸿沟”，促使数字金融发展的红利为更多社会群体所共享。

表 10 数字金融发展与家庭金融资产组合有效性：区域差异

	(1)	(2)	(3)
	夏普比率		
数字金融发展	0.0116 (0.0228)	0.1337*** (0.0178)	0.0163 (0.0205)
数字金融发展*城镇地区	0.0539*** (0.0058)		
数字金融发展*东部地区		0.0165** (0.0078)	
数字金融发展*中部地区		0.0062 (0.0085)	
数字金融发展*传统金融发达			0.0148*** (0.0048)
城镇地区	-0.0457*** (0.0103)		
东部地区		-0.0207 (0.0149)	
中部地区		-0.0095 (0.0152)	
传统金融发达			-0.0222** (0.0086)
逆米尔斯比率	0.1248*** (0.0303)	0.1239*** (0.0161)	-0.1042*** (0.0184)
控制变量	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	N	Y
N	36907	36907	36907
R ²	0.293	0.286	0.286
adj. R ²	0.292	0.286	0.285

(二) 数字金融发展与家庭金融资产投资组合多样性

多样性也是评估家庭金融资产配置的一个重要维度 (Abreu and Mendes, 2010)。由 CHFS 2019 年数据计算可知, 参与金融市场家庭中, 拥有单一金融资产的家庭与夏普比率之间的相关系数为-0.4660, 与索提诺比率之间的相关系数为-0.4438, 与此同时, 若家庭持有 2 种金融资产, 则金融资产种类数与夏普比率之间的相关系数提高到 0.3539, 与索提诺比率之间的相关系数提高到 0.3469。可见, 家庭金融资产组合有效性与多样性之间密切相关。因而借鉴 Guiso and Jappelli (2008) 和 Kirchner and Zunckel (2011) 的做法, 本文分别构建了家庭金融

资产种类数及投资组合多样性指数两个指标来衡量家庭金融资产配置的多样性。首先，金融资产种类包括定期存款、股票、债券、基金、理财、衍生品、黄金七大类。其次，金融资产投资组合多样性指数的定义为： $Div_Index = 1 - \sum_{i=1}^N w_i^2$ ，公式中， N 表示持有的金融资产种类总数， w_i 表示各类金融资产占总金融资产的比重，由该计算公式可知家庭金融资产投资组合多样性指数的范围在 $[0, 1)$ 之间，等于 0 表示家庭将所有金融资产集中投资在某一类资产上，金融资产配置多样性程度较低，数值越大表示家庭金融资产投资组合越具有多样性。其中考虑风险后的三类资产包括低风险的定期存款，中等风险的债券、货币基金、银行理财产品 and 余额宝等互联网理财产品，高风险的股票、衍生品和黄金资产。三类资产投资组合多样性指数的构建方法与上述一致。

由表 11 估计结果可知，第 (1) - (4) 列中，数字金融发展的系数均在 1% 水平上显著为正，这表明数字金融发展促进了家庭金融资产投资组合多样性的提升。为了进一步论证数字金融发展对家庭金融资产投资组合多样性的影响，本文还构建了“单一金融资产投资”这一虚拟变量，若家庭仅持有存款、股票、债券、基金、理财、衍生品等金融资产中的一类金融产品，则单一金融资产投资这一变量取值为 1，否则为 0。第 (5) 列结果表明，数字金融发展显著降低了家庭进行单一金融资产投资的可能性，进一步从侧面验证了数字金融发展对家庭金融资产投资多样性的促进作用。以上结果同样验证了数字金融发展对我国家庭金融资产配置的优化作用。

表 11 数字金融发展与家庭金融资产投资组合多样性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	七类资产定义		考虑风险后的三类资产		
	金融资产种类数	金融资产多样性指数	金融资产种类数	金融资产多样性指数	单一金融资产投资
	Heckman 第二阶段		Heckman 第二阶段		
数字金融发展	0.2169*** (0.0563)	0.0484*** (0.0138)	0.1673*** (0.0452)	0.0437*** (0.0130)	-0.1172*** (0.0387)
逆米尔斯比率	1.3986*** (0.0632)	0.2962*** (0.0157)	0.9395*** (0.0493)	0.2398*** (0.0155)	-0.6532*** (0.0381)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
N	36907	36907	36907	36907	36907

R ²	0.182	0.141	0.168	0.123	0.182
adj. R ²	0.180	0.140	0.167	0.122	0.180

(三) 数字金融发展与家庭极端风险投资

另一个值得探讨的问题是数字金融发展是否有助于减少家庭的极端风险投资行为? 为此, 本文构建了整体两极化、极端低风险投资、极端高风险投资三个虚拟变量。若家庭仅投资定期存款或者仅投资股票、期权、期货等高风险金融资产则整体两极化取值为 1, 其他则为 0。若家庭仅投资定期存款则极端低风险投资取值为 1, 其他则为 0。若家庭仅投资股票、期权、期货等高风险金融产品, 则极端高风险投资取值为 1, 其他则为 0。表 12 第 (1)-(2) 列估计结果中数字金融发展指数的系数分别为 -0.1342、-0.1305, 均在 1% 的水平上显著为负, 第 (3) 列估计中数字金融发展指数的系数虽为负却并不显著。可见数字金融发展显著降低了家庭整体两极化投资, 并且主要降低了过度投资低风险金融资产家庭的比例, 但是对家庭过度高风险投资并无显著影响。这也间接表明数字金融发展可能在一定程度上降低了家庭风险厌恶程度, 提升了家庭的风险承担水平。

表 12 数字金融发展与家庭金融资产投资组合两极化

	(1)	(2)	(3)
	整体两极化 Heckman	极端低风险投资 Heckman	极端高风险投资 Heckman
数字金融发展	-0.1342*** (0.0461)	-0.1305*** (0.0462)	-0.0038 (0.0035)
逆米尔斯比率	-0.3804*** (0.0528)	-0.3885*** (0.0526)	0.0081* (0.0049)
控制变量	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y
N	36907	36907	36907
R ²	0.298	0.298	0.003
adj. R ²	0.297	0.297	0.001

七、结论

合理而有效的金融资产投资组合对提升家庭财产性收入、实现财富保值增值等具有重要的意义。以数字技术为核心的数字金融在我国迅速发展, 已经渗透到家庭生活的方方面面。基于此背景, 本文重点关注了数字经济背景下, 数字金融发展对我国家庭金融资产组合有效性的影响, 并采用 CHFS 2013、2015、2017 和 2019 年四轮微观调查数据进行了实证检验, 主要得出了以下几个结论:

首先，整体而言，数字金融发展显著提升了我国家庭金融资产组合有效性，表现为数字金融发展显著促进了家庭金融资产组合的夏普比率和索提诺比率的提高。

其次，由机制分析可知，数字金融发展通过增加家庭投资便利性、促进金融信息获取和提升家庭风险承担水平等路径显著提高了家庭金融资产组合的有效性。

最后，进一步分析表明，数字金融发展对高资产、高收入、高教育、城镇地区、东部地区以及传统金融发展水平更高地区家庭的金融资产组合有效性的促进作用更强。同时数字金融发展也提高了家庭金融资产投资组合多样性并降低了家庭极端低风险投资的可能性。

本文研究具有重要的政策意义。首先，本文研究表明数字金融发展有助于优化我国家庭金融资产配置，相关部门应进一步推动数字金融的发展，切实提升我国家庭的金融福利水平。其次，本文研究发现相对于优势家庭，数字金融发展对弱势群体金融福利的提升相对有限。因而，在推动数字金融发展、提升家庭金融福利过程中，应注重发展模式的针对性以更好地满足不同家庭的理财需求，尤其是对于弱势群体。比如，针对落后地区、弱势家庭，可增加对基本数字金融服务、低门槛理财产品、货币基金等的推广；针对发达地区、优势家庭，可增加对不同收益、风险等级的金融产品的推广等。同时，应高度重视农村、中西部、传统金融落后地区的网络基础设施建设投入，拉近落后地区家庭与金融服务的距离，使得落后地区居民能更好地享受到数字金融发展带来的红利。最后，互联网理财因其便捷性和低成本性等增加了家庭投资便利性，在推动家庭资产配置多样性和投资组合有效性方面发挥了重要作用，相关部门也应促进此类市场的良性、健康发展，进一步繁荣金融供给市场，提升金融服务水平。

【参考文献】

- [1] 柴时军:《社会资本与家庭投资组合有效性》,《中国经济问题》,2017年第4期。
- [2] 曹廷贵、苏静、任渝:《基于互联网技术的软信息成本与小微企业金融排斥度关系研究》.《经济学家》,2015年第7期。
- [3] 陈斌开、李涛:《中国城镇居民家庭资产—负债现状与成因研究》,《经济研究》,2011年第s1期。
- [4] 段军山、崔蒙雪:《信贷约束、风险态度与家庭资产选择》,《统计研究》,2016年第6期。
- [5] 傅秋子、黄益平:《数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据》,《金融研究》,2018年第11期。
- [6] 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。
- [7] 何宗樾、张勋、万广华:《数字金融、数字鸿沟与多维贫困》,《统计研究》,2020年第10期。
- [8] 廖婧琳、周利:《数字普惠金融、受教育水平与家庭风险金融资产投资》,《现代经济探讨》,2020年第1期。
- [9] 李涛、郭杰:《风险态度与股票投资》,《经济研究》,2009年第2期。
- [10] 吴卫星、丘艳春、张琳璇:《中国居民家庭投资组合有效性:基于夏普率的研究》,《世界经济》,2015年第1期。
- [11] 魏光华、张越艳、吴卫星、肖帅:《我国居民家庭金融资产配置影响因素研究》,《管理评论》,2014年第7期。
- [12] 吴卫星、吴锬、张旭阳:《金融素养与家庭资产组合有效性》,《国际金融研究》,2018年第5期。
- [13] 温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》,2004年第5期。
- [14] 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。
- [15] 尹志超、宋全云、吴雨:《金融知识、投资经验与家庭资产选择》,《经济研究》,2014年第4期。
- [16] 尹志超、吴雨、甘犁:《金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择》,《经济研究》,2015年第3期。
- [17] 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。
- [18] 周广肃、李力行:《养老保险是否促进了农村创业》,《世界经济》2016年第11期。
- [19] 周弘、张成思、何启志:《中国居民资产配置效率的门限效应研究:金融约束视角》,《金融研究》,2018年第10期。
- [20] 张海洋:《融资约束下金融互助模式的演进——从民间金融到网络借贷》,《金融研究》,2017年第3期。
- [21] 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。
- [22] 张勋、杨桐、汪晨、万广华:《数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践》,《管理世界》,2020年第11期。
- [23] 周广肃、梁琪:《互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资》,《金融研究》,2018年第1期。
- [24] 周雨晴、何广文:《数字普惠金融发展对农户家庭金融资产配置的影响》,《当代经济科学》,2020

年第 3 期。

- [25] 曾志耕、何青、吴雨、尹志超:《金融知识与家庭投资组合多样性》,《经济学家》,2015 年第 6 期。
- [26] Alan, S., 2006, “Entry Costs and Stock Market Participation over the Life Cycle”, *Review of Economic Dynamics*, 9(4), pp. 588~611.
- [27] Atella, V., Brunetti, M. and Maestas, N., 2012, “Household portfolio choices, health status and health care systems: A cross-country analysis based on share”, *Journal of Banking Finance*, 36 (5) , pp.1320~1335.
- [28] Abreu, M. and Mendes, V. , 2010. “Financial Literacy and Portfolio Diversification”, *Quantitative Finance*, 10 (5), pp.515~528.
- [29] Bachas, P., Gertler, P., Higgins, S. and Seira, E., 2018, “Digital Financial Services Go A Long Way: Transaction Costs and Financial Inclusion”, *American Economic Review*, pp. 444~48.
- [30] Bogan, V., 2008, “Stock Market Participation and the Internet”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(1), pp. 191~211.
- [31] Bertaut, C. C., 1998, “Stockholding Behavior of U.S. Households: Evidence from the 1983–1989 Survey of Consumer Finances”, *Review of Economics and Statistics*, 80(2), pp. 263~275.
- [32] Chen, L., 2006, “From Fintech to Finlife: the Case of Fintech Development in China”, *China Economic Journal*, 9(3), pp.225~239.
- [33] Cocco, J. F., 2005, “Portfolio Choice in the Presence of Housing”, *Review of Financial Studies*, 18(2), pp.535-567.
- [34] Cardak, B. A. and Wilkins, R., 2009, “The Determinants of Household Risky Asset Holdings: Australian Evidence on Background Risk and other Factors”, *Journal of Banking and Finance*, 33(5), pp. 850 ~860.
- [35] Flavin, M. and Yamashita, T., 2011, “Owner-Occupied Housing: Life-Cycle Implications for the Household Portfolio”, *American Economic Review*, 101(3), pp. 609~614.
- [36] Farinelli, S., Ferreira, M., Rossello, D., Thoeny, M. and Tibiletti, L., 2008, “Beyond Sharpe ratio: Optimal asset allocation using different performance ratios”, *Journal of Banking and Finance*, 32(10), pp.2057~2063.
- [37] Grinblatt, M., Keloharju, M. and Linainmaa, J., 2011, “IQ and Stock Market Participation”, *The Journal of Finance*, 66 (6) , pp.2121~2164.
- [38] Guiso, L., Jappelli, T. and Terlizzese, D., 1996, “Income Risk, Borrowing Constraints, and Portfolio Choice”, *American Economic Review*, 86(1), pp. 158~172.
- [39] Guiso, L., Sapienza, P. and Zingales, L., 2008, “Trusting the Stock Market”, *Journal of Finance*, 63(6), pp. 2557~2600.
- [40] Guiso, L. and T. Jappelli. 2008, “Financial Literacy and Portfolio Diversification”, EUI Working Papers.
- [41] Heckman, J., 1979, “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, 47(1), pp. 153~161.
- [42] Hong, H., Kubik, J. and Stein, J., 2004, “Social Interaction and Stock Market Participation,” *Journal of Finance*, 59(1), pp.137~163.
- [43] Hong, C. Y., Lu, X. and Pan, J., 2020, “Fintech adoption and household risk-taking”, NBER Working Papers.
- [44] Hirshleifer, D., 1988, “Residual Risk, Trading Costs, and Commodity Futures Risk Premia”, *The Review of Financial Studies*, 1(2), pp. 173~193.
- [45] Hirshleifer, D. and Teoh, S., 2003, “Herding and Cascading in Capital Markets: A Review and Synthesis”, *European Financial Management*, 9(1), pp.25~66.
- [46] Kirchner, U. and Zunckel, C., 2011, “Measuring Portfolio Diversification,” Cornell University Library. <https://arxiv.org/abs/1102.4722>.

- [47] Lusardi, A. and Mitchell, O.S., 2011, "Financial Literacy around the World: An Overview", *Journal of Pension Economics and Finance*, 10(4), pp.497~508.
- [48] Liang, B. and Zhang, J. H., 2018, "Can Chinese Financial Inclusion Innovation Ease the Financing Constraints of SMEs", *Forum on Science and Technology in China*, 11, pp. 94~105.
- [49] Li, R. and Qian, Y., H., 2021, "How does entrepreneurship influence the efficiency of household portfolios? ", *The European Journal of Finance*, DOI:10.1080/1351847X.2021.1883698.
- [50] Pelizzon, L. and Weber, G., 2008, "Are Household Portfolios Efficient? An Analysis Conditional on Housing", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(2), pp. 401~431.
- [51] Pelizzon, L. and Weber, G., 2009, "Efficient Portfolios when Housing Needs Change over the Life Cycle", *Journal of Banking and Finance*, 33(11), pp. 2110~2121.
- [52] Peress, J., 2005, "Information vs. Entry costs: what explains U.S. Stock Market Evolution?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(3), pp. 563~594.
- [53] Roszkowski M. J. and Davey, G., 2010, "Risk Perception and Risk Tolerance Changes Attributable to the 2008 Economic Crisis: A Subtle but Critical Difference", *Journal of Financial Service Professionals*, 64 (4), pp.42~53.
- [54] Van Rooij, M. V., Lusardi, A. and Alessie, R., "2011, "Financial Literacy and Stock Market Participation", *Journal of Financial Economics*, 101(2), pp. 449~472.

Digital Finance and Household Portfolio Efficiency

Abstract: The rapid development of digital finance has a huge impact on the whole economy, and it also affects household financial behaviors a lot. Using the China Household Finance Survey (CHFS) in 2013, 2015, 2017 and 2019, this study examines the impact of digital finance on the efficiency of household portfolios. Results suggest that the digital finance has significantly improved the efficiency of household portfolios through providing investment convenience, facilitating the acquisition of financial information and increasing risk tolerance. Furthermore, digital finance also increases the diversification of household portfolios and reduces the possibility of extreme investments, which indirectly prove the optimizing effect of digital finance on household portfolios. Heterogeneity analysis shows that the positive effect of digital finance on household portfolio efficiency is more obvious among superiority groups and households resided in developed areas, which reflects the urgency of breaking the “digital divide” in backward areas and vulnerable groups. Relevant departments should further promote the use of digital financial products and services among vulnerable groups and in underdeveloped areas, so as to better optimize household portfolios and promote the accumulation of household financial wealth.

Keywords: digital finance; household portfolio efficiency; household portfolio diversification; extreme risky investment

关税与汇率变化对福利水平的影响

—基于理论与量化分析的研究

樊海潮¹ 张丽娜² 丁关祖³ 彭方平⁴

【摘要】本文在 Eaton and Kortum (2002) 及 Melitz (2003) 模型的基础上融入汇率因素, 探讨了关税及汇率的双重变化对一国福利水平的影响, 并就其可能的影响机制进行了探析。特别地, 2018 年以来中美两国关税和汇率水平的大幅变动, 为本文的分析提供了良好的研究实例。文章量化分析结果表明, 中美两国互相加征关税会恶化两国的总体福利水平, 而人民币贬值不仅可以对冲此次关税变动对中国福利水平的负面影响, 同时也有助于改善美国的整体福利水平。影响机制的相关分析显示: 贸易顺差国货币贬值, 对本国及贸易伙伴国的总体福利水平均具有正面效果; 但当第三国也对贸易伙伴国汇率贬值时, 则会削弱(甚至抵消) 本国货币贬值的正面效应。

【关键词】贸易不平衡; 汇率对冲; 福利效应; 量化分析

一、引言

贸易的福利效应, 一直都受到国际经贸领域内的广泛关注。然而, 现有研究多强调关税变动对各国福利水平的影响, 有关汇率波动对福利水平的作用则鲜少探究。事实上, 作为不同国家间商品(服务) 价格比较的重要媒介, 汇率在国际贸易中具有十分重要的作用 (Krugman and Obstfeld, 2012)。各国进口关税变动的同时, 也往往伴随着各国货币汇率的波动。因此, 一个完整的福利分析框架中, 也应同时考量汇率变动对福利效应的影响。2018 年以来, 中美两国关税和汇率水平的大规模变动, 提供了良好的分析实例。⁵ 本文便旨在通过构建相应的理论模型, 利用结构模型下的量化分析方法, 并具体以 2018 年中美两国关税及汇率波动为例, 探究关税与汇率的双重变动对各国福利水平的影响。改革开放 40 多年来, 中国通过从自身经济发展状况及发展阶段出发, 参考经济实践中的发展经验, 已经逐步形成

¹ 樊海潮, 复旦大学世界经济研究所, 复旦大学经济学院, 上海国际金融与经济研究院。

² 张丽娜, 复旦大学经济学院。

³ 丁关祖, 复旦大学经济学院。

⁴ 彭方平, 中山大学管理学院。

⁵ 自 2018 年 3 月至 2019 年 10 月, 中美两国对进口自对方国家的多类产品加征了进口关税, 基本涉及从对方国家进口的所有行业产品; 同一时期, 人民币兑美元汇率呈现大幅贬值态势, 贬值幅度高达近 13% (相关图示参见《管理世界》网络发行版附录图 A1)。

了以市场供求为基础的、参考一篮子货币进行调节的、有管理的浮动汇率制度。本文通过在关税变动下探究汇率波动对各国整体福利水平可能产生的影响，在一定程度上从量化分析的角度对我国有关汇率政策的制定与调整方向，提供了相关建议及研究支撑，从而也具有了较大的政策及现实含义。

理论模型上，本文通过在 Eaton and Kortum (2002) 和 Melitz (2003) 模型的基础上融入汇率因素，同时引入关税收入、贸易不平衡、非贸易品部门等更具一般意义的现实假定，分别探讨了完全竞争与垄断竞争两类市场结构下，关税及汇率双重变化后，一国福利水平的衡量及估计方法；并就福利水平的变化进行了结构式分解 (Structural Decomposition)，同时对影响总体福利水平变化的有关机制进行了分析。量化分析上，本文以 2018 年以来中美两国关税和汇率水平的大规模变动为研究实例，分别考虑了①美国单方面对中国部分行业下的产品加征 25% 进口关税 (单边)；②双方依照公布的产品名单对部分行业下的产品加征 25% 的关税 (双边)；③两国对进口自对方国家的所有商品均加征 25% 的关税 (全面)，三类关税变动情形下中美两国及世界其他国家福利水平的变化。¹ 每种情形下，本文还分别考虑了中国对美国货币汇率贬值 5% 以及中国对所有国家货币汇率贬值 5% 两种汇率变化的情景。² 特别地，鉴于当前两国基本对进口自对方国家所有行业下的产品均加征了进口关税，本文还就第三类关税变动情形下，各国货币依照现实情况兑美元汇率发生变化后，各国福利水平的变动进行了分析。

量化分析的结果显示：①在不考虑汇率变动时，若美国单方面对中国施加进口关税，尽管其贸易条件会得到改善，但由于美国对中国加征关税的产品所属行业多为替代弹性较大的行业，美国总体福利水平会发生恶化；并且三类关税变动情形下，两国福利水平均有所受损。³ ②人民币兑美元贬值后，三类关税变动情形下，两国总体福利水平的恶化程度均有所减轻——人民币兑美元贬值不仅可以对冲加征关税对中国福利水平的负面影响，还可以改善美国的整体福利水平。⁴ ③与人民币兑美元单一货币进行贬值相比，当人民币兑所有货币贬值后，就此次中美两国互相加征关税对中国福利水平带来的负面影响来看，汇率贬值的对冲效果会

¹ 纵览中美两国当前公布的对对方国家加征关税产品清单不难发现，两国相互加征关税的产品所属行业具有十分明显的行业倾向，且这一特征在第一轮关税清单下尤为明显 (具体介绍见文章第四部分)。

² 本文也讨论了人民币兑美元贬值 10% 和 15% 的情况下中美两国及世界其他国家福利水平的变化，结果仍未改变本文的基本结论 (详细内容参见《管理世界》网络发行版附录附表 A1-附表 A3)。

³ 以 EK (2002) 完全竞争条件下为例，单边情形下，中美两国的福利水平分别恶化约 -0.234% ~ -0.056%。

⁴ 以 Melitz (2003) 垄断竞争条件下为例，人民币兑美元贬值 5% 后，单边情形下，中国的福利水平恶化约 -0.210%，美国的福利会改善约 0.045%；与仅考虑关税变动情形时相比，双边及全面情形下，中美两国福利水平的恶化程度均有所减轻。具体而言，中国分别从 -0.298% 和 -0.429% 变动至 -0.226% 和 -0.405%，美国则由先前恶化约 -0.010% 和 -0.072%，变为改善约 0.041% 和恶化约 -0.061%。

更为显著。¹④但当各国兑美元汇率依照当前现实情况进行变动时, 相较仅关税变动(无汇率变动)时的情况而言, 中国福利水平发生了进一步恶化, 其主要原因在于, 与人民币兑美元汇率贬值幅度相比, 其他国家货币兑美元汇率的贬值幅度相对更大。²

进一步, 本文还特别探究了汇率在此次中美两国关税变动对福利水平影响的具体作用机制。影响机制的相关分析表明: 第一, 贸易顺差国货币贬值, 不仅可以对冲关税提高对本国带来的负面效应, 对贸易伙伴国的总体福利水平也具有正面效果。第二, 当第三国也对贸易伙伴国汇率贬值时, 会削弱(甚至抵消)本国货币贬值的正向效应。故此, 由于中国对美国存在较大的贸易顺差, 人民币对美元贬值后, 此次中美两国进口关税水平的提高对两国总体福利水平的负面影响均会有所减轻; 而现实中, 由于其他大部分国家货币兑美元贬值的幅度要远大于人民币兑美元贬值的幅度, 与不考虑人民币贬值时相比, 中国福利水平的恶化程度会更为严重。此外, 本文还就汇率波动对出口的影响进行了分析, 本文的研究显示, 人民币兑美元贬值后可以提高中国的出口需求, 进而可以在一定程度上对冲美国对进口自中国的产品加征关税后对中国出口的负面影响。

本文的研究与量化分析方面的文献密切相关。近年来, 随着传统实证分析方法下研究结果对政策效果的定性判断已逐渐不能满足研究者对整体政策效果的评估需求, 有关政策效果的定量分析, 越来越受到研究者及政策制定者的关注。现有研究中, 常用于进行政策评估的量化分析方法主要有两类, 一类为传统意义上的可计算的一般均衡模型(CGE)下的量化分析方法, 另一类则为结构模型下的量化分析(Quantitative Analysis)方法。³由于结构模型下的量化分析方法相对具备更为坚实的理论微观基础(Peri, Plummer and Zhai, 2012), 对参数的依赖相对较少(郭美新等, 2018), 且某种程度上不受数据的局限(樊海潮和张丽娜, 2018), 同时也可以避免“卢卡斯批判”等挑战, 因此相对而言可以更加精确、有效的分析和预测各种政策的预期效果。这一方法也正逐渐受到国际学者的普遍采用(如 Di Giovanni, et al., 2014; Ossa, 2014; Caliendo and Parro, 2015 等)。本文便利用这一分析工具, 并具体以 2018 年以来中美两国关税及汇率的大规模变动为研究实例, 就关税及汇率的双重变化对一国福利水平的影响进行了探究。

本文的研究也与此次中美两国关税及汇率波动影响的文献紧密关联。从研究方法来看,

¹ EK (2002)完全竞争条件下, 人民币兑所有国家货币贬值 5%后, 三种关税变动情形下中国福利水平分别改善约 0.168%、0.150%及 0.005%。

² 相关说明和讨论见后文第四部分第二节。

³ 这种方法通常是利用一个设定好的完全参数化的偏好、技术、贸易成本等及外生参数来进行模拟, 故而整体研究对参数的要求相对更高(Petri et al. (2012))。例如, 郭美新等(2018)的研究指出, 即便最新的 GTAP 模型也大约有近一万三千多个参数; 并且在实际应用中, CGE 模型中的参数几乎无法准确估计。

现有研究或主要采用简约式的实证分析方法（Reduced-form Analysis）及政治经济学分析范式进行定性分析研究（如 Qiu et al., 2019; Amiti et al., 2019; Cavallo et al., 2019; Fajgelbaum et al., 2020; 余振等, 2018），或通过构建可计算的一般均衡模型，利用一般均衡数值模型系统进行定量分析（如吕越等, 2019; Li et al., 2018; 朱孟楠和曹春玉, 2019; 李春顶等, 2018, 2019）；使用结构模型下的量化分析方法进行研究的仍相对较少（如 Guo et al., 2018; 郭美新等, 2018; 及樊海潮和张丽娜, 2018; 樊海潮等, 2020）。从研究内容来看，当前大部分文献均仅考察了中美两国关税变化对福利水平的影响，有关汇率波动的作用则有所忽略。汇率作为影响国家间相对价格的重要因素，其变动会对国家间的贸易条件产生重要的影响，并进一步影响一国的整体福利水平。那么，在开放经济环境下，同时考虑关税波动后，一国货币贬值（升值），该国整体福利水平改善抑或恶化？其中存在哪些可能的影响机制？回答这些问题不仅有助于进一步理解并厘清汇率的作用机制，同时也对一国在当前全球经贸发展不确定性愈演愈烈的大环境下，如何调整及制定其货币政策和贸易与产业政策，具有相当重要的政策启示。本文重点关注了关税和汇率双重变动对中美两国和其他国家的福利影响，尤其是在此背景下人民币贬值是否会对关税提高起到对冲效果及其有关影响和作用机制，从而在一定程度上填补了现有研究空白的同时，也具有了较大的现实及政策含义。

全文剩余部分安排如下：第二部分阐述了文章的理论模型；第三部分介绍了量化分析所需的数据及主要参数的估计方法；第四部分具体以 2018 年中美两国关税及汇率大规模变动为研究实例，定量评估了不同关税及汇率变动情形下各国福利水平的变化，并就汇率影响的具体机制进行了探析。最后为全文结论及政策建议。

二、理论模型

该部分基于 Eaton and Kortum (2002) 和 Melitz (2003)，分别讨论了完全竞争和垄断竞争两类模型下，关税和汇率水平的双重变动对一国福利水平的影响及福利变化的具体衡量方式。

考虑一个由 n ($i = 1, \dots, n$) 个国家组成的经济体，模型假定只存在劳动一种要素投入，劳动供给无弹性，且在国家间不可流动。各国生产系列连续产品，用 $\omega \in [0, N]$ 表示。 L_i 和 w_i 分别代表国家 i 的劳动禀赋和工资水平。考虑两部门经济体：部门 H 生产非贸易产品；部门 D 生产可贸易的异质性产品，且由各次级部门 $s = 1, \dots, S$ 组成，假定异质性产品市场存在完全竞争与垄断竞争两种市场结构。垄断竞争条件下，假定企业需支付 $w_i f_{is}^e$ 单位的固定成本以进入次级部门 s 。零利润条件表明，企业数量 N_{is} 内生决定；且均衡条件下，企业预期利润等于其进入成本。

代表性消费者的效用函数表示如下:

$$U_j = H_j^{1-\alpha_j} \prod_{s=1}^S \left[\left[\sum_i \int_{\omega_{is} \in \Omega_{is}} q_{ijs}(\omega) \frac{\sigma_s-1}{\sigma_s} d\omega_{is} \right]^{\frac{\sigma_s}{\sigma_s-1}} \right]^{\eta_s} \quad (1)$$

其中, $\sum_{s=1}^S \eta_s = \alpha_j$ 。 α_j 代表 j 国在异质性产品上的花费占本国总花费的比例; $0 < \eta_s < 1$ 代表该国对部门 s 生产的产品花销占总花费的比例, $q_{ijs}(\omega)$ 代表 j 国对 i 国 s 部门生产的产品 ω 的需求量。求解效用最大化方程可得异质性产品部门的总体价格水平 P_j :

$$P_j = \prod_{s=1}^S P_{js}^{\frac{\eta_s}{\alpha_j}} \quad (2)$$

$$P_{js} = \left[\sum_{i=1}^n \int_{\omega_{is} \in \Omega_{is}} p_{ijs}(\omega)^{1-\sigma_s} d\omega_{is} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_s}} \quad (3)$$

式中, P_{js} 代表 j 国异质性产品部门 s 的价格指数, $p_{ijs}(\omega)$ 代表 i 国 s 部门生产的产品 ω 的价格。参照 Alvarez and Lucas (2007) 和 Dekle et al. (2007, 2008), 异质性产品部门生产的最终产品除用于消费外, 还用于生产。生产函数服从科布道格拉斯生产函数形式, 劳动与中间品的投入份额分别为 β_j 和 $1 - \beta_j$ 。那么, 企业最终产出便由劳动要素投入量、中间投入品 (异质性产品) 的投入量与企业整体生产率水平三方面决定。用 w_i 代表 i 国的工资水平, 利润最大化条件下, i 国部门 s 生产产品的边际成本即为工资水平 w_i 、异质性产品的价格 P_i 与企业生产率 φ 三者的函数。

当 j 国对从 i 国进口的产品施加进口关税或汇率发生变动后, 两国福利水平会发生怎样的变化? 下面, 本文便将分别基于完全竞争与垄断竞争两类模型对这一问题进行探讨。

(一) 完全竞争条件

用 t_{ijs} 表示 s 部门中, j 国对从 i 国进口的产品所征收的关税, e_{ij} 表示一单位 i 国货币可兑换 j 国货币的数量, 则完全竞争条件下, j 国国内消费者购买的从 i 国进口的产品价格为:

$$p_{ijs}(\omega) = \frac{e_{ij} \tau_{ijs} c_i}{\varphi} \quad (4)$$

其中, $c_i/\varphi = w_i^{\beta_i} P_i^{1-\beta_i}/\varphi$ 代表 i 国生产异质产品的边际成本, $\tau_{ijs} = 1 + t_{ijs}$ 。参照 Eaton-Kortum (2002), 假定异质性产品部门 s 中, 各企业均单独抽取生产率水平 φ , 且该生产率水平服从 Frechet 分布: $F(Z) = e^{-T_{is} z^{-\theta_s}}$ 。其中, 参数 $T_{is} > 0$ 代表分布的位置参数; θ_s 代表分布的方差, 假定各国该参数的值相等且 $\theta_s > 1$ 。此时, j 国异质性产品部门 s 的总体价格水平 P_{js} 便可改写为下式:

$$P_{js} = Y \left[\sum_{i=1}^n T_{is} \left[w_i^{\beta_i} P_i^{1-\beta_i} \tau_{ijs} e_{ij} \right]^{-\theta_s} \right]^{-\frac{1}{\theta_s}} \quad (5)$$

上式中, Y 为常数, 且仅由参数 θ_s 和 σ_s 决定。 T_{is} 反映了部门 s 的技术水平; τ_{ijs} 代表部门

s的贸易成本； e_{ij} 反映两国之间汇率。 j 国异质性产品部门的总体价格水平则可表示为：

$$P_j = \prod_{s=1}^S \frac{\alpha_j^{\frac{\eta_s}{\alpha_j}} P_{js}^{\frac{\eta_s}{\alpha_j}}}{\eta_s} = \prod_{s=1}^S \left(\frac{\alpha_j}{\eta_s} \gamma \right)^{\frac{\eta_s}{\alpha_j}} \left[\sum_{i=1}^n T_{is} \left[w_i^{\beta_i} P_i^{1-\beta_i} \tau_{ijs} e_{ij} \right]^{-\theta_s} \right]^{-\frac{\eta_s}{\alpha_j \theta_s}} \quad (6)$$

考虑到关税收入的影响， j 国居民的最终收入（即劳动附加值）可表示为： $Y_j = w_j L_j +$

$$\sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S t_{ijs} X_{ijs} \text{ 其中, } w_j L_j \text{ 代表 } j \text{ 国劳动者劳动总收入, } X_{ijs} = \frac{T_{is} \left[w_i^{\beta_i} P_i^{1-\beta_i} \tau_{ijs} e_{ij} \right]^{-\theta_s} \tau_{ijs}^{-1}}{\sum_{i'=1}^n T_{i' s} \left[w_{i'}^{\beta_{i'}} P_{i'}^{1-\beta_{i'}} \tau_{i' js} e_{ij} \right]^{-\theta_s}} \frac{\eta_s}{\alpha_j} X_j^D$$

表示*i*国*s*部门对*j*国以*j*国货币计价的总出口。相应地， j 国居民的总花费可表示为： $X_j = Y_j -$

NX_j 。 $NX_j = \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S X_{jis} e_{ij} - \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S X_{ijs}$ 表示净出口。由于异质性产品部门中生产的最终产品除了用于消费外，还会被用于异质产品生产，故而*j*国对异质性产品的总需求 X_j^D 可

表示为：

$$X_j^D = \alpha_j X_j + (1 - \beta_j) Y_j^D \quad (7)$$

相应地， i 国异质性产品部门的总产出等于：

$$Y_i^D = \sum_{s=1}^S \sum_{j=1}^n X_{ijs} e_{ji} \quad (8)$$

也就是说，此时各国的总需求和总产出等变量均以本国货币计价。

此时，异质品部门出清的均衡条件为， $X_j^D = Y_j^D + \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S t_{ijs} X_{ijs} - NX_j$ 。结合（7）

式可得出异质品部门的总需求和总产出，即异质性产品部门的总需求和总产出满足：

$$X_j^D = \frac{\alpha_j}{\beta_j} w_j L_j - \frac{\alpha_j + \beta_j - 1}{\beta_j} [NX_j - \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S t_{ijs} X_{ijs}] \quad (9)$$

$$Y_j^D = \frac{\alpha_j}{\beta_j} w_j L_j - \frac{\alpha_j - 1}{\beta_j} [NX_j - \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S t_{ijs} X_{ijs}] \quad (10)$$

至此，式（6）、（8）、（9）、（10）构成了一个由 $4n$ 个方程和 $4n$ 个未知数 (w_j, P_j, Y_j^D, X_j^D) 组成的系统。¹分别用 x' 和 \hat{x} 代表变量 x 滞前一期和滞前一期与当前期的变化值（后文简称为变化值），即： $\hat{x} = \frac{x'}{x}$ ，则上述四式可改写为^{2,3}：

$$\hat{P}_j = \prod_{s=1}^S \left[\sum_{i=1}^n \lambda_{ijs} \left[\hat{w}_i^{\beta_i} \hat{P}_i^{1-\beta_i} \hat{\tau}_{ijs} \hat{e}_{ij} \right]^{-\theta_s} \right]^{-\frac{\eta_s}{\theta_s \alpha_j}} \quad (11)$$

$$\hat{Y}_i^D = \sum_{s=1}^S \sum_{j=1}^n \frac{\gamma_{is} \xi_{ijs} \left[\hat{w}_i^{\beta_i} \hat{P}_i^{1-\beta_i} \hat{\tau}_{ijs} \hat{e}_{ij} \right]^{-\theta_s} \hat{\tau}_{ijs}^{-1}}{\sum_{i'=1}^n \lambda_{i' js} \left[\hat{w}_{i'}^{\beta_{i'}} \hat{P}_{i'}^{1-\beta_{i'}} \hat{\tau}_{i' js} \hat{e}_{i' js} \right]^{-\theta_s}} \hat{e}_{ji} \hat{X}_j^D \quad (12)$$

¹ 公式（9）和公式（10）可由 $X_j^D = \alpha_j (w_j L_j + \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S t_{ijs} X_{ijs}) + (1 - \beta_j) Y_j^D$ 和 $X_j^D = Y_j^D + \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S t_{ijs} X_{ijs} - NX_j$ 推导所得。

² 鉴于本文重点考察的是汇率波动能否就关税变化对福利水平的影响产生对冲作用，而汇率水平的外生变动设定可能更便于探究本文关注的主要问题，故此在正文的整个分析框架中，汇率始终外生给定。为了进一步增强文章结果的稳健性及文章结论的可靠性，本文也探究了放松这一汇率外生变动假定后各国福利水平的变化，本文的研究结论仍然成立。文章篇幅原因，具体讨论及量化分析结果可联系作者索取。在此，作者也特别感谢匿名审稿人指出这一点。

³ 短期来看，一般认为汇率是由利率平价条件决定的——不同国家货币供需的变化引起各国利率水平的波动，进而对汇率水平产生影响。为了简化，本文并未在理论框架中考虑货币和利率的变化。

$$\hat{X}_j^D = \frac{\alpha_j w_j L_j}{\beta_j X_j^D} \hat{w}_j - \frac{\alpha_j + \beta_j - 1}{\beta_j} \left[\frac{NX_j}{X_j^D} - \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S \frac{t_{ijs} X_{ijs}}{X_j^D} \frac{\hat{t}_{ijs} [\hat{w}_i^{\beta_i} \hat{p}_i^{1-\beta_i} \hat{\tau}_{ijs} \hat{e}_{ij}]^{-\theta_s} \hat{\tau}_{ijs}^{-1}}{\sum_{i'=1}^n \lambda_{i'js} [\hat{w}_{i'}^{\beta_{i'}} \hat{p}_{i'}^{1-\beta_{i'}} \hat{\tau}_{i'js} \hat{e}_{i'js}]^{-\theta_s}} \hat{X}_j^D \right] \quad (13)$$

$$\hat{Y}_j^D = \frac{\alpha_j w_j L_j}{\beta_j Y_j^D} \hat{w}_j - \frac{\alpha_j - 1}{\beta_j} \left[\frac{NX_j}{Y_j^D} - \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S \frac{t_{ijs} X_{ijs}}{Y_j^D} \frac{\hat{t}_{ijs} [\hat{w}_i^{\beta_i} \hat{p}_i^{1-\beta_i} \hat{\tau}_{ijs} \hat{e}_{ij}]^{-\theta_s} \hat{\tau}_{ijs}^{-1}}{\sum_{i'=1}^n \lambda_{i'js} [\hat{w}_{i'}^{\beta_{i'}} \hat{p}_{i'}^{1-\beta_{i'}} \hat{\tau}_{i'js} \hat{e}_{i'js}]^{-\theta_s}} \hat{X}_j^D \right] \quad (14)$$

其中, $\lambda_{ijs} = \frac{\tau_{ijs} X_{ijs}}{\sum_{i'=1}^n \tau_{i'js} X_{i'js}}$; $\xi_{ijs} = \frac{e_{ji} X_{ijs}}{\sum_{i'=1}^n e_{ji} X_{i'js}}$; $\gamma_{ijs} = \frac{\sum_{j'=1}^n e_{ji} X_{i'js}}{\sum_{s'=1}^S \sum_{j'=1}^n e_{ji} X_{i'js}}$ 。

参照 Hsieh and Ossa (2016), 给定双边贸易值与参数 α_j 、 β_j 、 θ_s 和 η_s 的值后, 将一国总体价格水平标准化为 1, 结合方程 (11) - (14) 便可求得, 一国进口关税以及汇率变化所带来的, 各国相对工资与价格的变化值。¹同 Eaton and Kortum (2002) 的设定类似, 本文用一国实际花费水平来代表该国的福利水平, 即各国名义花费与该国的消费者价格指数之比:

$$W_j = \frac{X_j}{w_j^{1-\alpha_j} P_j^{\alpha_j}} \quad (15)$$

对式 (6) 求全微分得:

$$\frac{\Delta P_j}{P_j} \approx \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S \frac{\tau_{ijs} X_{ijs}}{\sum_{s'=1}^S \sum_{i'=1}^n \tau_{i'js} X_{i'js'}} \left[\beta_i \frac{\Delta w_i}{w_i} + (1 - \beta_i) \frac{\Delta P_i}{P_i} + \frac{\Delta e_{ij}}{e_{ij}} + \frac{\Delta \tau_{ijs}}{\tau_{ijs}} \right] \quad (16)$$

因此, 给定关税和汇率变化对一国总体价格指数 P_j 的影响, 便可易得对福利水平的影响。进一步对福利变化做结构性分解, 可得:

$$\frac{\Delta W_j}{W_j} \approx \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S \left[\frac{e_{ij} X_{jis}}{X_j} \frac{\Delta c_j}{c_j} - \frac{X_{ijs}}{X_j} \left(\frac{\Delta c_i}{c_i} + \frac{\Delta e_{ij}}{e_{ij}} \right) \right] + \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S \frac{t_{ijs} X_{ijs}}{X_j} \left[\frac{\Delta X_{ijs}}{X_{ijs}} - \left(\frac{\Delta c_i}{c_i} + \frac{\Delta e_{ij}}{e_{ij}} \right) \right] \quad (17)$$

不难发现, 完全竞争条件下, 关税和汇率变化对一国福利变化的影响可以分解为两部分:

第一项 $\sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S \left[\frac{e_{ij} X_{jis}}{X_j} \frac{\Delta c_j}{c_j} - \frac{X_{ijs}}{X_j} \left(\frac{\Delta c_i}{c_i} + \frac{\Delta e_{ij}}{e_{ij}} \right) \right]$ 代表贸易条件效应, 它刻画了关税和汇率水平的双重变动对一国贸易条件的影响, 且通常可以用一国出口价格指数与进口价格指数之比来表示。由于这一价格指数为外部价格指数, 即剔除关税价格后的价格指数; 同时产品溢价 (即 markup) 是不变的, 因此相对价格变化便可以该国本币计价的出口产品单位成本的相对变化值 ($\Delta c_j/c_j$) 与同样以该国本币计价的进口产品单位成本的相对变化值 ($\Delta c_i/c_i + \Delta e_{ij}/e_{ij}$) 之差来表示。且其大小与正负与该国的以本币计价的进出口额占总花费份额 ($\frac{X_{ijs}}{X_j}$ 与 $\frac{e_{ij} X_{jis}}{X_j}$) 的相对大小密切相关。

进一步对贸易条件效应的表达式进行数学变化可得: $\sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S \left[\frac{e_{ij} X_{jis}}{X_j} \frac{\Delta c_j}{c_j} - \frac{X_{ijs}}{X_j} \frac{\Delta c_i}{c_i} - \frac{X_{ijs}}{X_j} \frac{\Delta e_{ij}}{e_{ij}} \right]$ 。当不考虑汇率变化时 ($\frac{\Delta e_{ij}}{e_{ij}} = 0$), 一方面, j 国对进口自 i 国的产品加征进口关税

¹ 详细证明见 Alvarez and Lucas (2007)。

会降低世界市场对*i*国产品的需求，而*i*国产品的需求降低会降低对*i*国劳动力的需求，进而使得*i*国工资和生产成本下降（ $\Delta c_i/c_i < 0$ ）。另一方面，*j*国对进口自*i*国的产品加征进口关税会提高世界市场对*j*国产品的需求，进而会通过提高*j*国工资及生产成本，提高*j*国出口价格指数（ $\Delta c_j/c_j > 0$ ），从而改善*j*国（本国）贸易条件，恶化*i*国（外国）贸易条件。¹

接下来考虑加入汇率变化。当*i*国兑*j*国货币汇率发生贬值（即*j*国兑*i*国货币汇率升值： $\Delta e_{ij}/e_{ij} < 0$ ）后，*i*国出口产品变得相对更为便宜，此时世界市场上对*i*国产品的相对需求增加，同时对*j*国产品的相对需求减少。这会进一步减弱由于*j*国对进口自*i*国的产品加征关税所引起得 $\Delta c_i/c_i$ 下降和 $\Delta c_j/c_j$ 上升。因此，对*j*国而言， $\sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S [\frac{e_{ij}X_{jis}}{X_j} \frac{\Delta c_j}{c_j} - \frac{X_{ijs}}{X_j} \frac{\Delta c_i}{c_i}]$ 变小。考虑到 $\Delta e_{ij}/e_{ij} < 0$ ， $\sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S [-\frac{X_{ijs}}{X_j} \frac{\Delta e_{ij}}{e_{ij}}]$ 为正。当 X_{ijs} 比较大得时候（即进口产品比较多，*j*国是贸易逆差国时）， $\sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S [-\frac{X_{ijs}}{X_j} \frac{\Delta e_{ij}}{e_{ij}}]$ 的正向变化会大于 $\sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S [\frac{e_{ij}X_{jis}}{X_j} \frac{\Delta c_j}{c_j} - \frac{X_{ijs}}{X_j} \frac{\Delta c_i}{c_i}]$ 的减少，因此*j*国贸易条件便会进一步有所改善。

那么，*i*国（即贸易顺差国）贸易条件又会发生怎样的变化呢？类似地，可以写出*i*国贸易条件效应的表达式： $\sum_{j=1}^n \sum_{s=1}^S [\frac{e_{ji}X_{jis}}{X_i} \frac{\Delta c_i}{c_i} - \frac{X_{jis}}{X_i} \frac{\Delta c_j}{c_j} - \frac{X_{jis}}{X_i} \frac{\Delta e_{ji}}{e_{ji}}]$ 。当*i*国兑*j*国货币汇率发生贬值（ $\Delta e_{ji}/e_{ji} > 0$ ）后，对*i*国而言， $\sum_{j=1}^n \sum_{s=1}^S [\frac{e_{ji}X_{jis}}{X_i} \frac{\Delta c_i}{c_i} - \frac{X_{jis}}{X_i} \frac{\Delta c_j}{c_j}]$ 会有所增加；此时 $\Delta e_{ji}/e_{ji} > 0$ ， $\sum_{j=1}^n \sum_{s=1}^S [-\frac{X_{jis}}{X_i} \frac{\Delta e_{ji}}{e_{ji}}]$ 为负。当 X_{jis} 比较小时（即*i*国进口相对较少，*i*国是贸易顺差国时）， $\sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S [-\frac{X_{jis}}{X_i} \frac{\Delta e_{ji}}{e_{ji}}]$ 的正向变化小于 $\sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S [\frac{e_{ij}X_{jis}}{X_i} \frac{\Delta c_j}{c_j} - \frac{X_{ijs}}{X_i} \frac{\Delta c_i}{c_i}]$ 的增加，*i*国贸易条件便会有所改善。换句话说，贸易顺差国货币贬值后，两国贸易条件均会改善。

类似地，第二项 $\sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S \frac{t_{ijs}X_{ijs}}{X_j} \left[\frac{\Delta X_{ijs}}{X_{ijs}} - \left(\frac{\Delta c_i}{c_i} + \frac{\Delta e_{ij}}{e_{ij}} \right) \right]$ 代表关税收入效应，它刻画了由于关税和汇率变化所引起的进口量的变化对该国关税收入的影响，即以关税收入份额 $(\frac{t_{ijs}X_{ijs}}{X_j})$ 为权重求得的进口量变化的加总值（即剔除进口价格变化影响后的进口贸易额变化的加总值）。²同样地，汇率变动（ $\Delta e_{ij}/e_{ij}$ ）可以通过影响不同货币之间的兑换比率来影响本国以本币计价的进口产品价格（ $\Delta c_i/c_i + \Delta e_{ij}/e_{ij}$ ），进而对以本国货币计价的关税收入效应产生影响。价格变化对进口量的变化的影响在很大程度上取决于产品替代弹性的大小。因此，关税收入效应的大小，与进口产品的替代弹性大小紧密相关。*j*国对进口自*i*国的产品加征进口

¹ 此处考虑*j*国为大国，加征进口关税会对世界市场的产品需求产生大幅度影响。

² 由于进口贸易额的变化可以被分解为进口价格的变化和进口贸易量的变化两个部分，因此剔除价格变化后的进口贸易额变化即指进口贸易量的变化。

关税, 会降低世界市场对*i*国产品的需求。加入汇率变化后, 当*i*国兑*j*国货币汇率发生贬值, *i*国出口产品变得相对更为便宜, 这会增加世界市场对*i*国产品的需求, 进而削弱关税变化对关税收入的影响。

(二) 垄断竞争条件

该部分基于修改后的 Melitz (2003)模型, 具体分析垄断竞争市场结构下关税和汇率变化对各国福利水平的影响。

假定*i*国任一企业在支付固定进入成本 $w_i f_{is}^e$ 后, 便可随机抽取服从帕累托分布为 $G_{is}(\varphi) = 1 - \left[\frac{b_{is}}{\varphi}\right]^{\theta_s}$ 的生产率水平 φ 并进入行业*s*, $b_{is} > 0$ 代表帕累托分布的位置参数; $\theta_s > \sigma_s - 1$ 为分布的形状参数。¹ *i*国行业*s*的企业向*j*国出口面临冰川成本 τ_{ijs} 以及固定成本 $w_i f_{ijs}$, 只有生产率大于临界出口生产率 $\varphi_{ijs}^* = \frac{\sigma_s}{\sigma_s - 1} \frac{\tau_{ijs} e_{ij} w_i^{\beta_i} P_i^{1-\beta_i}}{P_{js}} \left[\frac{\alpha_j \sigma_s \tau_{ijs} e_{ij} w_i f_{ijs}}{\eta_s X_j^D} \right]^{\frac{1}{\sigma_s - 1}}$ 的企业才能生产并向*j*国出口产品。此时, *j*国异质性产品部门*s*的总体价格指数满足 $P_{js} = \left[\sum_{i=1}^n N_{is} \left[\frac{b_{is}}{\varphi_{ijs}^*} \right]^{\theta_s} p_{ijs} (\tilde{\varphi}_{ijs})^{1-\sigma_s} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_s}}$ 。因此, *j*国异质性产品部门的总体价格水平满足: $P_j = \prod_{s=1}^S \frac{\alpha_j^{\frac{\eta_s}{\alpha_j}} P_{js}^{\frac{\eta_s}{\alpha_j}}}{\eta_s} = \prod_{s=1}^S \frac{\alpha_j^{\frac{\eta_s}{\alpha_j}} \left[\sum_{i=1}^n \frac{\theta_s}{\theta_s - \sigma_s + 1} b_{is}^{\theta_s} N_{is} \left[\frac{\alpha_j \sigma_s \tau_{ijs} e_{ij} w_i f_{ijs}}{\eta_s X_j^D} \right]^{\frac{\sigma_s - 1 - \theta_s}{\sigma_s - 1}} \left[\frac{\sigma_s}{\sigma_s - 1} w_i^{\beta_i} P_i^{1-\beta_i} e_{ij} \tau_{ijs} \right]^{-\theta_s} \right]^{\frac{\eta_s}{\alpha_j \theta_s}}}{\eta_s} \quad (18)$

N_{is} 表示行业*s*内潜在的企业数量, 企业自由进入条件意味着企业进入市场后的总预期利润等于其进入成本:

$$w_i f_{is}^e N_{is} = N_{is} E[\pi_{is}(\varphi)] = \frac{\sigma_s - 1}{\sigma_s \theta_s} \sum_{j=1}^n e_{ji} X_{ijs} \quad (19)$$

其中, $X_{ijs} = \frac{b_{is}^{\theta_s} N_{is} [w_i^{\beta_i} P_i^{1-\beta_i} e_{ij} \tau_{ijs}]^{-\theta_s} [\tau_{ijs} e_{ij} w_i f_{ijs}]^{\frac{\sigma_s - 1 - \theta_s}{\sigma_s - 1}} \tau_{ijs}^{-1} \eta_s X_j^D}{\sum_{i'=1}^n b_{i's}^{\theta_s} N_{i's} [w_{i'}^{\beta_{i'}} P_{i'}^{1-\beta_{i'}} e_{i'j} \tau_{i'js}]^{-\theta_s} [\tau_{i'js} e_{i'j} w_{i'} f_{i'js}]^{\frac{\sigma_s - 1 - \theta_s}{\sigma_s - 1}} \alpha_j}$ 。

异质性产品部门的总产出 Y_i^D 等于其总出口加上国内销售, 故而有:

$$Y_i^D = \sum_{s=1}^S \sum_{j=1}^n e_{ji} X_{ijs} = \sum_{s=1}^S \frac{\sigma_s \theta_s}{\sigma_s - 1} w_i f_{is}^e N_{is} \quad (20)$$

同完全竞争条件下的分析类似, 此时方程 (9)、(10)、(18)、(19) 和 (20) 便构成了一个由 $n(S+4)$ 个方程和 $n(S+4)$ 的未知数(w_j 、 P_j 、 N_{js} 、 Y_j^D 、 X_j^D)组成的系统; 且可改写为:

¹ 本文假定各国形状参数相同。Arkolakis et al. (2012) (后文简称 ACR, 2012) 证明帕累托分布的位置参数反映了负的“贸易弹性”, 其值等于完全竞争条件下 Frechet 分布的参数 θ 的值。

$$\hat{P}_j = \Pi_{s=1}^S \left[\sum_{i=1}^n \lambda_{ijs} \hat{N}_{is} \left[\hat{w}_i^{\beta_i} \hat{p}_i^{1-\beta_i} \hat{e}_{ij} \hat{\tau}_{ijs} \right]^{-\theta_s} \left[\frac{\hat{\tau}_{ijs} \hat{e}_{ij} \hat{w}_i}{\hat{X}_j^D} \right]^{\frac{\sigma_s-1-\theta_s}{\sigma_s-1}} \right]^{-\frac{\eta_s}{\theta_s \alpha_j}} \quad (21)$$

$$\hat{w}_i = \sum_{j=1}^n \frac{\xi_{ijs} \hat{N}_{is} \left[\hat{w}_i^{\beta_i} \hat{p}_i^{1-\beta_i} \hat{e}_{ij} \hat{\tau}_{ijs} \right]^{-\theta_s} \left[\hat{\tau}_{ijs} \hat{e}_{ij} \hat{w}_i \right]^{\frac{\sigma_s-1-\theta_s}{\sigma_s-1}} \hat{\tau}_{ijs}^{-1}}{\sum_{i'=1}^n \lambda_{i'js} \hat{N}_{i's} \left[\hat{w}_{i'}^{\beta_{i'}} \hat{p}_{i'}^{1-\beta_{i'}} \hat{e}_{i'j} \hat{\tau}_{i'js} \right]^{-\theta_s} \left[\hat{\tau}_{i'js} \hat{e}_{i'j} \hat{w}_{i'} \right]^{\frac{\sigma_s-1-\theta_s}{\sigma_s-1}}} \hat{e}_{ji} \hat{X}_j^D \quad (22)$$

$$\hat{Y}_i^D = \sum_{s=1}^S \gamma_{is} \hat{w}_i \hat{N}_{is} \quad (23)$$

$$\hat{Y}_j^D = \frac{\alpha_j w_j L_j}{\beta_j Y_j^D} \hat{w}_j - \frac{\alpha_j - 1}{\beta_j} \left[\frac{N X_j}{Y_j^D} - \right.$$

$$\left. \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S \frac{t_{ijs} X_{ijs}}{Y_j^D} \frac{\hat{\tau}_{ijs} \hat{N}_{is} \left[\hat{w}_i^{\beta_i} \hat{p}_i^{1-\beta_i} \hat{e}_{ij} \hat{\tau}_{ijs} \right]^{-\theta_s} \left[\hat{\tau}_{ijs} \hat{e}_{ij} \hat{w}_i \right]^{\frac{\sigma_s-1-\theta_s}{\sigma_s-1}} \hat{\tau}_{ijs}^{-1}}{\sum_{i'=1}^n \lambda_{i'js} \hat{N}_{i's} \left[\hat{w}_{i'}^{\beta_{i'}} \hat{p}_{i'}^{1-\beta_{i'}} \hat{e}_{i'j} \hat{\tau}_{i'js} \right]^{-\theta_s} \left[\hat{\tau}_{i'js} \hat{e}_{i'j} \hat{w}_{i'} \right]^{\frac{\sigma_s-1-\theta_s}{\sigma_s-1}}} \hat{X}_j^D \right] \quad (24)$$

$$\hat{X}_j^D = \frac{\alpha_j w_j L_j}{\beta_j X_j^D} \hat{w}_j - \frac{\alpha_j + \beta_j - 1}{\beta_j} \left[\frac{N X_j}{X_j^D} - \right.$$

$$\left. \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S \frac{t_{ijs} X_{ijs}}{X_j^D} \frac{\hat{\tau}_{ijs} \hat{N}_{is} \left[\hat{w}_i^{\beta_i} \hat{p}_i^{1-\beta_i} \hat{e}_{ij} \hat{\tau}_{ijs} \right]^{-\theta_s} \left[\hat{\tau}_{ijs} \hat{e}_{ij} \hat{w}_i \right]^{\frac{\sigma_s-1-\theta_s}{\sigma_s-1}} \hat{\tau}_{ijs}^{-1}}{\sum_{i'=1}^n \lambda_{i'js} \hat{N}_{i's} \left[\hat{w}_{i'}^{\beta_{i'}} \hat{p}_{i'}^{1-\beta_{i'}} \hat{e}_{i'j} \hat{\tau}_{i'js} \right]^{-\theta_s} \left[\hat{\tau}_{i'js} \hat{e}_{i'j} \hat{w}_{i'} \right]^{\frac{\sigma_s-1-\theta_s}{\sigma_s-1}}} \hat{X}_j^D \right] \quad (25)$$

对式 (18) 做全微分得:

$$\frac{\Delta P_j}{P_j} \approx \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S \frac{\eta_s}{\alpha_j} \lambda_{ijs} \left[\frac{\Delta c_i}{c_i} + \frac{\Delta \tau_{ijs}}{\tau_{ijs}} + \frac{\Delta e_{ij}}{e_{ij}} - \frac{\sigma_s - 1 - \theta_s}{(\sigma_s - 1) \theta_s} \left[\frac{\Delta w_i}{w_i} + \frac{\Delta \tau_{ijs}}{\tau_{ijs}} - \frac{\Delta X_j^D}{X_j^D} \right] - \frac{1}{\theta_s} \frac{\Delta N_{is}}{N_{is}} \right] \quad (26)$$

与完全竞争条件下的结果 (式 (16)) 相比, 上式额外多出两项: $\frac{\sigma_s - 1 - \theta_s}{(\sigma_s - 1) \theta_s} \left[\frac{\Delta w_i}{w_i} + \frac{\Delta \tau_{ijs}}{\tau_{ijs}} - \frac{\Delta X_j^D}{X_j^D} \right]$ 和 $\frac{1}{\theta_s} \frac{\Delta N_{is}}{N_{is}}$ 。前者刻画了 i 国出口至 j 国的出口临界生产率水平 φ_{ijs}^* 的变化对 j 国总体价格水平 P_j 及福利水平的影响。由 Axtell (2001) 可知, $\frac{\theta_s}{(\sigma_s - 1)}$ 渐近于 1, 因此该项值可近视为 0。¹ 故此, P_j 可

线性近似为:

$$\frac{\Delta P_j}{P_j} \approx \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S \frac{\tau_{ijs} X_{ijs}}{\sum_{i'=1}^n \sum_{s'=1}^S \tau_{i'js'} X_{i'js'}} \left[\frac{\Delta c_i}{c_i} + \frac{\Delta \tau_{ijs}}{\tau_{ijs}} + \frac{\Delta e_{ij}}{e_{ij}} - \frac{1}{\theta_s} \frac{\Delta N_{is}}{N_{is}} \right] \quad (27)$$

类似地, 对以真实花费衡量的福利水平 ($W_j = \frac{X_j}{1 - \alpha_j P_j^{\alpha_j}}$) 进行结构式分解可得:

$$\frac{\Delta W_j}{W_j} \approx \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S \left[\frac{e_{ij} X_{jis}}{X_j} \frac{\Delta c_j}{c_j} - \frac{X_{ijs}}{X_j} \left(\frac{\Delta c_i}{c_i} + \frac{\Delta e_{ij}}{e_{ij}} \right) \right] + \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S \frac{t_{ijs} X_{ijs}}{X_j} \left[\frac{\Delta X_{ijs}}{X_{ijs}} - \left(\frac{\Delta c_i}{c_i} + \frac{\Delta e_{ij}}{e_{ij}} \right) \right] + \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S \left[\frac{\tau_{ijs} X_{ijs}}{X_j} \frac{\Delta N_{is}}{\theta_s N_{is}} \right] \quad (28)$$

与完全竞争条件 (式 (17)) 下的结果对比: 垄断竞争条件且允许企业自由进入时, 关税和汇率变化引起的一国福利水平变化可分解为三项。1) 前两项为贸易条件效应与关税收入效应, 且与完全竞争条件下的表达式完全一致。也就是说, 完全竞争条件下影响福利水平

¹ 即便保留该项, 各类情况下该项对总体福利效应的影响也均小于 10^{-5} ; 即与其他项相比, 该项非常小, 基本可计为零。

变化的有关机制在该条件下同样适用。2) 第三项 ($\sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S \frac{\tau_{ijs} X_{ijs}}{X_j} \frac{\Delta N_{is}}{\theta_s N_{is}}$) 为企业数量效应, 刻画了行业间潜在的企业数量变化对消费者福利的影响: 随着关税和汇率的变化, 某一行业潜在企业数量增多的同时, 相应存在别的行业潜在企业数量的减少。而这一行业间潜在企业数量的调整对总体福利变化的影响可正可负 (ACR, 2012)。

综上, 完全竞争下, 关税以及汇率的变化对各国福利水平的影响可分解为贸易条件效应和关税收入效应两部分; 垄断竞争条件下, 则可分解为贸易条件效应、关税收入效应与企业进退效应三部分。

三、数据来源及指标介绍

2018 年以来, 中美两国爆发了大规模的贸易摩擦, 两国在进口关税及汇率水平两方面均呈现出大幅度的波动。截至 2019 年 10 月, 中美两国已经公布了五批互相对对方国家加征关税产品清单, 基本涉及两国进口自对方国家所有行业下的产品。同一时期, 人民币对美元汇率呈现大幅贬值, 贬值幅度高达 13%。¹接下来, 本文便以此为例, 分析关税及汇率的双重波动对一国福利水平的影响。便于分析, 本文首先参照 Alvera and Lucas (2007) 将整个世界分为中国、美国、日本、英国等 14 个国家和非洲、其他亚洲国家、其他欧洲国家等 4 个地区, 共计 18 个国家 (及地区); 并将农业、采矿业和制造业视为可贸易部门 (包括农林渔牧业、纺织业、化学工业等共计 21 类行业) 其余部门视为不可贸易部门。²根据理论模型, 除行业层面的贸易额 X_{ijs} 、行业层面的进口关税 τ_{ijs} 及国家层面的汇率数据 e_{ij} 外, 只需要估计并得到几个核心参数 (α_j 、 β_j 、 θ_s 和 σ_s) 的值, 便可利用前述构建的一般均衡分析框架, 量化评估出此次中美两国关税及汇率的双重变动对两国及世界其他国家福利水平的影响。该部分便将对文章所需的几个核心指标及参数的具体构建方式进行说明与介绍。

(一) 核心参数估计 (α_j 、 β_j 、 θ_s 和 σ_s)

考虑到本文量化分析所需的核心参数仅有四个, 并且现有文献中已有对这几个参数较为完备的赋值设定, 故而我们主要参考已有经典文献来确定有关参数的具体值。换句话说, 本文核心参数的赋值设定及相关估计方法主要来源于文献, 具体如下。³

¹ 2018 年 4 月, 人民币对美元汇率为 6.27; 2019 年 10 月, 人民币对美元汇率则为 7.08。

² 这 18 个国家或地区分别为: 阿根廷、澳大利亚、巴西、加拿大、中国、法国、德国、意大利、日本、墨西哥、印度、西班牙、英国、美国、非洲以及其他亚洲地区、其他欧洲地区和其他拉美地区。

³ 鉴于本文主要在 Eaton and Kortum (2002) (完全竞争) 及 Melitz (2003) (垄断竞争) 两类理论模型的基础上融入汇率因素来搭建文章一般均衡分析所需的理论框架; 而这两类模型在国际贸易研究中已被国内外学者较为广泛地接受, 并且不少研究表明, 尽管这两类模型各有优缺点, 但均在一定程度上较好地解释了现实数据 (如 Helpman et al., 2008; Eaton et al., 2011; Bernard et al., 2012 等)。故此, 本文也并未就这两类模型对现实数据的较准做更多分析。为了进一步增强理论模型与现实数据的联系, 本文进一步补充了

联合国常用数据库（1993）（United Nations Common Database, 1993）汇报的结果显示，OECD 国家对可贸易部门的花费份额约为 0.3-0.5，且低于欠发达国家。DEK（2008）的研究表明，发达国家在异质性产品总花费份额的平均值为 0.29，发展中国家在异质性产品的花费份额平均值则为 0.38。OECD 国家的投入产出表数据（1990）汇报的结果显示，OECD 国家对可贸易部门的花费份额约为 0.28。参照前述研究，同时考虑到发达国家和发展中国家的差异性，本文在研究中令发达国家的 $\alpha = 0.3$ ，发展中国家的 $\alpha = 0.5$ 。类似地，参照 Dekle et al. (2007, 2008)，本文使用联合国工业发展组织（United Nations Industrial Development Organization, 2006）中的制造业增加值和总产出数据计算得到各国制造业增加值占制造业总产出的份额 $\beta = 0.312$ 。¹

Broda and Weinstein (2006)详细估计了 HS10 分位层面的产品替代弹性。鉴于不少学者在研究中均采用这一数据（如：Fanet al., 2018; 樊海潮和郭光远, 2015; ACR, 2012; Autor et al., 2013 等），本文在量化分析过程中也沿用这一数据，并将其在本文研究用 21 类行业层面取均值，进而求得各行业层面的替代弹性 σ_s 。理论研究表明，同一行业内的企业销售额服从形状参数为 $\theta_s/(\sigma_s - 1)$ 的帕累托分布。通过参照 Helpman et al. (2004)的方法，将企业销售额排名的对数值对企业销售额的对数值做回归，同时利用估计得到得各行业替代弹性数值 σ_s ，便可求得贸易弹性 θ_s 。²与 Axtell (2001)的结果类似，本文计算求得的各部门 $\theta_s/(\sigma_s - 1)$ 值也近似为 1。

（二）计算贸易矩阵、进口关税水平及汇率变动矩阵

接下来介绍行业层面的进口关税 τ_{ijs} 、贸易矩阵 X_{ijs} 以及汇率变动矩阵 \hat{e}_{ij} 的具体计算及构建方法。

①行业层面的进口关税 τ_{ijs} 。首先，从 WITS-TRAINS 数据库可以下载得到各国 HS8 分位层面的关税数据。之后，通过计算各国关税数据在 HS6 分位的均值，同时利用 HS6 分位与 21 类行业的转换码，便可求得初始状态下，各国（地区）各行业的平均增加值关税 τ_{ijs} 。其中，下标 i 代表进口国， j 代表进口国的贸易伙伴国， s 代表行业。由于当前所能获取的最

通过利用现实数据对部分参数进行估算后，重新就关税及汇率变化对各国福利水平影响进行定量评估的结果。使用新参数进行量化分析的结果，同样进一步支撑了文章的基本结论，从而一定程度上进一步提高了文章结果的可信度。文章篇幅的考量，感兴趣的读者可联系作者索取相关讨论及结果。

¹ 利用 1996-1999 年间的 BEA 投入产出表数据，计算得出的制造业部门的增加值占该部门总产出的份额为 $\beta = 0.38$ ；UNIDO 显示，平均而言，1998 年世界制造业部门的增加值占总产出的份额也为 0.38。为了进一步检验文章结果的稳健性，使用这一参数进行量化分析的结果，同样未改变文章的研究结论。

² 事实上，大量文献研究表明，有关贸易弹性及行业替代弹性的参数估计值具有较大的一致性（如 Anderson and van Wincoop, 2003; Simonovska and Waugh, 2014; Caliendo et al, 2019 等）。此外，Hsieh and Klenow (2009)及 Acemoglu et al. (2018)也在研究中直接沿用了 Broda and Weinstein (2006)的参数设定进行分析。

近年份的数据为 2017 年的数据, 本文以 2017 年的关税水平作为贸易摩擦爆发前的初始关税水平。¹ 鉴于此次贸易摩擦为双边贸易摩擦, 因此两国对世界其他国家各行业产品征收的关税仍为初始年份 (2017 年) 的关税水平。

② 行业层面的贸易矩阵 X_{ijs} 。行业层面贸易矩阵的构建方法如下: 首先根据式 $X_j^D = \frac{\alpha_j}{\beta_j} [Y_j - \frac{\alpha_j + \beta_j - 1}{\alpha_j} NX_j + \frac{\beta_j - 1}{\alpha_j} \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^S t_{ijs} X_{ijs}]$ 可计算得出各国异质性部门的总花费。之后, 通过各行业花费份额与所有行业总花费数据相乘, 便可求得各异质性产品部门的花费额。最后, 用行业花费额减去行业进口总额便可求得各国对内贸易数据 (X_{iis}), 进而构建得各国各行业层面的贸易矩阵 X_{ijs} 。各国贸易数据来源于 CEPII-BACI 数据库, 各国 GDP 等国别特征数据, 则主要来源于世界银行 WDI 数据库。CEPII-BACI 数据库汇报了各国 HS8 分位层面的进出口贸易数据, 通过将 HS8 分位层面的数据在 HS6 分位层面进行加总, 并进一步加总至本文研究用各 21 类行业, 便可求得各国各行业的贸易额。

③ 国别层面的汇率变动矩阵 \hat{e}_{ij} 。鉴于本文分析中所能获得的最近年份的贸易数据与关税数据均为 2017 年的数据, 同时考虑到此次贸易摩擦的演进历程, 在构建汇率变动矩阵时, 本文以贸易摩擦爆发前 2017 年 12 月各国汇率水平作为初始汇率水平。各国月度层面汇率数据来源于中国国家外汇管理局。特别地, 本文主要考虑了以下三种汇率变动情形: ① 各国汇率水平未发生变化 ($\Delta e_{ij} = 0$); ② 人民币仅对美元汇率贬值 5% ($e'_{ac} = e_{ac} \times 105\%$); ③ 以及人民币对所有货币汇率贬值 5% ($e'_{jc} = e_{jc} \times 105\%$)。同时本文还就现实情况下人民币对各国汇率水平的变动进行了考量。具体而言, 本文以第三轮贸易清单正式实施时 2019 年 9 月的汇率水平作为此次贸易摩擦爆发后的汇率水平 (e'_{ij}), 通过将其与贸易摩擦爆发前的初始汇率水平值 (e_{ij}) 做比即可得到现实情况下的汇率变动 ($\hat{e}_{ij} = e'_{ij}/e_{ij}$)。类似地, 可构建得各情况下对应的汇率变动矩阵 \hat{e}_{ij} 。²

四、结果分析

该部分基于前述理论模型, 量化评估了①美国单方面对中国部分行业产品加征进口关税;

¹ 单边情形下, 当美国 (a) 单方面对进口自中国 (c) 某一行业 (s) 的产品加征 25% 的进口关税后, 该行业的产品关税水平变为 ($\tau_{acs} + 25\%$); 类似地, 中国进行反击后, 相应行业 s' 的进口关税水平变为 ($\tau_{cas'} + 25\%$)。

² 当本文以 2018 年 3 月美国对进口自中国的钢铁及铝产品加征关税时的汇率水平来作为贸易摩擦爆发前的汇率水平时, 正文结论依然成立。在整个样本研究期间, 由于政局动荡等其他因素, 阿根廷兑美元汇率发生了极大波动 (兑美元汇率约贬值 2.99 倍), 为了进一步排除由于异端值等问题对模型结果产生的影响, 本文在研究中使用同属于南美洲且贸易开放程度同阿根廷高度类似的巴西国家巴西比索对美元汇率变化值来代替阿根廷比索兑美元汇率的变化值。事实上, 鉴于阿根廷经济的体量相对较小, 这一变化不会对模型的基本结果产生影响。非洲、其他欧洲地区等四个地区的汇率变动值则分别选取该地区贸易规模最大的国家汇率变动值来表征该地区的汇率变动。

②双方依照公布的产品名单对部分行业产品加征关税；③两国对进口自对方国家的所有商品均加征关税，三种关税变动情形下，中美两国及世界其他国家福利水平的变化；每种情况下，本文还分别评估了人民币汇率不同变化后，中美两国及世界其他国家福利水平的变化。

（一）基本结果分析

首先，根据当前中美两国已经公布且实施的对方国家加征关税产品清单，本文将各批次清单下的产品按照其所属行业对应整理至本文研究用数据所划分的 21 类行业层面。整理发现，此次贸易摩擦初期，特别是第一批关税清单下(两国对进口自对方国家约 360 亿美元的产品加征 25%的进口关税)，两国对对方国家加征关税产品所属行业具有十分明显的个别行业倾向；而随着此次贸易摩擦的逐步升级，两国对对方国家加征关税产品则基本覆盖了所有行业。¹故此，本文在后续量化分析过程中，分别考虑了①美国按照其第一批公布的清单单方面对中国部分产品加征 25%进口关税（单边情形）；②中国依照其第一批公布的关税清单对美国进行反击于部分行业加征 25%的关税（双边情形）；③两国按照第二至五批关税清单，对进口自对方国家的所有商品均加征 25%的进口关税（全面升级）三类关税变化情形下，中美两国及世界其他国家福利水平的变化。进一步，综合考虑关税变化及人民币汇率贬值的不同情况后，两国及世界其他国家的福利水平又会发生怎样的改变？接下来，本文便将分别在上述三类关税变动情形下，就人民币仅兑美元贬值 5%、人民币兑所有货币贬值 5% 两类汇率变化情境进行分析。²

表 1 不同汇率变动下福利水平变化（单边情形）

		(1)	(2)	(3)	(4)
		福利效应	福利效应分解		
			贸易条件	关税收入	企业数量
Panel A: 完全竞争模型					
无汇率	中国	-0.24%	-0.18%	-0.06%	—
	美国	-0.06%	0.05%	-0.11%	—

¹《管理世界》网络发行版附图 A2 刻画了截至目前，此次贸易摩擦各批次加征关税清单项下，中美两国对对方国家加征关税产品清单中各行业囊括的 HS8 分位产品数目。⁴根据图示不难发现，在第一批关税清单下，中国对美国加征关税行业主要倾向于第一、六、七、十七类等包括农林牧渔业、食品制造及烟草加工业、纺织业及交通运输设备制造业等行业在内的总计四大类行业；而美国加征关税行业则主要倾向于第十二类化学工业、第十三类非金属矿物制品业、第十七类交通运输设备制造业、第十九类通信设备电子计算机及其他电子设备制造业等总计七大类行业。而第二至五批关税清单下，两国对对方国家加征关税的产品则基本覆盖了全部二十一类国民经济行业分类产品。特别地，由于截至 2019 年 9 月，中美两国已经公布并且实施了五批互相对对方国家加征关税产品清单，而第四轮关税清单仅在第一批关税清单基础上提高了关税税率，但并未对整体产品数目进行较大的调整，因此本文仅刻画了第一批、第二批、第三批以及第五批，总计四批加征关税清单项下各行业囊括的产品数目。

² 考虑到文章结果的稳健性，本文也讨论了人民币兑美元贬值 10% 和 15% 的情况下中美两国及世界其他国家福利水平的变化，结果仍未改变本文的基本结论（详细内容参见《管理世界》网络发行版附录 A）。

	其他国家	0.03%	0.02%	0.01%	—
对美元贬值 5%	中国	-0.17%	-0.13%	-0.05%	—
	美国	0.02%	0.13%	-0.11%	—
	其他国家	0.01%	0.01%	0.00%	—
对所有货币 贬值 5%	中国	0.17%	0.24%	-0.08%	—
	美国	-0.04%	0.06%	-0.10%	—
	其他国家	0.04%	0.02%	0.02%	—
Panel B: 垄断竞争模型					
无汇率	中国	-0.27%	-0.19%	-0.07%	-0.01%
	美国	-0.01%	0.04%	-0.10%	0.05%
	其他国家	0.01%	0.02%	0.01%	-0.02%
对美元贬值 5%	中国	-0.21%	-0.14%	-0.06%	-0.02%
	美国	0.05%	0.12%	-0.09%	0.02%
	其他国家	0.00%	0.01%	0.00%	-0.01%
对所有货币 贬值 5%	中国	0.05%	0.22%	-0.09%	-0.09%
	美国	0.01%	0.06%	-0.09%	0.05%
	其他国家	0.03%	0.03%	0.02%	-0.02%

表 1 反映的是单边情形下，关税及汇率变化时，中美两国及世界其他国家福利水平的变化。如表 1 结果所示，在不考虑汇率变动时，美国单方面对进口自中国的产品施加进口关税后，美国贸易条件会发生改善（0.043%~0.050%），中国贸易条件则会发生恶化（-0.181%~-0.188%）；但整体而言，两国的总体福利水平均会发生恶化（中国约-0.240%~-0.265%；美国约-0.005%~-0.057%）。与理论模型的相关命题相一致，其主要原因在于美国对中国加征关税行业多为替代弹性较大的行业，故而关税收入效应占优于贸易条件效应，美国总体福利水平会发生恶化。

接下来考虑加入汇率变动（人民币贬值）对福利水平的影响。如表 1 所示，当人民币兑美元贬值 5% 时，与基准结果（无汇率）相比，无论是完全竞争还是垄断竞争模型下，中美两国总体福利水平的恶化程度均有所减轻（美国总体福利水平得以改善）。换句话说，人民币兑美元货币贬值，可以在一定程度上对冲美国对进口自中国的产品施加关税而带来的负面效应。¹当人民币对所有货币均贬值 5% 时，两类模型下，中国总体福利水平则会得到更为显著的改善（约 0.047%~0.167%），此时人民币贬值对此次中美两国互相加征关税所带来的负面效应的对冲效果更为显著。

¹ 表 1 结果显示，人民币兑美元贬值 5% 后，并不足以完全抵消单边情形下贸易摩擦对中国带来的负面影响。进一步考虑人民币对美元贬值 10% 时，可以发现，此次中国福利水平的恶化程度会进一步减轻（-0.072%），贬值 15% 时，中国福利水平则会发生改善（0.057%），即此时可完全抵消美国施加进口关税对中国的负面效应。限于正文篇幅，有关人民币对美元贬值 10% 及 15% 的结果，详细内容参见《管理世界》网络发行版附录 A。

表 2 不同汇率变动下福利水平变化（双边情形）

		(1)	(2)	(3)	(4)
		福利效应	福利效应分解		
			贸易条件	关税收入	企业数量
Panel A: 完全竞争模型					
无汇率	中国	-0.26%	-0.16%	-0.11%	—
	美国	-0.07%	0.04%	-0.11%	—
	其他国家	0.02%	0.02%	0.01%	—
对美元贬值 5%	中国	-0.18%	-0.12%	-0.07%	—
	美国	0.02%	0.12%	-0.11%	—
	其他国家	0.01%	0.01%	0.00%	—
对所有贬值 5%	中国	0.15%	0.27%	-0.12%	—
	美国	-0.05%	0.05%	-0.11%	—
	其他国家	0.04%	0.02%	0.02%	—
Panel B: 垄断竞争模型					
无汇率	中国	-0.30%	-0.17%	-0.12%	-0.01%
	美国	-0.01%	0.04%	-0.10%	0.06%
	其他国家	0.01%	0.02%	0.01%	-0.02%
对美元贬值 5%	中国	-0.23%	-0.13%	-0.08%	-0.02%
	美国	0.04%	0.12%	-0.09%	0.02%
	其他国家	0.00%	0.01%	0.00%	-0.01%
对所有贬值 5%	中国	0.01%	0.24%	-0.14%	-0.09%
	美国	0.00%	0.05%	-0.10%	0.05%
	其他国家	0.02%	0.03%	0.02%	-0.02%

进一步，考虑双边情形下，中国按照其公布的关税清单对美国有关行业加征 25% 的关税进行反击后，中美两国及世界其他国家福利水平的变化。如表 2 所示，与单边情形（表 1）相比，不考虑汇率影响时，此时两国的总体福利水平均更为恶化，中国的福利水平会进一步恶化为-0.259%~-0.298%，美国福利水平会恶化约-0.067%~-0.010%。考虑汇率变化后，与单边情形下类似，中美两国福利水平的恶化程度均有所减轻——人民币贬值进一步对冲了贸易摩擦对两国福利水平的负面影响。具体而言，当人民币兑美元单方面贬值 5% 时，中国福利水平仅恶化约-0.182%~-0.226%，美国福利水平改善约 0.016%~-0.041%；当人民币兑所有货币均贬值 5% 时，中国福利水平则会发生改善约 0.014%~0.148%。

最后，考虑全面升级情形下，即中美两国对进口自对方国家所有行业的产品均加征 25% 的关税后，中美两国及世界其他国家福利水平的变化。如表 3 结果所示，不考虑汇率波动的影响时，一旦中美贸易摩擦全面升级，两类模型下两国的总体福利水平均会更加恶化（中国福利水平恶化-0.412%~-0.429%，美国福利水平会受损约-0.072%~-0.133%）。考虑人民币兑

外币汇率发生贬值后, 两种贬值情境下, 中美两国福利水平的恶化程度则均有所减弱: 当人民币单独对美元贬值 5% 时, 中国福利水平恶化约-0.392%~-0.405%; 若人民币兑所有货币均贬值 5%, 中国福利水平则仅恶化约-0.120%。¹

表 3 不同汇率变动下福利水平变化 (全面情形)

		(1)	(2)	(3)	(4)
		福利效应	福利效应分解		
			贸易条件	关税收入	企业数量
Panel A: 完全竞争模型					
无汇率 对美元贬值 5% 对所有贬值 5%	中国	-0.41%	-0.24%	-0.18%	—
	美国	-0.13%	0.07%	-0.20%	—
	其他国家	0.04%	0.03%	0.01%	—
	中国	-0.39%	-0.27%	-0.13%	—
	美国	-0.07%	0.17%	-0.23%	—
	其他国家	0.03%	0.02%	0.01%	—
	中国	0.00%	0.18%	-0.19%	—
	美国	-0.12%	0.08%	-0.20%	—
	其他国家	0.05%	0.03%	0.02%	—
Panel B: 垄断竞争模型					
无汇率 对美元贬值 5% 对所有贬值 5%	中国	-0.43%	-0.25%	-0.18%	0.00%
	美国	-0.07%	0.05%	-0.19%	0.07%
	其他国家	0.01%	0.03%	0.01%	-0.03%
	中国	-0.41%	-0.27%	-0.14%	0.01%
	美国	-0.03%	0.16%	-0.23%	0.05%
	其他国家	0.01%	0.03%	0.01%	-0.03%
	中国	-0.12%	0.16%	-0.20%	-0.08%
	美国	-0.06%	0.07%	-0.19%	0.07%
	其他国家	0.03%	0.04%	0.02%	-0.03%

换句话说, 当不考虑汇率变动时, 无论是美国单方面对进口自中国的产品加征进口关税, 还是两国依照公布的产品清单展开贸易摩擦, 抑或两国摩擦全面升级互相对进口自对方国家的产品均加征 25% 的进口关税, 整体而言, 中美两国的总体福利水平平均会恶化, 且相较美国而言, 中国福利水平的恶化程度更为严重。²当进一步考量人民币汇率变动的影响后, 两

¹ 特别地, 完全竞争条件下, 中国福利水平几乎无变动。

² 这一结果与现有中美贸易摩擦的相关研究结论也是相契合的。例如: Cavallo et al. (2019)、Amiti et al. (2019) 及 Fajgelbaum et al. (2020) 等的研究均表明, 中美两国爆发贸易摩擦后, 美国进口关税增加引致的税赋负担主要由美国国内承担, 故而美国整体福利水平会发生恶化。这些研究也均进一步为本文的研究结论提供了较为强力的文献支撑。此外, 现有文献中, 考虑汇率波动后中美贸易摩擦福利效应影响的研究仍相对较少, 本文不仅考虑了汇率波动对福利水平的影响, 还就相关影响机制进行了探析, 从而进一步丰富了有关研究。

国整体福利水平的恶化程度则均有所减轻。换句话说，人民币兑外币贬值则可在一定程度上对冲此次贸易摩擦对中美两国的负向效应。特别地，对中国而言，当人民币兑所有货币均贬值 5% 后，几乎可完全抵消此次贸易摩擦对中国福利水平的负面冲击。

事实上，除中国对美国货币发生贬值以外，当前世界主要其他国家的货币对美元均发生了不同程度波动。表 4 便结合现实汇率变动数据，进一步考察了在当前中美贸易摩擦全面升级的背景下，世界各国货币对美元的汇率均按照现实情况发生变动后，中美两国及世界其他国家福利水平的变化。便于读者阅读，表 4 同时汇报了不考虑汇率变动（无汇率）时，各国福利水平的变化值。如表 4 结果所示，与仅考虑关税变化时的结果相比，当各国汇率按照现实情境下发生变化时，中国福利水平则会发生更大幅度的恶化（福利水平恶化到 -0.534%~-0.563%）！¹其原因在于，现实情况下，尽管在此期间人民币兑美元贬值约 8.24%，但其他国家货币兑美元的贬值幅度相对更大，从而很大程度上削弱了人民币贬值的对冲效应。相关讨论及分析，详见后文对有关影响机制的具体探讨。²此外，本文还进行了多种稳健性检验，以进一步提高文章结果的可信度，具体包括：①放松汇率外生假定，②使用 WIOT 世界投入产出表数据估计核心参数值，③允许不同国家的有关参数设定值不同等。所有的稳健性检验结果均较好的支撑了文章的基本结论³。

表 4 现实汇率变动下福利水平变化（全面情形）

		(1)	(2)	(3)	(4)
		福利效应	福利效应分解		
			贸易条件	关税收入	企业数量
Panel A: 完全竞争模型					
无汇率	中国	-0.41%	-0.24%	-0.18%	—
	美国	-0.13%	0.07%	-0.20%	—
	其他国家	0.04%	0.03%	0.01%	—
现实汇率	中国	-0.56%	-0.46%	-0.10%	—
	美国	0.35%	0.48%	-0.15%	—
	其他国家	-0.02%	-0.08%	0.06%	—
Panel B: 垄断竞争模型					
无汇率	中国	-0.43%	-0.25%	-0.18%	0.00%
	美国	-0.07%	0.05%	-0.19%	0.07%

¹ 现实汇率变化下，单边情形中国福利损失约为 -0.383%~-0.388%；双边情形中国福利损失约为 -0.405%~-0.412%。有关结果参见《管理世界》网络发行版附录表 A4-A5。

² 事实上，从本文研究样本来看，除中美以外的其他 16 个国家和地区中，仅日本和墨西哥两国货币对美元略有升值；其他国家货币兑美元均呈现大幅度贬值态势。例如，欧元在此期间兑美元贬值 8.92%，韩元贬值 11.77%。

³ 限于文章篇幅，稳健性检验的相关讨论及结果可联系作者索取。

	其他国家	0.01%	0.03%	0.01%	-0.03%
对美元贬值 5%	中国	-0.53%	-0.45%	-0.10%	0.02%
	美国	0.29%	0.46%	-0.15%	-0.01%
	其他国家	-0.07%	-0.07%	0.05%	-0.05%

(二) 影响机制讨论

量化分析的基本结果显示：第一，此次中美两国互相对对方国家加征关税会恶化中美两国的福利水平，而人民币对外币贬值则会减轻两国福利水平的恶化程度，有助于对冲加征关税对福利水平的负面效应；第二，当各国汇率按照现实情况发生波动后，与仅考虑关税变动时的情况相比，中国福利水平会进一步恶化。该部分便将导致上述两个结果的具体影响机制进行分析讨论。具体而言，机制一探讨了贸易不平衡的影响及作用机理，机制二则对汇率变化的“第三国”效应进行了探究。

1、机制一

回溯表 1 至表 3 的量化分析结果不难发现，与不考虑汇率波动的情况下相比，人民币对外币贬值后，中美两国的福利水平的恶化程度均有所减轻，且相对而言，总体福利水平恶化程度的减轻主要源于贸易条件的改善。而前述理论模型的相关分析表明，贸易不平衡状况对贸易条件效应的正负与大小起到了十分重要的作用。具体而言，贸易顺差国货币贬值，两国贸易条件均会改善。考虑到中国对美国存在较大的贸易顺差，因此中美两国互相对对方国家加征进口关税后，当人民币对美元贬值，两国贸易条件的恶化程度便均会有所减弱。接下来，本节将具体以一两国-单部门的简单经济为例，对这一影响机制加以验证。

假定世界由本外两个国家组成，两国经济实力相当，且在可贸易部门的产品花费份额也相当。给定两国可贸易部门的初始进口关税水平均为 20%。表 5 列示了当本国对外国货币贬值 10% 后，两国分别在贸易平衡、本国贸易顺差 10% 和本国贸易顺差 20% 三种情况下，两国福利水平的变化。由表 5 结果可知，不同模型设定下，本国对外国货币汇率贬值 10% 后，在贸易平衡的情形下，本国贸易条件均发生恶化，而外国贸易条件则均会改善。随着本国贸易顺差的逐步扩大，两国贸易条件则均得到显著改善，同时两国整体福利水平的恶化程度也有所降低，甚至逐步发生改善。这进一步验证了前文理论模型的相关分析：当汇率贬值发生在贸易顺差国时，贸易顺差国和贸易逆差国的贸易条件均会有所改善。

表 5 影响机制一：贸易不平衡

	(1)	(2)	(3)	(4)
福利效应	福利效应分解			
		贸易条件	关税收入	企业数量

完全竞争	贸易平衡	本国	-0.18%	-0.14%	-0.06%	—
		外国	0.18%	0.05%	0.12%	—
	顺差 10%	本国	0.17%	0.26%	-0.09%	—
		外国	0.53%	0.34%	0.17%	—
	顺差 20%	本国	0.72%	0.91%	-0.13%	—
		外国	0.74%	0.51%	0.20%	—
垄断竞争	贸易平衡	本国	-0.16%	-0.13%	-0.06%	0.03%
		外国	0.14%	0.05%	0.12%	-0.03%
	顺差 10%	本国	-0.01%	0.25%	-0.10%	-0.15%
		外国	0.31%	0.35%	0.17%	-0.21%
	顺差 20%	本国	0.25%	0.80%	-0.19%	-0.36%
		外国	0.40%	0.55%	0.20%	-0.34%

备注：表中列示的是两国-单部门经济体下，本国货币贬值 10% 后，本国对外国贸易分别在贸易平衡、本国贸易顺差 10% 及本国贸易顺差 20% 三种情形下两国福利水平的变化。

结合前文量化分析结果，表 1-表 3 中，不同模型设定下，人民币对美元汇率贬值后，中美两国的贸易条件均发生了不同程度的改善（或恶化程度有所减轻）。而数据表明，2017 年美国出口至中国的产品总额约为 1.34 千亿美元，要远小于美国自中国进口的产品总额 4.59 千亿美元。故而，人民币对外币汇率发生贬值后，两国整体福利水平的恶化程度均有所减轻。这进一步表明，在运用汇率工具应对贸易摩擦时，应综合考虑一国的贸易平衡情况；贸易顺差国的货币贬值不仅可以对冲贸易摩擦对本国的负面效应，对其贸易伙伴国的福利水平也具有正向作用。

2、机制二

进一步观测当前情况下，中美两国贸易摩擦全面爆发后，各国汇率水平按照现实情况进行变动时，中美两国及世界其他国家福利水平的变化。如表 4 所示，与无汇率波动时相比，人民币对美元汇率贬值后，中国福利水平发生了进一步恶化。结合前文分析，其原因可能在于，现实情况下，其他国家货币对美元贬值幅度要大于人民币兑美元贬值幅度。

为了进一步对这一机制加以解释，本节以一三国-单部门的简单经济为例进行了更为细致的分析。假定世界由本国、外国及第三国组成，三国经济实力相当，且在可贸易部门的产品花费份额相当，三国可贸易部门的初始进口关税均为 20%。假定本国和第三国对外国贸易顺差 10%，即相对本国和第三国而言，外国为贸易逆差国。分别考虑本国货币对外国货币贬值 5%、本国货币对外国货币贬值 5% 同时第三国货币对外国货币贬值 10% 两种情况下，三国福利水平的变化。相关结果报于表 6。

表 6 影响机制二：“第三国效应”

		(1)	(2)	(3)	(4)
		福利效应	福利效应分解		
			贸易条件	关税收入	企业数量
Panel A: 完全竞争					
情形一	本国	0.18%	0.15%	0.04%	—
	第三国	-0.13%	-0.09%	-0.04%	—
	外国	0.26%	0.18%	0.08%	—
情形二	本国	-0.06%	-0.07%	0.01%	—
	第三国	0.05%	0.17%	-0.12%	—
	外国	0.73%	0.52%	0.19%	—
Panel B: 垄断竞争					
情形一	本国	0.09%	0.14%	0.03%	-0.07%
	第三国	-0.12%	-0.08%	-0.05%	0.01%
	外国	0.16%	0.18%	0.07%	-0.09%
情形二	本国	-0.10%	-0.05%	-0.01%	-0.04%
	第三国	0.11%	0.26%	-0.14%	-0.02%
	外国	0.43%	0.52%	0.17%	-0.26%

备注：表中汇报的是三国-单部门经济体下，仅本国对外国货币贬值 5% 以及本国对外国货币贬值 5% 同时第三国货币对外国货币贬值 10% 两种情况下，三国福利水平的变化。情形一表示的是仅本国对外国货币贬值 5% 的情形，情形二则表示的时本国对外国货币贬值 5% 同时第三国对外国货币贬值 10% 的情形。

表中情形一表示的是仅本国对外国货币贬值 5% 的情形，情形二则表示的时本国对外国货币贬值 5% 同时第三国对外国货币贬值 10% 的情形。根据表 6 结果，当仅本国对外国（贸易逆差国）货币贬值 5% 时，与正文前述相关分析结果相一致，本外两国整体福利水平均有所改善。而当第三国对外国货币也贬值 10% 后，外国总体福利水平会发生进一步改善，而本国总体福利水平则有所恶化。其主要作用机理如下：当第三国也对外国货币进行贬值后，本国对外国货币汇率的贬值效果便会有所减弱（甚至被抵消）；同时由于本国和第三国同为贸易顺差国，货币贬值带来的总体福利水平的改善便主要被货币贬值幅度相对更大的国家（第三国）获得。故而，与不考虑汇率变动时的情形相比，本国总体福利水平会发生恶化。

事实上，在本文量化分析样本研究期内，除日本和墨西哥两国货币对美元汇率略有升值外，其他国家货币兑美元汇率均呈现大幅度贬值态势：自 2017 年底至 2019 年 9 月，欧元兑美元汇率贬值 8.92%，韩元对美元汇率贬值 11.77%；人民币兑美元汇率则仅贬值 7.3%。因此，如表 4 结果所示，当各国汇率水平按照现实情况变动时，尽管人民币对美元发生了贬值，

中国总体福利水平仍然发生了恶化。这也进一步启示,有关部门在对目标国制定外汇政策时,应综合考虑除目标国以外其他国家目标国货币汇率的变动情况,从而避免由于出现货币竞争性贬值(升值)而导致汇率政策工具失效(甚至产生负向作用)的情况。

(三) 后续分析——对出口的影响

作为世界上最大的商品出口国,中美两国爆发贸易摩擦无疑首先会对中国的出口造成冲击,而汇率的波动又往往会通过影响一国以外币计价的出口产品价格,进而对一国出口产生直接的影响。因此,除整体福利效应外,有必要探究此次贸易摩擦下,关税及汇率的双重波动对中国出口的影响。

表 7 汇报了单边、双边及全面三种关税变动情形下,仅考虑关税变动、同时考虑关税变动及人民币对美元贬值 5%和人民币对所有货币贬值 5%三类汇率变动情境下,中国出口的变化。由表 7 结果所示,在不考虑汇率变动时,三种关税变动情形下,中国对外出口均会有所下降,贸易摩擦对中国出口产生了较为显著的负面冲击。具体而言,单边情形下,中国出口会下降约 4.365%~4.843%,双边情形下,中国出口进一步下降约 5.695%~6.208%,全面情形下,中国出口则下降近 10%(约为 8.939%-9.692%)。当同时考虑人民币兑美元汇率贬值 5%及人民币对所有货币贬值 5%后,三种关税变动情形下,中国出口的下降幅度则均会有所减少。其主要原因在于,人民币对外币贬值后,以外币计价的出口产品会变得相对便宜,从而一定程度上会提高其他国家对中国出口产品的需求,进而对冲了美国对进口自中国产品加征关税而对中国出口带来的负面影响。¹

表 7 中美贸易摩擦对中国出口影响及汇率对冲效果

市场结构	汇率状态	(1)	(2)	(3)
		单边情形	双边情形	全面情形
完全竞争	无汇率	-4.37%	-5.70%	-8.94%
	对美元贬值 5%	-3.09%	-3.88%	-8.25%
	对所有贬值 5%	1.90%	0.47%	-3.01%
垄断竞争	无汇率	-4.84%	-6.21%	-9.69%
	对美元贬值 5%	-3.18%	-4.02%	-9.01%
	对所有贬值 5%	1.32%	-0.12%	-3.84%

¹ 不少研究也就汇率对出口的作用进行了分析,如 Ahmed (2009)、Tang and Zhang (2013)、Li et al. (2015)、卢向前和戴国强(2005)及邹宏元和崔冉(2020)等。这些研究通过使用宏观或微观数据研究发现,人民币汇率贬值会促进中国出口。本文的研究,一方面进一步补充了汇率波动对出口影响的相关文献,同时通过在 2018 年中美贸易摩擦背景下引入汇率因素,讨论了汇率调整就关税变化对福利水平影响的对冲作用及其影响机制,从而进一步补充了相关研究。

五、结论及建议

在综合考虑关税与汇率水平的双重波动后, 本文使用结构模型下的量化分析方法, 定量评估了 2018 年中美两国关税及汇率的双重波动对两国及世界其他国家福利水平的影响, 并重点就汇率变化对福利水平影响的具体机制进行了分析。量化分析的基本结果显示: 此次加征关税会降低中美两国的整体福利水平, 而人民币对外币贬值则会对冲这一负面效应, 进而减轻两国福利水平的恶化程度。影响机制的相关分析表明: 贸易顺差国货币贬值, 可以对冲加征关税对本国福利水平带来的负面效应, 同时对贸易伙伴国的福利水平也具有正面效果; 但当第三国也对贸易伙伴国汇率进行贬值时, 则会削弱 (甚至抵消) 本国货币贬值对加征关税负面影响的对冲效应。此外, 本文的研究还发现, 人民币兑外币贬值也可以一定程度上对冲加征关税对中国出口的负面效应。

本文政策启示如下。第一, 中美双方应积极沟通, 以协作的方式解决双边或多边贸易问题。本文量化分析的结果显示, 此次贸易摩擦会使中美双方的福利水平均会发生恶化。面对全球化发展中可能遇到的新曲折, 唯有通过协商及谈判的方式, 才能更好推动双边及全球经贸的发展。第二, 有关部门在调整 and 制定相应政策时, 应综合考虑国内及国际各国的政策发展状况, 同时组合使用多种政策工具, 以更好地应对贸易摩擦, 推动我国贸易向更高质量发展。具体而言: ①在运用汇率工具应对贸易摩擦时, 应综合考虑一国的贸易平衡情况。文章影响机制的相关分析表明, 贸易顺差国货币贬值, 两国贸易条件均会改善。而本文量化分析结果也显示, 人民币适度贬值既有利于中国出口、缓解贸易摩擦的福利损失, 也会提升美国的福利水平, 对中美双方是共赢的。②中国在调整和制定相应外汇政策时, 应特别注意其他国家的汇率波动状况, 继续坚持施行以市场供求为基础的、参考一篮子货币进行调节的、有管理的浮动汇率制度。中国不搞竞争性贬值, 但也要警惕其他国家竞争性贬值, 保持人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定。

【参考文献】

- [1] 樊海潮、郭光远:《出口价格、出口质量与生产率间的关系:中国的证据》,《世界经济》,2015年第2期。
- [2] 樊海潮、张丽娜:《中间品贸易与中美贸易摩擦的福利效应:基于理论与量化分析的研究》,《中国工业经济》,2018年第9期。
- [3] 樊海潮、张军、张丽娜:《开放还是封闭——基于“中美贸易摩擦”的量化分析》,《经济学(季刊)》,2020年第4期。
- [4] 郭美新、陆琳、盛柳刚、余淼杰:《反制中美贸易摩擦和扩大开放》,《学术月刊》,2018年第06期。
- [5] 李春顶、何传添、林创伟:《中美贸易摩擦应对政策的效果评估》,《中国工业经济》,2018年第10期。
- [6] 李春顶、陆菁、何传添:《最优关税与全球贸易自由化的内生动力》,《世界经济》,2019年第2期。
- [7] 卢向前、戴国强:《人民币实际汇率波动对我国进出口的影响:1994—2003》,《经济研究》,2005年05期。
- [8] 吕越、娄承蓉、杜映昕、屠新泉:《基于中美双方征税清单的贸易摩擦影响效应分析》,《财经研究》,2019年第2期。
- [9] 余振、周冰惠、谢旭斌、王梓楠:《参与全球价值链重构与中美贸易摩擦》,《中国工业经济》,2018年第7期。
- [10] 朱孟楠、曹春玉:《中美贸易战与汇率制度选择——基于动态随机一般均衡模型的政策模拟实验》,《财贸经济》,2019年第2期。
- [11] 邹宏元、崔冉:《实际汇率和关税税率变动对中国进出口的影响》,《数量经济技术经济研究》,2020年02期。
- [12] Acemoglu, Daron, Ufuk Akcigit, Harun Alp, Nicholas Bloom, and William Kerr, 2018, “Innovation, Reallocation, and Growth.”, *American Economic Review*, Vol.108(11), pp. 3450~3491.
- [13] Ahmed, 2009, “Are Chinese exports sensitive to changes in the exchange rate?”, *Board of Governors of the Federal Reserve System Working Paper*, No.287.
- [14] Alvarez, F. and R. E. Lucas, Jr., 2007, “General Equilibrium Analysis of the Eaton–Kortum Model of International Trade”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.54(4), pp.1726~1768.
- [15] Amiti, S.J. Redding and D. Weinstein, 2019, “The impact of the 2018 trade war on US prices and welfare”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol.33(4), pp.187~210.
- [16] Anderson, James. E., and Eric van Wincoop, 2003, “Trade Costs”, *Journal of Economic Literature*, Vol.42, pp.691~751.
- [17] Arkolakis, C., A. Costinot and A. Rodriguez-Clare, 2012, “New Trade Models, Same Old Gains?”, *American Economic Review*, Vol.102(1), pp.94~130.
- [18] Autor, D., Dorn, D., and Hanson, G. H., 2013, “The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States”, *American Economic Review*, Vol.103(6), pp.2121~2168.
- [19] Axtell, R., 2001, “Zipf distribution of US Firm Sizes”, *Science*, Vol.293, pp.1818~1820.
- [20] Bernard, A.B., J.B. Jensen, S.J. Redding and P.K. Schott, 2012, “The empirics of firm heterogeneity and international trade” *Annual Review of Economics*, Vol.4(1), pp.283~313.
- [21] Broda, C. and D. E. Weinstein, 2006, “Globalization and the Gains From Variety”, *The Quarterly*

Journal of Economics, Vol.121(2), pp.541~585.

[22] Caliendo, L. and F. Parro, 2015, “Estimates of the Trade and Welfare Effects of NAFTA”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 82(1), pp.1~44.

[23] Caliendo, L., M Dvorkin, F Parro, 2019, “Trade and Labor Market Dynamics: General Equilibrium Analysis of the China Trade Shock”, *Econometrica*, Vol.87 (3), pp.741~835.

[24] Cavallo, A., G. Gopinath, B. Neiman and J. Tang, 2019, “Tariff Passthrough at the Border and at the Store: Evidence from US Trade Policy”, *NBER Working Paper No.26396*.

[25] Dekle, R., J. Eaton and S. Kortum, 2007, “Unbalanced Trade”, *American Economic Review: Papers and Proceedings*, Vol.97(2), pp.351~355.

[26] Dekle, R., J. Eaton and S. Kortum, 2008, “Global Rebalancing with Gravity: Measuring the Burden of Adjustment”, *IMF staff papers*, Vol.55(3), pp.511~540.

[27] Di Giovanni, J., A. A. Levchenko and J. Zhang, 2006, “The Global Welfare Impact of China: Trade Integration and Technological Change”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol.6(3), pp.153~183.

[28] Eaton, J. and S. Kortum, 2002, “Technology, Geography and Trade”, *Econometrica*, Vol.70(5), pp.1741~1779.

[29] Eaton, Jonathan, Samuel Kortum, and Francis Kramarz, 2011, “An Anatomy of International Trade Evidence from French Firms”, *Econometrica*, Vol.79(5), pp.1453~1498.

[30] Fajgelbaum, P., P. Goldberg, P. Kennedy, and A. Khandelwal, 2020, “The Return to Protectionism”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.135(1), pp.1~55.

[31] Fan haichao, Y.A. Li, and S.R. Yeaple, 2018, “On the relationship between quality and productivity: Evidence from China's accession to the WTO”, *Journal of International Economics*, Vol.110, pp.28~49.

[32] Guomeixin, Lin Lu, Liugang Sheng, and Miaojie Yu, 2018, “The Day After Tomorrow: Evaluating the Burden of Trump's Trade War”, *Asian Economic Papers*, Vol.17(1), pp.101~120.

[33] Helpman, E., Melitz M. J., and S. R. Yeaple, 2004, “Export Versus FDI with Heterogeneous Firms”, *American Economic Review*, Vol.94(1), pp.300~316.

[34] Helpman, Elhanan, Marc Melitz and Yona Rubinstein, 2008, “Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.123(2), pp.441~487.

[35] Hsieh, Chang-Tai, and Peter J. Klenow, 2009, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *The Quarterly Journal of Economic*, Vol.124(4), pp.1403~1448.

[36] Hsieh C., and R. Ossa, 2016, “A Global View of Productivity Growth in China”, *Journal of International Economics*, Vol.102, pp.209~224.

[37] Krugman, P. R., and M. Obstfeld, 2012, *International Economics: Theory and Policy (9th Edition)*, Boston: Pearson Education Inc.

[38] Li C., C. He, and C. Lin, 2018, “Economic Impacts of the Possible China-US Trade War”, *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol.54(7), pp.1557~1577.

[39] Li Hongbin, Hong Ma, and Yuan Xu, 2015, “How do exchange rate movements affect Chinese exports?—A firm-level investigation”, *Journal of International Economics*, Vol.97(1), pp.148~161.

[40] Melitz, M. J., 2003, “The Impact of Trade on Intraindustry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, Vol.71(6), pp.1695~1725.

[41] Ossa, R., 2014, “Trade Wars and Trade Talks with Data”, *American Economic Review*, Vol.104(12), pp.4104~4146.

[42] Peter A. Petri, Michael G. Plummer, and Fan Zhai, 2012, *The Trans-Pacific Partnership and Asia-Pacific Integration: A Quantitative Assessment*, Peterson Institute Press.

[43] Qiu, L. D., Zhan C., and Wei X., 2019, “An Analysis of the China-US Trade War Through the Lens of the Trade Literature”, *Economic and Political Studies*, Vol.7(2), pp.148~168.

[44] Simonovska, Waugh, 2014, “The elasticity of trade: Estimates and evidence”, *Journal of International Economics*, Vol.94(1), pp.34~50.

[45] Tang, H., Zhang, Y. 2012, “Exchange rates and the margins of trade: evidence from Chinese exporters” *CESifo Economic Studies*, Vol.58 (4), pp.671~702.

On the Welfare Effect of Tariff and Exchange Rate Changes

—A Theoretical and Quantitative Analysis

Haichao FAN¹ Lina ZHANG¹ Guanzu DING¹ Fangping PENG²

(¹ *Fudan University*; ² *Sun Yat-sen University*)

Abstract: On the basis of Eaton and Kortum (2002) and Melitz (2003), this paper explores the welfare effect of dual changes in tariff and exchange rate as well as the potential mechanism. In particular, the significant changes in both tariff and exchange rate between China and the United States since Sino-U.S. Trade Friction in 2018 provides an ideal setting for our paper. The quantitative analysis on such trade friction shows that the tit-for-tat tariffs imposed by China and the United States on each other's imported goods will worsen two countries' overall welfare. The devaluation of Renminbi, however, can not only hedge the negative impact of the imposed tariff on China's welfare, but also help to improve the overall welfare of the United States. We also investigate the potential mechanism and find that the currency depreciation of a trade surplus country has a positive effect on both the domestic country's overall welfare and its trading partners; but the depreciation of a third partner country's currency will weaken (or even offset) such positive effect.

Keywords: Trade Imbalance, Exchange Rate Hedging, Welfare Effect, Quantitative Analysis

数字经济发展、经济结构转型与跨越中等收入陷阱

戚聿东¹ 褚 席²

【摘要】当下，中国经济已处于发展模式转型和新旧动能转换的关键阶段，能否顺利跨越中等收入陷阱已成为普遍关心的重要问题。以人工智能、区块链、云计算、大数据等底层数字技术驱动的、以数字经济蓬勃兴起为主要内容的第四次工业革命，为中国经济“变道超车”以及跨越中等收入陷阱提供了重要机遇。文章基于经济结构转型的视角研究数字经济发展推动经济增长的理论机理，从需求侧和供给侧两个方面解析了数字经济发展对于经济增长的现实意义，并提出了经济数字化转型趋势下跨越中等收入陷阱的中国方案。研究表明：

(1) 数字经济与实体经济深度融合带来的发展方式转变、产业结构优化、增长动能转换是跨越中等收入陷阱的关键；(2) 从供给侧来看，数字经济可从以下三个方面来提升供给侧的质量与效率，推动供给侧结构性改革与经济增长：一是供给体系优质、高效、多样化；二是创新体系网络化、开放化、协同化；三是生产方式模块化、柔性化、社会化；(3) 从需求侧来看，数字经济能够通过改变市场投资方向、推动消费升级、培育出口优势来助力“三驾马车”的新动能；(4) 顺利跨越中等收入陷阱，应该适应发展阶段演替的基本规律，推动经济增长动力根本性转变；强化数据要素作为数字经济的支撑作用，助推数字经济高质量发展；促进数字经济与实体经济融合，加快数字产业化和产业数字化进程。

【关键词】数字经济；经济结构转型；中等收入陷阱

一、中国跨越中等收入陷阱面临的形势和挑战

1979-2019年，中国经济年均增速为9.4%，经济总量一路攀升。2019年我国国内生产总值达到99.1万亿元人民币，人均国民总收入(GNI)首次突破1万美元，达到10410美元，距离跨越中等收入陷阱仅一步之遥³。这意味着，未来5年将是中国跨越中等收入陷阱关键时期。作为长期稳居世界第二位经济体和最大发展中国家，中国能否顺利跨越中等收入陷阱，必将是引起世界普遍关注的重大话题。实际上，中国政府正积极把握跨越中等收入陷阱所处的战略机遇期，党和国家领导人多次强调跨越中等收入陷阱的紧迫性和积极意义。习近平总书记指出：“对中国而言，‘中等收入陷阱’过是肯定要过去的，关键是什么时候迈过去、

¹ 戚聿东，北京师范大学经济与工商管理学院教授，博士生导师。

² 褚席，北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生。

³ 引自国家统计局网站：http://www.stats.gov.cn/tjsj/sjjd/202008/t20200807_1781473.html。

迈过去以后如何更好向前发展。”¹《中华人民共和国国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要》明确提出“努力跨越‘中等收入陷阱’，不断开拓发展新境界”的目标。中共十九届五中全会更是将“人均国内生产总值达到中等发达国家水平，中等收入群体显著扩大”列入 2035 年远景目标。毫无疑问，尽早跨越中等收入陷阱对于实现社会主义现代化和中华民族伟大复兴，进而实现“两个一百年”奋斗目标具有战略意义。

从世界范围内的发展实践来看，跨越中等收入陷阱是中等收入国家的重大挑战之一，大多数国家与地区在进入中等收入之后阶段之后，在迈向高收入国家的进程中遇到了发展瓶颈。世界银行（2012）的数据显示，1960 年进入中等收入的 101 个经济体中，截止 2008 年，仅有赤道几内亚、希腊、爱尔兰等 13 个国家和地区成功跨过中等收入陷阱。利用 *Peen World Table (PWT)* 数据库，我们收集 180 个国家和地区 1990-2015 年人均 GDP 数据，借助相对标准的人均收入划分方法构建了转移概率矩阵。将美国人均 GDP 作为参照组，低收入、中等收入和高收入的人均 GDP 临界值分别设为美国的 10% 和 60%，即中等收入国家的人均 GDP 是美国人均 GDP 的 10%-60%。如表 1 所示，1990 年低收入组国家和地区共有 67 个，其中 47 个（占比 70.1%）到 2015 年仍位于低收入国家组，只有 20 个（占比 29.9%）跨入中等收入国家行列。1990 年中等收入国家组别共有 83 个国家和地区，其中 4 个（占比 4.8%）倒退到低收入国家行列，仅有 12 个（占比 14.4%）跨越中等收入陷阱，进入高收入国家行列，其余 67 个（占比 80.7%）国家和地区仍停留在中等收入国家行列。由此可见，中等收入陷阱是一种典型的特征化事实。

表 1 相对标准的人均收入转移概率矩阵

2015 1990	低收入	中等收入	高收入	1990 年总和
低收入	47 (70.1%)	4 (4.8%)	0 (0%)	51 (28.3%)
中等收入	20 (29.9%)	67 (80.7%)	3 (10%)	90 (50%)
高收入	0 (0%)	12 (14.4%)	27 (90%)	39 (21.7%)
2015 年总和	67(100%)	83(100%)	30(100%)	180 (100%)

注：括号内百分比为转移概率。

¹ 引自人民网的报道：<http://theory.people.com.cn/n1/2017/0609/c40531-29329099.html>。

数据来源：根据 *Penn World Table 9.1* 相关数据计算得出。

“十三五”期间的经济发展成就为中国跨越中等收入陷阱打下了坚实的基础。“十四五”时期，世界面临百年未有之大变局，不稳定性和不确定性明显增加，长期支撑我国经济快速增长的国际、国内环境正发生深刻变化。放眼全球，贸易保护主义、孤立主义等思潮不断抬头，大国竞争和战略博弈加剧，全球治理体系快速变革，围绕市场、技术、人才等方面的竞争更加激烈。一方面，美国等发达国家推行单边主义的做法，对以规则为基础的多边贸易体制造成巨大冲击，国际贸易投资环境日趋严峻复杂。另一方面，印度、巴西等发展中国家从税收、劳务许可等多个方面出台保护主义政策，对我国的贸易限制呈现增多、增强趋势，以维护本国企业权益，保护本国产业发展。我国在扩展海外市场、产能合作、全球资源整合利用等方面的困难和阻力将会明显增多，面临来自发展中国家的竞争与挑战也将日益加剧。纵观国内，我国经济转向高质量发展阶段，产业结构步入转型升级、爬坡过坎的关键时期。建设现代化经济体系具有诸多有利条件，但也对转变发展方式、调整产业结构、破解体制机制障碍等方面提出了新的更高要求。2010年我国人均国民总收入（GNI）达到4340美元，进入中上等收入阶段。¹当前，中国经济发展面临着人口、资本、技术等现实约束，支撑中国经济高速增长的人口红利、资本红利、技术红利的势能和动力正在衰减（张德荣，2013）。人口、资本和技术在供给侧共同决定了经济增长率。随着经济的增长，基于要素积累的战略对经济增长可能产生递减的边际效用（Barro 和 Sala-i-Martin，1995）。

从人口的角度看，低生育率和老龄化等人口结构性问题日益突出，加之我国几十年来快速的工业化和城市化进程，未充分就业的农村劳动力持续减少。也就是说，跨越“刘易斯拐点”后的我国剩余劳动力人口消耗殆尽，劳动力供给曲线在一个固定的工资率下保持不变已成为历史，供需失调导致的劳动力成本上升不可避免。²人口老龄化，人口抚养率上升、劳动力成本的上升不仅削弱了我国在劳动密集型行业中的国际竞争力，而且还通过降低全要素生产率和资本回报率，抑制生产要素跨部门配置带来的生产效率的提升（Glawe 和 Wagner，2016；李成友等，2021）。

从资本的角度来看，近年来，虽然我国资本存量的增长速度一直快于 GDP 总量的增长速度，但是面临着资本存量增长率下滑的压力。经济恒等式中储蓄等于投资，而投资预示着未来经济发展的动力。中国储蓄率在 2010 年达到了最高点 51.5%，随后快速回落至 2017 年

¹ 引自国家统计局网站：http://www.stats.gov.cn/zjtj/ztfx/ggkf40n/201809/t20180917_1623312.html。

² 刘易斯拐点，即劳动力过剩向短缺的转折点，是指在工业化进程中，随着农村富余劳动力向非农产业的逐步转移，农村富余劳动力逐渐减少，最终达到瓶颈状态。

底的 46.4%，2010-2017 年，居民储蓄存款增长与可支配收入之比从 25.4% 下降至 12.7%，下降了一半（李华林，2018）。储蓄优势消失，消费与投资增长后劲不足。与此同时，储蓄率下降还伴随着居民家庭杠杆率的快速提升，2013-2017 年，家庭债务占 GDP 的比重由 33% 升至 49%。¹中国居民储蓄率的下挫，投资与消费两大动力不可持续，使得经济增长后劲乏力。此外，根据白重恩等人计算，2008-2013 年期间，资本回报率下降了 45%，这也抑制了投资增长的积极性（白重恩和张琼，2014）。

从技术的角度来看，生产率的增长来自于体现型技术进步与非体现型技术进步，中国的技术进步可能更多地是内嵌于设备资本的体现型或物化的技术进步（张平等，2013）。在初期阶段，我国可以利用从国外进口的技术生产劳动密集型、低成本的产品，将劳动力从低生产率的农业重新配置到生产率较高的制造业，从而实现生产率的大幅提高（Agénor，2017）。在第二个阶段，当我国进入中等收入水平之后，引进外国技术中获得的收益呈现递减的趋势（Eichengreen，2012）。全要素生产率增长也存在大幅下降的风险，例如，全要素生产率下降便是拉丁美洲国家增长放缓的主要因素，且中等收入国家的全要素生产率放缓往往比低收入和高收入国家更为频繁。此外，增长“减速”不是暂时现象，可能会延长向高收入状态的过渡时间（Aiyar 等，2013）。“创造性破坏”的过程是经济增长的主要来源，如果没有强大的技术创新能力打造的核心技术竞争力，我国无法完成由技术跟随向技术领先的转变。过去几十年里，全要素生产率在中国经济增长中起着重要作用，1991-2010 年全要素生产率的增长对中国经济增长的贡献率平均为 44.85%（Wu，2018）。对我国而言，全要素生产率在从低收入过渡到中等收入水平的过程中发挥良好作用，但是可能成为我国向高收入国家过渡的障碍。

与蓬勃发展的数字经济形成鲜明对比的是，鲜有文献关注经济结构转型背景下数字经济发展对于跨域中等收入陷阱相关问题。尤其是，数字经济发展带来的经济结构转型如何通过供给侧和需求侧推动经济高质量发展的相关研究更是尚未述及。以上均是以往学术研究尚未考虑的，而这也正是本文研究的出发点之一。本文可能的贡献在于：一是分析了我国中国跨越中等收入陷阱面临的国内外形势和挑战，指出了数字经济发展对于我国跨越中等收入陷阱的现实意义；二是从经济结构转型的视角分析了我国经济发展质量变革、效率变革和动力变革的潜力所在，为我国新旧动能转换、全要素生产率提升以及经济社会高质量发展指明了方向；三是分析了数字经济发展对于供给侧效率提升与供需精准匹配的作用途径，从供给体系、

¹ 引自 21 世纪经济报道：http://epaper.21jingji.com/html/2018-11/09/content_96116.htm。

创新体系、生产方式三个方面论证了数字经济对于供给侧的积极影响。四是分析了数字经济发展重振需求侧三驾马车具体方式，从市场投资方向、消费升级、出口新优势三个方面归纳了数字经济发展重振需求侧的作用机理；五是提出了经济数字化转型趋势下跨越中等收入陷阱的中国方案，为政府制定相关政策跨域中等收入陷阱提供理论支撑。

二、数字经济发展与经济结构转型升级

经济结构就是表示在时间和空间里一个经济整体特性的那些比例和关系（皮亚杰，1984）。一个或几个新的生产部门迅速增长是经济结构转变强有力的、核心的引擎，因为这些具有新的生产函数的生产部门会发出各种扩散效应，从而使经济增长产生飞跃。在此过程中，当旧的生产部门减退时，新的生产部门便会诞生（罗斯托，1988）。经济结构与经济增长互为因果，相互影响且紧密联系，经济结构的不同形态反映了经济增长的不同模式，经济增长模式的转型很大程度上是由经济结构调整所决定（周振华，1991）。经济结构转型升级是促进经济发展、实现经济增长模式结构优化与升级的客观需求。经济增长既是经济结构转型升级的结果，又是经济结构进一步转型的原因，只有将经济增长进程与经济结构的全面转型相结合，才能促进经济增长模式的转型，才能优化经济结构，才能带来高增长质量，进而推动经济健康可持续发展（钱纳里等，1989）。

经济结构转型对于经济增长的重要性不言而喻，如果各国无法及时从具有低成本劳动力和资本的资源驱动型增长向生产力驱动型增长过渡，就会陷入中等收入陷阱（Kharas 和 Kohli，2011）。然而经济结构转型往往是一个痛苦的过程，在世界经济发展过程中，由于没有把握住结构转型机遇而陷入中等收入陷阱的国家不胜枚举，例如拉美等国家经济结构转型停滞是其陷入中等收入陷阱的根本原因之一。对于处于经济结构转型升级过程中的国家来说，陷入“转型陷阱”的风险同样不容忽视。就我国而言，短期内使我国经济快速增长的资源与环境基本耗尽，“转型陷阱”的潜在诱因可能是区域经济发展不协调、收入分配差异扩大、资源与环境约束增加等因素。如图 1 所示，我国当前正处于经济社会数字化转型的关键时期。要跳出“转型陷阱”，中国亟须破除阻碍经济结构转型的机制体制障碍，把握数字经济发展的历史机遇，将数字化转型作为我国跨越中等收入陷阱的突破口，通过经济结构转型升级、增长方式调整孕育经济增长新动能。

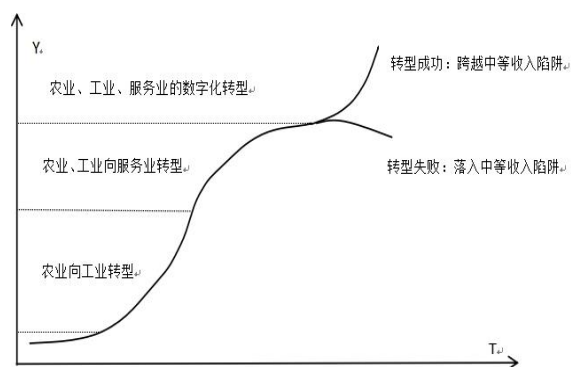


图 1 我国经济结构转型与经济增长

中等收入陷阱相关的增长放缓本质上是生产率放缓，而不仅仅是物质资本积累回报下降的结果。对于整个经济来说，要素生产率的增长往往包含结构转变的成分，这是在资源从低生产率活动到高生产率活动的再配置时出现的。1949 年以来，经济结构发生了两次重要升级，第一次是农业经济向工业经济的结构性转型升级，第二次是工业经济向服务业经济的结构性转型升级。

第一次经济结构转型升级的显著特征是农业所占比重下降，工业和服务业所占比重提升，工业逐渐成为经济的主导产业。在传统的农业经济中，工业化的推动力可以是推动因素，也可以是拉动因素，或者两者兼而有之，即这一进程由生产力水平与消费者需求共同驱动。产生于农业部门内部的某种力量被称为推动因素，农业经济中存在着以不充分就业和变相就业为外衣的剩余劳动力。扩大农业以外的就业将提升剩余劳动力的生产力水平，如制造业，来推动经济发展（Lewis, 1954）。技术结构也伴随着经济的快速增长而不断调整（Swiecki, 2017）。农业的低生产率是该部门的技术特征，因此，将农业内部的技术改进假设为触发经济发展的必要条件。当物质资本、技术、创新触发了各种增长的前提条件，工业化进程开启，获得工业部门生产力水平提升带来的回报。工业部门持续提高生产力的巨大潜力反过来可以带来持续的经济增长和持续的结构转型，引导经济走上快速发展的道路。此外，工业化转型过程中通过专业化、规模化生产和全球化开放的贸易获取全球经济竞争的比较优势，并将其转化为全球需求中更高的市场份额。这一阶段的主要特征表现为经济的增长与结构的高速变动相互影响、相互促进。因此，工业化转型进程中的经济处于快速增长阶段，经济增长不仅表现为劳动力和资本等生产要素的投入增长效应，而且表现为需求结构与供给结构变动的增长效应。一旦步入后工业化时代，技术进步便成为了劳动生产率和全要素生产率的提升的主要形式。这是因为实现工业化的国家与其他国家技术差异明显缩小，技术引进和吸收带来的“技术红利”的边际效应不断缩减。经济增长的速度与技术进步的速度高度相关，不能依靠技术进步和科技创新实现经济结构转型升级的国家难以保持经济可持续增长，陷入中等收入

陷阱风险大幅增加。

一般来说，某种经济结构转型基本完成后，经济增速普遍都会出现明显的下滑。经过 40 余年工业的大规模扩张，我国已经形成结构合理、门类齐全的现代化工业体系。在工业化进程方面，中国工业化水平已经进入到工业化后期，2015 年中国工业化综合指数为 84，2020 年中国工业化综合指数预计将达到 100（黄群慧等，2017）。也就是说，我国已基本完成工业化进程，依赖工业转型释放“工业化红利”促进经济增长的发展方式难以维系。

第二次经济结构转型升级的特征是农业和工业的比重均下降，服务业的比重持续上升，成为经济的主导产业。经济结构服务化进程往往发生在后工业化阶段，极易发生“去工业化”和“脱实向虚”等现象。一旦工业化进程接近尾声，随着经济结构服务化趋势逐渐增强，对经济增长的负面影响日益凸显。首先，劳动力由工业向服务业方面加速转移，拉低了全社会的劳动生产率。当达到中等收入水平后，经济发展由“结构性加速”向“结构性减速”转变，劳动生产率和全要素生产率持续下降，这一副作用影响经济增长率与经济增长的可持续性。（袁富华，2012）。其次，工业化阶段演替到服务经济阶段时，还面临结构性减速的三重冲击，资本增长的倒 U 型趋势、劳动力增长的倒型趋势、干中学效应的逐步衰减（张平等，2014）。最后，无论经济处于繁荣时期还是萧条时期，经济结构服务化转型失业率均会比前期上升（格鲁伯和沃克，1993）。过早的去工业化或者缺乏生产性服务业有效支撑可能带来效率下降的“逆库兹涅茨化”问题，抑制经济增长，进而陷入中等收入陷阱。例如，阿根廷、巴西、墨西哥等拉美国家过早的去工业化，服务业占比不断提升，大多出现了低效经济结构服务化转型的“鲍莫尔成本病”，¹技术密集型的生产性服务业相对欠缺，经济结构虽转型而未升级，经济长期增长动力丧失，陷入中等收入陷阱。

我国经济新常态的实质是经济结构的动态调整和经济高质量发展的本质需求。劳动生产率和全要素生产率的提升仍将是未来我国经济增长的核心动力，也是化解“结构性减速”的主要途径。在要素边际报酬递减的不利影响下，经济结构转型升级是推动经济增长的长期动力，未来中国经济增长既要寻找新的全要素生产率源泉，也要挖掘传统全要素生产率的潜力（蔡昉，2013）。如果中国能成功开启下一阶段的经济结构转型，那么就会填补后工业时代经济结构服务化转型带来的生产率下降（Felipe 和 Mehta，2016）。这里我们需要重点关注经济结构转型对于全要素生产率的改进，特别是要结合数字化转型的结构升级来提升全要素生产率。数字经济是继农业经济、工业经济之后的第三种经济形态，包括数字产业化和产业数字

¹ 由于制造业效率的不断提升，那些劳动密集型的行业的成本会不断上升，从而失去竞争力。同样，反过来，那些能很好解决劳动密集型问题的行业则能在效率上得到极大提升。

化两个方面，可以看作是以数据作为关键要素、以数字技术作为关键支撑对传统产业（包括农业、工业、服务业）的全方位、全角度、全链条的数字化改造。现阶段，我国经济结构开启了数字化转型的新征程。从经济结构转型的角度看，我国进入了一个新的经济发展阶段，正经历第三次转型和效率模式的重构，即经济结构数字化阶段。经济结构数字化转型解决了经济体可能陷入低价值生产活动、缺乏功能性升级、无法导入全球价值链高端领域的困境，实现了经济增长由“量变”向“质变”突破（焦勇，2020）。

全要素生产率提升是推动经济可持续增长的重要途径，经济结构数字化转型的优势在于全要素生产率的提升。摆脱中等收入陷阱的国家普遍经历了更高的全要素生产率增长，更低的通货膨胀，以及一个相对快速的结构性转换过程，最终顺利过渡到高收入国家（Bulman 等，2016）。在数字经济和数字技术高速发展的今天，如果简单地以传统外生的人口、资源等生产要素作为比较优势制定经济发展策略，忽视经济结构数字化转型和智能化改造，将带来我国经济增长后续乏力的问题，最终我国经济发展的路径难以收敛于发达国家。数字化转型加速先进技术的扩散与数字技术的突破性创新，推动前沿技术与产业链、价值链深度融合。在后发优势积累和释放的过程中，实现技术差距向后发优势转变，吸收能力向社会能力和国家能力转变。我国全要素生产率水平仅为美国的 43% 左右，提升空间巨大。经济结构的数字化转型为我国实现技术赶超提供了一条捷径，通过为传统产业注入新活力，为经济增长注入新动能，促进全要素生产率提高，释放未来经济增长潜能，扩展经济发展空间。

三、数字经济下的供给侧效率提升与供需精准匹配

经济增长的评价指标不仅仅局限于增长速度，更应该注重经济增长质量。数字经济在推动经济增长的同时，伴随着供给侧结构的动态调整。纵观世界经济发展史，想要培育潜在生产力，重点要从供给端入手，大力推动供给侧改革。供给侧结构改革的重点是通过优化要素配置和调整生产结构来提高供给体系质量和效率，增强供给结构对需求变化的适应性和灵活性，促进产能过剩有效化解，加快产业优化重组，降低企业成本，推动传统产业优化升级，培育发展新兴产业和现代服务业，增加公共产品和服务供给。产业体系内各影响因素的综合作用结果决定了产业结构的发展方向，以及供给结构调整的速度。数字经济对供给侧结构性改革意义重大，以数字技术赋能、数据为关键要素的数字经济，加快了经济系统内各要素的相互作用，推动了产业系统内的调整与变动，优化了各方面要素配置与组合方式，以使得产业结构调整和经济增长的动力实现最大化。

（一）供给体系优质、高效、多样化

数字经济培育了新技术、新产业、新业态、新模式，极大的丰富了产品种类与市场供给主体。一方面，实体经济全产业链的数字化转型催生了大量市场机遇，吸引了大量生产要素流向新兴产业中。数字经济降低了行业的进入门槛，大量中小企业应运而生。这些企业通过开创灵活多变的商业模式和经营手段，拓展了传统市场边界，增加了市场供给主体，促进了市场产品与服务的竞争。此外，技术水平是市场供给主体的内生决定的变量，技术进步表现为中间产品或消费品品种的增加（朱勇和吴易风，1999）。数字技术与数据要素对传统该产业进行深度改造，实体经济呈现出优质、高效、多样化的供给特征。另一方面，数字经济有效促进生产的专业化分工程度，在原有产业链的基础上不断延伸形成新的产业链。数字经济中生产者将抛弃单向设计、规模化生产等刚性思维，转而重视各市场主体的交互设计和多品种定制化生产经营，进而通过供需精准匹配实现产消合一，不仅提升了供给体系效率，而且解决了生产过剩的问题。

数字经济推动传统产业加速向网络化、数字化、智能化方向演进革新，持续催生制造业内部生产组织和外部产业组织变革，实现制造业生产效率提升和产品质量优化。产品质量差异表现为技术能力差异，持续产品创新和技术能力提升是打造供给质量的关键。当新技术范式或新一代技术进入一个还未定型的新兴产业，一个国家便可以创建自己不同与其他国家或地区的技术路径，走一条与技术领先者不同的技术路径，并借助此路径实现跨越式增长。一些后来者能通过技术进步与颠覆式创新，节省大量投资，并采用新的技术，从而与在位企业或国家的同行业竞争中扩大市场份额。新技术的不连续性可能导致新进入者的崛起，当所有国家或公司发现自己面临着一个新兴的技术经济范式的挑战之时，正是实行这一策略的最佳时机。数字技术是新一代技术革命的产物，这一新兴技术范式将对传统产业产生颠覆式影响，推动产业链由中低端向高端迈进，不断满足人民群众日益增长的消费升级需求。

数字经济下产品的供需更加均衡，极大地解决了供需结构错配的突出矛盾。数据要素的价值不断被放大，供给与需求在数量和结构上实现高度衔接。数据要素的使用打通了各环节的信息壁垒，极大的畅通了国内外生产要素循环体系，提高了资源配置量效率与供需匹配的市场化水平与精准度，有助于化解生产要素在区域间不协调、不平衡的结构性矛盾。此外，数字经济中生产者与消费者信息高度互联，消费者可以将个性化的需求、偏好反馈给生产者，甚至可以参与到企业生产、经营、管理等生产流程，生产者可以利用大数据分析、人工智能等数字技术感知瞬息万变的消费者需求，实现按需生产与精准营销，进而实现供给与需求的高水平的动态均衡。例如，红领集团借助于大数据与物联网实现了服装系列个性化产品的流

水线生产, 改变了传统的生产模式与商业理念, 满足了细分市场中消费者个性化定制需求。

(二) 创新体系网络化、开放化和协同化

我国产业整体处于全球价值链低端, 关键原因是创新能力不足。由于受技术水平和创新能力的约束, 现有的国际分工下产品科技含量较低, 削弱了产品供给的竞争优势。如果国家在发展到一定水平之前不从投资型战略转向创新型战略, 它们可能会陷入“非趋同陷阱”, 而无法触及世界技术前沿 (Acemoglu 等, 2006)。此外, 中国创新政策的一个关键缺陷是它没有加强企业之间以及企业和科研院所之间的协同创新。正如熊彼特 (1990) 所指出的, 只有当科学知识和技术发明被企业家转化为商业活动时, 创新才真正意义上的出现。创新能力建设是中国经济结构调整、改善经济增长方式、增强整体竞争优势、把中国建设成为创新型国家的关键一步。数字经济为产业创新发展提供了契机。从理论上讲, 创新就是建立一种更新的生产函数, 即全新的生产要素组合引入生产体系。数字经济中数据成为全新的要素, 为要素的重新组合提供了便利, 促进了企业生产方式和商业模式的创新, 为经济持续稳定增长提供可能。

现代化创新体系结构的变化, 本质上就是生产力和生产关系相互作用的结果, 与生产关系相匹配的生产力将推动新兴产业的竞相发展, 反过来适应生产力的生产关系将不断推动创新体系能力的提升。首先, 数字经济推动了企业内创新体系协同发展。工业化时代, 不管是直线制、职能制、直线职能制还是事业部制、矩阵制, 企业组织结构都像金字塔般一样, 呈现垂直化、科层制、等级制的特点, 在应对外部环境变化、资源配置等方面缺乏足够的灵活性。数字经济时代, 组织结构趋于网络化、扁平化, 企业的职能部门之间加强了相互配合、协作共赢, 对市场需求做出即时响应。设计部门可以和生产制造部门协同工作, 助力企业以较低的成本实现创新资源共享和产业链分工协作, 推动规模化的创新协同和成果转化。其次, 数字经济构建了有利于创新体系开放发展的创新网络和市场环境。数字技术和大数据推动创新体系集聚创新与战略整合, 产业原始创新、集成创新和引进消化吸收再创新能力大幅提高。借助数字信息平台, 人才、技术、资本、信息、服务等创新资源得以全球化配置, 推动创新要素实现自由流动、互动共享。单一线性的个体创新逐步向网络化的集体创新转变, 众包、众创、众筹、线上到线下等新型创新方式广泛应用。政府、企业、高校、院所、协会、消费者等多元创新主体充分参与, 分工明确、利益共享的政产学研用创新体系发挥重要作用, 形成了多主体、多领域、多部门、多维度深度融合创新, 提高了创新要素的跨部门协调能力, 最大程度释放创新潜能。

（三）生产方式模块化、柔性化、社会化

数字经济可以看作是一场“经济革命”，“经济革命”揭示的是经济系统三个层面的显著变化：一是社会生产潜力的变化；二是知识储备的本质变化；三是实现生产潜力的组织方面的本质变化（詹姆斯和史迪夫，2000）。技术革命的快速演进启示我们，生产方式数字化转型不再是能不能的问题，而是面向未来发展的一次系统性变革。多元化、个性化的市场需求要求企业产线具备快速调整的能力。这就要求企业生产车间和工艺工序转变为模块，按照一定的规则对模块进行组合、改型，进而构成更加复杂思维系统或生产过程。产品的模块化由两部分组成，一部分是所有产品共有的，另一部分是体现产品定制特征的。企业根据客户需求将这种模块化的半自律子系统与其他生产要素组合，构成全新的生产系统，生产不同的产品与服务，既提高了速度与效率，又能满足不同人群对不同功能和性能的产品与服务需求。其中，可组合模块化（*sectional modularity*）可提供最大程度的多样化和定制化，允许任何数量的不同构建类型按任何方式进行配置，只要每一构件与另一构件以标准接口进行连接，如同乐高儿童积木，组成积木的对象个数仅仅受想象力的限制（派恩，2000）。

传统经济范式下，大规模流水线式集中生产是生产组织的主流形态。数字经济降低了企业的搜索成本、复制成本、运输成本、溯源成本以及认证成本，极大地提升了生产的柔性化、供应链协同以及对生产风险的管控（Goldfarb 和 Tucker，2017）。柔性化生产中网络化协同、云制造等新型制造模式加速应用，使得产业组织中的各环节可被无限细分，小型化、网络化生产方式成为新的趋势。企业生产可以线上与线下相结合，突破时间和空间约束，实现异地企业间的资源共享和业务协同。还可以根据市场信息调整生产计划、优化要素配置、弹性释放产能、加快库存周转，降低生产系统复杂性与不确定性。这些新型生产方式，正成为企业提高产品附加值、增强市场竞争力的重要手段。

“资产阶级要是不把这些有限的生产资料从个人的生产资料变为社会化的，即只能由一批人共同使用的生产资料，就不能把它们变成强大的生产力”。¹数字经济下生产方式的开放性与包容性是与传统经济的主要差别之一。得益于数字经济中数字技术和数据要素的开放性，生产资料、生产工具劳动者之间联系的更加紧密，使生产方式社会化成为可能。如果用户对自我偏好有更好的了解、更好地表达偏好并且更多地参与到产品中，那么获得的价值就会更高（Franke 等，2009）。数字经济下生产方式社会化分工网络不断完善，企业与用户和社会联系日益紧密，协同生产、模块化生产逐步成为生产经营的新常态。也就是说，对于

¹ 引自马克思，恩格斯：《马克思恩格斯选集》（第3卷），人民出版社2012年版，第799页。

分散的、按习惯进行的生产过程不断地变成社会结合的、用科学处理的生产过程（马克思，2004）。

四、内循环主导下数字经济重振需求侧三驾马车

推动经济增长跨越中等收入陷阱，不仅要发挥供给侧结构性改革的推动作用，而且要发挥需求侧的拉动作用。陷入中等收入陷阱的国家通常表现为有效需求不足，政府财政政策和货币政策收效甚微。特别的，当一个国家处于中等收入向高收入过度的进程中，需求侧对于经济增长的短期拉动作用尤为重要。数字经济下拉动经济增长需求侧的三驾马车的动力源已发生深刻变化，正在向新基建、消费升级和数字贸易转变。其中，作为新基建主要内容的数字经济具有正外部性和溢出效应，改变了消费者的消费方式，提升产品与服务国际市场的比较优势。

（一）数字经济改变市场投资方向

近年来，数字经济蓬勃发展，经济社会的数字化转型需求与政府有针对性的政策支持拉动了数字经济投资的增长。数字经济投资具有较高的社会效益，短期内拉动经济增长效果显著，对全要素生产率提升、产业结构转型升级和技术进步发挥着重要作用。数字经济相关领域投资调动了市场投资的积极性和信心，正成为吸引民间投资与政府投资的重点方向。2018年，计算机、通信和其他电子设备制造业固定资产投资同比增长 16.6%，互联网和相关服务业固定资产投资同比增长 37.6%，数字经济相关领域投资增幅显著高于其他产业。¹数字经济投资大致可以分为以下两个方面：一是数字产业化投资，我国在信息通信相关产业与发达国家仍存在加大差距，尤其是在高端芯片、操作系统、核心元器件等产业。这些数字产业领域关乎我国经济发展质量和国家经济安全，国产替代需求不断增长。长期来看，数字产业化投资具有较大的投资空间与发展潜力。二是产业数字化投资，随着数字技术对传统产业深度融合，传统企业数字化转型投资稳步增长，包括生产的数字化转型投资、经营的数字化转型投资和管理的数字化转型投资。

基于当前经济发展国内外形势的复杂性和新冠肺炎疫情的负面影响，数字经济设施投资被提到了新的高度。自 2018 年中央经济工作会议提出“新基建”要求以来，中央政府及地方政府出台多个相关政策和指导意见支持新基建的发展，新基建的建设进度明显加快。数字经济已改变市场投资方向，并正在改变全球价值链取向，在发展中国家投资互联网等数字经济基础设施，可以较快改善国内投资环境（徐惠喜，2017）。新基建不仅能够直接拉动投资

¹ 引自国家统计局与网站：http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201901/t20190121_1645780.html。

需求的增长，而且还能通过带动新一轮产业投资与技术投资，发挥新基建在新旧动能转化和产业结构升级中的积极作用，间接促进社会资本对于数字经济中新兴产业和新兴技术等相关领域的投资。

“稳投资”作为“六保”、“六稳”中关键的一环，数字基础设施建设具有紧迫性和重要性，不仅是逆周期投资重点方向，也是未来稳增长的重要发力点之一。与公路、铁路、航运、机场等组成的传统基建类似，数字经济基础设施在数字经济高质量发展中发挥着支撑作用，正成为世界各国抢占全球竞争制高点的关键所在。从经济实践上来看，传统投资中约有40%的投资需求转化为工资等形式的消费需求（戚聿东，1993；罗云毅，2004）。由于新基建属于典型的技术密集型基础设施，为新基建投资而提供的产品与服务涉及的经济部门范围更广，投资需求转化的消费需求比例有望进一步上升。在34万亿元的政策加持下，新基建投资有望激活新一轮“新消费”。

（二）数字经济推动消费升级

传统经济理论中，消费升级与居民的当期收入、预期收入和社会保障体系息息相关，例如，凯恩斯在《就业、利息与货币通论》中提出的“绝对收入理论假说”；杜森贝利提出的“相对收入理论假说”；莫迪利安尼提出的“生命周期理论假说”。随着经济理论不断发展，将收入理论作为居民消费研究的基础理论难以完全解释现阶段居民消费升级的全貌。数字技术的进步和数据要素等外生变量逐渐衍生为消费扩张的驱动因素，产业与服务质量的提升、消费方式的便捷性、交易成本的压缩和供需的跨区域匹配等因素正成为影响消费升级的诱因。

消费升级对于发展生产力，促进经济发展至关重要。马克思指出了消费升级的具体路径。“第一，要求扩大现有的消费量；第二，要求把现有的消费量推广到更大的范围，以便造成新的需要；第三，要求生产出新的需要，发现和创造出新的使用价值”。¹从马克思的这些论述中可以引申出发消费升级的主要途径，包括三个层次的升级：一是消费结构升级。数字经济中消费需求正在向多样化、个性化、高层次发展，这就是列宁概括的“需要上升规律”。根据马斯洛所提出的“基本需求层次理论”，需求层次高低之分可以分为精神性价值需求和物质性价值需求，人类对于这些需求的表现出不同的迫切程度，人类最迫切的需求成为激励人类行为的动因（Maslow，1943）。物质产品的物质性需求主要是一种刚性需求，数字产品的精神性需求主要是一种心理需求，两种需求相互重叠和依存。当人类的基本物质需求得

¹ 引自马克思，恩格斯：《马克思恩格斯全集》（第46卷），人民出版社1979年版，第391页。

到满足以后, 人类的需求更加注重精神层次的满足和自我价值的实现 (Pittman 和 Zeigler, 2007)。二是消费方式的升级。随着数字经济中物流、移动支付、平台等配套行业逐渐完善, 消费方式向网络化和平台化过度, 传统的消费方式正在被重塑。数字经济中线下市场与线上市场互为补充, 扩大了传统市场的边界。在线消费已成为重要的消费方式之一, 可以看做是一种跨区域、全天候的消费方式, 弥合了区域市场分割, 推动区域市场向全球市场迈进, 极大地促进了商品的流通, 扩充了市场容量, 拉近了生产商与消费者之间的距离。线上市场的出现还削弱了市场信息不对称, 减少了市场运行过程中结构性摩擦和交易运行成本, 提高了市场交易效率 (陈林和张家才, 2020)。三是消费业态的扩充。数字经济降低了企业市场准入门槛, 经济数字化转型使企业面临着新的竞争来源、新的市场和机会。企业比以往任何时候都更容易进入新的市场, 世界上越来越多的市场主体被联系在一起, 一个更大的市场就变得触手可及, 加之数字技术与各类传统消费业态深度融合, 大量的新产品、新业态、新服务不断涌现, 催生了消费升级的内生动力。

(三) 数字经济培育出口新优势

我国作为传统贸易大国, 拥有规模庞大的国际市场需求。提高我国对外开放水平, 增加我国出口产品与服务的数量和质量, 既是保障稳增长的重要抓手, 也是构建国际国内双循环相互促进的新发展格局的战略选择。数字经济正改变国际贸易形势, 深化中国与世界各国与地区的经贸合作, 密切各经济主体间的联系。正如恩格斯所言“大工业便把世界各国人民互相联系起来, 把所有地方性的小市场联合成为一个世界市场”。¹数字经济不仅将小市场联合成大市场, 而且还提高了市场内资源的流动效率。数字贸易是数字经济时代贸易方式的数字化转型的结果, 是数字技术和数据要素赋能和渗透的产物, 同时也是未来贸易发展的重点方向。新冠疫情蔓延使国际贸易面临着不确定性与诸多挑战, 数字贸易的优势进一步凸显。

数字贸易给国际贸易赋予了新的内涵, 也为我国对外贸易发展的带来了新机遇。数字贸易与传统贸易在贸易参与者、贸易对象、贸易时效以及监管政策等方面存在着显著差异, 其集约化、无界化和平台化的发展趋势能够实现生产要素的全球高效配置 (刘洪愧, 2020)。从贸易成本和效率的角度来看, 数字贸易发展能够降低交易成本, 提升国际贸易的速度和质量。数字技术的发展与应用能够降低我国获取市场信息、寻找贸易伙伴、建立贸易关系以及履行交付义务的成本, 进而降低了由进口国信息壁垒及市场制度约束造成的“人为阻力” (范鑫, 2020)。数字贸易还有助于克服生产的固定成本和贸易的区位成本, 拓展贸易的边界 (鞠

¹ 引自马克思, 恩格斯: 《马克思恩格斯全集》(第 4 卷), 人民出版社 1958 年版, 第 361-362 页。

雪楠等，2020）。数字贸易的洽谈、合同签订、资金支付等过程以数字化方式完成，交易方式无纸化、虚拟化，在贸易洽谈、产品和服务交付、资金支付等环节比传统贸易流程要简便许多，极大地提高了贸易效率（李忠民等，2014）。从贸易的市场主体来看，数字贸易将吸引更多的中小微企业甚至是消费者参与到贸易全球化进程中。传统经济中只有规模庞大、经济实力雄厚、技术先进的大企业有能力从事对外出口贸易。数字贸易为中小微企业提供了一个全新的对外贸易组织形式，C2C、O2O 等多样化的贸易方式有利于中小微企业融入全球价值链体系。从出口贸易结构的角度来看，数字贸易能够优化贸易结构。一是数字贸易将打造高度一体化的全球生产网络，推动我国贸易结构向全球价值链高端迈进。二是数字经济拓展产品与服务的可贸易化程度。贸易对象的数字化使的以数据形式存在的商品能够借助数字技术实现高速传输，无形产品与服务成为重要的贸易商品，例如在线教育、版权交易、金融服务等实现了跨国界交易。三是数字经济发展提升服务贸易在对外贸易中的比重。数字技术不仅催生了服务行业、服务产品，而且还与金融、医疗、教育等传统服务业深度融合，使其真正成为我国新一轮对外贸易扩张的重点领域。

五、经济数字化转型趋势下跨越中等收入陷阱的中国方案

从我国当前的发展环境来看，“数字化”主要是适应新一轮工业革命、技术革命以及国内要素条件和发展阶段转变提出的新课题，服务经济社会数字化转型新要求，支撑实现“两个一百年”奋斗目标。经济数字化转型就是体现新理念，采用新要素，拥有新结构、新动力、新模式，配套新机制，能够解决中等收入陷阱乃至我国社会经济全局战略性问题的重要途径。新冠疫情影响下经济增长减速的表象背后，暗藏着经济结构数字化转型升级的发展需求，伴随着数量型经济增长向质量型经济增长过度的转变。可以预见，“十四五”期间及未来，经济数字化转型将成为引领中国经济增长的主线，数据要素和数字技术将成为价值创造与质量提升的战略重点，数字产业化与产业数字化将成为我国产业结构优化升级主要路径。这就意味着，面对新形势新挑战，推动给经济增长，跨越中等收入陷阱，必须准确把握好推动经济增长数字化转型这一着力点，加快实现我国经济发展质量变革、效率变革和动力变革。

（一）适应发展阶段演替的基本规律，推动经济增长动力根本性转变

目前，我国经济发展已处于发展方式转型和新旧动能转换的关键阶段，经济社会发展过程中面临供给侧产业结构不合理、创新能力不足、生产方式相对落后和需求侧消费需求乏力、投资动力不足、对外贸易形势严峻等发展阶段性新特征。加快转变经济发展方式是跨越中等收入陷阱的主线，也是推动经济可持续发展的必由之路。转变经济发展方式，显然是适应发

展阶段演替的基本规律,把握经济结构战略性调整的历史机遇,促进经济增长可持续发展的长效机制。从理论上讲,数字经济发展依靠数据资本和数字技术等无形资产对要素的重新组合,是创造新的增长要素,它不仅解决了要素边际报酬递减和稀缺性的制约问题,而且为经济持续增长提供了可能。从历史经验来看,经济结构转型升级释放出新的活力与创造力,是历次重大危机后走出世界经济困境、实现复苏的根本。数字经济作为全新的经济形态是我国新旧动能转换的重要引擎,是转变经济增长动力的必然选择。熊彼特认为创新是推动经济持续发展的根本力量。结合数字化阶段变迁来看,一个国家或地区在数字化转型的中前期阶段,经济增长主要依赖于数字产业化进程,数字经济发展进程相对较快,数字化转型对经济的驱动作用尚未完全发挥出来;在数字化中后期阶段,经济增长依赖于数字产业化与产业数字化协同推进,转变经济发展方式、优化产业结构成为经济高质量发展的重要支撑,经济增长主要依赖于数字技术进步、产品与服务创新以及数据要素的大规模应用,呈现出高端化、融合化、精细化、服务化等高质量发展趋势的时代特征。

抓住增长方式转变的历史机遇,跨越中等收入陷阱,就是要充分发挥经济结构数字化转型的核心引擎作用,推动科技创新、制度创新、产业创新、企业创新、市场创新、产品创新、业态创新、管理创新,为传统产业发展注入新动力,并不断催生新技术、新产业、新业务、新模式,加快形成以数字化转型为主要引领和支撑的经济增长动力体系。从制度的视角,明确的产权与清晰的组织制度是个人财富增长的保证和数字经济增长的关键。而随着经济社会发展阶段的变化,旧的制度环境如果不能跟随经济增长而革新,就会严重阻碍技术进步和生产效率提高,进而加剧不公平竞争,导致市场秩序混乱和经济衰退。这就要求制度环境需要立足于数字经济发展新特征,满足新时代经济发展需要。政府需要破解经济社会发展的深层次难题,提供良好的市场环境和制度保障,为数字经济健康发展提供良好的激励与支撑条件。并通过不断技术、金融、人才等各领域的体制机制改革,破除生产要素合理流动和有效配置的障碍,不断完善市场竞争、财政和税收、创新等政策体系,营造良好的市场环境和制度环境,为数字经济高质量发展提供根本保障。

充分释放数字经济发展带来的数字红利,跨越中等收入陷阱,还要规避数字经济发展潜在的负面效应。虽然我国数字经济发展取得了举世瞩目的成绩,但是数字经济发展带来的负面效应日益凸显,诸如平台“二选一”、大数据“杀熟”、算法合谋、企业间屏蔽、数据泄露、扼杀式并购、共享单车乱停放、“白色污染”等负面效应严重阻碍了数字经济的健康发展。这就要求政府要未雨绸缪,制定数字经济发展战略规划与远景目标,缓解数字经济发展带来的负面效应对于经济增长的抑制作用。

（二）强化数据要素作为数字经济的支撑作用，助推数字经济高质量发展

随着数字经济的蓬勃发展，全球数据增速符合大数据摩尔定律，大约每两年翻一番，数据日益成为各国重要的战略资产。《经济学人》杂志封面文章《世界上最宝贵的资源》中指出，未来数字经济发展中，数据将取代石油成为后工业时代最为重要的大宗商品。虽然未来一段时期，数据等引发的技术变革将会代表新的生产力和新的发展方向，但也面临着数据流通、保护、定价、安全等诸多问题，极大地制约了数据要素市场交易机制的形成，阻碍完善数据要素的完善。而企业之间、行业之间、企业上下游之间的“数据孤岛”情况更是广泛存在，使得企业的运行、生产工艺等方面海量的数据处于“沉睡”状态。经济社会还无法在数据流通交互中充分释放潜在的巨大价值，也造成很多数字技术的应用处于“无水之源、无本之木”的尴尬境地。

首先，政府应该着手推动经济发展从以资本、土地和劳动力为主的传统生产要素向数据等新生产要素转变。建立数据要素市场化配置机制，健全国家数据资源管理体制，完善数据资产登记、定价、交易和知识产权保护等制度，加强数据资源目录管理、整合管理、质量管理、安全管理，培育数据要素交易市场。积极开展数据要素及其衍生品市场交易试点，鼓励产业链各市场主体利用数据交易平台进行交易，适当对大数据甲方的激励与补贴，推动数据要素的流动效率，提高数字要素供给与需求的匹配效率，积极培育数字产权中介机构和市场运营主体，完善数据要素代理人制度，提升知识数据价值和成果转化效率。其次，政府应推动数据要素的开放、流通、共享，充分释放数据要素的正外部性与数字红利。强化公共数据资源共享，完善和落实数据要素共享管理办法，建立集数据采集、存储、处理、分析、共享、应用等为一体的大数据服务平台，实现数据的获取、传输、存储、管理、共享一体化。建立公共数据资源开放共享的法规制度和政策体系，构建国家政府数据统一共享交换和开放平台，推动数据跨部门跨层级互通和协同共享，建立共享开放数据汇聚、存储和安全的管理机制，明确政府部门间、企业间和政企间数据共享机制以及流通方式。最后，政府应完善顶层设计，制定数据要素法律和政策制度。当前我国不仅缺少数据开发、确权、流通、保护等法律法规，还缺少数据要素治理模式与监管体系，通过法律法规明晰数据要素的产权归属、交易规则、监管措施迫在眉睫。¹因此，政府应加快数据要素相关法律法规的制定，明确数据要素权属划分，健全数据产权侵权行为实行惩罚性赔偿制度，不断增强对数据产权的保护。此外，政府还应注重提升数据要素的安全保障和风险防范水平，持续提升数据要素安全

¹ 尽管当前我国政府已制定相关法律推动数据要素市场的健康发展，诸如 2021 年 6 月 10 日第十三届全国人民代表大会常务委员会第二十九次会议通过的《中华人民共和国数据安全法》。

治理能力。

（三）促进数字经济与实体经济融合，加快数字产业化和产业数字化进程

21 世纪以来，数字技术再次掀起一轮高增长浪潮，数字经济与传统经济的深度融合大大改变了产业发展形态，共享经济、平台经济、智能制造等新兴领域方兴未艾，跨界融合态势持续演进，推动现代化经济发展体系结构向更高级的形态转变。加快数字经济与传统经济融合，必须发挥“新基建”的关键支撑作用。政府要加快“新基建”投资，推进 5G、工业互联网、云计算、物联网、数据中心等基础设施建设，增加对农村地区、中西部地区等短板地区的建设投资，加快 5G 标准研制、技术试验和商用步伐，大力拓展各类创新技术的应用场景建设，确保各类新型关键基础设施对经济增长发挥最大效用。推进数字经济与传统经济融合，必须发挥数字技术的“赋能”与“渗透”作用。传统经济面对生产要素成本上升、资源约束趋紧等形势，迫切需要数字技术对传统经济进行改造升级，从根本上解决产业结构不合理、创新能力不足、高端制造业“卡脖子”等问题，突破经济增长的瓶颈。对此，一是加强数字技术的供给能力。围绕战略性新兴产业重点领域，组织实施重大数字技术创新工程；瞄准世界前沿、行业发展和转型急需共性数字技术，通过自主创新、引进创新、集成创新，加大核心数字技术的研发、攻关、储备力度，形成源源不断的新技术供给，并加速数字技术成果转化。二是要把强化企业的数字技术研发主体地位作为重要任务，为企业家提供更完善的数字技术创新环境，完善知识产权保护体系，保障企业家技术研发收益，激发中小企业的数字技术研发，通过政府资金杠杆作用引导和鼓励企业增加数字技术基础研究经费，加强针对中小企业的公共服务平台建设，为中小企业营造良好的技术创新环境。

产业数字化和数字产业化是数字经济与实体经济融合的产物，实现经济社会高质量发展的必然选择。深化数字产业化转型，必须构建有利于数字产业化的市场制度体系，加快推进要素市场化改革，建立健全知识产权制度，完善知识产权执法体制，健全知识产权保护制度，促进数字技术标准化，基于知识产权与技术标准协同推进数字产业创新，加快打造具有国际竞争力的数字产业集群。同时，政府还应补充市场机制的不足，加强国家共性技术公共研究平台、科技公共服务平台与技术转移中心的建设，构建多层次的数字人才的培养体系。加快产业数字化进程，必须打造产业数字化转型生态链，整合国内外上下游产业，促进全产业链向更高层次转型升级。此外，数字经济发展的竞争领域已经由国家和地区间经济竞争扩展到数字企业间的竞争，我国数字企业无论是在规模还是在数量上均与美国存在较大差距。政府应积极引导和激励企业加快数字化转型，充分发挥企业作为数字化转型主体的主观能动性。搭建企业网络化、数字化、智能化协同创新平台，强化不同行业企业间产业数字化转型的联

动机制，实现更大范围、更广领域的产业数字化转型。只有这样，才能充分发挥数字产业与产业数字化双轮驱动作用，推动经济增长，进而跨越中等收入陷阱。

政府数字监管能力亟待提升。数字经济属于新兴事物，传统监管条块化和属地化分割严重，难以适应数字经济发展需要。2017年国务院印发了《“十三五”市场监管规划》，提出要改变传统“管”的观念，把激发市场活力和创造力作为市场监管的重要方向，特别提出要适应新技术、新产业、新业态、新模式蓬勃发展的趋势。“十四五”期间的“放管服”改革中应该继续坚持放松规制的基本原则，实行简约监管、包容监管、审慎监管、智慧监管等监管方式，充分发挥市场在资源配置中的决定性作用。同时，政府应加快职能转变，着力优化政府服务，提升政府数字治理能力，更好的发挥“看得见的手”的积极作用。

六、小结

在我国全面建成小康社会和实现第一个一百年目标之后，“十四五”时期站在了开启全面建设社会主义现代化国家新征程和向第二个百年奋斗目标进军的起跑点之上。我国正处于跨越中等收入陷阱的战略机遇期，在百年未有大变局之下，如何乘势而上，在危机中育先机、于变局中开新局，顺利跨越中等收入陷阱，将是“十四五”时期重要课题。第一次革命使英国成为世界头号国家；第二次革命使美国迅猛崛起，柯立芝政府创造了以汽车和电力等行业迅速发展拉动的国民经济“黄金增长期”，史称“柯立芝繁荣”（*Coolidge Prosperity*）；20世纪50年代以来发生的第三次工业革命给了日本迎头赶上的机遇；第四次工业革命给中国创造了千载难逢的赶超机遇。作为新一轮工业革命和技术革命的产物的数字经济，赋予了传统经济社会发展的“新赛道”和“新动能”，正成为引领经济增长的主导力量。为此，“十四五”期间，我国需要积极把握数字经济发展历史机遇，顺应数字经济发展洪流，加快经济结构数字化转型，推进数字产业化和产业数字化。借助数字经济的快速发展推动经济结构转型升级与经济增长，中国经济有望在未来五年左右顺利实现“变道超车”并迈入高收入国家行列。

【参考文献】

- [1] 白重恩, 张琼. 中国的资本回报率及其影响因素分析[J]. 世界经济, 2014, (10):3-30.
- [2] 蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J]. 中国社会科学, 2013, (01):56-71.
- [3] 陈林, 张家才. 数字时代中的相关市场理论: 从单边市场到双边市场[J]. 财经研究, 2020, (03):109-123.
- [4] 范鑫. 数字经济发展、国际贸易效率与贸易不确定性[J]. 财贸经济, 2020, (08):145-160.
- [5] [加]赫伯特 G 格鲁伯, 迈克尔 A 沃克:《服务业的增长:原因与影响》, 陈彪如译, 上海:三联书店, 1993.
- [6] 黄群慧, 李芳芳. 中国工业化进程报告(1995~2020) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2020.
- [7] 焦勇. 数字经济赋能制造业转型: 从价值重塑到价值创造[J]. 经济学家, 2020, (6): 87-94.
- [8] 鞠雪楠, 赵宣凯, 孙宝文. 跨境电商平台克服了哪些贸易成本?——来自“敦煌网”数据的经验证据[J]. 经济研究, 2020, (02):181-196.
- [9] 刘洪愧. 数字贸易发展的经济效应与推进方略[J]. 改革, 2020, (03):40-52.
- [10] 李忠民, 周维颖, 田仲他. 数字贸易:发展态势、影响及对策[J]. 国际经济评论, 2014, (06):131-144.
- [11] 李成友, 孙涛, 王硕. 人口结构红利、财政支出偏向与中国城乡收入差距[J]. 经济学动态, 2021, (1): 105-124.
- [12] 李华林. 如何让存款保值增值[N]. 经济日报, 2018-5-26 (6).
- [13] 罗云毅. 投资需求向消费需求转化的数量关系分析[J]. 宏观经济研究, 2004, (01):43-46.
- [14] [美]华尔特·惠特曼·罗斯托. 从起飞进入持续增长的经济学[M]. 贺力平译. 成都:四川人民出版社, 1988.
- [15] 马克思. 资本论(第1卷) [M]. 北京: 人民出版社, 2004.
- [16] [瑞士]皮亚杰. 结构主义[M].倪连生、王琳译. 北京: 商务印书馆, 1984.
- [17] 戚聿东. 双重膨胀论是能成立的[N]. 经济参考报, 1993-1-27 (2).
- [18] 青木昌彦, 安藤晴彦. 模块时代: 新产业结构的本质[M]. 上海:上海远东出版社, 2003.
- [19] [美]霍利斯·钱纳里, 谢尔曼·鲁宾逊, 摩西·赛尔. 工业化与经济增长的比较研究[M].吴奇等译. 上海:上海三联书店, 1989.
- [20] [美]约瑟夫·熊彼特. 经济发展理论[M].何畏等译. 北京: 商务印书馆,1990.
- [21] 徐惠喜. 数字经济改变全球投资模式[N]. 经济日报, 2017-6-12 (9).
- [22] 袁富华. 长期增长过程的“结构性加速”与“结构性减速”:一种解释[J]. 经济研究, 2012, (03):127-140.
- [23] [美]B·约瑟夫·派恩. 大规模定制: 企业竞争的新前沿[M].操云甫译. 北京: 中国人民大学出版社, 2000.
- [24] 张平, 刘霞辉, 袁富华, 王宏淼, 陆明涛, 张磊. 中国经济增长的低效率冲击与减速治理[J]. 经济研究, 2014, (12):4-17.
- [25] 张平, 刘霞辉, 张晓晶, 张自然, 王宏淼, 袁富华. 资本化扩张与赶超型经济的技术进步[J]. 经济研究, 2010, (05):4-20.
- [26] 张德荣. “中等收入陷阱”发生机理与中国经济增长的阶段性动力[J]. 经济研究, 2013, (09):17-29.
- [27] 周振华. 现代经济增长中的结构效应[M]. 上海:上海三联书店, 1991.
- [28] 朱勇, 吴易风. 技术进步与经济的内生增长——新增长理论发展述评[J]. 中国社会科学, 1999, (01):21-39.

- [29] [美]詹姆斯 A 道, 史迪夫 H 汉科. 发展经济学的革命[M].黄祖辉、蒋文华译. 上海: 上海人民出版社, 2020.
- [30] Agénor P R. Caught in the Middle? The economics of middle-income traps[J]. *Journal of Economic Surveys*, 2017, 31(3): 771-791.
- [31] Acemoglu D, Aghion P, Zilibotti F. Distance to frontier, selection, and economic growth[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2006, 4(1): 37-74.
- [32] Aiyar S, Duval A R, Puy D , et al. Growth slowdowns and the middle-income trap[R]. Working PaperNo. 13/71, 2013.
- [33] Barro R J, Sala-I-Martin M X. Capital mobility in neoclassical models of growth[J]. *The American Economic Review*, 1995, 85(1): 103-115.
- [34] Bulman D, Eden M, Nguyen H. Transitioning from low-income growth to high-income growth : is there a middle income Trap[J]. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2016, 22(1): 1-24.
- [35] Eichengreen B, Park D, Shin K. When fast economies slow down: international evidence and implications for china[J]. *Asian Economic Papers*, 2012, 11(1): 42-87.
- [36] Franke N, Keinz P, Steger C J. Testing the value of customization: when do customers really prefer products tailored to their preferences?[J]. *Journal of Marketing*, 2009, 73(5): 103-121.
- [37] Felipe J, Mehta A. Deindustrialization? a global perspective[J]. *Economic Letters*, 2016, 149(1):148-151.
- [38] Goldfarb A, Tucker C. Digital economics[R]. NBER Working Paper, NO.23684,2017.
- [39] Glawe L, Wagner H. The middle-income trap - definitions, theories and countries concerned: a literature survey[J]. *Comparative Economic Studies*, 2016, 58(4): 507-538.
- [40] Kharas H, Kohli H. What is the middle income trap, why do countries fall into it, and how can it be avoided[J]. *Global Journal of Emerging Market Economies*, 2011, 3(3): 281-289.
- [41] Lewis W. Economic Development with unlimited supplies of labor[J]. *Manchester School of Economic and Social Studies*, 1954, 22(2): 139-191.
- [42] Maslow A H. A theory of human motivation[J]. *Psychological Review*, 1943, 50(4): 370-396.
- [43] Pittman T S, Zeigler, K R . Basic human needs[J]. *Arie W. Kruglanski*, 2007, 10(1): 473-489.
- [44] Swiecki T. Determinants of structural change[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2017, 24(1): 95-131
- [45] Wu Y. Structural changes in chinese economy: progress and challenges[J]. *East Asian policy (Singapore)*, 2018, 10(4): 49-59.

The development of the digital economy, the transformation of the economic structure and the leaping of the middle-income trap

Qi Yudong, Chu Xi

(Business School, Beijing Normal University, Beijing, 100875, China)

Abstract: At present, China's economy is in the key stage of the transformation of development mode and the transformation of new and old kinetic energy. Whether it can successfully cross the middle-income trap has become an important issue of general concern. Driven by artificial intelligence, blockchain, cloud computing, big data and other underlying digital technologies, the fourth industrial revolution with the booming digital economy as its main content has provided important opportunities for China's economy to "overtake" and cross the middle-income trap.

In sharp contrast to the booming digital economy, few literatures focus on the problems related to the cross domain middle-income trap caused by the development of digital economy in the context of economic restructuring. In particular, the research on how to promote high-quality economic development through the supply side and demand side of the economic structure transformation brought by the development of digital economy has not been mentioned. All of the above have not been considered in previous academic research, and this is one of the starting points of this paper. This study shows that: (1) the key to cross the middle-income trap is the transformation of development mode, the optimization of industrial structure and the transformation of growth momentum brought by the deep integration of digital economy and real economy(2) From the perspective of the supply side, digital economy can improve the quality and efficiency of the supply side and promote the structural reform and economic growth of the supply side from the following three aspects: first, the supply system is high-quality, efficient and diversified; second, the supply system is diversified; Second, the innovation system is networked, open and collaborative; Third, the mode of production is modularized, flexible and socialized(3) From the demand side, digital economy can help the new momentum of the "troika" by changing the direction of market investment, promoting consumption upgrading and cultivating export advantages(4) To successfully cross the middle-income trap, we should adapt to the basic law of the succession of development stages and promote the fundamental transformation of the driving force of economic growth; Strengthen the data elements as the supporting role of digital economy, boost the high-quality development of digital economy; Promote the integration of digital economy and real economy, and accelerate the process of digital industrialization and industrial digitization.

The possible contributions of this paper are as follows: first, it analyzes the domestic and

international situations and challenges faced by China in crossing the middle-income trap, and points out the practical significance of the development of digital economy for China in crossing the middle-income trap; Second, from the perspective of economic structure transformation, it analyzes the potential of quality change, efficiency change and dynamic change of China's economic development, which points out the direction for the transformation of new and old kinetic energy, the improvement of total factor productivity and the high-quality development of economy and society; The third is to analyze the role of digital economy in improving the efficiency of the supply side and accurately matching the supply and demand, and demonstrate the positive impact of digital economy on the supply side from three aspects of supply system, innovation system and production mode. The fourth is to analyze the specific ways of digital economy development to revive the demand side troika, and to summarize the mechanism of digital economy development to revive the demand side from three aspects of market investment direction, consumption upgrading and new export advantages; Fifthly, it puts forward a Chinese plan to cross the middle-income trap under the trend of economic digital transformation, which provides theoretical support for the government to formulate relevant policies and cross the middle-income trap.

Keywords: Digital economy, economic structure transformation, Middle Income Trap

金融科技与货币政策有效性：数量型与 价格型工具的比较研究¹

宋清华² 谢坤³ 邓伟⁴

【摘要】快速发展的金融科技在优化金融资源配置的同时，也会对货币政策的有效性产生影响。本文将金融科技纳入微观银行学框架，从理论层面剖析了金融科技影响货币政策的微观机理，在此基础上实证检验并比较了金融科技影响下数量型和价格型货币政策工具的有效性。研究发现，金融科技增强了贷款规模和贷款利率对市场利率的敏感性，提升了利率等价格型工具的货币政策效果，但削弱了货币供应量、法定存款准备金等数量型工具的货币供给作用；相比金融科技低发展区制而言，高区制下价格型货币政策工具的有效性在逐渐增强，数量型货币政策调控效果呈现出弱化特点，即金融科技影响货币政策具有“价升量减”效应。为了进一步提高我国货币政策有效性，我们建议：健全市场化利率形成和传导机制，完善货币供应调控机制，稳步提升金融科技水平。

【关键词】金融科技；货币政策；数量型工具；价格型工具

一、引言

科技赋能金融业高质量发展的一个显著特征是以大数据、区块链和人工智能等为代表的新兴技术逐渐成为一种新的生产要素不断驱动金融业向数字化和智能化方向转型。金融科技的快速发展及其应用不仅改善了金融资源配置效率，也改变了金融生态结构，影响了货币政策工具作用环境（何德旭等，2019）。虽然影响货币政策的因素众多，但货币政策作用于经济系统的本质是货币政策冲击在特定金融结构中的动态演进过程，因此货币政策有效性与其传导中介——金融结构密切相关（Agénor & Montiel，2015；战明华等，2020）。而随着以5G为代表的移动互联网等新兴技术在金融业的深入发展和广泛应用，金融科技创新正在逐步变革金融产业体系，重塑金融市场格局，由此对货币政策的实施效果产生了新的冲击。

回顾过去，中国货币政策调控手段从数量型为主到淡化M2增速预期再到更为关注价格型指标，央行的货币政策逐层向价格型推进，经济高质量发展也要求货币政策由传统的“大

¹ 原文刊发于《国际金融研究》2021年第7期。

² 宋清华，中南财经政法大学金融学院教授。

³ 谢坤，中南财经政法大学金融学院博士研究生。

⁴ 邓伟，中南财经政法大学会计学院副教授。

水漫灌”式规模扩张向“精准滴灌”式结构调整改革，货币政策应减少对数量型工具依赖而转向更具市场机制配置作用的价格型调控。但实践中，囿于利率传导机制不畅、微观主体利率敏感性弱等现实困境，货币政策当局不得不依赖于数量型手段以实现稳增长的预期目标（李成和吕昊旻，2019）。随着金融科技快速发展，一方面移动支付、电子货币等新型支付交易工具的兴起改变了广义货币供给规模，实施数量型调控效果可能差强人意，货币政策有效性式微；另一方面数字化、智能化交易提升了金融资产间流动转换速度，利率调节金融资产价格进而对居民消费、企业投资行为的影响也可能发生显著性改变。在货币政策逐层向价格型推进，而数量型工具依旧是一种重要调控手段下，金融科技对货币政策工具影响是“齐力协同”还是“此消彼长”？为此，厘清金融科技作用于货币政策微观机理，识别不同货币政策工具调控效果，对于深入推进货币政策调控方式的转型，渐近强化货币政策逆周期调节能力，稳步提升货币政策有效性具有重要的理论和现实意义。

二、文献综述

目前，围绕金融科技与货币政策关系的研究主要集中在两方面，一是基于宏观经济视角考察金融科技对货币政策调控目标的影响；二是从微观角度剖析金融科技影响货币政策有效性的传导机制。在宏观经济效应方面，国际货币基金组织（IMF）、金融稳定理事会（FSB）等国际组织普遍认为在有效监管金融创新风险前提下，金融科技为金融业发展创造了新的机遇。数字技术存在通用性，能够大幅提高劳动生产率，具有从根本上改变人类生产、生活方式潜力。金融科技有助于提升金融发展水平、包容性及效率，为实现潜在增长及减贫提供支持（张勋等，2019）。Acemoglu & Restrepo（2018）的研究指出金融科技提高了就业水平，这意味着货币政策调控效果有所增强。易行健和周利（2018）、Li et al.（2019）、杨伟明等（2021）证实了金融科技缓解了居民的流动性约束，提高了信息传播效率及支付便利，从而促进了消费支出增长。进一步，Heiskanen（2017）、唐松等（2019）从全要素生产率视角发现金融科技对经济增长存在显著的促进效应。

在金融科技的货币政策微观影响机制方面，数量型工具的运用前提是央行能够有效控制货币供应量，并且货币供应量与产出之间存在密切稳定关系，而实行价格调控则要求金融机构对市场利率具备高度相关性、适应性和灵敏性，进而央行调节市场利率能够对微观主体融资行为产生有效地预期引导影响。金融科技的发展促进了金融创新，部分金融衍生产品等金融科技实质具备了一定的信用创造功能，这使得传统的货币概念及层次愈发模糊，影响了货币需求与产出间的稳定。一方面大数据、人工智能算法等技术使商品和服务价格更容易动态、

精确调整, 引发价格变化更为频繁, 费雪交易方程表明价格的频繁变动会引致货币需求的剧烈波动, 在货币供给短期不变情况下, 货币产出与需求间的稳定性被打破(何德旭等, 2019)。另一方面利用 IT 技术与支付交易等金融业务融合创新产生出的电子货币、数字货币具有对实物通货的替代效果, 这些准货币的流通由于替代作用及流动性变化的影响会削弱央行通过货币乘数调节公众货币需求的效能(谢星和封思贤, 2019), 导致货币政策与经济体间的关联性降低。与此同时, 区块链技术的不可篡改特性、大数据分析监测技术等的应用有效解决了交易双方的信任问题(Macrinici et al., 2018), 这将有助于改善以信用契约法则为基础的利率配置资源效果。杨东和陈哲立(2020)指出金融科技使货币的概念及层次不断丰富和发展, 致使充当货币政策名义锚功能的货币供应量与最终目标间的可控性及相关性降低, 货币政策有效性受到影响。Mumtaz & Smith(2020)的研究指出金融科技改变了公众的货币需求, 使货币政策调控产出的效果发生偏离。战明华等(2020)利用拓展的 IS-LM-CC 模型证实了金融摩擦治理是金融科技影响货币政策效果的重要机制。

总体来看, 已有研究对金融科技与货币政策间的关系展开了一定探讨, 但主要侧重于考察金融科技对货币政策作用的总体效果, 基于货币政策调控方式转型及当前我国货币政策调控特点的现实背景下区分不同货币政策工具考察其如何受金融科技创新影响的文献较少。本文尝试对这一研究不足进行补充, 边际贡献包括: 一是从理论层面剖析了金融科技对货币政策工具作用的微观机理, 揭示了金融科技影响货币政策有效性的内在机制。二是借助具有区制转移特征的 MSVAR 模型, 完整刻画了不同金融科技发展区制下货币政策工具调控效果的动态变化特征, 为金融科技快速发展的新环境下货币政策工具有效性分析建立基础。三是将金融科技纳入货币政策效果方程, 实证估计了其货币政策有效性的影响。

三、理论分析与研究假设

本文的理论分析是基于微观银行学框架, 通过引入金融科技优化银行贷款决策改变货币政策工具传导效果。

(一) 理论分析框架

假设银行业市场完全竞争, 银行从居民处吸收存款(D), 按照法定存款准备金率(a)上缴法定存款准备金和存放中央银行超额准备金(ER)。在信贷市场上, 银行对企业提供贷款(L), 其资产可用于购买央票(B)和在同业市场上以市场利率(r_f)形式拆入与拆出资金(NR), 银行利润最大化可表示为:

$$\Pi = \underset{L,D,ER}{\text{Max}}\{r_l L + r_a aD + r_{er} ER + r_b B + r_f NR - r_d D - C(D, L, ER)\} \quad (1)$$

$$\text{Sit.NR} = D - L - ER - aD - B \quad (2)$$

利用拉格朗日函数，可得银行利润最大化的一阶条件为：

$$r_l = r_f + C'_L(L, D, ER) \quad (3)$$

$$r_d = r_a a - C'_D(L, D, ER) + r_f(1-a) \quad (4)$$

$$r_{er} = r_f + C'_{ER}(L, D, ER) \quad (5)$$

$$r_b = r_f \quad (6)$$

银行围绕利润最大化决策对应着不同收益资产和负债在配置结构与数量上存在一定内在联系。引入金融科技考察其如何改变银行资产负债行为进而影响到货币政策工具效果。在金融科技的诸多应用中，风险控制对银行行为的影响尤为重要，因为金融科技能够增强银行对借款信息的甄别，改善贷款市场中的信息不对称问题（Sutherland, 2018）。结合金融科技对银行贷款的功能，并参照我国银行贷款成本的一般分类，将贷款管理成本细分为预期贷款损失风险成本（ θ ）和贷款其他管理成本（ P ），即 $C_L(\theta, P)$ ，剔除其他因素影响，本文考虑贷款损失风险成本（ θ ）与金融科技（ t ）负相关，引入金融科技后的银行贷款利率可表示为： $r_l = R(r_f, \theta(t), p)$ ，其中， r_f 取决于同业市场的资金供求状况， p 为外生，则贷款利率可进一步表示为 $r_l = r_l(t)$ ，满足 $\partial r_l(t) / \partial t < 0$ 。

完全竞争条件下，银行贷款利率（ r_l ）、存款利率（ r_d ）及同业市场利率（ r_f ）分别由贷款市场、存款市场及同业市场资金供求均衡决定：

$$L^d(r_l) = L(r_l) \quad (7)$$

$$D^s(r_d) = D(r_d) \quad (8)$$

$$S^s(r_f) = L^d(r_l) + ER(r_{er}) - (1-a)D^s(r_d) + B(r_f) \quad (9)$$

式（9）表明同业市场利率决定同时，也决定了银行贷款及存款市场的利率。考察金融科技如何影响货币政策工具效果，对公式（9）变形转换为：

$$F = L^d(r_l(t)) + ER(r_{er}) - (1-a)D^s(r_d) + B(r_f) - S^s(r_f) \quad (10)$$

（二）货币政策工具的传导机制分析

1. 价格型货币政策工具的传导机制

识别金融科技影响下市场利率的变化走势, 对公式 (10) 做隐函数求导可得:

$$\frac{\partial r_f}{\partial t} = -\frac{\partial F}{\partial t} / \frac{\partial F}{\partial r_f} = -\left(\frac{\partial L^d(r_i)}{\partial r_i} \times \frac{\partial r_i(t)}{\partial t}\right) / \left(\frac{\partial B(r_f)}{\partial r_f} - \frac{\partial S^s(r_f)}{\partial r_f}\right) \quad (11)$$

根据信贷市场中资金供求与其利率间的相关关系, 同时结合金融科技对银行贷款利率存在的影响, 可知 $\partial F / \partial t > 0$, $\partial F / \partial r_f < 0$, 则有 $\partial r_f / \partial t > 0$ 。即金融科技对市场利率具有正向影响, 价格型货币政策工具的作用效果在增强。这一经济学逻辑为以技术赋能缓释信息不对称等金融摩擦改善了外部金融市场环境, 为利率链条的有效传导创造了有利条件。大数据等技术通过平滑信息阻塞、完善风险管控等途径改善了银行资产端信贷供给, 这直接或间接需要银行体系的流动性支持, 特别是信贷融资活动的增强越会消耗银行体系流动性导致对流动性需求上升, 同业市场融资规模增加, 贷款利率与市场利率间的相关性及协同性增强。

假设 1: 金融科技提升了价格型货币政策工具传导的有效性。

2. 数量型货币政策工具的传导机制

(1) 法定准备金金率。既有的理论和经验事实表明法定存款准备金率变动会影响到银行体系可贷资金规模进而改变市场的流动性水平。金融科技对准备金工具的影响可由公式 (10) 求导可得:

$$\frac{\partial a}{\partial t} = -\frac{\partial F}{\partial t} / \frac{\partial F}{\partial a} = -\left(\frac{\partial L^d(r_i)}{\partial r_i} \times \frac{\partial r_i(t)}{\partial t}\right) \times \frac{1}{D^s(r_d)} \quad (12)$$

$$\frac{\partial ER}{\partial t} = -\frac{\partial F}{\partial t} / \frac{\partial F}{\partial ER} = -\left(\frac{\partial L^d(r_i)}{\partial r_i} \times \frac{\partial r_i(t)}{\partial t}\right) \quad (13)$$

由 $\partial F / \partial t > 0$, 则有 $\partial a / \partial t < 0$, $\partial ER / \partial t < 0$, 即金融科技的发展导致了法定存款准备金率及超额准备金规模减少。在只有存贷款业务的银行体系中, 货币政策通过调控准备金能够有效影响到银行体系的可贷资金规模, 进而实现对货币供给的调节。但随着金融创新深化, 货币派生途径的多元化改变了准备金工具的作用效果。金融科技提升了同业业务对银行资产负债结构的影响, 银行体系贷款规模的扩张不再受限于存款数额大小, 同业负债的提升降低了准备金工具调控银行可贷资金能力。同时, 数字技术创新发展优化了金融业务流程, 大数据、区块链等技术使金融资产在定价及交易层面更为高效和安全, 金融资产间的可转换性及流动性增强对货币乘数产生了扰动效应。在金融科技的技术支持下, 具有个性化、智能化特点的金融投资产品实质对银行存款产生了替代作用, 这也使得银行体系内的法定存款准备金率降低, 货币乘数效果放大, 引发货币供给规模扩张。

(2) 公开市场操作。虽然金融科技有助于缓解信贷供给端的约束，但银行体系流动性水平的改变，反过来也可能影响到公开市场的操作效果。仍对公式(10)求导分析：

$$\frac{\partial B}{\partial t} = -\frac{\partial F}{\partial t} / \frac{\partial F}{\partial B} = -\left(\frac{\partial L^d(r_t)}{\partial r_t} \times \frac{\partial r_t(t)}{\partial t}\right) \quad (14)$$

由已有条件可得 $\partial B / \partial t < 0$ ，即金融科技的提升，银行参与公开市场买入央票意愿降低，基础货币量的相对上升引发了货币供给规模的被动性扩张。依托金融科技带来银行风险管控水平的提高，银行对其资产的配置也更为主动，尤其是信贷资源的配置更加灵活，降低了传统依靠买入央票、国债等渠道规避风险的资产投资。这一过程所产生的直接影响是金融科技使央行通过公开市场操作调节和影响商业银行基础货币能力受到削弱。

假设 2：金融科技降低了法定存款准备金率及公开市场操作对银行基础货币的影响，货币供给规模的被动性扩张改变了数量型货币政策效果。

四、实证研究设计

(一) 指标构建及选取

1. 金融科技。本文对关键变量——金融科技的测度，借鉴了沈悦和郭品(2015)的设计思路，通过金融科技相关关键词的搜索，合成金融科技指数。但与之相区别的是，本文借助检索的金融科技相关关键词的百度搜索指数，采用的是动态因子模型而非直接使用因子分析合成金融科技指标。主要原因为，第一，通过金融科技相关关键词搜索构建的指数具有反映金融科技发展的现实特征。Smith(2012)、刘涛雄和徐晓飞(2015)指出利用网络搜索引擎获取的数据是人们现实需求的数据，因而能够进行现状的追踪和趋势预测。第二，本文的理论分析部分揭示了金融科技影响货币政策工具的基础源于其对银行信贷信用认证机制的改善和贷款风险管控能力的提升，因而从金融科技对银行业功能角度，利用动态因子模型从不同类型的金融科技技术中提取出其共同影响成分，亦能够有效地反映出货币政策受金融科技影响的微观基础。基于此，本文利用文本分析，选取了当前在我国金融市场发展最为迅速、应用最为广泛的七项金融科技技术，分别为大数据、人工智能、区块链、物联网、云计算、商业智能和数字货币，并采用百度搜索引擎爬取了2003年1月至2019年12月，这七项指标的月度新闻数，总计55931条数据。通过对指标数据取对数后一阶差分，提取共同因子，以聚焦于考察金融科技这一特质性因素内在发展变化如何影响到货币政策工具效果。

2. 货币政策工具。结合我国货币政策的调控模式特点，本文以广义货币供应量增长率(M2)作为数量型货币政策工具；采用银行同业市场加权平均利率(R)作为价格型货币

政策工具的代理指标。

3. 产出和价格。本文以季度实际 GDP 通过 HP 滤波剔除长期趋势, 计算产出缺口 (Y), 构建产出代理变量; 选取居民消费价格指数 CPI 增长率 (Π) 代表通货膨胀率。

(二) 实证模型

为探究金融科技对货币政策有效性影响, 结合金融科技发展特点, 本文利用马尔科夫区制转移状态模型 (MSVAR) 将金融科技划分为高、低两种不同发展区制, 以对比两种状态下的货币政策工具传导效果。MSVAR 模型的一般形式为:

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + A_p(s_t)(y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + \mu_t \quad (15)$$

式 (15) 中, $\mu_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$, n 维时间序列向量 y_t 依赖于不可观测变量 s_t 所处的状态, s_t 为区制变量, 服从不可约、遍历 M 区制的马尔科夫随机过程, 从区制 i 到区制 j 的转移概率可表示为:

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1, \quad \forall i, j \in \{1, 2, \dots, M\} \quad (16)$$

s_t 遍历不可约的 M 个区制状态的转移概率可用马尔科夫转移矩阵表示为:

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2M} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ p_{M1} & p_{M2} & \dots & p_{MM} \end{pmatrix}$$

其中, p 满足正则性约束, M 表示所处的区制状态。

(三) 数据来源及说明

考虑到金融科技具有一定周期的技术积累过程, 同时兼顾实证样本数考量, 本文观察金融科技对货币政策影响的季度效应。2003 年支付宝的推出标志着我国金融行业迎来科技与金融结合新模式, 由此推动了金融科技在中国的深耕和发展, 因此, 本文选取的样本区间为 2003 年一季度至 2019 年四季度。货币供应量 M2 增长率和产出数据来源于国家统计局, 银行同业拆借加权平均利率及 CPI 增长率数据来自 EPS 数据库。剔除季节因素影响, 上述所有指标数据均进行了季节性调整。

五、金融科技对货币政策有效性的影响

依据选取的指标数据及计量分析模型, 本节对金融科技影响货币政策有效性进行分析。首先对指标进行单位根检验, 结果表明变量均为平稳序列; 然后根据 AIC 等信息准则及金

融科技发展的特点构建出最优参数形式的 MSIH(2)-VAR(1)模型¹，并在此基础上划分检验区制；最后通过脉冲响应函数分析对比不同区制下货币政策工具传导效能的变化，以支撑本文的理论分析结果。

（一）模型区制状态划分

表 1 列示了 MSIH(2)-VAR(1)模型的分区制状态属性。从转换概率来看，相邻时期样本保持在区制 1 的概率为 0.9189，维持在区制 2 的概率为 0.8557。从时域划分结果来看，区制 1 包含了三个时期样本：2003 年一季度至 2006 年四季度；2008 年三季度至 2010 年三季度；2015 年三季度至 2019 年四季度；统计期内其他样本则落在区制 2 内，可以发现区制 1 和区制 2 的划分具有明显的行业发展特点。2008 年金融危机后，伴随新一轮科技革命的兴起，技术创新逐步向金融行业渗透为金融科技的发展提供了有效的技术支持，尤其是 2012 年互联网金融创新的热潮使金融科技新业态获得快速发展，2015 年以后随着金融创新风险的聚集与释放，金融监管措施不断增强并辅之以大数据等为核心的底层数字技术的成熟及完善，推动了金融科技新形态进入到相对稳定发展阶段。综合我国金融科技发展的现状及特征并结合模型参数的估计结果²可以判定区制 1 为金融科技低发展区制，区制 2 为金融科技高发展状态。

表 1 区制状态属性

区制	区制内样本期间	区制转换概率	
		区制 1	区制 2
区制 1	2003 年一季度至 2006 年四季度；2008 年三季度至 2010 年三季度；2015 年三季度至 2019 年四季度；	0.9189	0.0811
区制 2	2007 年一季度至 2008 年二季度；2010 年四季度至 2015 年二季度；	0.1443	0.8557

（二）脉冲响应分析

为揭示金融科技对货币政策工具及其效果影响的差异，本文基于 MSIH(2)-VAR(1)模型对相关变量进行脉冲响应分析。

1. 金融科技冲击对货币政策工具的动态影响

给定金融科技一单位标准差的正向冲击数量型工具和价格型工具的响应时序如图 1 所示。两种区制下货币供应量和利率均呈现先上升后向稳态值回落的走势，且区制 2 下的响应峰值均高于区制 1 下响应的最大值，但相对利率工具而言，正向的金融科技冲击使货币供应

¹ 篇幅所限，构建 MSIH(2)-VAR(1)模型过程中变量单位根检验和 MSVAR 模型信息准则结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

² 篇幅所限，具体估计结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

量响应的幅度明显更大。这说明金融科技对数量型和价格型工具均存在正向影响, 但影响力度具有显著差异, 数量型货币政策工具受金融科技影响明显更强。

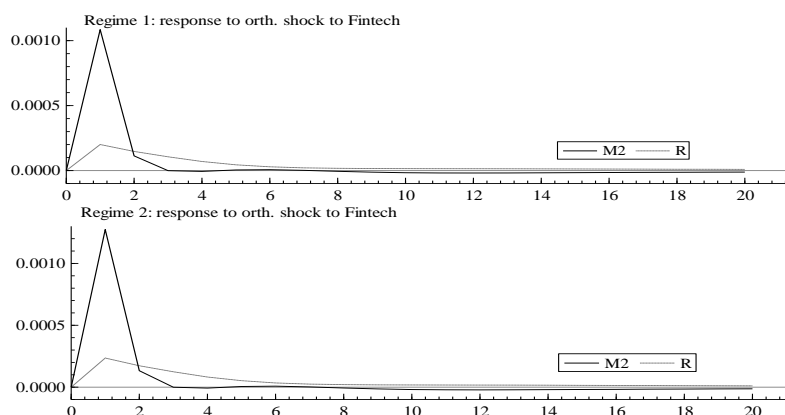


图 1 金融科技对货币政策工具的动态影响

2. 价格型货币政策冲击对产出缺口和通货膨胀的动态影响

给定利率一单位标准差的正向冲击, 产出缺口和通货膨胀的响应如图 2 所示。两种区制下产出缺口均先减小后回升, 但区制 2 下衰减峰值时间更短, 响应程度更大, 这意味着金融科技高发展区制下利率调控产出的效果在增强。在金融科技高发展水平下, 提高利率对产出的调节作用不仅包含了紧缩性货币政策本身的影响同时也叠加了金融科技产生的利率提升效应, 导致产出在金融科技高发展状态下受利率负向影响的反应更为剧烈和有效。在通胀影响方面, 两种区制下通货膨胀也呈现出先减少后回升走势。区制 1 下利率的正向冲击并没有立即扭转价格受预期作用的惯性影响, 在滞后 0.81 期后通货膨胀的影响才转为负, 而区制 2 下通货膨胀的响应一直为负值, 这说明利率调控价格在金融科技高发展状态下效果也有明显增强。这可能缘于金融科技完善了金融市场的信息传递机制, 使微观主体能够更加迅速、及时地依随政策变化调整其决策信息集, 从而弱化了历史信息对于主体预期行为的影响。

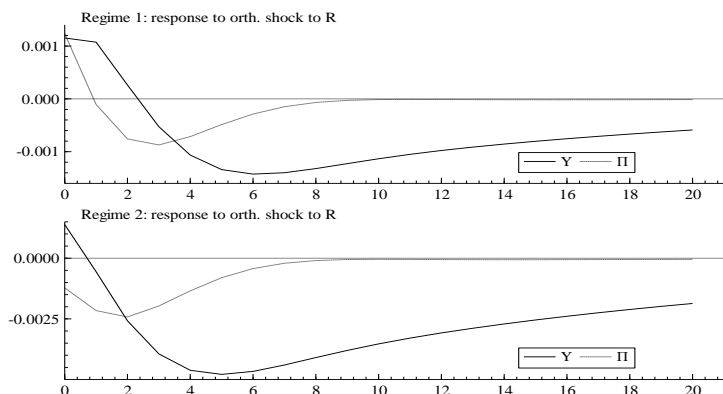


图 2 利率对产出缺口和通货膨胀的动态影响

3. 数量型货币政策冲击对产出缺口和通货膨胀的动态影响

图 3 进一步给出了给定货币供应量单位标准差的正向冲击, 产出缺口和通货膨胀的脉冲响应结果。区制 1 下受货币供应量正向冲击, 产出被拉高后逐步向稳态值收敛, 而区制 2 下相同标准货币供应量的正向冲击虽然使得产出的响应表现得更为显著, 但货币供应量调控产出的有效性在减弱。这可能原因为金融科技快速发展提升了银行风险管控水平, 信贷供给机制的改善为以信贷调控为主要手段的货币政策产出增长作用创造了有利条件, 但快速发展的金融科技也使公众货币需求受基础货币影响降低, 导致货币供应量调节产出的效果被弱化。两种区制下通货膨胀受货币供应量正向冲击的响应在走势上基本一致, 均为先上升再缓慢向稳态值回落, 但高区制下通货膨胀的反应幅度更小、响应时效也略短。

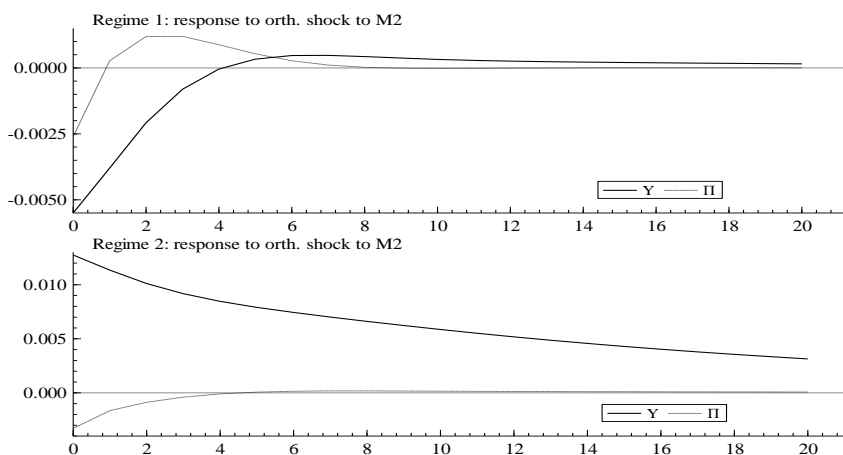


图 3 货币供给对产出缺口和通货膨胀的动态影响

六、金融科技与货币政策有效性的实证检验

(一) 金融科技的货币政策效应识别

前文基于微观的视角分析了金融科技对货币政策有效性的影响机制, 并通过 MSVAR 模型检验了理论分析结果, 本部分参考 Karras (2001) 的实证建模思路, 将金融科技纳入货币政策效果方程, 识别金融科技的货币政策含义, 以进一步论证上述结论。引入金融科技的货币政策效果方程如下:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} MP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} F \text{ int ech}_{t-i} MP_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Pi_t = \beta + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Pi_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} MP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{3i} F \text{ int ech}_{t-i} MP_{t-i} + \mu_t$$

其中, Y_t 和 Π_t 分别为产出缺口和通货膨胀率; MP_t 为货币政策工具利率和货币供应量; ε_t 和 μ_t 为残差项; m 和 n 为滞后期阶数。鉴于回归模型中包含同一变量的多个滞后项, 直接比较变量的回归系数可能存在因滞后期不同导致的系数符号“左右摇摆”特点, 为此, 将

解释变量对被解释变量的各期系数加总, 以其累计值作为货币政策效果的主要判断标准 (Karras, 2001; 方显仓和张卫峰, 2019)。同时, 利率 (货币供给) 与经济产出及价格负 (正) 相关, 因此, 当交互项累计系数值 $\sum_{i=1}^n \alpha_{3i} < 0$ 、 $\sum_{i=1}^n \beta_{3i} < 0$ ($\sum_{i=1}^n \alpha_{3i} > 0$ 、 $\sum_{i=1}^n \beta_{3i} > 0$) 时, 表明金融科技会增强货币政策传导有效性, 反之则意味着货币政策调控效果受金融科技因素影响产生了“损失缺口”。

(二) 基准模型估计与结果分析

本文对时间序列变量进行多重共线性检验发现 $Fintech_t R_t$ 和 $Fintech_t M2_t$ 之间存在共线性影响, 为此分别建立数量型和价格型货币政策效果方程进行分析。表 2 中列 (1) 和列 (3) 报告了产出关于金融科技的货币政策影响回归, 结果显示:

第一, 与一般经济理论预测相一致, 利率上升总体上对产出产生了抑制作用, 滞后四期的利率累计系数为-0.0505, 表明当利率高于趋势值 1% 时, 产出缺口将降低 0.0505%, 且引入金融科技因素后, 利率与金融科技交互项的累计系数值为-0.0753, 与利率的累计系数符号相同, 这表明随着金融科技的发展提高, 利率影响产出的效果在增强, 与假设 1 相一致。诸如大数据、区块链等技术对信任不足的缓释效果, 金融科技有效弱化了利率的风险承担机制对信贷配置影响, 实体部门信贷供给的改善促进了全要素生产率的增长, 并且以信贷服务改善为特点的金融-实体传导链条提升了金融机构利率与市场利率间的相关性, 利率机制的传导效应在增强。

第二, 货币供应量的累计系数为 0.1445, 金融科技与货币供应量交互项的累计系数为-0.3817, 这意味着金融科技会抵消数量型货币政策工具的产出调控效果, 这同假设 2 相一致。以电子货币、数字货币为代表的新形态货币具有高流动性和支付便利特点会替代公众的基础货币需求, 引起产出的货币供给弹性降低, 导致货币供应量调节产出的作用减弱。因此, 当央行拟通过扩张货币发行以缓解降息可能引发的流动性紧缺时, 货币供应量增长率每提升 1%, 产出缺口的货币供给弹性为-0.2372, 利率缺口降低 1%, 产出的利率影响总效应为 0.1258%, 此时组合货币政策的产出净效应为-0.1114%, 这说明货币政策调控如果忽视金融科技因素的影响, 将导致实际效果的较大偏误。

表 2 金融科技与货币政策有效性检验结果

解释变量	价格型货币政策		数量型货币政策	
	产出效果方程 (1)	通胀效果方程 (2)	产出效果方程 (3)	通胀效果方程 (4)

Y_{t-1} / Π_{t-1}	0.7491*** (0.0714)	0.1435*** (0.0379)	0.7400*** (0.0760)	0.5174*** (0.1200)
MP_{t-1}	0.4331 (0.3726)	-0.0013 (0.0351)	0.1113 (0.1950)	0.0736 (0.1086)
MP_{t-2}	0.2124 (0.4400)	-0.0560* (0.0308)	0.1088 (0.2177)	0.0185 (0.1163)
MP_{t-3}	-0.0790 (0.4378)	-0.0907*** (0.0299)	0.0053 (0.2104)	0.1649 (0.1105)
MP_{t-4}	-0.6170* (0.3715)	-0.0675** (0.0337)	-0.0809 (0.1879)	-0.1578 (0.1006)
$F \text{ int } ech_{t-1} MP_{t-1}$	0.1353 (0.1161)	-0.0183 (0.0220)	0.0486 (0.1250)	-0.0610 (0.0638)
$F \text{ int } ech_{t-2} MP_{t-2}$	-0.2875** (0.1185)	0.0102 (0.0223)	-0.3770*** (0.1284)	0.0168 (0.0658)
$F \text{ int } ech_{t-3} MP_{t-3}$	-0.0358 (0.1222)	0.0048 (0.0227)	-0.1198 (0.1357)	0.0715 (0.0685)
$F \text{ int } ech_{t-4} MP_{t-4}$	0.1127 (0.1204)	0.0022 (0.0228)	0.0665 (0.1368)	-0.0307 (0.0693)
$\sum_{i=1}^4 MP_{t-i}$	-0.0505	-0.2155	0.1445	0.0992
$\sum_{i=1}^4 F \text{ int } ech_{t-i} MP_{t-i}$	-0.0753	-0.0011	-0.3817	-0.0034
常数项	0.0191** (0.0089)	0.0063*** (0.0029)	0.0144 (0.0088)	-0.0034 (0.0041)
R^2	0.7255	0.2124	0.7070	0.3274

注：括号内为标准误；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。下同。

与产出效果方程类似，在表 2 所示的通胀效应模型中，利率的累计系数为-0.2155，金融科技与利率交互项的累计系数为-0.0011，这说明金融科技使利率的通胀影响作用也在增强，假设 1 得以证实。当外生经济过热时，紧缩利率抑制总需求，金融科技会通过信贷传导渠道推动利率上扬，利率叠加影响使企业融资成本上升，同时微观主体接收政策信息更为及时、迅捷会减少当期投资以响应政策的抚平效果，此时利率调控能够有效起到抑制需求过热导致的通胀上涨。货币供应量的累计系数为 0.0992，金融科技与货币供应量交互项的累计系数为-0.0034，说明相比价格型货币政策的通胀影响作用而言，金融科技会削弱数量型货币政策的通胀调控效果，假设 2 得到证实。扩张货币供给以提振总需求，虽然金融科技也会导致货币供应量外生性增加而对通胀上涨形成拉力，但人工智能算法等技术能够实现商品和服务价格的及时、精确调整，从而价格波动是以市场价值为基础，有效抑制了通胀率大幅上涨。因此当央行拟采取积极的量价相组合货币政策以宽松信用、稳定流动性应对需求疲软等周期性矛盾时，金融科技影响下通货膨胀的响应效果为 0.3124%，低于不受金融科技影响的通货膨胀总效应 0.3147%，这说明总体上，金融科技也导致了货币政策调控通货膨胀的功能受到了

一定程度影响。

(三) 金融结构变迁与分区制实证分析

考虑到我国金融市场的结构变化特点, 2012 年以后以移动支付、智能金融等为代表的新金融业态模式的快速兴起加速了金融结构变迁, 进而可能对货币政策的微观传导介质产生影响 (战明华等, 2018)。为此, 本文通过引入时间虚拟变量将样本区分为 2003-2011 年和 2012-2019 年以及金融科技发展高和低区制两类异质性样本¹, 以考察不同金融发展环境下金融科技影响货币政策有效性是否存在差异。表 3 中区分样本时期特征的回归结果²表明时间虚拟变量与金融科技及利率 (货币供给) 交互项的累计系数在产出的效果方程中均为负, 这说明相比 2003-2011 年, 2012 年以后金融科技影响货币政策的产出效应在增强, 有效契合了样本期间内金融科技发展对货币政策效果的影响特点。在通胀效果方面, 与数量型货币政策相比, 金融科技对价格型货币政策的物价调控作用在 2012 年以后并没有呈现出增强效应, 溯其原因, 这可能与金融科技的应用功能有关。移动支付、互联网支付等显著改变了社会交易中的支付体系并成为日常货币支付的主要形式, 金融科技的发展改变了居民的资产支付行为, 加快了货币流通速度, 从而货币供给规模的变化能够快速引发总需求的改变, 使得数量型货币政策对于物价的影响更为明显。进一步对样本分区制回归后的结果表明, 高区制下金融科技对产出及通胀的调控效能在增强, 这也同前述分析结果一致。

表 3 金融结构变迁与分区制实证回归结果

解释变量	价格型货币政策		数量型货币政策	
	2012-2019 年 vs 2003-2011 年	高区制 vs 低区 制	2012-2019 年 vs 2003-2011 年	高区制 vs 低区 制
Y_{t-1}	0.2836*** (0.0393)	0.3690*** (0.0480)	0.3390*** (0.0477)	0.5645*** (0.0709)
$\sum_{i=1}^4 F \text{int } ech_{t-i} MP_{t-i}$	-0.1347	-0.0227	-0.3643	-0.0546
$\sum_{i=1}^4 t \times F \text{int } ech_{t-i} MP_{t-i}$	-0.0019	-0.0601	-0.0250	-0.4498
常数项	0.0329*** (0.0085)	0.0471*** (0.0087)	0.0553*** (0.0095)	0.0202** (0.0085)
R^2	0.6621	0.6299	0.5963	0.7624
Π_{t-1}	0.2578*** (0.0773)	0.0543*** (0.0169)	0.5089*** (0.1323)	0.6609 (0.5868)
$\sum_{i=1}^4 F \text{int } ech_{t-i} MP_{t-i}$	-0.0840	-0.0005	-0.1407	-0.0694
$\sum_{i=1}^4 t \times F \text{int } ech_{t-i} MP_{t-i}$	0.0534	-0.0185	-0.1495	-0.0622

¹ 具体地, 对 2012-2019 年的样本以及金融科技发展高区制样本 t 取值为 1, 其他类样本 t 取值 0。

² 基于研究需要, 在原模型中引入了时间虚拟变量与金融科技及货币政策工具等变量的交互项, 受篇幅所限, 具体的估计结果未予以列示, 感兴趣的读者可向作者索取。

常数项	0.0110*** (0.0041)	0.0035* (0.0021)	-0.0142* (0.0075)	0.0002 (0.0072)
R ²	0.3871	0.1542	0.3961	0.4131

(四) 稳健性检验

为验证实证结果的有效性，本文从替换被解释变量、改变回归自变量等方面对模型进行了检验。稳健性结果表明¹，虽然不同回归检验中变量系数大小存在差异，但金融科技与利率和货币供应量交互项的累计系数符号并未发生改变，这表明金融科技提升了货币政策利率渠道效应，而弱化货币供给机制作用这一结论具有稳健性。

七、结论与政策启示

本文聚焦于金融科技与货币政策有效性之间的潜在关联，分三个阶段对它们之间的关系进行了理论分析与实证检验，主要得到以下两点结论：第一，金融科技增强了贷款规模和贷款利率对市场利率的敏感性，提升了利率等价格型工具的货币政策效果，但削弱了货币供应量、法定存款准备金等数量型工具的货币供给作用。第二，相比金融科技低发展区制而言，高区制下价格型货币政策工具的有效性在逐渐增强，数量型货币政策调控效果呈现出弱化特点，即金融科技影响货币政策具有“价升量减”效应。

基于上述结论，本文提出建议如下。

第一，健全市场化利率形成和传导机制。进一步完善贷款市场报价利率（LPR）形成机制，充分发挥贷款市场报价利率的作用，引导金融机构贷款利率稳中趋降。金融机构存款利率虽然早已放开，但其市场化程度还需要进一步提高。进一步完善我国央行的政策利率体系，充分发挥政策利率对市场利率的引导作用。

第二，完善货币供应调控机制。现阶段我国央行仍然需要发挥包括货币供应量在内的数量型货币政策工具的作用。货币供应量的增长速度应与经济增长速度基本匹配，运用多种货币政策工具保持市场流动性合理充裕。继续使用和创新直达实体企业的货币政策工具，进一步加大对科技创新、小微企业、环保健康等领域的政策支持力度，充分发挥货币政策的结构调整和优化功能。

第三，稳步提升金融科技水平。金融科技的迅速发展改变了货币政策的实施环境，也为货币政策的灵活适度精准操作和有效快速传导提供了极大的便利。加快推动金融业的智能化改造和数字化转型，进一步增强金融的普惠性。我国央行也需要进一步提升其科技化、数字化水平，加快建设现代中央银行制度和数字央行，努力提高货币政策的科学性和有效性。

¹ 篇幅所限，稳健性检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

【参考文献】

- [1] 方显仓, 张卫峰. 人口老龄化与货币政策有效性——理论演绎与跨国证据[J]. 国际金融研究, 2019 (07): 14-24
- [2] 何德旭, 余晶晶, 韩阳阳. 金融科技对货币政策的影响[J]. 中国金融, 2019 (24): 62-63
- [3] 李成, 吕昊旻. 中国货币政策调控方式转型: 理论逻辑与实证检验[J]. 现代经济探讨, 2019(11): 1-12
- [4] 刘涛雄, 徐晓飞. 互联网搜索行为能帮助我们预测宏观经济吗? [J]. 经济研究, 2015, 50 (12): 68-83
- [5] 沈悦, 郭品. 互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率[J]. 金融研究, 2015 (03): 160-175
- [6] 唐松, 赖晓冰, 黄锐. 金融科技创新如何影响全要素生产率: 促进还是抑制? ——理论分析框架与区域实践[J]. 中国软科学, 2019 (07): 134-144
- [7] 谢星, 封思贤. 法定数字货币对我国货币政策影响的理论研究[J]. 经济学家, 2019 (09): 54-63
- [8] 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[J]. 金融研究, 2018 (11): 47-67
- [9] 杨伟明, 粟麟, 孙瑞立, 袁伟鹏. 数字金融是否促进了消费升级? ——基于面板数据的证据[J]. 国际金融研究, 2021 (04): 13-22
- [10] 战明华, 汤颜菲, 李帅. 数字金融发展、渠道效应差异和货币政策传导效果[J]. 经济研究, 2020, 55 (06): 22-38
- [11] 战明华, 张成瑞, 沈娟. 互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导[J]. 经济研究, 2018, 53 (04): 63-76
- [12] Agénor P, Montiel P J. Development Macroeconomics, Princeton University Press, 2015
- [13] Acemoglu D, Restrepo P. Artificial Intelligence, Automation and Work [R]. NBER Working Paper, 2018
- [14] Heiskanen A. The Technology of Trust: How the Internet of Things and Blockchain Could Usher in a New Era of Construction Productivity[J]. Construction Research and Innovation, 2017, 8 (2): 66-70
- [15] Karras G. Openness to Trade and the Potency of Monetary Policy: How Strong is the Relationship? [J]. Open Economies Review, 2001, 12 (1): 61-73
- [16] Li J, Wu Y, Xiao J J. The Impact of Digital Finance on Household Consumption: Evidence from China[J]. Economic Modelling, 2019, 86 (5): 317-326
- [17] Mocetti S, Pagnini M, Sette E. Information Technology and Banking Organization[J]. Journal of Financial Services Research, 2017, 51 (3): 313-338
- [18] Mumtaz M Z, Smith Z A. Empirical Examination of the Role of Fintech in Monetary Policy[J]. Pacific Economic Review, 2020, 1-21
- [19] Sutherland A. Does Credit Reporting Lead to Decline Relationship Lending? Evidence from Information Sharing Technology[J]. Journal of Accounting & Economics, 2018, 66 (1): 123-141
- [20] Smith G P. Google Internet Search Activity and Volatility Prediction in the Market for Foreign Currency[J]. Finance Research Letters, 2012, 9 (2): 103-110

Fintech and Monetary Policy Effectiveness: A Comparative Study of Quantity and Price Tools

Song Qinghua¹ Xie Kun¹ Deng Wei²

(1.School of Finance; 2.School of Accounting, Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract: While optimizing financial resources allocation, fast-developing FinTech also has an impact on the effectiveness of monetary policy. This paper incorporates FinTech into the micro-banking framework, analyzes the micro-mechanism of FinTech influencing monetary policy on the theoretical level, and on this basis empirically tests and compares the effectiveness of quantity-based and price-based monetary policy instruments under the influence of FinTech.

The study found that FinTech has enhanced the sensitivity of loan scale and loan interest rates to market interest rates, and improved the monetary policy effects of price-based instruments such as interest rates, but weakened the money supply effects of quantitative instruments such as money supply and legal deposit reserves; Compared with the low-development FinTech zones, the effectiveness of price-based monetary policy instruments in the high-development FinTech zones is gradually increasing, and the regulation effect of quantitative monetary policy has weakened, that is, the impact of FinTech on monetary policy has a “price increases and quantity decreases” effect.

In order to further improve the effectiveness of China monetary policy, we recommend: Perfecting the formation and transmission mechanism of market-oriented interest rate, improving the money supply control mechanism, and steadily enhancing FinTech.

Keywords: FinTech; Monetary Policy; Quantitative Tools; Price Tools

新冠肺炎疫情下全球主权债务治理困境 及其应对分析

王金强¹ 黄梅波² 崔文星³

【摘要】主权债务问题是国际发展长期积累的全球性问题。在当下全球权力结构发生深刻变化的过程中,传统的债务国-债权人债务治理框架已发生了重大转变,债务国、传统债权国和新兴债权国的博弈框架已逐渐展现。受全球新冠肺炎疫情的影响,那些遭受疫情冲击的发展中国家的主权债务状况持续恶化。而部分西方国家却将主权债务问题不断政治化,大肆宣扬“债务威胁论”与“债务责任论”,不仅肆意夸大债务国的主权债务风险,将债务国的主权债务问题与中国的发展融资进行联系,还支持发展中国家构筑“抗债”统一阵线,对以中国为代表的新兴债权国的债务减免施加政治压力。这种大国间的政治博弈直接冲击了传统的主权债务治理范式,形成了全球主权债务的治理困境。中国需要充分利用此次疫情冲击产生的危机效应,以发展的可持续性为导向,将国际发展合作实践与主权债务治理体系的改革相结合,将当前对中国等新兴融资者的污名化指责转向对全球主权债务治理体系的反思和重构;在充分了解债务国合理减债诉求的基础上,尽快与相关债务国开展债务减免和债务重组谈判,确立债务减免的样板国家。与此同时,中国还需要积极利用现有的发展合作平台加强与其他新兴债权国和新型发展融资机构的协商,以避免形成债务隔阂。

【关键词】新冠肺炎疫情; 主权债务; 治理; 发展可持续

一、引用

发展中国家的债务问题由来已久。作为一项国际社会合作应对全球新型冠状病毒肺炎疫情(COVID—19, 以下称新冠肺炎疫情)的支持计划,世界银行、国际货币基金组织、七国集团和二十国集团均支持一项暂停债务偿还倡议(Debt Service Suspension Initiative, DSSI)⁴, 即从2020年5月1日这一天开始,那些申请偿债宽限的国际开发协会(International Development Association, IDA)⁵成员国可以暂停偿还债务。为切实落实国际社会这一倡议,中国政府于6月7日主动宣布在积极参与并落实二十国集团缓债倡议的基础上,暂停77个欠发达国家偿还对华债务。在6月18日举行的中非团结抗疫特别峰会上,中国国家主席习近平

¹ 王金强, 上海对外经贸大学法学院副院长, 国际关系学系副教授。

² 黄梅波, 上海对外经贸大学国际发展合作研究院教授、院长。

³ 崔文星, 上海对外经贸大学国际关系学系讲师。

⁴ The World Bank, COVID 19: Debt Service Suspension Initiative, <https://www.worldbank.org/en/topic/debt/brief/covid-19-debt-service-suspension-initiative>.

⁵ 国际开发协会是世界银行的两大附属机构之一。该协会宗旨为对低收入的国家提供条件优惠的长期贷款, 以促进其经济的发展。

平宣布，中方将在中非合作论坛框架下免除有关非洲国家截至 2020 年底到期的对华无息贷款债务，中国成为新冠肺炎疫情暴发以来首个主动免除债务国到期债务的国家，体现了中国在全球主权债务治理中的积极立场。

然而，部分西方国家利用新冠肺炎疫情造成的经济停摆等现实困难肆意炒作中国“债务责任论”，其目的是借助新冠肺炎疫情转移西方国家在债务问题上的责任，并对中国施加政治影响。本文从主权债务治理困境的根源出发对西方的不实论调进行了回应和驳斥，并就新形势下的全球主权债务治理困境做进一步剖析。作为全球主权债务治理体系的后来者，中国需要在主权债务治理规则的修订和完善中加强与其它新兴经济体在全球主权债务治理体系建设中的合作，减弱霸权国通过主权债务对发展中国家施加的政治控制，进而在危机应对中提升自身的话语权和治理能力。

二、问题的提出

从市场活动来看，主权债务是一种信用活动，是以国家主权信用为担保借入的外债。一旦事先的信用承诺无法兑现，就会发生主权债务违约。如果主权国家的债务违约问题无法得到解决而持续恶化，主权债务危机就会爆发。历史上，拉美主权债务危机就被视为现代主权债务危机的起点。关于主权债务危机的最初解释着眼于国际宏观经济环境的剧烈变动、欠发达国家经济发展战略的选择失误或其债务管理政策的不当。¹但近年来西方学术界的“制度迷信”已蔓延至债务研究领域，越来越多的西方学者将主权债务危机与借款国的政治治理能力相联系，²将主权债务危机的根源归咎于发展中国家的国内治理体制，从而引发了债务治理的政治化趋势。³

与此直接相对的一种观点是，发展中国家的主权债务一直以来都是大国政治的延伸。以美国为代表的西方国家长期在全球主权债务治理中发挥主导和支配作用。作为一种全球性公共产品，全球主权债务治理规则的确立是美国霸权体系的产物。托马斯·安德森（Thomas Anderson）等人认为美国对 1993-2000 年间的国际开发协会贷款具有决定性的影响。⁴有学者强调，在美国的强势影响下，那些对美国具有重要地缘意义的国家和地区更容易获得世界银行的债务重组和债务减免。基尔比·克里斯托弗（Kilby Christopher）研究了美国对全球主权债务治理模式的影响力。⁵在美国霸权的影响下，全球主权债务治理体系成为美国推行

¹ 黄梅波、朱丹丹：《主权债务的国际规则研究》，厦门大学出版社，2017 年，第 9 页。

² Oatley, T., “Political Institutions and Foreign Debt in the Developing World”, *International Studies Quarterly*, Vol. 54(1): 175-195, 2010.

³ 周玉渊：“发展中国家债务问题政治化的影响与反思”，《国际展望》，2020 年第 1 期，第 85-94 页。

⁴ Anderson T., Hansen H., and Markussen T., “US Politics and World Bank: IDA Lending”, *Journal of Development Studies*, 42(5): 772-794, 2005.

⁵ Kilby C., “The Political Economy of Project Preparation: An Empirical Analysis of World Bank Projects”, *Journal of Development Economics*, 105(1): 211-225, 2013.

新自由主义政策的重要工具¹。西方国家利用建立在主权债务关系上的绝对优势地位, 成为发展中国家发展议程的主要塑造者。在目前的主权债务重组和债务减免机制中, 美国在全球主权债务治理中的主导地位加剧了不合理的债务规模和债务结构。

近年来, 随着中国在全球主权债务市场地位的提升, 传统的主权债务治理范式正在悄然发生变化, 新兴经济体越来越成为主权债务治理的重要力量。主权债务治理进而成为国际社会日益关注的新焦点。在当前国际政治力量对比发生明显变化的趋势下, 主权债务治理日益超越传统的债务国-债权国的利益博弈框架, 成为大国地缘政治较量的新场所。在全球新冠肺炎疫情疫情影响下, 西方学者将债务责任转移到了中国身上。世界银行于 2020 年 6 月发布的报告显示, 中国贷款占非洲七个国家外债的 25% 以上: 吉布提 (57%)、安哥拉 (49%)、刚果 (45%)、喀麦隆 (32%)、埃塞俄比亚 (32%)、肯尼亚 (27%) 和赞比亚 (26%)。²世界银行认为这些国家已经陷入主权债务危机的边缘。“不透明”是西方国家学者攻击中国海外放贷行为的另一借口。³这种论调将发展中国家的内乱、腐败与中国的海外借贷直接挂钩。⁴还有一些学者和媒体将中国的海外放贷与 20 世纪 70 年代西方国家的银行放贷热潮进行对比, 认为两波放贷热潮大致上可以被看作是一对“双胞胎”。⁵在这些学者提供的数据中, 那些中国贷款的主要接受者有些正好是从 20 世纪 80 年代的主权债务危机中刚刚恢复过来的发展中国家。几个严重依赖中国贷款的国家还刚从 21 世纪头十年的重债穷国倡议 (HIPC) 和多边债务减免倡议 (MDRI) 中获益。这些观点在无形之中将中国定性为主权债务危机的“责任承担者”。西方国家的一些媒体将中国的海外放贷等同于商业银行间的“抵押贷款” (Collateralized Lending)⁶, 认为中国主权放贷的目的是为了获取发展中国家的石油或其他自然资源, 这也是西方国家炒作的“债务陷阱论”的主要逻辑。

与上述学者相比, 国内学者更加强调中国海外放贷的正外部性效应。⁷这些学者强调, 中国特色的发展融资为债务国的经济发展解决了融资难题, 是实现国际发展合作的有效途径。概括起来, 国内关于主权债务治理的研究主要集中在三个层面。一是认为中国式的对外融资和债务治理以发展的可持续性为导向。⁸这部分学者主张主权债务治理既要关注债务增

¹ 庞珣: “霸权与制度: 美国如何操控地区开发银行”, 《世界经济与政治》, 2015 年第 9 期, 第 5~6 页。

² Deborah B., Yu F. H., and Kevin A., “Risky Business: New Data on Chinese Loans and Africa’s Debt Problem”, Briefing Paper 03/2020, [http://www.sais-cari.org/publications-briefing-papers-bulletins\[2020-12-28\]](http://www.sais-cari.org/publications-briefing-papers-bulletins[2020-12-28]).

³ Joseph O., “China’s Development Loans and the Threat of Debt Crisis in Kenya”, *Development Policy Review*, 36(S2): , pp.710-728, 2018.

⁴ Brazys S., Elkind J., Kelly G., “Bad Neighbors? How Co-located Chinese and World Bank Development Projects Impact Local Corruption in Tanzania”, *Review of International Organizations*, 12(2): 227-253, 2017; Isaksson A., Kotsadam A., “Chinese Aid and Local Corruption”, *Journal of Public Economics*, 159: 146-159, 2018.

⁵ Sebastian H., Carmen M. R., Christoph T., “China’s Overseas Lending”, *Kiel Working Paper*, No. 2132, Kiel Institute for the World Economy, p.29, 2019,

[https://www.ifw-kiel.de/publications/kiel-working-papers/chinas-overseas-lending-12820/\[2020-6-21\]](https://www.ifw-kiel.de/publications/kiel-working-papers/chinas-overseas-lending-12820/[2020-6-21]).

⁶ Maria A. H. and Keith B., “Poor Countries Borrowed Billions from China. They Can’t Pay it Back,” *New York Times*, May 18, 2020,

[https://www.nytimes.com/2020/05/18/business/china-loans-coronavirus-belt-road.html\[2020-09-15\]](https://www.nytimes.com/2020/05/18/business/china-loans-coronavirus-belt-road.html[2020-09-15]).

⁷ 郑宇: “援助有效性与新型发展合作模式构想”, 《世界经济与政治》, 2017 年第 8 期, 第 149~154 页。

⁸ 黄梅波、张晓倩、邓昆: “非洲国家的债务可持续性及其对策分析”, 《国际经济评论》, 2020 年第

量的变化，又要考虑到债务增量对发展中国家经济发展的积极作用。债务增量会使其债务规模不断扩大，债务国的债务指标也会因此而恶化。但只要新借入的中长期外债主要被用于基础设施建设领域，那么就会促进债务国经济的长远发展，从而增强债务国的未来偿债能力和意愿，形成良性循环。二是中国强调在提供贷款时坚持不干涉他国内政的原则，在债务减免时不附加任何政治条件。¹中国的发展融资及债务治理理念更加强调发展融资对发展中国家经济发展能力的效用，强调发展融资与债务治理的正向关系，这是理解中国在全球主权债务治理中地位与作用的关键。三是中国主张主权债务治理手段的多元化。考虑到不同国家债务现状的差异性，中国倾向于通过全球、区域和双边等多层次方式解决主权债务问题，这与西方国家单一的主权债务治理方式不同²，这也引发了国际关系学界关于主权债务治理标准多元性的讨论。

随着中国日益成为全球主权债务治理的参与者，传统的债务国-债权国的主权债务治理框架已经发生了根本性的转变。在新冠肺炎疫情影响下，对发展中国家的债务减免虽已成为国际社会应对疫情蔓延和稳定全球经济的合作共识，但在债务减免具体措施上，中国与西方国家的主权债务治理政策存在明显分歧：中国强调债务在促进发展可持续中的正向激励作用，认为应适当拓宽发展中国家的发展融资渠道；西方国家却从“债务陷阱论”和“债务威胁论”等论调出发，将发展中国家长期存在的债务问题归咎于中国，把减免发展中国家主权债务问题作为地缘政治手段对中国施压，并从债务的可持续性角度要求中国进行大幅度债务减免。

三、主权债务危机的形成及其治理困境

外债（external debt）一般使用居住标准来定义：它是居住在一国的公共和私人实体欠非居民的债务。³主权债务是外债的一种，即以国家主权信用为担保借入的外债，借方是主权国家或者受主权国家担保的机构与私人实体。从全球层面来看，主权债务治理与国际发展问题紧密相联。目前关于外债处理的最早文献始见于联合国大会 1970 年 10 月 24 日通过的《第二个联合国发展十年国际发展战略》（International Development Strategy for the Second United Nations Development Decade）。文件指出：主权债务危机一旦发生，有关各国应随时准备在适当机构体制内，与相关国际机构合作，凭藉一切现有办法，必要时包括以适当办法与条件将现有债务重定偿还期限及重行融通资金等措施，予以合理解决。⁴这是主权债务重组和债务融资的最早阐述。之后，随着西方国家对发展中国家主权贷款的大规模增加，债务违约与应对债务问题的讨论开始出现。但学术界一般将 20 世纪 70、80 年代的拉美主权债务

4 期，第 84-97 页。

¹ 罗建波：“中国对外援助模式：理论、经验与世界意义”，《国际论坛》，2020 年第 6 期，第 39 页。

² 黄梅波、朱丹丹：《主权债务的国际规则研究》，厦门大学出版社 2017 年，第 365-366 页。

³ Paris Club, “Classification”, [https://clubdeparis.org/en/communications/page/classification\[2020-10-13\]](https://clubdeparis.org/en/communications/page/classification[2020-10-13]).

⁴ 联合国：“第二个联合国发展十年国际发展策略”，第 48 条，[https://www.un.org/zh/documents/treaty/files/A-RES-2626\(XXV\).shtml\[2020-10-02\]](https://www.un.org/zh/documents/treaty/files/A-RES-2626(XXV).shtml[2020-10-02]).

危机作为全球主权债务危机和治理的起点。

从表面看, 20 世纪 70、80 年代至今发生的主权债务危机的直接原因在于借贷双方不当的债务管理政策和国际资本市场的投机行为。随着发展中国家经济的快速增长, 发展中国家为了实现工业化, 往往采用赤字财政和弥补赤字的扩张性货币政策, 由此导致了更加严重的财政赤字, 亟需从国际资本市场筹措发展资金。而这一时期的金融自由化使得国际资本在国家间频繁流入流出。20 世纪 80 年代的利率和汇率起伏不定, 主权债务风险急剧上升, 导致主权债务违约甚至危机。

但债务危机更深层次的原因在于发展中国家在国际金融市场中的弱势地位。美国通过美元霸权主宰着国际资本市场。¹在美元霸权下, 作为一种特殊的主权货币, 美元的全球流通为深受资金短缺困扰的发展中国家提供流动性支持。²同时美元霸权赋予美国可以不受他国和国际货币机制制衡与约束而自由发行美元的特权, 美国的货币政策可以影响甚至左右其他国家的经济, 其他国家只能被动接受美元货币政策调整所带来的各种负面影响。主权债务危机就是这种“负外部性”的结果³, 它反映的是资本的全球化与主权货币之间的矛盾。⁴历次发展中国家的主权债务危机, 都与美国货币政策的调整有关, 这形成了全球性主权债务危机爆发的内在机制。

主权债务危机的防范和化解需要通过国际合作得以实现, 最主要的合作载体就是债务治理规则。巴黎俱乐部条款、重债穷国倡议和多边减债倡议等构成了主权债务治理规则的主要内容, 表明全球主权债务治理机制得以不断完善。作为一个非正式的官方机构, 巴黎俱乐部 (Paris Club)⁵由全球最富裕的 22 个官方债权人组成, 专门为债务国和债权国提供债务处置安排方案, 例如债务重组、债务宽免, 甚至债务撤销。一般情况下, 债务问题先由债务国和债权国自主协商解决, 如经过多番努力仍未能改善债务问题, 债权国会转向巴黎俱乐部寻求解决方案, 一般是每年在巴黎会晤讨论债务重组和减免问题。从 20 世纪 80 年代开始, 巴黎俱乐部为解决官方债务先后制定了一系列条款: 标准条款 (Classic Terms)、多伦多条款 (Toronto Terms)、休斯顿条款 (Houston Terms)、伦敦条款 (London Terms)、那不勒斯条款 (Naples Terms)、里昂条款 (Lyons Terms) 和科隆条款 (Cologne Terms)。其中多伦多条款和伦敦条款在 1994 年被那不勒斯条款取代, 而里昂条款则在 1999 年被科隆条款取代。⁶随着主权债务问题的日益突出, 巴黎俱乐部在债务问题上的影响力日益突出。截至 2021 年

¹ 塞缪尔·亨廷顿:《文明的冲突与世界秩序的重建》,周琪等译,新华出版社,2002年,第75页。

² Barry J. E., *Exorbitant Privilege, the Rise and Fall of the Dollar*, Oxford: Oxford University Press, 2011, pp.XIII-XVII.

³ 王金强、黄梅波:“中美全球主权债务治理博弈及对策研究”,《东北亚论坛》,2020年第3期,第24页。

⁴ Benjamin J. Cohen, *The Macro foundations of Monetary Power*, in David Andrews, ed., *The International Monetary Power*, Ithaca: Cornell University Press, 2006, pp. 46-49.

⁵ 巴黎俱乐部的前身是 1961 年美国、英国、法国、德国、意大利、日本、荷兰、加拿大、比利时、瑞典十国代表成立的“十国集团”(Group 10), 最初是为了解决美国黄金储备急剧减少导致的美元危机, 后发展为专门为发展中国家讨论与协调西方债权国的官方债务安排的国际组织。

⁶ Paris Club, “Standard Terms of Treatment”, [https://clubdeparis.org/en/communications/page/standard-terms-of-treatment\[2020-12-01\]](https://clubdeparis.org/en/communications/page/standard-terms-of-treatment[2020-12-01]).

5月1日，巴黎俱乐部已与100个债务国达成473项协议，在巴黎俱乐部协议框架内处理的债务总计5890亿美元（详见表1）。¹其中，大部分债务安排协议出现在20世纪80年代债务危机之后。

表1 巴黎俱乐部债务治理数据（1959-2020年）

协议总数（项）	473
债务国总数（个）	100
债务总量（亿美元）	5890
应用“标准条款”的国家数量（个）	60
应用“休斯顿条款”的国家数量（个）	21
应用“那不勒斯条款”的国家数量（个）	33
应用“科隆条款”的国家数量（个）	36

资料来源：巴黎俱乐部官方网站，[https://clubdeparis.org\[2021-5-01\]](https://clubdeparis.org[2021-5-01])。

随着主权债务治理在国际发展中的重要性日益突出，20世纪末和21世纪初西方国家开始大规模减免主权债务，债务减免进入高潮阶段。这突出体现在重债穷国倡议和多边债务减免两大治理机制中。重债穷国倡议（Heavily Indebted Poor Countries Initiative，简称HIPC）是由国际货币基金组织和世界银行于1996年发起的多边债务减免规则，其目的是确保没有一个贫穷国家面临其无法管理的债务负担。1999年国际社会全面审查与调整这一倡议，促使该机制能够更快、更深入和更广泛地减免债务，并加强了债务减免与减贫和社会政策之间的联系，这也被称为重债穷国倡议的增强版（Enhanced Initiative for Heavily Indebted Poor Countries，E-HIPC）。²2005年，为帮助加快“联合国千年发展目标”（Millennium Development Goals，简称MDGs）的减贫步伐，多边债务减免倡议（Multilateral Debt Relief Initiative，MDRI）允许国际货币基金组织、世界银行和非洲开发基金（AfDF）三个多边机构对完成重债穷国倡议进程的国家提供100%的合格债务减免。³2007年，美洲开发银行（IaDB）还决定为西半球的玻利维亚、圭亚那、海地、洪都拉斯和尼加拉瓜五个重债国家提供额外（“重债穷国以外”）债务减免。⁴这成为该阶段主权债务减免的高峰。

正如主权债务危机的根源一样，主权债务治理规则的构建从来不是平等对话的结果，而是大国权力政治经济的体现。国际关系背后的权力关系逻辑往往将主权债务治理纳入大国政治经济的运行轨道中，债权国与债务国被置于发达经济体与发展中经济体这一对立的政治经济体系中。发展中国家将主权债务问题看作国际政治经济秩序不合理的重要表现，将其与国际经济新秩序的建立和南北对话相结合。而作为债权人的一方，西方国家在制定治理规则上

¹ Paris Club, “Key Numbers”, [https://clubdeparis.org/en/communications/page/key-numbers\[2020-12-01\]](https://clubdeparis.org/en/communications/page/key-numbers[2020-12-01]).

² IMF and World Bank, “Modifications to the Heavily Indebted Poor Countries (HIPC) Initiative”, July 23, 1999, [https://www.imf.org/external/np/hipc/modify/hipc.htm\[2020-12-03\]](https://www.imf.org/external/np/hipc/modify/hipc.htm[2020-12-03]).

³ IMF, “Review of Low-Income Country Debt Sustainability Framework and Implications of the Multilateral Debt Relief Initiative (MDRI)”, March 24, 2006, [https://www.imf.org/en/Publications/Policy-Papers/Issues/2016/12/31/Review-of-Low-Income-Country-Debt-Sustainability-Framework-and-Implications-of-the-PP557\[2020-12-03\]](https://www.imf.org/en/Publications/Policy-Papers/Issues/2016/12/31/Review-of-Low-Income-Country-Debt-Sustainability-Framework-and-Implications-of-the-PP557[2020-12-03]).

⁴ IMF, “Debt Relief Under the Heavily Indebted Poor Countries (HIPC) Initiative”, March 25, 2020, [https://www.imf.org/en/About/Factsheets/Sheets/2016/08/01/16/11/Debt-Relief-Under-the-Heavily-Indebted-Poor-Countries-Initiative\[2020-12-03\]](https://www.imf.org/en/About/Factsheets/Sheets/2016/08/01/16/11/Debt-Relief-Under-the-Heavily-Indebted-Poor-Countries-Initiative[2020-12-03]).

往往采取差别性政策,甚至将债务形成、债务重组和债务减免看作施加影响力和实现国家战略的一种手段,例如,对美国和其他西方国家具有重要地缘政治意义的国家和地区更容易获得国际金融机构的债务减免。因此,西方国家与发展中国家在主权债务治理中的不对称关系约束和限制了发展中国家的政策选择。发展中国家在主权债务市场中对西方国家的严重依赖导致它们丧失了主权债务治理中的话语权,出现了全球主权债务治理体系中的不平等局面。¹在牙买加体系下,美元是一种主权货币,也是最重要的债务货币。发展中国家的主权债务基本上以美元计价为主。利用这种不对称性依赖,西方国家通过主权债务治理的制度安排实现了对发展中国家的控制。在主权债务治理体系中,巴黎俱乐部、国际货币基金组织和世界银行是全球解决主权债务问题的国际组织,主要由西方国家控制和操纵。虽然巴黎俱乐部的债务重组条款、国际货币基金组织与世界银行的债务减免倡议,都是在多边层面上讨论和设计主要债务问题的解决,但是,实际上这些机制都是西方国家主导下的产物。因此,虽然主权债务治理规则几经嬗变,但发展中国家却陷入不断借贷和偿债的恶性循环中,全球主权债务治理困境由此产生。

21 世纪初,发展中国家逐渐恢复了经济发展,主权债务状况得到了一定程度的改善,但是其未能从根本上解决主权债务问题。一方面,美国等国家为应对 2008 年全球金融危机所采取的量化宽松政策促进了全球流动性的扩张。这不仅增加了发展中国家获得商业融资的机会,也促进了其主权借贷的增长。从债务结构来看,发展中国家获取官方发展援助的比重大幅下降,主权担保的商业借款超过了其他外部信贷来源。官方发展援助的相对下降提高了主权债务的平均利率,意味着更高的成本和更大的风险。例如,在加纳和塞内加尔,外国商业债权有时达到其债务总量的三分之一。²来自西方国家的私人债务份额和私人债权份额明显增加,反映了私营部门在发展中国家中影响力日益增强。³

另一方面,全球融资格局发生了变化。来自非巴黎俱乐部官方债权人的贷款明显增加,为借款人提供了新的债务融资机会。⁴之前发展中国家的债务融资主要由国际金融组织、巴黎俱乐部国家以及西方金融机构主导。进入 21 世纪,许多发展中国家为填补基础设施融资方面的资金缺口开始再次借贷。据非洲开发银行估计,非洲国家基础设施的资金缺口为 680~1080 亿美元。⁵然而,由于巴黎俱乐部成员的传统信贷投放已经从原先关注的基础设施领域转移到医疗、卫生、教育等社会领域,发展中国家借贷开始转向包括中国在内的国别性金融机构和区域性金融机构。金砖国家开发银行和亚洲基础设施投资银行是中国发起的新型

¹ John I., "After Victory: Institutions, Strategic Restraint and the Building of Order After Major Wars", Princeton: Princeton University Press, 2000, p.15.

² United Nations, "Financing for Sustainable Development Report 2020", New York, 2020, p.131.

³ Paris Club, "The debt of Developing Countries", <https://clubdeparis.org/en/communications/page/the-debt-of-developing-countries-0>

⁴ United Nations, "Financing for Sustainable Development Report 2020", New York, 2020, p.127, [https://developmentfinance.un.org/sites/developmentfinance.un.org/files/FSDR_2020.pdf\[2021-1-20\]](https://developmentfinance.un.org/sites/developmentfinance.un.org/files/FSDR_2020.pdf[2021-1-20]).

⁵ African Development Bank, "African Economic Outlook 2018", p.16, [https://www.afdb.org/en/documents/document/african-economic-outlook-aoe-2018-99877\[2020-1-20\]](https://www.afdb.org/en/documents/document/african-economic-outlook-aoe-2018-99877[2020-1-20]).

发展融资机构。这些融资机构主要为新兴经济体和发展中国家的基础设施建设和可持续发展项目提供项目贷款，以促进全球增长与发展。¹

新冠肺炎疫情的蔓延进一步凸显了发展中国家在主权债务治理中的脆弱性。发展中国家未来经济发展预期持续走低，经济下行压力加大。新冠肺炎疫情暴发后，国际金融机构一再调低世界经济增长预期。国际货币基金组织于2021年1月公布的《世界经济展望》，2020年全球经济增速降为-3.5%，²为20世纪30年代大萧条以来最严重的经济衰退。尽管最近的疫苗批准等利好消息有利于提振市场信心，但新冠病毒的新变异仍使人们对经济前景表示担忧。2021年3月的《世界经济展望》虽预计2021年全球增长率为6%，但强调围绕这一前景的不确定性很高，这场史无前例的危机造成的损害将会持续。³在最新的联合国发展融资报告中，有资格获得国际货币基金组织减贫与增长信托基金（Poverty Reduction and Growth Trust，以下简称 PRGT）的低收入发展中国家中约有44%处于外债困扰中，19个是最不发达国家，其中厄立特里亚、冈比亚、格林纳达、莫桑比克、刚果共和国、圣多美和普林西比、索马里、南苏丹、苏丹和津巴布韦等10个国家处于外债高风险状态。⁴德国基尔世界经济研究所的报告表明，疫情暴发后，已有90个国家和地区向国际货币基金组织申请了信贷援助。⁵一场新的全球债务问题正在全球蔓延。

新冠肺炎疫情引发的主权债务问题是客观存在的现实难题。但是，对中国抱有成见的一些国家和媒体却将债务问题政治化，相关债务问题正在成为地缘政治竞争的“新引擎”。从主权债务治理的走向来看，西方国家在国际权力结构变化中产生的“地位焦虑”⁶超越了其对主权债务治理绝对收益的关注。当主要参与方对相对收益的关注超过绝对收益时，主权债务治理就会走向对抗和冲突。西方国家在治理层面与中国等新兴国家开展竞争，一方面可以继续凸显其在全球治理体系中的引领地位，增强其政策吸引力；另一方面可以分化新兴经济体与其他发展中国家的经济合作，特别对与中国开展合作的国家形成“政治外压”之势。西方国家在主权债务问题上不断妖魔化中国的发展融资模式，不遗余力地渲染“债务责任论”“债务威胁论”等论调，以疫情为名将发展中国家一直存在的主权债务问题归咎于中国等新兴经济体，并要求中国从债务可持续性角度大幅度减免债务。这些带有强烈政治动机的债务政策对当下全球主权债务的治理构成了新的挑战。

¹ 沈铭辉、张中元：“一带一路机制化建设与包容性国际经济治理体系构建——基于国际公共产品供给的视角”，《新视野》，2019年第2期，第110-111页。

² IMF, “World Economic Outlook Update, January 2021: Policy Support and Vaccines Expected to Lift Activity”, January 20, 2021, [https://www.imf.org/en/publications/weo\[2021-3-14\]](https://www.imf.org/en/publications/weo[2021-3-14]).

³ MF, “World Economic Outlook, April 2021: Managing Divergent Recoveries”, March 23, 2021, [https://www.imf.org/en/publications/weo\[2021-5-1\]](https://www.imf.org/en/publications/weo[2021-5-1]).

⁴ United Nations, “Financing for Sustainable Development Report 2020”, New York, April 9, 2020, p.129, [https://developmentfinance.un.org/fsdr2020\[2020-11-11\]](https://developmentfinance.un.org/fsdr2020[2020-11-11]).

⁵ Christoph T., Rolf J. L., “COVID19: Increase in IMF Resources and Debt Moratorium Urgently Needed”, April 15, 2020, [https://www.ifw-kiel.de/media-pages/news/2020/spring-meeting-increase-in-imf-resources-and-debt-moratorium-urgently-needed/\[2020-11-16\]](https://www.ifw-kiel.de/media-pages/news/2020/spring-meeting-increase-in-imf-resources-and-debt-moratorium-urgently-needed/[2020-11-16]).

⁶ 韦宗友：“中美战略竞争、美国‘地位焦虑’与特朗普政府对华战略调整”，《美国研究》，2018年第4期，第52页。

四、新冠肺炎疫情下西方国家主权债务治理的话语逻辑

经过数十年的经济改革和大规模经济建设, 中国在国际主权借贷市场中已由单纯的借方角色转变为既是借方又是贷方的双重角色。¹随着“一带一路”国际发展合作实践的开展, 中国推进的基础设施建设融资已经成为发展中国家新增贷款的重要组成部分。随着中国为发展中国家提供融资的规模和影响力的提升, 中国日益成为全球主权债务治理的参与者和建设者。

在债务管理方面, 中国在全球债务治理体系中展现了负责任的主权借贷方形象。中国制定的债务风险识别、评估、监测、控制和报告体系日益关注“一带一路”沿线国家经济自主发展能力的建设。2019年4月25日, 中国政府在第二届“一带一路”国际合作高峰论坛期间发布了《“一带一路”债务可持续性分析框架》。在借鉴国际货币基金组织和世界银行发展中国家债务可持续性分析框架基础上, 该分析框架结合“一带一路”沿线国家实际情况, 将发展的可持续性理念融入债务管理机制中, 增加了海外贷款与经济增长的考量因素, 鼓励用发展的眼光看待主权借贷问题。²与国际货币基金组织和世界银行依据评价结果制定债务限额政策不同, 这一分析框架制定的债务可持续性分析工具并未设立统一的贴现率标准, 该框架为“一带一路”沿线国家的金融机构、国际组织提供自愿采用的债务管理分析工具, 并强调中国与借款国之间进行充分沟通。

在债务减免方面, 中国并非巴黎俱乐部成员, 也未直接参与传统债权国主导的债务减免规则的设计和多边债务减免计划的实施。中国对全球主权债务治理规则的构建主要体现在两方面。一是通过为国际多边机构捐资的方式参与主权债务治理。主权债务重组与减免需要一个超国家机构为主权债务治理提供资金担保, 来保证债务国暂停债务偿还后能够以负责任的方式履行债务责任, 并防止恶意债权人单方面坚持债务清偿权利, 从而确保主权债务治理的可持续性。作为世界银行成员国之一, 中国的出资捐助也成为主权债务治理担保资金的一部分。2007年12月, 在世界银行集团下属的国际开发协会出资国会议上, 中国宣布捐款3000万美元, 这是中国首次向该协会捐款。除了世界银行集团外, 中国还多次为非洲开发银行、亚洲开发银行和亚洲基础设施投资银行等国际金融机构增资捐款, 较大程度上提高了这些金融机构的债务治理能力。二是通过对政府无息贷款减免的方式参与主权债务治理。中国通过巴黎俱乐部的观察员身份吸收和借鉴债务减免规则。当下中国债务减免的主要对象大多是那些被纳入国际货币基金组织和世界银行多边减债计划的最不发达国家。例如, 中国在2000年中非合作论坛上宣布针对31个非洲国家实施债务减免, 这些国家都是国际货币基金组织和世界银行“重债穷国倡议”的实施对象国。因此, 中国的对外债务减免属于国际社会多边债务减免计划的一部分。

¹ 黄梅波、朱丹丹:《主权债务的国际规则研究》,第361页。

² 中华人民共和国财政部:《“一带一路”债务可持续性分析框架》,
http://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/caizhengxinwen/201904/t20190425_3234663.htm[2020-11-20]。

虽然中国在主权债务治理规则制定中的话语权与其供资能力不成比例，但这已经对传统债权国家主导的债务治理模式产生了重大冲击。在新冠肺炎疫情影响下，西方国家从地缘政治角度出发，不断对中国施压，试图稀释中国在全球主权债务治理中的影响力。主权债务治理成为一些西方国家塑造发展中国家政策和应对中国崛起的重要切入点。在疫情背景下，西方国家主权债务治理的话语逻辑主要涵盖以下三个方面。

（一）夸大债务国的债务风险，将发展中国家的债务负担与中国的发展融资进行歪曲联系

一直以来，中国的发展融资并没有系统地提供海外借款人的贷款数据，导致国际媒体在披露中国对发展中国家的贷款数据时往往夸大其词。德国研究机构基尔世界经济研究所估算中国对发展中国家的贷款超过 5200 亿美元，强调在过去十年中，中国对发展中国家的贷款成倍增长，这些贷款中有一半没有公开记录，该研究所认为这对全球金融稳定构成了巨大的威胁。¹还有学者认为，在世界上 50 个重债国家的主权债务中，对中国的债务占总量的 40%。发展中国家欠中国的债务总量为 3800 亿美元，与此相比，这些国家欠巴黎俱乐部成员国政府的债务总和为 2460 亿美元。²全球发展中心还在一项研究中评估了被确定为“一带一路”主要借款人的 68 个国家的债务问题，该研究得出结论认为，根据已确定的与“一带一路”相关的项目贷款渠道，非洲国家欠中国债务约 1450 亿美元。³一些西方学者据此认定全球发展融资领域已出现了双中心制（dual-centered system）。⁴

上述言论显然夸大了中国的海外贷款规模。这些数据的获得往往基于债务国政府的借贷意向或双边官员之间签署的含糊的谅解备忘录，而贷款承诺并不等于正式发放贷款，更不应被视为“债务”。即便贷款承诺得以兑现，但贷款方式一般是分批发放模式，每笔贷款平均发放时间大概为五年。对于大型基础设施项目而言，资金投入更大，贷款分批发放的间隔期可能更长。在后期主权贷款的发放过程中，前期的部分贷款可能已经得以偿还。以中国对尼日利亚的贷款为例。2000—2018 年尼日利亚与中国金融机构签署了 16 笔贷款合同，总金额为 60 亿美元。但是，截至 2018 年，该国对中国的未偿债务仅为 25 亿美元，因为之前尼日利亚已经偿还了 7 亿美元，还有 28 亿美元贷款尚未被发放。⁵

¹ Kiel Institute for the World Economy, “China’s international lending is much higher than previously”, [https://www.ifw-kiel.de/publications/media-information/2019/chinas-international-lending-is-much-higher-than-previously-known/\[2020-09-12\]](https://www.ifw-kiel.de/publications/media-information/2019/chinas-international-lending-is-much-higher-than-previously-known/[2020-09-12]).

² Sebastian H., Carmen M. R., Christoph T., “China’s Overseas Lending”, Kiel Working Paper, No. 2132, Kiel Institute for the World Economy, 2019, p.14, <https://www.ifw-kiel.de/publications/kiel-working-papers/chinas-overseas-lending-12820/>.

³ House of Representatives, “Better Utilization of Investment Leading to Development Act of 2018”, Congressional Record, Vol. 164, No. 120, July 17, 2018, [https://www.congress.gov/congressional-record/2018/7/17/house-section/article/h6320-1?q=%7B%22search%22%3A%5B%22Better+Utilization+of+Investment+Leading+to+Development+Act%22%5D%7D&s=4&r=1\[2020-09-13\]](https://www.congress.gov/congressional-record/2018/7/17/house-section/article/h6320-1?q=%7B%22search%22%3A%5B%22Better+Utilization+of+Investment+Leading+to+Development+Act%22%5D%7D&s=4&r=1[2020-09-13]).

⁴ Nadège Rolland, “China’s Vision for a New World Order”, NBR Special Report, No. 83, January 27, 2020, [https://www.nbr.org/publication/chinas-vision-for-a-new-world-order/\[2020-09-14\]](https://www.nbr.org/publication/chinas-vision-for-a-new-world-order/[2020-09-14]).

⁵ Debt Service, Debt Management Office Nigeria, [https://www.dmo.gov.ng/debt-profile/external-debts/debt-service\[2020-09-15\]](https://www.dmo.gov.ng/debt-profile/external-debts/debt-service[2020-09-15]).

西方国家经常以“抵押贷款”为借口攻击中国的海外放贷。2020年5月发表于《纽约时报》的一篇文章辩称,作为借款方的中国政府“将港口、矿山和其他皇冠上的珠宝作为贷款抵押”。¹该说法是对中国海外放贷模式的误读。在基础设施融资中,中国海外放贷不是通过贷款人抵押的固定财产,而是通过这一资产的未来收益(即可可、烟草、石油、铜和其他商品出口收入)予以偿还,这是一种基于双方协议的“动产担保”模式,而非抵押贷款。这一模式可以在较大程度上降低债权人的贷款风险和成本,并使借款国政府有机会获得更多的融资并形成自主发展能力。事实上,在主权借贷过程中要求对贷款进行担保是一种普遍的债务风险控制方式,而且,这种还款模式并非由中国首创,传统债权国对非洲包括基建领域的投资远超中国,西方国家的私营企业投资也在该领域占据着更大的份额。

西方国家将债务总量直接与债务风险相挂钩,将债务问题的责任直接转向中国等新兴经济体。西方的反华言论认为,中国对发展中国家的主权贷款使得债务国的经济状况更加恶化。美国国际发展融资公司前总裁兼首席执行官雷·沃什伯恩(Ray W. Washburne)和众议员布拉德·谢尔曼(Brad Sherman)等人将矛头直指中国的开发性金融政策,他们认为“国开行”“丝路基金”和“亚投行”等融资机制是中国有意制造的“债务陷阱”(Debt trap)²。美国前国务卿蓬佩奥对非洲三国(塞内加尔、安哥拉和埃塞俄比亚)进行访问时不止一次地告诫发展中国家“应警惕(中国)对外贷款的空洞承诺,它们滋养了腐败和依赖”,并提出“它们带来了一个风险,让非洲最需要、最渴望的繁荣、主权和进步难以实现”³。

(二) 在债务减免中积极构建“抗债集团”来增加中国的减债压力,从而降低中国在发展中国家的影响

在新冠肺炎疫情的影响下,西方国家直接将债务减免与疫情应对相挂钩。2020年3月25日,世界银行和国际货币基金组织向二十国集团发出了一份关于最贫穷国家债务减免的联合声明,号召所有官方双边债权国对请求债务延期的IDA国家暂停偿债要求。⁴之后,一些西方政客和学者强调中国的国家开发银行应当作为出口信贷机构参与债务减免的共同努力。⁵因此,西方国家利用国际金融组织的倡议对中国施加债务减免的压力。

¹ Maria Abi-Habib and Keith Bradsher, “Poor Countries Borrowed Billions from China. They Can’t Pay it Back,” New York Times, May 18, 2020, <https://www.nytimes.com/2020/05/18/business/china-loans-coronavirus-belt-road.html>[2020-09-20].

² House of Representatives, “Better Utilization of Investment Leading to Development Act of 2018”, Congressional Record, Vol. 164, No. 120, July 17, 2018, <https://www.congress.gov/congressional-record/2018/7/17/house-section/article/h6320-1?q=%7B%22search%22%3A%5B%22Better+Utilization+of+Investment+Leading+to+Development+Act%22%5D%7D&s=4&r=1>[2020-5-30].

³ “Pompeo Cannot Dupe African Nations with His Cheap Lies”, China Daily, February 28, 2020, <http://www.chinadaily.com.cn/a/202002/28/WS5e587efea31012821727b05d.html>[2020-5-30].

⁴ World Bank, “Joint Statement from the World Bank Group and the International Monetary Fund Regarding A Call to Action on the Debt of IDA Countries”, March 25, 2020, <https://www.worldbank.org/en/news/statement/2020/03/25/joint-statement-from-the-world-bank-group-and-the-international-monetary-fund-regarding-a-call-to-action-on-the-debt-of-ida-countries>[2020-8-21].

⁵ Christoph T., Rolf J. L., “COVID19: Increase in IMF Resources and Debt Moratorium Urgently Needed”, April 15, 2020, <https://www.ifw-kiel.de/media-pages/news/2020/spring-meeting-increase-in-imf-resources-and-debt-moratorium-u>

从经济学的理性假定出发，债务国与债权国在给定的约束条件下，都应倾向于将自己的效用最大化。从债权国立场出发，为了有效避免债务问题中的冲突和实现潜在的合作利益，债权国设计了各种各样的制度来规范债务国的行为，最大程度地避免抗债行为的发生。一般而言，为避免债务国集体抗债和债权全面落空，作为西方债权国利益代表，巴黎俱乐部在应对债务削减时往往采取个案处理原则，即通过与债务国进行双边对话，寻求各个击破，以达到阻挠债务国组成抗债集团的目的。由此可见，即便从西方的债务风险与债务责任逻辑出发，主权债务治理的博弈应该是债务国与债权国之间的讨价还价。作为债权人的西方国家理应积极地与其他债权国进行合作，最大程度地避免债务违约或者集体抗债行为的发生。

但是，西方国家利用新冠肺炎疫情造成的经济冲击，挑拨发展中国家与中国的债务—债权关系，在债务减免问题上与债务国一道构筑了债务减免的“统一阵线”。2020年2月，蓬佩奥结束非洲三国之行，他在演讲中为解决非洲债务问题开出的“药方”就是促使非洲与西方国家建立更加紧密的经济伙伴关系。

新冠肺炎疫情在全球蔓延后，美国极力渲染疫情对发展中国家造成的经济冲击，并趁机通过扩大对外发展融资强化美国与这些地区的经济联系。2020年3月12日，美国国际开发金融公司¹董事会批准了总额达8.81亿美元的融资和保险项目，以满足非洲、印度-太平洋和拉丁美洲关键基础设施项目的需求。²3月31日，美国开发性金融机构宣布向肯尼亚提供500万美元的贷款，通过改善农业供应链来加强其粮食安全。³4月6日，美国又与15家经济合作与发展组织成员国的发展融资机构（development finance institutions, DFI）发表联合声明，宣布它们将共同应对新冠肺炎疫情这场全球大流行病（the COVID-19 global pandemic）。⁴12月21日，美国国际开发金融公司和洛克菲勒基金会签署谅解备忘录，提出将建立多伙伴全球平台（multi-partner global platform），通过共同融资、赠款、交易渠道开发、技术援助等方式动员更多基础设施融资，以扩大对能源短缺国家可再生能源的投资。⁵12月22日，美国国际开发署宣称打算将摩洛哥指定为其新的繁荣非洲贸易和投资计划的北非区域中心，之

rgently-needed/[2020-09-10].

¹ 2019年12月20日，经过一年多的筹备，特朗普授权成立的美国开发性金融机构正式投入运营，这是美国对冲“一带一路”互联互通建设的战略举措。参考：DFC, “Statement of Adam S. Boehler to the House Appropriations Subcommittee on State and Foreign Operations, and Related Programs”, <https://www.dfc.gov/media/speeches-testimony/statement-adam-s-boehler-house-appropriations-subcommittee-20200304>[2020-5-20].

² DFC, “DFC Approves Nearly \$900 Million for Global Development Projects”, March 12, 2020, <https://www.dfc.gov/media/press-releases/dfc-approves-nearly-900-million-global-development-projects>.

³ DFC, “DFC Disburses First Tranche of \$5 Million Loan to Twiga Foods to Improve Food Security in Kenya”, March 31, 2020, <https://www.dfc.gov/media/press-releases/dfc-disburses-first-tranche-5-million-loan-twiga-foods-improve-food-security>[2020-6-27].

⁴ DFC, “Development Finance Institutions Join Forces to Respond to COVID-19 in Developing Countries”, April 6, 2020, <https://www.dfc.gov/media/press-releases/development-finance-institutions-join-forces-respond-covid-19-developing>[2020-6-27].

⁵ DFC, “DFC And Rockefeller Foundation Sign MOU to Invest in Solutions to End Energy Poverty”, December 21, 2020, <https://www.dfc.gov/media/press-releases/dfc-and-rockefeller-foundation-sign-mou-invest-solutions-end-energy-poverty>[2021-1-29].

后将动员 50 亿美元以扩大美国在摩洛哥的投资并加强其作为非洲大陆经济枢纽的作用。¹这些金融举措将通过增加市场流动性, 为受疫情影响的私营部门提供支持, 增强美国与发展中国家的金融联系。

在美国政客的精心设计和煽动下, 关于中国债务的负面认识有不断扩大的趋势。²一些发展中国家也开始将自身长期存在的经济结构和债务问题归咎于中国, 并要求中国承担债务责任。基于此, 当前一些关于中国债务问题的评价过于片面, 较少涉及中国海外贷款在促进投资、带动就业等方面的积极作用。2020 年 4 月 7 日, 加纳财政部长发出了“为了帮助非洲国家应对疫情危机, 中国必须加大力度帮助非洲国家减轻债务负担”的言论。这种将疫情防控与债务减免直接挂钩的主张与西方国家强调的“债务责任论”基本上一致。

(三) 执行歧视性的债务减免顺序, 反对债务国利用国际金融机构的援助来偿还对华债务

在国内的债务-债权关系中, 一般都有明确的债务清偿顺序。但是, 在国际无政府状态下, 国际社会对于主权债务的清偿没有统一的、强制性的清偿顺序规则。虽然在主权债务治理实践中形成了一些不成文的做法, 例如同等对待同类债券的持有人、多边债权人优先偿还等惯例, 但是并没有关于国内债权人和外国债权人、私人债权人和官方债权人之间清偿顺序的明确规定。如何确定发展中国家的债务偿还顺序, 往往成为债务重组和债务减免谈判的重点与难点。

一旦某国针对某个债权人的债务负担得到削减, 那么该国对其他债权人的偿债能力就会提升, 即一个债权人的债务减免意味着另一个债权人债务得到偿付的机会上升。西方国家在支持对发展中国家进行债务减免的同时, 要求必须以中国减免债务为前提放宽有关国家的偿债期限, 即与中国和西方国家存在债务交叉关系的发展中国家必须先与中国达成双边债务减免协议, 才能转向国际货币基金组织提出债务减免诉求。³这种债务减免的附加措施并不是按照债务可持续性的标准对发展中国家的债务空间、债务承载能力和债务风险进行指标化衡量, 而是出于战略竞争考虑的结果。此种具有强烈政治动机的先后顺序设置显然是一种债务政策歧视, 因为其将中国的债务处理作为对发展中国家减债和提供贷款的条件之一并非出于债务可持续性的目的, 而是以债务减免为名进行地缘政治对抗。

综上所述, 新冠肺炎疫情这一突发事件的聚焦效应促使传统债权国将减免发展中国家主权债务问题作为地缘政治手段对新兴债权国施压, 西方国家对主权债务地缘政治的考虑远远

¹ DFC, “Office will bolster bilateral trade and investment between the U.S. and Morocco and across Africa”, December 22, 2020, [https://www.dfc.gov/media/press-releases/dfc-announces-initiatives-expand-us-investment-and-development-morocco\[2021-1-29\]](https://www.dfc.gov/media/press-releases/dfc-announces-initiatives-expand-us-investment-and-development-morocco[2021-1-29]).

² 周玉渊: “中国在非洲债务问题的争论与真相”, 《西亚非洲》, 2020 年第 1 期, 第 39 页。

³ Lawder, D., Crossley G. 2020, “Mnuchin says IMF and World Bank Funds Won't Repay Debts to China”, Reuters, March 11, 2020, [https://www.reuters.com/article/us-usa-china-debt-idUSKBN20Y2I4\[2021-01-31\]](https://www.reuters.com/article/us-usa-china-debt-idUSKBN20Y2I4[2021-01-31]).

大于对主权债务治理成效的关注，充分体现了大国地缘政治的较量。地缘政治对抗会导致全球主权债务治理偏离正确的解决轨道，加剧了全球主权债务治理的困境。

五、中国应对主权债务治理困境的建议

作为一次重大的非传统安全事件，新冠肺炎疫情既考验不同国家公共卫生体系的危机应对能力，也带来了国际社会携手化解全球债务问题的全新的挑战。从历史上来看，任何一次危机都可能成为全球治理合作的新起点。此次债务减免对中国的冲击最为明显。中国政府虽然于2020年6月7日主动宣布，在积极参与并落实二十国集团缓债倡议的基础上，暂停77个欠发达国家偿还债务，但是，暂停债务偿还仅仅是债务治理的过渡阶段，债务问题的解决需要系统性的方案。在此背景下，中国应该充分利用新冠肺炎疫情产生的危机聚焦效应，积极参与全球主权债务治理，进而在国际话语体系中获取与本国国力相称的地位。

首先，针对西方国家在主权债务问题上的不实言论，中国需要将国际发展合作实践的开展与传统主权债务治理体系的改革相结合，打破西方国家在主权债务治理体系中的制度垄断，确立与自身地位和广大发展中国家利益相符合的治理标准，这是化解全球主权债务治理困境的根本出路。

发展中国家的债务风险和危机是其经济发展长期积累的结果，并非在中国对外发展融资之后才出现。资本的全球化与美元主导的国际货币体系间的矛盾是债务危机的根源所在。西方国家借助新冠肺炎疫情歪曲中国参与全球主权债务治理的事实从侧面印证了中国在全球主权债务市场中影响力的上升，也反映了中国在全球主权债务治理体系中的弱势地位。当前全球主权债务治理体系既不能预防也不能解决发展中国家的主权债务问题。中国的债权增多，在一定程度上会减弱西方国家通过主权债务对发展中国家进行政治控制的能力。中国需要充分利用疫情冲击产生的聚焦效应，厘清主权债务治理困境的根源所在，为未来国际发展合作的深入开展提供话语支撑。

在完善主权债务治理规则的过程中，中国需要从自身和发展中国家的实践出发，建立起债务可持续发展与发展可持续性之间的有效联系，这是中国参与全球主权债务治理的主要对策。中国应该在《“一带一路”债务可持续性分析框架》基础上，进一步将发展的可持续性作为债务减免的衡量指标，做好增量调控，支持“一带一路”国家在确保债务可持续性的同时，推动经济社会可持续发展，从而增强债务国的自主发展能力和未来偿债能力，形成良性循环。中国与发展中国家的主权借贷不仅不会因为西方的“污名化”指责而有所放缓，还会通过引入“一带一路”债务可持续性分析框架来加快“一带一路”建设，进而回应西方国家借助新冠肺炎疫情歪曲中国参与全球主权债务治理的不实言论。

其次, 针对西方国家支持的“抗债同盟”, 中国一方面需要从发展可持续角度认识到发展中国家面临疫情冲击时的合理减债诉求, 另一方面需要尽快确立债务减免的样板国家。

中国作为发展中国家的一员, 在历史上长期遭受大国欺压, 深知债务融资与债务减免对改变自身政治经济地位的重要性。受西方国家的影响, 那些受债务困扰的发展中国家在主张债务减免的同时忽略了发展融资对债务国减少贫困、改善民生的积极作用。在当前疫情冲击下, 适度的债务减免对于中国和其他发展中国家都具有正面作用, 不仅可以帮助发展中国家渡过难关, 而且可以加强中国与发展中国家的经济联系, 推动“一带一路”国际合作的深入开展。

中国仍然面临复工复产的压力, 经济尚未完全恢复, 因此, 中国对外债务减免必须考虑自身实力和本国的预算开支。中国需要从自身国情出发, 做到减、免、缓相结合, 明确减免总量、减免对象国的确定和减免程序, 根据债务国的欠债规模和债务偿还能力确定债务减免的具体方式与标准。目前, 中国应该坚持以双边谈判为主, 并在双边谈判中确立债务减免的样板对象国。建议考虑以埃塞俄比亚或刚果(金)作为债务减免的试点, 因为其遭受疫情冲击、愿意参加暂停债务偿还倡议, 同时债务风险相对较低或具有一定债务偿还能力, 可将其打造为债务减免的样板国家。

最后, 针对西方国家实施的差别性债务治理政策, 中国应当加强与其他新兴债权国和新型发展融资机构的协商, 并积极利用现有的发展合作平台以避免与发展中国家在债务治理方面形成隔阂。

中国自实施债务减免政策以来, 基本上采取相对独立的运作模式, 需要加强与其他国家或机构之间的合作。作为新兴的债权国, 中国一方面要加强与新兴经济体在主权债务治理层面的合作, 从新兴债权人角度出发维护债权国的利益, 就主权债务治理中的难题特别是债务减免中的障碍进行充分交流和沟通, 保证债权人的集体行动能力。这不仅可以将中国的单方面诉求上升至债权人集体利益, 也可稀释来自债务国整体的减债压力, 避免出现集体抗债。

另一方面, 中国还需要充分利用已有的合作平台, 追求主权债务治理的透明性和合理性。当下中国对外债务减免的主要平台是每三年举办一次的中非合作论坛。随着金砖国家开发银行和亚洲基础设施投资银行的运作逐渐步入正轨, 中国可积极利用这些新的合作平台, 分析新冠肺炎疫情下债务国减免诉求的真实性, 进而结合中国实际情况协调债权国的减免意愿。这不仅可以促进国际社会客观公正地评价中国的主权债务治理行为, 有利于中国参与全球主权债务治理规则的修订, 还可促使这些发展合作平台被打造为国际发展融资实践的新典范, 从而为国际社会应对主权债务风险做出更大贡献。

The Dilemma of Global Sovereign Debt Governance and China's Countermeasures under the COVID-19

Wang Jinqiang Huang Meibo Cui Wenxing

Abstract: During international development process, the sovereign debt issue is a global issue accumulated over a long period of time. In the course of profound changes of the current international power structure, the traditional debtor-creditor sovereign debt governance framework has undergone huge changes, and the game framework among debtor countries, traditional creditor countries and emerging creditor countries has gradually formed. Affected by the COVID-19, the economic status of developing countries have been hit hard, and the sovereign debt situation continues to deteriorate. On the other hand, Western countries continue to politicize the sovereign debt issue, publicizing the "debt threat" and the "debt responsibility", not only exaggerating China's sovereign debt risk, but also blaming the sovereign debt problem of developing countries on China's development financing. Besides, it supports developing countries to build a anti-debt league for "debt resistance" and exert political pressure of debt relief on emerging creditor countries. This kind of political confrontation among major powers directly impacted the traditional sovereign debt governance structure, forming the dilemma of global sovereign debt governance. As an important financing provider for the "Belt and Road" international development cooperation, China needs to make full use of the crisis effect caused by the impact of the epidemic to optimize the current debt structure. On the basis of satisfying debtor countries' demands for reasonable debt reduction, most importantly, China needs to turn the current stigmatization against China to the reflection and reconstruction of the current global sovereign debt governance system, so as to gradually improve China's role and status in global sovereign debt governance.

Keywords: COVID-19, Sovereign Debt, Global Governance, Sustainable development

财政政策与货币政策“双组合”的动态调控

李成¹ 李一帆²

【摘要】廓清了财政政策与货币政策“双组合”搭配动态调控宏观经济的机理,揭示两者协调影响经济的机制及在经济不同阶段的搭配方式;运用中国2004—2019年的经济季度数据,构建TVP-SV-VAR模型探究两类政策对宏观经济的调控效应。研究发现:财政政策与货币政策共同把控流动性闸门实现互动协调;财政政策与货币政策“双组合”具有时变性,在整体同向发力推动经济发展;两类政策对产出的影响并非始终如理论一致,在结构层面仍有优化靶向性操作的余地。

【关键词】财政政策;货币政策;“双组合”;经济增长;TVP-SV-VAR模型

一、引言

改革开放四十多年来,中国经济飞速发展,作为宏观调控重要双翼的财政政策与货币政策贡献卓著。然而,国际经验揭示任何一个国家都无法始终保持经济高速增长。2008年全球金融危机之后,中国经济增速受到全球经济下滑的拖拽引力,政策总量调控提振经济的难度不断增大。为了“对冲”经济下行压力,党的十九大报告指出要健全财政、货币等经济政策的协调机制;2018年中旬,国务院常务会议提出“积极财政政策要更加积极”、“财政金融政策要协同发力”。近期突发疫情在全球范围的蔓延更是加剧经济衰退的悲观预期,推出大力度刺激政策的呼声愈发强烈。2021年3月,国务院政府工作报告进一步提出“积极的财政政策要提质增效、更可持续”、“稳健的货币政策要灵活精准、合理适度”。种种迹象表明,经济发展的不同阶段呼吁财政政策与货币政策“双组合”的动态调整和针对性调控,两类政策协调配合已经成为宏观调控的重要选择。在此背景下,清楚认识财政政策与货币政策各自的比较优势,根据经济周期规律科学运用财政政策与货币政策“双组合”引导经济在合理区间运行,充分发挥两类政策搭配对宏观经济的调控效应,成为理论界与实务界的重要课题。

二、文献综述

长期以来,财政政策与货币政策搭配操作实现经济增长一直都是学术界关注的焦点。20

¹ 李成, 西安交通大学经济与金融学院教授。

² 李一帆, 西安交通大学经济与金融学院博士研究生。

世纪 30 年代“经济大危机”对“无形之手”提出了严峻挑战，在萨伊定律失效之后，凯恩斯的“有形之手”主张占据经济理论和政策实践的主导地位，通过政府干预管理市场有效需求逐渐登上政策舞台，蕴含了财政政策与货币政策调控经济的思想萌芽。然而，20 世纪 70 年代的经济“大通胀”再度对既有政策的有效性提出了诘问，Sargent & Wallace（1981）指出政府财政赤字不具有长期持续性，需要中央银行在必要时发行货币进行“兜底”，从而通过政府预算约束将财政和货币联系起来。同时期的理性预期学派主张保持财政与货币的政策稳定性，认为两者需协力应对通胀以引导公众预期。伴随真实周期理论发展，Kydland & Prescott（1982）认为经济周期、财政政策以及货币政策三者之间存在相互影响，由此将经济周期思想融入财政政策和货币政策。自 20 世纪 90 年代开始，学术界掀起了财政政策与货币政策相互作用的研究热潮。Leeper（1991）提出财政政策与货币政策有关主动性和被动性的经典定义，强调两类政策规则结合的重要性。Woodford（2001）将不同种类的财政货币政策搭配方式引入一般均衡框架探究其互动效应。虽然部分研究对财政政策与货币政策的效果大小尚存争议，但是对两者能够促进经济增长基本达成一致。Eggertsson（2005）就指出即使经济政策力度较小，政策定位的根本性扭转也能够通过提振公众信心刺激经济。2008 年全球金融危机和 2009 年欧债危机的接连爆发，有关财政政策与货币政策协调操作的研究再次成为各方热议的话题。Davig & Leeper（2011）借助一般均衡模型研究发现，主动货币与被动财政的政策组合引发的经济波动最小，而主动财政与被动货币的搭配易致较大波动。Leeper & Leith（2016）证实财政赤字通过不同路径影响货币政策并对其调控宏观经济的能力产生影响。

国内研究早期主要从理论层面探讨财政政策与货币政策的配合方式与障碍破解（郭庆旺等，2004；周波和寇铁军，2012）。随着我国经济增速放缓和经济结构转型，围绕财政与货币政策的有效性以及两者对宏观经济影响方式的研究不断涌现。刘伟（2014）从政策实践视角指出积极财政政策与稳健货币政策的“松紧搭配”反向组合，不仅源于新常态下治理经济失衡的目标要求，也是平抑经济周期波动的必然选择。庄芳等（2014）采用协整 VAR 模型定量考察我国财政政策和货币政策协调操作的宏观经济效应，发现两类扩张性政策的叠加效应要大于其单独实施的效应之和。刘金全等（2016）通过贝叶斯算法下的混频数据检验财政货币政策对经济增长的作用，流露动态研究的思想。马勇（2016）、陈国进等（2018）基于开放经济的新凯恩斯框架分析财政政策与货币政策的组合范式，厘清了不同条件下两者的主次关系。

已有文献围绕财政政策与货币政策各自对经济增长的作用基本形成共识。然而，对两类

政策协调实施促进经济的效果大小尚未形成统一观点, 原因可能源于两个层面: 其一, 在学术研究层面, 经济形势、市场运行以及政策实施等因素会随着时间的推移不断变化, 造成用于分析政策效应的理论模型参数随之改变, 而部分文献所使用的研究方法未能考虑这种动态特征, 导致研究结论出现分歧。其二, 在现实应用层面, 在经济发展的不同时期市场对财政和金融的需求存在差异, 财政政策与货币政策难以通过一成不变的组合供给去满足瞬息万变的市场需求, 迫使两类政策搭配操作面临极大考验, 以致产生调控效果的偏差。因此, 如何根据经济发展的时变特征实现财政政策与货币政策的动态搭配和精准供给, 从而保障经济稳定增长? 不仅是目前理论研究亟待深耕的方向, 更是我国宏观调控实践的要义所在。

有鉴于此, 本文首先在理论层面廓清了财政政策与货币政策“双组合”动态搭配调控宏观经济的内在机理, 尝试从货币资金视角揭示两类政策协调生效影响宏观经济的“黑箱”机制, 阐释经济发展不同阶段财政政策与货币政策的搭配操作方式, 随后在实证层面运用包含随机波动项的时变参数向量自回归模型(TVP-SV-VAR)检验财政政策、货币政策、货币资金以及经济增长的关系, 分析其中蕴含的动态变化特征, 探究财政政策与货币政策对宏观经济的调控效应, 最终为财政政策与货币政策的精准操作提供参考。

三、财政政策与货币政策“双组合”动态调控的理论分析

(一) 财政政策与货币政策“双组合”动态搭配协同发力的内在机理

财政政策与货币政策是宏观调控的重要两翼, 对于促进经济增长具有一致性。由于经济发展具有周期波动规律, 两大政策应根据经济形势实施“双组合”搭配协调发力, 提高对经济运行的预判能力, 合理把握调控的节奏和力度, 避免调控发生方向“摩擦”以致效力“抵消”。总体来看, 财政政策与货币政策的类型可概括分为: 扩张型、紧缩型和稳健型, 两者的动态搭配属于有机整体, 其目的是保障经济发展位于合理区间。一方面, 财政政策通过税收、债务以及支出等结构性途径影响经济产出, 对经济增长产生直接拉动作用; 另一方面, 货币政策通过利率、信贷等方式对货币供应量产生“巨斧”影响, 借助流动性渠道牵引生产投资增加以对经济增长发挥推动效力。因此, 两者在经济增长层面的“一拉一推”作用殊途同归, 通过政策操作将资金顺利投向市场, 在供给端影响厂商的生产投资决策、在需求端引导消费者的消费投资行为, 供求两端共同发力实现新的供求均衡, 达成产出目标。

财政政策与货币政策在事实上应当根据经济发展的阶段性特征相机决策进行“双组合”供给, 在经济发展下降和过热的不同阶段恰当搭配和差异化调控。两者协调发力的机制在于, 货币政策可以利用信贷渠道承接财政政策产生的债务、支出, 相应改变商业银行信贷规模、

货币供应直至经济产出。一方面，在经济发展下降阶段货币政策扩张时，商业银行可以借此拓宽信贷渠道，运用货币政策扩张释放的信贷资金对财政政策的债务、支出进行购买或透支，由此提高信贷规模，助力财政政策的扩张操作，增加在市场流通的货币数量，从而发挥对财政政策扩张的间接支持作用。另一方面，在经济发展过热阶段货币政策紧缩时，商业银行收紧“银根”进而减少用于购买或透支的信贷规模，难以再利用多余资金帮衬财政政策，在一定程度上对财政政策的扩张产生约束，最终达成财政政策在经济发展不同阶段的跨期平衡。上述过程的本质是财政债务支出的货币化，因而财政政策具备一定的金融属性。由此可见，相较单一政策，在经济发展不同阶段财政政策与货币政策的“双组合”搭配实施可以对经济发展产生同向助推作用，通过调节整个经济领域的流动性规模在总量增长层面发挥“一加一大于二”的效果。最终，财政政策与货币政策之间形成以货币资金作为隐性桥梁的联结机制，引起两者的搭配、互动以及协调。财政政策债务支出的数量发力点借助货币政策信贷渠道得以落实，体现以货币融资实现财政刺激经济增长的效果，相较传统单一的财政债务融资更显两大政策的搭配能力（Gali, 2019），促使两类政策共同向经济“输血”，通过把控流动性闸门从总量层面释放适量的资金规模，拓宽市场沉淀资金的“蓄水池”效应，凭借资金信号的传递影响市场供求关系以实现经济目标，形成财政政策与货币政策“双组合”的协同发力机制（图1所示）。

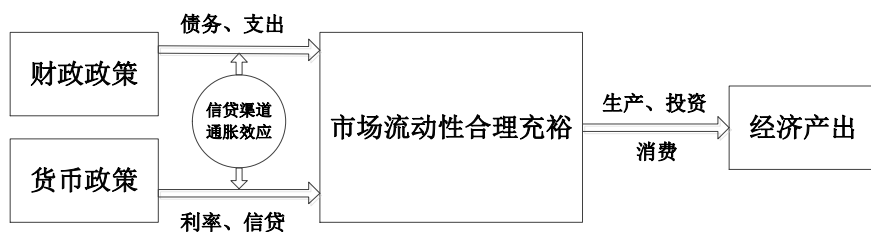


图1 财政政策与货币政策“双组合”的协同发力机制

（二）财政政策与货币政策“双组合”的动态搭配方式

面对经济发展内含的总量和结构问题，财政政策与货币政策理应按照“逆周期管理”的思路，根据经济发展不同阶段的实际需求提供针对性搭配：或在经济萎靡不振时加力扩张；或在经济运行过热时采取紧缩“降温”；或在经济整体平稳时保持稳健。由于经济增长既是观测经济周期的主要指标，也是财政政策与货币政策调控的最重要目标。因而，由经济发展变化需要催生的政策调控需求，引发财政政策与货币政策相应调整产生适宜的政策搭配供给，引致经济需求与政策供给逐渐趋于供求均衡，不断满足政策预期。倘若经济偏离原本目标，则需恰当的财政政策与货币政策对偏离方向予以校正，保障经济运行既不“超速”也不“失速”，引导经济重合理区间。换言之，财政政策与货币政策不会墨守成规，其取向把控和

力度拿捏都应结合经济形势的需要“相机决策”而不断调整,通过及时必要的主次换位和节奏换挡凸显动态搭配特征,显露一定的艺术成分。因此,在不同的发展阶段,经济对财政和金融的需求存在一定差异,财政政策与货币政策的方向和力度理应适时调整以贴合经济需求,根据经济周期合理搭配、因势利导,才能实现经济稳定增长,由此产生不同类型的政策“双组合”方式。

1. 经济发展上升阶段的财政政策与货币政策“双组合”搭配。

在经济发展上升初期宏观经济具有以下特征:一方面,经济摆脱上一个周期谷底转向复苏,市场开始形成并积累有效需求;另一方面,经济尚处于新生阶段导致预期脆弱,亟待正向的政策信号给予鼓励。为此,财政政策与货币政策应共同扩张为市场构筑可用于发展的资金基础,借助“有形之手”向市场释放充裕流动性。一则培育并巩固有效需求,二则引导并稳定正面预期,最终助力经济彻底驶入回升轨道。

在经济发展上升中期,宏观经济已由复苏迈入增长阶段,市场开始进入良性发展轨道。政策“有形之手”应适时放开以便市场“无形之手”稳当接力,依靠市场自发调节机制促进经济增长,这样也可减轻政策持续扩张带来的操作压力。在经济增长一段时间后极易萌生过热倾向,仅凭市场自行调整难以遏制弥漫在微观主体的乐观情绪,当市场“无形之手”乏力时,需要政策“有形之手”适度约束经济发展。为了实现经济健康稳定地增长,财政政策与货币政策虽然在总体上仍然保持扩张,但是两者搭配的内在结构出现调整。此时,财政政策适当收紧资金,既可以缓解债务和支出压力,又能向市场释放降温信号,以抑制经济过热苗头;货币政策单独承担向市场提供流动性的职能,保障经济发展的合理增速。

在经济发展上升后期,经济转入高速增长区间不断攀向周期顶部。在经济飞速发展的澎湃浪潮下,微观主体原本的有效需求极易扩张滋生非理性需求,导致前期暴露的过热苗头日益显性化,令市场完全被热情高涨的情绪笼罩。严重过热的态势促使预期、需求、产出以及价格形成正向反馈机制,进一步造成非理性需求膨胀甚至经济“超速”。长此以往无疑会在积累泡沫的同时增大经济脆弱性,暗中集聚“崩盘”风险。为此,财政政策与货币政策应共同紧缩,收紧流动性“闸门”,通过减少资金产生的成本上升效应向市场传递政策紧缩信号。当成本提高超过微观主体生产投资带来的收益时,就能真正抑制市场过度的生产投资活动,对高涨经济及时“刹车”。最终,在财政政策与货币政策的共同紧缩下,经济运行从超速区间回落至合理增长区间。

2. 经济发展下降阶段的财政政策与货币政策“双组合”搭配。

经济周期规律揭示,经济增长越过峰值会转向下行。相应地,在经济发展下降初期,宏

观经济从周期顶部下滑，前期经济发展的高涨趋势触顶回落，市场开始遭遇经济周期下行的负面冲击。受经济降速的悲观苗头影响，微观主体在经济高涨阶段产生的非理性需求逐渐减少，甚至波及正常的理性需求。长期下去，市场有效需求的缩减将会借助经济周期下行轨道产生负向反馈，加剧经济“失速”。对此，重新激活市场恢复经济增长十分迫切。财政政策与货币政策需要适度扩张增投资金，通过注入资金产生的积极信号修复市场预期，引导经济摆脱下滑惯性进而回复至合理水平。

在经济发展下降中期，经济下滑苗头演变为衰退态势以致出现更为明显的“失速”现象，市场有效需求进一步减少，经济衰退存在被周期下行轨道继续拖拽直至陷入萧条的风险。为此，财政政策与货币政策应当及时介入并加力扩张操作，通过增加流动性扩大微观主体生产投资领域的资金受益面，维护市场有效需求保持在恰当水平而不至于完全缩减，借助政策拉动需求的正向功能持续“对冲”经济下行压力，减缓经济衰退趋势。

在经济发展下降后期，受下滑惯性影响，前期的衰退态势逐渐恶化导致经济萧条，此时经济周期探底。在经济跌入谷底的负面预期影响下，市场信心严重不足，微观主体有效需求极度萎缩造成生产投资双双被抑制，又会遏制经济发展。这一微观主体悲观和宏观经济下滑的“共振作用”迫使经济深陷周期底部难以复苏。对此，财政政策与货币政策应当共同且长期坚守扩张方向，强化政策操作的力度和深度，通过持续发力敞开流动性“闸门”不断为市场提供充裕资金，借助增加流动性产生的成本下降效应向市场宣示扩张信号。当成本降低引发的利润提高触及微观主体生产投资行为变化的临界点时，就会真正激发生产投资活动，对萧条经济进行“提速”。最终，在财政政策与货币政策的共同扩张操作下，经济从萧条“失速”状态重回上升轨道，逐步向合理增长区间迈进。

特别指出，经济政策好比一条绳索，即使政策执行部门可以运用其遏制经济过热，也无法推动其完全阻止经济衰退（Friedman, 1968）。因此，财政政策与货币政策提振经济由萧条转向复苏绝非一朝一夕之功。倘若经济持续下滑导致严重萧条，两类政策应在长时间扩张的基础上尽可能引导经济在适度低位运行，借助充裕流动性维护经济“软着陆”，以便等待市场中的新需求重新形成、新供给培育创造等一系列引发经济周期出现根本性扭转的因素出现，届时再借助扩张型政策释放资金的“合力”拉动经济摆脱周期底部，顺利实现复苏。同时，在经济发展下降阶段财政政策与货币政策的扩张力度和操作时长需格外留意。一旦经济增速重回正常，政策不应突然性转向以防打击业已提振的市场信心致使经济再度“失速”，造成前期扩张型政策的刺激效应“弱化”甚至“消融”，而是要确保宏观经济彻底走出下行“阴霾”，实现政策调控方向和经济运行阶段的平稳过渡。

3. 经济发展平稳阶段的财政政策与货币政策“双组合”搭配。

在经济发展平稳时期, 相对均衡的市场供求使得宏观经济运行整体平稳, 经济增速已经位于合理区间, 需要适宜调控令其长期保持这一符合政策预期的良好状态。因此, 财政政策与货币政策应该共同选择稳健操作, 通过向市场平缓注入资金保障微观主体生产投资的稳定发展, 引导预期、需求、产出以及价格等指标平稳运行从而满足政策目标。

(三) 小结

综上所述, 当经济运行出现“超速”或“失速”的偏离情况时, 即市场“自动稳定器”功能在一定程度失效, 旨在维持经济合理增长的财政政策与货币政策需要发挥先导作用适时变动政策基调, 根据经济发展的实际需要相机预调微调, 在扩张、紧缩及稳健之间审慎选择, 实现经济政策“双组合”的供给与市场主体的需求相互契合, 通过放缩流动性闸门调节流向市场的资金规模, 引导供求关系逐渐拟合预期, 最终遵循“逆向调控”思路牵引经济重回合理区间。因此, 财政政策与货币政策“双组合”对调控宏观经济具备“政策稳定器”的作用。

财政政策与货币政策“双组合”的操作方向、实施力度不是唯一的, 两者并非“一刀切”的执行方式。在不同发展阶段两类政策对调控经济运行有着不同表现: 财政政策与货币政策既可以通过扩张方式激励经济“提速”, 也可以采取紧缩基调防范经济“超速”, 还可以借助稳健手段维持经济处于合理增速, 这些效果均需借助货币资金的桥梁作用得以实现, 凸显两类政策协同发力。因此, 财政政策、货币政策、货币资金以及经济增长之间的关系并非固定不变, 而是伴随时间推移和经济发展呈现多样变化。下面利用包含随机波动项的时变参数向量自回归模型(TVP-SV-VAR)来实证分析财政政策、货币政策、货币资金以及经济增长之间的影响关系, 深入探究财政政策与货币政策“双组合”对宏观经济的调控效应。

四、实证模型构建

(一) 模型构建

TVP-SV-VAR 模型在保留传统 VAR 模型分析变量关系的基础上, 通过新的算法允许方差、截距项以及模型系数随时间变化, 刻画变量之间影响的时变非线性动态特征, 相较已有 VAR 模型能够更为细致地描绘变量间的相互关系, 因而具备明显的优越性。传统的 VAR 模型可以定义为以下形式:

$$Ay_t = F_1y_{t-1} + \dots + F_Sy_{t-S} + \mu_t, \quad t = s + 1, \dots, n \quad (1)$$

式(1)中, y_t 为 $k \times 1$ 阶向量, A 、 F_1 、 \dots 、 F_S 均为 $k \times k$ 阶系数矩阵, μ_t 为 $k \times 1$ 阶结构冲击

扰动项。假设 $\mu_t \sim N(0, \Sigma)$, $\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sigma_k \end{bmatrix}$; A 为描述变量之间同步结构的下三角矩阵: $A =$

$\begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \alpha_{21} & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{k1} & \alpha_{k2} & \cdots & 1 \end{bmatrix}$ 。令 $B_i = A^{-1}F_i$ ($i = 1, \dots, s$)，在式 (1) 两边同乘 A^{-1} 可得:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \cdots + B_s y_{t-s} + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, I_k) \quad (2)$$

式 (2) 中, I_k 为 k 阶单位矩阵。进一步地, 参考标准文献的做法 (Primiceri, 2005), 令 $X_t = I_k \otimes (y_{t-1}^T, \dots, y_{t-s}^T)$, 并通过堆栈矩阵 B_i 中的行向量得到 $k^2 s \times 1$ 阶向量 β 。因此, 式 (2) 可以写为:

$$y_t = X_t \beta + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t \quad (3)$$

此时, 引入时变因素得到 TVP-SV-VAR 模型如下:

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, I_k), \quad t = s + 1, \dots, n \quad (4)$$

式 (4) 中, β_t 、 A_t^{-1} 以及 Σ_t 均为跟随时间变化的动态变量, 体现模型的时变性。因此, 相较传统 VAR 模型, TVP-SV-VAR 模型可以进一步考虑伴随时间推移的模型参数动态特征。在此基础上, 令 $\alpha_t = (\alpha_{21}, \alpha_{31}, \alpha_{41}, \dots, \alpha_{k, k-1})^T$ 表示矩阵 A_t 中下三角元素的堆栈向量; $v_t = (v_{1t}, \dots, v_{kt})^T$ 表示对数随机波动率矩阵 (SV), 且对于所有的 $j=1, \dots, k, t=s+1, \dots, n$, 有 $v_{jt} = \ln \sigma_{jt}^2$ 。假设式 (4) 中所有参数服从一阶随机游走过程, 据此能够通过参数暂时性或永久性变动捕捉经济潜在的渐变或突变情况, 一阶随机游走过程如下:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \mu_{\beta t}, \quad \mu_{\beta t} \sim N(0, \Sigma_{\beta}) \quad (5)$$

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + \mu_{\alpha t}, \quad \mu_{\alpha t} \sim N(0, \Sigma_{\alpha}) \quad (6)$$

$$v_{t+1} = v_t + \mu_{v t}, \quad \mu_{v t} \sim N(0, \Sigma_v) \quad (7)$$

其中, $\beta_{t+1} \sim N(\mu_{\beta 0}, \Sigma_{\beta 0})$, $\alpha_{t+1} \sim N(\mu_{\alpha 0}, \Sigma_{\alpha 0})$, $v_{t+1} \sim N(\mu_{v 0}, \Sigma_{v 0})$ 。假设上述时变参数的冲击不相关, 且 Σ_{β} 、 Σ_{α} 以及 Σ_v 均为对角矩阵。同时采用马尔科夫链蒙特卡洛 (MCMC) 抽样方法对参数进行估计 (Nakajima *et al.*, 2009), 通过建立平稳分布的样本提高估计结果的精确性和有效性。

(二) 变量选取与数据指标说明

在财政政策代理变量方面, 财政支出是政府对其从私人部门集中的以货币形式表示的社会资源的支配和使用等行为总和, 通过影响经济运行和社会总供求达成调控目标, 从而财政政策对社会经济的作用借助财政支出直接实现。尤其是在政府主导推动经济发展、促进转型升级的经济体中, 政府支出对宏观经济的影响受到广泛关注 (朱军等, 2018)。同时, 相较

减税降费, 更应强调支出政策对经济的刺激作用, 特别是发挥公共支出对保障改善民生和推动经济发展的基础功能 (许宪春等, 2019)。当前我国现实情形恰好满足上述特征, 因此, 选取全国公共财政支出 (FE) 表征财政政策。在货币政策代理变量方面, 由于 7 天期的全国银行间同业拆借利率不仅可以即时反映市场短期利率水平的信息, 还能较好地引导中期利率。因此, 选择 7 天期银行间同业拆借利率 (R) 予以表征货币政策价格型工具。广义货币供应量 (M2) 反映潜在和实际的购买力, 且与经济增长存在密切联系。同时结合前文理论分析, 财政支出通过银行信贷渠道影响货币供给, 体现财政政策与货币政策的互动关系。因此, 选取广义货币供应量 (M2) 表征货币政策数量型工具。两种变量的选择也能体现我国货币政策“价格型”和“数量型”调控并存之特点。在经济产出代理变量方面, 由于财政政策与货币政策搭配实施的最终目标是经济增长, 因而选择国内生产总值 (Y) 衡量经济产出。

综上所述, 围绕利率、财政支出、货币供应量以及经济产出建立四变量的 TVP-SV-VAR 模型。结合数据的可得性和代表性, 将实证检验的样本范围划定为 2004 年第 3 季度—2019 年第 2 季度共计 60 个季度, 这一范围基本涵盖了我国经济高速增长和增速放缓两个阶段。其中, 将全国公共财政支出 (FE) 和广义货币供应量 (M2) 的月度数据进行季度计算, 7 天期银行间同业拆借利率 (R) 按照其公布时间进行加权平均。样本数据来源于 Wind 数据库, 运用 Census-X12 方法对相关数据采取季节调整以剔除季节因素影响, 再进行对数处理以缓解可能存在的异方差问题。根据 ADF 平稳性检验结果, 运用一阶差分后的平稳变量序列构建 TVP-SV-VAR 模型, 将变量顺序依次设定为: $y_t = (R_t, FE_t, M2_t, Y_t)^T$ 。其中, 不同时期的利率水平 (R_t) 和财政支出规模 (FE_t) 反映了在经济发展阶段中货币政策与财政政策差异化的操作方式和实施力度, 也即相异的“双组合”动态搭配; 货币供应量 (M2) 代表了财政政策与货币政策“双组合”实施共同向市场投放的资金规模; 经济产出 (Y_t) 体现了财政政策与货币政策“双组合”动态搭配对经济增长的调控结果。

五、实证结果分析

(一) 时变脉冲响应分析

1. 等间隔脉冲响应分析。

图 2 反映的是不同时间间隔一单位标准正向冲击形成的脉冲响应时间序列。其中, 选取滞后 4 期 (1 年)、8 期 (2 年)、12 期 (3 年) 的时间间隔, 分别探究冲击的短期、中期和长期影响。

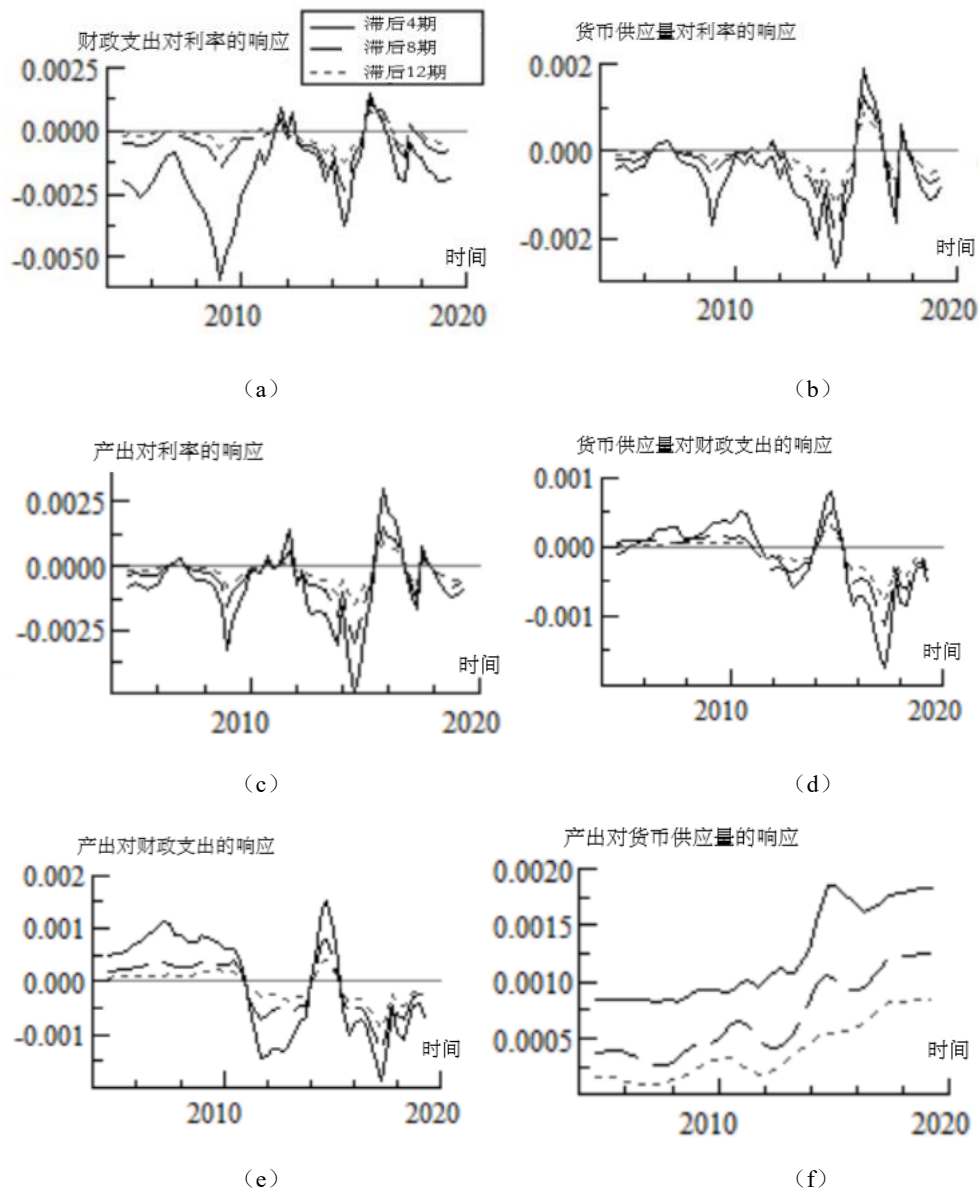


图2 等间隔的脉冲响应函数图

注：实线代表滞后4期、长虚线代表滞后8期、短虚线代表滞后12期的冲击响应。

图2(a)表明，财政支出对利率正向冲击的短、中、长期滞后响应值均为负向且显著，呈现时变特征，其短期影响依次大于中、长期影响。这一结果符合理论分析与现实实践：当货币政策采取扩张基调时，财政政策的节奏也保持积极扩张；反之亦然。即财政政策与货币政策的搭配操作不仅具有同向特征，更在短期内具有较强的协同效果。特别地，该影响在2009年前后达到负向最大值，这与我国客观现实相吻合。彼时正值全球金融危机，我国开始转向“积极与适度宽松”的财政货币政策组合，政策同向协调操作不断发力刺激经济，最终成功抵御了金融危机冲击，说明财政政策与货币政策根据经济形势时刻注意动态调整，不断凸显政策“双组合”搭配的合理性。

图 2 (b) 表明, 货币供应量对利率冲击的短、中、长期响应均为负向且显著, 符合理论预期, 反映出利率的资金调控效应在市场发挥作用。该影响随着时间推移不断增大, 但是在 2016 年前后, 利率冲击对货币供应量的影响突然转向为正且达到正向最大值, 与理论预期相反。对此可能的原因是: 一方面, 2016 年 7 月, 中国人民银行与财政部等部门推出创业担保贷款政策以支持“大众创业、万众创新”, 此举直接扩大了贷款的对象范围和投放规模; 另一方面, 同年 9 月, 财政部会同央行正式建立国债做市支持机制以提高国债二级市场流动性, 增加市场资金数量。两相作用, 市场获得充足的资金支持, 最终反映为当年较为平稳的利率走势与涨幅明显的货币供应量。另外, 由于理论分析指出货币供应量与经济产出的同向关系, 造成经济产出对利率冲击的响应 (图 3 (c)) 与图 3 (b) 相似, 对其分析再不赘述。总体来看, 利率冲击对经济产出的影响日趋增大, 货币政策对经济发展具有显著的调控力。诚然, 在 2016 年前后经济产出响应出现正向最大值, 表明财政政策与货币政策通过资金释放对经济的刺激作用大于利率对经济的抑制作用, 造成这一时期经济产出对利率冲击的正向响应。因此, 在经济调控过程中应当注意财政政策与货币政策不同工具的操作方向和实施力度, 减少政策不必要的摩擦损失。

图 2 (d) 表明, 货币供应量对财政支出冲击的响应起初显著为正且逐渐增大, 预示财政政策扩张支出同样具有资金调控作用, 通过先行牵引资金规模保障市场主体的资金需求, 有助于向市场释放流动性。但是从 2015 年开始该影响一路转向为负, 与理论相反。这可以从以下两方面做出解释: 其一, 2015 年我国开始实施供给侧结构性改革, 从政府层面改变公共政策的供给途径, 导致财政支出释放资金的方式和结构随之调整, 对市场产生冲击; 其二, 供给侧改革涉及产能过剩和库存过多两个主要问题, 要求部分产业“去产能、去库存”, 造成原有财政支出的资金发力点受到一定影响, 引发市场流动性对财政支出的响应出现波动。同样, 经济产出对财政支出冲击的响应 (图 2 (e)) 与图 2 (d) 相似, 增加财政支出具有显著的刺激经济效应, 说明财政支出释放的资金对我国经济高速增长贡献卓著, 随着经济增速“换挡”和供给侧改革实施, 经济产出对财政支出的响应出现扭转, 表明昔日单纯依赖货币数量进行“大水漫灌”刺激经济的模式逐渐丧失发力空间。因此, 在我国经济转型和供给侧改革深化的背景下, 亟待财政政策不落窠臼, 在已有调控基础上注重“靶向性”作用, 通过找准实体经济内部的资金数量操作点更具针对性地向市场注入流动性, 助力经济发展。

图 2 (f) 表明, 随着时间推移, 经济产出对货币供应量冲击的响应日益加大, 其间历经起伏波动以致出现“凹型谷底”。意味着财政政策与货币政策向市场投放的流动性虽然切实推动经济增长, 但是两类政策仍有强化精准性操作的空间以消除脉冲响应的波动。

2. 特定时点脉冲响应分析。

图 3 反映的是在不同特定时点上冲击形成的脉冲响应，比较的时点依次是 2008 年第 3 季度、2010 年第 2 季度以及 2015 年第 4 季度，分别代表全球金融危机爆发、我国经济增速开始“换挡”以及供给侧结构性改革三个重大时间节点。

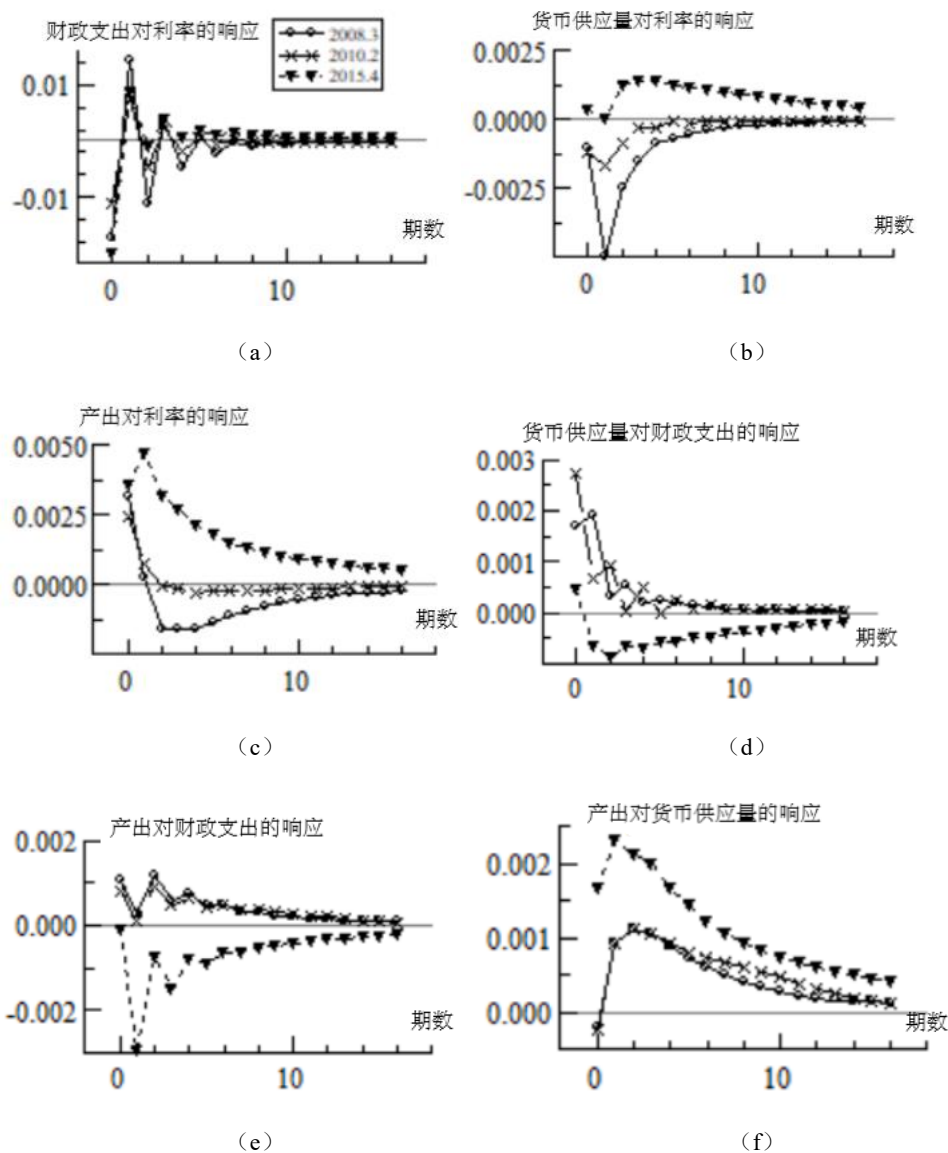


图 3 特定时点冲击的脉冲响应函数图

注：实线带 o 代表 2008 年第 3 季度、虚线带 × 代表 2010 年第 2 季度、虚线带 ▲ 代表 2015 年第 4 季度的冲击响应。

图 3 (a) 表明，各分时段财政支出对利率冲击的响应均显著且变化趋势相似，在当期即呈现负向最大值，之后经过反复波动逐渐趋于平稳，负向响应说明财政政策与货币政策搭配操作具有较好的“同向协调”特征，该特征在不同时点都很明显，这一结果与前文等间隔的脉冲响应分析一致。

图 3 (b) 表明, 货币供应量对利率冲击的响应虽然在变化趋势上类似, 但是在影响方向上存在不同, 这是冲击时间的差异所致。基于 2015 年第 4 季度的货币供应量对利率的响应开始呈现负向趋势, 随后表现与理论预期相反, 原因如前所述, 不再赘言。其余两种脉冲响应都在滞后 1 期达到负向最大值。其中, 基于 2008 年第 3 季度冲击的响应显著强于 2010 年第 2 季度, 反映出中国人民银行为抵御全球金融危机采取更为强力的货币政策调控, 防止经济明显下滑。由于货币供应量与经济产出的同向关系, 经济产出对利率冲击的响应(图 4(c))与图 4 (b) 类似, 在滞后 2 期达到响应最大值。

图 3 (d) 表明, 各分时段货币供应量对财政支出冲击的响应显著, 基本在当期达到峰值, 说明财政政策加大财政支出能够立即对市场产生流动性支持, 政策作用不存在时滞。图 4 (e) 表明, 2008 年第 3 季度经济产出对财政支出冲击响应的程度最为显著, 在当期和滞后 2 期均达到峰值, 再次印证我国为应对全球金融危机实施以“四万亿”为代表的一揽子刺激计划, 通过大力度的财政政策操作防范经济“滑坡”, 实证结果与现实一致。因此, 增加财政支出具有明显的经济刺激效应。图 3 (f) 表明, 各分时段经济产出对货币供应量冲击的响应呈现“驼峰”特征, 大约滞后 2 期出现峰值, 说明财政政策与货币政策搭配操作通过释放资金有效推动经济增长, 这一刺激效果在政策实施后约 2 期最为明显, 随后经过约 14 期趋于平稳。

六、结论

本文在理论层面廓清了财政政策与货币政策“双组合”动态搭配调控宏观经济的内在机理, 从货币资金视角揭示两类政策协调生效影响经济的“黑箱”机制, 阐释经济发展不同阶段财政政策与货币政策“双组合”的操作方式; 在实证层面运用 2004—2019 年的 60 组中国宏观经济季度数据, 构建包含随机波动项的时变参数向量自回归模型 (TVP-SV-VAR) 检验财政政策、货币政策、货币资金以及经济增长的关系, 分析其中蕴含的动态变化特征, 探究财政政策与货币政策“双组合”对宏观经济的调控效应。得出主要结论如下:

其一, 理论分析阐明, 财政政策与货币政策之间存在以货币资金作为桥梁的联结机制, 引起政策的搭配、互动以及协调。伴随经济发展上升、下降或平稳阶段涌现的不同需求, 财政政策与货币政策通过变动操作方向和实施力度提供恰当的政策组合, 实现市场需求和政策供给趋向供求均衡。两类政策根据经济形势对症下药, 把控流动性闸门松紧适度以保障市场资金在适宜规模, 防止经济发展“超速”或者“失速”, 引导经济在合理区间运

行，最终发挥“政策稳定器”功能。

其二，实证检验指出，财政政策与货币政策搭配调控宏观经济的方式不是一成不变，而是伴随时间推移呈现动态变化，在不同发展时期具有不同的表现，凸显时变性。具体而言，当货币政策采取扩张立场时，财政政策的节奏也相应扩张；反之亦然。这一特征在样本观察期内的政策实践也有所体现：我国财政政策与货币政策避免反向搭配，尽量保持相同基调。换言之，财政政策与货币政策在操作方向上具备协调关系，在整体上同向发力推动经济发展，能够产生一定的协同效果。

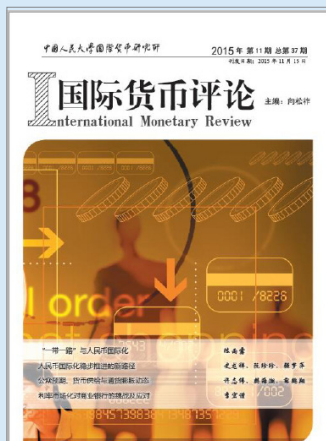
其三，在样本观察期大部分时间里，货币供应量对利率的响应符合理论，说明利率放缩产生的信号效应有效调控资金；财政支出扩张同样利于向市场释放流动性，彰显资金调控功能。两相结合，在市场中积累的资金能够助力经济发展，表明财政政策与货币政策借助货币资金的联结机制切实发挥调控经济作用。但是还有一小部分时间（2016年前后），利率与财政支出并未如理论预期通过货币资金影响经济产出，表明财政政策与货币政策不仅在工具搭配层面尚存协调空间，更在结构优化层面仍有靶向性精准操作的改善余地。

经济增长应由市场“无形之手”与政策“有形之手”共同实现，市场“管”竞争、政策“管”方向。新发展格局下，宏观经济以推动高质量发展为主题，同时兼具“六稳”工作和“六保”任务，积极财政政策与稳健货币政策共同实施向市场投放充裕流动性，对经济发展的推动作用显而易见。两类政策的搭配需强化同向协调功能，借助资金释放的正向信号稳定市场预期，保持政策“双组合”加力的常态化、规模化和持续化操作，激发构成宏观经济“细胞”的诸多微观主体活力，通过扩张有效需求保障财政货币政策对经济发展的“神经”调控效应。

【参考文献】

- [1] 陈国进、杨翱、赵向琴, 2018:《不同资本账户开放程度下的中国财政货币政策效果分析》,《数量经济技术经济研究》第 3 期。
- [2] 陈瑶雯、范祚军、郑丹丹, 2019:《基于 SV-TVP-VAR 的中国货币政策对大宗商品价格的影响》,《国际金融研究》第 3 期。
- [3] 郭庆旺、吕冰洋、何乘材, 2004:《积极财政政策的乘数效应》,《财政研究》第 8 期。
- [4] 刘金全、解瑶妹、龙威, 2016:《“新常态”下中国财政政策与货币政策选择的新视角》,《经济问题》第 3 期。
- [5] 刘伟, 2014:《财政、货币政策反方向组合与宏观调控力度》,《经济学家》第 11 期。
- [6] 马勇, 2016:《中国的货币财政政策组合范式及其稳定效应研究》,《经济学(季刊)》第 1 期。
- [7] 吴丽华、傅广敏, 2014:《人民币汇率、短期资本与股价互动》,《经济研究》第 11 期。
- [8] 许宪春、雷泽坤、张钟文, 2019:《财政收支与国民经济核算中相应指标的比较研究》,《财政研究》第 11 期。
- [9] 周波、寇铁军, 2012:《我国省直管县财政改革的体制性障碍及破解》,《财贸经济》第 6 期。
- [10] 朱军、李建强、张淑翠, 2018:《财政整顿、“双支柱”政策与最优政策选择》,《中国工业经济》第 8 期。
- [11] 庄芳、庄佳强、朱迎, 2014:《我国财政政策和货币政策协调配合的定量效应——基于协整向量自回归的分析》,《金融研究》第 12 期。
- [12] [英]约翰·梅纳德·凯恩斯, 1999:《就业、利息和货币通论》(高鸿业译), 北京: 商务印书馆。
- [13] Davig, T., and E. M. Leeper, 2011, “Temporarily Unstable Government Debt and Inflation”, NBER Working Paper, No. 16799.
- [14] Eggertsson, G. B. 2005, “Great Expectations and the End of the Depression”, Staff Report, No. 234.
- [15] Friedman, M., 1968, “The Role of Monetary Policy”, American Economic Review, 58(1):215-231.
- [16] Galí, J., 2019, “The Effects of a Money-Financed Fiscal Stimulus”, Journal of Monetary Economics, 2019, 115(1):1-19.
- [17] Kydland, F. E. and C.E. Prescott, 1982, “Time to Build and Aggregate Fluctuations”, Econometrica, 50(6):1345-1370.
- [18] Leeper, E., 1991, “Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies”, Journal of Monetary Economics, 27(1):129-147.
- [19] Leeper, E. M., and C. Leith, 2016, “Understanding Inflation as a Joint Monetary-Fiscal Phenomenon”, NBER Working Paper, No.21867.
- [20] Nakajima, J., M. Kasuya, and T.Watanabe, 2009, “Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for the Japanese economy and monetary policy”, Hi-Stat Discussion Paper:1-27.
- [21] Primiceri, G. E., 2005, “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy”, Review of Economic Studies, 72(3):1-43.
- [22] Sargent, T. J., and Wallace N., 1981, “Some Unpleasant Monetarist Arithmetic”, Quarterly Review, 5(3):1-18.
- [23] Woodford, M., 2001, “Fiscal Requirements for Price Stability”, Journal of Money, Credit and Banking, 33(8):669-728.

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”。

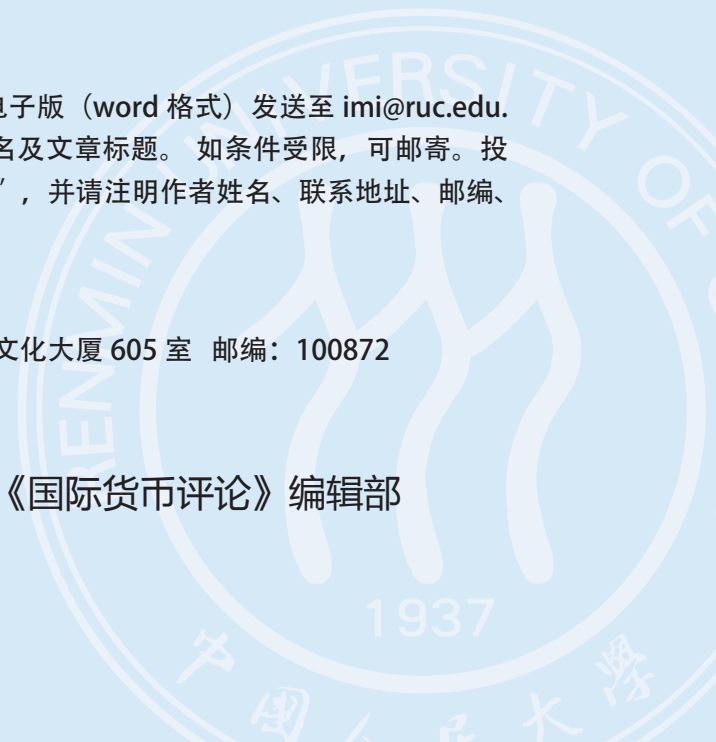
投稿方式：

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





元素征信 专业的信用大数据服务商

北京|上海|深圳|辽宁|陕西|云南|山西|天津|河北|湖北
山东|广西|贵州|南京

地址：北京市海淀区北坞村路23号创新园北区5号楼
电话：010-82602070