

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰



做好应对新型长期衰退的准备

中国金融开放：模式、基础条件和市场效应评估

流动性冲击、金融危机与货币财政政策协调

平台经济与正在消解的市场扭曲

互联网是否促进了制造业企业产品升级

李扬

吴晓求、郭彪等

陆磊、刘学

余文涛、吴士焯

卢福财、金环

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	张之骧	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：黄辉煌

栏目编辑：颜子惠

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】

- 做好应对新型长期衰退的准备 ————— 李扬 01
- 中国金融开放：模式、基础条件和市场效应评估 ————— 吴晓求、郭彪、方明浩、李诗瑶 11
- 流动性冲击、金融危机与货币财政政策协调 ————— 陆磊、刘学 28
- 平台经济与正在消解的市场扭曲 ————— 余文涛、吴士炜 53
- 互联网是否促进了制造业企业产品升级
- 基于技术复杂度的分析 ————— 卢福财、金环 71
- 人民币国际化的汇率缓冲效应研究
- 基于境外人民币存量与人民币结算比重 ————— 马光明、杨武、赵峰 89
- 国际储备货币：需求、惯性与竞争路径 ————— 李军林、胡树光、王瑛龙 117

做好应对新型长期衰退的准备

李扬¹

【摘要】本次疫情大爆发之前，全球经济已呈下行趋势。疫情的冲击将在中长期内影响全球的经济增长动能和发展潜力，因此，全球经济增长前景极不乐观，大概率上将进入一种新型长期衰退。当前最重要的任务是控制公共卫生危机，以此为前提，经济政策应致力于防止经济过度衰退。面对疫情，财政政策应当发挥主导性作用，但应做好政府债务的管理。货币政策应较快降低利率，增加信贷供应量。为应对本次疫情带来的严峻挑战，我们应以十八届三中全会精神为指引，深入推动国内改革；以建设人类命运共同体为旗帜，推进“一带一路”倡议落实。

【关键词】中国经济;经济衰退;财政政策;货币政策

一、引言

可以用“新型长期衰退”来概括当前全球经济状况及发展趋势，这里表达了两层意思，一是全球经济将面临长期衰退，二是这种衰退非常特别，过去没有遇到过，当然也没有应对的经验。在这次疫情大爆发之前，2019年的全球经济和中国经济都已呈下行趋势。不幸的是，屋漏偏逢连夜雨，新型冠状病毒汹汹而来，整个经济的运行被推出了正常轨道，下滑到了更低一级的层次上。

应当清楚地看到，疫情对全球经济的冲击全面且巨大。概括起来，主要体现为七个方面的冲击，即：需求冲击、供应冲击、金融冲击、生命损失冲击、劳动力市场冲击、中小企业破产冲击以及全球产业链冲击。这些冲击中的任何一个都不易对付，七个冲击叠加，当然压力巨大。这些冲击将在中长期内影响和消蚀全球经济增长动能和发展潜力，使得全球经济脱离常轨，滑向一个水平更低的增长轨道。4月9日，IMF 总裁克里斯塔利娜·格奥尔基耶娃在为 IMF 与世界银行远程春季会议发表揭幕演讲时说：“受新冠肺炎疫情影响，2020 年全球经济将急剧跌入负增长，全球预计将出现上世纪 30 年代大萧条以来最糟糕的经济后果。”我基本同意她的看法。

二、疫情下的经济形势：研究方法的选择

研究经济形势，第一重要的是选择方法。各种各样的政策结论都是运用某种方法对经济事

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

实进行解析的结果；方法不同，可能产生完全不同的形势判断和政策结论。那么，面对疫情冲击这一新局面，怎样的分析框架是最适合的？我认为，疫情经济学可能是最适合的分析方法，更准确地说，在各种分析方法中，疫情经济学可能最具针对性。基于此类方法，分析疫情蔓延下的经济运行，有三个不可忽略的要点：

第一，疫情蔓延下，一切政策发挥作用的前提，是疫情能得到控制，这是一个排他性的前提条件。就是说，如果不能优先应对好疫情，控制住这场公共卫生危机，如果不能有效对付病毒，切断其传染途径，包括货币政策和财政政策在内的所有政策都将归于无效。

第二，由第一点，自然得到这样的推论：经济衰退成为目前应对新冠疫情的一项公共卫生措施。这是因为，我们所采取的所有措施，或者阻碍了生产要素的流动及其结合，从而加剧了供应端的衰退；或者减少了收入，阻碍了消费，从而在需求端加剧了衰退。这就意味着，在抗疫期间，经济衰退是正常的，是政策当局有意为之因而是不可避免的。这样，疫情下经济运行的三项关键因素——医疗救助、人的生命保全，以及经济增长——就综合包含在同一个分析框架之下了。

第三，疫情中形成的一些产业链的断裂，有些或可事后修补或重续，有些则可能永远不能恢复。如果疫情持续较久，在“制度化”的作用下，不可恢复的断点增多，则疫情结束后的经济运行，将被全面拉至比疫情前更低的增长轨道。

基于以上三点，主要政策结论是：面对疫情，防疫是压倒一切的目标。在这里，不像其他领域，也不像正常时期，基本上不存在政策诸目标之间的权衡，亦不存在与其他经济政策目标的“替代”问题。因之，在保证实现控制疫情这一目标的前提下，经济政策只能在有限的程度上，做到将防疫的时间拖得长一点还是压缩得短一点（这还要受制于疫情自身发展的科学规定），因而，经济政策的用武之地，聚焦于防止经济过度衰退。在这个意义上，目前各国采取的“刺激计划”，本质上都是“保护计划”。这些计划，需要为各类员工、企业、银行以及生产网络提供保护；需要激发人们对于经济终将恢复正常的信心；同时，也需要为那些陷入困境的公民们提供最基本的生活保障。

近来，国内很多地方开始复工，但是复产的情况并不乐观。有人评论说，这种不复产的复工不如不复，而我倒是认为，在疫情仍在蔓延，防疫已经常态化的情况下，复工哪怕不复产，也是战胜疫情的一种必要姿态，灯亮着，说明单位还在，说明人还在，大家希望就还在。这就告诉我们：在疫情蔓延期间，政策的指向并不主要是刺激经济，而是要维持企业生存和人口就业。活下来才有希望，活下来就有希望。因此，尽可能维持企业运转，致力于恢复信心，致力于对贫困人口提供救助，是我们真正要做的事情。这是我们研究当前形势的分析方法。

仔细琢磨4月9日美联储公布的政策声明，有助于我们理解这种基于疫情的分析方法和由此产生的政策立场。美联储的声明称：当前最优先要解决的问题是公共卫生危机，货币政策的职责是在此经济受限时期，行使全部权力以提供救援和稳定，所采取措施要“强有力、积极主动甚

至有攻击性”，确保经济在疫情结束后能够强有力复苏。显然，这里的重点在于保持稳定和恢复信心。我们看到，从 3 月初展开规模空前的一体化救市措施以来，美国的财政金融政策的救助触角已经伸到了经济的每一个角落，救助对象也广泛包括了住户、企业、州和地方政府等一切主体。仔细分析这些举措的导向就很清楚，维持生存是第一要务；放眼世界各国，莫不如此。这种政策逻辑，值得我们认真分析和借鉴。

三、对策要点：就业优先、生存为要、民生为本

根据前面的分析方法，抗疫时期整体的政策要点就可以概括为如下三点，即：就业优先、生存为要、民生为本。环绕这些目标，已经推出的政策诸如财政方面的减免降税和各种补贴，社会政策的免租金、发救济，货币金融政策的增加贷款、降低利率等等，不一而足。所有这些政策都十分重要，接下去的任务是抓紧落实。在这些纾困救急的措施中，支持中小微企业和实施大规模公共工程最为重要。

（一）切实支持中小微企业

中小微企业关乎就业，间接地关乎社会稳定，其重要性无论如何强调都不过分。所以我们看到，从疫情开始之时，从中央到地方，几乎每天都有支持中小微企业的措施推出。但是，客观地说，迄今为止，广大中小微企业仍然未获得太多的实惠。这种“好政策不落实”的情况，近年来广泛存在，其中原因需要认真分析。突出的问题有以下几个方面：一是制度、意识形态问题。凡是认真研究过中国小企业问题的学者和官员们都知道，在中国，中小微企业大多是民营企业，它们在中国得不到有力的支持，是因为针对民营经济的“高门槛”、“玻璃门”等体制机制障碍长期难以破除，陈旧的意识形态仍在作祟，且有加剧之势。二是技术问题。中小微企业在发展进程中，信息、技术、信用、管理、人才、市场等等，都十分缺乏。从这些层面上给中小微企业以支持，可能比提供资金更重要。三是资金支持的形式问题。这是因为，大部分中小微企业对投资的需求更大，而对于贷款的需求则排在其次。因此，在广大企业的生存都遇到问题的当下，我们的政策着眼点却主要置于向它们提供贷款，让它们承担额外的债务负担上，岂非文不对题？所以，我国支持中小微企业发展的体制机制，到了该认真改革的时候了，疫情的蔓延，则使得这一问题更显紧迫。

（二）就业优先

在可见的未来，在经济增长的需求面，出口负贡献、国内消费负贡献，都将成为长期现象。因此，增加投资，势必成为拉动经济增长的唯一途径。无论我们对投资拉动型经济有多少臧否，这个事实在短期内仍难改变。而且，投资拉动与创新驱动并不矛盾。这是因为，任何创新，无论其技术过程如何千差万别，促使其从技术阶段转向经济过程的第一个环节都是投资。然而，如今依赖投资来拉动经济，必须解决好两大问题，一是投什么？二是钱如何筹？

投资领域的选择，核心原则是要确定增长优先还是就业（民生）优先。长期以来，我们的经济发展和发展计划都是增长优先，所以，投资的主要领域是“铁公基”。2008年-2009年应对全球危机，走的仍然是这个路子。很长时间以来，主管当局的主导看法是，有增长就有就业，因此，就业目标可以被增长目标覆盖。应当说，在高速工业化过程中，这样处置两者的关系是可以理解的，也有一定的合理性，但是，工业化基本完成，服务业在国民经济中的占比不断提高之后，增长和就业两个目标就不能相互覆盖了。普遍的情况是：有就业就一定有增长，反过来，有增长却并不一定有就业。实践的反转，终于将“就业优先”写进了中央文件，成为我国经济发展和宏观调控的主导目标。

抗疫期间，更要不折不扣贯彻就业优先原则，重点解决多数企业的生存问题和大多数人的吃饭问题。此次疫情以冷静的事实告诉我们：原来，社会上有那么多的人是挣一文吃一文的，原来，中国的绝大多数人是基本没有财产性收入的——对于所有人来说，没有就业就可能没有收入，就可能饿肚子，这些人群中，当然也包括广大的城市“月光族”和工薪阶层。面对这一冷酷的事实，施行广义的以赈灾为内容的公共工程，无疑应当成为我们安排投资战略的主导性政策取向。

（三）聚焦公共工程

在具体讨论这个问题之前，我们可以一起学习几年前习近平主席关于产能过剩、国土整治和城市基础设施问题的重要讲话。习主席指出，如果我们致力于像欧洲各国那样将自己的国土整治一番，如果我们致力于全面完善城市基础设施特别是地下基础设施，中国的投资将还会延续几十年。由于国土整治、完善城市基础设施所需的实体材料主要是钢筋水泥等“过剩”产品，如果我们启动大规模的国土整治和基础设施建设，则中国根本就不存在产能过剩。问题很清楚，这里的关键是投融资体制不相适应的问题，一方面生造出大规模的产能过剩局面，另一方面广大的城市基础设施和国土面貌长期处于不发达的境地。现在，到了我们认真解决高强度工业化之后大规模城乡一体化过程中的投融资体制改革和建设问题的时候了。

在公共工程建设这个总方向下，有四个领域特别值得关注。一是基建，特别是“新基建”，应当成为投资的重点。这关乎中国未来的发展，关乎中国发展的科技含量，一点松懈不得。二是环绕城乡一体化和乡村振兴战略，大力进行国土整治和城乡基础设施建设。这里的核心，是改变传统的城市化理念，以城乡一体化为发展目标，建立城乡统一的土地市场，推行城乡公共服务均等化。三是在城市里特别是特大和超大型城市里，以公共卫生和防疫为突破口，全面提升和完善城市基础设施。这次疫情，让我们看到了城市发展中大量不足和短板。例如我们才知道：新加坡人口不足600万，共有889间发热门诊。这种布局，使得它面对疫情，能够“佛性”地应付裕如。相比而言，上海城市2千多万人，疫情前却只有117间发热门诊，抗疫期间紧急增设了182间社区哨点诊室，加起来也仅及新加坡的三分之一。北京人口也超2千万，

发热门诊布局比上海还少。须知，人口超千万，密度超一定阈值，客观上可能产生多种我

们不了解的公共卫生和公共安全问题，新冠肺炎只是这些风险中的一例。为应对这些我们完全陌生的现代风险，我们必须按照现代化城市发展的要求，全面提升城市基础设施的数量和质量。四是全面提升城乡教育水平。2019 年世界银行的世界发展报告《工作性质的变革》认为科技的发展已经改变了企业形态和就业格局，使得“打零工”成为社会的常态。该报告强烈建议：为了跟上这个变化，各国应集中经济资源，改革现有的教育体制，建立终身学习机制，而发展中国家更应以强烈的紧迫感投资于自己的人民，特别是投资于健康和教育这两类人力资本的基石。毋庸讳言，在这两个领域，我国可以说刚刚起步；投资于此，当有广阔的空间和无穷的获益。

三、财政政策与货币政策

采取更为积极的财政政策和货币政策，并且使得两大政策体系更为协调配合，方能有效应对疫情的蔓延及其对国民经济产生的不利冲击。

（一）财政政策走上前台

财政要做的事很多。面对疫情，财政政策应当发挥更大的而且常常是主导性的作用，这一点已基本没有疑问；财政支出的细节也有大量文章可做。4 月 17 日中央政治局会议，对今后一段时期的财政政策给出了基本部署：“积极的财政政策要更加积极有为，提高赤字率，发行抗疫特别国债，增加地方政府专项债券，提高资金使用效率，真正发挥稳定经济的关键作用。”这段重要表述中所列的要做的事情有四件，三件关乎筹资，即提高赤字率、发行抗疫特别国债、增加地方政府专项债券；一件涉及支出，强调了提高资金使用效率。大家知道，在社会经济发展最需要政府增加支出之时，政府的财政收入却相对下降了。在 2019 年的全国财政统计中，28 个省市自治区的财政收入增长率大部分是下降的。2020 年已经公布了 2 月份的数据：28 个省市自治区中只有浙江和云南是正增长，其他全是负增长。问题的严重性在于，这种现象恐怕又是一个长期趋势，也就是说，今后一个相当长时期中，我们要面对越来越大的财政收支缺口。

面对长期收支缺口，出路也很清楚，这就是发债，越来越大规模地发债。中央政治局 17 日会议就列出了赤字债、抗疫债和地方债等三大类。这样，从中央到地方，政府债务管理的问题便以前所未有的尖锐形式提到了我们面前。我作为财金问题的研究者，从来不反对政府举债，而且，长期以来，我的看法在国内只能屈居少数。如今，实践的发展使得结论从天而降，作为研究者，我的兴趣已经转向债务的管理问题上了。应当看到，举债筹资，在我国尚有大量的基础性工作要做，其中，地方政府举债问题更亟待有体制性解决。且不说根据相关法律，我国地方政府不能安排赤字，即便能够安排，它们也承受不了规模如此巨大、增长如此迅速的债务扩张，而地方政府的财政管理能力更令人堪忧。应当看到，政府作为融资主体，其融资方式多种多样，赤字债务融资自不必说，非赤字融资也有很大的空间，如今我国的地方政府的专项债多数属于后者。大致说来，赤字融资是用来弥补政府的公共消费性支出的，而非赤字性的融资则

广泛地服务于各种公共投资项目，这些项目可能会产生现金流，并能够积累资产，但是既然是公共设施投资，其商业可持续性便不那么完备。因此，管理此类政府融资活动，对我国财政政策，乃至宏观调控政策的总体，都将构成严峻的挑战。应当看到，政府用发债方式筹集资金，进行投资，虽然具有极大的“政策性”，但是，在社会主义市场经济的大背景下，它们本质上还须遵循市场原则。正因为如此，所有围绕这些项目展开的投融资活动，大概念上都可归为政策性金融。这就意味着，在抗疫过程中，随着政府投融资活动发挥越来越重要的作用，随着政府债务迅速扩张为金融市场上的第一大券种，财政政策和货币政策协调配合问题，也无争议地成为了关乎宏观调控机制建设和宏观调控效率的关键环节。

（二）货币政策：创造有利的货币金融环境

金融的作用当然不可或缺，可以做的事情也很多。简单概括起来，就总量而言，我主张比较快地把利率水平降下来，在这个过程中，应减少利率的种类，强化“一价”机制。就数量而言，货币和信贷的供应当然也要增加。同时，我国金融体系中“价”与“量”动态长期相互隔离的局面也亟需改变。总之，我们完全没有必要在全球低息和量宽的大“放水”环境下，刻意独自保持某种状态。

应当清楚地认识到，货币政策的效力，多年来已经逐渐弱化。世界范围看，标志性事件就是 1991 年时任美联储主席格林斯潘在国会银行委员会就货币政策发表的证词。那个著名的证词，宣告了以“单一规则”为主要内容的传统货币政策范式已经过去，同时宣告了货币政策以调控利率为主的新时代的开始。对于这种转变，很多人比较偏重于分析其从直接调控转向间接调控，从数量调控转向价格调控的一面，强调其调控机制的转变，并不太关注这种转变宣告了货币政策调控效率递减的事实。从目前的情况看，货币政策，无论是其数量还是其价格，都难以做到“精准调控”，其主要作用，是非常宏观地为实体经济的运行创造一个合适的货币金融条件。近两个月来，美联储连续颁行了多项政策，其利率接近于零，货币的投放也没了底线。这样做的目的和作用是什么？我以为，其主要目的是在向全社会宣布：为了战胜疫情，为了便利实体经济进行结构性调整，货币当局提供了一个不对实体经济运行造成任何障碍的宽松环境。这种以创造环境为第一要务的政策导向及其背后的宏观调控哲学，值得我们认真琢磨。

在金融政策的结构上，特别强调三点。一是在对中小企业提供信贷支持的同时，更应当有效增加形成权益的投资。前面已经讨论过，在生存都是问题的条件下，仅仅发放贷款，广大中小微企业是不愿意接受的。因此，我们应当认真考虑，通过改革，创造向中小微企业提供资本，提供筹措权益资本的机制。在这方面，德国、日本和美国都有成熟的经验可资借鉴。二是要发展政策性金融业务。自从 2007 年、2008 年金融危机以来，政策性金融业务就重新获得了各国货币当局的青睐，甚至一些政策性金融机构也重登舞台。据此可以认为，至少在抗疫和经济恢复期间，政策性金融将发挥更为重要的作用。事实上，前面提及的社会基础设施投资，其大部分也只能通过政策性金融机制予以支持。三是改造现有的三线以下城市的中小金融机构，使之成

为满足地方经济发展需求，满足中小微企业对投资和债务资金的需求，满足普惠金融发展需求的机构。这当然也意味着，这些机构的未来发展，政策性业务将占有相当的比重。在这方面，美国的《社区再投资法》提供了大量有益的体制机制安排，其他发达国家也有成熟经验。提出这一改革方向，还有一个重要原因，那就是，近几年来，我国中小金融机构已经积累了大量的不良资产，并已达到危及金融稳定的程度。借抗疫之机，将广大中小金融机构引导到与大机构差异化发展的路径上，将为疫情后我国经济金融的发展奠定较好的金融基础。

（三）协调配合最重要

分别讨论了财政政策和货币政策之后，两大政策体系协调配合的问题便呼之欲出了。我们注意到，近年来，国内针对这一问题，不时有所讨论，但总体趋势还是要将两套体系区别开来。而且，囿于研究者的立场，综合地从体制机制层面探讨两大政策体系的关联的研究，并不多见。危机到来，一下子将财政政策和货币政策协调配合问题以极具紧迫性的实践问题提到我们面前。危机会用最极端的、最惨烈、最具破坏性的方式，把社会经济运行最深层、最本质的因素和关联性揭示出来。因此，认真剖析危机，便成为社会科学研究的一项不可或缺的功夫。我们看到，在美国，针对 20 世纪 30 年代大危机的研究，已经形成了一个庞大的经济学科，该学科甚至被认为是经济学研究体系中的“圣杯”。也正是因为对历史上的危机有持续深入的研究，美联储和美国财政部在 2007 年 -2008 年危机以及此次危机中所采取的对策，才可以做到全面、迅速、果断，正因为“心中有数”，应对危机的政策才更有现实针对性。就此而论，我们关于历次经济波动所做的研究是太缺乏了，以至于我们常常“在同一块石头上跌两跤”。

财政与金融是内在地密切联系在一起的，而且，总体来说，是国家财政的需要（代表国家意志）决定了金融的走势。在这个意义上，我们再回头看看最近几年在国际社会上被广泛讨论的“现代货币理论”（MMT）就绝非臆断，它道出了问题的本质，在危机中，人们逐渐认识到它的实践意义和理论价值。为了有效应对疫情，我们必须认真研究财政金融两大政策体系的协调配合问题，其中，关于债务货币化的机制以及整个过程中的风险管理问题，更应当被提上议事日程了。

（四）债务危机深化

毋庸讳言，应对疫情的各项政策的综合结果，便是将全世界的债务提高到一个新的水平。债台高筑，是本世纪以来全球金融乃至全球经济的一个突出现象。这种现象，与全球应对 2008 年债务危机的机制有关。2008 年债务危机以及全球应对机制出现了很多与以往不同的特征，其中最重要的就是：危机的进程，一方面，在实体经济层面，没有出现典型的经济萧条阶段；另一方面，在金融层面，则是没有伴随发生一个金融“瘦身”、“缩水”的阶段，相反，债务只增不减，金融持续繁荣，以至于全世界都落入债务膨胀的大泡沫之中。这又是一个值得认真分析的事实。我们看到，2008 年危机以来，在各国共同努力下，全球经济下行趋势有所和缓，动荡没有那么剧烈。这是近几十年来各国宏观调控技术日趋娴熟的结果，是危机之后各国携手采取措施共克

时艰的结果。但是，我们也清楚地看到，各种调控只能消除或平滑危机之果，但未能消除危机之因。因而，有得必有失，经济衰退固然不再表现为实体经济的剧烈波动，但却留下巨额的债务在时时困扰我们。

就这个意义而言，债务积累便是救市之代价。2008 年的危机显然是个债务危机，克服危机的必要条件，便是减债和降杠杆，但是，我们看到的情况是，截至 2019 年末，全世界的债务总额高达 255 万亿美元，按全球 77 亿人计算，人均债务达 3.3 万美元。此次疫情汹汹而来，各国又都祭起了应对 2008 年危机的方式。在短短的两个半月内，我们看到了全世界的货币发行洪水滔天，同时看到了利率重新被压至零及零以下的流动性陷阱之中。

各国当局竞相放水，产生了一系列深远的后果，特别值得关注的有三点。一是金融与经济的关系会越来越疏远，货币政策的效力将进一步递减。因为，大量投放的货币并不为实体经济服务，而是在为货币和金融运行的自身服务，在自娱自乐。在这种状况下，货币金融政策便只能退而求其次，致力于在为实体经济运行创造合适的宏观环境方面产生作用了。二是经济运行的周期越来越成为纯粹的金融周期，随着金融创新的全面开展并导致经济“金融化”或“类金融化”，经济运行显著受到金融的“繁荣—萧条”周期的影响。巨量的货币和信用源源不断地注入并滞留于金融体系，不仅加大了金融体系对实体经济的偏离程度，而且使得金融方面的扭曲往往先于实体经济的扭曲而发生。这意味着，在现代金融体系下，危机的发生可直接经由资产价格路径而非传统的一般物价和利率路径。这对于货币政策、金融监管，乃至金融理论均提出了严峻挑战。三是如果债务长期化，那么负利率有可能长期化。我们不妨想一想这样的问题：在债务长期化的情况下，要想使得债务可持续，必要条件是什么？研究显示，必要条件就是使债务利息支出占 GDP 之比持续地低于债务总额占 GDP 之比。要达成这一目标，实施负利率自然就有了必要性。在这个分析中，我们不仅找到了货币财政政策领域的高额债务和数量宽松与负利率的内在一致性，也发现了一系列需要进一步探讨的新问题。

四、警惕金融“去中国化”

在疫情的发展过程中，我们忧虑地看到了“去中国化”的新动态。如果说 2018 年中美贸易摩擦以来，去中国化就在某些大国的主导下或明或暗地展开，那么，疫情的冲击，更使得这个趋势公开化、集团化并加速了。

（一）“去全球化”

借疫情全球蔓延之机，污名中国，孤立中国，是舆论上的去中国化。而各国相继“封国”，无论其主观意图如何，客观上均产生了切断供应链、产业链和“去全球化”“去中国化”的效果。如此发展下去，封国若达 3 个月左右，这个世界可能回到“城堡经济”时代。

国际社会也强烈表达了对去全球化的担忧，在最新一期的《世界经济展望》中，国际货币

基金组织将现在发生的事情称为“大封锁”，有些学者希望降低封锁的“阴谋论”的色彩，将此称为“大关闭”。即便如此，这一概念也指出了这样的事实：即便政策制定者没有主观事实封锁的动因，防疫的客观要求和集体行动，都将产生关闭各国国境和产业链脱离的结果，于是，全球经济同样会崩溃，而且，由于“体制化”过程的存在，在封锁结束后，有些断裂可能永远无法修复，世界经济将在去全球化的轨道上低位运行。

（二）金融领域中的“去中国化”

值得关注的是：在实体经济去中国化和去全球化的同时，货币金融领域似乎在展开一个相反的过程，即，将中国和人民币排除在外的新的全球货币金融的一体化步伐似乎从未停止，甚至更有加快之势。代表性现象有二：

一是，在新冠肺炎疫情全球加速蔓延的背景下，3月19日，美联储与澳大利亚、巴西、韩国、墨西哥、新加坡、瑞典、丹麦、挪威和新西兰等九家中央银行建立了临时的美元流动性互换安排，总计4500亿美元。不止如此，还不到半个月，2020年3月31日，美联储进一步宣布设立海外央行回购工具，在已有的美元互换工具基础上，进一步加码向全球提供美元流动性。可以说，一个以美元为核心，明确排除人民币，联合各主要经济体的新的国际货币金融网络已呈雏形，在这个新网络中，美元借助“美元荒”的蔓延，其国际地位得以进一步巩固和提升。

回溯历史，央行间的货币互换协议始于2007年12月。当时，次贷危机的冲击导致全球金融市场的风险溢价迅速拉升，为应对流动性休克所带来的冲击，美联储与澳大利亚、巴西、加拿大、丹麦、英国、日本、韩国、墨西哥、新西兰、挪威、新加坡、瑞典、瑞士的央行和欧央行等十四家中央银行达成货币互换协议，同意在需要的时候，各国央行可以用各自本币进行即期兑换，并约定在未来以固定的汇率水平重新换回各自本币。显然，2020年3月设立的各国央行货币互换机制，正是以2007年同样的基础、相同目的的互换机制的继续和延展。只不过，在此次央行互换安排中，美元的地位进一步突出了。深入分析便可清楚地看到，疫情冲击在国际金融领域产生的综合结果，便是全球出现了新的“美元荒”，这使得美国仍然保持了世界救世主的独享地位。仅此一点就说明，此次全球危机，至少在金融领域，相对获益的仍然是美国。

二是，虽然中国之外的多数国家疫情呈上升势头，中国疫情率先得到控制，但人民币的对外价值却略有下降，与此同时，美元却比较坚挺且稳定。这说明，危机期间，货币的避险价值在凸显。我们知道，所谓避险货币，指的是投资者风险偏好下降或者经济前景不明时，对外价值会有所升值的货币。一般认为，低利率、拥有高额海外净资产和高度发达的金融市场，是一国货币成为避险货币的必要条件。对照这三条，美元显然独占鳌头，日元和瑞士法郎紧随其后，其他货币，包括欧元，均不具有避险功能。同样，对照这些条件，人民币也远远不具备避险货币的功能。

总结以上，我们认为，中国作为最大的发展中国家，作为经济总量世界第二的大国，不可不重视这样的事实：一个将人民币排除在外的新国际货币体系正在形成。2019年Libra的推出，

明确将人民币排除在外，也可视为这个趋势的佐证。

总之，此次疫情，再次向我们提出了大量的严峻挑战。应对这些挑战，是我们今后的主要任务。我们要认真落实4月8日、4月17日中央政治局会议精神，“面对严峻复杂的国际疫情和世界经济形势，我们要坚持底线思维，做好较长时间应对外部环境变化的思想准备和工作准备”，以十八届三中全会精神为指引，深入推动国内改革；以建设人类命运共同体为旗帜，推进“一带一路”倡议落实，应当成为我们应对新挑战的两大战略体系。

中国金融开放：模式、基础条件和市场效应评估¹

吴晓求² 郭彪³ 方明浩⁴ 李诗瑶⁵

【摘要】本文分析中国金融开放的进程和现状，总结典型大国和新兴经济体金融开放的经验和教训，提出中国金融全面开放的路径选择，并评估开放后的市场效应。本文的核心观点是：在中国金融全面开放的过程中，在政策设计上建议选取“货币政策独立和资本自由流动”之组合，形成市场决定的汇率形成机制；金融机构的开放是中国金融开放的独特路径，但人民币自由化始终是一个不能绕开的坎；中国金融全面开放的硬实力基本具备，但软实力相对薄弱，金融基础设施亟待改进和完善；中国金融全面开放的目标有两个：人民币自由化、国际化和新的国际金融中心的形成；中国金融开放后的市场效应，具有大国经济和新兴经济体双重特征，全面开放后中国金融的市场变化（主要指人民币汇率）会呈现出短期波动、长期收敛的趋势。

【关键词】金融开放；金融中心；人民币自由化；三元悖论

2001年11月中国加入世界贸易组织（World Trade Organization, WTO），意味着中国经济全面融入国际经济体系。18年来，中国经济快速发展，经济规模由2001年的11万亿人民币增长到2019年99万多亿人民币，年均增长率12.9%。与此同时，经济增长质量有很大提高，经济的国际竞争力和国际影响力明显提升，2010年经济规模超过日本成为全球第二大经济体。2019年国际贸易规模超过31万亿人民币，是全球最大货物进出口贸易国。这期间，虽然中国金融在深化改革的同时也在不断扩大开放，但总体而言，从开放度和国际影响力角度看，中国金融相比较于中国经济而言，还有相当大的差距，不能适应中国经济全面开放的要求，仍处在较低水平的开放状态。如何进一步推动中国金融的全面开放，是未来一个时期我们面临的重要任务。

一、 中国金融开放：历史、逻辑及比较

开放是改革的重要内容，开放也是为改革寻找国际通行的准则。中国金融的开放既是以金融体系市场化改革为基础展开的，又是这种市场化改革的逻辑延伸。在既往的实践中，中国金融开放主要是通过人民币汇率的市场化改革，有限的国际资本流动，境外（国外）金融机构在华设立分支机构或（独立法人机构）或投资于中国金融机构等三条主线展开的（吴晓求，2018）。

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号IMI Working Papers No.2011

² 吴晓求，中国人民大学副校长、教授

³ 郭彪，中国人民大学国际货币研究所研究员，中国人民大学财政金融学院副教授

⁴ 方明浩，中国人民大学财政金融学院博士生

⁵ 李诗瑶，中国人民大学法学院博士后

（一）人民币汇率市场化改革的实践

从 40 年的汇改历史看，人民币汇率机制改革的基本要点是：中间价定价基础由机构报价到市场收盘价；参考货币由单一美元到篮子货币；浮动幅度不断扩大；从直接管理、窗口指导到引入逆周期调节因子（吴晓求，2018）。由此可以看出，中国在人民币汇率机制的改革上坚守市场化方向没有变，在操作层面上秉持的逻辑是谨慎的、探索性的试错方法。人民币汇率在经过大幅度波动后正在寻求合理的估值区间。

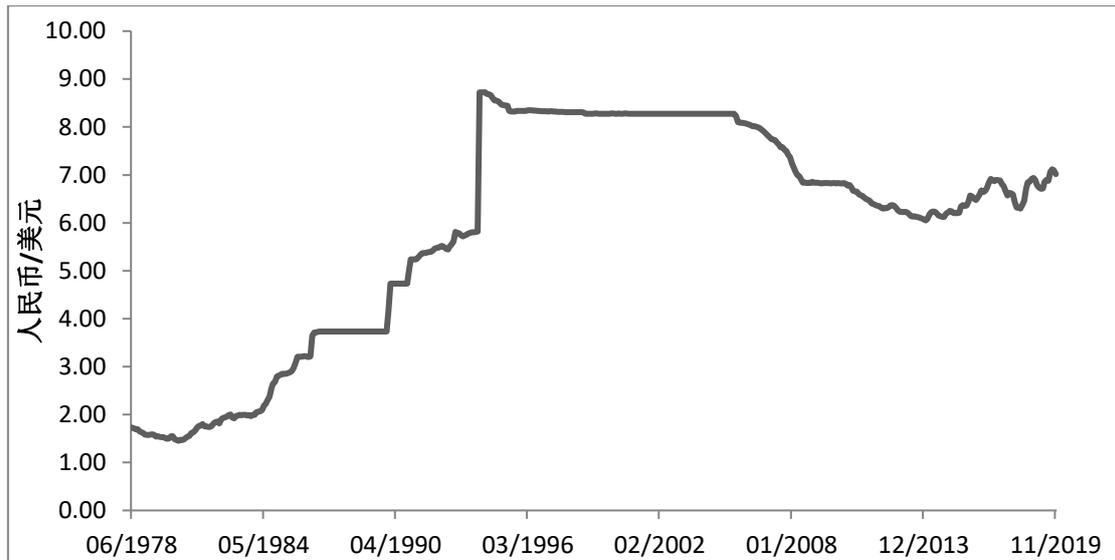


图 1 1978-2019 年人民币（对美元）汇率变动趋势

注：数据来源：中国人民银行

（二）国际资本流动现状

国际资本流动包括境外资本对内投资和境内资本对外投资。境外资本对内投资主要包括两部分：一是外商直接投资（Foreign Direct Investment, FDI），二是资本项目的金融性投资。中国的 FDI 在 1983 年为 9.2 亿美元（含当年对外借款），到 2019 年则高达 1381 亿美元。在 1991 年之前，中国对外投资中对外投资净额一直没有突破 10 亿美元，2018 年到 1298 亿美元。在国际资本流入与资本市场方面，1996 年 12 月，人民币实现了经常项目可兑换，仍未实现资本项下的可兑换。为了推动中国资本市场开放和国际化，2002 年 12 月 1 日，中国正式颁布施行了《合格境外机构投资者境内证券投资管理暂行办法》，合格境外机构投资者（Qualified foreign institutional investor, QFII）制度正式实施。2011 年底央行发出了人民币合格境外投资者（RMB qualified foreign institutional investor, RQFII）试点通知。截止 2019 年 11 月 29 日，QFII 投资额度达到 1113.76 亿美元，RQFII 投资额度达到 6933.02 亿人民币。

中国资本市场对外开放的另一项过渡性制度安排是沪、深交易所与香港联交所的互联互通，分别简称“沪港通”、“深港通”。2014 年 11 月 17 日沪港通正式实施，2016 年 12 月 5 日深港通实施。从统计数据看，如附录表 6 和表 7 所示，“两通”中的沪股通、深股通的日交易金额整体呈逐

月上升趋势，到 2019 年 11 月，均保持在 200 亿元左右。

总体而言，中国金融投资性市场的对外开放程度相对不平衡。从规模上看，中国已成为全球第二大 FDI 国家，但来自境外资本投资于 A 股的比例从 2013 年的 1.5% 上升至 2019 年 3% 左右，因此，中国金融的对外开放仍然处在一个较低的水平上。

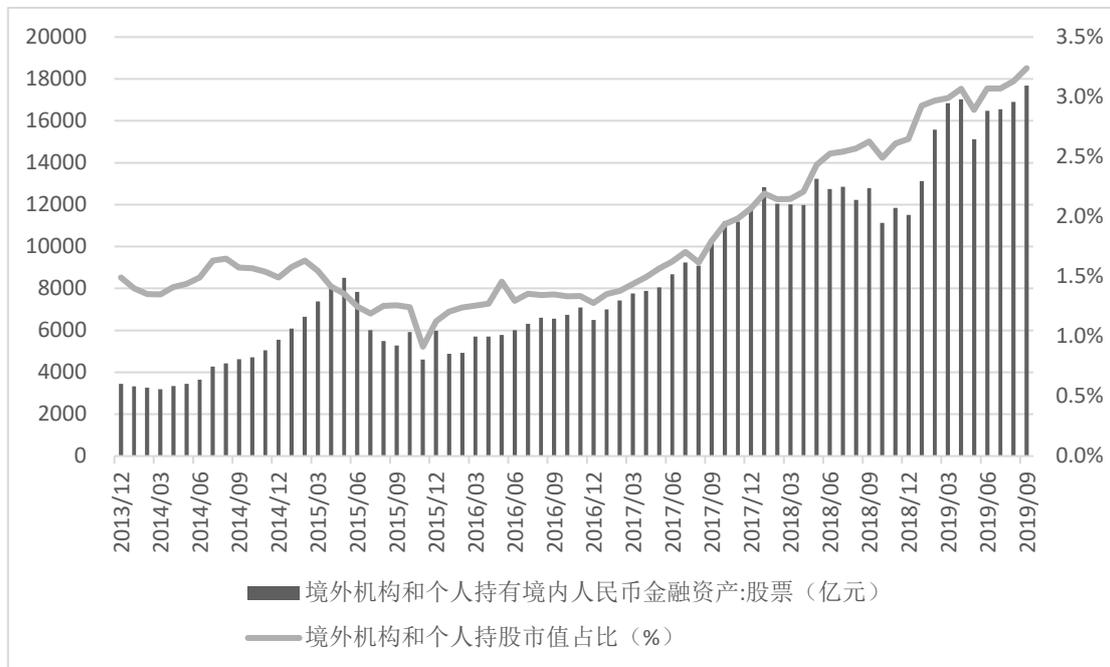


图 2 2013 年 12 月-2019 年 9 月境外机构和个人对 A 股投资情况

(三) 商业银行等金融机构的对外开放

2017 年 11 月 10 日，中方决定将单个或多个外国投资者直接或间接投资证券、基金管理、期货公司的投资比例限制放宽至 51%。国务院金融稳定发展委员会 2019 年 7 月 20 日推出 11 条金融业对外开放措施，国务院 2019 年 11 月 7 日发布《关于进一步做好利用外资工作的意见》，指出 2020 年取消证券公司、证券投资基金管理公司、期货公司、寿险公司外资持股比例不超过 51% 的限制。

尽管如此，外资金金融机构多年来其资产占比均不足 10%。截止 2018 年，银行业外资机构资产占比在 2007 年达到 2.36% 的高点后，长期处于下降趋势，2016 年达到最低点 1.26%，2018 年上升至 1.65%，2019 年 6 月为 1.57%。保险业外资机构资产占比自 2004 年以来一直处于上升趋势，2014 年达到最高点 6.54%，后有所回落，2018 年占比 6.33%。

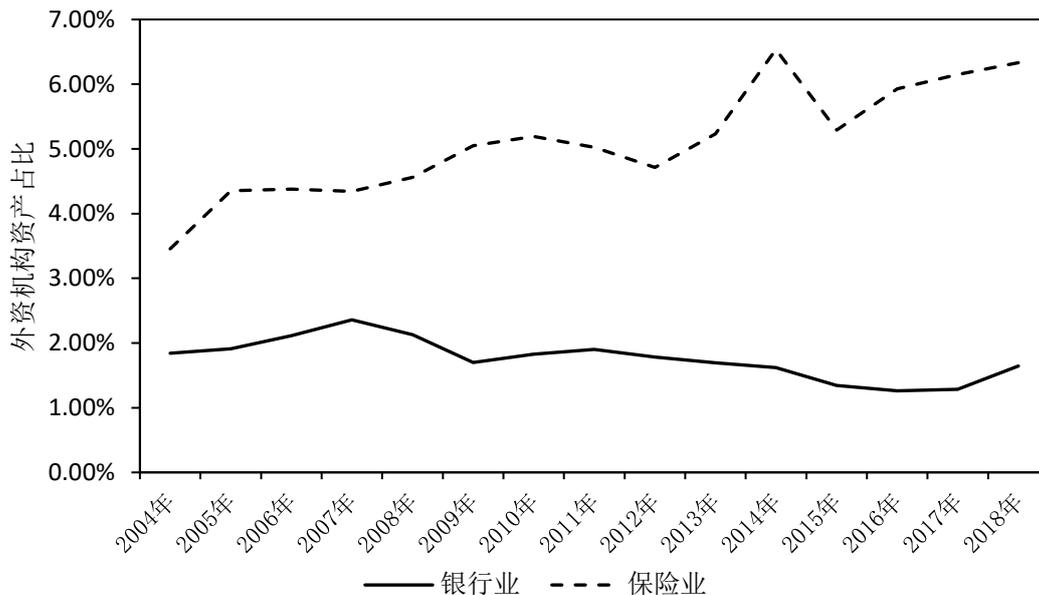


图3 外资机构银行和保险业资产占比

(四) 国际比较

总结中国金融开放现状可以看出，首先，人民币汇率市场改革不足。一是人民币国际化仍处于较低水平。在支付结算上，人民币为第五大国际支付货币，但市场份额低于 2%；在国际债券市场上，人民币计价债券存量占比不足 1%；在外汇交易上，人民币成为第一大新兴市场交易货币，但市场份额仅为 4%；在国际储备上，人民币在全球储备中份额仅为 2%左右。二是人民币国际使用过度集中。区域方面，香港在人民币跨境收付金额和人民币离岸支付金额中占比分别为 40%和 75%左右，大中华区域约占人民币国际支付交易 80%份额。职能方面，人民币大多使用在贸易、直接投资结算方面，国际投融资职能较弱。

其次，外国投资者和外资金融机构比例较低。外国投资者在中国资本市场近 5 年（2013-2018 年）投资比例平均为 1.68%，相比之下，该比例在美国资本市场为 21.75%。以外资银行总资产占比为例，中国近 5 年平均值仅为 1.57%，而同期美国、德国和日本该比例为 12.63%、12.83%和 4.56%。

根据国际上常用衡量一个国家资本账户开放程度的指标，Chinn-Ito 金融开放指数（KA Openness, KAOPEN）（Chinn 和 Ito, 2005），我国金融开放较发达经济体样本平均水平有较大差距，且在 2002 年之后也落后于其他金砖国家的平均水平。我国 Chinn-Ito 指数自 1993 年开始长期一直为-1.21，1994 年开始一直低于其他金砖国家平均水平，在其他金砖国家中，南非和巴西目前的 Chinn-Ito 指数值与我国相同，均为-1.21，印度、俄罗斯的 Chinn-Ito 指数均高于我国水平。目前，美国、英国、日本、韩国等发达经济体的 Chinn-Ito 指数均为 2.35，远高于我国水平。

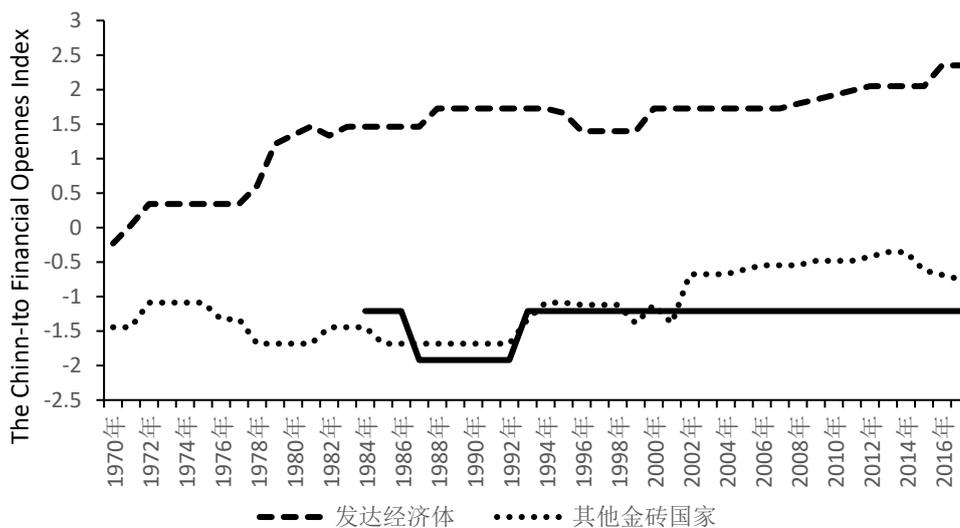


图 4 Chinn-Ito 指数

注：发达经济体样本以美国、英国、日本、韩国为例，其他金砖国家包括巴西、印度、俄罗斯、南非。

尽管如此，从国际主要国家开放顺序来看，英国资本账户开放和汇率自由化先于金融业开放；日本先实行汇率自由化，之后资本账户开放，最后取消金融业外资控股限制；韩国汇率自由化和资本账户开放的起步早于放开金融业外资控股；俄罗斯汇率自由化和资本账户开放快于金融业开放。中国金融开放将引进外资金融机构放在首要位置，正在寻求一条特殊的道路。

二、中国金融全面开放的路径模式

金融开放主要有两个指标：一是外国投资者在中国资本市场的投资比例。在中国，这个比例目前只有 3% 左右，与中国的国际地位不匹配。二是货币是否可以自由兑换。人民币还没有完全实现可自由交易，虽然经常项目下已实现人民币自由兑换，但资本项目下的关键项目还没有实现。如何进一步推动金融开放，以及开放的路径模式需要深入研究。

（一）金融开放：国际一般模式与国别路径

金融开放最重要的案例主要是日本、韩国、俄罗斯和印度，这四个国家是我们研究的重点。这四个国家在金融开放的策略、方法以及目标上虽有较大差别，但有一点是一样的，都是从本币的自由化开始的，差别在于日本和韩国采取的是渐进式分阶段改革，俄罗斯采取的是激进式改革，印度居其中。

日本金融开放属于渐进式的，主要是先放开经常项目外汇交易管制，再到逐步放开外商直接投资、证券市场、外汇市场、房地产市场等，后缓慢进行利率市场化，最后到日元国际化，实现资本项目自由兑换。总结日本金融开放模式可以得出以下结论。一是资本账户开放进程远快于利率市场化，导致跨境资本流入流出风险加剧累积；二是资本账户优先开放带来日元快速升值，从而带来泡沫，埋下隐患。

韩国金融开放亦属于渐进式，主要通过国内前期大量金融改革、渐进式利率市场化，后进行金融市场开放，并在一段时间后加速推进。总结韩国金融开放进程不难看出，韩国短期资本项目过早开放，其自身经济结构性问题未解决，对外部资本过度依赖，为后期资本快速撤离韩国对国内经济巨大打击埋下了导火线。

俄罗斯金融改革属于激进式的。1992年放开外汇管制，放开经常项目管制，卢布实行国内可兑换。1998年金融危机期间进行外汇管制。2006年7月1日，卢布可自由兑换。俄罗斯金融开放过程激进而且缺乏连贯性，在国内经济结构尚处于初期阶段贸然进行大胆金融开放。俄罗斯经济改革的起步比中国晚，但是金融改革却走在中国之前，造成俄罗斯经济的动荡和脆弱（罗英杰,2006），对我国的金融改革来说可谓是前车之鉴。

印度自1991年开始金融自由化进程，属于激进式的改革路径。在自由化前将银行国有化，1991后进行利率自由化、减少信贷管制、发展资本市场等改革。

表1 金融开放国别路径比较

国家	模式	路径
日本	渐进式	先放开经常项目外汇管制，再放开外商直接投资、证券市场、外汇市场、房地产市场等，后缓慢进行利率市场化，最后到日元国际化，实现资本项目自由兑换；资本账户开放进程快于利率市场化
韩国	渐进式	前期大量金融改革、渐进式利率市场化，后进行金融市场开放；利率及汇率自由化滞后于短期资本项目开放
俄罗斯	激进式	直接进入国内可兑换，到危机期间外汇管制，最后可自由兑换。缺乏连贯性且经济改革落后于金融改革
印度	激进式	自由化前将银行国有化，1991后进行利率自由化、减少信贷管制、发展资本市场等改革
泰国	渐进式	对外金融开放快于对内金融开放的渐进式开放。先实现经常账户开放，同时取消部分外汇管制，在利率市场化的同时，逐步开放了资本账户
新加坡	渐进式	先建立盯住一篮子货币的浮动汇率制，实现利率自由化；设立亚洲美元市场，带动金融自由化和国际化；逐步放开外汇管制，并按经济发展需要，在不同时期将外资引向不同行业；最后逐步开放银行业、证券业和保险业等
印度尼西亚	渐进式	资本账户开放先于国内金融自由化，对外金融开放快于对内金融开放的渐进式开放。先进行货币可兑换方面的调整，迅速开放资本流出，再进行对资本流入的自由化改革，然后带动经常账户的可兑换
菲律宾	渐进式	先放宽资本流动管制，接着进行本币贬值，再实现资本项目可兑换，放宽进口，最后进行经常项目可兑换的调整
马来西亚	渐进式	对外金融开放快于对内金融开放的渐进式开放，先放松外汇管制，进行利率市场化，再实现经常项目下的货币可兑换，逐步消除资本流动中的限制

表1归纳总结了日本、韩国、俄罗斯、印度以及几个亚洲有代表性国家金融开放模式与国别路径。从货币自由化到金融市场的全面开放是这些国家的共同特点。韩国、俄罗斯、印度开放之后本币出现了较大幅度贬值。日元虽然中间有些波动，但是一个相对稳定收敛的趋势。这里面隐含了一个道理，对于较小经济体来存在着汇率稳定与资本自由流动的内在冲突，但是对于大国来说，本币的波动可能呈现出某种收敛的趋势，长期趋势或许是可以相互并存的。

（二）中国金融的进一步开放：一般模式与特殊路径

中国之所以称之为大国经济中的大国金融，一定是开放性的金融。中国金融改革采取的是渐进式改革，这与日本、韩国等国家的模式相近。

除一般性规律外，中国金融的开放正在走一条相对特殊的道路。其主要特点之一是将引进外资金融机构放在首要位置，引进外资金融机构支持国内金融机构改组改造，弥补原有金融服务的一些短板，通过发挥外资金融机构的示范作用和鲶鱼效应，倒逼本土金融机构改革。

主要通过让外资金融机构进入中国市场以实现目前中国金融的开放，这是总结历史经验教训的结果，与俄罗斯、印度、韩国和早期日本通过实现本币自由化进行金融开放的路径不同。中国在金融改革和开放中，除了渐进式特征外，还叠加了试错式方法。什么是试错式方法？就是先往前走一大步，发现问题后再回退半步。2015 年“8.11”汇改，是一次大踏步式改革，实行一段时间后，发现外汇储备减少得很快，于是回退半步，在篮子货币中作了一些调整，在资本自由流动上适当紧一点，但是市场化改革的大方向没有实质性变化。

（三）人民币自由化改革：中国金融全面开放无法绕开的坎

在实践中，中国金融开放首先走的是金融机构的开放，但人民币自由化改革是绕不开的坎。货币自由化是一个国家金融开放的基础和前提，但是过往的国别经验表明，货币自由化有可能带来金融市场的动荡和金融体系的脆弱性，从而引起本币的不稳定和汇率的大幅度波动。这是所谓的“三元悖论”（Mundellian Trilemma）的基点。

“三元悖论”可以用图 5 来直观表示，一国不可能同时实现货币政策独立、汇率稳定以及资本自由流动三大金融目标，只能同时选择其中的两个。

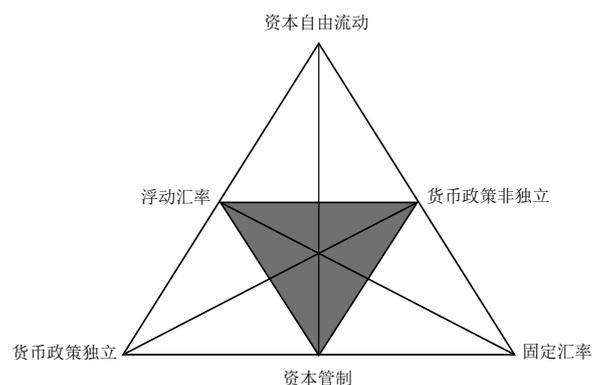


图 5 “三元悖论”

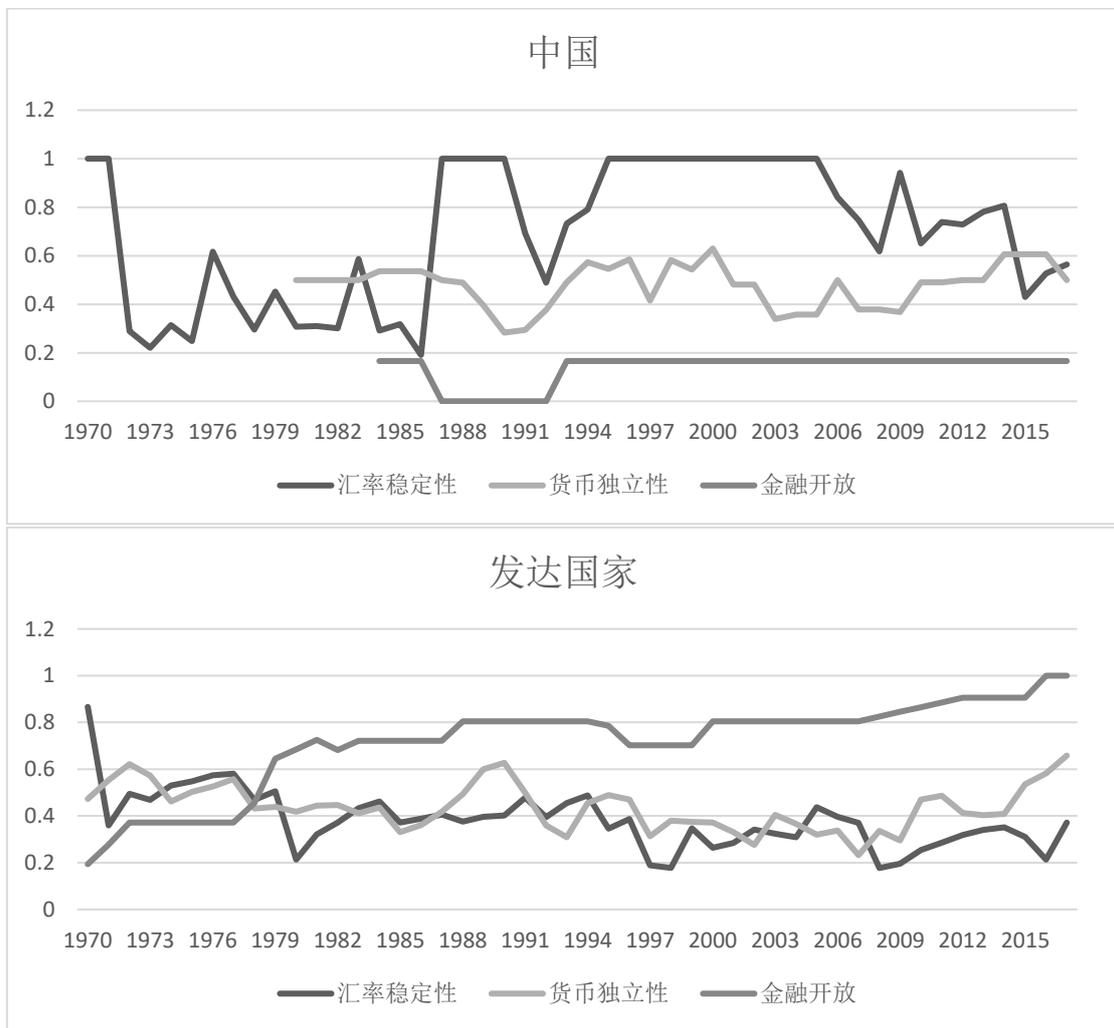
在货币政策独立、汇率稳定以及资本自由流动这三项目标中，后续研究集中在三项政策改革的组合搭配效果，对三项改革的顺序问题进行系统的定量分析。陈中飞，王曦和王伟（2017）分析得出改革的顺序应该是汇率优先，其次利率，最后资本账户改革。张春生和蒋海（2015）发现汇率先行的模式往往更加理想。

Aizenman, Chinn 和 Ito（2008）通过建立三元悖论指数，定量对全球超过 170 个国家三个维

度进行评分，包括货币政策独立性、汇率稳定性和资本自由流动性，其中一个国家资本自由流动性也衡量了该国金融开放程度。从而对国别之间发展目标提供建议和参考。

图 6 展示了中国、发达国家和新兴市场国家从 1970 到 2017 年在三元悖论三个维度上得分时间序列图。可以看出，一是发达国家金融开放程度越来越高，中国金融开放指数甚至低于新兴市场国家；二是发达国家在 90 年代初期开始降低了货币独立性，作为对比，新兴市场国家以提高货币独立性为主要路径，放弃汇率稳定性。

总结而言，根据“三元悖论”原则，为了提高资本自由流动性，中国有必要尽快实施人民币自由化改革，在政策设计上建议选取“货币政策独立和资本自由流动”之组合，形成市场决定的汇率形成机制。



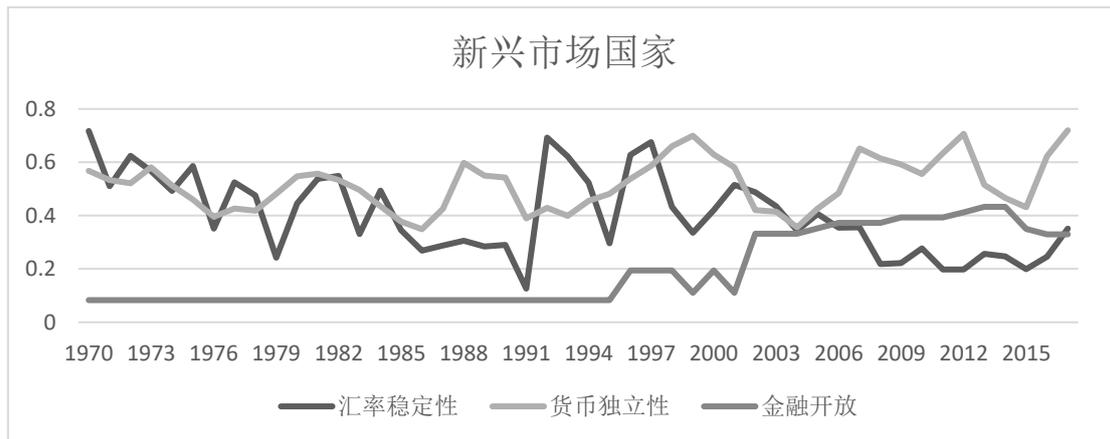


图 6 “三元悖论”指数

(四) 中国金融全面开放的彼岸在哪里？

中国金融全面开放的目标或彼岸，一是，构建二十一世纪全球新的国际金融中心。历史上看，周期性大国的金融都是国际金融中心，以美国为例，通过纽约国际金融中心，美国一定程度上控制了国际资本的流动、定价与交易主动权，有效推动了美国本土产业的升级与经济发展。中国金融开放的目标当然是要构建全球新的国际金融中心，这个目标不会变（吴晓求等，2018）。

二是，人民币自由化和国际化。这是中国金融开放的重要标志，也是建设国际金融中心的重要基础。这个目标的实现对我们来说有点路途漫长。实际上，人民币的国际化，第一步就是实现人民币完全可自由交易，这是我们主动改革就能完成的。人民币国际化，是基于人民币长期信用和中国经济竞争力的，是中国金融改革的近期目标。

三是，人民币计价资产全球配置和交易中心。我们所要构建的全球新的国际金融中心，是人民币计价资产全球配置和交易中心，人民币计价资产的财富管理中心，而不是其它。

三、 中国金融全面开放的基础条件

中国金融全面开放的基础条件，即人民币的“锚”是什么？这个“锚”既来自于硬实力，也来自于软实力。硬实力主要指，经济规模及其竞争力；国际贸易规模及结构；制度创新和技术创新能力；以及监管能力等。软实力主要指，金融的基础设施和金融开放的法制和契约精神等。十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》明确指出要“加强金融基础设施建设，保障金融市场安全高效运行和整体稳定”。近年来，我国金融改革在硬实力方面取得显著成就，但金融基础设施领域等软实力方面的改革明显落后于硬实力的发展。

(一) 法律体系的调整和完善

法律体系的完善，法治水平的提高，依法治国是中国金融全面开放的重要基础。要建设完整的与国际金融中心相匹配的法律体系，要有严格的契约精神，保持市场的高度透明。虽然中国的法治建设在不断取得进步，但与国际金融中心的要求还有相当大的差距。

我国应借鉴国际上最新立法，逐渐向综合立法演进，以构建清晰透明且具有可操作性的法律基础。中国是大陆法系国家，如何完善我们的法律体系，是否纳入英美法系一些必要元素，以满足中国金融的全面开放，包括资本市场的开放之要求，是我们面临的一大挑战。

（二）法治水平与能力

法律体系建设好后如何有效执行，即法制的力量与法的权威如何更好的体现，是软实力建设的关键。诚然，中国金融的法律体系和规则体系在逐渐在完善过程中的，但是执行能力相对较差，社会和市场的法治水平低。我们经常是高标准低执行，我们必须做到高标准高执行。中国的法治能力和水平亟待提升。

（三）严格的契约精神和完善的信用体系

随着经济的快速发展，社会越来越需要一种捍卫约定的契约精神。金融从业者的契约精神就是恪守承诺。美国的《谨慎投资人法》、英国的《受托人投资法》都要求受托人要遵守契约、恪守承诺、谨慎履责。因此，现代金融业的发展需要契约精神，任何时候都不应该有人拥有超越契约的特权。有了契约精神，履行承诺，才能有效维护市场和社会秩序，提升金融市场参与者信心（唐双宁，2009）。

（四）市场透明度和客观、独立的中介机构

信息披露和市场透明度是国际金融中心有效运行的基石。金融中介机构是信息的过滤者和发布者。需要建设一大批合格的、客观的、公正的会计师事务所、律师事务所、资信评估机构以及各种金融中介机构。

（五）政策和规则的连续性和稳定性

中国的金融监管政策波动反复，缺乏连续性和预期性，客观上阻碍了中国金融的改革和发展。在推进中国金融开放和构建国际金融中心的过程中，政策的连续性和预期性非常重要。

四、 中国金融全面开放的市场效应评估

在对中国金融开放的历史与现状、国际金融开放的一般模式与国别路径和人民币自由化“锚”的基础之上，有必要对国际上其他国家金融全面开放后的市场效应进行评估，从而对中国金融全面开放后的市场效应作出预判。

（一）大国的金融全面开放后的市场效应分析：以日本为例

首先，从日元兑美元的汇率变化情况看，从《广场协议》到上世纪 80 年代末，日元开始大幅升值。上世纪 90 年代初至今，日元一直处于振荡阶段，且在近几年内的振幅逐渐收窄。具体如图 7 所示。



图 7 1964 年 1 月-2019 年 11 月日元兑美元汇率变化情况

其次，分析 1960-2018 年期间日本(Gross Domestic Product, GDP)规模变化情况。整体上看，日本 GDP 规模变化，分为两个阶段：一是在 1964-1995 年期间，日本延续战后经济快速增长的趋势，加上日元的不断升值，日本的 GDP 规模迅速上升；二是 1995 年至今，日本 GDP 规模一直跟日元汇率水平一样，保持在一定范围内的振荡状态，期间遇到过 1997 年的亚洲金融危机和 2008 年的全球金融危机，其中，影响较大的当属亚洲金融危机。但是，日本 GDP 能够在 2008 年全球金融危机中幸免于难，主要得益于日元的升值（吴晓求等，2016）。

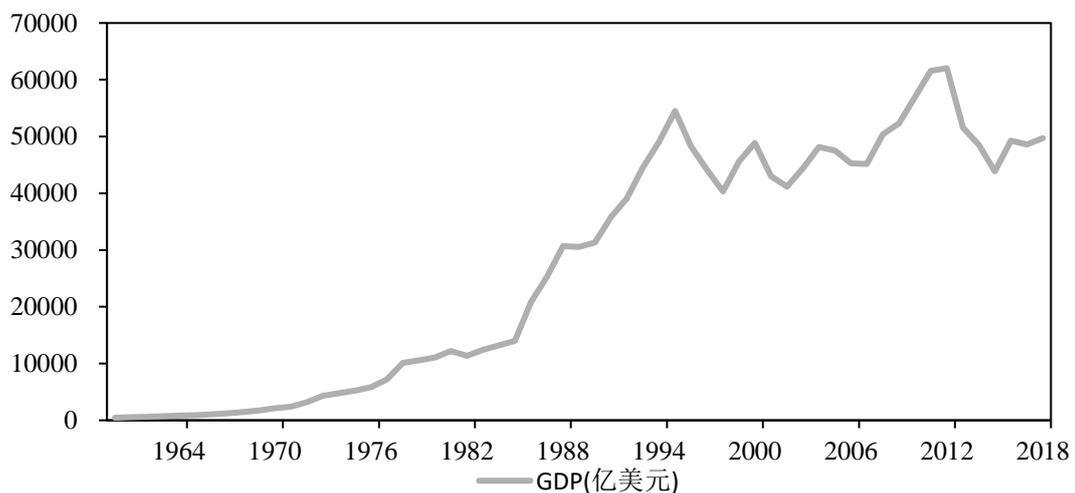


图 8 1960-2018 年日本 GDP 变化情况

具体地，从日本 1994-2017 年产业结构变化情况看，可以发现日本工业一直是支柱产业，占 GDP 长期保持在 63-72%之间，整体呈微增趋势，其中制造业一直维持 22%左右。其次是服务业，一直保持在 27-35%之间，整体呈微减趋势，农业则对经济贡献十分微小，一直低于 2%。因此，日本的第一、二、三产业结构一直比较稳定，第二产业长期占据日本经济的三分之二江山，加上日本庞大的经济总量，足以说明日本是工业强国，为日本经济抵御外部冲击提供了坚实的后

盾。

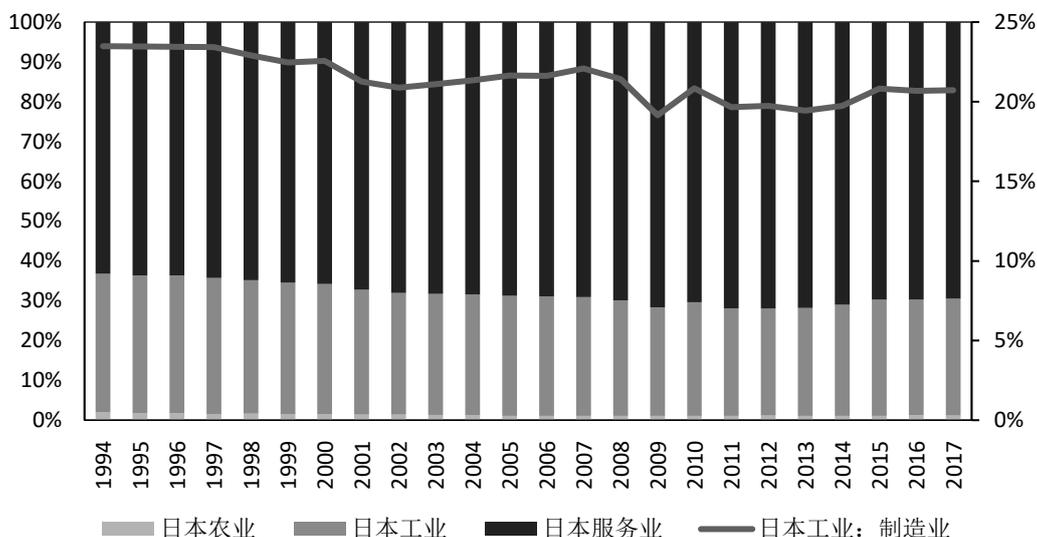


图9 1994-2017年日本产业结构变化情况

再从1960-2017年日本商品和服务进出口占GDP比重变化情况看，日本商品和服务进出口规模占日本GDP比重一直维持在15%上下浮动，且进出口规模很接近，说明日本商品和服务净出口净额较低。其中，自上世纪90年代低迷的日本经济慢慢恢复以来，日本商品和服务进出口规模占GDP比重也在缓慢上升，接近18%，且进出口差额也在不断收敛。反观日本经济整体较为庞大的规模，说明日本国内经济一直占据主要地位，对进出口的依赖程度较小，能够很好地对外部冲击进行缓冲。

最后，分析日本金融开放后FDI净流入规模及其占GDP比重的变化情况。整体上看，日本的FDI净流入规模呈现较大幅度的增加。1995年以前，主要受汇率大幅上升影响，FDI净流入规模整体处在较低的水平，占GDP比重也相对较小。在此之后，FDI净流入规模及其占GDP比重大致处于上升趋势，尤其是最近三年日元币值稳定，FDI净流入规模能够保持在GDP规模的0.5%左右。

从日本金融开放对经济的影响效应来看，金融开放过程必然伴随者波动和不确定性。随着开放的不断深入，制度和法律等手段得以加强和完善，经济韧性也相应增强，经济增长过程中的不确定性所产生的冲击也会相应收敛。随着开放进程的不断推进，本币币值逐渐趋于稳定，这时可以获得更多的外来资本支持。因此，金融开放能为一国带来较好的财富效应，既吸引了较多的外来资本，也可以满足本国对外扩张的需求以及国际竞争力的提升。

（二）新兴经济体金融全面开放后的市场效应分析

相比之下，一些新兴经济体，如韩国、俄罗斯、印度和泰国等典型国家，在金融开放后的经济规模、经济结构和币值稳定等方面，均与日本均存在很大差距。这四国之间既存在很多共

同点，又存在一些差异。

首先，从各新兴经济体的汇率变化情况看，进入上世纪 90 年代以后，随着金融开放的推进，俄罗斯卢布、印度卢比、泰国泰铢和韩国韩元的汇率都经历了剧烈的波动，整体上均呈大幅贬值趋势。2008 年全球金融危机期间，卢布、卢比和韩元都出现了较大幅度的下跌，其中韩元跌幅最大，泰铢则在全球金融危机中保持较为稳定，危机之后韩元和泰铢均呈小幅上升趋势，且韩元收敛趋势明显，而卢布和卢比却出现持续性的大幅下跌。

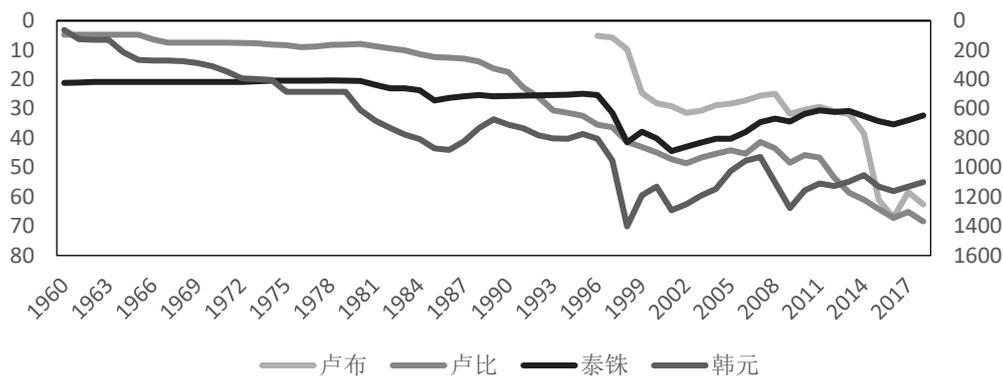


图 10 新兴经济体汇率变化情况

其次，分析韩国、俄罗斯、印度和泰国这四国 GDP 规模变化情况（附录图 1-图 5）。整体来看，各国的 GDP 规模均呈上升趋势，其中印度经济增长最快、增速较稳定，韩国经济增长较快、增速相对稳定，俄罗斯经历快速上升后因卢布大幅贬值而大幅下降，泰国经济增长最为平稳，一直保持缓慢增长状态。全球金融危机后，四国经济表现分化明显，印度增长最快、增速稳定，韩国增长较快、增速也较稳定，泰国依旧保持缓慢增长状态，俄罗斯则经历了过山车式增长。

具体地，从韩国、俄罗斯、印度和泰国 1989-2017 年产业结构变化情况看，各国服务业占 GDP 比重都很高，其中韩国、俄罗斯和印度大致从三分之一增长到一半以上，泰国则保持一致一半上下。印度的农业占 GDP 比最大，从四分之一下降到六分之一，泰国次之，韩国和俄罗斯农业占比则相对较小。韩国工业在这四国中最为发达，一直保持三分之一水平，其中制造业占比不断增加。俄罗斯工业占比从近二分之一下降到不足三分之一，制造业占比相对稳定，在 12% 上下浮动。印度工业占比一直保持比较稳定，始终在四分之一左右，其中制造业占比类似。泰国工业占比整体比较稳定，保持在 35% 左右，制造业占比也稳定在 28% 左右。因此，这四个新兴经济体金融开放后的服务业都比较发达，但是工业相对比较薄弱。

再从新兴经济体商品和服务进出口占 GDP 比重变化情况看，韩国、印度和泰国的商品和服务进出口规模占各自 GDP 比重均呈上升趋势，俄罗斯除 1992 年放开外汇后出现短暂的上升，随后下降，一致保持在较低水平。其中，泰国上升趋势最为明显，近年来出口占 GDP 比重在 70% 上下浮动，进口占比浮动较大，维持在 55% 至 70% 之间。韩国的进出口占比也提升较多，进出

口占比曾一度超过 50%，后回落至 40%左右。印度进出口占比则增长较缓，从 10%左右上升到 20%左右。俄罗斯进出口占比自进入本世纪后，一直保持比较稳定的区间，其中出口占比在 28%上下浮动，进口占比在 20%上下浮动。由此看出，韩国和泰国的经济对进出依赖较为明显，俄罗斯次之，印度则凭借较强的国内经济，对进出口的依赖程度较小，所以只有印度才能够在卢比大幅下降的情况下，保持美元计价的经济规模高速且稳定地增长。

最后，分析新兴经济体金融开放后 FDI 净流入规模及其占 GDP 比重的变化情况。整体上看，新兴经济体与日本不同，FDI 净流入规模一直为正，占 GDP 比重一般不超过 5%，多数情况在 2%上下浮动。从趋势上看，四国大致都经历了 FDI 净流入规模先上升后下降的过程，其中俄罗斯最为明显。新兴经济体由于处于快速增长阶段，金融开放后外商直接投资不断增加，分享新兴市场的改革红利，并且能够持续较长时间，这与日本 FDI 净流入规模占 GDP 比重在-0.5%到 1%区间浮动不同。

从新兴经济体金融开放对经济的影响效应来看，新兴经济体的货币会出现大幅贬值现象，但其经济会在波动中快速上升。一方面，新兴经济体存在较多的投资机会，吸引大量外资进入，特别是服务行业会取得较程度的发展机会，有利于经济的快速增长。但另一方面，由于工业基础相对薄弱，规模相对较小，对进出口依赖较多，所以国际竞争力有限，币值不稳定且贬值幅度大，经济受外部冲击后波动较为剧烈。

（三）中国金融全面开放：市场效应评估

结合日本、韩国等上述国家金融全面开放后市场效应的综合分析，中国金融全面开放可能会发生什么样效应？

中国金融全面开放应包括人民币国际化和资本市场开放，我们首先评估人民币自由化市场效应。总体而言，我国现阶段世界格局和宏观情况与 80 年代初期的日本和 80-90 年代的韩国较为类似，因此，日本和韩国金融改革开放后的效应比较对中国有很强借鉴意义。

第一、从世界格局来看，中国目前是仅次于美国的第二大经济体，中美贸易摩擦不排除会扩大到金融、经济领域的深层次较量，这点与当初日本相似。前面章节我们分析到，日本从 1985 年《广场协议》到上世纪 80 年代末，日元开始大幅升值。上世纪 90 年代初至今，日元一直处于振荡阶段，且在近几年内的振幅逐渐收窄。

第二、从宏观经济来看，经济去杠杆、去产能等结构性改革、金融开放进程进入加速期，这点与韩国类似。韩国对短期外债投资依赖较多，币值不稳定且贬值幅度大，直至最近几年收敛，经济受外部冲击后波动较为剧烈。在这一点上中国与韩国有一定区别，首先我国不过度依赖外资，其次中国经济规模远大于韩国。

第三、从经济体来看，中国与印度同为新兴经济体第一梯队国家，有一定可比性。虽然由于印度工业基础相对薄弱、规模较小，但全球金融危机后，亚洲新兴经济体国家经济表现分化明显，印度增长最快、增速稳定，大量外资的进入促进了印度经济的大幅增长。

综合而言，中国的效应可能是一般性和特殊性的结合。中国金融全面开放后的汇率市场效应可能是日本、韩国和印度的混合，中国是一个经济大国，金融开放既具有大国效应，又有新兴经济体的特征。人民币汇率会出现一个时期的较大幅波动，但人民币不会出现像东南亚国家或者韩国那样剧烈的、处于危机状态的市场效应。中国金融开放后的效应可能更多地会像日本那样，人民币大幅波动会趋于收敛，这是由中国的大国经济模式所决定的（吴晓求，2015）。应该说，人民币自由化后，从长期趋势看，是有稳定力的。对此，应有信心。

其次，再来评估资本市场开放的市场效应。2019 年第 26 期全球金融中心指数报告发布，上海、北京和深圳均跻身全球金融中心指数排行榜前十。从时间序列上看，中国与金融指数排名靠前的中心城市差距越来越小；从时间循环和大历史周期看，这个全球新的国际金融中心已向中国移动。国际金融中心的这种漂移过程与经济规模、经济竞争力、国际贸易都有密切关系（许少强，2013）。

总之，我们金融开放最大的不足是金融的基础设施薄弱。在金融改革和发展过程中，基础设施没有跟上，给未来增添了很多风险，但中国金融开放市场前景是相当乐观的。

参考文献

- [1] 陈中飞、王曦、王伟：《利率市场化、汇率自由化和资本账户开放的顺序》，《世界经济》2017年第6期。
- [2] 罗英杰：《卢布可自由兑换：俄罗斯的“金融革命”》，《银行家》2006年第8期。
- [3] 唐双宁：《提升中国金融“软实力”问题》，《银行家》2009年第4期。
- [4] 吴晓求：《大国金融中的中国资本市场》，《金融论坛》2015年第5期。
- [5] 吴晓求：《改革开放四十年：中国金融的变革与发展》，《经济理论与经济管理》2018年第11期。
- [6] 吴晓求等：《股市危机：历史与逻辑》，中国金融出版社2016年版。
- [7] 吴晓求等：《中国金融监管改革：现实动因与理论逻辑》，中国金融出版社2018年版。
- [7] 许少强：《国际金融中心建设的决定因素：经济实力抑或金融政策——基于历史的思考》，《上海金融》2013年第6期。
- [8] 张春生，蒋海：《利率市场化、汇率自由化与资本项目开放的次序：理论、经验与选择》，《经济学家》2015年第5期。
- [9] Aizenman, J., Chinn M. D., & Ito H. Assessing the Emerging Global Financial Architecture: Measuring the Trilemma's Configurations Over Time. NBER Working Paper No.14533, 2008.
- [10] Chinn M.D., & Ito H. What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions. NBER Working Paper No.11370, 2005.

China's Financial Opening: Pattern, Fundamental Conditions and Market Effect Evaluation

WU Xiaoqi; GUO Biao; FANG Minghao; LI Shiyao

Abstract: This paper analyzes the process and current situation of China's financial opening up, summarizes the experience and lessons of financial opening up of typical major and emerging economies, puts forward the path selection of China's financial opening up, and evaluates the market effect of China's financial opening up. The core points of this paper are: in the process of China's comprehensive financial opening up, we should make a choice among the three objectives of "monetary policy independence, exchange rate stability and free capital flow", our suggestion for policy design is the combination of "monetary policy independence and free capital flow" to form a market determined exchange rate mechanism; at present, the focus of financial opening up is the opening up of financial institutions, which is a unique path for China, but RMB liberalization is always a barrier that cannot be bypassed; the hard power of China's financial opening up is basically available, but the soft power is relatively weak, and the financial infrastructure needs to be improved urgently; there are two goals for China's comprehensive financial opening up: RMB liberalization and internationalization and the establishment of a new international financial center; the market effect of China's financial opening up has the dual characteristics of major and emerging economies. With the improvement of soft power, the market changes of Chinese finance (mainly for RMB exchange rate) will show the trend of short-term fluctuation and long-term convergence after full opening.

Keywords: Financial opening up, financial center, RMB liberalization, Mundellian Trilemma

流动性冲击、金融危机与货币财政政策协调*

陆磊¹ 刘学²

【摘要】本文在 Del Negro et al (2017) 的研究基础上, 探讨应对由流动性冲击导致的金融危机的货币政策和财政政策的协调作用。当流动性冲击影响资产价格并导致经济衰退时, 减税政策通过增加政府债券发行提高了名义利率, 从而为盯住资产价格的利率规则的货币政策稳定经济提供更大的操作空间。因此, 在财政政策的支持下, 传统的货币政策工具仍然可以应对由流动性冲击导致的金融危机, 而并不需要采用数量宽松政策。本文的研究对当前全球正在和即将采取扩表政策的央行具有重要的政策启示, 对我国当前和未来的宏观调控也具有一定的借鉴意义。

【关键词】流动性冲击; 金融危机; 货币政策; 财政政策; 政策协调

一、引言

流动性是现代金融市场的核心问题之一, 资产的流动性能够直接影响资产的定价, 资产价格的变化又将影响投资主体的融资条件, 实体经济的投资、产出和消费等最终随资产的流动性变化而波动。比如, 由美国次贷危机引发的 2008 年全球金融危机表现为市场流动性的收缩

(Brunnermeier, 2009; Del Negro et al, 2017), Apergis et al (2015) 用英国和德国的数据发现股票市场的流动性对两国的宏观经济有重要的影响。美国联邦基准利率在 2008 年 12 月跌到零时, 美联储随后启动了量化宽松 (Quantitative Easing, 简称 QE) 政策为市场注入了流动性资产, 从而阻止了经济走向深度衰退 (Del Negro et al, 2017)³。欧央行在 2014 年即美联储退出 QE 政策后的第二年也启动了 QE 政策。QE 这种非常规货币政策在发挥稳定经济作用的同时也受到诸多批判, 如 Bhattarai (2016) 认为央行如果当期扩张资产负债表, 那么未来的缩表将会预期到, 由此将会削弱前瞻性指引的货币政策效果; McMahan et al (2018) 证明了 QE 政策导致通胀路径不定性 (Indeterminate) 的可能性。考虑到美联储和欧央行当前正在重启 QE 或准

* 原文发表于《经济学动态》2020 年第 4 期

¹ 陆磊, 中国人民大学国际货币研究所学术委员、国家外汇管理局

² 刘学, 清华大学五道口金融学院

³ 需要说明的是, 在美联储开启的三轮 QE 政策 (即 QE1、QE2 和 QE3) 中, 由于 QE1 的操作对象主要是私人证券, QE2 和 QE3 的操作对象主要是国债, 因此 QE1 也被称之为质化宽松 (Qualitative Easing) 政策, 且 Del Negro et al. (2017) 的研究也主要是评估 QE1 的政策效果, QE1 较之 QE2 和 QE3 的更强政策效果也被 Gertler & Karadi (2013) 等研究所支持。

QE 的资产购买政策¹，并且当前已有的相关文献主要侧重在货币政策（如：Curdia & Woodford, 2011; Gertler & Karadi, 2011、2013; Del Negro et al, 2017），或者是财政政策（如：Correia et al, 2013），本文认为应该在一个同时包含货币政策与财政政策的理论框架下重新探讨货币政策的作用，进一步揭示货币政策与财政政策二者的协调在应对由流动性冲击导致的金融危机的作用，从而有助于更好地理解当前形势下美联储和欧央行所采取的政策局限性，并为我国货币政策和宏观调控提供借鉴。

本文认为货币政策与财政政策不宜单独行动，应该加强两者的政策协调、共同应对由流动性冲击导致的金融危机。也就是说，当发生流动性冲击导致的金融危机时，通常表现为通货紧缩和产出大幅下降，此时因为实际利率的下降带来的债务负担的降低，财政部门因而面临更小的约束并有更大的财政政策空间为货币政策提供支持；反之，当另一类冲击使得货币政策面临更小的约束的同时使得财政政策空间受限时，这就需要货币政策为财政政策提供支持。因此，二者在采取政策行动时需要相互协调和支持。本文在 Del Negro et al (2017, 简称 DEFK 模型) 的研究基础上引入应对流动性冲击的财政政策，进一步讨论货币政策与财政政策的协调在应对流动性冲击导致的金融危机的作用。Kiyotaki & Moore (2012 和 2019, 简称 KM 模型) 是当前宏观金融文献中以最简化的方式引入流动性，并保留了流动性的本质特征，DEFK 模型在 KM 模型基础上参照了 Shi (2015) 的大家庭 (Large-Household) 的设定，并引入了价格粘性和工资粘性等新凯恩斯特征 (Christiano et al, 2005; Smets & Wouters, 2007)，评估了美联储数量宽松政策为市场注入流动性以此避免 2008 年金融危机走向深度衰退的作用。因此，DEFK 模型是一个植入流动性的新凯恩斯模型，可以在此基础上研究更多相关的宏观问题，比如 Molteni (2015) 和 Gutkowski (2018) 将其扩展到政府债券流动性的研究，Ajello (2016) 在 DEFK 模型基础上引入了金融中介并探讨金融冲击的影响，Kara & Sin (2018) 和 Sin (2016) 基于 DEFK 模型分别在封闭经济和小国开放经济中研究流动性如何影响政府的支出乘数。

关于货币政策与财政政策协调的研究可以大致分为两类：第一类是标准的宏观经济学教科书中基于 IS-LM 模型所讨论的两类政策的松紧搭配，即积极或消极的货币政策或财政政策如何影响 IS 曲线和 LM 曲线，这类研究主要强调在具体经济环境下为了实现整个宏观经济的稳定，需要什么类型的货币政策和财政政策，而这类政策协调在操作中更像是一种搭配而并不必然产生相互间真正意义上的协调。第二类研究是在 Leeper (1991) 的研究框架基础上基于经济系统的稳定性探讨财政主动还是货币主动，该框架中货币政策的主动性表现为利率规则中政策利率对通胀的反应系数足够大，财政政策的主动性表现为税收调整规则中税收对政府债务的反应系

¹ 美联储于 2019 年 7 月 31 日的联邦公开市场委员会 (FOMC) 会议声明中决定降息 25 个基点，这是美联储退出 QE 政策后的首次降息，也使市场产生了未来重启 QE 政策的预期，FOMC 在随后的 10 月 11 日宣布了于 10 月 15 日重启资产购买计划直至下一年的第 2 季度；欧央行则于 2019 年 9 月直接宣布了将于 2019 年 11 月 1 日开始重启 QE 政策。

数足够小，当货币政策主动且财政政策被动（或者前者被动且后者主动）时，能够保证通胀水平和债务水平同时实现稳定，但二者都同时主动或同时被动时，则会导致债务或通胀的不稳定。随着现代宏观经济学的发展，涌现出大量基于 Leeper（1991）框架的货币政策与财政政策协调的研究。比如，Cochrane（2001）在 Leeper（1991）的基础上考虑了政府债务的期限结构，发现长期债务可以有助于稳定通胀，这意味着当中央银行在产出稳定和通胀稳定两大目标之间取舍（trade-off）存在很大困难时，财政政策可以通过优化债务期限结构来稳定通胀，从而为货币政策更好地发挥稳定产出的作用提供支持。Evans（2013）提出了一种包括地方政府的协调机制的设想，即美联储购买更长期的国债来影响长期利率，财政部在低利率的融资环境下可以购买州和地方政府为基础设施建设发行的债券。由于多重均衡的存在，当经济中存在自我实现的主权债务危机的均衡时，Corsetti & Dedola（2016）和 Bacchetta et al（2018）分别研究了资产负债表工具和利率规则的货币政策如何通过影响通胀来进一步影响债务成本，从而对财政政策提供支持，避免经济掉入违约的均衡。

关于我国货币政策与财政政策协调的研究也主要沿着两类文献：如陈小亮、马啸（2016）、高金全、张龙（2019）等探讨的政策协调问题本质上也是应该财政更宽松（或紧缩）还是货币更宽松（或更紧缩），陈小亮、马啸（2016）认为双宽松的货币与财政政策可以应对“债务—通缩”问题，高金全、张龙（2019）则回顾了新中国成立 70 年以来的财政政策与货币政策各种松紧组合搭配的变迁过程；刘斌（2009）和杨源源等（2019）先后基于 Leeper（1991）的框架估计了我国货币政策与财政政策的协调体制，刘斌（2009）发现我国在 1993—2007 年的样本数据间表现为主动的财政政策与被动的货币政策，杨源源等（2019）考虑了体制转移（Regime Switch）因素后也得到相同的结论。本文关于货币与财政政策的协调主要侧重在如何应对由流动性冲击导致的金融危机，有助于丰富该领域的研究。同时，Leeper（1991）的框架强调了决定价格水平的财政因素（Leeper & Leith，2016），财政政策与货币政策协调的意义在于实现通胀水平的稳定，而本文强调了实现资产价格稳定的财政因素，财政政策与货币政策协调在维护金融稳定方面也具有重大意义。

本文强调价格型的货币政策工具应对流动性冲击导致的金融危机，而并非 DEFK 模型所强调的数量型工具，其主要原因在于：第一，数量宽松货币政策工具一旦启动便很难退出；第二，国家“十三五”规划已经明确提出了“完善货币政策操作目标、调控框架和传导机制，构建目标利率和利率走廊机制，推动货币政策由数量型为主向价格型为主转变”，因此，探讨价格型的货币政策更加适合我国当前的发展阶段和货币政策操作的发展目标。尽管本文的模型主要参照了 DEFK 模型的设定，但与 DEFK 模型的其他不同之处以及本文的创新和边际贡献主要体现在以下三点：

第一，DEFK 模型强调单一的非常规货币政策的作用，本文则在货币财政政策二者协调的作用下，强调常规货币政策的作用，即一个盯住资产价格的利率规则仍然可以发挥稳定经济的作用。DEFK 模型的研究表明，当流动性冲击使得名义政策利率触及到 ZLB（Zero Lower Bound）时，传统的货币政策将无法发挥作用，也就是说通过传统的公开市场操作工具已无法再降低基准利率时，此时采用非常规的货币政策，通过扩大中央银行的资产负债表来购买私人资产，一方面可以通过增加资本市场的需求来稳定资产的价格，同时也为市场注入了流动性的资产。本文的研究主要集中在财政政策与货币政策的协调，将财政政策工具设定为盯住资产流动性的一揽子税收，当流动性冲击使得名义利率可能触及到 ZLB 时，应对的减税政策将增加政府的财政负担，为平衡财政预算将增加政府债券的发行，这一方面为市场注入了流动性的资产，债券发行的增加还有助于提高名义利率，从而扩大货币政策的操作空间，降低名义利率触及到 ZLB 的概率，常规货币政策在财政政策的支持下仍然可以发挥作用。

第二，DEFK 模型考虑的是在一个确定性的经济环境中，一个未预见到的（Unanticipated）流动性冲击对经济的影响，其中的流动性冲击并不是随机的，仅仅只是一次性的冲击；本文模型则在 DEFK 模型的基础之上，考虑的是一个随机的经济环境，流动性冲击由于是随机的，每一期都有可能发生流动性冲击，即存在流动性风险。因此，本文在计算模型稳态时考虑了流动性冲击的风险，即计算内生变量的随机稳态（Stochastic Steady State），并基于随机稳态的政策函数（Policy Function）计算脉冲响应函数，如果忽略了流动性冲击的风险渠道，将会低估流动性冲击对资产价格和产出带来的影响¹。

第三，本文通过对投资调整成本参数调整到一个更合理的取值，直接解决了 DEFK 模型及其底层的 KM 模型的缺陷。正如 Shi（2015）所指出的，KM 模型中负的流动性冲击会导致资产价格上升这一与经验事实不一致的不合意结果。DEFK 模型中只有当流动性冲击足够大时，并且通过使名义利率触及到 ZLB 时才能产生资产价格下降的合意结果。本文发现当投资调整成本足够大时，流动性冲击会导致投资品的价格更大程度的下降，那么投资品生产部门的利润也会大幅下降，进而导致资本的红利减少，从而使资产的价格下降。

本文余下部分构成如下：第二部分将详细介绍本文的模型；第三部分介绍模型的参数与随机稳态的计算；第四部分分别模拟货币政策和财政政策单独行动和共同应对流动性冲击的作用；第五部分将对本文进行一个简单的总结并展望进一步的研究方向。

二、基本模型

¹ 随机稳态又称风险稳态（Risky Steady State），计算方法可参见 Coeurdacier et al（2011）、de Groot（2013）和 Meyer-Gohde（2015）等研究，而风险渠道被证实是一个很重要的机制（Gertler et al, 2012；de Groot, 2014）。

本文参照 DEFK 的模型设定，假设代表性家庭分布在 $[0,1]$ 之间由无数个成员构成，每个成员用标量 j 表示，假设对于 $j \in [0, \chi)$ 这部分的成员拥有投资机会并成为企业家经营一家企业，对于 $j \in [\chi, 1]$ 这部分的成员则没有投资机会并成为工人。同时，用于消费和投资的最终产品用中间产品进行生产，最终产品生产部门是完全竞争的，垄断竞争的中间产品生产部门由分布在 $[0,1]$ 之间无数个生产商构成，每个中间产品生产商用标量 z 表示。

(一) 家庭

家庭的目标函数为最大化：

$$\mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left[\frac{1}{1-\sigma} C_s^{1-\sigma} - \frac{\omega}{1+\eta} \int_{\chi}^1 H_s^{1+\eta}(j) dj \right] \quad (1)$$

其中， \mathbb{E} 为预期算子， β 为时间偏好， C_t 为家庭的总消费， σ 为消费的跨期替代弹性， $H_t(j)$ 为家庭成员 j 的劳动供给， $1/\eta$ 为劳动供给的 Frisch 弹性， ω 用以刻画劳动供给在效用函数中的相对权重。为了引入工资粘性，假设家庭部门每个成员提供的劳动力是异质性的，家庭成员因此具有工资定价的能力。为了便于分析，假设存在一个完全竞争的劳动联盟，劳动联盟将家庭提供的劳动通过 CES 函数打包后提供给中间产品生产商，即：

$$H_t = \left[(1-\chi)^{-\lambda_w/(1+\lambda_w)} \int_{\chi}^1 (H_t(j))^{1/(1+\lambda_w)} dj \right]^{1+\lambda_w} \quad (2)$$

这里加入了参数部分 $(1-\chi)^{-\lambda_w/(1+\lambda_w)}$ ，保证了在对称性均衡下有 $H_t = H_t(j)$ 。中间产品生产商 z 的劳动需求为 $H_t(z)$ ，劳动力市场出清条件意味着：

$$H_t = \int_0^1 H_t(z) dz \quad (3)$$

家庭在 t 期期初在资本市场持有的净股权为：

$$N_t = K_t + N_{P,t} - N_{S,t} \quad (4)$$

其中， K_t 为由家庭持有的资本存量， $N_{P,t}$ 和 $N_{S,t}$ 为分别为在资本市场上买入和卖出的股权。家庭部门的资产负债表由表 1 给出。

表 1 家庭部门的资产负债表构成

资产	负债
债券： B_t/P_t	股权发行： $q_t N_{S,t}$
股权购买： $q_t N_{P,t}$	
资本存量： $q_t K_t$	
	资净产： $q_t N_t + B_t/P_t$

其中, q_t 为股权的价格, B_t 为家庭持有的由政府发行的名义债券。资本市场每单位股权将获得的红利为:

$$r_{K,t} = Z_t + (D_t + D_{I,t})/K_t \quad (5)$$

其中, Z_t 为资本的租金, D_t 和 $D_{I,t}$ 分别为中间产品生产商和资本品生产商的利润。另外, 在 t 期期初, 每个家庭成员 j 的现金流约束为:

$$C_t(j) + P_{I,t}I_t(j) + q_t[N_{t+1}(j) - I_t(j)] = [r_{K,t} + (1 - \delta)q_t]N_t + \frac{r_{t-1}B_t - B_{t+1}(j) + W_t(j)H_t(j)}{P_t} - \tau_t \quad (6)$$

其中, r_{t-1} 为债券的名义利率, $W_t(j)$ 为名义工资, τ_t 为一揽子税收。企业家作为具有投资机会的家庭成员, 其持有的股权面临着流动性约束, 即:

$$N_{t+1}(j) \geq (1 - \theta)I_t(j) + (1 - \phi_t)(1 - \delta)N_t \quad (7)$$

流动性约束条件表明, 企业家以 $P_{I,t}$ 的价格购买投资品 $I_t(j)$ 从而获得这部分股权时, 只能卖出 $\theta I_t(j)$ 比例的股权, 并且只能卖出 ϕ_t 比例的已经持有的股权 $(1 - \delta)N_t$ ¹。流动性变量 ϕ_t 偏离稳态 ϕ 的部分服从 AR(1) 过程:

$$\phi_t - \phi = \rho_\phi(\phi_{t-1} - \phi) + \sigma_\phi \epsilon_{\phi,t} \quad (8)$$

其中, $\epsilon_{\phi,t}$ 是一个服从标准正态分布的白噪声, σ_ϕ 是 ϕ_t 条件标准差, 用以刻画流动性冲击的大小, 即流动性风险的程度。

均衡时, 对于 $j \in [0, \chi]$ 这部分具有投资机会的家庭成员来说, 即企业家有: $C_t(j) = 0$, $B_{t+1}(j) = 0$, 且 $N_{t+1}(j) = (1 - \theta)I_t(j) + (1 - \phi_t)(1 - \delta)N_t$ 。将其代入到 (6) 式可以获得企业家 j 的投资为 $I_t(j) = \frac{[r_{K,t} + (1 - \delta)\phi_t q_t]N_t + r_{t-1}B_t/P_t - \tau_t}{P_{I,t} - \theta q_t}$, 将其加总后可以得到总的投资为:

$$I_t = \int_0^\chi I_t(j) dj = \chi \frac{[r_{K,t} + (1 - \delta)\phi_t q_t]N_t + r_{t-1}B_t/P_t - \tau_t}{P_{I,t} - \theta q_t} \quad (9)$$

加总企业家和工人的预算约束可以得到整个家庭部门的预算约束为:

$$C_t + P_{I,t}I_t + q_t[N_{t+1} - I_t] + \frac{B_{t+1}}{P_t} = [r_{K,t} + (1 - \delta)q_t]N_t + \frac{r_{t-1}B_t}{P_t} + \int_\chi^1 \frac{W_t(j)}{P_t} H_t(j) dj - \tau_t \quad (10)$$

家庭选择 $\{C_t, B_{t+1}, N_{t+1}\}$ 最大化 (1) 式并约束于预算约束 (10) 式和投资约束 (9) 式, 可以得到一阶条件如下:

$$\mathbb{E}_t[\Lambda_{t,t+1} R_t(1 + \Omega_t)] = 1 \quad (11)$$

¹ 有关资产流动性约束的讨论, 可参见 KM 和 DEFK 模型中的详细论述。

$$\mathbb{E}_t \left[\Lambda_{t,t+1} R_{K,t+1} \left(1 + \Omega_t \frac{r_{K,t+1} + (1-\delta)\phi_{t+1}q_{t+1}}{r_{K,t+1} + (1-\delta)q_{t+1}} \right) \right] = 1 \quad (12)$$

其中, $\Lambda_{t,t+1} = \beta(C_{t+1}/C_t)^{-\sigma}$ 为家庭的随机贴现因子, $R_t = r_t/\pi_{t+1}$ 为债券的实际利率, $\Omega_t = \chi \frac{q_{t+1} - P_{I,t+1}}{P_{I,t+1} - \theta q_{t+1}}$ 为由 Krishnamurthy & Vissing-Jorgensen (2012) 定义的债券的便利性收益 (Convenience Yield)。由 (11) 式和 (12) 式可得:

$$\mathbb{E}_t [\Lambda_{t,t+1} (1 + \Omega_t) (R_{K,t+1} - R_t)] = \mathbb{E}_t [\Lambda_{t,t+1} \Omega_t R_{K,t+1} (1 - \delta) (1 - \phi_{t+1}) q_{t+1}]$$

在确定性稳态有 $R_K - R = \chi \frac{(1-\delta)(1-\phi)}{1-\theta q + \chi(q-1)} (q-1)qR_K$, 即非流动性资产 N_t 与流动性资产 B_t 收益之间的溢价, 即流动性溢价。当 $q = 1$ 时, 有 $R_K = R$, 那么流动性溢价则为零。由于非流动性资产同时也是风险资产, 那么 $R_{K,t+1}$ 的随机稳态值 $\mathbb{E}[R_K]$ 即风险资产预期的收益与流动性无风险资产的收益之间的溢价 $\mathbb{E}[R_K] - R$, 除了流动性溢价外还包括风险溢价的部分。由于 DEFK 模型是考虑的是一个确定性的经济环境中, 那么 $\mathbb{E}[R_K] - R$ 则只包括了流动性溢价; 由于本文考虑的是一个随机经济的环境, 那么 $\mathbb{E}[R_K] - R$ 还包括风险溢价, 而风险溢价则直接与流动性风险 σ_ϕ 的大小呈正相关。 σ_ϕ 的值越大, 则流动性风险越大, 需要更高的风险溢价来收为持有风险资产的补偿, 那么 $\mathbb{E}[R_K] - R$ 的值也就越大。

(二) 最终产品生产商

最终产品生产部门是完全竞争的, 最终产品生产商将差异化的中间产品通过 CES 函数的生产技术生产最终产品, 即:

$$Y_t = \left[\int_0^1 (Y_t(z))^{1/(1+\lambda_p)} dz \right]^{1+\lambda_p} \quad (13)$$

其中, $\lambda_p > 0$ 表示垄断加成, $Y_t(z)$ 为中间产品生产商 z 生产的中间产品。本文这里也假设了存在无穷多个中间产品生产商 z 分布在 $[0,1]$ 之间。中间产品生产商选择中间产品投入 $Y_t(z)$ 最大化其利润 $P_t Y_t - \int_0^1 P_t(z) Y_t(z) dz$, 由此可以得到对中间产品 $Y_t(z)$ 的需求为:

$$Y_t(z) = \left[\frac{P_t(z)}{P_t} \right]^{-(1+\lambda_p)/\lambda_p} Y_t \quad (14)$$

结合 (13) 和 (14) 式, 以及最终产品生产部门完全竞争性质的零利润条件, 可以得到最终产品的价格水平为:

$$P_t = \left[\int_0^1 (P_t(z))^{-1/\lambda_p} dz \right]^{-\lambda_p} \quad (15)$$

(三) 中间产品生产商与产品定价

垄断竞争的中间产品生产商 z 通过向家庭雇佣的劳动和向企业家租借的资本来产生中间产品，生产函数为：

$$Y_t(z) = A_t [K_t(z)]^\alpha [H_t(z)]^{1-\alpha} - \Gamma \quad (16)$$

其中， A_t 、 $K_t(z)$ 和 $H_t(z)$ 分别为技术水平、资本和劳动投入， α 为资本在产出中的份额， Γ 为固定成本。这里假设所有的中间产品生产商生产中间产品需要消耗的固定成本是一样的。由于本文主要探讨流动冲击的影响，因此不考虑技术冲击的影响，并将 A_t 固定为 1。另外，中间产品生产商当期支付的单位实际工资和实际租金分别为 w_t 和 Z_t ，总的成本为 $Cost_t(z) = w_t H_t(z) + Z_t K_t(z)$ 。中间产品生产商最小化成本支出，并约束于（14）式最终产品生产商对其生产的中间产品的需求，可以得到一阶条件如下：

$$\frac{K_t(z)}{H_t(z)} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{w_t}{Z_t} \quad (17)$$

边际成本为：

$$mc_t(z) = mc_t = \frac{1}{A_t} \left(\frac{Z_t}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{w_t}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \quad (18)$$

这里，所有的中间产品生产商的边际成本都是一样的，同时中间产品生产商 z 的名义利润为 $P_t(z)Y_t(z) - P_t mc_t Y_t(z)$ ，那么实际利润可表达为：

$$D_t(z) = [P_t(z)/P_t - mc_t] Y_t(z) \quad (19)$$

根据 Calvo（1983）交错定价的方法，假设当期只有 $1 - \zeta_p$ 比例的中间产品生产商可以调整价格，最终可以得到通胀水平 $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ 的决定方程如下（具体推导由附录 A 给出）：

$$\left(\frac{1 - \zeta_p \pi_t^{-1/\lambda_p}}{1 - \zeta_p} \right)^{-\lambda_p} = \frac{X_{1p,t}}{X_{2p,t}} \quad (20)$$

其中， $X_{1p,t}$ 和 $X_{2p,t}$ 的递归方程分别为： $X_{1p,t} = C_t^{-\sigma} Y_t mc_t + \beta \zeta_p \mathbb{E}_t \left[\pi_{t+1}^{(1+\lambda_p)/\lambda_p} X_{1p,t+1} \right]$ ， $X_{2p,t} = C_t^{-\sigma} Y_t / (1 + \lambda_p) + \beta \zeta_p \mathbb{E}_t \left[\pi_{t+1}^{1/\lambda_p} X_{2p,t+1} \right]$ 。由于所有中间品生产商的边际成本都是相同的，每个中间产品生产商都会雇佣相同的劳动并租借相同数量的资本，因此可以得到加总后的生产函数为：

$$\Delta_t Y_t = A_t K_t^\alpha H_t^{1-\alpha} - \Gamma \quad (21)$$

其中， Δ_t 为由于交错定价产生的扭曲，表达式为：

$$\Delta_t = \zeta_p \Delta_{t-1} \pi_t^{(1+\lambda_p)/\lambda_p} + (1 - \zeta_p) \left(\frac{1 - \zeta_p \pi_t^{1/\lambda_p}}{1 - \zeta_p} \right)^{1+\lambda_p} \quad (22)$$

(四) 工资设定

为了引入工资粘性，假设存在一个代表性的竞争性劳动联盟将家庭的异质性劳动转化为同质性的劳动，即通过(2)式实现。劳动联盟给家庭的工人 j 的发放的工资为 $W_t(j)$ ，每单位的同质劳动从中间产品生产商获得名义工资收入 W_t 。由于劳动联盟之间是完全竞争的，零利润条件下有：

$$W_t H_t = \int_{\chi}^1 W_t(j) H_t(j) dj \quad (23)$$

由于家庭具有对工资定价的垄断力量，竞争性劳动联盟在工资 $W_t(j)$ 给定时，选择 $H_t(j)$ 最小化工资成本 $\int_{\chi}^1 W_t(j) H_t(j) dj$ ，从而得到对家庭部门劳动需求的一阶条件如下：

$$H_t(j) = \frac{1}{1-\chi} \left[\frac{W_t(j)}{W_t} \right]^{-(1+\lambda_w)/\lambda_w} H_t \quad (24)$$

将其代入(23)式可以获得工资方程如下：

$$W_t = \left[\frac{1}{1-\chi} \int_{\chi}^1 (W_t(j))^{-1/\lambda_w} dj \right]^{\lambda_w} \quad (25)$$

假设每期有 $1 - \zeta_w$ 比例的家庭可以重新设定工资，其他部分的家庭将保持工资不变，那么可以得到工资通胀水平 $\pi_{w,t} = W_t/W_{t-1}$ 的决定方如下（具体推导由附录B给出）：

$$\left(\frac{1 - \zeta_w \pi_{w,t}^{-1/\lambda_w}}{1 - \zeta_w} \right)^{-\lambda_w + (1+\lambda_w)\eta} = \frac{X_{1w,t}}{X_{2w,t}} \quad (26)$$

$X_{1w,t}$ 和 $X_{2w,t}$ 的递归方程分别为： $X_{1w,t} = \frac{\omega}{(1-\chi)^\eta} H_t^{1+\eta} + \beta \zeta_w \mathbb{E}_t \left[\pi_{w,t+1}^{(1+\lambda_w)(1+\eta)/\lambda_w} X_{1w,t+1} \right]$ ，
 $X_{2w,t} = \frac{1}{1+\lambda_w} C_t^{-\sigma} W_t H_t + \beta \zeta_w \mathbb{E}_t \left[\pi_{w,t+1}^{1/\lambda_w} X_{2w,t+1} \right]$ 。

实际工资的变化为：

$$w_t/w_{t-1} = \pi_{w,t}/\pi_t \quad (27)$$

(五) 投资品生产商

投资品生产商拥有投资技术，其目标函数为：

$$\max: \mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} (\Lambda_{t,t+s} D_{I,s}).$$

其中， $D_{I,t}$ 为投资品生产商的利润，表达式如下：

$$D_{I,t} = P_{I,t} I_t - [1 + f(X_t)] I_t \quad (28)$$

其中, $X_t = I_t/I$, I 为 I_t 的稳态值, $f(X_t)$ 为单位投资品生产的调整成本。另外, 资本的积累方程为:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t \quad (29)$$

投资品生产商最大化目标函数的一阶条件为:

$$P_{I,t} = 1 + f(X_t) + X_t f'(X_t) \quad (30)$$

参照 Christiano et al (2005) 和 Shi (2015) 的研究, 将 $f(X_t)$ 的函数形式设定为 $f(X_t) = 0.5\kappa(X_t - 1)^2$, κ 用以刻画投资调整成本的大小。

(六) 政府部门与财政货币政策

政府部门的预算约束为:

$$q_t N_{g,t+1} + R_{t-1} L_t = [r_{K,t} + (1 - \delta)q_t] N_{g,t} + L_{t+1} + \tau_t \quad (31)$$

其中, $L_{t+1} = B_{t+1}/P_t$ 表示政府的实际债务, $N_{g,t+1}$ 为政府在资本市场上购买的私人发行的股权; τ_t 为向家庭征收的一揽子税收。税收调整规则为:

$$\tau_t - \tau = \psi_\tau (R_{t-1} L_t - RL - N_{g,t}) + \psi_\phi (\phi_t - \phi) \quad (32)$$

其中, L 和 R 分别为实际债券和实际利率的稳态值, $\psi_\tau > 0$ 用来稳定政府的债务, 即当政府的实际债务负担上升时, 税收也将增加。与 DEFK 模型不同的是, 本文在税收政策中增加了对流动性的反应参数 ψ_ϕ , 并设定 $\psi_\phi \geq 0$ 。当流动性变差时, 即 $\phi_t < \phi$ 时减税的力度将更大, 从而在 (31) 式的作用下增加政府债券的发行, 从而为市场注入流动性资产。

货币政策。政府可以采用两种货币政策工具, 第一种是利率政策, 本文考虑一个盯住资产价格的泰勒规则如下:

$$\log\left(\frac{r_t}{r}\right) = \rho_r \log\left(\frac{r_{t-1}}{r}\right) + (1 - \rho_r) \left[\psi_\pi \log\left(\frac{\pi_t}{\pi}\right) + \psi_Y \log\left(\frac{Y_t}{Y}\right) + \psi_q \log\left(\frac{q_t}{q}\right) \right] + \epsilon_{r,t} \quad (33)$$

第二种货币政策工具是数量型的货币政策, 也被称之为 QE 政策, 即政府可以在资本市场上购买私人发行的权益, 参照 DEFK 模型, 政府只在市场流动性受到冲击时才采用此政策工具, 即将其设定为:

$$N_{g,t+1} = \psi_K (\phi_t - \phi) \quad (34)$$

总之, 政府应对流动性冲击的政策由 (32) — (34) 式三种政策规则给出。其中, 税收规则和泰勒规则分别对应的是财政政策和货币政策, (34) 式的数量宽松政策则具有准财政政策的性质。无论政府采用盯住流动性的税收规则还是数量宽松政策, 其政策参数 ψ_ϕ 和 ψ_K 事实上都间

接面临一个共同的约束条件， $L_t \geq 0$ 或 $B_{t+1} \geq 0$ ，即政府债券不能卖空，否则就等价于政府为家庭提供了一笔贷款。因此，在政府债券不能卖空的约束下，那么在一个随机的经济环境中，如果 σ_ϕ 较大时，给定参数 ψ_ϕ 和 ψ_K 时的政策将会触及到该约束；或者，即使 σ_ϕ 不是很大，如果参数 ψ_ϕ 和 ψ_K 的数值较大，对应的政策也将会触及到该约束。一旦政策触及到该约束，那么模型本质上就是一个内性的体制转换（Regime Switch）DSGE 模型，这将增加计算的困难。

（七）市场出清条件

市场出清条件包括劳动力市场、金融市场和产品市场的出清。其中，劳动力市场出清条件由（3）式给出，金融市场出清条件即资本市场的出清条件为：

$$K_{t+1} = N_{g,t+1} + N_{t+1} \quad (35)$$

由于本文的重点不是分析 QE 政策，因此假设 $\psi_K = 0$ ，代入（48）式有 $N_{g,t+1} \equiv 0$ ，进一步可以将（35）式写为 $K_{t+1} = N_{t+1}$ ，这也是本文研究区别于 Negro et al（2017）的重要不同之处。另外，由于不考虑政府支出，产品市场出清条件为：

$$Y_t = C_t + [1 + f(X_t)]I_t \quad (36)$$

三、参数与随机稳态

（一）参数

本文模型的主要参数来自 DEFK 模型，与 DEFK 模型设定的参数主要不同之处在于，由于 DEFK 模型将 κ 取为 0.75 仍然不足以保证流动性冲击对资产价格产生合意的结果，本文将投资调整成本参数 κ 设为 2。同时，Christiano et al（2014）对投资调整成本参数的估计结果为 10.78，因此本文模型将 κ 取值为 2 仍然在合理的区间范围之内。另外，对于政策参数 ψ_ϕ 、 ψ_q 和 ψ_K 先取值为 0，在后文的分析中再重新设定合适的参数。

表 2 参数

参数	数值	经济意义
β	0.993	时间偏好
σ	1	风险厌恶
χ	0.009	拥有投资机会的家庭成员比例
η	1	劳动供给 Frisch 弹性的倒数
ω	1	劳动供给在效用函数中的相对权重

δ	0.024	资本折旧率
α	0.34	资本的份额
κ	2	投资调整成本参数
θ	0.792	借入约束参数
ϕ	0.309	股权流动性的参数
λ_p	0.1	价格加成
λ_w	0.1	工资加成
ζ_p	0.75	价格调整频率的参数
ζ_w	0.75	工资调整频率的参数
ψ_τ	0.1	税收调整政策参数
r_f	0.953	流动性冲击的持续性
r_r	0.8	货币政策的持续性
y_p	1.5	货币政策对通胀的盯住程度
y_Y	0.125	货币政策对产出的盯住程度
ψ_ϕ	0	税收对流动性的盯住程度
ψ_q	0	货币政策对资产价格的盯住程度
ψ_K	0	政府资产购买政策参数

需要特别说明是，本文之所以将投资调整成本的参数 κ 调整到一个更合理的取值，其作用在于可以直接解决 DEFK 模型及其底层的 KM 模型的缺陷。正如 Shi (2015) 所指出的，KM 模型中负的流动性冲击会导致资产价格上升这一与经验事实不一致的不合意结果。DEFK 模型将价格粘性、工资粘性和名义利率 ZLB 的约束同时引入到 KM 模型中，只有足够大的流动性冲击使得名义利率触及 ZLB 时才能产生资产价格下降的合意结果，如果名义利率不能触及到 ZLB 则资产价格仍会上升。本文通过直接调整投资调整成本的参数 κ ，则可以解决其缺陷。其作用机制在于：投资调整成本越大，意味着投资的实际刚性越大，流动性冲击下投资相对更加稳定，投资潜在的波动则由投资品的价格 $P_{I,t}$ 吸收并表现出更大的更大波动。因此，投资调整成本越大，流动性冲击会导致投资品价格 $P_{I,t}$ 更大程度下降，投资品生产部门的利润 $D_{I,t}$ 也会大幅下降，进而导致资本的红利减少，从而使资产的价格下降。

(二) 流动性风险与随机稳态

为了更好的理解流动性风险如何影响资产价格，本文这一部分模拟了 σ_ϕ 在0—0.02之间取值时对应的资产价格等变量的随机稳态值。模拟结果显示，当 σ_ϕ 的取值变大即流动性风险增加时，资产价格 q 的随机稳态值越低，债券的名义利率 r 的随机稳态值也越低；同时，风险资产的溢价 $E[R_K] - R$ 和流动性溢价 Ω 的随机稳态值也越大（见图1）。模拟结果与前面模型分析的部分相一致。

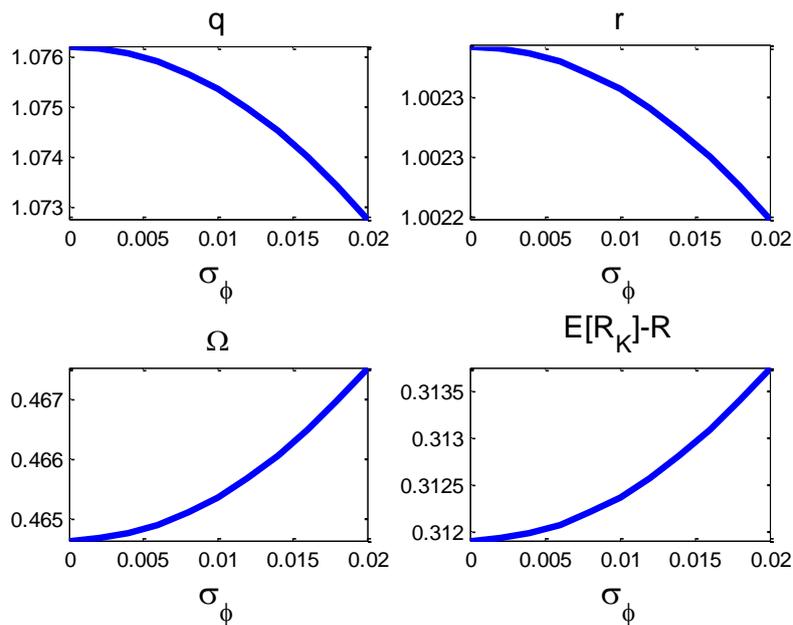


图1 流动性风险与随机稳态

注：其中 q 和 r 的稳态值为绝对水平， Ω 和 $E[R_K] - R$ 的值为百分比。

四、数量分析

（一）流动性冲击下货币政策的作用

本文接下来模拟流动性冲击对经济的影响，以及盯住资产价格的货币政策应对流动性冲击的作用。由于本文取 $\sigma_\phi = 0.01$ ，那么一个标准差的流动性冲击只能使当期 ϕ_t 从稳态水平0.309下降到0.299，这样一个较小的流动性冲击对经济产生的影响不会太大，因此本文模拟5倍标准差的冲击对经济产生的影响，即当期的 ϕ_t 将从稳态水平0.309下降到0.259。在一个不考虑风险的模型中， $\sigma_\phi = 0.01$ 时的一个5倍标准差冲击和 $\sigma_\phi = 0.05$ 时的一个1倍标准差冲击都会使当期的 ϕ_t 将从稳态水平0.309下降到0.259，并且对经济的影响是一样的。然而，在一个存在流动性风险的随机经济环境中，二者则是不一样的，这主要体现在：第一，在 $\phi_t \in [0,1]$ 的约束下，

并在 (8) 式决定的 ϕ_t 变化规律下使得 σ_ϕ 也存在的约束, 否则 ϕ_t 的变化将会超出其约束空间, 比如当 $\sigma_\phi = 0.05$ 时 ϕ_t 就不再满足 $\phi_t \in [0, 1]$ 的约束; 第二, σ_ϕ 大小本身代表着流动性风险的大小, 会影响资产价格等内生变量随机稳态值, 进一步影响流动性冲击对内生变量的脉冲响应路径。因此, 本文选择 $\sigma_\phi = 0.01$ 时的一个 5 倍标准差冲击对经济的影响。另外, DEFK 模型模拟了当期 ϕ_t 突然下降 0.218 对经济的影响, 这将是一个很大的流动性冲击。为了更好的理解盯住资产价格的货币政策的作用, 本文分别将 ψ_q 取 0、0.02 和 0.05, 以此来比较货币政策不同强度的相对作用, 模拟结果见图 2。

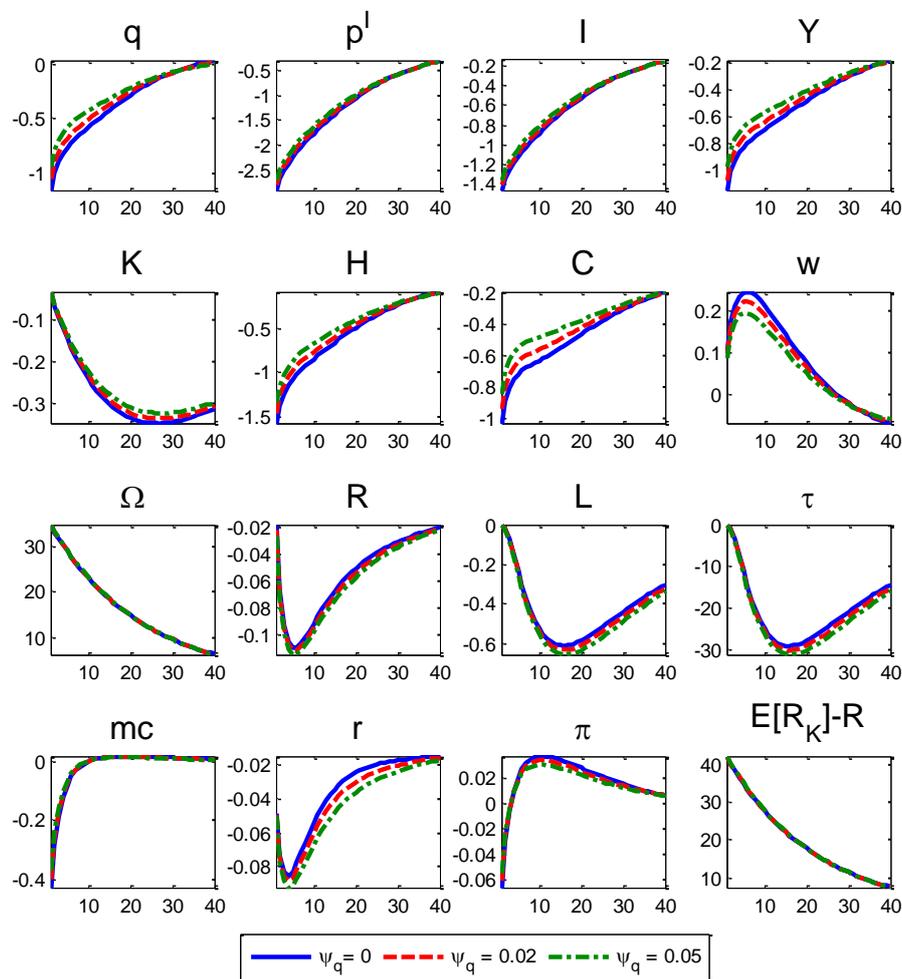


图 2 流动性冲击下盯住资产价格的利率政策的作用

注: 内生变量的变化均是对随机稳态的对数偏离的百分数。比如, 对内生变量 x_t 而言, 脉冲响应函数对应的是 $100 * \log(x_t/x_{SSS})$, x_{SSS} 为变量的随机稳态。后图将不再单独说明。

模拟结果显示，当 $\psi_q = 0$ 时，即货币政策不盯住资产价格时，一个5倍标准差的流动性冲击会导致资产价格当期下降约1%，当期的产出和消费水平也都下降约1%，当期投资水平则下降约1.4%。另外，实际利率的下降幅度最高超过0.1%，但同期的名义利率和价格水平的下降幅度相对较小（见图2）。流动性冲击导致消费水平的下降，主要原因在于价格水平下降导致总需求的下降。由于实际利率的下降，政府债务负担也随之降低，这就降低了政府通过发行债券来平衡财政预算的需求，从而导致债券的供给减少。债券供给的减少本身也代表着经济中流动性资产的减少，在资产价格下降和流动性资产减少的共同作用下，导致了投资水平的收缩。另外，流动性冲击增加了家庭对流动性资产即债券的需求，从而提高了债券的便利性收益，风险溢价也随之上升。

总的来说，流动性冲击主要通过资产流动性、资产价格和流动性资产供给三种渠道来影响投资，从而对经济产生影响。将（34）式代入（31）式并取 $\psi_K = 0$ 然后结合（9）式便可以得到：

$$I_t = \chi \frac{[r_{K,t} + (1 - \delta)\phi_t q_t]N_t + L_{t+1}}{P_{I,t} - \theta q_t}$$

因此，可以直接将投资的变化分解为三种渠道：首先，流动性冲击直接降低了资产的流动性，由于 $\partial I_t / \partial \phi_t > 0$ ，资产流动性 ϕ_t 降低能够直接降低投资水平；其次，流动性冲击导致资产价格 q_t 的下降，则通过乘数效应进一步降低投资水平，其乘数效应随着 θ 的增加而增加¹；最后，流动性冲击导致家庭对流动性资产的需求增加，政府债券作为唯一的流动性资产，其利率随着需求的增加而降低，这就降低了政府债务的压力和债券的发行，最终通过流动性资产 L_{t+1} 的供给收缩降低了投资水平。

由于资产的流动性 ϕ_t 是外生的，政府通过政策干预来稳定投资则只能通过资产价格和流动性资产供给这两个渠道来发挥作用。DEFK模型中的数量宽松政策，主要是政府直接购买私人发行的资产，这直接增加了资本市场的需求，有助于资产价格的稳定，这体现出政策通过资产价格的渠道发挥作用；同时，政府购买资产的支出增加，进一步增加了平衡财政预算的压力，在税收政策的力度不够大时，政府需要增加债券的发行为政府的资产购买来融资，这就增加了流动性资产的供给，从而也通过这一渠道来发挥稳定投资的作用。

当货币政策盯住资产价格时，资产价格的下降会使货币当局进一步调低名义利率，这表现在流动性冲击下的名义利率在 $\psi_q = 0.02$ 时下降的幅度相对较大，且在 $\psi_q = 0.05$ 时下降的幅度则

¹ 乘数效应背后的经济机制在于，企业家增加1单位新的投资需要的资金为 $P_{I,t}$ ， $\theta > 0$ 意味着企业家可以将该投资形成的权益卖出 θ 比例，卖出的价格为 q_t ，那么企业家需要的内部资金仅为 $P_{I,t} - \theta q_t$ ，这就类似购买资产的首付形成的杠杆乘数。

相对更大。货币政策通过降低名义利率来稳定价格水平，同时也有助于降低实际利率。价格水平的稳定本身代表着需求的稳定，实际利率的降低通过改变跨期替代关系来降低家庭的储蓄需求并增加当期的消费需求，当期消费需求的增加则在价格粘性的作用下增加了总需求，从而刺激了短期产出的扩张，最终表现在投资和产出在货币政策的干预下相对更加稳定。然而，尽管货币政策的干预对投资的稳定有一定的作用，同时也进一步稳定了资产的价格，但最终对投资的稳定作用并不是特别明显，其主要原因在于：货币政策降低了实际利率，这有助于减少政府的财政负担，最终降低了实际流动性的供给，从而对投资产生一定的收缩作用。这也意味着，当货币政策通过盯住资产价格的利率规则来应对流动性冲击时，如果能够得到财政政策的支持，即通过一个扩张的财政政策来增加财政负担以发行更多的政府债券，这将有助于提高投资水平，进一步稳定资产价格，从而提升货币政策的效果。因此，如果要进一步提升货币政策的效果，在一定程度上也需要财政政策的支持。

（二）流动性冲击下财政政策的作用

为了更好地理解财政政策应对流动性冲击的作用，本文这一部分探讨一个盯住流动性的税收规则对经济稳定的作用，这里分别将 ψ_ϕ 取 0、0.3 和 0.8，以此来比较不同政策力度的相对作用。模拟结果显示，当 $\psi_\phi = 0.3$ 较之与没有财政政策干预（即 $\psi_\phi = 0$ ）时，流动性冲击导致一揽子税收的大幅下降¹，并且税收在 $\psi_\phi = 0.8$ 时下降的幅度更大（见图 3）。税收大幅下降时，政府需要通过发行债券来平衡财政预算，从而增加了债券的发行即实际流动性的供给。债券供给的增加降低了债券的名义利率和实际利率的下降幅度，实际利率的相对更加稳定改变了消费的跨期替代关系，如果没有投资和产出增加产生的收入效应，消费将会由实际利率的更加稳定产生更大程度的下降，因此，消费的稳定主要来自产出稳定产生的收入效应。另外，由于实际流动性供给的增加，家庭可以储存更多流动性资产来应对流动性冲击和未来的流动性风险，从而也降低了流动性资产的便利性收益和风险溢价。

¹ 需要说明的是，当一揽子税收的下降幅度超过 100%时，税收将由正数变成负数，在经济意上就是政府向家庭的征税转变为补贴。

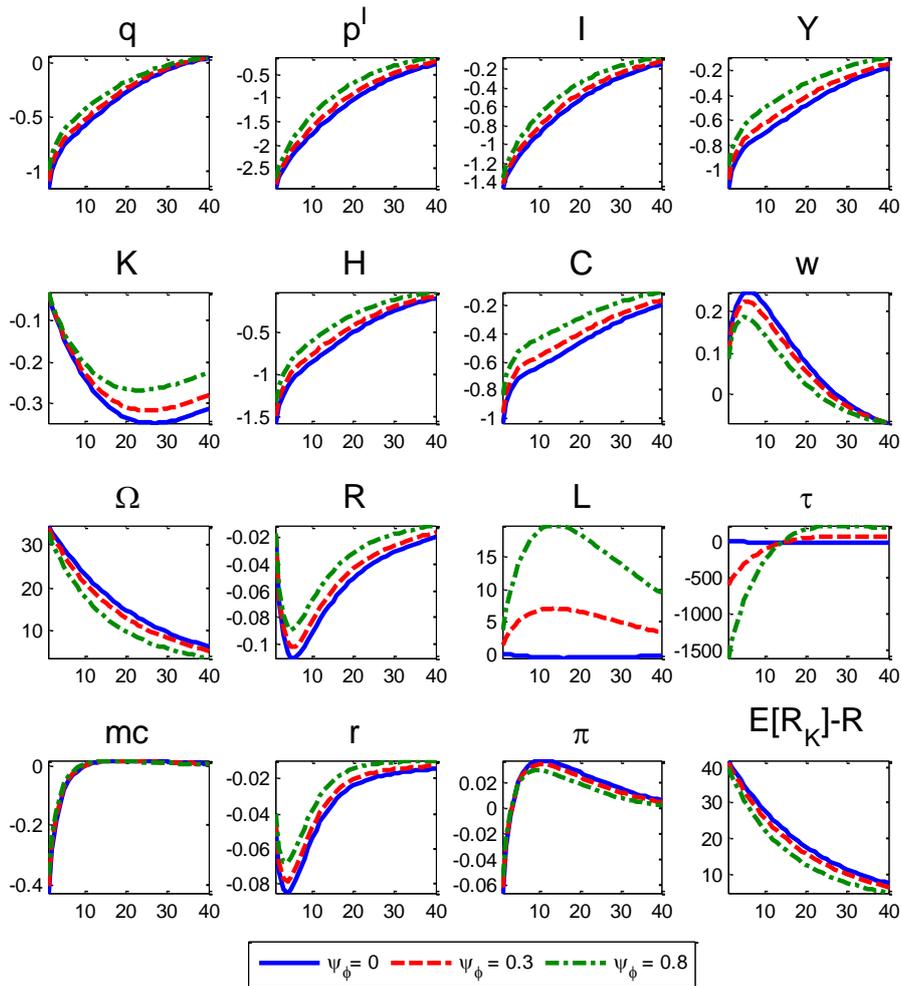


图3 流动性冲击下财政政策的作用

通过调整税收的财政政策来应对流动性冲击，与 DEFK 模型所讨论的通过政府直接购买私人资产的数量宽松政策相比，其影响渠道的相同之处表现在：二者都增加了政府的财政预算压力，政府需要增加融资来平衡财政预算。DEFK 模型的数量宽松政策使得政府既可以通过税收融资，也可以通过发行债券来融资；在本文的税收规则下，政府主要是通过发行债券来融资。因此，税收规则下的财政政策会带来政府增加更多的债券发行，从而增加更多的实际流动性供给，对投资的稳定作用主要体现在增加流动性资产这一渠道。本文与 DEFK 模型不同的影响渠道在于：DEFK 模型的数量宽松政策直接增加资本市场中对资产的需求，稳定了资产的价格，从而通过资产价格渠道来实现稳定投资的作用；本文中的税收规则由于盯住了流动性，流动性冲击下的减税增加了政府的财政压力，从而主要通过发行债券来增加流动性资产供给这一渠道来稳定投资。

（三）流动性冲击下政策协调的作用

从前面的分析可知：税收规则下的财政政策在流动性冲击时将会增加更多的流动性资产，这对名义利率有更大的稳定作用，从而也为货币政策提供了更大的政策空间。因此，与 DEFK 模型中的数量宽松政策所不同的是，本文的财政政策作用不止体现在增加流动性资产供给方面，还体现在对货币政策的支持上。正是由于盯住流动性的税收规则的财政政策，不但可以在流动性冲击时发挥稳定经济的作用，还能够更大程度上支持货币政策，为货币政策的操作提供更大的政策空间，这也是本文主要讨论这一财政政策的作用及与货币政策协调的原因之一。本文将在这一部分详细讨论财政政策对货币政策的支持及二者的政策协调对于应对流动性冲击的作用。

为了更好的理解财政政策对货币政策的支持作用，本文这一部分分别模拟 $\psi_q = \psi_\phi = 0$ 、 $\psi_q = 0.05$ 且 $\psi_\phi = 0$ 和 $\psi_q = 0.05$ 且 $\psi_\phi = 0.3$ 这三种政策组合应对流动性冲击的作用。当 $\psi_q = 0.05$ 且 $\psi_\phi = 0$ 时，意味着只有货币政策进行干预；当 $\psi_q = 0.05$ 且 $\psi_\phi = 0.3$ 时，即货币政策和财政政策同时发挥作用，这也意味着财政政策不但应对流动性冲击，同时还对货币政策进行支持。模拟结果由图 4 给出。

模拟结果显示，当财政政策与货币政策同时发挥作用时，由于财政政策增加了债券的发行即实际流动性资产的供给，对投资产生了更大的稳定作用，从而增加了资本积累和产出水平（见图 4）。投资的稳定也对资产价格有一定的稳定作用。另外，财政政策的支持使得名义利率下降的幅度相对更小，这主要是债券的发行在财政政策的作用下有一定程度上的增加，从而对名义利率有一定的推升作用，阻止了名义利率的大幅下降。名义利率的相对稳定，进一步稳定了实际利率，通过改变消费的跨期替代关系，从而当期的消费产生了负面的影响，消费最终表现出的相对稳定则主要是来自于投资和产出增加带来的收入效应。

前面的分析表明，如果货币政策盯住资产价格的力度较大时，即 ψ_q 的数值相对较大时，资产价格将会更加稳定，其代价将是名义利率将变得更加不稳定，那么流动性冲击将可能导致货币政策受到约束，即名义利率触及到 ZLB 的约束。然而，当财政政策通过一个盯住流动性的税收规则发挥作用时，可以对名义利率产生一定的稳定作用，这降低了货币政策触及 ZLB 约束的概率，从而为货币政策应对流动性冲击发挥了更大的空间，这也意味着货币政策中对资产价格的盯住程度可以在 $\psi_q = 0.05$ 的基础上进一步提高。财政政策支持货币政策的同时，需要付出的代价是政府的债务水平变得更加不稳定。

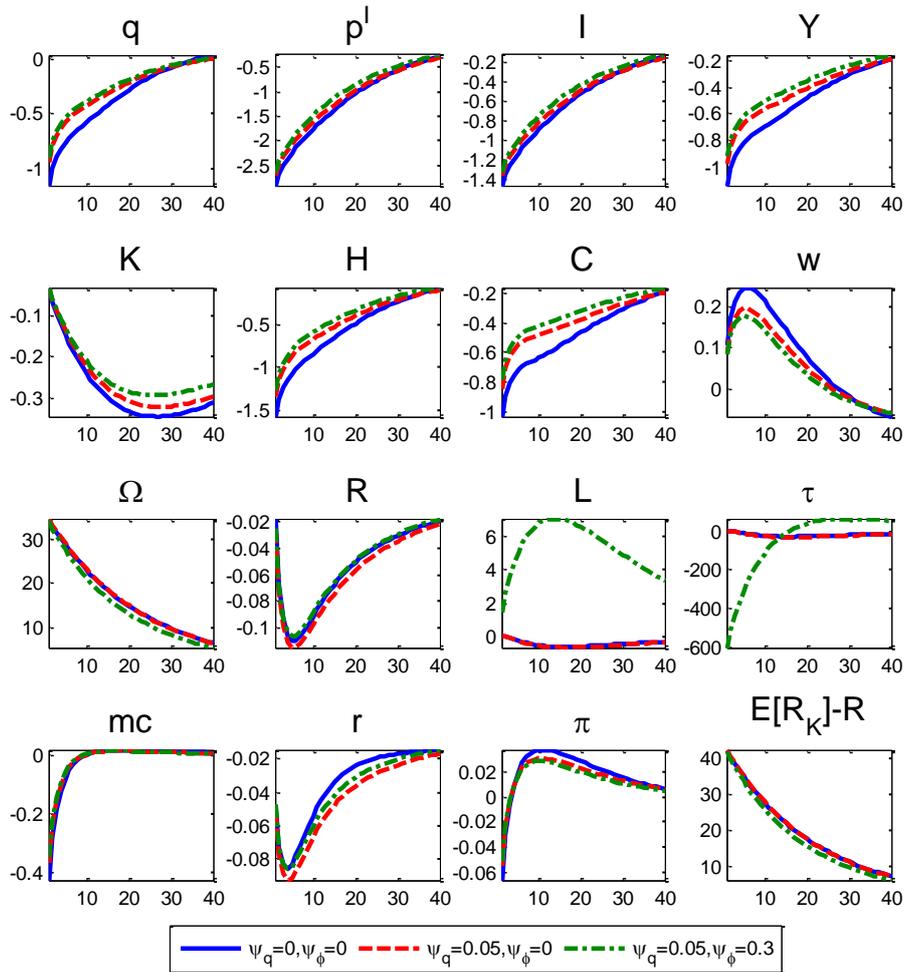


图 4 流动性冲击下货币政策与财政政策的协调作用

根据 Leeper (1991) 对财政政策与货币政策协调的讨论，当 ψ_τ 足够小时，即财政当局拒绝通过税收来调整财政赤字，即主动的财政政策，那么政府债务的稳定则需要货币政策来实现，即通过一个对通胀缺口反应力度更小的利率规则来实现（即一个更小的 ψ_π ），那么价格水平将变得更加不稳定，从而稳定政府的实际债务水平，货币政策此时处于被动地位。反之，主动的货币政策通过一个更大的 ψ_π 来实现价格水平的稳定，政府债务的稳定则需要一个更大的 ψ_τ 来实现，即主动的货币政策与被动的财政政策之间的配合。本文的财政政策中的税收规则增加了对流动性的反应，货币政策中也增加了对资产价格的反应，二者的共同结果是增加了价格的稳定并同时放大了政府债务的不稳定性。因此，盯住资产价格的货币政策增加了货币政策的主动性，盯住流动性的税收规则增加了财政政策的主动性。

总之，货币财政政策的协调有助于应对由流动性冲击导致的金融危机。基于 Leeper (1991) 框架的研究强调二者协调主要是为了实现通胀水平的稳定（如：Leeper & Leith,

2016; Bhattarai et al, 2016; Miller, 2016; Bianchi & Melosi, 2019 等), 本文的研究主要强调两大政策协调在实现资产价格稳定的作用, 即维护金融稳定的财政因素不可忽视。

五、总结与进一步研究方向

本文在 DEFK 模型基础上讨论货币政策与财政政策应对流动性冲击的作用, 以及两大政策的协调如何能够产生更强的政策效果。本文研究的主要意义和贡献在于: 本文回答了财政政策应对流动性冲击的作用机制, 当流动性冲击影响资产价格并导致经济衰退时, 减税政策最终可以提高名义利率, 从而为货币政策稳定经济提供更大的操作空间, 这对当前全球正在和即将采取扩表政策的央行具有重要的政策启示, 应加强与财政政策的协调而不是单独行动。在我国的实践中, 国家“十三五”规划就明确提出了“增加财政货币政策协调性”, 由于我国国债的流动性相对较差, 使其难以成为货币政策公开市场操作的理想对象, 增加了货币政策操作过程中与财政政策协调的困难。因此, 丰富国债期限品种、提高国债的流动性, 将有助于促进两大政策在操作层面上的协调。同时, 我国国务院金融稳定发展委员会成员单位还囊括了财政部门, 这说明维护金融稳定不能忽视财政的作用, 这也有利于货币政策和财政政策在政策制定层面的协调, 本文研究也正好支持了货币政策与财政政策协调在维护资产价格稳定和金融稳定方面的作用。

另外, 由于 DEFK 模型已对数量宽松政策进行了深入的分析, 本文因而不再单独讨论, 而且本文的模型中考虑了财政政策的支持, 常规的利率政策仍然可以发挥稳定作用, 也就不需要数量宽松政策来对经济进行干预。当然, 数量宽松政策与财政政策的协调也是值得进一步深入研究的主题, 特别是当引入央行资产负债表并且使央行和财政这二者的预算约束相分离时

(Park, 2015), 这又将延伸到央行资产负债表工具的作用条件与边界等问题的研究 (Curdia & Woodford, 2011)。本文的财政政策没有考虑政府的财政约束, 并不代表本文的结论支持当前流行的所谓“现代货币理论” (Wray, 2015), 因为该理论认为财政支出不应受到债务上限的政策约束。考虑政府的财政约束时, 财政政策空间将会受到由政策或市场决定的债务上限的约束, 那么应对流动性冲击的财政政策对货币政策只能提供有限的支持。如果财政政策不能突破债务上限并且需要其对货币政策提供更大的支持时, 就会产生债务违约的问题。因此, 在本文的框架下引入政府的债务约束和违约问题, 以及扩展到开放经济的环境中, 进一步探讨应对流动性冲击的货币政策和财政政策的协调, 将是重要的研究主题和进一步的研究方向。

参考文献

- [1] 陈小亮 马啸, 2016: 《“债务-通缩”风险与货币政策财政政策协调》, 《经济研究》第8期。
- [2] 刘斌, 2009: 《物价水平的财政决定理论与实证研究》, 《金融研究》第8期。
- [3] 刘金全 张龙, 2019: 《新中国70年财政货币政策协调范式: 总结与展望》, 《财贸经济》第9期。
- [4] 杨源源 于津平 尹雷, 2019: 《中国财政货币政策协调配合范式选择》, 《财贸经济》第1期。
- [5] Ajello, A.(2016), “Financial intermediation, investment dynamics, and business cycle fluctuations”, *American Economic Review* 106(8): 2256-2303.
- [6] Apergis, N. et al(2015), “Does stock market liquidity explain real economic activity? New evidence from two large European stock markets”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 38(1): 42-64.
- [7] Bacchetta, P. et al(2018), “Self-fulfilling debt crises: What can monetary policy do?”, *Journal of International Economics* 110(1): 119-134.
- [8] Bhattarai, S. et al (2016), “Policy regimes, policy shifts, and US business cycles”, *Review of Economics and Statistics* 98(5): 968-983.
- [9] Bhattarai, S.(2016), “Some unpleasant central bank balance sheet arithmetic”, University of Texas, Austin.
- [10] Bianchi, F.&L. Melosi(2019), “The dire effects of the lack of monetary and fiscal coordination”, *Journal of Monetary Economics* 104(1): 1-22.
- [11] Brunnermeier, M. K.(2009), “Deciphering the liquidity and credit crunch 2007-2008”, *Journal of Economic Perspectives* 23(1): 77-100.
- [12] Calvo, G. A.(1983), “Staggered prices in a utility-maximizing framework”, *Journal of monetary Economics* 12(3): 383-398.
- [13] Christiano, L. et al(2005), “Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy”, *Journal of Political Economy* 113(1): 1-45.
- [14] Christiano, L. et al(2014), “Risk shocks”, *American Economic Review* 104(1): 27-65.
- [15] Cochrane, J. H.(2001), “Long-term debt and optimal policy in the fiscal theory of the price level”, *Econometrica* 69(1): 69-116.
- [16] Coeurdacier, N. et al(2011), “The risky steady state”, *American Economic Review* 101(3): 398-401.
- [17] Corsetti, G. & L. Dedola(2016), “The mystery of the printing press: Monetary policy and self-fulfilling debt crises”, *Journal of the European Economic Association* 14(6): 1329-1371.
- [18] Correia, I. H. et al(2013), “Unconventional fiscal policy at the zero bound”, *American Economic Review* 103(4): 1172-1211.
- [19] Curdia, V. & M. Woodford(2011), “The central-bank balance sheet as an instrument of monetary policy”, *Journal of Monetary Economics* 58(1): 54-79.
- [20] Del Negro, M. et al(2017), “The great escape? A quantitative evaluation of the Fed's liquidity facilities”, *American Economic Review* 107(3): 824-57.
- [21] de Groot, O.(2013), “Computing the risky steady state of DSGE models”, *Economics Letters* 120(3): 566-569.
- [22] de Groot, O.(2014), “The risk channel of monetary policy”, *International Journal of Central Banking* 10(2): 115-160.
- [23] Evans, G. W.(2013), “The stagnation regime of the New Keynesian model and recent US policy”, in: T. J. Sargent & J. Vilmunen (eds), *Macroeconomics at the Service of Public Policy*, Oxford University Press.
- [24] Gertler, M. & P. Karadi(2011), “A model of unconventional monetary policy”, *Journal of Monetary Economics* 58(1): 17-34.
- [25] Gertler, M. et al(2012), “Financial crises, bank risk exposure and government financial policy”, *Journal of Monetary*

Economics 59(1): S17-S34.

- [26] Gertler, M., & P. Karadi(2013), “QE 1 vs. 2 vs. 3...: A framework for analyzing large-scale asset purchases as a monetary policy tool”, *International Journal of Central Banking* 9(1): 5-53.
- [27] Gutkowski, V.(2018), “Sovereign illiquidity and recessions”, *SSRN*, doi.org/10.2139/ssrn.2956138.
- [28] Kara, E. & J. Sin(2018), “The fiscal multiplier in a liquidity-constrained New Keynesian economy”, *The Scandinavian Journal of Economics* 120(1): 93-123.
- [29] Kiyotaki, N. & J. Moore(2012), “*Liquidity, business cycles, and monetary policy*”, NBER Working Paper No. w17934.
- [30] Kiyotaki, N. & J. Moore(2019), “Liquidity, business cycles, and monetary policy”, *Journal of Political Economy* 127(6): 2926-2966.
- [31] Krishnamurthy, A. & A. Vissing-Jorgensen(2012), “The aggregate demand for treasury debt”, *Journal of Political Economy* 120(2): 233-267.
- [32] Leeper, E. M.(1991), “Equilibria under ‘active’ and ‘passive’ monetary and fiscal policies”, *Journal of Monetary Economics* 27(1): 129-147.
- [33] Leeper, E. M. & C. Leith(2016), “Understanding inflation as a joint monetary–fiscal phenomenon”, in: J. B. Taylor & H. Uhlig (eds), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier.
- [34] McMahon, M. et al(2018), “Perils of unconventional monetary policy”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 93(1): 92-114.
- [35] Meyer-Gohde, A.(2015), “Risk-sensitive linear approximations”, mimeo, Hamburg University.
- [36] Miller, D. S.(2016), “Commitment versus discretion in a political economy model of fiscal and monetary policy interaction”, *Journal of Monetary Economics* 84(1): 17-29.
- [37] Molteni, F. (2015), “*Liquidity, government bonds and sovereign debt crises*”, CEPII Working Paper No. 2015-31.
- [38] Park, S. G. (2015), “Central banks quasi-fiscal policies and inflation”, *International Journal of Central Banking* 11(2): 199-236.
- [39] Shi, S. (2015), “Liquidity, assets and business cycles”, *Journal of Monetary Economics* 70(1): 116-132.
- [40] Sin, J.(2016), “*The fiscal multiplier in small open economy: The role of liquidity frictions*”, IMF Working Paper No. 16/138.
- [41] Smets, F. & R. Wouters(2007), “Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach”, *American Economic Review* 97(3): 586-606.
- [42] Wray, L. R.(2015), *Modern Money Theory: A Primer on Macroeconomics for Sovereign Monetary Systems*. Springer.

附录 A 价格方程 (20) 式的推导

中间品生产商对中间产品具有定价能力，假设在 t 期选择价格 $P_t(z) = P_t^*(z)$ ，然后在未来各期一直保持不变，基于 t 期定价产生的利润流为 $D_{t,s}(z) = \left[\frac{P_t^*(z)}{P_s(z)} - mc_s \right] Y_s(z)$ ， $s \geq t$ 。根据 Calvo (1983) 交错定价的方法，假设当期只有 $1 - \zeta_p$ 比例的中间产品生产商可以调整价格，这也意味着当期一旦选择了价格之后，下一期不调整价格的概率为 ζ_p ，那么当期对产品定价 $P_t(z) = P_t^*(z)$ 产生的利润现值为 $V_t(z) = \mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} [\zeta_p^{s-t} \Lambda_{t,s} D_{t,s}(z)]$ ，展开后最终可以写成如下形式：

$$V_t(z) = \mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} (\beta \zeta_p)^{s-t} C_s^{-\sigma} C_t^{\sigma} \left[\frac{P_t^*(z)}{P_s(z)} - mc_s \right] \left[\frac{P_t^*(z)}{P_s(z)} \right]^{-(1+\lambda_p)/\lambda_p} Y_s$$

中间品生产商选择 $P_t^*(z)$ 最大化 $V_t(z)$ ，可以得到一阶条件如下：

$$\mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} (\beta \zeta_p)^{s-t} C_s^{-\sigma} \left[\frac{P_t^*(z)}{P_s(z)} - (1 + \lambda_p) mc_s \right] Y_s = 0 \quad (\text{A1})$$

由于所有中间品生产商面临着相同的定价问题，对称性均衡下有 $P_t^*(z) = P_t^*$ 。将 $p_t^* = P_t^*/P_t$ 记为相对价格，将其代入 (A1) 式有：

$$\mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} (\beta \zeta_p)^{s-t} C_s^{-\sigma} [p_t^*/\pi_{t,s} - (1 + \lambda_p) mc_s] (p_t^*/\pi_{t,s})^{-(1+\lambda_p)/\lambda_p} Y_s = 0 \quad (\text{A2})$$

其中， $\pi_{t,s} = P_s/P_t$ ，由 (15) 式可得：

$$(1 - \zeta_p)(p_t^*)^{-1/\lambda_p} + \zeta_p(1/\pi_t)^{-1/\lambda_p} = 1 \quad (\text{A3})$$

结合 (A2) 和 (A3) 式可得，

$$\left(\frac{1 - \zeta_p \pi_t^{-1/\lambda_p}}{1 - \zeta_p} \right)^{-\lambda_p} = \frac{X_{1p,t}}{X_{2p,t}} \quad (\text{A4})$$

其中，

$$X_{1p,t} = C_t^{-\sigma} Y_t mc_t + \beta \zeta_p \mathbb{E}_t \left[\pi_{t+1}^{(1+\lambda_p)/\lambda_p} X_{1p,t+1} \right] \quad (\text{A5})$$

$$X_{2p,t} = C_t^{-\sigma} Y_t / (1 + \lambda_p) + \beta \zeta_p \mathbb{E}_t \left[\pi_{t+1}^{1/\lambda_p} X_{2p,t+1} \right] \quad (\text{A6})$$

附录 B 工资方程 (26) 式的推导

假设每期有 $1 - \zeta_w$ 比例的家庭可以重新设定工资，其他部分的家庭将保持工资不变，那么目标函数为最大化：

$$\mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} (\beta \zeta_w)^{s-t} \left[\frac{1}{1-\sigma} C_s^{1-\sigma} - \frac{\omega}{1+\eta} \int_{\chi}^1 H_s^{1+\eta}(j) dj \right]$$

可以重设工资的家庭在 t 期选择 $W_t(j) = W_t^*(j)$ 的一阶条件为：

$$\mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} (\beta \zeta_w)^{s-t} C_s^{-\sigma} \left[\frac{W_t^*(j)}{P_s} - \omega(1 + \lambda_w) C_s^{\sigma} H_s^{\eta}(j) \right] H_s(j) = 0 \quad (\text{B1})$$

所有的代表性家庭面临着相同的工资设定问题，对称性均衡下有 $W_t^*(j) = W_t^*$ ，将 $w_t = W_t/P_t$ 记为实际工资水平，同时记 $w_t^* = W_t^*/P_t$ ，并将 (24) 式代入 (B1) 式可得：

$$\mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} (\beta \zeta_w)^{s-t} C_s^{-\sigma} \left[\frac{w_t^*}{\pi_{t,s}} - \omega(1 + \lambda_w) C_s^{\sigma} \left(\left(\frac{w_t^*}{\pi_{t,s} w_s^*} \right)^{-(1+\lambda_w)/\lambda_w} H_s \right)^{\eta} \right] H_s = 0 \quad (\text{B2})$$

由 (25) 式可得实际工资的方程为：

$$(1 - \zeta_w)(w_t^*)^{-1/\lambda_w} + \zeta_w \left(\frac{w_{t-1}}{\pi_t} \right)^{-1/\lambda_w} = w_t^{-1/\lambda_w} \quad (\text{B3})$$

将工资通胀水平定义为 $\pi_{w,t} = W_t/W_{t-1}$ ，代入 (B3) 式得到

$$\left(\frac{1 - \zeta_w \pi_{w,t}^{-1/\lambda_w}}{1 - \zeta_w} \right)^{-\lambda_w + (1+\lambda_w)\eta} = \frac{X_{1w,t}}{X_{2w,t}} \quad (\text{B4})$$

其中，

$$X_{1w,t} = \frac{\omega}{(1-\chi)^{\eta}} H_t^{1+\eta} + \beta \zeta_w \mathbb{E}_t \left[\pi_{w,t+1}^{(1+\lambda_w)(1+\eta)/\lambda_w} X_{1w,t+1} \right] \quad (\text{B5})$$

$$X_{2w,t} = \frac{1}{1+\lambda_w} C_t^{-\sigma} w_t H_t + \beta \zeta_w \mathbb{E}_t \left[\pi_{w,t+1}^{1/\lambda_w} X_{2w,t+1} \right] \quad (\text{B6})$$

Liquidity Shock, Financial Crisis and Monetary and Fiscal Policy Coordination

LU Lei LIU Xue

Abstract: This paper discusses the role of monetary and fiscal policies' coordination on mitigating effects of financial crisis caused by liquidity shocks, based on Del Negro et al (2017). When liquidity shocks leads to economic recessions via drop of asset prices, the fiscal policy of tax reduction can promote nominal interest rate by increasing bond issuance, and hence provide larger operation space for monetary policy with an interest rule targeting on asset price to stabilize the economy. Hence, with the support of fiscal policy, conventional monetary policy instruments can still play the role of stabilization in time of financial crisis driven by liquidity shocks, without the necessary to implement quantitative easing program. The study of this paper has significant implications for the central banks which are taking or in considering the balance sheet expansion policy, and is also meaningful for China's current and future macroeconomic policy.

Key Words: Liquidity Shocks; Financial Crisis; Monetary Policy; Fiscal Policy; Policy Coordination.

平台经济与正在消解的市场扭曲

余文涛¹ 吴士炜²

【摘要】 改革开放以来，我国区域经济发展取得了令人瞩目的成绩，但是，局部地区资源错配现象却依然存在，随着当前我国互联网平台经济迅速崛起，引发人们思考：作为一种跨部门、跨区域的市场交易机制，网络平台经济能否有助于缓解局部地区市场扭曲？基于这一问题思考，文章采用 2009-2017 年我国省际面板数据，借助中介效应回归模型，实证分析网络平台经济对市场扭曲的影响。结果表明，网络平台经济对金融市场错配和技术市场错配具有显著的改善效应，其关键影响机制在于：一方面，作为一种跨区域营销和贸易机制，网络平台经济有利于显著加剧区域内市场竞争；另一方面，作为一种跨区域产业分工与协调机制，网络平台经济还有利于显著提升区域产业专业化水平。在价值链作用下，这种发端于产品市场的机制效应会传递至要素市场，使得人力资源、技术、金融等要素市场的扭曲局面得以改善。实证结果还显示，平台经济的竞争效应仅在私营企业间起显著影响，在国有企业间缺乏显著性。本研究对进一步厘清市场效率变革的原因机制提供一个解释视角，对如何促进市场一体化建设提供政策参考。

【关键词】 平台经济；互联网；市场扭曲；区域发展

一、引言

40 多年的改革开放，我国经济发展取得了令人瞩目的成绩，其中一条重要经验在于市场化改革所带来的效率变革激发出整个经济系统的活力。但是，由于改革不完全性以及地方保护和贸易壁垒的持续存在，导致很多产品尤其是生产要素难以实现跨部门、跨区域自由流动，其结果则是导致市场出现分割和扭曲（张杰，2011；白俊红和卞元超，2016）。市场干预或地方保护仅仅是表象，促使地区市场扭曲的根源在于这种干预导致本地市场竞争受到限制。在一个受限于地理交易空间的经济体中，市场扭曲将通过价格竞争传递至相关利益群体，最终致使社会福利、生产效率及技术创新蒙受损失（陆铭和陈钊，2009；戴魁早，2016），但是，当该经济系统被嵌入到一个可以跨部门、跨区域贸易与分工的网络平台时，地方市场扭曲将会发生何种变化呢？

从现实证据看，2008 年金融海啸以来，全球经济增长出现疲软。根据世界银行的数据，2009-2018 年间全球 GDP 年均增长率为 2.5%，而在此期间，我国 GDP 年均增长率维持在 7.9% 左

¹ 余文涛，福州大学经济与管理学院副教授、博士

² 吴士炜，福州大学经济与管理学院讲师、博士

右，持续领跑世界主要经济体。与此同时，平台经济这种新经济模式得到迅猛发展，成为我国经济增长的新引擎。根据《中国电子商务报告（2018）》的数据，2018年全国电子商务交易额达到31.63万亿元，同比增长8.5%。其中，网上零售方面，我国已连续多年成为全球第一大网络零售大国，网上零售额达9.01万亿元，同比增长23.9%；电子商务服务业营收规模达3.52万亿元，同比增长20.3%；农村网络零售额达1.37万亿元，同比增长30.4%。平台经济正逐步由一种商业现象发展成为产业形态和经济形态。2018年我国有9.9万家规模以上企业借助互联网平台开展电子商务销售或采购活动，占比达10%，其中，住宿和餐饮业的比重最高，达31%。相比传统经济模式，平台经济颠覆性的改变了人类的生产与消费方式，对整合经济资源、优化产业分工、提升行业生产效率起到积极的作用（Armstrong, 2006；李海舰等，2014；韩先锋，2019；鞠雪楠等，2020）。发展平台经济对当前我国正处在新旧动能转换的关键时期，具有重要意义。鉴于此，本文提出一个问题：当前我国迅猛发展的平台经济能否消解经济发展的束缚因素，释放出经济发展新动能，进而带动整个国民经济持续发展？如果答案是肯定的，那么其关键影响机制又是什么？平台经济不仅可以被看作是一种经济现象，也可以被看作是一项政策工具。现有的理论体系能否对这一经济现象给出自洽的解释，并在政策制定中给予恰当的指引，值得深入探讨。

二、文献回顾与理论框架

以往关于市场扭曲的研究主要聚焦在两个方面，一是探讨市场扭曲的原因；二是评估市场扭曲的负面效应。从定义来看，市场扭曲或市场分割是指地方政府为获得本地区利益，借助行政管理手段对本地资源流向外地或者外地资源流向本地进行限制的行为（银温泉和才婉茹，2001）。本质上说，市场扭曲源于地方政府对本地经济系统的干预。地方政府干预本地市场的动机很多，比如地方政府为增加财政收入或者为保护本地国有企业进而设置诸多区际壁垒（戴魁早，2016）。尤其是像我国经济社会处在转型发展过程中，与要素市场扭曲相关的问题屡屡被政府提及（田国强和陈旭东，2018）。除了制度因素，最近有研究指出文化因素也可能是导致市场扭曲的一个重要原因。刘毓芸等（2017）指出地区间方言差异是导致市场分割和资源错配不可忽视的因素。

尽管导致市场扭曲的原因可能是多方面的，但是毋庸置疑，市场扭曲或者市场分割必然会带来诸多负面影响。从直接后果来看，市场扭曲将致使生产效率受损；从间接后果来看，市场扭曲可能会降低人均社会福利水平，从而阻碍企业技术创新，最终束缚产业结构优化升级。张杰等（2011）的研究指出地方政府对要素市场的管制短期内可能有利于经济增长，但是，长时间的市场扭曲将对企业R&D活动产生抑制效应。类似的，曹春方等（2018）的证据支持市场扭曲的资源诅咒效应，即市场扭曲尽管有利于地方国有企业获取更多资源，但是，从长期来看却

降低了本地化国有企业的创新水平。盖庆恩等（2019）认为市场扭曲将直接或间接的降低全要素生产率。如果能消除资本市场福扭曲，我国创新生产效率将提高 20.55%（白俊红和卞元超，2016），劳动力工资、地区环境也将进一步提高（宋马林和金培振，2016；Beladi et al., 2019）。林伯强和杜克锐（2013）强调要素市场扭曲对我国能源效率的提升有显著的负面影响，要素市场扭曲的能源损失量占总能源损失的 24.9%—33.1%之间。

大量研究都指出，要减缓市场扭曲首先应减少政府对市场的干预，促进资源在更广阔的市场空间内自由流动（曹春方等，2015；Behrens et al., 2016；毛海涛等，2018）。但是，要打破本地市场扭曲势必会影响地方政府的短期利益，因而，这种政府直接的、主动的、改革式的做法往往容易遭到多重阻力（张军和范子英，2018）。不过，正如互联网所引发的“羊毛出在猪身上”的商业思维变革，线下市场扭曲可能会因为接入一个看似不相关的平台经济而引发变革。从已有文献来看，目前对市场扭曲的研究比较多的关注其原因机制和经济后果的分析，对如何减缓市场扭曲的分析大多从如何减少政府干预的角度展开分析，针对平台经济与市场扭曲二者之间关系的讨论还比较少，相关经验证据也欠充分。从理论机制上看，尽管互联网平台本身不生产产品，但是，它能促成供求双方跨区域交易与精准匹配，当一个区域的市场受到扭曲时，该区域的互联网平台会进行自我纠正，促进区域资源和要素在全网进行匹配，从而提升经济系统的生产效率。为系统分析平台经济对市场扭曲的影响机制，我们尝试从企业竞争和产业专业化两种机制展开分析，其影响机理如图 1 所示。

首先，平台经济有利于加剧区域内市场竞争，改善资源利用和匹配效率，从而减少区域内资源错配和市场扭曲的发生。造成市场扭曲的严重后果是效率和福利的损失，效率损失是从企业角度来看，福利损失则是从消费角度来看。当市场演化成线下与线上两个市场之后，线下市场扭曲带来的效率与福利损失将难以直接转嫁给当地消费者与生产者，因为线下局部市场的扭曲难以改变整个平台自由交易与竞争的局面，当消费者和厂商可以自由进入在线平台时，容易引发生替代效应，高效率的线上平台会对当地扭曲的线下市场进行效率弥补（余文涛，2019）。一个受到扭曲的地方市场会因为接入互联网平台而产生消费者选择效应与厂商替代效应，从而加剧区域内企业间竞争，进而反向减缓市场扭曲带来的负面效应。经验证据表明，在一个不考虑互联网平台的经济体中，由于受地方保护主义和消费者本地偏好的影响，容易导致资源错配、效率低下等市场扭曲现象（范剑勇和林云，2011），但是，当区域内外企业可以自由进入互联网平台并在一个超区域空间范围内相互竞争时，不同区域间企业要素竞争的配置网络被扩大，自然而然，本地区资源错配效率也被极大的改进（李秦等，2014）。除了突破地理距离限制，平台经济还有利于弱化两个国家因距离问题带来的负面效应，比如，降低贸易成本（鞠雪楠等，2020），促进跨境电商企业出口的扩展边际和集约边际（马述忠等，2019）。研究指出网络平台上卖方间相互竞争将促使企业主动进行技术革新、新产品开发、服务创新等，以满足个性化匹配、瞬时消费、柔性生产的需求，无论从区域层面还是从行业和企业层面，都对生产效率提升

起到积极的影响（Armstrong，2006；曲振涛，2010；韩先锋等，2019；黄群慧等，2019）。表面上看，平台经济为本地区消费者提供了一个产品选择的新机会，进而可能引发线上与线下市场替代效应的发生，实际上，平台经济为企业间跨地域竞争提供新机会，促使不同区域的企业聚拢在一个网络平台上而展开相互竞争，企业间竞争的加剧将有利于提升整个供应链的生产效率，从而促使被扭曲的地方市场得以缓解。

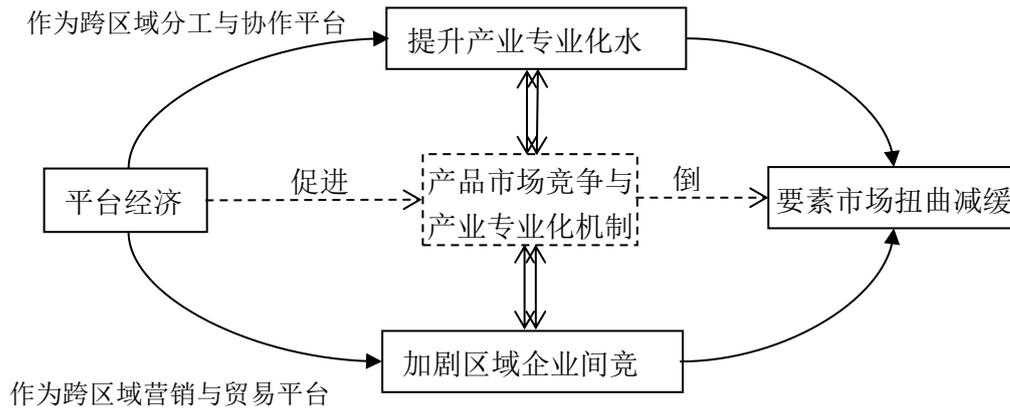


图 1 平台经济缓解市场扭曲的影响机制

其次，平台经济还有利于优化产业分工，提升区域产业专业水平，在价值链网络效应的传递下，将促使上游要素市场效率得以提升，即市场扭曲得以减缓。由于网络平台贸易超越了空间和区域束缚，当一个区域接入网络平台经济时，当地企业将以更加便捷和经济的方式嵌入全球价值网络，为顺应全网平台的价值链分工，本地区将更加专注于比较优势产业，从而促进区域产业专业化水平得到提升。此外，网络平台的介入促使本地优势产业能够延伸至更广阔的空间，使那些效率低下但因政府保护而依然生存的本地产业将被逐步淘汰，从而促使本地优势产业跃升一个新台阶（黄群慧等，2019）。以大型电子商务平台为例，它的快速发展衍生出两个专用化的“副产品”，一个是物流仓储业，另一个是支付产业。这两个衍生行业的迅速发展，必然会对传统物流和支付行业带来挑战，并且随着其专业优势的进一步发挥，对当地行业生产效率的提升也将起到促进作用（刘程军等，2019）。陆立军等（2013）对全球最大专业化市场—义乌“中小商品城”的网络平台展开分析，研究指出网络平台经济对本地专业化市场的销售额具有显著增长效应。刘斌和顾聪（2019）指出互联网平台有助于推动全球生产分工不断精细化，促进全球价值链分工新格局的构建。对制造业来说，基于互联网技术的平台经济有利于提高交易效应、减少资源错配、促进技术创新，从而促进制造业专业化水平和生产效率的提升（黄群慧等，2019）。对服务业来说，互联网平台经济模式能够促进传统服务供需双方的瞬时匹配，提升传统服务业专业化水平和个性化和精准服务的能力，从而推动包括金融资源、信息资源、劳动力资

源的优化配置效率的提升（吴晓求，2014；Pisano et al., 2015；刘澜飏等，2016）。因此，作为厂商跨区域分工与协作平台，互联网平台在一个虚拟空间内将厂商与厂商、厂商与消费者有效连接起来，在双边网络外部性作用下，促进区域内经济资源向最佳匹配状态逼近，促进不同地区优势产业发展和行业生产效率提升，从而可能倒逼上游被扭曲的要素市场得以松弛。

最后，为进一步描述平台经济对市场扭曲的纠正机制，引入出租车市场的例子加以说明。在市场存在重叠的两个临近区域，假设这两个区域的出租车市场都存在扭曲，其中一个区域引入了网约车平台，另一个区域则没有引入该平台。对于引入网约车平台的区域来说，其出行效率会更高，原因在于网络平台的引入既有利于加剧区域内出租车之间的市场竞争，同时，作为一种跨区域资源配置和市场协调机制，网约车平台还有利于提升本地区出行市场的专业化水平及行业效率水平。在竞争机制和区域专业化机制的作用下，网约车平台将有利于消解束缚本地出租车提升效率的根源因素，比如限制竞争、忽视乘客投诉、缺乏监管等，从而使得受扭曲的市场得以“松绑”。因而，从理论机制上来说，平台经济确实有利于消解市场扭曲，并通过如图 1 所示的影响机制发挥作用。但是，从实证角度来说，发端于产品市场的平台经济能否将企业竞争和产业分工效应传递至要素市场，并对要素市场可能存在的扭曲问题进行纠正，该判断仍有待经验证据支持。

三、实证模型、变量及数据来源

（一）计量模型与变量定义

为验证平台经济对市场扭曲的减缓效应，我们构建一个基于省际面板数据的计量模型，具体形式如下：

$$factor_{it} = \alpha + \beta \times eplatform_{it} + \varphi \times controls_{it} + \mu_i + \xi_{it} \quad (1)$$

式（1）中，下标 t 代表时间， i 代表地区， $factor_{it}$ 为因变量表示市场扭曲程度； $eplatform_{it}$ 为自变量表示平台经济发展水平， $controls$ 为一系列控制变量； α 为常数项， β 为平台经济影响市场扭曲的系数， Ψ 为控制因素影响向量， μ 表示不随时间变化的第 i 个地区个体不可观测效应，代表不同区域的个体差异， ξ 表示随机误差项，通常假设服从独立同分布。

式（1）中的平台经济发展水平 $eplatform$ 为本文的核心变量。关于平台经济的衡量问题，现有研究既有从电商平台企业数来衡量，也有从互联网基础设施水平来衡量（张俊英等，2019）。按照网络平台经济的定义，网络平台是一个虚拟交易场所，可以促成双方或多方供求之间交易，并从中收取一定费用的商业模式。就具体区域而言，区域平台经济的发展水平不仅表现为当地平台企业的多寡，也表现为商家或厂商借助第三方网络平台从事营销或采购活动的情况。我们认为区域平台经济不仅包括区域网络化信息水平，以及企业在电商平台的活跃程度，更重要的是应该体现网络平台的运行结果，即网络平台交易额的大小。因此，本文采用各省人均电

商平台交易额来衡量区域平台经济发展水平。¹

式(1)中的市场扭曲 *factor* 是因变量,也是本文的一个核心变量。从省域测算上来看,现有研究大多采用两种衡量方法。一是为捕捉我国要素市场化进程滞后于产品市场的基本事实,张杰等(2011)构建了一个如下指数用于测度要素市场扭曲程度: $Factor1 = (\text{产品市场的市场化指数} - \text{要素市场发育指数}) / \text{产品市场的市场化指数}$ 。二是林伯强和杜克锐(2013)发现我国要素市场发育度低的地区,其产品市场的市场化程度也比较低,因此,采用各地区要素市场发育程度与基准要素市场发育程度的相对差距水平来衡量各地区要素市场扭曲程度,该指数的具体计算公式如下: $factor2_{it} = [\max(factor_{it}) - factor_{it}] / \max(factor_{it}) \times 100$, 其中 $factor2_{it}$ 可以表征要素市场扭曲程度指数。上述两种衡量方法各有优势,张杰等(2011)所构建的指数能够体现要素市场扭曲与产品市场扭曲的相对差异,而林伯强和杜克锐(2013)的衡量方法则既可以反映地区要素市场随时间的变化,还能体现出地区间要素市场扭曲程度的相对差异水平。为更加全面测度我国市场扭曲程度的区域差异和时间差异,我们采用上述两种衡量方法来共同测度市场扭曲程度。

为捕捉平台经济通过何种机制影响市场扭曲,按照本研究的理论假设,首先,我们构建涵盖企业竞争机制的中介效应模型:

$$competition_{it} = \partial_1 + \eta_1 \times eplatform_{it} + \lambda_1 \times controls_{it} + \mu_i + \xi_{it} \quad (2)$$

$$factor_{it} = \partial_2 + \eta_2 \times competition_{it} + \lambda_2 \times controls_{it} + \mu_i + \xi_{it} \quad (3)$$

$$factor_{it} = \partial_3 + \omega_3 \times eplatform_{it} + \eta_3 \times competition_{it} + \lambda_3 \times controls_{it} + \mu_i + \xi_{it} \quad (4)$$

上式中 *competition* 表示区域内企业间竞争水平。本文采用工业企业波特竞争指数来刻画企业间竞争效应,该种衡量方法在现有文献中比较常见(Feldman & Audretsch, 1999; 彭向和蒋传海, 2011),具体衡量方法如下:

$$competition_i = \frac{i\text{地区工业企业数}/i\text{地区工业企业营业额}}{\text{全国工业企业数}/\text{全国工业企业营业额}} \quad (5)$$

其次,为了探讨平台经济可能通过产业区域专业化水平的机制影响市场扭曲,我们构建如下涵盖区域专业化机制的中介效应模型:

$$specialization_{it} = \partial_4 + \eta_4 \times eplatform_{it} + \lambda_4 \times controls_{it} + \mu_i + \xi_{it} \quad (6)$$

$$factor_{it} = \partial_5 + \eta_5 \times specialization_{it} + \lambda_5 \times controls_{it} + \mu_i + \xi_{it} \quad (7)$$

$$factor_{it} = \partial_6 + \omega_6 \times eplatform_{it} + \eta_6 \times specialization_{it} + \lambda_6 \times controls_{it} + \mu_i + \xi_{it} \quad (8)$$

¹从统计口径来说,有必要特别说明,各省域的人均平台交易额不是指本地网络平台企业的营业额或交易额,而是指本地区企业通过借助网络平台实现的交易额。对审稿专家提出的富有建设性意见,特此表示感谢。

上式中 *specialization* 表示区域产业专业化水平，本文采用工业企业区位商指数来刻画区域产业专业化水平，具体衡量方法如下：

$$specialization_i = \frac{i\text{地区工业企业就业}/i\text{地区总就业}}{\text{全国工业企业就业}/\text{全国总就业}} \quad (9)$$

当（5）式所计算出的指数大于 1 时，表明相比全国其它地区而言，本地区有更多的企业来生产相同数额的工业产值，即本地区企业表现出更激烈的竞争态势。按照产权性质差异，采用私营工业企业和国有工业企业相关数据，分别用以刻画私营企业竞争和国有企业竞争变量。当

（9）式的指数水平大于 1 时，表明相比全国其它地区而言，本地区的行业表现出更高的专业化水平。我们采用工业专业化和批发零售业专业化两指数来共同刻画区域专业化水平。

式中控制变量 *controls* 包含一系列控制因素。在参考戴魁早（2016）等研究的基础上，引入财政分权水平（*finance*）、外商投资水平（*fdi*）、外贸依存度（*export*）、户籍管理制度

（*hukou*）、产权性质等（*property right*）五个控制因素。从控制变量定义而言，*finance* 采用地区财政支出与收入之差与收入的比值来表示（即地区财政自主性水平）；*fdi* 采用地区外商投资额占 GDP 的比重来表示；*export* 采用地区进出口贸易额占 GDP 比重来表示；*hukou* 采用区域外来人口占本地人口的比重；*property right* 采用区域非国有企业固定资产投资比重与非国有企业就业比重二者的算数平均值来表示。

（二）数据来源

本研究所使用的数据为我国 31 个省际面板数据，时间跨度为 2009 年至 2017 年。我们采用各省电商平台交易额来刻画互联网平台经济，由于该变量为本研究的关键变量，其数据来源有必要特别说明。自 2013 年以后，《中国统计年鉴》公布了我国分省域的电子商务平台贸易相关数据，而在此之前的平台经济相关数据是作者通过手工整理而获得。首先，我们通过对《中国电子商务研究中心报告》、《艾瑞电子商务相关咨询报告》，以及各省商务厅报告、各省统计局专题报告、各省政府工作报告等加以整理，获得各省年度电子商务交易额的有关数据。其次，针对西藏、青海等个别年份电商平台交易额无法获取的数据，我们采用移动平均数加以补充。最后，从统计口径来说，需特别说明，各省电商平台交易额是指区域内厂商或店家借助网络平台而产生的交易额。针对因变量要素市场扭曲指数参考林伯强和杜克锐（2013）与张杰（2011）的衡量方法，其中 2009-2016 年各省产品市场与要素市场的市场化指数来自于樊纲等（2019）《中国市场化进程指数报告》，2017 年份的指数数据采用移动平均法加以补充。各地区财政收入及财政支出水平、外资投资水平、地区 GDP、分地区年末人口数、外来人口数、地区进出口贸易额、非国有企业固定资产投资占总投资的比重、非国有企业就业占总就业比重、规模以上及全国工业企业数（营业收入）、私营企业工业企业数（营业收入）、国有控股工业企业数（营业收入）、规模以上及全国工业企业就业数、国家及分省域就业人数、私营企业工业企业就业人数、各省域互联网用户上网人数、人均移动电话通话时长等数据均来源于《中国统计年鉴》（2010-2018）。

考虑到台湾省，以及香港、澳门等特区的数据难以获取，因此，该样本在本研究中被剔除。最终，本研究的样本为我国 31 个省际面板数据，时间跨度从 2009-2017 年。之所以选择 2009 年作为起始年份，主要考虑到 2009 年之前，关各省官方报道电子商务的数据零星而分散，而且 2009 年以前中国电子商务中心所统计的电商平台交易额数据也不够全面。表 1 给出各个变量的描述性统计及变量的基本定义。从平台经济发展水平来看，最大值和均值之间存在 10 倍的差异，说明平台经济在省域分布上存在很大差异。另据 2015 年阿里研究院发布的全国县域地区电商发展报告，排名前五的县域分别为浙江义乌、浙江永康、福建石狮、江苏昆山、浙江海宁，其电商发展指数分别为 42.1、23.1、21、20.9、20.3，而排在最后五名的县域分别为甘肃东乡、西藏昂仁、青海久治、西藏浪卡子、四川布拖，其电商发展指数都在 0.5 以下。即便在同一省域，各县平台经济的发展也存在巨大差异，比如福建石狮的平台经济十分发达，电商发展指数达 21，但宁化县的平台经济发展却比较滞后，电商发展指数仅为 4.5。¹

从市场扭曲指数来看，无论采用要素市场的扭曲指数，还是采用产品市场和要素市场的相对差异扭曲指数，都表明市场扭曲在省域之间存在较大差异。按照理论预期，区域通过发展平台经济既有利于加剧区域内企业间竞争，也有利于优化区域内产业分工，其结果将促使区域生产效率得以提升，从而使得要素市场的扭曲程度得以缓解。因此，从理论层面上来说，平台经济在空间上的发展差异可能对市场扭曲产生抑制作用。

表 1 各变量描述性统计

变量名称	变量符号	均值	最大值	最小值	标准差
要素市场相对扭曲指数	<i>Factor1</i>	0.156	17.167	-9.083	1.223
要素市场扭曲程度指数	<i>Factor2</i>	52.839	111.362	0	21.525
平台经济	<i>Eplatform</i>	1.174	13.549	0.035	1.778
国有企业间竞争	<i>Competition1</i>	1.296	12.316	0.431	1.176
私营企业间竞争	<i>Competition2</i>	1.155	3.745	0.488	0.445
产业专业化(工业企业)	<i>Specialization1</i>	0.875	2.311	0.069	0.516
产业专业化(批发零售业)	<i>Specialization2</i>	0.977	5.620	0.032	1.005
工具变量	<i>Tool</i>	0.399	0.741	0.138	0.111
财政分权	<i>Finance</i>	-0.004	1.165	-1.133	0.435
外商资投资	<i>FDI</i>	0.336	3.730	0.048	0.379
外贸依存度	<i>Export</i>	0.264	1.528	0.0116	0.296
户籍制度	<i>Hukou</i>	0.199	0.647	0.004	0.123
产权性质	<i>Property right</i>	71.322	89.746	19.056	10.975

注：表中各变量的样本量为 279 个，截面为 31 个省直辖市，时间跨度为 2009-2016；*competition1* 和 *competition2* 分别表示国有企业间竞争和私营企业间竞争，*specialization1* 和 *specialization2* 分别表示工业企业专业化和批发零售业专业化水平。

¹ 原始数据来源于阿里研究院 (<http://www.aliresearch.com/>)，经作者处理与分析，最终得出我国 1916 县域电商发展指数的相关数据。

四、实证结果分析

本部分通过经验数据实证检验平台经济对市场扭曲的影响，同时，借助引入交互项的面板数据模型检验平台经济对减缓市场扭曲的作用机理，此外，采用工具变量回归方法对潜在的内生性问题进行处理。

（一）基本模型回归结果

考虑到无论是平台经济还是市场扭曲水平在省际截面间都存在较大异质性，故我们采用固定个体效应模型进行回归。表 2 给出平台经济影响市场扭曲的基本模型回归结果。其中，表 2 第（1）列的因变量为要素市场相对产品市场扭曲指数，结果显示平台经济的回归系数为-0.03，并且在 1%的显著水平上显著，说明发展平台经济对地区市场扭曲具有显著的抑制效应。为提升估计结果的一致性，我们采用 *Factor2*（即要素市场发育程度指数）来代替 *Factor1*（即要素市场相对产品市场的扭曲指数），并重新进行回归，结果见表 2 第（5）列，实证结果显示平台经济对市场扭曲度仍表现出显著而负向的影响，说明发展平台经济对要素市场扭曲确实具有缓解效应。此外，我们还将样本区分为东部地区与中西部地区，以 *Factor1* 为因变量重新进行回归，结果表明，无论是东部还是中西部地区，平台经济都表现出显著而负向的影响效应（影响系数分别为-0.046和-0.140），说明从不同区域样本来看，发展平台经济对市场扭曲仍然表现出显著的抑制效应。¹

表 2 基本模型回归结果

	因变量：由 <i>Factor1</i> 计算出的要素市场扭曲度				因变量：由 <i>Factor2</i> 计算出的要素市场扭曲度			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Eplatform</i>	-	-	-	-	-	-	-	-
	0.030***	0.035***	0.089***	-0.094**	0.448***	-0.014**	0.003	-0.013**
	(-4.470)	(-3.119)	(-7.518)	(-2.090)	(-3.692)	(-2.164)	(0.220)	(-1.946)
<i>Finance</i>	0.103	0.257*	0.178*	-0.367	1.563**	0.150	0.523***	0.067
	(1.168)	(1.865)	(1.663)	(-1.175)	(2.189)	(1.497)	(2.784)	(0.975)
<i>FDI</i>	0.044	0.103**	0.072***	-0.031	3.806***	0.050**	0.102	-0.056*
	(1.505)	(2.010)	(2.894)	(-0.758)	(4.206)	(2.606)	(1.525)	(-1.694)
<i>Export</i>	0.217***	0.067	0.352	-0.203	8.352**	0.209	0.297	-0.075
	(3.971)	(0.352)	(1.554)	(-0.979)	(2.070)	(1.392)	(0.673)	(-0.824)
<i>Hukou</i>	-0.015	-0.067	-0.013	-0.038	2.032	-0.047	0.036	0.025
	(-0.338)	(-0.807)	(-0.364)	(-0.303)	(1.222)	(-1.374)	(0.352)	(0.435)
<i>Property right</i>	-	-	-	-	-0.086	-	-	-
	0.008***	0.006***	0.007***	-0.013*	(-1.372)	-0.004**	0.004	-0.003**
	(-2.627)	(-2.960)	(-3.159)	(-1.907)		(-2.494)	(1.331)	(-2.240)
常数项	0.555*	0.584***	0.762***	1.703***	53.108**	0.594***	0.140	1.102**
	(1.695)	(3.755)	(3.783)	(3.941)	*	(5.642)	(0.656)	(10.748)
					(13.514)			
样本量	279	279	279	279	279	279	279	279
R^2	0.754	0.638	0.853	0.883	0.953	0.882	0.625	0.131

注：*Factor1* 用于计算要素市场相对产品市场的扭曲指数；*Factor2* 用于计算要素市场扭曲程度指数； R^2 表示可决系数；括号中为 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著水平上显著。

为验证平台经济对缓解市场扭曲的实现途径，我们对要素市场扭曲的三个维度，即金融业

¹ 考虑到论文篇幅限制，分区域的回归结果并未列在文中，读者如有需要，可与作者联系。

市场化、人力资源市场化、技术成果市场化，按照 *Factor1* 指数分别测度并进行估计，结果表 2 第 (2) - (4) 列。结果显示，发展平台经济无论对金融要素市场扭曲，还是对人力资源、技术成果市场扭曲都表现出显著的负向影响，说明平台经济对要素市场扭曲的作用途径可以通过纠正金融资源、人力资源、技术资源等要素市场的错配局面，从而提升整个要素市场的资源配置效率。为检验估计结果是否一致，按照 *Factor2* 指数对刻画市场扭曲的三个维度分别进行测度，结果见表 2 第 (5) - (8) 列。结果显示，平台经济对金融资源和技术资源市场扭曲表现出显著的抑制效应，但是对人力资源市场扭曲的影响缺乏显著性。其可能的原因在于，相比金融和技术市场来说，当前我国人力资源（包括技术人才、管理人才、技工人才等）的市场化程度比较高，受市场扭曲的干扰相对较弱，从而导致平台经济对人力资源市场的偏离度并没有明显的改进效应，但是，相比产品市场来说，人力资源市场的扭曲程度仍然比较高，因此，平台经济对采用 *Factor1* 刻画的人力资源市场扭曲具有显著的改善效应。

(二) 平台经济引发的企业竞争机制

为验证平台经济对缓解市场扭曲的作用机制，我们按照中介模型经典的逐步检验法，即上式 (1) - (4) 及式 (6) - (8)，首先对企业市场竞争机制进行经验，其次对区域行业专业化机制进行检验，回归结果见表 3。

式 (1) 用于检验平台经济对市场扭曲的影响（结果见表 2 第 1 列），结果显示，平台经济对市场扭曲的影响是负向而显著的。表 3 模型 2a 的因变量为国有类型企业间竞争，模型 2b 的因变量为私营企业间竞争，模型 3a、4a、3b、4b 的因变量为借助 *Factor1* 指数计算得出来的要素市场相对扭曲水平。模型 2a 显示，平台经济对国有企业间市场竞争的影响不显著，模型 3a 表明，国有企业间竞争对市场扭曲的影响缺乏显著性，当平台经济和国有企业间竞争放在一个模型对市场扭曲进行回归时，竞争变量的影响系数仍不显著，说明平台经济通过影响国有企业间竞争而缓解市场扭曲的作用机制缺乏证据支持。表 3 模型 2b 显示，平台经济对私营企业竞争具有显著的增强效应，模型 3b 和 4b 中平台经济和私营企业竞争的影响系数都在 5% 的显著水平上显著为负，说明私营企业竞争机制起到了平台经济与市场扭曲二者之间的部分中介效应。据此，可以得出判断，发展平台经济有利于加剧私营企业间竞争，而这一竞争机制的结果则促使了要素市场扭曲得以缓解。

表 3 平台经济对市场扭曲影响机制的回归结果

检验机制	国有企业间竞争机制			私营企业间竞争机制		
	模型 2a	模型 3a	模型 4a	模型 2b	模型 3b	模型 4b
<i>Eplatform</i>	0.003 (0.048)		-0.052*** (-3.150)	0.013* (1.892)		-0.040*** (-4.691)
<i>Competition</i>		0.129 (1.526)	0.037 (1.194)		-0.174** (-2.875)	-0.201*** (-3.343)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.187	0.040	0.647	0.769	0.560	0.687
检验机制	工业企业区域专业化机制			批发零售业区域专业化机制		
模型	模型 6a	模型 7a	模型 8a	模型 6b	模型 7b	模型 8b

<i>Eplatform</i>	0.010* (1.719)	-0.023*** (-5.361)	0.119*** (4.946)	-0.056*** (-5.660)
<i>Specialization</i>		-0.161** (-2.112)	-0.221*** (-4.618)	-0.053** (-2.547)
控制变量	控制	控制	控制	控制
R2	0.358	0.634	0.650	0.633
样本量	279	279	279	279

注：模型 2a 的因变量为 Competition1，模型 2b 的因变量为 Competition2，模型 6a 的因变量为 Specialization1，模型 2b 的因变量为 Specialization2，其它模型的因变量为通过 Factor1 指数计算出的市场扭曲水平；控制因素同表 2；其它注同表 2。

由于逐步检验法自身的缺陷，当其在检测中介效应的过程中，如果仅依赖于系数不显著而推断中介效应不明显，则可能会出现误判（温忠麟和叶宝娟，2014）。为提高研究结论可靠性，有必要采用 Bootstrap 方法重新对国有企业竞争这一中介机制进行检验，检验结果见表 4。结果表明平台经济对市场扭曲的直接效应确实是显著为负的，但是，其间接效应的 LLCI 值至 ULCI 值中包含了 0，说明国有企业间竞争机制确实没有起到显著的中介机制作用。此外，我们还采用网民人均快递数作为人均电商平台贸易额的替代变量，按照上述中介效应逐步回归法再次进行回归，回归结果仍然支持平台经济通过提升国有企业市场竞争以影响市场扭曲的机制是不显著的，而通过加剧私营企业间竞争的作用机制是显著的。¹针对国有企业间竞争机制不显著的可能解释在于，国有企业大多占据在资源和垄断性行业，与地方政府往往容易形成政企关联，这也就导致国有企业在本地区内的市场竞争不够充分（田利辉张伟，2013；谢攀和李文溥，2015），而平台经济的引入并没有明显改变区域内国有企业间现有竞争格局，其竞争的市场效应仍难以显现。至此，图 1 中关于平台经济的企业竞争机制的假设得到了实证检验。

表 4 国有企业竞争机制中介效应的 Bootstrap 检验结果

变量	检验效应	影响系数	(Boot) S.E.	Z 检验值	(Boot) LLCI	(Boot) ULCI
中介效应 A	直接效应	-0.053**	0.025	-2.13	-2.135	-0.004
	间接效应	0.024	0.050	0.49	-0.074	0.124
中介效应 B	直接效应	-1.132**	0.563	-2.01	-2.236	-0.028
	间接效应	0.366	0.739	0.50	-1.083	1.815

注：*，**，***分别表示在 10%，5%，1%的显著水平上显著；不妨假设随机抽样次数为 5000，置信度 95%，取样方法选择偏差校正的非参数百分位法；采用序列 C 的第 2.5 百分位数（LLCI）和 97.5 百分位数（ULCI）来估计 95%的中介效应置信区间；中介效应 A 的自变量为平台经济，中介效应 B 的自变量被工具变量所替代，中介变量皆为国有企业市场竞争，因变量皆为市场扭曲指数。

（三）平台经济引发的产业专业化机制

表 3 还给出了平台经济通过区域产业专业化中介机制影响市场扭曲的回归结果。表 3 模型 6a 的因变量为工业企业区域专业化机制，模型 6b 的因变量为批发零售业区域专业化机制，模型 7a、8a、7b、8b 的因变量为借助 Factor1 指数计算得出来的要素市场相对扭曲水平。模型 6a 显示，平

¹考虑到论文篇幅限制，文中并未报告采用网民人均快递数作为人均电商平台贸易额替代变量的中介效应回归结果。后文在检验专业化中介机制时，也未在文中报告结果。若读者有需要回归结果，可与作者联系。

台经济对工业企业区域专业化具有正向而显著的影响，模型 7a 和 8a 结果显示，平台经济和工业企业专业化对市场扭曲都具有显著而负向的影响，说明工业企业专业化机制在平台经济对市场扭曲的影响中确实起到了部分中介机制的作用。据此可以判断，平台经济的引入确实有利于通过优化区域内工业企业分工，提升区域产业专业化水平，进而促进了市场扭曲得以缓解和抑制。除了对工业产品专业化具有促进作用，平台经济还有利于压缩生产与销售之间的链条，对提升区域内批发和零售业的专业化水平具有促进作用。为进一步验证平台经济的产业专业化机制，采用批发零售业区位商来代替工业区位商变量重新进行中介效应检验，结果见表 3 模型 6b-8b。模型 6b 显示，平台经济对批发零售业区域专业化具有正向影响，而且在 1% 的显著水平上显著，模型 7b 和 8b 结果表明，平台经济和批发零售业区域专业化对市场扭曲都具有显著的抑制作用，据此可以判断，批发零售业区域专业化机制对平台经济影响市场扭曲也具有部分中介效应。此外，为提升结果可靠性，我们还采用网民人均快递数作为人均电商平台贸易额的替代变量，对区域专业化中介机制进行检验，结果仍然支持平台经济通过区域专业化机制以抑制市场扭曲的基本结论。至此，图 1 中关于平台经济的专业化机制的假设得到了实证检验。总而言之，互联网平台作为一种跨区域分工与协调的新平台，能够促进本地优势产业在更大空间范围内实现跨区域“输出”，提升产业专业化和生产效率水平，进而“倒逼”上游要素市场重新配置资源，促使要素市场扭曲得以缓解。

通常而言，本地市场扭曲往往具有两种表现形式，一是本地区市场竞争受到限制，企业间竞争不够充分；二是本地优势产业难以凸显，进而导致产业专业化水平难以提升。上述经验证据表明，平台经济的发展既有利于加剧区域内企业间竞争，也有利于优化产业分工，提升区域产业专业化水平。在这两种机制作用下，平台经济最终通过整个经济系统的回溯传递，对上游要素市场扭曲进行纠正和消解。而事实上，随着本地区优势产业竞争力提升，地方政府在 GDP 绩效考核压力下，势必会减少通过行政手段直接干预本地经济的冲动，以壮大本地区优势产业。就不同类别企业的竞争效应而言，平台经济的快速发展能显著加剧本地区私营企业间相互竞争，市场竞争的加剧则对减缓要素市场扭曲表现出积极的影响。但是，发展平台经济并没有显著加剧区域内国有企业间竞争，尽管国有企业间竞争的加剧本身有利于消解地区资源错配。¹因此，可以得出结论，在一个受到扭曲的地区市场中，平台经济的引入将通过构建一种有效的跨区域市场协调机制以消解市场扭曲的生成因素，既加剧了本地区私营企业间竞争，也促进了产业分工与优化，使得地区经济发展走向更加专业化的道路，最终使得被扭曲的地方市场得以延展与松弛。

（四）稳健性检验

针对平台经济与市场扭曲之间可能存在的内生性问题，我们尝试从两个方面进行处理：一

¹ 由于数据的可获得性，本研究仅针对同一类别企业间的竞争机制展开分析，并没有就平台经济能否增强国有企业与私营企业之间的相互竞争展开讨论。有兴趣的同行可以就此展开拓展研究。

是理论解释；二是采用三种工具变量回归法进行检验。首先，从理论逻辑看，难以直接推导出市场扭曲对平台经济具有抑制效应的结论。按照双边市场理论（Rochet & Tirole, 2006），推动平台经济发展的主要驱动力源于双边市场的平台消费者、平台厂商，以及信息技术的发展。甚至可以说，在线下市场存在扭曲的交易空间中，消费者或生产者寻求替代市场可能会进入网络平台贸易，从而促进本地平台经济发展（余文涛，2019），而非抑制平台经济发展。当然，这仅仅是一种理论推论，有必要借助计量模型进行内生性检验。

首先，我们采用人均电话通话时长数作为平台经济的工具变量，并借助两阶段最小二乘法对基准模型以及引入竞争机制和区域专业化机制的模型进行回归，其中，基准模型的工具变量回归结果见表 5，两类机制的工具变量回归结果见表 6。通常而言，有效的工具变量应满足两个条件：一是工具变量与内生变量相关；二是工具变量与随机误差项不相关。通常而言，区域通话时长是一个区域内人际交互和商务往来的重要衡量指标，而平台经济发展水平与当地商业活跃度密切相关，因而，区域内居民通话时长数与本地平台经济发展水平具有相关性。事实上，从第一阶段的回归结果看（见表 4 和表 6 第一阶段回归结果），内生变量（平台经济发展水平）与工具变量（人均通话时长）确实具有显著的正相关性，说明工具变量满足第一个条件。针对第二个条件，我们首先进行理论解释来探讨其外生性的特点。通常来说，市场扭曲主要集中在土地、资本、技术资源等要素市场领域，其与人们社交需求密切相关的通话时长相对来说是外生的。据此，我们报告了以人均电话通话时长数作为工具变量的两阶段最小二乘法结果（见表 5、6 的 2SLS 一栏），结果显示，平台经济对市场扭曲确实存在显著的抑制效应，其作用途径和实现机制的结果与普通最小二乘法的估计结果基本上是一致的。

表 5 基本模型的工具变量回归结果

估计方法	2SLS 方法							
	由 Factor1 计算出的要素市场扭曲度				由 Factor2 计算出的要素市场扭曲度			
模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Eplatform</i>	-	-	-	-	-	-	-	-
	0.030***	0.035***	0.089***	-0.094**	0.448***	-0.014**	0.003	-0.013**
	(-4.47)	(-3.11)	(-7.51)	(-2.09)	(-3.69)	(-2.16)	(0.22)	(-1.94)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.754	0.638	0.853	0.883	0.953	0.882	0.625	0.131
估计方法	Lewbel (2012) 方法							
<i>Eplatform</i>	-0.057**	-	-	-	-1.831**	-	-	-
	(-2.52)	0.054***	0.114***	0.175***	(-2.15)	-0.032***	0.018	0.071***
		(-4.81)	(-3.90)	(-3.65)		(-2.90)	(1.08)	(-4.85)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.058	0.579	0.620	0.854	0.682	0.633	0.715	0.482
估计方法	LIML 方法							
<i>Eplatform</i>	-0.177**	-	-	-	-2.678**	-	-	-
	(-2.14)	-0.065**	0.253***	0.430***	(-2.07)	-0.032**	0.272	0.071***
		(-2.17)	(-3.69)	(-5.03)		(-2.50)	(1.59)	(-3.21)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.018	0.293	0.371	0.387	0.673	0.152	0.393	0.471
样本量	279	279	279	279	279	279	279	279

注：第 (1) - (8) 列的因变量与表 2 一致；2SLS 和 LIML 方法的工具变量为人均通话时长数，Lewbel

(2012) 方法的工具变量为新构建的工具变量, 其计算过程参见第 11 页第 2 段内容; 2SLS 和 LIML 估计方法的第一阶段回归结果显示, 在加入控制变量的基础上, 工具变量的估计系数为 6.884, t 值为 5.23, R^2 为 0.777, 样本量为 279; 涵盖的控制因素与其它注同表 2。

其次, 我们还借助 Lewbel (2012) 提出的异方差工具变量法, 构建一个新的而且十分有效的工具变量重新进行估计。Lewbel (2012) 认为在没有合适的传统工具变量或者存在弱工具变量的情形下, 可以借助一组可观测的外生变量向量组 Z , 利用 $(Z - \bar{Z})\hat{v}$ 构建一个新的变量, 该变量将是一个较好的工具变量。就本文而言, Z 为人均电话通话时长数, \bar{Z} 是 Z 的平均值, \hat{v} 为内生变量对模型中的控制变量和外生变量进行回归后的残差。由于 Lewbel (2012) 的工具变量法需满足残差为异方差的条件, 即 \hat{v} 为异方差, 故需要进行异方差检验。因此, 我们借助平台经济对基本模型的控制变量和人均通话时长进行回归得到残差, Breusch-Pagan 检验结果显示 P 值为 0, 因而可以拒绝新构建的工具变量为同方差的假设。随后, 采用新构建的工具变量, 对基本模型、中介机制模型进行两阶段最小二乘法回归, 结果见表 5 和表 6 中 Lewbel (2012) 方法一栏。基本模型的异方差工具变量回归结果显示 (见表 5), 平台经济对市场扭曲确实具有显著的抑制效应, 其通过抑制金融市场扭曲和技术市场扭曲的作用途径也是显著的, 机制模型的估计结果也表明 (见表 6), 平台经济有利于加剧私营企业间市场竞争、提升产业专业化水平, 最终对要素市场扭曲起到显著的抑制作用。此外, 平台经济对人力资源市场扭曲的影响仍缺乏统计显著性, 对国有企业间竞争的影响也缺乏显著性。采用工具变量进行回归的中介效应 Bootstrap 检验结果也表明 (见表 4 中介效应 B), 平台经济通过国有企业竞争机制以影响市场扭曲的中介效应并不显著。总之, Lewbel (2012) 异方差工具变量法再次说明本文的实证结果是稳健的。

最后, 我们还报告了基本模型和中介机制模型的有限信息最大似然法 (即 LIML 方法) 的估计结果, 结果表明上述研究结论依然稳健。再次说明, 互联网平台经济对区域要素市场扭曲的纠正力量, 既是全球价值链在网络平台上分工与合作的结果, 也是网络平台上企业间相互竞争的结果。

表 6 影响机制的工具变量法回归结果

估计方法	2SLS 方法							
	因变量为机制变量				因变量为市场扭曲指数			
模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Eplatform</i>	0.262 (1.32)	0.107*** (3.12)	0.054** (2.01)	0.256*** (2.43)	-0.300*** (-6.35)	-0.306*** (-7.32)	-0.303*** (-6.19)	-0.310*** (-6.39)
<i>Comp /Spec</i>					0.027 (0.90)	-0.238*** (-3.80)	-0.339** (-2.18)	-0.097** (-2.24)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.150	0.898	0.892	0.544	0.334	0.340	0.360	0.397
估计方法	Lewbel (2012) 方法							
<i>Eplatform</i>	0.050 (0.42)	0.151*** (4.97)	0.063* (1.94)	0.284*** (5.85)	-0.050* (-1.85)	-0.059*** (-3.87)	-0.072*** (-5.05)	-0.080*** (-4.38)
<i>Comp /Spec</i>					0.266 (0.89)	-0.209*** (-3.50)	-0.177* (-1.67)	-0.060*** (-3.90)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.403	0.240	0.358	0.621	0.592	0.639	0.597	0.576

估计方法	LIML 方法							
<i>Eplatform</i>	0.758 (1.62)	0.246*** (3.84)	0.055** (2.60)	0.291*** (3.81)	-0.386** (-2.59)	-1.483* (-1.76)	-0.488** (-2.27)	-0.933* (-1.95)
<i>Comp /Spec</i>					0.226 (0.79)	-1.120** (-2.06)	-1.872** (-2.08)	-0.445* (-1.78)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.087	0.711	0.892	0.619	0.639	0.592	0.597	0.643
估计方法	第一阶段回归结果							
<i>Tool</i>	6.884*** (5.23)				4.145*** (5.12)	4.507*** (5.58)	5.101*** (4.29)	3.967*** (5.35)
<i>Comp /Spec</i>					0.755*** (3.92)	0.255*** (2.95)	0.120 (0.53)	0.758*** (7.38)
控制变量	控制				控制	控制	控制	控制
R^2	0.777				0.522	0.511	0.496	0.580

注：第（1）列的因变量为 *competition1*，第（2）列的因变量为 *competition2*，第（3）列的因变量为 *Specialization1*，第（4）列的因变量为 *Specialization2*；第（5）-（8）列的因变量为市场扭曲指数；第（5）列机制变量为 *competition1*，第（6）列机制变量为 *competition2*，第（7）列机制变量为 *Specialization1*，第（8）列机制变量为 *Specialization2*；第一阶段回归结果的因变量为平台经济发展水平；工具变量选取与表 5 一致；涵盖的控制因素与其它注同表 2。

五、结论与政策建议

改革开放以来，我国生产效率得到极大提升，经济发展取得了令人瞩目的成绩。但是，随着改革进入深水期和攻坚克难期，诸如局部地区市场扭曲、效率损失等问题仍然比较突出。在当前互联网时代，平台经济已成为一种重要的经济和社会现象，对商业模式、流通模式、组织模式、社会交互模式带来系统性变革，也因此催生出诸多新业态、新产业，成为引领经济增长和社会发展的新引擎。发源于产品市场的平台经济能否改善要素市场的资源错配，从而推动我国经济持续发展？文章采用 2009-2017 年我国省际面板数据，借助中介效应逐步检验模型，实证结果发现，平台经济有利于显著改善要素市场的扭曲局面。从具体影响维度看，发展平台经济对地区金融资源错配、技术资源错配具有显著的改善效应，但是，对人力资源错配的改善效应比较缺乏显著性。无论是分样本回归还是引入不同测度方法所刻画市场扭曲的敏感性分析，结果都表明发展平台经济确实能有效缓解本地区市场扭曲。影响机制的回归结果表明，作为一种跨区域的产业分工与协调机制，平台经济有利于显著提升区域产业专业化水平，使得当地优势产业得到凸显和跨区域延伸，最终促使上游要素市场扭曲得以显著缓解；作为一种跨区域贸易和营销新平台，平台经济有利于加剧本地市场竞争，从而促使市场扭曲得以显著改善。不过，平台经济的竞争效应仅在私营企业间表现显著的影响，在国有企业间缺乏显著性。为增强结论的稳健性，文章引入人均电话通话时长数作为工具变量，两阶段最小二乘法、有限信息最大似然法以及异方差工具变量法的估计结果都表明，实证结果是稳健的。

本研究有利于从宏观区域视角丰富平台经济的经验研究基础，同时，对地区市场化改革具有政策启发意义。第一，支持互联网平台企业发展，促进线上与线上市场相互融合。尽管政府对网络平台经济总体上持宽容的态度，不过，一旦平台运营企业出现事关民生的各类问题时，

平台企业可能会因主体责任缺位而受到严厉甚至是致命性的处罚。政府应密切关注平台经济的发展形势，出台一系列措施对平台企业及运营环境进行监管和治理，帮助平台型企业发展壮大，促进线上平台市场与线下本地市场融合发展，以减缓本地区资源错配与市场扭曲，激发线下实体商业的发展活力，从而带动本地区行业生产效率提升。第二，鼓励区域内企业主动拥抱网络平台，加快资源流动与精准匹配。尽管现实中平台经济出现蓬勃发展，但是，大量传统企业尤其是制造业企业并没有采取有效应对措施，仍陷于传统“管道式”生产组织模式中。区域内的企业如果不能顺应互联网平台经济发展趋势，必然致使本地企业的市场竞争力和区域专业化提升受阻。因此，地方政府应出台相关措施，支持本地企业，特别是国有企业主动加入互联网平台，以获取企业发展有利信息，促进企业生产效率提升的同时，也促使全行业与全区域生产效率跃升一个新台阶，进而助力我国具有优势的制造业企业向全球价值链高端迈进。

参考文献

- [1]张杰、周晓艳、李勇:《要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D?》,《经济研究》2011 年第 8 期。
- [2]白俊红、卞元超:《要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失》,《中国工业经济》,2016 年第 11 期。
- [3]陆铭、陈钊:《分割市场的经济增长—为什么经济开放可能加剧地方保护?》,《经济研究》2009 年第 3 期。
- [4]戴魁早:《地方官员激励、制度环境与要素市场扭曲》,《经济理论与经济管理》2016 年第 8 期。
- [5]李海舰、田跃新、李文杰:《互联网思维与传统企业再造》,《中国工业经济》2014 年第 10 期。
- [6]Armstrong M. Competition in Two-sided Markets. *RAND Journal of Economics*, Vol.37, No.3, 2006, pp. 668-691.
- [7]韩先锋、宋文飞、李勃昕:《互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗》,《中国工业经济》2019 年第 7 期。
- [8]黄群慧、余泳泽、张松林:《互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验》,《中国工业经济》2019 年第 8 期。
- [9]银温泉、才婉茹:《我国地方市场分割的成因和治理》,《经济研究》2001 年第 6 期。
- [10]田国强、陈旭东:《中国如何跨越“中等收入陷阱”—基于制度转型和国家治理的视角》,《学术月刊》2015 年第 5 期。
- [11]刘毓芸、戴天仕、徐现祥:《汉语方言、市场分割与资源错配》,《经济学(季刊)》,2017 年第 4 期。
- [12]曹春方、张婷婷、刘秀梅:《市场分割提升了国企产品市场竞争地位?》,《金融研究》2018 年第 3 期。
- [13]盖庆恩、方聪龙、朱喜、程名望:《贸易成本、劳动力市场扭曲与中国的劳动生产率》,《管理世界》2019 年第 3 期。
- [14]宋马林、金培振:《地方保护、资源错配与环境福利绩效》,《经济研究》2016 年第 12 期。
- [15]Beladi, H., Chao, C. C., Ee, M. S., & Eden, S. H. Capital market distortion, firm entry and wage inequality. *China Economic Review*, Vol. 56, No8, 2019, pp.101-112.
- [16]林伯强、杜克锐:《要素市场扭曲对能源效率的影响》,《经济研究》2013 年第 9 期。
- [17]毛海涛、钱学锋、张洁:《企业异质性、贸易自由化与市场扭曲》,《经济研究》2018 年第 2 期。
- [18]Behrens K, Mion G, Murata Y, et al. Distorted monopolistic competition. *DICE Discussion Papers*, 2016. Available at <https://core.ac.uk/download/pdf/77615615.pdf>
- [19]张军、范子英:《再论中国经济改革》,《经济学动态》2018 年第 8 期。
- [20]余文涛:《地理租金、网络外部性与互联网平台经济》,《财经研究》2019 年第 3 期。
- [21]范剑勇、林云:《产品同质性、投资的地方保护与国内产品市场一体化测度》,《经济研究》2011 年第 11 期。
- [22]李秦、李明志、罗金峰:《互联网贸易与市场一体化—基于淘宝网数据的实证研究》,《中国经济问题》2014 年第 6 期。
- [23]马述忠、房超、张洪胜:《跨境电商能否突破地理距离的限制》,《财贸经济》2019 年第 8 期。
- [24]曲振涛、周正、周方召:《网络外部性下的电子商务平台竞争与规制—基于双边市场理论的研究》,《中国工业经济》2010 年第 4 期。
- [25]刘程军、周建平、蒋建华、储锦超:《电子商务背景下县域物流的空间联系及其网络结构研究——以浙江省为例》,《地理科学》2019 年第 12 期。
- [26]陆立军、俞航东、陆瑶、杜芳莉:《双边市场中交易配比的机制与效率—基于全球最大专业市场的研究》,《产业经济研究》2013 年第 2 期。
- [27]刘斌、顾聪:《互联网是否驱动了双边价值链关联》,《中国工业经济》2019 年第 11 期。

- [28]吴晓求:《中国金融的深度变革与互联网金融》,《财贸经济》2014年第1期。
- [29]Pisano, P., M. Pironti, and A. Rieple. Identify Innovative Business Models: Can Innovative Business Models Enable Players to React to Ongoing Trends. *Journal of Entrepreneurship Research*, Vol. 5, No. 3, 2015, pp.181-199.
- [30]刘澜飏、齐炎龙、张靖佳:《互联网金融对货币政策有效性的影响——基于微观银行学框架的经济学分析》,《财贸经济》2016年第1期。
- [31]张俊英、郭凯歌、唐红涛:《电子商务发展、空间溢出与经济增长——基于中国地级市的经验证据》,《财经科学》2019年第3期。
- [32]Feldman, M. P., & Audretsch, D. B. Innovation in cities:: Science-based diversity, specialization and localized competition. *European economic review*, Vol. 43, No. 2, 1999, pp. 409-429.
- [33]彭向、蒋传海:《产业集聚、知识溢出与地区创新》,《经济学(季刊)》2011年第3期。
- [34]田利辉、张伟:《政治关联影响我国上市公司长期绩效的三大效应》,《经济研究》2013年第11期。
- [35]谢攀、李文溥:《政治关联、要素比价扭曲与再配置效应》,《经济管理》2015年第6期。
- [36]Rochet J-C., Tirole J. Two-sided markets: a progress report. *The RAND Journal of Economics*, Vol. 37, No. 3, 2006, pp. 645-667.
- [37]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》,《经济研究》2020年第2期。
- [38]Lewbel A. Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 30, No.1, 2012, pp. 67-80.
- [39]温忠麟、叶宝娟:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》2014年第5期。

互联网是否促进了制造业企业产品升级

——基于技术复杂度的分析

卢福财¹ 金环²

【摘要】互联网跨界经营和应用近年来受到实务界和学术界的广泛热议，但鲜有文献从更为微观的产品视角出发深入探讨企业使用互联网对制造业产品升级的影响。本文通过匹配中国工业企业数据库和中国海关数据库，采用 OLS、Probit 以及 Heckman 选择模型，研究了互联网对企业产品横向升级的影响及内在机制。研究发现：（1）企业使用互联网能显著促进出口概率的增加以及技术复杂度的提升；（2）互联网对技术密集型企业 and 内资企业的技术复杂度提升效果更明显；（3）技术创新是打开互联网促进制造业产品升级这一“黑箱”的重要机制，而波特强调的成本领先优势在互联网环境下只是企业实现产品升级和获取竞争优势的必要条件。本文的结论具有深刻的政策意义：当前加快推进互联网在高技术企业和内资企业的应用，加大对企业研发创新投入的支持力度，是实现中国制造业产品升级目标的关键。

【关键词】互联网；产品升级；技术复杂度；制造业企业

一、引言

自加入世界贸易组织以来，中国企业凭借国内丰富的自然资源和人口红利等要素禀赋优势，积极融入经济全球化背景下载发达国家跨国公司主导的全球价值链（Global Value Chain, GVC），创造了具有中国经济增长奇迹和出口扩张奇迹（苏丹妮等，2018）。然而经济增长的背后，企业容易形成跟随式发展模式：一方面导致 GVC 被低端锁定；另一方面，过度依赖要素禀赋的出口也会使经济陷入悲惨增长（刘维林，2012）。与此同时，伴随劳动力成本优势的逐渐消失以及东南亚和非洲等新兴经济体的兴起，中国制造业企业正面临双重风险。2015 年国务院颁布《中国制造 2025》行动战略，强调制造业领域的高质量发展，尤其加快推进互联网在制造业领域的应用。2017 年数字技术与实体经济融合规模超过 21 万亿元，同比增长了 20.9%，占国内生产总值比重由 2005 年的 7% 上升至 25.4%。^①从增长趋势看，互联网在制造业领域的普及率不断增加，互联网与制造业的融合力度也不断增强，互联网产生的创造性破坏不仅改变了传统企业

¹ 卢福财，江西财经大学校长、教授

² 金环，华东理工大学商学院博士研究生

^① 数据来源于中国信通院（CAICT）发布的中国数字经济发展与就业白皮书（2018）。

的生产方式，还影响企业的贸易模式（赵振，2015）。然而，仅仅由现实中宏观经济数据的统计，以及对个案企业的观察并不能直接推断互联网对制造业企业的作用大小，也无法获取二者之间的具体机制。此外，关于互联网与制造业的研究大都基于国家或地区层面，少数基于微观视角的研究也都集中在企业出口行为和出口绩效上，鲜有涉及互联网对产品升级的影响，而产品是企业生产的细胞，只有企业生产的产品质量提升，企业才能实现真正意义上的升级。

鉴于上述问题的考虑，本文沿袭新-新贸易理论框架，选取了 2004-2007 年中国工业企业数据库和中国海关数据库的匹配数据，用海关数据库提供的产品信息计算得到产品横向升级指标，用工业企业数据库提供的网页和邮箱作为互联网使用的代理指标，综合考察了企业使用互联网对制造业产品升级的影响。本文可能存在的边际贡献主要有：（1）首次从微观层面考察互联网与制造业产品升级的关系及内在机制，弥补了互联网与制造业产业升级在微观领域的空白；（2）选择信息更加丰富的微观海量数据库，并采用 Heckman 两步法修正样本选择偏误带来的内生性问题，结论发现即使在大的电子商务平台出现之前，互联网的推广和使用对企业出口和技术复杂度都能产生正向促进作用；（3）波特（2005）强调成本领先、差异化、集中化是企业获取竞争优势的三大战略选择，机制检验却发现在互联网迅速发展的背景下，成本领先已不再是获取竞争优势的充分条件，企业必须兼具技术创新和成本领先优势，生产出技术复杂度更高的产品，才能在激烈的市场竞争中保持不败的优势。

二、文献回顾与理论假说

（一）文献回顾

关于产品升级的研究最早出现在国际贸易领域，Humphrey 和 Schmitz（2002）在研究全球价值链嵌入时发现，随着发展中国家的企业进一步融入全球市场，为了保持盈利，生产者必须增加其产品的技术含量或使其产品明显区别于其他产品，企业的这种生产活动称之为产品升级。实际上，要准确量化产品升级非常困难，往往受制于人力资本、技术条件、企业环境等多方面因素。学者们根据问题研究需要，又将产品升级分为纵向升级和横向升级。产品纵向升级主要指增加产品质量和附加值但种类并未改变，通常用产品质量表示（施炳展、邵文波，2014；苏丹妮等，2018）。产品横向升级主要指由生产简单商品向复杂商品转变，这种转变往往意味着产品技术含量的提升，通常用技术复杂度表示（李小平等，2018；马盈盈、盛斌，2018；周沂、贺灿飞，2018）。

技术复杂度作为度量产品间水平差异的方法，最早由 Hausmann, Hwang 和 Rodrik（2007）提出。Hausmann 等（2007）在研究出口的决定因素与经济增长的关系时发现，真正决定经济增长的关键因素是出口产品的技术复杂度，通常异质性产品中劳动生产率更高、技术含量更大的产品对经济增长的影响也更大，从而将国际贸易中企业出口的焦点由“数量”竞争转向“质量”竞争。

近期国际贸易领域关于产品升级、产品技术提升的研究，也大都基于技术复杂度视角。例如：刘斌等（2016）在考察制造业服务化与企业产品升级的关系时发现，制造业服务化可以通过提高出口产品的复杂度来促进企业产品升级；周沂和贺灿飞（2018）在研究不同类型的集聚经济对中国出口产品结构演化的作用机制和路径时，同样选取了技术复杂度作为出口产品技术含量的代理指标。当前中国经济发展正处于由高速阶段向高质量阶段转变的关键时期，为摆脱在全球价值链分工中长期处于“低端加工陷阱”的困境，从产品横向视角考察制造业转型升级更具现实意义。

以往文献中关于技术复杂度的研究，主要从要素禀赋、地理集聚、全球价值链分工以及对外直接投资等角度考察二者的关系。Wang 和 Wei（2008）发现一国的自然资源、人力资本等要素禀赋对技术复杂度会产生重要影响，通常人力资本对一国的技术复杂度提升起正向促进作用，而自然资源丰富的国家却不利于技术复杂度的提升；戴翔和金碚（2014）发现嵌入产业链与一国的制度质量结合可以更好地推动该国的技术复杂度提升；刘竹青等（2014）认为一方面地理集聚产生的知识和技术溢出效应促进了企业技术交流和生产率提高，另一方面企业集聚也降低了企业间信息交流、搜寻等交易成本，从而促进高技术复杂度的企业出口概率。随着大数据、云计算的兴起，少数学者开始从互联网视角考察技术复杂度的影响。李金城和周咪咪（2017）认为互联网主要通过节约信息成本和增加人力资本双重途径促进一国制造业技术复杂度的提升，互联网对复杂度越高的制造业企业出口影响越大，相反会阻碍复杂度水平低的制造业出口。岳云嵩等（2016）发现，互联网主要通过降低企业固定成本和形成技术外溢效应两个方面改善企业的生产效率，同时互联网的应用强化了企业在全价值链中的分工关系，使中国陷入以加工贸易为主导的“低端陷阱”模式中，因此互联网对进口复杂度的影响是两方面因素共同作用的结果。

归纳现有文献发现互联网这种连接一切的特征极大地降低了信息交流的障碍，同时也扩大了信息传递的范围。企业在使用互联网过程中，通过网站首页介绍产品信息、借助网站平台出售产品，极大地节约了市场上的搜寻成本和交易成本；在跨国交易过程中，企业借助邮箱及时沟通交易数量、价格以及订单信息，极大地缩短了信息交流成本（Niru, 2014），而信息成本的节约使企业拥有更多的资金用于研发和创新。Bloom 和 Reenen（2013）在检验对企业进行知识投资并获得回报时发现知识存在外溢效应，互联网的应用不仅扩大了知识的传播范围，也使信息的溢出效应在分享和交流过程中激发了企业创新（Arthur, 2007）。Paunov 和 Rollo（2016）选取了 117 个发展中国家和新兴国家的 50013 个样本企业发现，互联网带来的知识溢出效应能显著促进企业的生产率和创新绩效。互联网对创新的促进作用主要体现在三个方面：（1）互联网带来的知识共享效应使企业能接收更多更远的信息，这在获得市场充分信息的同时也能弥补企业自身发展的短板，为实现创新打下良好的基础（Kaufmann、Lehner 和 Todtling, 2003）；（2）互联网的引致学习效应使企业员工能及时有效地学习新技术，加速了人力资本的积累，推动了创

新效率的提高（韩先锋等，2019）；（3）互联网的应用扩张不仅改变了人们的选择偏好、认知过程和效用期望，也改变了企业的行为方式和产业的组织结构（何大安，2018）。综上所述，互联网不仅从成本节约角度，也从技术创新角度促进了企业技术复杂度升级。

（二）理论模型构建

以 Melitz（2003）异质企业贸易模型为框架，首先把技术复杂产品定义为企业在生产过程中投入更多异质性中间产品所生产出来的新产品（莫莎、何桂香，2013）。根据技术复杂度的定义，中间投入品的差异性越大，其生产的新产品技术含量也就越大，企业的技术复杂度就越高。

1. 生产者均衡

假设经济中存在差异化和同质化两类生产部门，每个企业仅投入单一要素劳动力进行生产，劳动力价格为 w ，劳动力数量为 L ，消费者收入为 I 。每个代表性消费者对差异化产品的偏好满足 CES 效用函数形式，即消费者效用最大化问题可以表示如下：

$$\text{Max } U = \left(\sum_i (Y_i q_i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中， Y_i 表示产品 i 的技术复杂度，用来度量企业产品升级的指标，假设每个企业只生产一种产品，那么 Y_i 也表示企业 i 的技术复杂度。 q_i 表示企业生产的差异化产品数量， $\sigma > 1$ 表示差异化产品之间的替代弹性。通过构建拉格朗日函数

$$\mathcal{L} = \left(\sum_i (Y_i q_i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} - \lambda (I - \sum_i p_i q_i) \quad (2)$$

并分别对差异化产品求导可得消费者效用最大化的最优消费量为：

$$q_i = p_i^{-\sigma} Y_i^{\sigma-1} \frac{I}{P} \quad (3)$$

其中， $P = \sum_i p_i^{1-\sigma} Y_i^{\sigma-1}$ 为差异化产品的价格指数。

2. 消费者均衡

如果企业在生产中使用互联网 θ ，并假设互联网的使用范围为 $\theta \in (0, +\infty)$ 。一方面，互联网技术平台的应用，使企业能够更加充分地了解市场信息、优化资源配置，减少为应对市场需求波动的缓冲性存货，从而降低企业的固定成本（Venables，2001）。另一方面，互联网与传统产业的融合推动了企业创新能力的提高，基于互联网背景下的商业模式创新，增加了企业销售产品的渠道，降低了企业的可变成本（李海舰等，2014）。沿用 Hallak 和 Schott（2011）的做法，本文假设可变成本的具体形式为：

$$\text{MC} = \frac{\beta}{R(\theta)} Y_i^\alpha \quad (4)$$

其中 $\beta > 0$ 为常数，企业借助互联网平台实现了产品创新、流程创新和商业模式创新（赵振、彭毫，2018），企业使用互联网 θ 的程度越高，企业的固定成本 $F(\theta)$ 越低，企业的创新能力 $R(\theta)$ 越强，企业的边际成本也越低，即 $R'(\theta) > 0$ 、 $F'(\theta) < 0$ 。基于上述分析，企业的生产成本可以表示为：

$$C = p_i^{-\sigma} \frac{\beta I}{PR(\theta)} Y_i^{\alpha+\sigma-1} + F(\theta) \quad (5)$$

3. 市场均衡

假设市场上存在大量生产差异化产品的企业，企业面临的市场结构以垄断竞争市场为主。根据垄断竞争市场结构在均衡条件下利润为零的特征，企业的利润函数最大化形式可表示为：

$$\text{Max } \pi = q_i \left(p_i - \frac{\beta}{R(\theta)} Y_i^\alpha \right) - F(\theta) \quad (6)$$

根据一般均衡条件生产者均衡等于消费者均衡，对（6）式中产量求一阶偏导数可得

$$\frac{\partial \pi}{\partial q_i} = p_i + q_i \frac{dp}{dq} - \frac{\beta}{R(\theta)} Y_i^\alpha = 0 \quad (7)$$

将（7）式移向合并，整理得到企业技术复杂度的函数可以表示为：

$$Y_i^\alpha = \frac{R(\theta)(1-\frac{1}{\sigma})p_i}{\beta} \quad (8)$$

由（8）式可知，企业的技术创新会增加企业生产产品的技术复杂度，由已知条件 $R'(\theta) > 0$ ，还能得到 $\partial Y_i / \partial \theta > 0$ ，即企业可借助互联网实现技术创新，从而促进企业技术复杂度的提升。

4. 自由贸易均衡

测算技术复杂度需结合不同国家出口贸易额以及不同产品种类出口额的具体情况，因此与国内贸易不同的是，企业在自由贸易条件下通常会面临更多的不确定性。根据经典的贸易引力模型，在两国交易中，距离成本是影响贸易规模的主要障碍（Freund 和 Weinhold, 2004），此外国际市场、宏观经济形势的变化，都会导致企业出口产品受限。因此，为了适应国际市场的变动、实现企业最优状态生产，出口企业不得不支付一定的调整成本，包括搜寻市场信息、与贸易伙伴国的信息交流以及及时了解国际市场需求的变动等必须支付的成本（施炳展，2016），假设该调整成本为 $S(\theta)$ ， θ 表示企业运用互联网的程度，互联网发展水平越高，企业便可借助互联网降低在国际市场上的搜寻成本和交流成本，促进出口贸易的增加（Hallak 和 Schott, 2011），即 $S'(\theta) < 0$ 。假设企业出口需求面临更大不确定性的概率为 ω ，那么出口市场需求前后一致的概率即为 $1 - \omega$ 。于是，出口企业预期利润最大化的目标函数为：

$$E(\pi_e) = \omega[\pi(Y) - S(\theta)C(Y)] + (1 - \omega)[\pi(Y) - C(Y)] \quad (9)$$

对（9）式两端求一阶偏导数可得企业预期出口量为：

$$\frac{\partial E(\pi)}{\partial q} = \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right)p - [\omega + (1 - \omega)S(\theta)] \frac{\beta}{R(\theta)} Y^\alpha = 0 \quad (10)$$

由（10）式移向合并整理可得到企业技术复杂度与互联网之间的关系式为：

$$Y^\alpha = \frac{\sigma-1}{\sigma\beta} \frac{R(\theta)p}{(1-\omega)+\omega S(\theta)} \quad (11)$$

由（11）式可知，企业生产产品的技术复杂度与企业技术创新能力 $R(\theta)$ 呈正比，与企业出口贸易中调整成本 $S(\theta)$ 呈反比，而 $\partial Y / \partial \theta > 0$ 可同时表示为：

$$\frac{\partial Y}{\partial \theta} = \frac{\partial Y}{\partial R(\theta)} \frac{\partial R(\theta)}{\partial \theta} = \frac{\partial Y}{\partial S(\theta)} \frac{\partial S(\theta)}{\partial \theta} = \frac{\sigma-1}{\sigma} \frac{p}{\beta} \frac{R'(\theta) - R(\theta)\omega S'(\theta)}{[(1-\omega)+\omega S(\theta)]^2} > 0 \quad (12)$$

即企业借助互联网，通过降低信息成本和提高技术创新的方式实现技术复杂度水平的提升。基于以上分析，本文做出如下三个假设，并在图 1 中展示了具体的影响渠道。

假设 1：企业通过使用互联网，可直接促进技术复杂度的提升。

假设 2：互联网通过降低企业生产成本促进企业技术复杂度提升。

假设 3：互联网通过促进企业技术创新，从而实现技术复杂度升级。

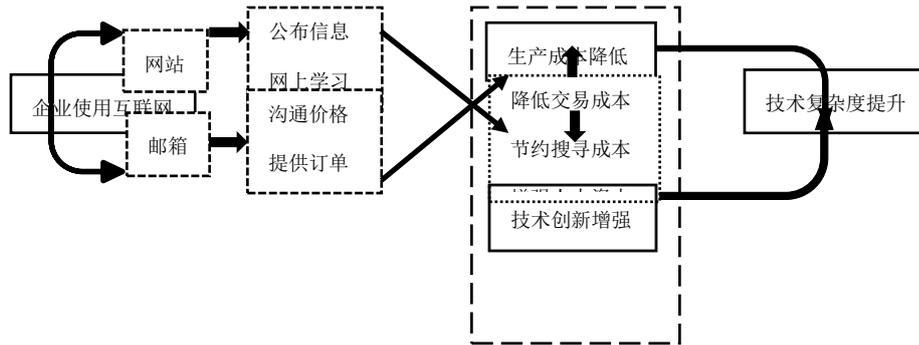


图 1 互联网促进技术复杂度提升的内在机制

三、计量模型设定与指标说明

（一）模型设定

本文旨在研究企业使用互联网对技术复杂度的影响，据此构建企业层面的普通最小二乘回归的计量模型：

$$\ln Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \theta_{ijt} + \beta \sum X_{ijt} + v_j + v_t + \mu_{ijt} \quad (13)$$

模型中 i 、 j 和 t 分别表示企业、行业和年份， Y 表示企业技术复杂度， θ 用来度量企业是否使用互联网，使用网页（或邮箱）记为 1，否则记为 0。 X_{ijt} 表示一系列影响被解释变量和核心解释变量的控制变量，忽略这些控制变量可能会导致模型估计结果有偏。此外，模型中还控制了行业固定效应 v_j 和时间固定效应 v_t ， μ_{ijt} 表示随机误差项。

然而，由于本文的样本数据来源于中国工业企业和海关进出口数据库，而样本内含大量内销企业，在计算技术复杂度时如果忽略内销企业，则会导致样本选择偏差。因此，本文借鉴 Chatterjee、Rafael 和 Jade（2013）及刘斌等（2016）的做法，通过 Heckman 两阶段模型修正样本选择偏差。

第一步利用 Probit 模型估计企业是否出口，得到企业出口的概率，并利用估计的结果计算出反米尔斯比率 IMR_{ijt} ；第二步，利用选择性样本的观测值和计算的 IMR_{ijt} 估计出企业使用互联网对其出口产品技术复杂度的影响。具体方程设定如下：

$$\Pr(Export_{ijt} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 \theta_{ijt} + \beta \sum X_{ijt} + v_j + v_t + \mu_{ijt} \quad (14)$$

$$\ln Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \theta_{ijt} + \beta \sum X_{ijt} + \delta IMR_{ijt} + v_j + v_t + \mu_{ijt} \quad (15)$$

选择方程 (14) 中的 $Export_{ijt}$ 表示企业是否出口的虚拟变量, 企业出口记为 1, 反之记为 0。方程 (15) 中加入 IMR_{ijt} 用以克服样本选择偏差, 如果对 (16) 式进行回归时发现 IMR_{ijt} 的估计系数显著, 说明存在样本选择偏差, 应该采用 Heckman 两步法进行回归; 否则可直接对 (13) 式进行普通最小二乘 OLS 回归。

(二) 指标说明

1. 被解释变量

本文采用 Hausmann 等 (2007) 提出的技术复杂度对产品升级进行量化并借鉴刘竹青等 (2014)、岳云嵩等 (2016) 的做法, 对技术复杂度的测算步骤具体如下。

首先计算某一种产品的技术复杂度 ($Prody_k$):

$$Prody_k = \sum_j \frac{(x_{kj}/X_j)}{\sum_j (x_{kj}/X_j)} G_j \quad (16)$$

其中, 下标 k 和 j 分别代表产品的种类和国家, x_{kj} 表示国家 j 出口 k 产品的交易额, X_j 表示国家 j 的出口总额, G_j 表示国家 j 的人均 GDP。企业的技术复杂度 (Y_i) 则可表示为:

$$Y_i = \sum_k \frac{x_{ik}}{X_i} Prody_k \quad (17)$$

其中, x_{ik} 表示企业 i 出口产品 k 的贸易额, X_i 表示企业 i 的出口总额, $Prody_k$ 表示产品 k 的技术复杂度。另外, 借鉴 Ana, Mattoo, Nguyen 和 Schiffbauer (2019) 的做法, 本文采用出口交货值 (Export) 作为企业是否参与出口的二元变量, 企业当年发生了出口交货值交易取 1 表示企业出口, 否则取 0 表示未出口。

2. 核心解释变量

本文选取的核心解释变量有两个, 借鉴李兵和李柔 (2017) 等现有文献的做法, 本文选取企业是否注册网页 (Address) 和邮箱 (Email)^① 作为使用互联网的代理指标, 利用这两个指标度量互联网可能会遭到一定的置疑。首先, 几乎所有的企业哪怕是互联网很不发达的企业现在都有网页和邮箱, 很难看出互联网是否发达。当然不能忽视这一问题的存在, 但本文考察互联网对技术复杂度的影响是从 2004 年开始, 那时网页和邮箱才刚开始统计, 描述性统计的结果也显示^②, 中国工业企业数据库中拥有网页和邮箱的企业分别占总样本企业的 18.6% 和 22.3%, 在国内大型电子商务平台尚未兴起的时期, 网页和邮箱是企业使用互联网作为交易的最可能的工具。

其次, 中国工业企业数据库中的互联网数据绝大多数都来自企业自行上报, 可能存在有的企业登记有的却没有登记, 不排除会出现这两种情况。假设企业使用了网页和邮箱却没登记,

① 在统计中国工业企业数据库中网页和邮箱时, 凡是样本中未显示任何信息或明显错误代码的企业一律用 0 代替, 凡是出现 http、www、com、cn、@ 等能表示网页和邮箱的信息一律取值为 1, 由于 2001 年该数据库开始统计邮箱, 2004 年开始统计网页, 为了统一时间, 本文选择的网页和邮箱均从 2004 年开始。

② 由于篇幅限制, 描述性统计的结果可向作者索取。

这种情况下得到的结论只会低估互联网的作用，如果低估的条件下互联网的促进效应都显著，那么不低估的话应该更显著；相反企业存在虚假登记的现象也不大可能出现，因为在当时规模较小的企业甚至根本不会利用互联网，而且描述性统计显示的网页和邮箱占比偏低也能间接证明伪造的可能性不大，即使存在部分虚报，在大样本情况下也不会影响总体趋势的走向。因此，网页和邮箱这两个指标在度量互联网使用情况时虽存在某些不足，但在本文的考察期内研究互联网对技术复杂度的影响仍能起到一定的借鉴作用。

3.其他变量

借鉴 Ricci 和 Trionfetti (2012)、杨德明和刘泳文 (2018) 以及王可和李连燕 (2018) 等现有文献的做法，本文选取的控制变量如下所示。

企业资本强度 (Capital): 企业的要素禀赋和要素之间替代弹性直接关乎企业的出口状况，因此有必要控制企业资本强度这一变量，采用企业固定资产净值年平均余额与全体职工人数的比值代替。

企业相对规模 (Scale): 企业规模的大小对其是否使用互联网和企业技术复杂度都会产生一定的影响，采用企业工业总产值占所在行业工业总产值的比重表示。

企业年龄 (Age): 企业是否具有出口经验以及是否拥有出口偏好的企业环境对企业的出口会产生重要影响，因此有必要控制企业年龄这一变量，采用被调查年份和开业年份的差值再加 1 度量。

企业生产效率 (Lp): 根据新新贸易理论中生产率越高的企业越容易出口的推断，企业生产效率是影响企业技术复杂度的重要指标，采用人均工业增加值的对数值度量。

员工工资 (Wage): 员工收入是衡量企业人力资本的一个方面，对企业技术复杂度也会产生一定的影响，因此有必要控制这一指标，采用应付工资与从业人员的比值度量。

企业性质: 包括是否属于国有企业 (Ownership) 和外资企业 (Foreign)，是取值为 1 否取值为 0。通常外资企业具有更完善的出口渠道和技术创新能力，对企业出口产品的技术复杂度会产生一定的影响。

城市虚拟变量 (city): Heckman 两步法在第一阶段需要找出一个代替企业是否出口的工具变量。借鉴 Helpmann, Melitz 和 Rubinstein (2008) 的做法，本文采用企业所在地区是否为沿海城市作为工具变量。通常沿海地区的企业借助得天独厚的地理优势，更容易出口到国外市场，满足工具变量相关性假定；企业在选址的时候，通常会根据自己的生产性质以及与生产要素的距离进行定位，一般情况下与企业生产产品的技术复杂度并无直接关联，满足工具变量外生性假定。除此之外，本文还控制了时间固定效应和行业固定效应，将工业企业数据库中行业四位码合并成两位码，以某一行业为基准设置虚拟变量。控制行业固定效应的目的主要是考虑到某些不可观测因素随行业性质变化对技术复杂度产生影响。

(三) 数据说明

借鉴聂辉华等（2012）、田巍和余淼杰（2013）的做法，首先对中国工业企业数据库进行筛选。第一，删除资产总计、工业总产值、固定资产合计、中间投入、主营业务收入、营业费用和销售费用等缺失值以及小于等于 0 的样本；第二，剔除全部从业人员小于 8 人、固定资产净值小于 500 万、制造费用、管理费用和直接材料小于 0 的样本；第三，根据会计核算准则，剔除总资产小于流动资产、流动资产小于存货、累计折旧小于本年折旧以及固定资产合计小于固定资产净值的样本。

借鉴施炳展（2014）、张健和鲁晓东（2018）的做法，首先删除企业名称和代码、产品名称、原产国、出口目的国缺失的样本。其次，剔除单笔贸易额小于 50、产品数量小于 1 的企业。再剔除农产品、资源品、同质产品以及中间贸易代理商样本。处理完数据库中不符合条件的异常值样本后，本文没有按照惯例利用企业名称和代码对两个数据库进行匹配的做法，因为中国海关数据库中企业代码有 10 位数，而工企数据库中企业代码只有 9 位。通过对比两个数据库中共同的企业信息，最终利用企业名称、电话号码以及企业所填写的邮政编码进行匹配。需要注意的是，中国工业企业数据库中企业电话号码还包括前三位分机号，为了达到更好的匹配效果，本文在选择电话号码匹配时只选择了后七位，最终匹配成功的企业共计 212105 家。

需要说明的是，计算技术复杂度的所有产品信息来源于中国海关数据库提供的 8 位 HS 编码，利用对应的产品编码在《联合国商品贸易数据库》中寻找相应国家出口该产品的贸易额及出口总额，各国人均 GDP 来源于《世界银行数据库》；除度量企业规模的行业总产值来自于《中国统计年鉴》外，模型中其余控制变量数据均来自于中国工业企业数据库。另外，样本区间从 2004-2007 年主要鉴于如下考虑：第一，中国工业企业数据库中唯一与互联网有关的信息^①就是网页和邮箱，而同时统计网页和邮箱信息的节点始于 2004 年。此外，从 2010 年之后该数据库便不再统计网页和邮箱信息，尽管数据库目前已经更新到 2013 年，但从 2009-2012 年期间出现过重大调整^②，加之 2008 年世界金融危机可能对各国进出口造成一定的冲击，为了尽可能得到互联网对技术复杂度提升的净效应，最终截止年份选到 2007 年。第二，如果在互联网还不是很普及的 2004-2007 年期间还能得到二者的显著关系，那么至少可以说明企业使用互联网对技术复杂度的影响这一逻辑机制是存在和合理的。根据梅特卡夫定律，当企业互联网用户数量增加时，互联网对技术复杂度提升的价值会以用户数量的平方项上升，本文后续的稳健性检验中将进一步讨论该效应的变化趋势。

四、实证结果及分析

① 由于 2004 年是普查年份，调查并统计了企业的微机数量，但与互联网还稍微不同。

② 2011 年之后，数据库中规模以上工业企业的主营业务收入由原先的 500 万调整至 2000 万，且 2010 年数据存在严重错误和关键控制变量缺失问题。

(一) 基准模型回归

为避免样本选择偏误，本文根据第三部分计量模型设定技巧，首先利用（14）中Probit模型估计企业是否出口并测算出IMR，回归显示所有的IMR系数都在 1%水平下显著为正，说明存在样本选择偏误，因此基准模型选择 Heckman 两步法进行回归。

表 1 Heckman 模型基准回归结果

	(1) Export	(2) lnY	(3) Export	(4) lnY
Email	0.195*** (0.007)	0.056*** (0.007)		
Address			0.184*** (0.008)	0.059*** (0.007)
Capital	-0.223*** (0.004)	0.115*** (0.006)	-0.223*** (0.004)	0.115*** (0.006)
Scale	0.229*** (0.003)	0.017*** (0.006)	0.227*** (0.003)	0.017*** (0.006)
Lp	0.007* (0.004)	0.651*** (0.002)	0.006 (0.004)	0.651*** (0.002)
Age	0.009*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.009*** (0.000)	0.002*** (0.000)
Wage	0.002*** (0.000)	0.005*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.005*** (0.000)
Ownership	-0.184*** (0.012)	-0.119*** (0.009)	-0.177*** (0.012)	-0.118*** (0.009)
Foreign	1.031*** (0.007)	0.264*** (0.026)	1.039*** (0.007)	0.268*** (0.026)
City	0.055*** (0.009)		0.055*** (0.009)	
constant	-3.034*** (0.035)	0.748*** (0.113)	-3.034*** (0.035)	0.749*** (0.113)
IMR		0.427*** (0.039)		0.429*** (0.039)
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
N	210573	210573	210573	210573

注：（1）括号内为系数的标准误；（2）模型中已同时控制行业和时间固定效应；（3）*、**和***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平，下文各表同。

表 1 第（1）、（2）列汇报了使用邮箱对企业出口和技术复杂度的影响。结论发现，企业使用互联网显著提高了出口概率，企业邮箱每增加一个单位，出口概率便提高 19.5%，技术复杂度也相应提高 5.6%。第（3）、（4）列替换网页作为互联网的代理变量，得出的结论与使用邮箱类似，二者均在 1%显著水平上推动企业技术复杂度的提升。由此证明了理论部分的假设 1，即互联网的使用显著推动企业技术复杂度的提升。

此外，除互联网符合本文预期外，模型中其他控制变量也符合现有文献的预期。例如规模越大的企业出口的概率越高，越靠近沿海地区的企业出口概率也越高。另外，企业的生产效率对出口概率的提升也没有起到多大作用，模型（1）度量的结果仅在 10%水平下显著，模型（3）度量的结果虽然为正数但不显著，这貌似意味着新新贸易理论中关于“生产率越高的企业越容易出口”的结论对中国企业并不完全适用。这一结论也与刘竹青等（2014）在研究企业生产率对出

口决策影响时得出的结论相一致。相反，国内大多数企业由于本身的生产效率并不高，通过借助互联网提高生产率之后反而会促进企业出口概率的提高。

（二）异质性分析

1. 基于行业异质性视角

企业所在行业的特征和性质通常会影响到技术复杂度，那么互联网对企业技术复杂度的影响是否也会因行业异质性的不同而产生显著差异呢？本文参考刘威等（2018）对制造业行业分类的方法，结合中国工业企业数据库中企业所在行业的代码将制造业分为劳动密集、资本密集和技术密集三种类型，估计结果如表 2 所示。

表 2 分行业互联网对技术复杂度的影响

	劳动密集型		资本密集型		技术密集型	
	OLS回归		OLS回归		Heckman两步法	
Email	0.021*** (0.006)		0.024*** (0.005)		0.076*** (0.011)	
Address		0.036*** (0.007)		0.027*** (0.005)		0.060*** (0.011)
Capital	0.196*** (0.004)	0.196*** (0.004)	0.241*** (0.004)	0.241*** (0.004)	0.001 (0.010)	0.003 (0.010)
Scale	-0.079*** (0.002)	-0.080*** (0.002)	-0.082*** (0.002)	-0.082*** (0.002)	0.116*** (0.010)	0.115*** (0.010)
Lp	0.630*** (0.005)	0.630*** (0.005)	0.564*** (0.004)	0.563*** (0.004)	0.633*** (0.005)	0.632*** (0.005)
Age	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)
Wage	0.005*** (0.000)	0.005*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.007*** (0.000)	0.007*** (0.000)
Ownership	-0.133*** (0.015)	-0.133*** (0.015)	-0.128*** (0.009)	-0.127*** (0.009)	-0.151*** (0.015)	-0.146*** (0.014)
Foreign	-0.015** (0.006)	-0.014** (0.006)	0.022*** (0.006)	0.023*** (0.006)	0.518*** (0.041)	0.514*** (0.041)
constant	2.747*** (0.026)	2.751*** (0.026)	2.929*** (0.019)	2.932*** (0.019)	0.903*** (0.165)	0.932*** (0.165)
N	38245	38245	73077	73077	73929	73929

首先对制造业三类行业的样本分别进行检验，发现劳动和资本密集型行业的IMR系数不显著。根据计量理论的设定，对劳动和资本密集型样本企业进行 OLS 回归，结果显示互联网的系数在 1%水平显著为正，平均而言网页和邮箱每增加一个单位，劳动密集型企业的技术复杂度将提升 2.85%，资本密集型企业将提升 2.55%。反观技术密集型企业的技术复杂度平均而言提升了 6.8%，远远高于劳动和资本密集型企业。尽管直接比较分组回归系数判定结论可能有失偏颇，但是表 2 至少可以说明两点：第一，无论采用何种方法检验，互联网对这三类企业的技术复杂度均会产生正向促进作用；第二，与总体回归结果相比，技术密集型企业的互联网促进效应更显著。这也比较符合要素禀赋优势理论，互联网本身也是一种技术，在同样处于技术密集型企业使用过程中会更加熟练和容易适用这项技术，从而对技术复杂度的提升也会更明显一些。

2. 基于企业异质性视角

根据统计局统计的数据，样本中绝大多数企业为民营企业，外资企业占比相对偏低，而外资企业通常拥有更充足的资金和技术，在促进出口和提升技术复杂度方面拥有更多的经验。互联网的优势就在于能更快捷、迅速地产生“引致学习”效应（岳云嵩、李兵，2018），那么本国内资企业能否借助互联网优势充分吸收外资企业的知识和技术外溢效应，促进技术复杂度提升，是个值得关注的问题。本文根据中国工业企业数据库中所有制企业的代码将样本划分为内资企业和外资企业，模型估计结果如表 3 所示。

表 3 分企业异质性互联网对技术复杂度的影响

	内资企业				外资企业			
	Email		Address		Email		Address	
	Export	lnY	Export	lnY	Export	lnY	Export	lnY
Email	0.265*** (0.009)	0.126*** (0.018)			0.135*** (0.014)	0.024*** (0.007)		
Address			0.265*** (0.010)	0.134*** (0.018)			0.082*** (0.016)	0.025*** (0.007)
IMR		0.712*** (0.090)		0.728*** (0.090)		0.255*** (0.033)		0.246*** (0.034)
N	153808	153808	153808	153808	56765	56765	56765	56765

注：由于篇幅限制，略去控制变量的汇报结果，下同。

首先样本中绝大多数企业均为内资企业，外资企业占比较少，这也为本文的分组提供了一定的现实意义。其次，我们发现了一个有趣现象：互联网对内资企业和外资企业的技术复杂度均在 1%显著水平上产生正向促进作用，但外资企业的系数值却小于内资企业，说明与外资企业相比，互联网对内资企业技术复杂度的提升效果更明显。对此本文给出的解释是：外资企业可能本来就拥有其他的出口渠道，使用网页和邮箱只是外资企业获取出口信息的一种方式；而内资企业由于自身缺乏国际市场的信息和合适的出口契机，互联网的使用恰好为其带来良好的出口渠道，降低了出口贸易壁垒，推动技术复杂度升级。

（三）稳健性检验

基准回归结果显示在样本期内，网页和邮箱对企业技术复杂度的促进效应显著为正，那么随着时间的推移，越来越多的企业都开始使用互联网，这种促进效应是否依旧保持继续增长，这一观点值得商榷。本文预测互联网的促进效应会呈现出非线性增长趋势。为了检验样本区间内得到结论的可靠性，本文利用互联网变量与时间虚拟变量的交互项进行稳健性检验，以帮助识别互联网影响技术复杂度升级的动态效应及变化趋势。

表4 互联网对技术复杂度提升的稳健性检验

	动态效应	
	Email	Address
Internet×year2004	0.0239** (0.0110)	-0.0004 (0.0134)
Internet×year2005	0.0682*** (0.0168)	0.0645*** (0.0158)
Internet×year2006	0.0701*** (0.0102)	0.0746*** (0.0104)
Internet×year2007	0.0900*** (0.0137)	0.0846*** (0.0123)
IMR	0.166*** (0.0440)	0.170*** (0.0439)

表 4 第二列可以看出，企业使用互联网第一年（2004 年）的技术复杂度提升效应为 2.39%且在 1%水平上显著，在使用后的第二年（2005 年）、第三年（2006 年）和第四年（2007 年）中，互联网的促进效应均在 1%水平显著，且效应系数分别为 6.82%、7.01%以及 9%，呈明显的上升趋势。同样第三列显示使用网页度量互联网的趋势效应，除第一年（2004 年）结果为负但不显著外，第二年（2005 年）、第三年（2006 年）和第四年（2007 年）同样存在这种变化趋势。究其原因，一方面互联网作为一种新的技术，与制造业企业融合产生促进效应的余热在短时间内不会立即消散；另一方面，大的金融危机背后往往蕴藏着新技术和新发明，从 2008 年之后互联网迅速崛起这一客观现实可以发现，如果互联网促进技术复杂度这一逻辑机制存在，那么随着企业使用互联网越发成熟，这一增长趋势至少不会在金融危机之后出现重大逆转。基于以上两点，本文认为企业使用互联网对技术复杂度的提升效应会呈现出非线性增长趋势。但不管怎样，样本期内互联网确实显著促进了制造业企业产品升级。本文的结论为进一步验证后续的互联网趋势效应提供了一定的思路，也为互联网与制造业深度融合奠定了一定的理论和实证基础。

五、进一步分析

上一部分实证结果显示，企业使用互联网能显著促进技术复杂度提升，那么二者之间的内在机制是什么呢？第二部分理论推导已经证明，互联网主要通过降低企业出口成本和促进企业技术创新两个方面推动技术复杂度的升级。本部分将通过构建中介效应模型来验证理论部分的相关假说。

（一）指标选取

创新中介变量（Innovation）。现有文献对技术创新的度量没有统一标准，但综合来看都包括了企业的研发投入，因此本文通过构建研发支出虚拟变量来衡量企业的创新情况，当企业在样本期间内有研发费用的产生记为 1，否则记为 0，这一指标的度量能很好涵盖现有文献都提到的研发支出。

成本中介变量（Cost）。考虑到现实中企业成本的发生和记录存在一定的偏差，且对企业成

本的测度迄今为止还没有达到一个规范的标准，学者通常会根据自己的研究内容来设定成本变量，本文研究的是微观层面互联网对企业技术复杂度的影响，鉴于互联网能够节约企业出口贸易成本的考虑，借鉴刘斌和王乃嘉（2016）的做法，本文采用企业的出口成本衡量成本中介变量，如果互联网能促进企业出口成本的节约，便可以提升企业出口的概率。

（二）中介效应模型设定

参照现有文献的做法，本文设定了如下模型检验互联网通过促进创新和降低成本两个中介变量推动企业技术复杂度的提升。

$$Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \theta_{ijt} + \beta \vec{X} + v_j + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (18)$$

$$Cost_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \theta_{ijt} + \beta \vec{X} + v_j + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (19)$$

$$Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \theta_{ijt} + \alpha_2 Cost_{ijt} + \beta \vec{X} + v_j + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (20)$$

$$Innovation_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \theta_{ijt} + \gamma \vec{X} + v_j + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (21)$$

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \theta_{ijt} + \beta_2 Innovation_{ijt} + \gamma \vec{X} + v_j + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (22)$$

需要说明的是，（18）、（19）和（20）式是检验是否存在成本中介效应的三步法，而检验创新中介效应是否存在主要依据（18）、（21）和（22）式。其中（18）式是主效应回归，如果（18）式不显著，说明不存在中介效应，无需进行下一步检验；反之则分别对成本和 innovation 中介效应进行检验，如果发现互联网和成本、互联网和创新系数均显著，说明此效应为部分中介，反之需要进行 Sobel 检验判断中介效应是否存在。模型中 $Cost_{ijt}$ 表示企业 i 在第 t 年的出口成本， $Innovation_{ijt}$ 表示企业 i 在第 t 年的研发投入，如果有研发投入记为 1，否则记为 0。 \vec{X} 为一系列控制变量，变量类型与基准回归模型相同。

（三）中介效应检验

1. 成本中介效应检验

根据中介效应模型的设定，本文首先检验计量模型（18）、（19）和（20）式，观察互联网在促进企业技术复杂度升级的过程中，成本中介效应是否存在，检验结果如表 5 所示。

表 5 成本中介效应检验

	使用邮箱度量互联网的成本中介			使用网页度量互联网的成本中介		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnY	Cost	lnY	lnY	Cost	lnY
Email	0.056*** (0.007)	0.0002 (0.001)	0.015*** (0.003)			
Address				0.059*** (0.007)	-0.001 (0.001)	0.018*** (0.003)
Cost			0.023*** (0.005)			0.023*** (0.005)
N	210573	212105	207936	210573	212105	207936
R ²	0.717	0.002	0.517	0.718	0.002	0.518

首先看使用邮箱度量互联网的中介效应检验，表 5 第（1）列是模型（18）式的估计结果，

该结果显示与基准模型并无差异；第（2）列是模型（19）式的估计结果，邮箱对企业出口成本的影响虽然为正，但不显著；第三列是模型（20）式的估计结果，在加上出口成本变量后，互联网系数快速下降到 0.015，说明企业出口成本的降低确实会影响技术复杂度升级，但中间的传导机制并不是因为互联网引起的。用同样的方法使用网页进行中介效应检验发现，互联网对出口成本的影响也不显著，最后利用 Sobel 检验发现 z 统计量在 10%水平下同样也不显著。由此得出企业出口成本并不构成互联网促进技术复杂度升级的中介效应，但出口成本的节约确实会对技术复杂度提升起到较大的促进作用，只是这一推动力并不是使用互联网产生的，从而理论部分的假设 2 并未得到数据的证实。

2. 创新中介效应检验

表 6 第（1）列估计的是以邮箱代替互联网的主效应模型（18），发现与基准回归模型相同；第（2）列是模型（21）式的估计结果，邮箱对技术创新回归的系数显著为正，即用邮箱代替的互联网每增加一个单位，企业创新便增加 0.074，虽然系数值不大，但对于企业的研发创新提升却起到关键作用；第（3）列是模型（22）式的估计结果，在模型中加入技术创新变量后，邮箱对技术复杂度的系数立刻降为 0.015，且创新变量的系数也显著为正。根据中介效应检验的三步法，这一实证结果表明技术创新确实是互联网推动技术复杂度升级的重要机制，且中介效应的大小为 2.41%，该数值表明互联网对企业技术复杂度提升的总效应 5.6% 中有 2.41% 是由企业技术创新带来的。用同样的方法检验企业使用网页对技术复杂度的影响发现中介机制仍然成立。由此证明了理论部分的假设 3，即互联网通过促进企业技术创新推动技术复杂度升级。

表 6 创新中介效应检验

	使用邮箱度量互联网的创新中介			使用网页度量互联网的创新中介		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnY	Innovation	ln Y	lnY	Innovation	ln Y
Email	0.056*** (0.007)	0.074*** (0.003)	0.015*** (0.003)			
Address				0.059*** (0.007)	0.092*** (0.003)	0.017*** (0.003)
Innovation			0.005** (0.002)			0.005** (0.002)
N	210573	212105	207936	210573	212105	207936
R ²	0.717	0.178	0.518	0.718	0.178	0.518

值得说明的是，本文的结论与波特（2005）在研究企业竞争战略时提出的差异化和成本领先是企业获取竞争优势的重要手段有所异同。波特认为战略的本质就是为企业选择合适的定位，其中最重要的任务就是通过成本领先和差异化战略将企业引向最具利润的行业并保持持久的竞争优势。本文发现成本优势虽然能够帮助企业获取竞争优势，但在互联网时代这一战略选择已逐渐成为必要而非充分条件，因为互联网时代下传统的降低成本的策略能够快速被竞争对手模仿和学习并运用到企业生产中。互联网本身具有的连接一切的特点，长期内企业并不能通过成

本领先获得绝对的竞争优势，但成本的节约会使企业在激烈的市场竞争中获得暂时性地优势。只有借助互联网增强企业的人力资本、改变传统的组织结构，才能更好地促进技术复杂度升级。

六、结论与建议

（一）基本结论

本文在新-新贸易理论框架下，推导了企业使用互联网对技术复杂度的影响及内在机制，并提出三个假说。同时，利用 2004-2007 年中国工业企业数据库和进出口海关数据库的匹配数据，从行业异质性和企业异质性两个层面，对理论部分的假说展开实证检验。此外，稳健性检验部分还考察了互联网对技术复杂度升级的趋势效应。研究结论如下：

第一，使用网页和邮箱代替互联网，能显著提高企业出口的概率并推动技术复杂度的升级。平均而言，网页和邮箱每增加一个单位，企业技术复杂度将会提升 5.6 个百分点。

第二，行业异质性结果发现，互联网对技术密集型行业的技术复杂度提升更大，对劳动和资本密集型行业的提升效果大致相当，技术密集型行业的互联网使用每增加一个单位，技术复杂度将会增加 6 个百分点；企业异质性结果发现，互联网对内资企业技术复杂度的影响显著高于外资企业。

第三，中介效应检验结果表明，技术创新作为有效的中介变量，对技术复杂度升级起到部分中介作用，其中介效应大小约为 2.41%，而出口成本并没有发挥真正的中介效应。

（二）政策建议

第一，要坚定不移推进新一轮改革开放。基准模型和异质性分析表明，只有加快企业出口、加大开放力度，互联网才能更好地推动企业技术复杂度升级。与此同时，中国政府也应继续扩大制造业的开放并提供优惠的出口贸易政策，扩大出口贸易市场以便建立更多的贸易伙伴关系。

第二，加快推进制造业领域互联网的普及和使用。当前中国正处于制造业转型升级的重要战略机遇期，在世界互联网浪潮的大背景大趋势下，中国应积极投入互联网的使用，努力提升劳动密集型和资本密集型企业的技术复杂度，以摆脱在国际贸易和全球价值链分工中始终处于价值链低端环节的局面。与此同时，加大对生产精密仪器、精细化产品的高新技术行业互联网的发展，努力提升高科技产品的技术复杂度，让全球价值链分工中的高端环节也有本国企业的一席之地。

第三，更加注重研发和创新。中国政府应加大对企业研发和创新投入的支持力度，借助互联网实现制造业企业产品创新，加快推动企业实现产品升级。根据市场竞争理论，企业应始终贯彻“人无我有、人有我优、人优我转”的生产策略，才能获取更多的超额利润。当跨国垄断集团已经掌握一批产品的核心环节时，中国企业除了积极融入分工过程以外，更多地是加快投入研发新产品，如此才能在激烈的国际竞争中始终保持领先地位。

参考文献

- [1] 戴翔、金碚 《产品内分工、制度质量与出口技术复杂度》，《经济研究》2014 年第 7 期。
- [2] 何大安 《互联网应用扩张与微观经济学基础——基于未来“数据与数据对话”的理论解说》，《经济研究》2018 年第 8 期。
- [3] 韩先锋、宋文飞、李勃昕 《互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗》，《中国工业经济》2019 年第 7 期。
- [4] 李兵、李柔 《互联网与企业出口:来自中国工业企业的微观经验证据》，《世界经济》2017 年第 7 期。
- [5] 李金城、周咪咪 《互联网能否提升一国制造业出口复杂度》，《国际经贸探索》2017 年第 4 期。
- [6] 刘斌、王乃嘉 《制造业投入服务化与企业出口的二元边际——基于中国微观企业数据的经验研究》，《中国工业经济》2016 年第 9 期。
- [7] 李小平、代智慧、彭书舟 《出口复杂度影响了产出波动吗——来自中国制造业企业的证据》，《国际贸易问题》，2018 年第 11 期。
- [8] 刘斌、魏倩、吕越、祝坤福 《制造业服务化与价值链升级》，《经济研究》2016 年第 3 期。
- [9] 李海舰、田跃新、李文杰 《互联网思维与传统企业再造》，《中国工业经济》2014 年第 10 期。
- [10] 刘竹青、佟家栋、许家云 《地理集聚是否影响了企业的出口决策?——基于产品技术复杂度的研究》，《产业经济研究》2014 年第 2 期。
- [11] 刘维林 《产品架构与功能架构的双重嵌入——本土制造业突破 GVC 低端锁定的攀升途径》，《中国工业经济》2012 年第 1 期。
- [12] 刘威、杜雪利、李炳 《金融发展对中国出口复杂度的影响渠道研究》，《国际金融研究》2018 年第 2 期。
- [13] 莫莎、何桂香 《产业集聚与中国高新技术产品出口复杂度关系研究》，《经济经纬》2013 年第 5 期。
- [14] 马盈盈、盛斌 《制造业服务化与出口技术复杂度:基于贸易增加值视角的研究》，《产业经济研究》2018 年第 4 期。
- [15] [美]迈克尔·E·波特 《竞争优势》，陈小悦译，北京华夏出版社 2005 年版。
- [16] 聂辉华、江艇、杨汝岱 《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》，《世界经济》2012 年第 5 期。
- [17] 苏丹妮、盛斌、邵朝对 《产业集聚与企业出口产品质量升级》，《中国工业经济》2018 年第 11 期。
- [18] 施炳展 《互联网与国际贸易——基于双边双向网址链接数据的经验分析》，《经济研究》2016 年第 5 期。
- [19] 施炳展、邵文波 《中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角》，《管理世界》2014 年第 9 期。
- [20] 施炳展 《中国企业出口产品质量异质性:测度与事实》，《经济学(季刊)》2014 年第 1 期。
- [21] 田巍、余淼杰 《企业出口强度与进口中间品贸易自由化:来自中国企业的实证研究》，《管理世界》2013 年第 1 期。
- [22] 王可、李连燕 《“互联网+”对中国制造业发展影响的实证研究》，《数量经济技术经济研究》2018 年第 6 期。
- [23] 岳云嵩、李兵、李柔 《互联网会提高企业进口技术复杂度吗——基于倍差匹配的经验研究》，《国际贸易问题》2016 年第 12 期。
- [24] 岳云嵩、李兵 《电子商务平台应用与中国制造业企业出口绩效——基于“阿里巴巴”大数据的经验研究》，《中国工业经济》2018 年第 8 期。
- [25] 杨德明、刘泳文 《“互联网+”为什么加出了业绩》，《中国工业经济》2018 年第 5 期。

- [26] 赵振 《“互联网+”跨界经营:创造性破坏视角》,《中国工业经济》2015年第10期。
- [27] 赵振、彭毫 《“互联网+”跨界经营——基于价值创造的理论构建》,《科研管理》2018年第9期。
- [28] 张健、鲁晓东 《产业政策是否促进了中国企业出口转型升级》,《国际贸易问题》2018年第5期。
- [29] 周沂、贺灿飞 《集聚类型与中国出口产品演化——基于产品技术复杂度的研究》,《财贸经济》2018年第6期。
- [30] Arthur, W. B., The Structure of Invention. *Research Policy*, Vol.36, No.2, 2007, pp.274-287.
- [31] Ana, M. F., Mattoo, A., Nuuyen, H., & Schiffbauer, M., The Internet and Chinese Exports in the Pre-ali baba era. *Journal of Development Economics*, Vol.138, No.11, 2019, pp.57-76.
- [32] Bloom, N., & Reenen, J. V., Identifying Technology Spillovers and Product Market Rivalry. *Econometrica*, Vol.81, No.4, 2013, pp.1347-1393.
- [33] Chatterjee, A., Rafael, D. C., & Jade, V., Multi-Product Firms and Exchange Rate Fluctuations. *American Economic Journal*, Vol.5, No.2, 2013, pp. 77-110.
- [34] Freund, C., & Weinhold, D., The Effect of the Internet on International Trade. *Journal of International Economics*, Vol.62, No.1, 2004, pp.171-189.
- [35] Humphrey, J., & Schmitz, H., How Does Insertion in Global Value Chains Affect Upgrading in Industrial Cluster. *Regional Studies*, Vol.36, No.9, 2002, pp. 1017-1027.
- [36] Hallak, J. C., & Schott, P. K., Estimating Gross-Country Differences in Product Quality. *Quarterly Journal of Economics*, Vol.126, No.1, 2011, pp. 417-474.
- [37] Hausmann, R., Hwang, J., & Rodrik, D., What You Export Matters. *Journal of Economic Growth*, Vol.12, No.1, 2007, pp.1-25.
- [38] Helpmann, R., Melitz, M., & Rubinstein, Y., Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes. *Quarterly Journal of Economics*, Vol.123, No.2, 2008, pp. 441-487.
- [39] Kaufmann, A., Lehner, F., & Todtling, F., Effects of The Internet on The Spatial Structure of Innovation Networks. *Modern Electronic Technique*, Vol.15, No.3, 2003, pp. 402-424.
- [40] Melitz, M. J., The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica*, Vol.71, No.6, 2003, pp.1695-1725.
- [41] Niru, Y., The Role of International Trade: Evidence from Asian and Sub-Saharan African Enterprises. *Global Economy Journal*, Vol.14, No.2, 2014, pp. 198-214.
- [42] Paunov, C., & Rollo, V., Has the Internet Fostered Inclusive Innovation in the Developing World. *World Development*, Vol.78, No.1, 2016, pp. 587-609.
- [43] Ricci, L. J., & Trionfetti, F., Productivity, Network, and Export Performance: Evidence from a Cross-Country Firm Dataset. *Review of International Economics*, Vol.20, No.3, 2012, pp.552-562.
- [44] Venables, A. J., Geography and International Inequalities: The Impact of New Technologies *Journal of Industry Competition and Trade*, Vol.1, No.2, 2001, pp.1-33.
- [45] Wang, Z., & Wei, S. J., What Accounts for This Rising Sophistication of China's Exports. NBER Working Paper, No.13771, 2008.

人民币国际化的汇率缓冲效应研究

——基于境外人民币存量与人民币结算比重

马光明¹ 杨武² 赵峰³

【摘要】随人民币国际化进程不断深化，截至 2017 年底我国货物贸易人民币结算比重已超过 10%，并导致境外人民币资产存量大幅度增长。与大多研究仅考察人民币结算消除合同签订后汇率波动影响的短期角度不同，本研究考察了人民币结算带来的境外人民币资产存量增长对我国贸易收支的汇率缓冲效应。基于 2005.01-2017.12 共 156 个月的时间序列数据实证研究发现，跨境贸易人民币结算背景下以香港人民币存款余额代表的境外人民币资产存量越大，人民币名义有效汇率升值对货物贸易收支的负面冲击就越被削弱，区分加工贸易/一般贸易的稳健性检验及针对 1975-2016 年日元汇率、境外存量与货物贸易收支的国际对比研究也得出了类似结论。且在控制境外人民币存量的前提下人民币结算比重越大，该缓冲效应越明显。随人民币结算占比不断扩大、境外人民币资产存量与投融资渠道等条件逐步完善，该机制将逐渐对人民币汇率变动下我国的贸易收支起到稳定器和缓冲器作用。

【关键词】人民币结算；汇率风险；境外人民币存量；人民币国际化

一、研究背景

货币国际化指的是一国货币在本国范围之外被使用和执行交换媒介、支付手段、价值尺度、储藏手段职能，包括该国居民与外国非居民进行交易时使用本国货币，或是第三国之间经济交易时使用本国货币的过程。2009年4月8日，国务院会议决定在上海、广州、深圳、珠海、东莞5省市开展跨境贸易人民币结算试点，打开了人民币国际化快速发展的闸门。而人民币国际化的主要途径并不是如美元一样流通于世界各国之间的交易活动模式，也不是如同日本模式一般利用金融自由化提升人民币地位，更不是采取欧元区国家让渡货币主权并与周边国家建立共同货币区安排，而是通过在中国对外贸易、投资领域推广人民币结算这一较为保守稳健的国际化途径。2009年至2012年，中国人民银行、外汇管理局等相关管理机构先后颁布《跨境贸易人民币结算试点管理办法》、《关于扩大跨境贸易人民币结算试点有关问题的通知》、《关于扩大跨境贸易人民币结算地区的通知》等一系列政策，不断主动放开跨境贸易人民币结算的适用范围。在

¹ 马光明，中央财经大学国际经济与贸易学院

² 杨武，中央财经大学国际经济与贸易学院

³ 赵峰，北京工商大学经济学院

政府大力支持推动下，作为阶段性成果，中国对外贸易使用人民币结算金额与比重明显增加，根据中国人民银行金融数据统计月报的统计，货物贸易人民币结算额及其占比经历了一个先增后减的趋势，比重已由 2012 年的 5% 左右上升至 2017 年末的约 11% 以上，2015 年 3 月和 8 月甚至一度达到约 34%，而 2016 年之后比重则有所下降（参见图 1）。可见目前货物贸易人民币结算已经达到相当规模。

人民币结算比重的扩大，尤其是初期人民币对外支付增加的一个直接后果就是境外人民币存量规模的显著上升。中国人民银行从 2013 年末开始公布境外个人与机构持有的各类人民币资产余额，数据显示从 2013 年 12 月至 2015 年 5 月，境外人民币资产存量不断上升，最高点超过 4.6 万亿元（图 2），约占同期 M2 的 2.6%，之后随人民币结算比重下降同时出现降低趋势，但至 2017 年 12 月仍有 4.2 万亿元左右，二者呈现较强的正相关性，例如 2013 年 12 月至 2017 年底货物贸易人民币结算比重与境外人民币资产的简单相关系数接近 0.5。

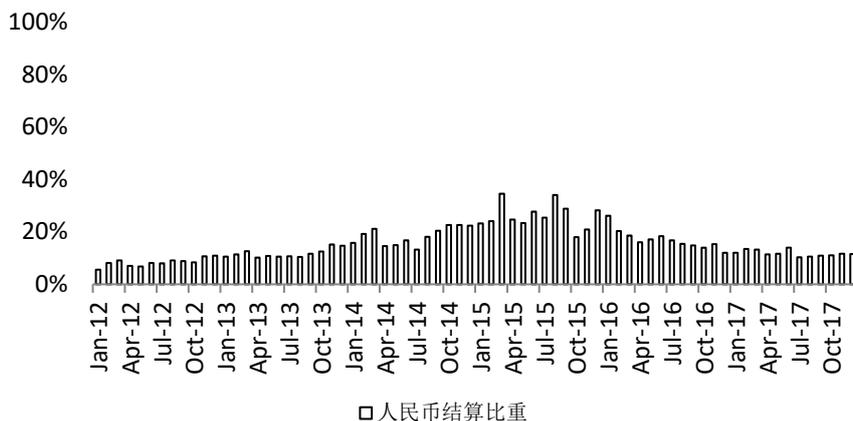


图 1 2012-2017 跨境货物贸易人民币结算比重 (%)

数据来源：根据中国人民银行及海关数据计算 数据来源：中国人民银行

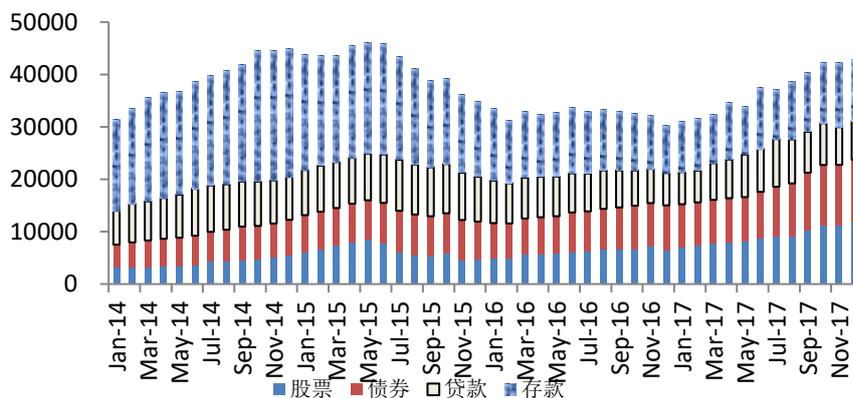


图 2 2014-2017 境外人民币金融资产存量 (亿元) 及其结构

数据来源：根据中国人民银行及海关数据计算 数据来源：中国人民银行

另一方面，本币汇率是影响发展中国家贸易收支的重要因素。通常情况下，若进出口全部

使用美元等国际货币结算，本币升值导致本国出口美元报价被迫上升而提高外国进口商进口成本，则在需求价格弹性充分的前提下会严重冲击本国出口额；同时本币升值导致进口所需本币成本显著下降，则会刺激本国进口额上升，从而导致贸易收支恶化。然而随境外本币资产存量的上升，外国进口商可越来越多使用其累积的本币资产支付进口，本币对美元等国际货币升值对外国进口成本的影响就会被部分切断，这就削弱了本币升值对本国出口的冲击，同时若进口直接使用本币支付，也就失去了本币升值导致的购汇成本下降带来的进口促进作用；反过来，本币贬值对贸易收支的促进作用同样应受到境外本币存量及结算规模的影响（详细后述）。因此近年来随我国跨境人民币结算规模的扩大，加之人民币汇率市场化程度不断提高，我国境外人民币存量的累积是否能缓冲人民币汇率升值对贸易收支的负面冲击，便是本文想研究实证的有趣话题。

全文结构安排如下：首先就本币汇率与贸易收支的关系、以及人民币结算背景下境外人民币资产存量对贸易影响方面的文献进行述评，其次在理论层面探讨境外人民币资产存量对汇率与贸易收支的影响机制，从中整理出境外本币存量、名义汇率、货物贸易收支关系的“汇率缓冲机制”。接下来利用 2005-2017 年月度时间序列数据对该机制进行基础实证及各角度的稳健性检验，最后是全文总结与展望。

二、文献述评

本部分将分别整理本币汇率与贸易收支的关系，以及本币国际化对进出口贸易的影响，尤其是近年人民币国际化对中国对外贸易的影响方面的已有文献。

（一）关于本币汇率对贸易收支的影响

汇率与贸易收支方面的文献可谓汗牛充栋，但究其本质，绝大多数均从经济学家罗宾逊夫人、马歇尔等在 20 世纪初提出的弹性法（Elasticity Approach）框架入手，并在其基础上进行细分、演进。弹性法将本币汇率变动对贸易收支的影响分解为“名义汇率变动——进出口价格变动——进出口量变动——进出口额与收支变动”三个环节，其中汇率变动能以多大幅度传递至进出口价格被称为“汇率-价格传递问题（Pass-through Problem）”，而进出口价格变动会引起进出口量多大幅度变动则可归结为“需求价格弹性问题”，此两个环节的表现共同决定了本币升值或贬值会否引起贸易收支差额发生变化。多年来各国学者正是从这两个环节着手来分析或解释具体现实中某国汇率变动与贸易收支的关系。

在汇率-进出口价格传递率方面，很多学者例如 Junz 和 Rhomberg（1973）、Taylor（2000）、Campa 和 Goldberg（2008）等均发现欧美大多数发达国家本币汇率的变动并不会完全传递至进出口价格上。对于该现象（可称为“盯市”，Pegging to the Market）；Knetter（1989）、Baldwin（1988）等认为是其原因是国际商品市场竞争压力不断增加，出口商宁可承受短期亏损、或是

努力精简成本也不愿将汇率升值传递到出口产品价格上，例如美元汇率升值主要被美国产品制造成本的被迫下降所吸收，而对出口价格影响不大。国内学者也从中国的汇率与贸易数据研究中发现了类似现象，例如王菁和张朋（2009）、施建淮、傅雄广（2010）、施建淮、傅雄广、许伟（2008）等。更为细致的研究则分行业、分产品考察了汇率的价格传递率。例如陈学彬、李世刚、芦东（2007）就发现加工贸易方式的制成品出口外币价格比一般贸易的劳动密集型产品更容易受到人民币升值的影响，导致出口额容易随人民币升值而下降，其原因可能是加工贸易企业承受亏损及降低成本的能力较弱；而毕玉江、朱钟棣（2007）根据 1986-2001 年的数据发现，就我国出口商品整体而言人民币升值几乎完全未导致整体出口外币价格上涨，而不同类产品的汇率价格传递率有所差别。具有类似结论的研究还有王晋斌、李南（2009）与陈六傅、刘厚俊（2007）等。

在进出口价格与需求量的关系方面，国内外学者在其各自领域研究了实际经济中的需求价格弹性。最为经典的是 Artus 和 Knight（1984）的工作，发现 14 个主要工业国进出口价格弹性在一年内仅仅勉强满足“马歇尔-勒那条件”，而长期内的价格弹性都较为充分，从而证实了 J 曲线效应（短期弹性不满足）的存在；类似的经典研究还包括 Harberger（1957）、Houthakker 和 Magee（1969）、Marquez（1990）、Kee 和 Olarreaga（2008）等，大多发现主要贸易市场需求价格短期弹性不足而长期弹性充分，且考察时间越长弹性越大。中国学者也对中国进出口价格与需求量的关系进行了研究，例如厉以宁（1991）、姚枝仲等（2010）等等，在此不加赘述了。

（二）关于本币国际化、本币汇率与国际贸易的关系

自从 2010 年人民币国际化正式启程以来，关于人民币国际化、跨境贸易人民币结算对国际贸易影响的研究便已开始进行，人民币结算这一要素也开始逐渐被引入人民币汇率与进出口贸易之间关系的分析，其中最为常见的结论是人民币结算能节约汇兑成本与时间，同时降低人民币汇率波动给贸易带来的汇率风险，以及由此导致的汇率保险等支出。人民币汇率波动会影响贸易收支，尤其是升值会通过价格效应抑制出口是大多数实证研究得出的常见结论，例如许可（2012）利用 2001 年至 2010 年中国对东盟、日本、美国、欧盟、韩国、中国香港六个主要贸易伙伴的月度进出口数据发现人民币实际有效汇率波动与对多数贸易伙伴的出口显著负相关；潘红宇（2007）利用协整检验、误差修正模型和 Granger 非因果检验等方法发现中国向美国和欧盟的实际出口与实际汇率波动率存在长期显著的负相关关系；国际上类似的一般性研究（即研究国际货币的使用对发行国贸易的促进关系）还有 Padma（1985）、Grauwe（1988）、Kenen and Rodrik（1986）、Chowdhury（1993）、Rose and Yellen（1989）、Bun 和 Klaassen（2007）、Baldwin 和 Nino（2006）、Sausa 和 Lochardy（2004）等。在此基础上，许多研究人民币国际化的学者都指出，由于人民币结算避免了本外币兑换，以上汇率波动带来的出口风险就被削弱。例如高海红、余永定（2010）指出人民币国际化意味着更多的外贸和金融交易将由人民币计价和结算，因此中国企业面对的汇率风险将降低，且人民币贸易结算同时可以反过来推动中国的跨境贸易的发展；

焦继军（2005）则认为本币结算降低了套期保值等规避汇率风险的不必要支出，同时本币结算也便利银行向中国出口商提供出口信贷，从而增大潜在出口贸易可能性及出口竞争力；田彦（2010）在其基础上进一步指出人民币结算可增加中国银行对出口对象国进口商提供卖方信贷从而增加贸易可能性。持类似观点的还有张承惠（2011）、郑木清（1995）等。

更进一步，一些学者注意到人民币结算降低汇兑成本和汇率风险，从而改善贸易收支须满足一定前提。例如殷剑峰（2011）、彭飞、芦湖（2013）等发现人民币持续升值使得出口贸易中进口商不愿意使用人民币支付而仍选择美元支付，导致人民币结算无法降低汇率风险；而这一源于我国企业贸易定价权和货币选择权较弱的现象导致了国际化初期人民币持续升值背景下的人民币结算出现收付比极低的局面（汪洋，2011）。国际上的一般性研究也发现发展中国家与发达国家之间的贸易多被迫使用发达国家货币（Grassman，1976），这同样使得货币正处于国际化阶段的发展中国家无法享受到本币国际化降低汇率风险的好处，等。

还有少数国内学者对于人民币国际化对贸易的其它影响渠道进行了研究。例如吕晨妍等（2017）基于 NOEM 模型，利用 2002 年至 2014 年季度数据，得出人民币跨境支付因价格粘性和本币升值带来短期内一国贸易条件的改善，但长期价格弹性和相对产出增加的影响又使得对贸易条件改善的正向效应减少从而带来贸易条件恶化。蒲岳等（2016）利用 1997-2013 年 67 个国家的面板数据，发现人民币国际化能通过集约边际体现出对出口贸易规模的促进作用，扩张了出口市场。周颖（2016）则认为人民币结算能帮助外贸企业增强商品定价权与主动权、优化进出口商品结构。阙澄宇、马斌（2017）基于汇率-价格传递率的角度，利用 2012 年 1 月至 2016 年 3 月数据的时变系数模型研究发现，跨境贸易人民币结算显著降低了人民币汇率变化对出口价格的传递程度（但其出口价格为人民币标价），从而减小了升值对中国出口商的利润冲击。此外近年不少研究例如张国建等（2017），孙少岩、孙文轩（2018），马光明等（2017），宿玉海等（2018）分析了人民币汇率波动对于人民币国际化的影响，其结论均为汇率的稳定有助于人民币国际化的深入开展，但这部分研究与本文主旨关系不大，不再赘述。

（三）关于境外本币存量、本币汇率与国际贸易的关系

从文献综述第二部分可以看到，关于人民币国际化、汇率与贸易关系的研究，大多数是将人民币国际化影响汇率与贸易收支关系的机制归结为人民币结算消除人民币汇率波动对出口与贸易收支的影响，其实质是一种“贸易合同签署后”的短期视角分析，即人民币结算出口合同签署后，若人民币对外升值，原先使用外币结算时本国出口商收取外汇后兑换本币金额减少，从而导致利润降低的风险就不存在了，这会降低升值对于贸易顺差的影响——但这种思考方式并不严密：一方面，其只考虑了中国出口商的供给端，而未从外国进口商的需求端分析。人民币结算虽可导致出口合同签署后，人民币升值不改变中国出口商收益，但外国进口商须持有足够人民币计值资产，其进口需求才能不受影响；若外国进口商没有足够境外人民币资产，需要用其本币兑换人民币支付进口，则人民币升值视具体产品和进口商的需求价格弹性不同仍然会对

我国出口和贸易收支产生不同程度负面冲击。关于这点，刘尧成等（2010）、卢向前等（2005）的实证研究都给出了证据。另一方面，这仅是短期视角的分析，若人民币升值并非是贸易合同签订后短期发生的，而是中长期内持续发生，则升值同样会造成外国进口商兑换人民币支付成本增加，从需求端冲击我国的出口以及贸易收支——除非外国进口商持有大量可供直接支付进口的人民币计值资产。

而关于境外人民币存量、本币汇率与国际贸易的关系，目前囿于人民币国际化时间较短、境外人民币存量较低，相关研究多为理论探讨。例如王大贤（2012）认为完善境外人民币资产的回流渠道能够增强人民币跨境结算的吸引力，例如通过人民币贸易融资为涉外企业缓解资金压力，同时一定程度上消除汇率波动风险，从而促进贸易发展。何东、马骏（2011）、社科院世界经济与政治研究所课题组（2011）、董有德与张弘意（2013）、王书朦（2016）、叶亚飞和石建勋（2018）等都认为人民币升值预期是人民币离岸市场发展推动因素之一，当人民币持续升值时，外国实体经济单位更愿意成为人民币资产的持有者，其可相当程度上在人民币贸易结算、直接投资等使用渠道上规避汇率风险，起到货币替代作用，且可能直接导致跨境贸易人民币结算支出贸易占比提高，推动境外人民币存量与人民币国际地位的提升。马光明（2012、2015）则更为直接地用理论模型明确指出境外人民币存量越高，越可能对汇率变化对贸易收支产生的冲击进行缓冲。但以上研究大多为理论探讨，实证研究，尤其是以境外人民币存量与汇率作为解释变量，贸易作为被解释变量的实证研究十分缺乏。

国际上也有不少研究考察美元等国际货币海外存量、汇率与国际贸易/投资之间的一般性关系，例如Goldberg和Tille(2005)对24国结算货币数据研究后发现，发展中国家用本国货币钉住的货币进行结算等同于用本币进行结算，可极大幅度降低国际货币对本币汇率变化对于贸易的不利冲击。类似地，Khalid（1999）、Fabio（1995）等也认为，一国货币贬值与国外利率上升可引起居民持有国外货币资产，通过货币替代和资本流动效应形成了境外货币需求，可降低其国际交易的汇率波动成本。这些研究本质均是从一般意义上反映了国际储备货币的“价值储藏”功能，即“货币替代”的一方面。篇幅所限不再赘述。

鉴于以上，本文将以外币人民币资产存量（及人民币结算比重）着手，尝试从理论及实证两个层面系统分析境外人民币存量、人民币汇率长期变动（而非短期波动）与贸易收支之间可能存在的数量关系。

三、理论机制与实证研究

如前文所述，当境外人民币存量逐渐增加、跨境贸易人民币结算逐渐推广，外国机构与个人将在与中国贸易活动中更多用其累积的人民币资产直接支付进口，中国从外国机构与个人进口货物时也将更多直接使用人民币支付，人民币名义升值对中国货物贸易收支的负向冲击程度

将随境外人民币存量及人民币结算比重的提升而削弱。该理论机制逻辑上非常容易理解，其本质即是储备货币的“价值储藏”功能在国际贸易领域的应用，无须用复杂数学模型即可描述。因此我们可先整理境外本币存量、本币汇率对贸易收支的理论影响机制，再考虑引入本币结算后对该机制的冲击并进行多角度的实证研究。

（一）境外本币存量、本币汇率对贸易收支的理论影响机制

为方便理解，我们将境外本币存量、本币汇率与本国贸易收支的理论联系用文字简要归纳如下：

在本币充分国际化并用于贸易结算前，假定一国进出口均使用美元等国际货币支付，本国商人进口时需用本币兑换外币进行支付，出口时则须将收到的国际货币兑换为本币在国内使用，这导致本币对这些国际货币名义汇率变动直接影响本国进出口商人以本币核算的经济利益，从而影响其出口外币报价及进口本币成本。以人民币对美元升值为例，升值后，中国出口美元报价将上升才能收回原先的人民币成本（上升幅度视该产品在外部市场需求价格弹性与出口商盯市策略而定），同时中国进口产品时用以兑换美元的人民币成本下降（下降幅度视该产品在中国的需求价格弹性与外国出口商盯市策略而定），进一步引起本国出口需求量的下降和进口需求量的上升，在较大弹性条件下引起贸易收支额的恶化。

当人民币国际化发展到一定阶段，外国进口商将基于财富储存或进口需求等动机，通过对中国出口或借贷等途径获得的人民币以各种资产形式储存于离岸人民币账户，而不将其兑换为本国货币，即将人民币作为与美元一样的价值储藏手段，而中国出口商对外出口采用人民币报价与结算，中国进口商进口产品可直接使用人民币支付。此时人民币对美元的名义升值对贸易收支的冲击将得到一定程度削弱。用一个数字例子说明如下：

出口方面，假定中国某出口商产品成本为 8 元人民币，因此在人民币对美元名义汇率为 1:8 时，对外报价 1 美元可收回全部成本及正常利润。而在人民币执行结算货币职责时，中国出口商对外出口报价是 8 元人民币而非 1 美元。当人民币对美元持续升值至 1:5 后，则外国进口商可直接用其储存的人民币资产进行支付，其面对的报价并未发生变化（无须用美元兑换升值了的人民币），并不会引起其进口需求量下降，当然也不会导致该中国出口商出口额的下降——当然，前提是该外国进口商已储存一定数量人民币资产，这样人民币升值给其带来的进口美元成本增加被其拥有的人民币计值资产升值所抵消，或说人民币升值对出口产品价格竞争力的影响被消除了；**进口方面**，假定某中国进口商原先进口某外国报价为 1 美元的产品。人民币结算全面实行后，在人民币对美元名义汇率为 1:8 时，该产品的报价便为 8 元人民币而非 1 美元。当人民币对美元名义汇率同样由 1:8 升值至 1:5 后，中国进口商仍须支付 8 元人民币进口产品，即面对的进口成本并未发生降低，当然也就不会有进口需求量和进口额的上升。**综合进口和出口**，当相当比重的国内外贸易商使用人民币结算后，人民币对美元的升值对中国国际收支的负向冲击就会被削弱。

显然，中国进出口贸易中使用人民币结算的比重越高、外国拥有的境外人民币资产存量越大，人民币升值对中国贸易收支的负面冲击就越被削弱（确切地说，外国贸易商而非投资商、投机商持有的人民币资产存量越大，人民币升值的负面冲击就越被削弱。但我们无法得到境外人民币资产持有者结构方面的月度数据，只能假设在其它因素不变前提下，外国持有的境外人民币资产存量越多，其贸易商持有的人民币资产存量也越多）。极端的情况就是外国完全使用人民币作为法币，即人民币成为事实上的本币，履行储藏手段和结算货币功能，此时人民币对美元等国际货币升值对该国与中国的贸易而言将毫无影响（类比：人民币对美元升值时，中国国内贸易并不会受到任何影响）。而当前人民币正处于国际化的开始阶段，关键变量即境外人民币存量以及人民币结算比重处于不断变化当中，这为实证研究提供了一个很好的研究背景。

（二）境外人民币资产存量、人民币汇率对中国货物贸易收支影响的实证研究

上文理论分析可知，境外本币资产存量，或说外国个人与机构持有的本币计值资产存量越大、同时跨境贸易本币结算比重越高，本币名义汇率变化对该国贸易收支的影响就越应被削弱。就中国近年现状来看，由于 2005 年 7 月汇改以来人民币名义汇率对外总体处于升值趋势，则随人民币境外存量和人民币结算比重增加，人民币升值对我国贸易收支的负面作用就越可能被削弱（外国进口商可用其持有的人民币资产升值来对冲部分人民币升值造成其兑换人民币成本增加的压力），当然反过来若人民币贬值时该削弱作用也成立。因此在实证模型设计上，附加交叉项的时间序列模型显然是最适合的研究方法：即因变量为货物贸易收支，而将境外人民币资产存量与跨境贸易人民币结算比重进入计量模型作为人民币汇率的交叉项。我们首先只考虑境外人民币资产存量进行实证研究，再考虑在模型中引入跨境贸易人民币结算比重的影响。

1. 境外人民币资产存量的数据处理

关于境外人民币资产存量数据的处理，如前所述由于央行仅公布了从 2013 年 12 月开始的月度数据，因此必须通过其它方法来获取足够观测样本以使时间序列模型达到足够自由度。

（1）间接估计法及其固有缺陷

已有研究估计境外人民币存量较多采用间接估计方法（或称扣除本地需求法、缺口估算法）：其核心是估计境内货币需求函数。基本思想是，将考察时间分为两个阶段，其中第一个阶段为人民币基本没有流出至境外的时期，第二个阶段则为人民币开始流出境外并快速累积的时期。首先利用第一个阶段的货币供给、经济增长、利率等宏观数据计算出境内货币需求函数，并假设这一境内货币需求函数在两个阶段都一直是稳定的（即使人民币开始流出中国后其也是稳定的）；再将第二阶段的对应宏观数据代入已回归出的境内货币需求函数，便可得出第二阶段境内货币需求的理论估计值。由于此时本国货币供给除了须满足本国境内货币之外还须满足境外个人及机构对人民币的需求，因此用当期实际货币供给减去该估计值即可得到当期境外人民币资产的估计额。目前采用此方法的部分主要文献相关信息如下表所示：

表 1 已有间接估计法文献中境内货币需求函数的处理

作者	第一阶段	第二阶段	频度	因变量	自变量
余道先、王云 (2015)	1992-2003	2004-2014	月度	实际 M0	实际 GDP、货币化率、一年期存款利率、宏观税率
沙文兵 (2014)	1992-2003	2004-2012	月度	实际 M0	社会商品零售总额、一年期存款利率
陶士贵、叶亚飞 (2013)	1997-2005	2006-2012	季度	实际 M2	实际 GDP、上海银行同业拆借利率、货币流通速度
陈鑫燕等 (2012)	2001-2009	2010-2011	月度	实际 M0	社会商品零售总额、CPI、名义利率
李继民 (2011)	1992-2000	2001-2008	季度	实际 M0	社会商品零售总额、名义利率、CPI
巴曙松、严敏 (2010)	1978-1998	1999-2008	年度	实际 M0	实际 GDP、货币化率、一年期存款利率
孙东升 (2008)	1978-1996	1997-2005	年度	实际 M0	实际 GDP、货币化率、一年期存款利率
董继华 (2008)	1990-1998	1999-2005	季度	实际 M0	实际 GDP、货币化率、一年期存款利率、宏观税率
马荣华、饶晓辉 (2006)	1958-1994	1995-2005	年度	实际 M0	实际 GDP、货币化率、一年期存款利率

但间接估计法的结论准确性一直存在争议。首先，各文献选择研究时段及自变量的不同导致其估计得出的境内货币需求函数存在明显差异，以此种间接方法估计出的境外人民币资产存量规模必然也存在显著差别。例如以 2008 年境外人民币存量估计为例，李继民（2011）的估计值为 3400 亿元，而巴曙松、严敏（2010）的估计值为 1290 亿元；再如沙文兵（2014）估计 2012 年人民币境外存量约为 225.7 亿元，而陶士贵、叶亚飞（2013）的同期估计值却是 2.7 万亿元，各研究的结论差距不可谓不大，且估计时期越靠后各研究差距越大，影响结论的一致性和权威性。其次，该方法有效的重要前提是中国境内货币需求函数从形式到变量系数必须是稳定的，而已有文献绝大多数都假定其稳定，而未考虑随我国经济发展阶段推移，境内货币需求函数包括的自变量及其系数很可能发生了改变。仅举一例，间接估计法为了保证第一阶段没有人民币流出，只能用 2003 年左右之前的较早时期宏观数据估计境内货币需求函数，而近十几年来尤其是近 5 年来随我国房地产价格的迅猛增长，中国货币供给增长迅速，其中对于房地产方面的货币需求与信贷大幅度增加，这是十几年前货币需求函数中并没有包含的变量，且间接估计法无法解决这一问题。这也很可能是已有各研究估计境外人民币存量时估计时间越靠后结论差距越大的原因之一，因为随时间经过，影响境内人民币需求因素的种类和影响程度的变化会越来越

鉴于间接估计法的结论准确性存在固有缺陷，笔者在本文中采取代理变量的办法，不再估计境外人民币资产存量规模，而是利用一个与其变化趋势正相关性较高的代理变量来代替之，计量模型中只考察相关自变量的显著性及符号即可。目前看来最为合适的替代变量是香港人民币存款余额。

(2) 代理变量法：香港人民币存款余额

由于历史和政策因素，目前境外人民币有相当比重集中在香港（目前其占比大约达到境外人民币存款比重的 50%左右），而香港金融管理局长期公布人民币存款余额的月度数据，因此可考虑将香港人民币存款余额作为衡量境外人民币资产存量的替代变量——二者的决定因素和变动趋势应是类似的，即都由人民币汇率变动趋势、人民币资产预计相对收益率等因素决定：而从图 3 也可直观地看到 2013 年 12 月（这是可获得的境外人民币资产存量的最早月度数据）至 2017 年 12 月香港人民币存款余额变化趋势与境外个人与机构持有人民币资产存量余额变化趋势相关程度较高。使用简单相关分析可发现二者相关系数达到 0.475。由图 3 可见 2016 年 6 月前二者相关程度更高，相关系数达到 0.754。而进入 2017 年后由于境外人民币资产逐渐多样化，股票和债券资产大幅度上升，导致香港人民币存款余额与境外人民币资产之间相关度降低了。因此使用香港人民币存款余额代替境外人民币存量对实证结果影响不大（尤其是 2016 年下半年之前）。香港人民币存量从 2005 年至今的变化趋势见图 4。由图 4 可见，2009 年下半年跨境贸易人民币结算实行以来，香港人民币存量余额出现明显增速上升，2010 年初至 2011 年底短短两年，余额由约 1000 亿元上升至将近 7000 亿元，2011 年底至 2012 年出现明显回落，其原因是期间人民币汇率出现较强贬值波动和预期，降低了外国投资者持有人民币资产的意愿。2013 年开始香港人民币存款重新开始高速上涨，至 2014 年底最高点已经超过 10000 亿元人民币，其占我国 M1/M2 的比重也分别由几乎可以忽略上升到 2014 年底的 2.2/0.6 个百分点。但从 2015 年开始，随人民币汇率出现明显上下波动，二者均开始进入下降通道，2017 年则重新开始企稳。

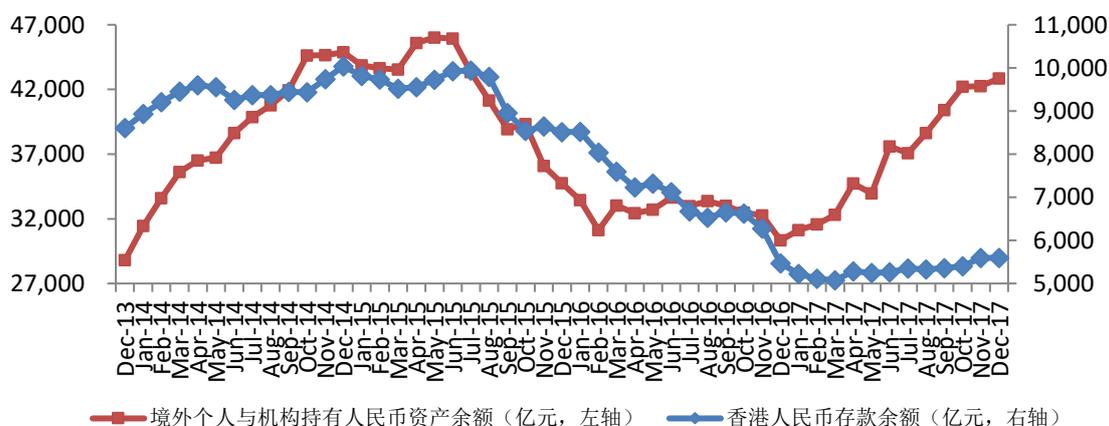


图 3 2013.12-2017.12 香港人民币存款余额与境外个人与机构持有人民币资产余额变化趋势图

数据来源：香港金融管理局、中国人民银行

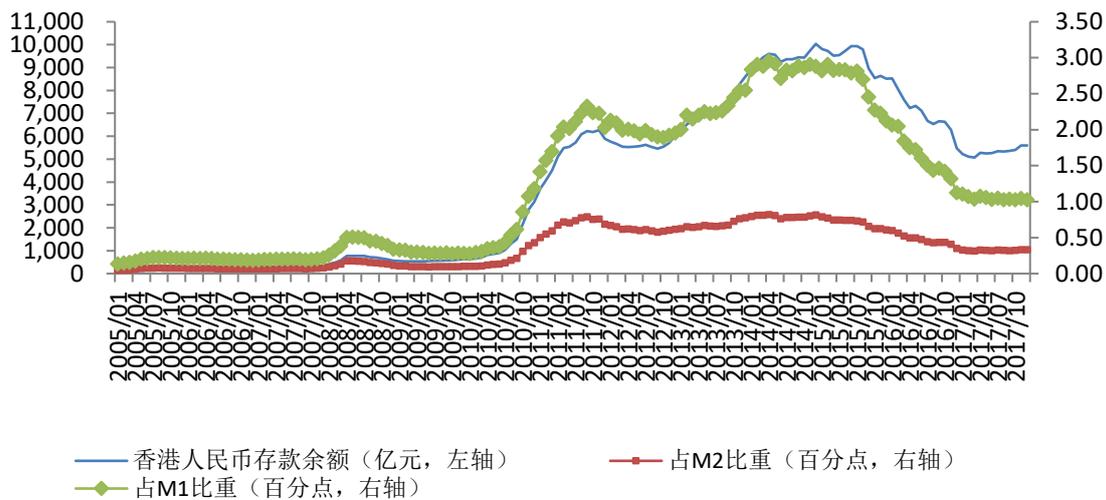


图 4 2005-2017 香港人民币存款余额及其占我国 M1、M2 比重变化趋势

数据来源：香港金融管理局、中国人民银行

2. 基本模型——仅考虑人民币境外资产存量

首先只考虑境外人民币资产存量与汇率、贸易收支的关系，不将人民币结算比重加入模型，原因有二：

其一，如引言所述，在人民币流出渠道较少、境外人民币资产累积较少的国际化初期，境外人民币存量很少，而跨境货物贸易人民币结算呈现明显人民币“支付多而收入少”的特点，这一特征一直持续至 2014 年底（见图 5），2015 年收付比暂时降至 1 以下，而 2016 年开始则又开始显著大于 1。换句话说，跨境贸易人民币结算开展初期，由于人民币支付/收入比总体大于 1，因此随人民币结算比重上升，人民币是净流出的，境外人民币资产存量也相应增加。而境外人民币资产存量的增加同时也便利了外国贸易商储存并使用人民币结算，两者之间存在较强正相关性易导致较强共线性，实际数据发现 2013 年 12 月至 2017 年底二者简单相关系数接近 0.5，因此统计上二者取一即可，当然后文会加入稳健性检验。

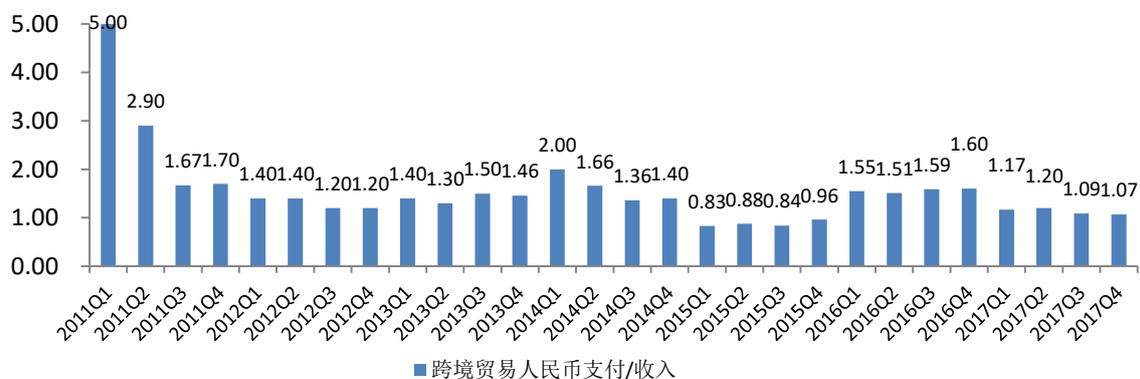


图 5 2011 年第一季度至 2017 年第四季度我国跨境贸易人民币收付比（支付/收入）变化趋势

数据来源：中国人民银行货币政策司

其二则是人民币结算比重数据可获得性的限制：央行从 2010 年开始在《货币政策执行报告》中公布人民币结算季度数据，月度数据仅能从图表中粗略估计。精确月度数据仅从 2012 年才开始在《金融统计数据报告》中公布，至 2017 年 12 月仅有 72 个样本且无法模拟，无法保证时间序列模型结论的稳健性，即使加上从《货币政策执行报告》图表中得到的粗略估计数据也仅 96 个样本点。相比之下与其正相关的境外人民币资产存量虽也仅从 2013 年 12 月份开始公布，但如前文所述可用香港人民币存款余额作为其代理变量，从而使观测样本时间段前端延长至 2005 年 1 月，达到 156 个观测点，可大幅增加模型自由度和结论可信度。当然，本文也将在后文以两种方式将跨境贸易人民币结算比重加入模型作为稳健性检验。

为检验贸易收支、境外人民币存量、人民币汇率三者之间关系，本文基础模型可表示为 (1) 式，各变量含义及来源见表 2，其中 ε 为独立同分布随机误差项。我们将所有涉及汇率的变量取滞后一期，一方面考虑到汇率对贸易收支影响具一定滞后性，另一方面也能缓解收支与汇率互为因果引起的内生性问题：

$$nex_t = c + \beta_0 s_{t-1} + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 (se)_{t-1} + \beta_3 Y_t + \beta_4 L_t + \beta_6 spr + \beta_7 chr + \varepsilon_t \quad (1)$$

表 2 基本模型主要变量含义及来源

变量名称	变量单位及含义	数据来源
<i>nex</i>	2005.1-2017.12 月度中国货物贸易收支（取商，即出口/进口），对数形式	海关总署
<i>e</i>	月度人民币名义有效汇率指数，2010 年 1 月=100，对数形式，上升为升值	国际清算银行
<i>s</i>	以香港人民币存款余额代表的月度境外人民币资产存量，亿元，对数形式	香港金融管理局
<i>se</i>	境外人民币资产与汇率交叉项，反映境外人民币资产规模对汇率-贸易收支关系的影响	/
<i>Y</i>	OECD 工业生产指数，2010 年 1 月=100，反映外部需求变化，对数形式	经济合作组织
<i>L</i>	月度中国社会消费品零售总额，对数形式，反映国内经济状况与生产能力的变化	国家统计局
<i>spr</i>	春节虚拟变量，若处于中国春节及其假期期间（1、2 月）取 1，其余月份取 0	/
<i>chr</i>	圣诞虚拟变量，欧美国家圣诞节及其准备期间（11、12 月）取 1，其余月份取 0	/

由式 (1) 易知，由于 $\partial nex_t / \partial e_{t-1} = \beta_1 + \beta_2 s_{t-1}$ ，若 β_1 为负而 β_2 为正，则说明境外人民币资产存量越大，名义汇率升值对贸易收支抑制作用越被削弱。研究考察期为 2005 年 1 月至 2017 年 12 月共 156 个月：

时间序列模型通常包括两种建模思路。其一是基于 E-G 两步法的单变量或多变量的经典 OLS 单方程模型，包括平稳时间序列模型、差分平稳时间序列的 ARIMA 模型，及同阶非平稳时

间序列的协整模型。其二是关注各变量及其滞后项相互影响的 VAR 或 SVAR 多方程模型，包括对应的 Johansen 协整检验、Granger 因果检验及脉冲响应、方差分解等。由于本模型关键自变量为交叉项，且包含虚拟变量，故采用基于 E-G 两步法的多变量单方程模型研究。

先对所有时间序列变量进行单位根检验考察其平稳性。结果如表 3 所示。各序列均为非平稳序列，但差分一阶后都为平稳序列。由于非平稳序列直接回归可能出现虚假回归的问题，我们可对各原始序列进行差分后使其均变为平稳序列，再建立 ARIMA 模型进行 OLS 回归，但变换后的序列限制了所讨论经济问题的范围，使得经济意义不便于解释，而经济意义往往比统计意义更为重要（高铁梅 2009；Sims, Stock, and Watson, 1990），因此仍然希望尽量以原序列进行回归。由于各序列均为同阶单整，其线性组合可能为平稳序列，于是根据 Engle and Granger (1987)、Mackinnon (1996) 等提出并发展的 E-G 两步法，使用 E-views 7.0 用原数据对方程 (1) 原序列进行 OLS 回归，并对残差进行平稳性检验，若残差是平稳序列，则 OLS 回归结果说明了各序列之间的长期协整关系。经调试的实证结果如表 3 所示。表 3 中也显示了各模型残差序列的平稳性检验结果：即利用 ADF 法对残差序列进行单位根检验得到 ADF 值，结合 Engle and Granger (1987)、Mackinnon (1996) 计算的多变量协整的残差单位根检验临界值表判断其平稳性（即 AEG 检验）。

表 3 ADF 单位根检验

变量	模型形式	ADF T 值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	结论
<i>nex</i>	0, 0, 2	-1.4825	-2.5802	-1.9429	-1.6153	不平稳
Δnex	0, 0, 1	-13.284	-2.5802	-1.9429	-1.6153	平稳***
<i>s</i>	C, 0, 1	-1.6065	-3.4731	-2.8802	-2.5768	不平稳
Δs	C, 0, 0	-4.7832	-3.4731	-2.8802	-2.5768	平稳***
<i>e</i>	C, 0, 1	-1.5180	-3.4731	-2.8802	-2.5768	不平稳
Δe	C, 0, 0	-8.0784	-3.4731	-2.8802	-2.5768	平稳***
<i>se</i>	C, 0, 1	-1.6065	-3.4731	-2.8802	-2.5768	不平稳
Δse	C, 0, 0	-4.8483	-3.4731	-2.8802	-2.5768	平稳***
<i>Y</i>	C, 0, 2	-2.3103	-3.4734	-2.8803	-2.5768	不平稳
ΔY	C, 0, 1	-4.2475	-3.4734	-2.8803	-2.5768	平稳***
<i>L</i>	C, T, 13	0.0025	-4.0240	-3.4418	-3.1455	不平稳
ΔL	C, T, 12	-4.0371	-4.0240	-3.4418	-3.1455	平稳***

注：*表示在 10%的水平上拒绝原假设，**表示在 5%的显著水平上拒绝假设，***表示在 1%的显著水平上拒绝假设，下同。(C,T,K) 分别表示截距项、趋势项和滞后阶数（由 SIC 信息原则自动检测决定）

表 4 基础回归结果（仅考虑境外人民币资产存量，2005.1-2017.12，括号中为标准差，下同）

变量	货物贸易收支 (nex)			
	<i>Model 1</i>	<i>Model 2</i>	<i>Model 3</i>	<i>Model 4</i>
s_{t-1}	-0.706*** (0.110)	-0.706*** (0.110)	-0.716*** (0.108)	-0.709*** (0.109)
e_{t-1}	-0.249* (0.153)	-0.269* (0.152)	-0.234* (0.149)	-0.239* (0.150)
$(se)_{t-1}$	0.140*** (0.023)	0.139*** (0.023)	0.142*** (0.022)	0.141*** (0.022)
Y_t	0.350** (0.149)	0.346** (0.149)	0.360** (0.146)	0.363** (0.148)
L_t	0.014 (0.054)	0.029 (0.052)		
Spr	-0.037* (0.023)	-0.042* (0.022)	-0.042* (0.022)	
Chr	0.024 (0.022)			
残差序列 ADF 值	-11.641***	-8.360***	-7.953***	-7.037***
R-squared	0.292	0.286	0.284	0.267
样本数	156	156	156	156

从结果来看，各模型的结论都是类似而稳健的。人民币名义有效汇率升值对贸易收支的影响都为负，意味着 2005 年以来人民币的升值对中国货物收支产生了显著的负面冲击；而汇率与境外人民币资产存量交叉项符号为正，由 $\partial nex_t / \partial e_{t-1} = \beta_1 + \beta_2 s_{t-1}$ ，可知境外人民币资产存量越大，人民币升值对中国贸易收支的负向影响就会被削弱，这初步证实了前文的理论分析。控制变量方面，外部需求量每上升 1 个百分点，我国贸易收支顺差（商的形式，出口/进口，对数，下同）上升约 0.35 个百分点；春节效应显著降低了我国贸易顺差。国内生产能力和圣诞节对我国货物差额的影响则不太明显。而境外人民币存量本身显著降低了考察期内中国贸易顺差，可能是因为人民币国际化初期人民币总体支付多而收入少，即人民币结算方便并刺激了中国的货物进口，其原因可能是在 2005-2017 年人民币显著升值背景下外国出口商十分愿意接受人民币，在中国缺乏国际结算货币选择权的背景下促进了进口贸易。

3. 稳健性检验 1——分贸易方式实证

鉴于许多研究如马光明、邓露（2012）、荣岩（2011）、杜运苏（2010）等都发现加工贸易

与一般贸易受汇率冲击的影响机制与幅度并不一致：就一般贸易而言，进出口没有关联，弹性条件时本币升值一方面抑制出口，一方面刺激进口，从而负向影响贸易收支；而对于进出口相联系的加工贸易而言，本币升值虽然逼迫出口商提高出口外币价格、或采取“盯市”政策不改变外币报价而承受本币收入降低损失（毕玉江、朱钟棣，2007；施建淮、傅雄广，2010）导致出口受抑制，但升值同时降低了该加工贸易企业进口原材料本币成本，增加出口利润，这直接刺激加工贸易企业增加产量和出口量，从而导致升值抑制其出口的作用并不明显，甚至有可能促进出口。也就可能导致汇率升值对加工贸易贸易收支的负面作用不如一般贸易显著甚至可能出现正向影响（马光明、邓露，2012）。——无论如何，由于我国货物贸易方式中一般贸易加上加工贸易共占据了 90%以上比重，直接考察整体贸易差额与汇率、境外人民币资产存量关系的做法似乎较为粗糙。因此本文再分贸易方式对贸易差额、汇率及境外人民币存量的关系进行稳健性检验，由于海关自 2006 年 8 月公布分贸易方式的贸易月度数据，同时为了稳健起见，将考察期末定在之前境外人民币资产与香港人民币存款余额相关性较强的 2016 年 6 月。因此考察期限为 2006.08-2016.06 共 119 个月。模型分别如（2）、（3）式所示，其中 $onex$ 与 $pnex$ 分别代表一般贸易收支及加工贸易收支（出口/进口）的对数，其平稳性检验略，均为一阶单整序列。实证结果见表 5:

$$onex_t = c + \beta_0 s_{t-1} + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 (se)_{t-1} + \beta_3 Y_t + \beta_4 L_t + \beta_5 spr + \beta_6 chr + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$pnex_t = c + \beta_0 s_{t-1} + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 (se)_{t-1} + \beta_3 Y_t + \beta_4 L_t + \beta_5 spr + \beta_6 chr + \varepsilon_t \quad (3)$$

表 5 境外人民币存量、贸易收支、人民币名义有效汇率分贸易方式回归结果

变量	一般贸易收支 ($onex$)			加工贸易收支 ($pnex$)		
	Model 9	Model 10	Model 11	Model 12	Model 13	Model 14
s_{t-1}	-1.615*** (0.190)	-1.626*** (0.189)	-1.623*** (0.186)	0.261*** (0.076)	0.253*** (0.076)	0.248*** (0.075)
e_{t-1}	-1.176*** (0.364)	-1.243*** (0.352)	-1.221*** (0.245)	0.638*** (0.145)	0.619*** (0.145)	0.570*** (0.099)
$(se)_{t-1}$	0.326*** (0.038)	0.327*** (0.038)	0.327*** (0.038)	-0.055*** (0.015)	-0.054*** (0.015)	-0.054*** (0.015)
Y_t	1.404*** (0.246)	1.404*** (0.246)	1.405*** (0.244)	-0.443*** (0.098)	-0.443*** (0.099)	-0.445*** (0.098)
L_t	-0.027 (0.161)	0.014 (0.152)		-0.042 (0.064)	-0.030 (0.064)	
Spr	-0.066** (0.041)	-0.072* (0.040)	-0.072* (0.040)	0.025 (0.016)		

<i>Chrs</i>	0.030			0.037**	0.032**	0.030**
	(0.040)			(0.016)	(0.016)	(0.015)
残差序列 ADF 值	-8.504***	-8.474***	-8.481***	-5.874***	-5.669***	-5.241***
R-squared	0.425	0.422	0.422	0.229	0.213	0.211
样本数	119	119	119	119	119	119

分贸易方式回归结果中可得出以下有趣结论：

第一，就关键变量，即人民币汇率及其与境外人民币存量交叉项而言，一般贸易模型呈现出与货物贸易整体非常类似的表现，即人民币升值显著降低贸易收支，境外人民币存量越高，升值对收支的负向影响就越被削弱；而在加工贸易方式下，人民币升值反而显著提高其贸易收支，境外人民币存量越大，升值对加工贸易收支的正向影响就越被削弱。如许多文献及前文指出的，加工贸易收支与汇率的这种反常情况很可能是因为其进出口相联系的特点，人民币升值极大降低了加工贸易企业进口零部件的成本，反而刺激了其出口额。须注意的是，由于加工贸易模型中 e 与 se 系数也是显著相反，说明即使在加工贸易这种特殊的贸易方式下，境外人民币存量也仍然起到了缓冲汇率对贸易差额影响的作用——即本文的基础结论对于一般贸易与加工贸易都是成立的，只是缓冲方向相反。

第二，需求因素方面，反映一般外部需求的 Y 对于一般贸易收支均呈现正向影响，而对加工贸易收支则呈现显著负向影响。这可能是因为对于加工贸易而言，外部订单的增加首先造成加工企业增加原材料和中间品的进口，从而降低贸易收支。另外圣诞因素对于加工贸易收支顺差正相关显著，而对一般贸易顺差影响不显著，很可能是因为圣诞期间对于中国生产的加工制成品（例如礼品、服装）等需求大增。

综上，无论对总体货物贸易收支或是分加工贸易/一般贸易方式分别回归，实证结论都说明以香港人民币月度余额衡量的境外本币存量都能对人民币升值对收支的冲击起到反向缓冲作用，结论具有一定稳健性。

4. 稳健性检验 2——考虑跨境贸易人民币结算比重

尽管前文已经说明，由于跨境贸易人民币结算比重数据样本较少，且其与境外人民币资产存量正相关，本文基本模型只选择了后者，但为增强稳健性，此处仍然设法在模型中考虑其影响：理论上，在既定境外人民币资产存量前提下，跨境贸易人民币结算比重大小也可能会影响汇率与贸易收支的关系。我们将采取以下两种方法将该变量引入模型：

方法一：将跨境贸易人民币结算重要事件作为虚拟变量

首先在模型中加入一个 (0,1) 虚拟变量 k ，再选择跨境贸易人民币结算开展过程中的重要事件，令 k 在该事件发生时间断点之前取 0，之后取值为 1。这样可充分利用 2005 年 1 月至今的以香港人民币存量代表的境外人民币存量数据，样本数量相对充足，但缺点是只能反映该时间

断点前后，即跨境贸易人民币结算制度开展的某一特定事件的发生对境外人民币存量、汇率与贸易收支之间关系是否有影响，而无法反映人民币结算比重变化对这一关系的具体影响程度。

基于以上思路，建立月度时间序列出口决定模型如下：

$$nex_t = c + \beta_0 s_{t-1} + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 (se_{t-1} - \overline{se})k + \beta_3 (se)_{t-1} + \beta_4 Y_t + \beta_5 L_t + \beta_6 spr + \beta_7 chr + \varepsilon_t \quad (4)$$

式（4）的关键自变量为人民币名义有效汇率 e 、汇率与境外人民币存量 s 的交叉项 se 及其与人民币结算虚拟变量 k 的双重交叉项 $(se - \overline{se})k$ 。其中 \overline{se} 为模型设定的时间断点 t 时的 se 值。在模型设定的时间断点前后，贸易收支表达式及汇率与收支的关系分别为：

跨境贸易人民币结算重要事件发生之前 $k = 0$ ，于是有：

$$\begin{cases} nex_t = \beta_0 s_{t-1} + \beta_1 e_{t-1} + \beta_3 (se)_{t-1} + \beta_4 Y_t + \beta_5 L_t + \beta_6 spr + \beta_7 chr + \varepsilon_t \\ \partial nex_t / \partial e_{t-1} = \beta_1 + \beta_3 s \end{cases} \quad (5)$$

跨境贸易人民币结算重要事件发生之后 $k = 1$ ，于是有：

$$\begin{aligned} nex_t &= (c - \beta_2 \overline{se}) + \beta_0 s_{t-1} + \beta_1 e_{t-1} + (\beta_2 + \beta_3) (se)_{t-1} + \beta_4 Y_t + \beta_5 L_t + \beta_6 spr + \beta_7 chr + \varepsilon_t \\ \partial nex_t / \partial e_{t-1} &= \beta_1 + (\beta_2 + \beta_3) s \end{aligned} \quad (6)$$

由式（5）可知，若 β_1 显著为负而 β_3 显著为正，则如前文所示说明人民币境外存量越大，名义汇率升值对收支的负面冲击就越被削弱。而比较式（5）及式（6）可知，若 β_1 显著为负而 β_2 、 β_3 都显著为正，则说明跨境贸易人民币结算开展过程中的这一重要事件的发生使境外人民币存量的升值缓冲作用有显著加强，而若 β_2 不显著则说明该事件对境外人民币存量的升值缓冲作用影响不大。

关于模型中反映跨境贸易人民币结算开展的时间断点 t 选择，可选择的时间及理由大致如下表所示：

表 6 跨境贸易人民币结算的关键时间点

时间点	主要事件
2009 年 7 月	央行公布《跨境贸易人民币结算试点管理办法》及其细则，试点企业可将出口人民币收入存放境外
2010 年 6 月	央行等 6 部委发布《关于扩大跨境贸易人民币结算试点有关问题的通知》，将跨境贸易人民币结算的境外地域由港澳、东盟地区扩展到所有国家和地区，增加北京、天津等 18 个省市为试点地区
2011 年 8 月	央行等 6 部委发布《关于扩大跨境贸易人民币结算地区的通知》，跨境贸易人民币结算境内地域范围扩大至全国
2012 年 3 月	发布《关于出口货物贸易人民币结算企业管理有关问题的通知》，明确所有具有进出口经营资格的企业均可开展出口货物贸易人民币结算业务

资料来源：作者根据中国人民银行公布文件资料整理

由此，笔者将 2009 年 7 月、2010 年 6 月、2011 年 8 月及 2012 年 3 月这四个人民币结算的重要时间点分别作为时间断点 t ，加入式 (4) 进行分别回归，考察期限为 2005 年 1 月至 2016 年 6 月共 139 个月，结果如表 7 所示：

表 7 加入跨境贸易人民币结算虚拟变量的回归结果

变量	$nex (t=2009.07)$		$nex (t=2010.06)$		$nex (t=2011.08)$		$nex (t=2012.03)$	
	<i>Model 5</i>	<i>Model 6</i>	<i>Model 7</i>	<i>Model 8</i>	<i>Model 9</i>	<i>Model 10</i>	<i>Model 11</i>	<i>Model 12</i>
s_{t-1}	-0.922***	-0.919***	-0.892***	-0.882***	-0.830***	-0.822***	-0.823***	-0.819***
	(0.139)	(0.139)	(0.154)	(0.154)	(0.230)	(0.231)	(0.227)	(0.228)
e_{t-1}	-0.723***	-0.766***	-0.635***	-0.671***	-0.541**	-0.574***	-0.537**	-0.573**
	(0.241)	(0.240)	(0.241)	(0.241)	(0.246)	(0.243)	(0.245)	(0.242)
$(se)_{t-1}$	0.197***	0.195***	0.185***	0.180***	0.162***	0.159***	0.160***	0.158***
	(0.034)	(0.034)	(0.038)	(0.038)	(0.049)	(0.049)	(0.048)	(0.049)
$(se - \overline{se})k$	-0.015	-0.015	-0.012	-0.011	-0.006	-0.005	-0.005	-0.005
	(0.008)	(0.008)	(0.009)	(0.009)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)
Y_t	0.665***	0.657***	0.598***	0.580***	0.463***	0.457**	0.457**	0.454**
	(0.194)	(0.194)	(0.210)	(0.209)	(0.207)	(0.207)	(0.204)	(0.204)
L_t	0.062	0.094	0.069	0.103	0.119	0.142*	0.121	0.142
	(0.089)	(0.083)	(0.095)	(0.088)	(0.087)	(0.081)	(0.086)	(0.081)
Spr	-0.024		-0.025		-0.029		-0.029	
	(0.023)		(0.024)		(0.024)		(0.024)	
Chr	0.031		0.030		0.025		0.024	
	(0.024)		(0.024)		(0.024)		(0.024)	
残差序列	-8.938***	-8.262***	-8.790***	-8.136***	-8.630***	-8.051***	-8.622***	-8.049***
ADF 值								
R-squared	0.340	0.322	0.327	0.308	0.319	0.302	0.319	0.302
样本数	139	139	139	139	139	139	139	139

由表 7 可见，无论选择哪个时间断点，人民币名义有效汇率系数 β_1 均显著为负，而境外人民币存量与汇率交叉项 se 的系数 β_3 均显著为正、而双重交叉项 $(se - \overline{se})k$ 的系数 β_2 却并不显著。这一方面说明即使考虑了跨境贸易人民币结算比重的变化，境外人民币资产存量的增长仍然对缓解人民币汇率升值对贸易收支的负面冲击起到了显著削弱作用——也即，本文的基础结论是稳健的。但另一方面，2009、2010 年我国政府主推的跨境贸易人民币结算各重要事件发生前后，境外人民币存量对贸易收支的汇率缓冲效果并没有发生显著变化。笔者认为其原因可能

是因为早在 2003 年左右就有大量人民币通过香港等地流出境外，并早已开始在与中国相邻国家地区的贸易中自发发挥支付手段作用，导致 2009、2010 年开展的跨境贸易人民币结算安排只是在制度的合法性上瓜熟蒂落，其几个时间点前后并不能在短期内实质上显著增加境外人民币存量缓解升值对出口冲击的幅度；并且这种时间虚拟变量的做法本身也只能是选择几个离散时间断点，而无法衡量人民币结算比重在时间上的连续变化对境外人民币存量缓冲效应的连续影响程度。

方法二：加入人民币结算比重与汇率的交叉项

第二种方法则是直接将跨境货物贸易人民币结算比重与人民币名义有效汇率组成交叉项，与境外人民币存量本身一起进入模型。这样做的好处是可以在控制住境外人民币存量规模不变的基础上，精确而连续地得到人民币结算比重变化对汇率与货物贸易差额关系的影响。但如前所述其缺陷是受到人民币结算比重数据样本数的限制，会一定程度上降低时间序列模型结论的可信度。此外如前文所述，人民币国际化初期，境外人民币资产存量与人民币结算比重还存在较高共线性。建立模型如（7）式：

$$nex_t = c + \beta_0 s_{t-1} + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} + \beta_3 (re)_{t-1} + \beta_4 Y_t + \beta_5 L_t + \beta_6 spr + \beta_7 chr + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中 r 、 re 分别表示跨境货物贸易人民币结算比重（百分点）及其与人民币名义有效汇率组成的交叉项，其余变量同前。对（7）式左右两边对 e_{t-1} 求偏导，可得 $\partial nex_t / \partial e_{t-1} = \beta_1 + \beta_3 r_{t-1}$ 。因此若 β_1 显著为负， β_3 显著为正，则说明在境外人民币资产存量 s 一定的前提下，跨境贸易人民币结算比重 r 越高，人民币汇率升值对于贸易收支的负向冲击也就越被削弱。同样利用 E-G 两步法的协整回归结果及各模型残差的平稳性检验结果如表 8 的 *Model 13*、*Model 14* 所示（人民币结算比重 r 的平稳性检验略，也为一阶单整序列，数据来自中国人民银行金融统计数据月报及货币政策执行报告）。同时，为稳健起见再次考虑到 s 与 r 的共线性问题，我们再去掉对境外人民币存量规模 s （这样做还有利于缓解贸易收支与境外人民币存量相互影响的内生性问题），直接用人民币结算比重 r 及其与汇率交叉项 re 回归，结果如表 8 的 *Model 15-18* 所示，考察时间为央行开始公布月度人民币结算数据的 2010 年 1 月至较为适宜使用境外人民币存款余额替代境外人民币资产存量的 2016 年 6 月共 78 个月。

表 8 人民币结算比重、汇率与贸易收支关系的回归结果

变量	货物贸易收支 (<i>nex</i>)		货物贸易收支 (<i>nex</i>)			
	<i>Model 13</i>	<i>Model 14</i>	<i>Model 15</i>	<i>Model 16</i>	<i>Model 17</i>	<i>Model 18</i>
s_{t-1}	-0.078*	-0.068*				
	(0.046)	(0.041)				
r_{t-1}	-0.264*	-0.254*	-0.418***	-0.393***	-0.426***	-0.398***
	(0.161)	(0.160)	(0.136)	(0.133)	(0.119)	(0.115)
e_{t-1}	-1.240**	-1.161**	-1.211**	-1.043*	-1.227**	-1.053**
	(0.614)	(0.599)	(0.602)	(0.593)	(0.605)	(0.573)
$(re)_{t-1}$	0.056*	0.054*	0.087***	0.082***	0.089***	0.083***
	(0.033)	(0.032)	(0.027)	(0.028)	(0.025)	(0.024)
Y_t	1.079		-0.187	-0.108		
	(1.636)		(1.482)	(1.477)		
L_t	0.605***	0.626***	0.535***	0.464***	0.528***	0.461***
	(0.181)	(0.177)	(0.179)	(0.161)	(0.168)	(0.151)
Spr	-0.064**	-0.063**	-0.064**	-0.058**	-0.064**	-0.058**
	(0.030)	(0.030)	(0.031)	(0.030)	(0.030)	(0.029)
Chr	-0.033	-0.033	-0.030		-0.030	
	(0.033)	(0.033)	(0.033)		(0.033)	
$_cons$	-4.302	0.012	1.509	1.033	0.791	0.618
	(6.784)	(1.802)	(5.967)	(5.936)	(1.754)	(1.742)
残差序列 ADF 值	-8.463***	-8.416***	-8.796***	-8.125***	-8.744***	-8.325***
R-squared	0.516	0.513	0.494	0.489	0.495	0.494
样本数	78	78	78	78	78	78

从 *Model 13*、*Model 14* 的回归结果可以看到，在控制了境外人民币资产存量 s 之后，人民币名义有效汇率 e 对贸易收支的影响显著为负，而人民币结算比重 r 与汇率 e 交叉项系数 re 则显著为正，这意味着在一定规模的人民币境外资产存量下，跨境贸易中人民币结算比重越高，人民币升值对于贸易收支的负向影响就越被削弱。这显然是非常符合逻辑的结论；

而从 *Model 15-18* 的结果可以看到，如果不考虑境外人民币存量规模，只看人民币结算比重，可发现其同样起到明显的升值缓冲效应，且其显著性要比控制住境外人民币存量时更高一些，这很可能是二者较高共线性的原因造成。而事实上在本研究中跨境贸易人民币结算比重更适合作为交叉项，因为境外人民币存量规模最终也都要反映到外国进口商支付人民币上来，只是人

民币结算比重数据相对较少，我们才选择将其放在稳健性检验中来。

5. 国际层面的稳健性检验 3——1975-2016 年日元境外存量、日元汇率与日本贸易收支

以上研究证明了人民币国际化过程中境外人民币存量与中国贸易收支及人民币汇率之间的联系，即境外人民币存量越多，人民币升值对中国贸易收支的负面冲击就越被削弱。那么其它主要国际储备货币例如美元、日元在国际化过程中是否也存在同样的境外本币存量的“缓冲效应”呢？理论上说本文的理论机制具有一般性意义，任何国际货币 A 在境外存量的增加，尤其是在其货币国际化迅猛发展的时期，一定会导致国外各国进口商持有 A 货币资产显著增加，从而降低 A 货币升值对外国进口商的负面影响，并通过本币支付进口来减少本币升值对本国进口商的刺激，反之（本币贬值）亦然。但在实证方面，由于美元国际货币的时间较早，二战后便开始了境外美元存量大幅增加的过程，而这段时期的金融数据难以获取；近三十年来美元虽然地位有所降低，但其在世界外汇储备中的比重变化幅度并不大，因此对于美元的“境外存量缓冲效应”实证研究较难实施；而日元国际化则主要从 20 世纪 70 年代年开始，且近几十年来经历了国际地位从上升至下降的显著变化（见图 6），20 世纪 90 年代初达到鼎盛时期，而随后陷入平成萧条，日元地位及海外日元资产也大幅度减少。因此考察境外日元存量是否对日本贸易收支与日元升值的关系造成影响便很有借鉴与对比意义，且数据也更容易获得。

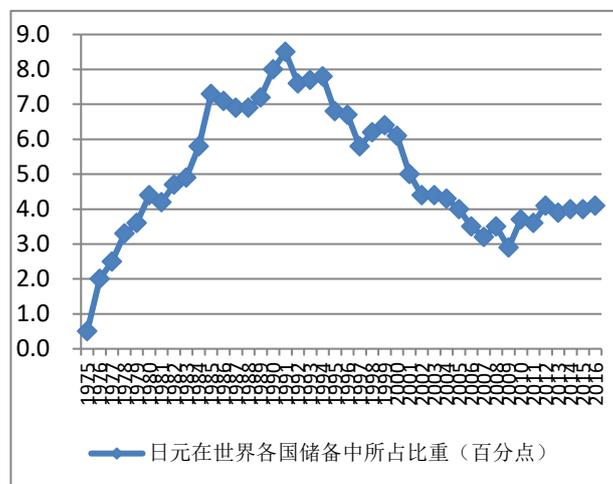


图 6 1975-2016 日元在世界各国储备中所占比重变化趋势
数据来源：历年 IMF 年报

表 9 境外日元存量、收支、日元名义有效汇率模型回归结果

变量	日本货物贸易收支 ($jnex$)		
	Model 19	Model 20	Model 21
s_{t-1}	-0.601*	-0.560*	-0.704**
	(0.360)	(0.338)	(0.338)
e_{t-1}	-0.506***	-0.506***	-0.471***

	(0.205)	(0.125)	(0.127)
$(se)_{t-1}$	0.232**	0.220**	0.250**
	(0.095)	(0.088)	(0.088)
Y_{wt}	0.050**	0.049**	0.024**
	(0.020)	(0.020)	(0.014)
Y_{jt}	-0.022*	-0.021*	
	(0.013)	(0.012)	
$fdino_{jt}$	0.012		
	(0.034)		
$_cons$	1.779***	1.614***	1.517***
	(0.657)	(0.475)	(0.485)
残差	-3.322**	-3.284**	-3.198**
ADF			
R-squared	0.626	0.624	0.591

选取 1975-2016 共 42 年的年度相关数据建立类似的时间模型如下：

$$jnex_t = c + \beta_0 s_{t-1} + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 (se)_{t-1} + \beta_3 Y_{wt} + \beta_4 Y_{jt} + \beta_5 fdino_{jt} + \varepsilon_t \quad (8)$$

其中变量 $jnex_t$ 、 s_{t-1} 、 e_{t-1} 、 $(se)_{t-1}$ 、 Y_{wt} 、 Y_{jt} 、 $fdino_{jt}$ 分别代表日本货物贸易差额（商的形式，取对数）、境外日元存量（以当年日元在已确认各国外汇储备中所占比重取代，二者理论上存在正相关性）、日元名义有效汇率（对数，滞后一期）、日元名义有效汇率与境外日元存量交叉项（滞后一期，对数）、世界 GDP 增长率（百分点）、日本 GDP 增长率（百分点）、日本 FDI 净流出（亿美元，对数形式）。数据分别来源于 IMF 年报、世界贸易组织、国际清算银行与世界银行数据库。单位根检验结果略（均为一阶单整序列），时间序列协整回归结果及残差平稳性检验结果表 9 所示：

从表 9 的回归结果可以看到，20 世纪 70 年代日元开始国际化后，尤其是 1985 年大幅度升值对于日本贸易收支差额起到了显著负面作用，而以日元在各国外汇储备中占比来表征的日元境外资产比重越大，日元升值对贸易收支的负面作用也被显著削弱，体现在汇率及汇率/境外日元比重交叉项符号的异号上。这也从另一个国际层面验证了境外本币存量“汇率缓冲效应”的存在。当然，基于可获得数据年份所限，希望未来有基于更长时间样本范围的深入研究。

四、总结与展望

（一）基本结论

本文首先从本币汇率与贸易差额的理论关系入手，分析了本币国际化——包括境外本币存

量与本币结算比重——对汇率与货物贸易收支关系的影响。并以香港人民币存款余额作为境外人民币资产存量的代理变量，利用中国 2005 年 1 月至 2017 年 12 月的月度时间序列数据进行了实证研究，得到了以下几个结论：

1. 考虑到数据可获取性及境外人民币存量与结算比重相关性较高的问题，在不引入跨境人民币结算比重的前提下，发现考察期内境外人民币存量的增长显著降低了人民币名义有效汇率升值对货物贸易收支的负向冲击幅度。具体而言，人民币名义有效汇率指数每上升 1 个百分点，中国货物贸易顺差（商的对数形式）便下降约 0.25 个百分点，而在此基础上境外人民币存量每上升 1 个百分点，汇率升值对于顺差的负向冲击便被削弱约 0.14 个百分点。

2. 区分一般贸易与加工贸易的稳健性检验发现，一般贸易收支、人民币汇率、境外人民币存量的关系与货物贸易总体的情况十分类似，人民币名义有效汇率升值带来中国一般贸易顺差的下降，在此基础上境外人民币存量也削弱了汇率升值对于顺差的负向冲击。而由于进出口相联系，加工贸易收支受到人民币升值的正向影响，且人民币境外存量同样对其影响起到了反向削弱作用。

3. 在控制了境外人民币存量的前提下，跨境贸易人民币结算比重的增加同样会显著削弱人民币升值对贸易收支的负向冲击。具体而言跨境人民币结算比重每上升 1 个百分点，人民币升值对中国货物贸易顺差的负向冲击便下降约 0.06 个百分点；而若只让人民币结算比重进入模型，则跨境贸易人民币结算的汇率缓冲效应更为显著。另一方面，2009、2010 年我国政府主推的跨境贸易人民币结算各重要事件，包括政府推出《跨境贸易人民币结算试点管理办法》及其细则、发布《关于扩大跨境贸易人民币结算试点有关问题的通知》、《关于扩大跨境贸易人民币结算地区的通知》等重要文件的前后，境外人民币存量对汇率与贸易收支负向影响的缓冲效应幅度未发生显著变化，这可能是由于境外人民币远早于 2009 年便已经流出并发挥了升值缓冲效应，以及跨境贸易人民币结算比重的增加本身是一个较为连续的过程。

4. 进一步利用 1975-2016 年日本货物贸易收支、日元名义有效汇率、境外日元资产存量（用日元在各国储备资产中所占比重代替）的时间序列数据发现，日元在国际化过程中，其境外日元存量同样发挥了缓解日元升值对日本国际收支的负向冲击的缓冲器作用，从而为这一机制找到了国际层面的经验证据。

总之，本文理论与实证研究表明，随人民币结算规模的不断扩大，境外人民币资产存量对缓解人民币升值对国际收支的负面冲击存在缓冲作用。由于人民币近年升值的结构性，这种人民币境外存量缓冲效应不光对中国出口商有利，对从中国进口占本国进口比重较大国家的进口商而言也有好处，尤其是对那些既想缓解人民币对本币升值风险，又不愿意放弃盯住美元的国家的进口商而言，可节省进口成本。

（二）注意点与展望

首先，若人民币处于持续升值的背景下，境外人民币存量及跨境贸易人民币结算的增长要

实现缓解升值对国际收支负面冲击的作用还须有其前提条件。在人民币持续升值背景下，中国从外国进口时外商将非常愿意接受人民币支付，因此人民币结算可以正常发挥降低人民币升值对进口刺激幅度的作用；问题是其要削弱升值对出口负面冲击的影响，需要满足两个前提条件：其一为“外商能够使用人民币支付其从中国的进口”，这要求境外人民币计值资产存量稳步增长，而这又进一步延伸出两个要求：1.人民币有充分流出渠道；2.流出的境外人民币有充分投资增值渠道或说回流渠道，而这些条件正在逐步具备。其二为“外商愿意使用人民币支付进口”，这一方面要求人民币汇率处于由市场决定的有升有降的正常波动状态，不要出现长期单向大幅度升值导致外商不愿意使用人民币支付，这对相关政府机构和央行今后继续加强汇率市场化程度提出了要求，而在近年政府的努力下人民币双向波动幅度明显增加，这对刺激外商使用人民币支付较为有利。另一方面则要求中国出口商具有较强的结算/支付货币话语权，这是一个长期艰巨的任务，需要我国提升整体出口产品结构与具有知识产权的技术含量，增强产品的不可替代性。综上，尽管需要相当时间，但随境外人民币资产存量缓冲效应”发挥作用的两个前提逐渐具备，人民币在国际交易中的地位和作用将逐渐扩大，人民币升值对中国货物贸易收支的冲击幅度也将得到更有效的降低。

其次，必须注意到，境外本币存量以及跨境贸易本币结算对汇率冲击的“缓冲器”作用是双向的。即一方面本币升值时，（对于一般贸易方式而言）境外本币资产存量及本币结算比重的增加会削弱升值对贸易收支的负面影响；而另一方面，当本币汇率处于持续贬值阶段时，境外本币资产存量及本币结算比重的增加则会减小贬值对贸易收支的正向刺激作用，其正如一个稳定器或缓冲阀门，对于防止贸易收支差额过快过大震荡、稳定国际收支具有积极作用。

第三，境外人民币发挥以上汇率缓冲器的作用，其本质原因是人民币在国际上履行了价值储藏手段的功能，例如在人民币升值的背景下，外商持有的人民币资产价值的增值抵消了其原本需要用本币兑换人民币时本币成本的增加。而这种资产增值的好处必须让渡给人民币境外持有者，这也是人民币能成为国际货币的基本条件和牺牲。当然，反过来若人民币贬值，则其资产贬值的风险也将转嫁给境外持有者。

参考文献

- [1]巴曙松, 严敏.人民币现金境外需求规模的间接测算研究[J].上海金融, 2010(2): 8-12.
- [2]毕玉江, 朱钟棣.人民币汇率变动与出口价格[J].世界经济研究, 2007(1): 53-60.
- [3]陈六傅, 刘厚俊.人民币汇率的价格传递效应: 基于 VAR 模型的实证分析[J].金融研究, 2007(4): 1-13.
- [4]陈学彬, 李世刚, 芦东.中国出口汇率传递率和盯市能力的实证研究[J].经济研究, 2007(12): 106-117.
- [5]陈鑫燕, 赵凯, 胡佳斐.跨境贸易人民币业务与境外人民币存量[J].上海金融, 2012(3): 18-23.
- [6]董继华.人民币境外需求规模估计——1999-2005[J].经济科学, 2008(1): 55-66.
- [7]董有德, 张弘意.离岸人民币债券市场与跨境贸易人民币结算[J].上海经济研究, 2013(12): 117-123.
- [8]杜运苏.人民币汇率变动的进口价格传递效应[J].世界经济研究, 2010(5): 64-71.
- [9]高海红, 余永定.人民币国际化的含义与条件[J].国际经济评论, 2010(1): 46-64.
- [10]高铁梅.计量经济分析方法与建模[M].北京: 清华大学出版社, 2009.
- [11]何东, 马骏.人民币跨境使用与香港离岸人民币中心发展[J].中国金融, 2011(16): 76-77.
- [12]焦继军.人民币跻身于国际货币之列的效应分析[J].财经问题, 2005(1): 75-76.
- [13]李继民.人民币境外存量考察: 基于季度数据的协整分析和间接估计[J].上海金融, 2011(2): 49-54.
- [14]厉以宁.中国对外经济与国际收支[M].北京: 国际文化出版公司出版社, 1991.
- [15]刘尧成, 周继忠, 徐晓萍.人民币汇率变动对我国贸易差额的动态影响[J].经济研究, 2010(5): 32-40.
- [16]卢向前, 戴国强.人民币实际汇率波动对我国进出口的影响[J].经济研究, 2005(5): 31-39.
- [17]罗翔, 李艳萍, 赵美贞.跨境贸易人民币结算问题研究[J].湖北社会科学, 2010(4): 82-84.
- [18]吕晨妍, 黄立群.人民币国际化对中国一定有利吗? [J].区域金融研究, 2017(1): 47-53.
- [19]马光明.人民币升值的特征及对出口贸易的影响与对策研究[M].北京: 对外经济贸易大学出版社, 2012.
- [20]马光明.跨境贸易人民币结算对出口的长期作用机制初探[J].经济问题探索, 2015(4): 109-114.
- [21]马光明, 邓露.加工贸易比重、汇率与贸易收支关联性的实证研究[J].财贸经济, 2012(12): 94-101.
- [22]马光明, 任颖, 郭东方.跨境贸易人民币结算比重影响因素的实证研究[J].世界经济与政治论坛, 2018(1): 120-142.
- [23]马荣华, 饶晓辉.人民币的境外需求估计[J].经济科学, 2006(5): 18-29.
- [24]潘红宇.汇率波动率与中国对主要贸易伙伴的出口[J].数量经济技术经济研究, 2007(2): 73-81.
- [25]彭飞, 芦湖.跨境贸易人民币结算收付失衡问题探讨[J].特区经济》2013(6):
- [26]蒲岳, 吴钢, 姚星, 彭利.人民币国际化对中国出口增长边际的影响[J].世界经济研究, 2016(11): 合辑.
- [27]阙澄宇, 马斌.跨境贸易人民币结算如何影响出口价格汇率传递? [J].财经问题研究, 2017(9): 37-46.
- [28]荣岩.人民币汇率变动对我国商品出口价格的传递效应[J].上海财经大学学报, 2011(2): 47-54.
- [29]沙文兵.汇率变动、贸易地位与人民币境外存量[J].中南财经政法大学学报, 2014(1): 3-10.
- [30]施建淮, 傅雄广, 许伟.人民币汇率变动对我国价格水平的传递[J].经济研究, 2008(7): 52-64.
- [31]施建淮, 傅雄广.汇率传递理论文献综述[J].世界经济, 2010(5): 3-23.
- [32]孙东升.人民币跨境流通的理论与实证分析[M].北京: 对外经济贸易大学出版社, 2008.
- [33]孙少岩, 孙文轩.汇率波动与货币政策对人民币国际化的影响[J].经济问题, 2018(2): 43-48.
- [34]陶士贵, 叶亚飞.人民币境外存量的估算及其对我国货币供给量的影响[J].财贸经济, 2013(9): 67-75.
- [35]田彦.跨境贸易人民币结算对我国外贸的影响分析[J].中国商贸, 2010(10): 90-91.

- [36] 王大贤.高度重视境外人民币回流问题[J].国际贸易, 2012(7): 54-57.
- [37] 王菁, 张朋.人民币汇率变动对中美出口价格的传递效应[J].经济评论, 2009(6): 25-31.
- [38] 王晋斌, 李南.中国汇率传递效应的实证分析[J].经济研究, 2009(4): 17-27.
- [39] 王书滕.汇率预期波动视角下境外人民币需求动态变化[J].国际金融研究, 2016(11): 66-75.
- [40] 汪洋.跨境贸易以人民币结算: 路径选择与风险[J].国际经济评论, 2011(2): 108-119.
- [41] 宿玉海, 姜明蕾, 刘海莹.短期资本流动、人民币国际化与汇率变动关系研究[J].经济与管理评论, 2018(2): 109-117.
- [42] 许可.人民币汇率及其波动对中国主要贸易伙伴进出口影响研究[J].预测, 2012(3): 8-12.
- [43] 叶亚飞, 石建勋.人民币国际化进程中的货币替代效应研究[J].经济问题, 2018(3): 28-35.
- [44] 殷剑峰.人民币国际化: 贸易结算+离岸市场还是资本输出+跨国企业? [J].国际经济评论, 2011(4): 53-69.
- [45] 姚枝仲, 田丰, 苏庆义.中国出口的收入和价格弹性[J].世界经济, 2010(4): 3-27.
- [46] 余道先, 王云.人民币境外存量、国际收支与人民币国际化进程[J].经济理论与经济管理, 2015(4): 89-103.
- [47] 张国建, 佟孟华, 梅光松.实际有效汇率波动影响了人民币国际化进程吗? [J].国际金融研究, 2017(2): 64-73.
- [48] 张承惠.跨境贸易人民币结算试点: 态势与前瞻[J].改革, 2011(8): 102-105.
- [49] 郑木清.论人民币国际化的经济效应[J].国际金融研究, 1995(7): 34-35.
- [50] 中国社科院世界经济与政治研究所课题组.香港离岸人民币市场的问题与风险[J].中国金融, 2011(20): 49-50.
- [51] Artus J., Knight M. Issues in the Assessment of the Exchange Rates of Industrial Countries[R]. International Monetary Fund Occasional Paper, No.29, 1984.
- [52] Baldwin R.Hysteresis in Import Prices: the Beachhead Effect[J].The American Economic Review, 1988, 78(4): 773-785.
- [53] Baldwin R., Nino V. Euros and Zeros: the Common Currency Effect on Trade in New Goods[R]. NBER working paper, No.12673.2006.
- [54] Bun M.J., Klaassen F.J.G.M. The Euro Effect on Trade is not as large as Commonly Thought[J]. Oxford bulletin of economics and statistics, 2007, 69(4): 473-496.
- [55] Campa J., Goldberg L. Exchange Rate Pass-Through into Import Prices[J].The Review of Economics and Statistics, 2004,87(4): 679-690.
- [56] Chowdhury A. Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error-Correction Models[J]. The Review of Economics and Statistics, 1996, 75(4): 700-706.
- [57] Engle R., Granger C. Co-integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing[J]. Econometrica, 1987, 55(2): 251-276.
- [58] Fabio. Exchange Rate Movements, Inflation Expectations, and Currency Substitution in Turkey[R]. IMF Working Paper, 1995, 9(111): 1-18
- [59] Goldberg., Linda S., Cedric T. Vehicle Currency Use in International Trade[J]. Journal of International Economics,2008, 76(2): 177-192.
- [60] Harberger A. Some Evidence on the International Price Mechanism[J].The Review of Economics and Statistics, 1957, 65(6): 506-521.
- [61] Houthakker H., Magee S. Income and Price Elasticities in World Trade[J].The Review of Economics and Statistics, 1969, 51(2): 111-125.

- [62] Junz H., Rhomberg R. Price Competitiveness in Export Trade among Industrial Countries[J].The American Economic Review, 1973, 63(2): 412-418.
- [63] Kee H., Olarreaga M. Import Demand Elasticities and Trade Distortions[J].The Review of Economics and Statistics, 2008, 90(4): 666-682.
- [64] Kenen P., Rodrik D. Measuring and Analyzing the Effects of Short-Term Volatility in Real Exchange Rates[J]. The Review of Economics and Statistics, 1986, 68(2): 311-315.
- [65] Khalid A.K. Modelling Money Demand in Open Economies: The Case of Selected Asian Countries[J]. Applied Economics, 1999, 31(9): 1129-1135
- [66] Knetter M. Price Discrimination by U.S. and German Exports[J].American Economic Review, 1989, 79(1): 121-145.
- [67] Gotur P. Effects of Exchange Rate Volatility on Trade: Some Further Evidence[J].IMF Staff Papers, 1985, 32(3): 475-512.
- [68] Grassman S. Currency Distribution and Forward Coverin Foreign Trade Sweden Revisited, 1973[J].Journal of International Economics, 1976, 6(2): 216-221.
- [69] Grauwe P. Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade[J].IMF Staff Papers, 1998, 35(1): 63-84.
- [70] MacKinnon J. Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests[J].Journal of Applied Econometrics, 1996, 11(6): 601-618.
- [71] Macquez. Bilateral Trade Elasticities[J].The Review of Economics and Statistics, 1990, 72(1), pp.70-77.
- [72] Peng W.S., Shi Y.L. External Demand for Hong Kong Dollar Currency[R].Hong Kong Monetary Authority Quarterly Bulletin, 2003.
- [73] Rose A., Yellen J. Is there a J-curve? [J].Journal of Monetary Economics, 1989, 24(1): 53-58.
- [74] Sausa J., Lochardy J. The Currency Union Effect on Trade and FDI Channel[J].Cashiers De La Maison Des Sciences Economiques, J04111,2004.
- [75] Sims C., Stock J., Watson M. Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots[J]. Econometrica, 1990, 58(1): 113-144.
- [76] Taylor J. Low Inflation, Pass through, and the Pricing Power of Firms[J].European Economic Review, 2000, 44(7): 1389-1408.

Research on the Buffering effect of RMB's Internationalization to Exchange Rate Shock.

-----Based on Offshore RMB Stock and RMB Settlement ratio

Ma Guangming, Yang Wu and Zhao Feng

Abstract: With the development of RMB's globalization, China's RMB settlement in merchandise trade has exceeded 15 percentages until the end of 2017, which brought a large increase of offshore RMB stock. Unlike most research that only focus on the short angle of RMB settlement's influence on offsetting the exchange rate fluctuation after trade contract, this paper studied offshore RMB stock's buffer effect to China's trade balance in RMB's appreciation process. Experiential research based on monthly data from 2005-2017 found that as the offshore RMB denoted by Hong Kong RMB deposit grew bigger, RMB's appreciation's negative shock to trade balance was correspondingly wakened. Robust test distinguishing processing trade and ordinary trade and a contrast research on the relationship among Japanese Yen's exchange rate, offshore Yen stock and Japan's trade balance also result in similar conclusion. Controlling the offshore RMB scale, . As RMB settlement's share got bigger, the offsetting effect got more significant, which provided a buffering mechanism for the trade balance.

Key Words:RMB Settlement; Exchange Rate Risk; Offshore RMB Stock; RMB's Globalization

国际储备货币：需求、惯性与竞争路径¹

李军林² 胡树光³ 王璞龙⁴

【摘要】 本文构建了基于随机交易需求的国际货币需求模型。模型分析结果显示：一国货币储备总规模受机会成本和短缺成本的影响；一国对某国际货币的需求存在一定门槛，该需求仅当交易需求、收益率、转换成本、货币储备总规模等在某一范围内存在；在越过门槛后，对该国际货币的需求随交易需求、收益率的提高而提高，但与转换成本的关系分不同情况，对收益率较竞争货币低的货币，转换成本越高，货币需求越高，而对收益率较竞争货币高的货币，转换成本越高，货币需求越低。基于此，本文分析了国际货币储备的惯性来源和国际储备货币竞争路径，并对人民币国际化提出了一些政策建议。

【关键词】 随机交易需求；国际货币储备；惯性；人民币国际化

一、引言

中国人民币国际化战略可以追溯到 2008 年中韩启动货币互换。2016 年 B20 峰会上中共中央总书记习近平称将大力推动人民币走出去。2017 年 7 月 17 日中央财经领导小组第十六次会议指出要有序推进资本项目开放，稳步推动人民币国际化。推动人民币国际化的原因是因为人民币国际化可以在一定程度上降低汇率波动带来的风险；减少中国外汇储备，尤其是美元储备，获得部分铸币税收益；降低中国企业的交易成本（余永定，2011）。虽然为此中国在制定货币政策时需考虑国内外人民币需求变动并面对特里芬难题（孙杰，2014），但金融危机以及过多美元储备带来的影响已经让中国意识到推进人民币国际化是势在必行的。

人民币于 2016 年被国际货币基金组织正式纳入特别提款权(SDR)货币篮子，并以 10.92% 的权重成为国际货币篮子中第 3 大货币，这是人民币国际化发展过程中的重要里程碑。但人民币国际化的征程依然任重道远，虽然国际货币基金组织数据显示 2018 年第 3 季度人民币占全球外汇储备总额 1.8%，相比 2016 年纳入 SDR 时的 1.07% 增长了 68%，但这与中国世界第二的经济总量和国际贸易大国地位不甚相符。

2010 年初至 2019 年末，美元在国际官方外汇储备占比波动较大，欧元从 27.1% 大幅下降至 20.5%，日元从 3.0% 迅速提升至 5.7%，英镑占比在 4.5% 左右波动。澳元、加拿大自从 2012 年末

¹ 原文发表于《世界经济》2020 年 05 期

² 李军林，中国人民大学经济学院，中国特色社会主义经济建设协同创新中心

³ 胡树光，中国人民大学经济学院

⁴ 王璞龙，安阳师范学院经济学院

进入官方外汇储备货币构成（COFTER）报告以到 2019 年末，其占比从 1.46%、1.43%提升到 1.69%、1.88%。由此可见国际货币储备格局并非一成不变，众多币种中人民币占比增速最快，中国有机会在国际货币格局变动中占据更重要的国际地位。因此，研究影响国际货币需求、国际储备货币竞争的因素和机制对更好提高人民币国际储备货币地位具有非常重要的意义。

关于国际货币需求的模型最早出现在货币替代的研究中，包括货币服务的生产函数理论、货币需求的投资组合理论及预防性需求理论等（严佳佳，2009）。在预防性需求理论的基础上，Dooley 等（1989）提出基于交易成本（转换成本和短缺成本）的货币需求模型，彭红枫等（2017）在此基础上引入机会成本，得出基于成本渠道探究货币国际化的影响因素及具体影响路径。

本文在彭红枫等（2017）模型的基础上，引入随机交易需求分布（均匀分布和正态分布），并考虑了储备资产组合对成本结构的分布概率的影响，建立模型并分析国际货币储备的决策过程以及国际储备货币竞争中各因素的影响，并基于此分析了国际货币储备惯性存在的原因，以及国际储备货币参与竞争的路径。

二、国际货币需求模型评述

Miles（1978）提出货币服务的生产函数理论，他认为人们持有货币是为获得货币的服务性功能，不同货币都可以提供这一功能，人们会根据不同货币的收益和成本来调整币种间的比例，以获得最大化的货币服务。

Miles（1978）假设：（1）货币服务生产函数是连续、具有固定替代弹性的生产函数（CES 函数）；（2）购买力平价成立，即本币汇率等于本外币价格之比，且本币价格为 1；（3）给定所有资产选择时，经济主体只愿持有固定数量的货币余额；（4）所有货币都是借入的，借款利率就是持币的机会成本。其理论至少有四点不足：（1）Miles 将货币间的替代弹性设为固定值，这显然并不合理，会严重高估外币的需求；（2）Miles 并没有给出货币服务的明确定义，忽视了货币可以生息资产的方式持有；（3）Miles 以及后来的货币需求边际效应理论都假设外汇市场交易无成本，实际上币种间的转换存在交易成本；（4）在货币来源上，Miles 假设货币都是借来的，将借款利率视为机会成本，然而在不同币种间可以转换的情况下，将两种利率视为各自货币的机会成本并不合适。

之后，King 等（1979）、Macedo（1982）及 Thomas（1985）发展了货币需求的投资组合理论，该理论认为持币人将货币作为资产，通过调整不同币种间的比例，以获得最优化风险收益水平，从而将货币的投资收益和波动引入货币需求的影响因素中。

然而，Horii（1986）计算了 1979 和 1984 年在有效投资组合理论下应该出现的储备情况，发现实际情况中，美元外汇储备实际持有量远高于最佳持有量。Poloz（1986）认为这是由于之前

的模型没有注意到获得货币资产需要支付流动性交易成本，也没有注意到支付发生的不确定性，因此需要在持币的名义收益基础上减去流动性成本。他将预防性需求引入资产组合的考量中，因此这一模型又被称为货币预防性需求理论。Dooley（1986）认为至少有两种原因导致均值-方差方法对外汇储备需求的分析并不合适，一方面，均值-方差方法需要财富分配到各项资产的净值，但外汇储备数据是总量；另一方面，要使最优投资组合方法发挥作用，投资组合必须包含所有财务状况，但外汇储备之外还有更多的资产和负债，其收益率以及与各种外汇储备间的协方差，都应是最优储备头寸的决定因素。Dooley 等（1989）与 Poloz（1986）的观点一致，认为持有储备资产的目的更多是为交易，但前者更关心的不是外币与本币的替代关系，而是储备资产的货币构成，他们认为一国在进行资产储备时会考虑这些资产的流动性。

Dooley 等（1989）认为储备货币的交易成本主要来源于：（1）转换成本，一种货币转换成另一种货币时的成本，这与市场流动性有关；（2）短缺成本，储备资产不足面临的紧急借贷成本；（3）交易成本，这与外汇市场供求量、市场流动性、收益率水平等相关。

Dooley 等（1989）假设全球各国的储备货币只有两种，从而计算持有资产组合的转换成本和短缺成本，得出最优的币种配置。他们假设图 1 中的 A 点 (A_1, A_2) 是一国持有的储备资产组合，交易组合 B (j_1, j_2) 发生的概率为 π_1 ，交易组合 C $(j_1, T - j_1)$ 发生的概率为 π_2 ，交易组合 D $(T - j_2, j_2)$ 发生的概率为 π_3 ，且 $T > j_1 + j_2$ ， $\pi_1 + \pi_2 + \pi_3 = 1$ 。交易组合在 B 点时无交易成本，交易组合在 C、D 点时有短缺成本和转换成本。两点的转换成本不同，C 点是将货币 2 转换为货币 1，D 则反过来。姜晶晶和孙科（2015）利用该模型考察币种分布的影响因素，并引入惯性因素进行经验分析。

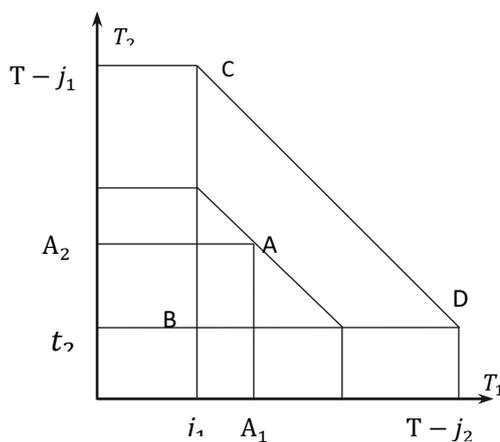


图 1 Dooley 等储备货币交易成本分析

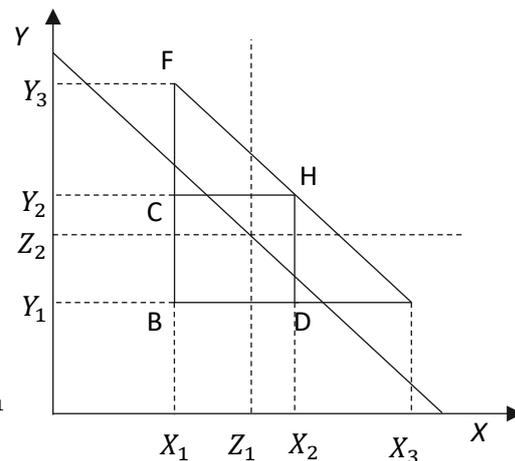


图 2 彭红枫等货币交易成本分析

彭红枫等（2017）认为除短缺成本和转换成本之外还有机会成本，机会成本来源于两方面：（1）外汇资产储备过多会影响货币政策的独立性和有效性；（2）超过交易需求的储备货币失去

了投向更高盈利项目的机会。彭红枫等（2017）在 Dooley 等（1989）模型的基础上引入了机会成本，并且选择了 B、C、D、F、G、H 6 个交易需求点代表处于货币储备资产组合 6 个方位区域的成本进行计算，其中，B、C、D 点有机会成本，F、G、H 点有短缺成本，C、D、F、G 点有转换成本，并假设处于这 6 个点的概率依次为 p_1 、 p_2 、 p_3 、 p_4 、 p_5 、 p_6 ，计算其加权总成本，从而得出货币储备效用，并求出效用最大化时的货币储备（见图 2）。

交易组合在不同区域时，成本结构不同，为简化计算，Dooley（1989）和彭红枫等（2017）以每个区域中的代表点来替代整个区域，并且假设各个区域的概率外生。但实际上，原始储备资产组合的位置会改变不同成本结构区域的范围，从而影响交易组合落在不同区域的概率。

姜晶晶和孙科（2015）与彭红枫等（2017）在利用模型进行经验研究时，都引入了惯性因素，而且实证结论都支持了惯性的存在。他们使用的方法是将惯性当作解释变量引入模型来验证惯性是否存在。已有的货币需求模型本身尚不能解释货币需求的惯性特征。

三、基于随机交易需求的国际货币需求分析

我们将货币收益率定义为包含利息、汇率变动的浮动损益并扣除资金成本和风险厌恶损失的预期收益，因此这个收益率是一个主观概念。主观收益率与一国政治稳定性有很强的联系。Bergsten（1975）认为，一国货币成为国际货币需要有强大的政治权力和国际合作支持，能够对外维持可兑换流动性的信心，内部经济发展规模与趋势有保障。Tavlas（1997）也特别强调了政治稳定的重要。我们认为这些因素都会通过影响持有人对国际货币收益率的判断。东道国在对收益率进行判断时，会考虑国际货币发行国的经济发展趋势、政治稳定性、军事实力及开放程度等因素。东道国很难期待一个经济长期衰退国家的货币能够长期维持高的收益率，政治稳定性则是一国经济长期增长的必要条件，军事实力则能保障在极端情况下一国的政治稳定性。开放程度与前三个因素的影响逻辑不同，一种货币收益率的实现，需要金融市场和产品市场的开放，如果储备一种货币，未来无法转换成其他货币，也无法在发行国获得相应的购买力，那么该货币也就必然无法获得预期收益。此外，东道国对货币发行国这些因素的认知，除取决于实际情况外，还依赖于两国之间的关系。

机会成本来源于一国大量储备国际货币带来的投资机会错失和国内货币政策执行的困难。短缺成本则来源于由于国际货币短缺带来的交易无法实现的损失和难以维持汇率稳定性的损失。机会成本和短缺成本并非是东道国的独立变量，依旧受外部影响。金融自由化思想和国际投机资金的冲击降低了东道国对机会成本的判断，而全球化分工程度又导致许多国家没有足够完整的产业体系，对国际贸易依赖程度增加，从而短缺成本提高。一国有越多的产品依赖进口，其短缺成本越大，自给自足国家的短缺成本则很小。现实的客观情况是机会成本和短缺成本都存在，而且都在一定程度上受国际货币发行国的影响。

在全球外汇市场上,货币之间的转换成本已经非常低,但当遇到大额度转换时,依旧会产生流动性冲击。这种成本是双向的,比如人民币与美元进行转换,无论是人民币兑换美元还是美元兑换人民币,都会对价格产生冲击而产生转换成本。但这并不意味着转换成本对两种货币的影响相同,这一点我们会在后续模型中进行分析。

在对收益率、机会成本、短缺成本、转换成本进行了更细致的界定后,我们借鉴 Poloz (1986)、Dooley 等 (1989)、姜晶晶和孙科 (2015) 及彭红枫等 (2017) 的模型,构建连续概率分布交易组合下的国际货币储备效用函数。在求解效用最大化时,需要对交易需求分布作进一步假设。交易需求是一段时间内所有交易净额的总和,刘元春和栗亮 (2013) 认为交易需求受的冲击是独立的正态分布,因此可以看作服从正态分布。但由于正态分布密度函数在进行积分时无法获得解析式,为求解析解,我们借鉴 Poloz (1986) 的做法,假设交易需求服从均匀分布。同时,我们也将给出正态分布条件下的数值模拟情况进行对比。

(一) 一般模型构建

模型基本假设。(1) 假定一个典型小国(下文称为东道国)除自己本国发行的货币外,货币当局只储备两种国际货币:货币 1 和货币 2,数量分别为 z_1 、 z_2 ,货币数量并不以该国货币面值计算,而是以东道国本币价格计算,收益率为 r_1 、 r_2 ,我们定义的收益率是包含利息、汇率变动浮动损益并扣除资金成本和风险厌恶损失的主观预期收益;(2) 交易需求组合 (x, y) 为随机事件, x 、 y 相互独立,交易需求源自以该货币结算的交易,交易需求组合的密度函数为 $f(x, y)$;

(3) 当一种货币短缺,另一种货币有余额时,可以在外汇市场进行转换,转换有转换成本,转换成本 = 转换量 \times 转换成本率 (t); 当 $x > z_1$ 且 $y < z_2$ 时,需要将一定单位的货币 2 转换为货币 1,若 $z_2 - y \leq x - z_1$,转换量为 $z_2 - y$;若 $z_2 - y > x - z_1$,转换量 $x - z_1$;当 $y > z_2$ 且 $x < z_1$ 时,需要将一定单位的货币 1 转换为货币 2,若 $z_1 - x \leq y - z_2$ 时,转换量为 $z_1 - x$;当 $z_1 - x > y - z_2$ 时,转换量 $y - z_2$;(4) 当交易总量 $x + y$ 大于货币储备 $z_1 + z_2$ 时,由于货币储备的短缺导致交易受阻碍,因此有短缺成本 $[(x + y) - (z_1 + z_2)]s$,其中 s 为短缺成本率;(5) 当交易总量 $x + y$ 小于货币储备 $z_1 + z_2$ 时,由于过多的货币储备带来投资机会和货币政策独立性损失,有机会成本 $[(z_1 + z_2) - (x + y)]q$,其中 q 为机会成本率;(6) 为计算方便,假设各项收益和成本与国际货币储备分开核算,不会改变国际货币储备。

货币储备效用函数的一般形式。如图 3 所示,横轴为货币 1 数量 x ,纵轴为货币 2 数量 y 。当储备为 $Z(z_1, z_2)$ 点时, $x = z_1, y = z_2, x + y = z_1 + z_2$ 3 条线将整个区域划分为 6 个区域, Z 的位置决定了 6 个不同成本结构区域的划分。交易需求落在图中 6 个不同区域时,有 6 种不同的成本结构(见表 1)。

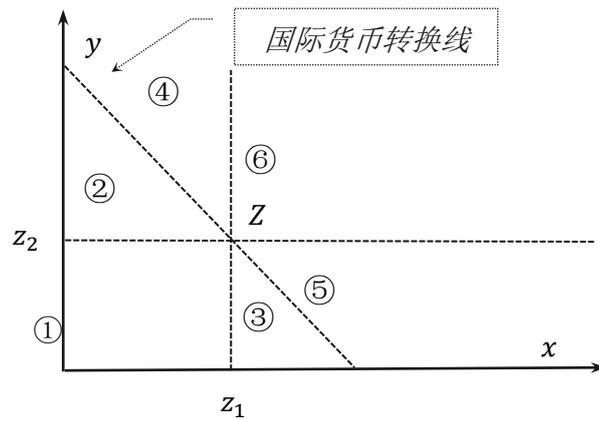


图3 货币交易需求分布图

表格1 不同区域的成本函数

成本类型	区域	成本函数
转换成本	3	$(x - z_1)t$
	5	$(z_2 - y)t$
	2	$(y - z_2)t$
	4	$(z_1 - x)t$
机会成本	1、2、3	$[(z_1 + z_2) - (x + y)]q$
短缺成本	4、5、6	$[(x + y) - (z_1 + z_2)]s$

因此机会成本、短缺成本及转换成本依次为：

$$C_q = \int_0^{z_1+z_2} \int_0^{z_1+z_2-x} [(z_1+z_2) - (x+y)] * q * f(x,y) dy dx \quad (1)$$

$$C_s = \int_0^{z_1+z_2} \int_{z_1+z_2-x}^{+\infty} [(x+y) - (z_1+z_2)] * s * f(x,y) dy dx \quad (2)$$

$$+ \int_{z_1+z_2}^{+\infty} \int_0^{+\infty} [(x+y) - (z_1+z_2)] * s * f(x,y) dy dx$$

$$C_t = \int_0^{z_1} \int_{z_2}^{z_1+z_2-x} (y-z_2) * t * f(x,y) dy dx \quad (3)$$

$$+ \int_{z_1}^{z_1+z_2} \int_0^{z_1+z_2-x} (x-z_1) * t * f(x,y) dy dx$$

$$+ \int_0^{z_1} \int_{z_1+z_2-x}^{+\infty} (z_1-x) * t * f(x,y) dy dx$$

$$+ \int_0^{z_2} \int_{z_1+z_2-y}^{+\infty} (z_2-y) * t * f(x,y) dx dy$$

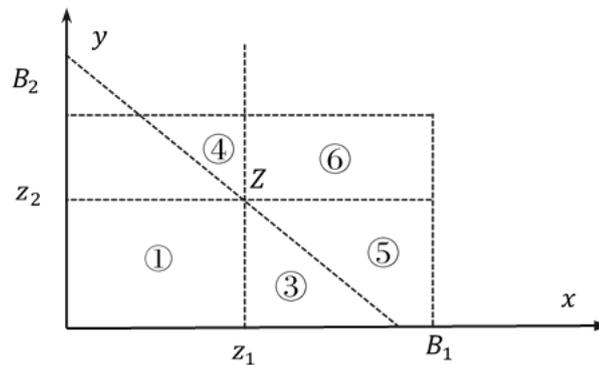
我们可以看到，上述3种成本都是 (z_1, z_2) 的函数，都会随Z点变化而变化。

货币储备的效用函数为：

$$U = r_1 z_1 + r_2 z_2 - C_q - C_t - C_s \quad (4)$$

(二) 基于均匀分布的交易需求的简化分析

1. 基于均匀分布交易需求的效用函数。假设交易组合 (x, y) 为随机事件, 且 $x < B_1$ 、 $y < B_2$, 且 $B_1 > B_2$, 交易组合在其取值范围内服从均匀分布, B_1 、 B_2 是两种货币交易需求的上限。非国际货币国家短缺成本率高于机会成本率, 因此, 我们假设其持有货币储备的总规模足够大, 这样, 国际货币转换线与交易需求边界的交点不在坐标轴上。此时成本划分的 6 个区域如图 4 所示, 有:



②

图 4 基于均匀分布简化的成本分析

$$C_t = t((z_1 + z_2 - B_1 - B_2)^3 + B_1 z_2 (z_2 - 2B_1) + B_2 z_1 (z_1 - 2B_2) + B_1 B_2 (B_1 + B_2)) / 6B_1 B_2 \quad (5)$$

$$C_q \quad (6)$$

$$= q(z_1 + z_2) * (z_1 - B_2 + z_2) / 2B_1 - q(-B_1^3 + 3B_1^2 z_1 + 3B_1^2 z_2 - 3B_1 z_1^2 - 6B_1 z_1 z_2 - 3B_1 z_2^2 - B_2^3 + z_1^3 + 3z_1^2 z_2 + 3z_1 z_2^2 + z_2^3) / 6B_1 B_2$$

$$factor_{it} = \alpha + \beta \times eplatform_{it} + \varphi \times controls_{it} + \mu_i + \xi_{it} \quad (7)$$

$C_s = s(B_1 + B_2 - z_1 - z_2)^3 / 6B_1 B_2$. 固定储备总规模下的储备货币需求分析。在较短时间内, 一国改变储备总规模的能力有限, 因此我们在效用函数中加入储备总规模约束条件: $z_1 + z_2 = M$, 储备总规模约束线在图 4 上即是一条经过 (z_1, z_2) 的国际货币转换线。将 $z_2 = M - z_1$ 代入 (5) 式得到 U 的表达式, 求一阶条件 $\partial U / \partial z_1 = 0$ 得:

$$z_1 = \frac{B_1}{B_1 + B_2} M + \frac{(r_1 - r_2) B_1 B_2}{t(B_1 + B_2)} \quad (8)$$

该式成立的条件是 $r_2 - Mt/B_2 < r_1 < r_2 + Mt/B_1$, 因为当 $r_1 \leq r_2 - Mt/B_2$ 时, z_1 计算结果小于等于 0, 但货币储备数量最小取 0, 故 $z_1 = 0$ 。而当 $r_1 \geq r_2 + Mt/B_1$ 时, z_1 计算结果大于等于 M , 但货币储备数量最大取 M , 故 $z_1 = M$ 。在既定储备总规模下, 机会成本和短缺成本都不随 z_1 变动, 所以最优储备结构只与 B_1 、 B_2 、 r_1 、 r_2 、 M 有关。

当 $r_2 - Mt/B_2 < r_1 < r_2 + Mt/B_1$ 时, 分别对 B_1 、 B_2 、 r_1 、 r_2 、 M 、 t 求偏导进行分析可得:

(1) $\partial z_1 / \partial r_1 = B_2 B_1 / t(B_1 + B_2) > 0$, 而且 $\partial z_1 / \partial r_1$ 随 B_1 、 B_2 都会增大, 因此国际货币收益率 r_1

会提高该货币储备，在外币交易需求大国尤其明显，即使该国进出口并非以货币 1 交易。 $\partial z_1/\partial r_1$ 与 t 负相关，意味着较低的转换成本可以放大收益率的作用。(2) $\partial z_1/\partial r_2 = -B_2 B_1/t(B_1 + B_2) < 0$ ，与 r_1 相反， r_2 对货币 1 的储备有负效应。(3) $\partial z_1/\partial B_1 = B_2[B_2(r_1 - r_2) + Mt]/t(B_1 + B_2)^2 > 0$ ，货币 1 交易需求的增加可以带来货币 1 储备的增加，随着 B_1 增大，偏导数越来越小，说明这种效用在减弱。(4) $\partial z_1/\partial B_2 = -B_1(B_1 r_2 - B_1 r_1 + Mt)/t(B_1 + B_2)^2 < 0$ ，货币 2 交易需求的增加会带来货币 1 储备的减少。(5) $\partial z_1/\partial M = B_1/(B_1 + B_2) > 0$ ，等式右边为该货币交易需求量在总需求中的占比，占比越大，在新增总储备量中占比越高。(6) $\partial z_1/\partial t = -B_1 B_2(r_1 - r_2)/(B_1 + B_2)t^2$ ，其符号取决于收益率之差，当 $r_1 > r_2$ 时，转换成本越低越好，当 $r_1 < r_2$ 时，转换成本越高越好。

同时还需注意，上述这些偏导数只在 $r_1 \in (r_2 - Mt/B_2, r_2 + Mt/B_1)$ 时才有意义。当货币 1 的收益率达不到要求，货币 1 的储备为 0；当货币 1 的收益率足够大时，货币 2 的储备为 0。随着东道国储备总规模 (M) 增加， $(r_2 - Mt/B_2, r_2 + Mt/B_1)$ 的区间范围在扩大，从而使 r_1 落入该区间，打破货币 1 的零储备。而 B_2 减小、 t 增加都有同样作用。换句话说，对一种新进入的储备货币，存在一定的进入门槛。只有当新进入货币的收益率、东道国储备总规模、两种货币的交易需求以及转换成本在一定范围内才会对新货币存在需求。收益率提高、东道国储备总规模扩大、转换成本增加以及高收益率货币的交易需求缩小都有助于新进入货币突破门槛。当然我们也应注意到， t 增加在长期会导致交易需求下降，最终还是减小货币 1 的储备量。

3. 货币储备外生变动下的储备货币需求分析。一国货币储备并非总是最优的，因为即使该国初始货币储备是最优的，其通过贸易、贷款、捐助、还债等方式获得或减少的货币通常会导致货币储备偏离交易需求所需要的最优储备。我们假设两种储备货币中，目前的货币储备 (z_1^0, z_2^0) 不是最优，其中货币 1 的储备量 z_1^0 超出了当前固定储备总规模下的最优值 (z_1)。当局需要调整货币储备以实现效用最大化。

$$\begin{aligned} \max \quad & r_1 z_1 + r_2 z_2 - C_q - C_t - C_s - C_a \quad (9) \\ \text{s. t.} \quad & z_1 + z_2 = z_1^0 + z_2^0 \\ & C_a = \begin{cases} (z_1 - z_1^0)t, & z_1 > z_1^0 \\ (z_1^0 - z_1)t, & z_1 \leq z_1^0 \end{cases} \end{aligned}$$

其中， C_a 为由 (z_1^0, z_2^0) 向 (z_1, z_2) 调整时额外付出的转换成本。

解得：

$$z_1 = \min\left(\frac{B_1}{B_1 + B_2}(M + B_2) + \frac{(r_1 - r_2)B_1 B_2}{t(B_1 + B_2)}, z_1^0\right) \quad (10)$$

$$z_2 = \max\left(\frac{B_2}{B_1 + B_2}(M - B_1) + \frac{(r_2 - r_1)B_1 B_2}{t(B_1 + B_2)}, z_2^0\right) \quad (11)$$

比较 (8) 和 (10) 式可以发现, 该情形下的 z_1 大于固定储备总规模情形下的最优值。这意味着, 如果一国由于历史原因储备过多的某种国际货币, 该国最优的调整策略依然会使该种货币储备量超出最优储备量。如果考虑调整货币储备结构的决策成本, 偏离最优储备量的程度会更大。

换一个角度看, 如果原始储备结构 A 是最优的 (见图 5), 在一段时间后, 货币储备总规模扩大, 储备总规模约束线右移, 储备结构也变成了 C 或 D 点。在新储备总规模约束下, 不考虑调整成本的最优储备结构变成了 B。但考虑调整成本后的储备结构并不在 B 点, 而在 B 与 C 或 D 间的某个 C' 或 D' 点。因此储备货币间的竞争除交易需求竞争 (增加东道国进口中使用该国际货币的数量), 也要加强货币输入竞争 (增加东道国出口中以该国际货币结算的数量)。

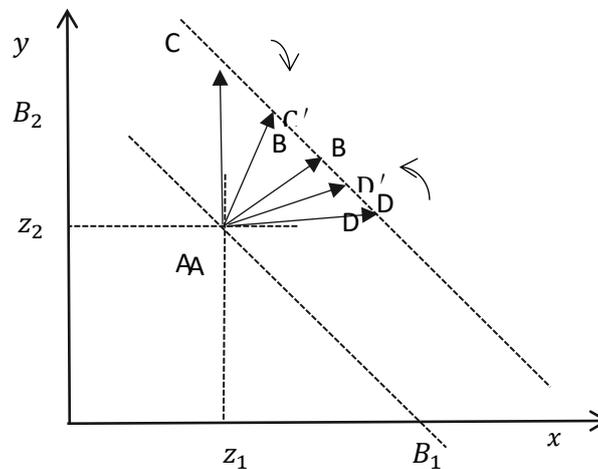


图 5 考虑调整成本的储备变动

寻求最优储备总规模下的储备货币需求分析。我们假设东道国有能力寻求最优的储备总规模, 我们将给定 M 下的最优 (z_1, z_2) 代入 (5) 式得到 U 的表达式, 求一阶条件 $\partial U / \partial M = 0$ 得到最优储备总规模 (M) 和货币 1 最优储备 (z_1) 分别为:

$$M = B_1 + B_2 \quad (12)$$

$$\frac{2B_1B_2[(B_1 + B_2)q - B_1r_1 - B_2r_2]}{B_1B_2t + \sqrt{2(q + s - t)B_1B_2(B_1 + B_2)[(B_1 + B_2)q - B_1r_1 - B_2r_2] + B_1^2B_2^2t^2}}$$

$$z_1 = B_1 + \frac{B_1B_2(r_1 - r_2)}{t(B_1 + B_2)} + \frac{B_1^2B_2t - B_1\sqrt{2B_1B_2(B_1 + B_2)[(B_1(q - r_1) + B_2(q - r_2))(q + s - t)] + B_1^2B_2^2t^2}}{(B_1 + B_2)^2(q + s - t)} \quad (13)$$

M 分别对 s 、 q 、 t 、 r_1 、 r_2 、 B_1 、 B_2 求偏导, 有: (1) $\partial M / \partial s > 0$, 短缺成本增加会导致最优储备总规模增加, 依赖外币计价的进口交易会显著增加一国的货币储备总规模, 而 s 并不直接影响该国储备的币种结构, 只能通过影响货币储备总规模来影响币种结构, 由于 $\partial z_1 / \partial M > 0$, 所以

s 提高最终会增加 z_1 。(2) $\partial M/\partial q < 0$, 机会成本增加会导致最优储备总规模减少。而 q 并不直接影响一国储备的币种结构, 只能通过影响货币储备总规模来影响币种结构, 因为 $\partial z_1/\partial M > 0$, 所以 q 提高最终会减少 z_1 。(3) $\partial M/\partial t$ 的符号并不确定, 转换成本提高有两种影响: 一是降低了以更少的货币储备总规模满足交易需求的储备优化能力, 因此需要更多的储备; 二是转换成本阻碍了储备资产分配到更高收益率的货币上, 降低了储备总规模。符号正负取决于两种影响的比较, 当 t 足够小时, 前者占优, $\partial M/\partial t > 0$; 当 t 足够大时, 后者占优, $\partial M/\partial t < 0$ 。同时, t 还与收益率一起影响货币储备结构。(4) $\partial M/\partial r_1 > 0$, $\partial M/\partial r_2 > 0$, 货币储备收益率增加会导致最优储备总规模增加。由于 r_1 、 r_2 会影响储备币种结构, r_1 会增加给定 M 情况下的 z_1 , 因此 r_1 对 z_1 的总效应为正。而当 r_2 小于某一特定值时, 对 z_1 有正影响, 其他情况下则是负影响。(5) $\partial M/\partial B_1 > 0$, $\partial M/\partial B_2 > 0$, 两种货币交易需求的增加都会增加最优储备总规模。由于 $\partial z_1/\partial B_1 > 0$, 某货币的交易需求对该货币的储备一定有促进作用。 $\partial z_1/\partial B_2$ 的正负则不确定, 当 $(r_1 - r_2)/t$ 特别大时, $\partial z_1/\partial B_2$ 可能为正, 其他情况下则为负。

如果考虑原始储备的影响, 东道国在寻求最优储备总规模的过程中, 向东道国输入货币的国家在东道国的货币储备中依然占据优势。

现实情况下一国的货币储备规模并非固定的, 也非最优的。储备当局在短期内调整储备的能力有限, 储备总规模主要受外在力量的影响。长期看, 国际货币储备也无法完全达到最优总规模, 依旧受货币输入流出的影响。

(三) 基于正态分布交易需求的数值模拟分析

1. 效用值、等效用曲线和最优储备扩展线。我们假设交易需求服从正态分布, 货币 1 和 2 的交易需求分布分别为 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 。我们在参数为以下数值的情形下, 计算效用值并绘出等效用曲线: $\mu_1 = 100$ 、 $\sigma_1 = 20$ 、 $\mu_2 = 50$ 、 $\sigma_2 = 10$ 、 $q = 0.06$ 、 $s = 0.07$ 、 $t = 0.02$ 、 $r_1 = 0.03$ 、 $r_2 = 0.04$ 。其中, 参数设定说明如下: 中国国家外汇管理局 2018 年年报显示, 2005-2018 年中国对外金融资产年平均投资收益率为 3.3%, 因此我们假设两种货币收益率为 3%和 4%, 在一个合理范围内。瑞银 2018 年度展望报告显示新兴国家本币债券收益率为 6%, 因此机会成本定为 6%是合理的。短缺成本没有一个数值可供参考, 我们知道小国短缺成本比较高, 假设其高于机会成本, 所以设定为 7%, 并且可以浮动。货币在小规模转换时, 成本仅是手续费或差价, 但调整货币储备结构会涉及大规模的货币转换, 成本就会涉及价格变动, 其大小并没有具体数值可供参考。通常, 一个货币进入交易网络需要其转换成本小于收益(Farrell 和 Saloner, 1986), 我们认为两种货币间的转换成本小于 3%, 将转换成本设定在 2%, 并可以在一定范围内浮动。这组参数是下文默认值, 即没有特别交待时各参数的取值。

本文数值模拟方法是将交易需求 (x, y) 离散化为空间上的点, x 在横轴上取值为 1 到 200 ($(200 - \mu_1)/\sigma_1 = 5$, 因此 $x > 200$ 的概率极小), y 在纵轴上取值为 1 到 100。交易需求依据正态分布落在 x 和 y 组成的矩形空间上, 在既定货币储备组合下, 交易需求落在不同点有不同的效用

值，不同效用值的加权平均即为该货币储备组合的效用。将不同货币储备组合的效用值在矩形空间绘制等高线，便得到货币储备等效用曲线（见图 6）。

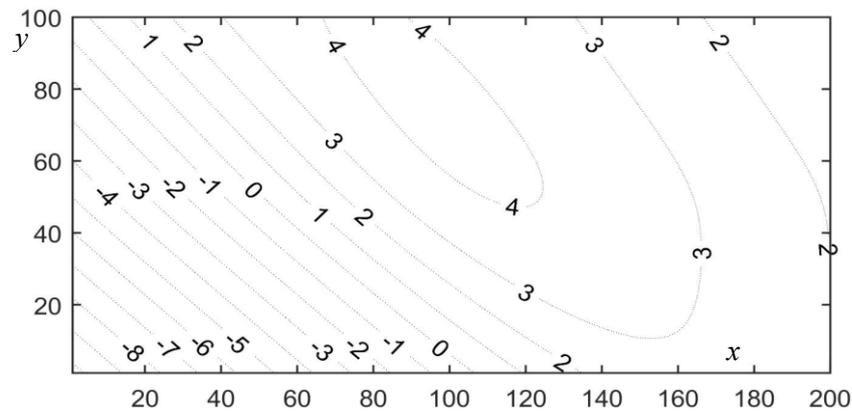


图 6 正态分布交易需求下的货币储备等效用曲线

可以看到，由于收益和 3 种成本的作用，等效用曲线呈椭圆形，效用值从外层椭圆向内层椭圆逐渐增加，直到椭圆缩成一个点时达到效用最大值，这个点就是全局最优储备。但由于短期货币储备总规模变动存在困难，一国在配置其国际货币储备时面临一定的储备总规模约束。等效用曲线与国际货币转换线的切点即为固定储备总规模下最大效用的储备结构，将所有切点连起来则形成储备扩展线（见图 7）。

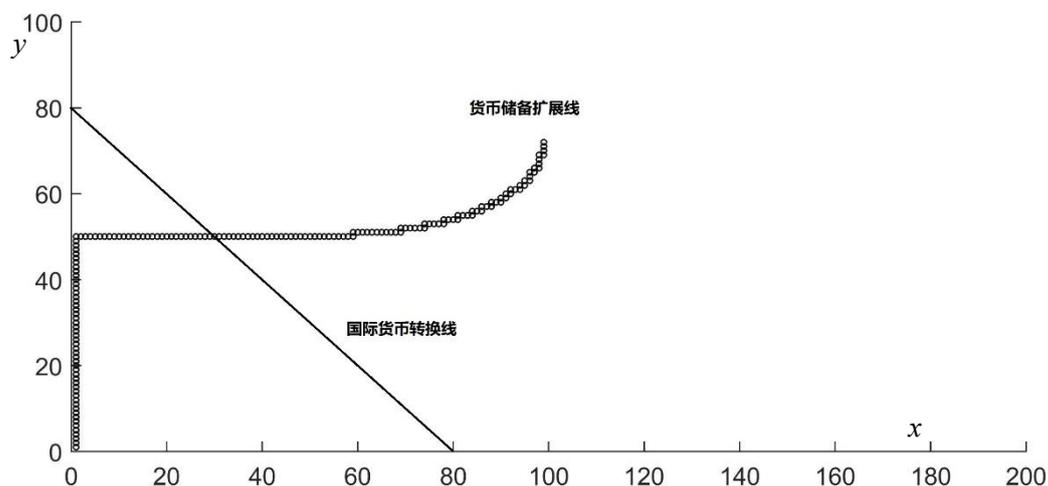


图 7 货币储备扩展线

货币储备扩展线上的点表示在不同货币储备总规模 (M) 下最优的货币储备组合。比如，图 7 中 $M=80$ 的国际货币转换线与货币储备扩展线的交点为 $(30, 50)$ ，表示当储备总规模固定在 80 时，最优货币储备是货币 1 和 2 的储备量分别为 30 和 50。可以看到，由于货币 1 的收益率较

小，当 M 较小时， M 增加只会增加货币 2 的储备，但随着 M 增加到一定值后，货币 1 的储备量开始增加，这与前文分析结论一致。

固定储备总规模下的储备货币需求模拟分析。将 M 固定在一个值，效用值最大的储备组合就是固定储备总规模下的最优货币储备。我们以 $M=80$ 为例（研究 M 的影响时， M 可变动，其它情况下 M 固定为 80），改变其中一个参数而其他参数不变，来研究不同参数对 z_1 的影响，模拟计算结果见图 8，横坐标为不同参数，纵坐标为对应的 z_1 。结果显示：（1）机会成本和短缺成本对固定储备总规模下的储备货币需求没有影响，这与基于均匀分布的简化分析结论一致。（2）转换成本对固定储备总规模下最优的 z_1 有正影响。在基于均匀分布的简化分析中我们可以看到，当 $r_1 < r_2$ 时，转换成本越高越有利于货币 1 的储备，因此这里也是一致的。前文分析还提到，当 $r_1 > r_2$ 时，转换成本越低越有利于货币 1 的储备，我们只要换一个角度看就可以，对收益率更高的货币 2，转换成本越低，货币 1 的需求越小，在固定储备总规模下，货币 2 的需求自然更高。

（3）当 M 小于临界值时，货币 1 没有储备，所有的储备都分配给了货币 2；当 M 超越临界值后， M 越大，货币 1 的储备越多。（4）货币 1 的收益率对 z_1 的影响也是有临界值的。如果收益率没达到这个临界值，货币 1 的储备始终为 0，当超越这个临界值后，收益率开始有正向影响，而如果货币 1 的收益率大到一定程度时，则所有货币储备都分配给货币 1。货币 2 的收益率对 z_1 的影响则恰好相反。（5）货币 1 交易需求对 z_1 的影响是正向的，货币 2 交易需求对 z_1 的影响则是负向的。而且货币 1 交易需求的影响与均匀分布的分析有一个相同的特征，就是随着交易需求扩大，影响逐渐减弱。

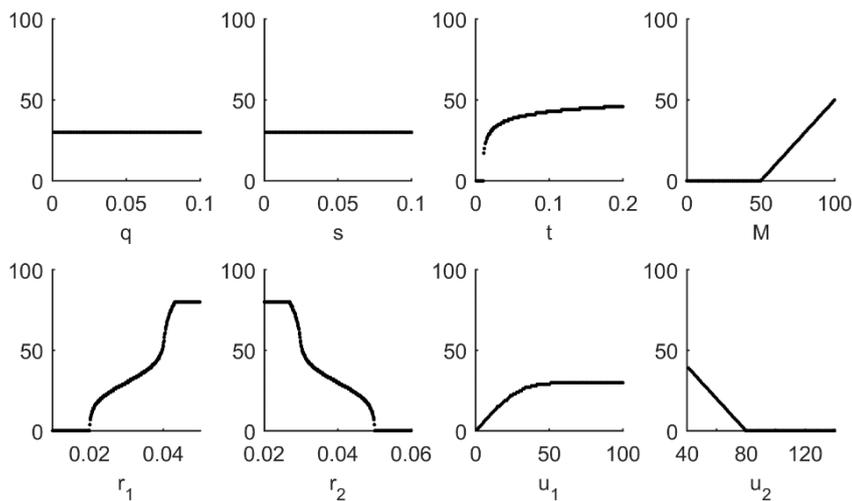


图 8 各参数对固定 M 下的 z_1 的影响

前文基于均匀分布的简化分析中还提到， $r_2 - Mt/B_2 < r_1 < r_2 + Mt/B_1$ 是两种货币都有需求的条件。其实收益率的上下临界值本质是一样的，上临界值对应货币 2 收益率的下临界值。因

此我们只需要研究货币 1 储备突破 0 的收益率临界值与 r_2 、 M 、 t 、 u_2 的关系。如果其他所有参数都给定，让 r_1 从 0 逐渐变大，货币 1 从 0 转变为 1 时的 r_1 即为 r_1 的临界值。我们分别变动 r_2 、 M 、 t 、 u_2 以观察 r_1 临界值的变化。模拟计算结果绘制出图 9，横坐标为不同参数，纵坐标为对应 r_1 的临界值，结果显示：（1） r_1 临界值与货币 2 的收益率成正向线性关系。货币 2 收益率越高，货币 1 要想获得储备配置需要的收益率越高。（2）储备总规模比较小时，货币 1 要想获得配置，收益率需非常接近货币 2 的收益率，随着储备总规模扩大，临界值逐渐降低。虽然不是线性关系，其影响方向与基于均匀分布的分析一致。（3）转换成本率的影响是线性负向的，与前述研究完全一致。（4）货币 2 的交易需求越大，货币 1 要想获得配置，收益率的临界值越大。这种正向关系与前述研究一致。

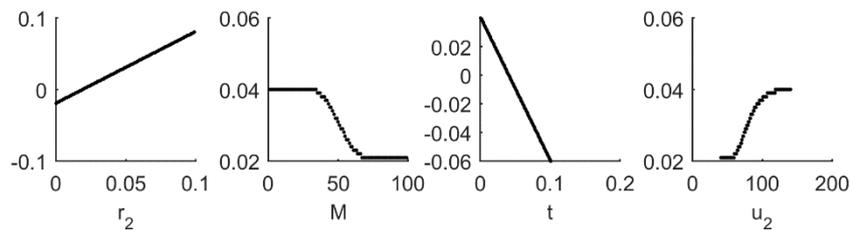


图 9 各参数对 r_1 临界值的影响

货币储备外生变动下的储备货币需求分析。我们假设经过外生冲击后的货币储备组合为 (x_0, y_0) ，而 (x_0, y_0) 并非最优货币储备。由 (x_0, y_0) 向目标储备组合 (x, y) 调整时，存在调整成本 $t|x - x_0|$ 。调整目标 (x, y) 的效用值就是原效用值减去调整成本，因此其等效用曲线和最优储备扩展线都会发生变动。我们将 (x_0, y_0) 设置为原扩展线右下方移动 40 的线上，计算最优货币储备组合，并绘制出图 10。

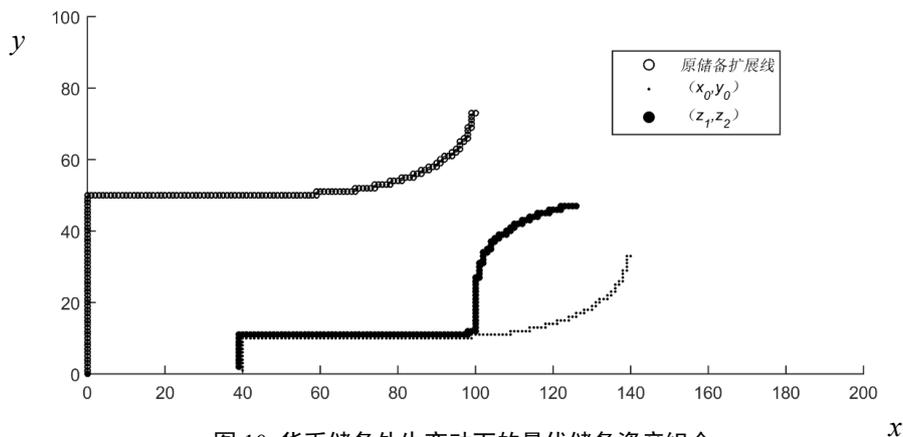


图 10 货币储备外生变动下的最优储备资产组合

图 10 中空圈圆圈连成的线是原最优储备扩展线，圆点上每个点都不是最优储备，其调整的最优目标则是相同储备总规模下的实心圆圈。可以发现，在货币储备外生变动的影 响下，最优储备规模介于不考虑这种调整成本和考虑调整成本之间。而且我们看到，当 M 较小时，最优的 (z_1, z_2) 更接近外生变动后的原始储备。其原因我们可以从原始等效用曲线（见图 6）上找到，当 M 较小时，原始等效用曲线与转换线近乎平行，这意味着在固定 M 上不同储备组合效用值的差别不大，此时调整原始储备的必要性很小。但随着 M 增大，原始等效用曲线与转换线的夹角增大，这意味着在固定 M 上不同储备组合效用值的差别扩大，调整储备的必要性增加。随着 M 继续增大，这个夹角又会减小，调整储备的必要性又会降低。无论怎样，目标的储备组合都是介于两者之间。

寻求最优储备总规模下的储备需求分析。在不固定储备总规模的情况下，寻求最优储备资产组合以获得最大的效用值，也就是最优储备扩展线顶点的资产组合。这与基于均匀分布的分析有一点不同，不需要再借助 M 这个中间变量，直接分析寻求最优储备时 z_1 与各参数的关系。计算结果绘图得图 11，横坐标为不同的可变参数，纵坐标为对应 z_1 ，其中第 8 种情况为两种货币的参数对调后，参数 t 变动后的情况。结果显示：（1） r_1 对 z_1 有正向影响， r_2 对 z_1 有反向影响。

（2） u_1 对 z_1 有正向影响， u_2 对 z_1 的影响方向不固定，在本例数值模拟中， z_1 随着 u_2 的增加，先增加后减少。（3） q 对 z_1 的影响是负向的，当 q 较小时， $z_1 = 200$ ，是因为数值模拟过程中只对 $x \leq 200$ 部分进行了赋值。 s 对 z_1 的影响则是正向的。（4） t 对 z_1 有正向影响，转换成本越大， z_1 越大。但当货币 1 和 2 的交易需求和收益率参数对调后， t 对 z_1 的影响转为负向，转换成本越大， z_1 越小。

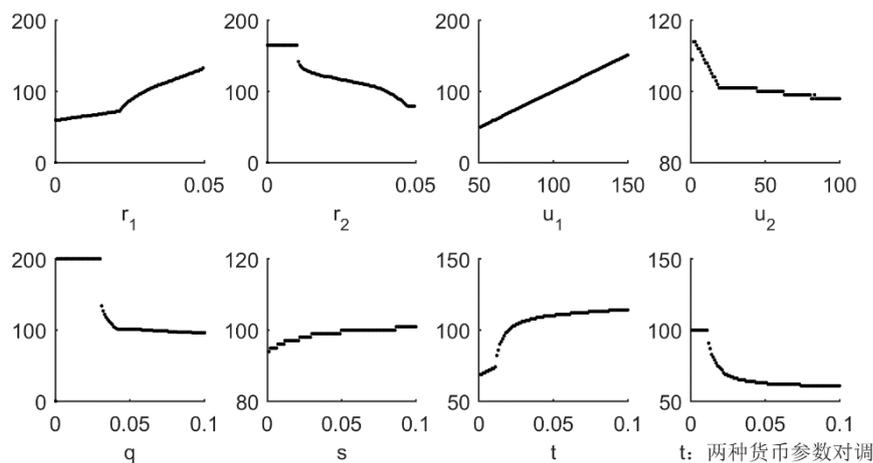


图 11 各参数对寻求最优 M 下 z_1 的影响

四、从交易需求到货币储备的惯性来源分析

国际货币惯性的传统定义是指一旦特定货币成为国际货币，该货币的外部交易网络和规模效应逐渐形成，即使将来该国经济实力与货币地位不匹配，但只要网络效应和转换成本足够大，人们就不会去转换货币，从而该货币也能在较长时间继续发挥国际货币职能(王慧和刘宏业, 2012)。Krugman (1984) 利用惯性解释了美元和英镑间国际货币地位的转换，然而基于货币外部交易网络和规模效应惯性影响的是国际货币发挥交换媒介职能，对国际货币的储备职能则没有影响，Eichengreen (2005) 指出，由于金融创新带来的转换成本降低，国际货币储备赢家通吃将不复存在。然而孙海霞和谢露露 (2010) 从动态角度对国际货币储备进行了计量分析，得出国际货币的惯性对主要国际货币占外汇储备的比重有显著解释力。姜晶晶和孙科 (2015) 对惯性与货币储备关系的考察也得出惯性作用依旧存在的结论。赵然 (2012) 则认为惯性作用随滞后期增加而迅速衰减，彭红枫等 (2017) 认为这质疑了惯性的重要性，也提出了不要夸大惯性作用的观点，但其经验研究却得出惯性作用不容忽视的结论。因此 Eichengreen (2005) 的观点缺乏经验支持，那么为什么金融创新带来的转换成本降低并没有消灭惯性呢？

我们将惯性分为两类：一类是从经济实力和贸易规模到交易需求这一阶段（外汇交换媒介职能），另一类是从交易需求到外汇储备这一阶段。过去关于惯性的研究聚焦外部交易网络和规模效应，这种惯性只存在于从经济实力和贸易规模到交易需求这一阶段。Eichengreen (2005) 否定的是第二类惯性，而我们认为第二类惯性也是存在的。货币储备是为交易需求而存在，但收益率、转换成本、外生变动等都会影响货币储备结构。正是这些因素的综合影响，交易需求的变动无法直接传递到货币储备变动上，从而引起货币储备变动滞后于交易需求变动，形成第二类惯性。依据前文对货币需求模型的分析，我们认为第二类惯性有以下来源：

其一，储备门槛。从我们的模型分析可以得知，处于劣势的货币想要获得货币储备份额存在一定的门槛，而这个门槛又受交易需求、货币收益率及转换成本的交叉作用。收益率足够高的货币，大的交易需求会给其它货币储备带来高门槛，而且转换成本越低这个门槛越高。这个门槛为处于劣势的货币交易需求增长传递到储备份额增长带来一定障碍。因为在货币收益率和东道国货币储备总规模未达到门槛前，该货币将无法在东道国获得货币储备。转换成本率越低，这种来源的惯性反而越大，这与 Eichengreen (2005) 的观点截然相反。

其二，收益率。国际货币的收益率是影响东道国国际货币需求的一个关键因素，在某些特定区间，其影响力甚至超过了交易需求。收益率也是影响储备门槛的重要因素，收益率必须达到一定值，一国货币才会被东道国储备。而收益率门槛又依赖对手货币的收益率、对手货币的交易需求、东道国储备总量以及转换成本率。尤其值得注意的是，转换成本率越低，对收益率的要求就越高。同时，一国货币的收益率既不与该国经济实力完全同步，也不与该国的贸易规模完全同步。这是由于东道国在进行储备决策时依据的收益率是其主观判断的收益率，而东道国对货币发行国的经济、政治、军事实力的认知转变需要一个过程，收益率的变动必然存在一定的惯性。

其三，调整成本。由于目前占据国际储备货币主导地位的国家美国长期存在贸易赤字，为许多国家带来了大量的外生变动。依据前文模型分析可知，调整成本的存在使许多国家的美元储备量超过了其最优储备。尤其储备规模较小和储备规模过大国家的调整动力会较低，这加剧了交易需求变动到货币储备需求变动的滞后。

五、国际储备货币的竞争路径

（一）单一东道国货币储备的竞争路径

影响东道国国际货币需求的因素有：东道国国际货币储备的机会成本、短缺成本、国际货币间的转换成本、国际货币收益率以及交易需求。因此单一东道国国际货币储备的竞争也围绕这几个因素展开。

1. 机会成本和短缺成本。这两个因素影响最优货币储备总规模。至于能否实际影响到东道国的货币储备总规模，还得看东道国是否有依据理论最优的货币储备总规模调整其货币储备总规模的能力。如果拥有这样的能力，降低机会成本或提高短缺成本有利于提高国际货币储备总规模。在国际货币储备总规模达到一定量前，储备总规模会全部分配给高收益率货币，当储备总规模达到一定程度后，提高货币储备总规模，两种国际货币的储备规模都会提升，其中本来没有份额的国际货币份额会更快增加。

国际货币间的转换成本。国际货币间的转换成本对两种货币的影响不同。对收益率领先的国际货币，转换成本降低对提高其国际储备有利，既可以提高收益率较低的国际货币被储备的门槛，又可以在收益率较低的国际货币突破门槛后，降低收益率较低货币挤占的份额。而对收益率较低的国际货币，转换成本提高（其他因素不变）对提高其国际储备有利，既可以降低其获得储备的门槛，又可以在突破门槛后，提高份额。但同时也要注意，转换成本其实对交易需求也存在影响，较高的转换成本不利于收益率较低货币扩大其交易需求，因此较高的转换成本只能在短期增加东道国对收益率较低货币的储备需求。

货币的收益率。货币收益率增加是国际储备货币竞争的关键因素。高货币收益率来自持续有保障的长期增长，需要一国经济、政治、军事等综合国力的支持，以及东道国对这些因素的认知情况。在收益率达到一定水平前，存在货币储备总规模门槛，如果货币储备总规模低于该门槛，处于劣势的货币无法获得储备量。但收益率提高可以降低该门槛，直至收益率提高到一定程度时，门槛将转移给储备货币竞争对手。因此，虽然有时无法观察到该因素起作用（未越过门槛），但一旦该因素起作用（越过门槛），其影响至为关键。

交易需求。交易需求增加是国际储备货币竞争的另一关键因素。我们认为货币储备为交易需求而存在，收益率和转换成本是对交易需求的货币的争夺。如果收益率一致，则货币储备按交易需求的比例进行分配，当收益率发生差异后，东道国有将货币储备全部分配给收益率较高

货币的冲动，而转换成本抑制了这种冲动。因此，交易需求增加是国际储备货币竞争的另一关键因素，获得大量的货币储备份额，需要收益率和交易需求两个关键要素的配合。

5. 调整成本。由于存在调整成本，国际货币发行国通过各种方式向东道国输入国际货币也可以增加东道国对该国际货币的需求。

（二）多东道国货币储备的竞争路径

本文模型关注两种国际货币在一个东道国货币储备中的分配，然而现实是不同东道国面临的情况并不相同，在不同东道国实施不同的货币竞争策略是有益的。

货币发行国可以对机会成本和短缺成本进行一定程度的干预，以提高或降低其国际货币储备总规模。在全球化进程中，各国货币储备总规模平均而言会有上升趋势。通过需求分析我们可以看出，当总量上升时，货币储备倾向于分散化，也就是本来由于收益率因素没有分配储备的货币也会逐渐获得储备份额。但不同东道国货币储备总规模变动带来的份额变化不同，与认同其经济发展模式、相信其军事和政治实力的东道国（存在一定的收益率优势）进行更多的经济合作，促进其经济发展是更有利的，因为这些国家增加的储备中更多份额会分配给该货币。而与不认同其经济发展模式、不相信其军事和政治实力东道国的经济合作，对该东道国对这种货币需求的提升作用有限。

货币发行国可以影响东道国对其国际货币收益率的判断，但这种影响力也需要付出一定成本，因此在选择重点影响哪些国家时，需要权衡收益与成本。模型分析显示，货币收益率提高会产生两种效应：一是降低货币储备总规模门槛，二是提高达到门槛后的货币储备占比。这两种效应大小都与交易需求有关，交易需求越大，这两种效应越大。因此，在相同成本条件下，应优先对与发行国货币交易需求大的国家施加影响。

六、结论与启示

一国货币储备需求是为交易需求而存在，货币储备总规模又需要依据储备的机会成本和短缺成本进行安排，而在币种分配上，又由于不同货币收益率不同，货币储备有偏离交易需求满足收益需要的动力，转换成本则是这一转换的阻力。本文在 Dooley、彭红枫等人基于成本渠道货币需求模型的基础上，构建了基于随机交易需求的国际货币需求模型，分析每一个参数变动对国际货币储备需求的影响，结论如下：

首先，一种货币在东道国国际货币储备中获得的份额是东道国考虑机会成本、短缺成本、转换成本、收益率、交易需求等因素后的综合结果。机会成本和短缺成本只影响货币储备总规模而不影响既定总规模下的货币储备分配，机会成本对货币储备总规模有负效应，短缺成本对货币储备总规模有正效应。

其次，货币储备存在门槛，在某些交易需求、收益率、转换成本、货币储备总规模组合上，东道国可能会把所有货币储备全部分配给某种货币。对没有获得额度的货币，提高收益率、转换成本、东道国货币储备总规模以及减少竞争货币的交易需求都有利于获得额度。

再次，对越过门槛的国际货币，提高交易需求、收益率、储备总规模都有助于提高东道国对该货币的储备需求。竞争货币交易需求和转换成本变动的影响则要视情况而定，在货币收益率领先时，提高竞争货币交易需求、降低转换成本都有助于提高东道国对该国际货币的需求，而当货币收益率较低时，降低转换成本则会削减东道国对该国际货币的需求，提高竞争货币交易需求的作用则不明确。

最后，由于货币收益率存在惯性以及储备门槛和调整成本的存在，交易需求变动并不会立即带来货币储备变动，这是不同于解释国际货币交易媒介职能惯性的网络外部性的另一种惯性作用机制。

目前中国对外贸易全球占比>人民币交易需求占比>人民币国际储备占比，而美国情况相反，人民币处于相对劣势地位，提高人民币国际货币储备份额的关键在于降低交易需求到货币储备的惯性影响。

首先，继续增强中国在国际舞台的影响力，改善世界各国或部分国家对中国的认知，包括政治、军事、经济发展模式、文化认知，树立长期可持续发展的国家形象，塑造人民币币值长期稳定增值预期，以此提高人民币在这些国家的主观收益率。

其次，在人民币收益率获得相对优势地位前，控制转换成本降低的节奏。虽然降低转换成本会对中国对外贸易有促进作用，但在短期会提高各国储备人民币的门槛，并降低突破门槛后人民币的货币储备份额，从而阻碍交易需求占比向国际储备占比的转化。

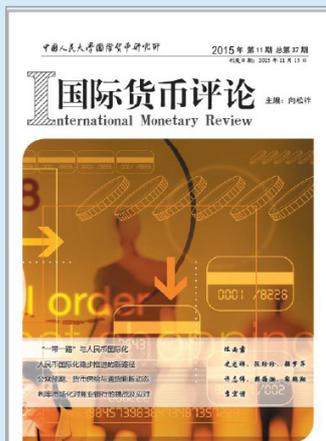
再次，支持经济全球化。这可以提高各国外汇储备的短缺成本，短缺成本上升导致各国外汇储备总规模扩大，从而有利于目前处于劣势的人民币获取各国的外汇储备份额。尤其对认可中国政治经济发展模式的国家，由于人民币主观收益率较高，提高外汇储备总规模更容易获得储备份额。

最后，有计划地对部分国家实行人民币贸易逆差，增加这些国家的人民币输入，由于调整成本的存在，部分输入人民币将转换成为这些国家的货币储备。

参考文献

- [1] 姜晶晶、孙科(2015):《基于动态面板数据的国际储备币种结构影响因素分析——兼论人民币成为国际储备货币的前景》,《金融研究》第 2 期。
- [2] 刘元春、栗亮(2013):《人民币对港币替代性问题研究》,《中国人民大学学报》第 5 期。
- [3] 彭红枫、谭小玉、祝小全(2017):《货币国际化:基于成本渠道的影响因素和作用路径研究》,《世界经济》第 11 期。
- [4] 孙海霞、谢露露(2010):《国际货币的选择:基于外汇储备职能的分析》,《国际金融研究》第 12 期。
- [5] 孙杰(2014):《跨境结算人民币化还是人民币国际化?》,《国际金融研究》第 4 期。
- [6] 王慧、刘宏业(2012):《国际货币的惯性及对人民币国际化的启示》,《经济问题》第 5 期。
- [7] 严佳佳(2009):《货币替代理论研究评述》,《经济学动态》第 8 期。
- [8] 余永定(2011):《再论人民币国际化》,《国际经济评论》第 5 期。
- [9] 赵然(2012):《汇率波动对货币国际化有显著影响吗?》,《国际金融研究》第 11 期。
- [10] Bergsten, C. F. *The Dilemmas of the Dollar: The Economics and Politics of United States International Monetary Policy*. New York: New York University Press, 1975.
- [11] De Macedo, J. B. "Exchange Rate Behavior with Currency Inconvertibility." *Journal of International Economics*, 1982, 1-2, pp. 65-81.
- [12] Dooley, M. P. "An Analysis of the Management of the Currency Composition of Reserve Assets and External Liabilities of Developing Countries," in Robert Z. Aliber, eds., *The Reconstruction of International Monetary Arrangements*. New York: Macmillan, 1986.
- [13] Dooley, M. P.; Lizondo, J. S. and Mathieson, D. J. "The Currency Composition of Foreign Exchange Reserves." *IMF Economic Review*, 1989, 2, pp. 385-434.
- [14] Eichengreen, B. "Sterling's Past, Dollar's Future: Historical Perspectives on Reserve Currency Competition." *NBER Working Papers*, No. w11336, 2005.
- [15] Farrell, J. and Saloner, G. "Installed Base and Compatibility: Innovation, Product Preannouncements, and Predation." *The American Economic Review*, 1986, 5, pp. 940-955.
- [16] Horii, A. "The Evolution of Reserve Currency Diversification." BIS Economic Papers, No. 18, 1986.
- [17] King, D.; Putnam, B. and Wilford, S. "A Currency Portfolio Approach to Exchange Rate Determination: Exchange Rate Stability and the Independence of Monetary Policy." *The Monetary Approach to International Adjustment*. 1979, 1, pp. 119-134.
- [18] Krugman, P. R. "The International Role of the Dollar: Theory and Prospect" in John F. O. Bilson and Richard C. Marston, eds. *Exchange Rate Theory and Practice*. Chicago: University of Chicago Press, 1984.
- [19] Miles, M. A. "Currency Substitution, Flexible Exchange Rates, and Monetary Independence." *The American Economic Review*, 1978, 3, pp. 428-436.
- [20] Poloz, S. S. "Currency Substitution and the Precautionary Demand for Money." *Journal of International Money and Finance*, 1986, 1, pp. 115-124.
- [21] Tavlas, G. S. "Internationalization of Currencies: The Case of the US Dollar and Its Challenger Euro." *The International Executive*, 1997, 5, pp. 581-597.
- [22] Thomas, L. R. "Portfolio Theory and Currency Substitution." *Journal of Money Credit & Banking*, 1985, 3, pp. 347-357.

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”。

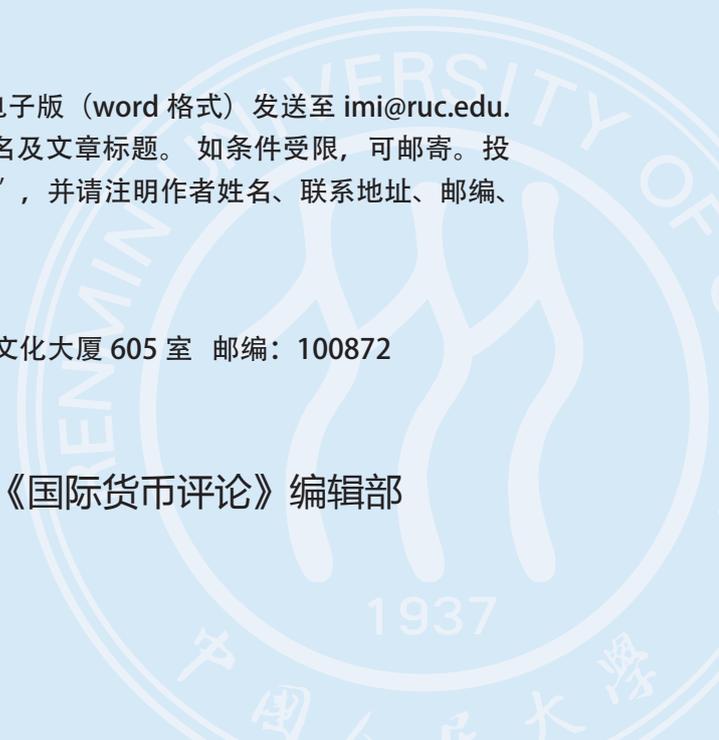
投稿方式：

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