

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰



我国农村商业银行如何扬长避短创新发展

王兆星

人口老龄化、教育融资模式与中国经济增长

汪伟、咸金坤

关于当前人民币汇率升值趋势及其政策应对问题的思考

周诚君

全球失衡条件下的货币政策传导机制

宋科、杨雅鑫、苏治

美国利率调整和税率调整的影响与我国应对措施研究

马理、文程浩

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery	Yaseen Anwar	陈雨露	陈云贤
Steve H. Hanke	李扬	李若谷	马德伦
Robert A. Mundell	任志刚	潘功胜	苏宁
王兆星	吴清	夏斌	

编委会主任：张杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贲圣林	曹彤	陈卫东	丁剑平	丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL Hounq Lee	刘珺	陆磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿强	Alfred Schipke	涂永红	曾颂华
张晓朴	张之骥	赵锡军	庄毓敏		

主编：张杰

副主编：何青 苏治 宋科

编辑部主任：何青

编辑部副主任：赵宣凯 安然

责任编辑：韩美娟

栏目编辑：陈婷

美术编辑：包晗

刊名：国际货币评论

刊期：月刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮编：100872

网址：www.imi.org.cn

电话：86-10-62516755

传真：86-10-62516725

邮箱：imi@ruc.edu.cn



IMI

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

目 录

【卷首】

- 我国农村商业银行如何扬长避短创新发展 ————— 王兆星 01
- 人口老龄化、教育融资模式与中国经济增长 ————— 汪伟、咸金坤 04
- 关于当前人民币汇率升值趋势及其政策应对问题的思考 ————— 周诚君 31
- 全球失衡条件下的货币政策传导机制：基于估值效应视角 ————— 宋科、杨雅鑫、苏治 43
- 美国利率调整和税率调整的影响与我国应对措施研究 ————— 马理、程浩 72
- 美国货币政策对我国经济金融周期的影响研究 ————— 严佳佳、何梅蓉 100
- 金融衍生品监管与企业审计
- 基于中国金融衍生品监管指数的实证分析 ————— 赵峰、张甜甜、马光明、王越鹏蓉 117

我国农村商业银行如何扬长避短创新发展

王兆星¹

随着我国经济发展进入新的历史阶段,包括农村商业银行在内的银行业也进入一个新的历史发展时期,我们将迎来更多发展机遇,同时也面临更多挑战。

机遇方面,伴随着“十四五”规划的全面实施,一系列目标和项目将会落实和推进;乡村振兴战略及产业开发全面推进;脱贫攻坚成果的后续巩固与扩展,需要诸多农村产业和农村经济加快发展;农村城镇化建设加快推进;农业现代化建设加速推进,不少大规模项目相继落地;农村土地经营管理体制、宅基地等深化改革,重新焕发了农村经济的发展活力,也会给农村经济发展带来新的动力;中央高度重视农村商业银行和信用联社体制的深化改革;农村基础建设与农业产业链拓展;农村农民收入及储蓄不断增长。

这些发展和改革将使得农村、农民的收入大幅度提高,进而带来储蓄的增长,随之也会有融资需求和投资需求的增长。扶农、富农、强农的政策及成果,不仅大大增加对农村金融的需求,同时也会创造农村金融的巨大供给,从而促进农村商业银行持续发展。

农村商业银行在迎来机遇的同时也面临不少挑战。第一,非传统金融风险的不断出现,可能会给经济金融带来巨大挑战。最典型的就是席卷全球的新冠肺炎疫情,几乎将世界经济带回到上个世纪30年代的大萧条。随着气候灾害越来越频繁,其造成的破坏、影响、损失越来越大,会直接或间接增加金融风险,给农村金融带来挑战。第二,中国经济已高度融入世界经济,后者的疲软和复苏的不确定性对中国经济有很大影响。第三,不少国家实施宽松货币政策,加大财政刺激,高债务、高杠杆加剧了全球金融市场剧烈波动程度,也可能引发中国国内经济的波动,这些外部输入性风险不可低估。第四,疫情给国内企业带来很大影响,完全恢复还需要一定时间。第五,地方和企业债务负担及债务违约,都会对银行资产质量带来影响。第六,信息系统、金融科技的开发应用,既能为金融创新、经济发展带来新的动力,但其本身的安全问题也是一大挑战。第七,农村商业银行同时还要与其他大中型银行、城市商业银行、村镇银行、小额贷款公司等机构竞争。第八,农村商业银行在处置不良资产和补充资本方面的压力会持续存在。第九,农村商业银行在资产和负债方面同时承压,流动性压力也持续存在。第十,过去一段时间我国防范化解金融风险攻坚战取得决定性成就,但不少金融风险并没有完全消除,如房地产市场泡沫风险等。

¹ 王兆星,中国人民大学国际货币研究所顾问委员、国务院参事、中国银行保险监督管理委员会原副主席。

在这些机遇和挑战面前,我们要看到农村商业银行自身发展的优势和短板,这样才能够扬长避短,在机遇、挑战之下,在高度竞争之下走出一条适合自己的发展道路。

农村商业银行有自身独特的优势。第一,熟悉农村、扎根农村、深耕农村,与“三农”有着天然紧密的联系。第二,中央对“三农”高度重视,在政策上大力支持。十几年来中央一号文件都涉及农村,这会给予农村商业银行新的支持。第三,在财政税收政策、货币信贷政策(包括存款准备金、再贷款及利率等)及金融监管政策上,对“三农”和农村银行业金融机构都有特殊的优惠与倾斜。第四,农村商业银行扎根农村、为农业服务,与地方经济有紧密的联系,所以在信息共享、债权保护、信用建设、财政存款及风险处置等方面,能够得到地方政府更大力度的支持。第五,农村经济的不断发展和农民收入的不断增长,直接促使农村商业银行的信贷资金和金融服务形成巨大的供求市场。

当然,农村商业银行所存在的短板也不容忽视。首先,农村金融机构的公司治理结构需要进一步完善,存在大股东操控、“内部人”控制、内部关联交易和利益输送等问题。第二,农村商业银行主要扎根在农村,机构拓展和人才方面有局限,所以吸收存款、筹集资金的能力也有限。第三,吸引有实力股东和补充增加资本方面有一定困难。第四,异地展业和客户拓展方面有所限制。第五,可提供的金融产品创新的空间有一定局限。第六,部分农村商业银行金融创新与风控能力有限。第七,金融科技开发应用能力有限。第八,对专业经营管理人才的吸引力有限。

在新的形势和格局下,面对上述挑战和发展机遇,基于农村商业银行自身的优势和短板,我认为要从两方面扬长避短,在改革创新中实现新的发展。

首先,应辩证动态看待形势、机遇和挑战、优势与短板。挑战与机遇、优势与短板都是可以相互转化的,只要应对得力就可以实现危中生机、化危为机。这种转变在很大程度上需要通过改革创新来实现,所以,改革创新永远是持续发展的强大和不竭动力。同时,改革创新也是应对挑战、克服短板弱项,化挑战为机遇、转危机为机会的最有力武器。在这里必须强调,任何创新都必须以依法合规和审慎监管为前提。任何金融创新都必须在审慎监管的前提下,实现风险有效管控下的金融创新,否则的话金融创新就会酿成金融风险甚至会形成系统性的金融风险。所以,我们也必须认真总结经验教训,把所有的创新置于有效和审慎监管之下。其次,任何创新都必须以有效的公司治理和风险管控为保障。最后,任何创新都必须以更好服务“三农”、服务乡村振兴、服务农业现代化为宗旨。

其次,改革创新的思考与探索。一是要坚决改进和不断完善公司治理。良好的公司治理结构是保障银行能够行稳致远、健康可持续发展的基石,也是开拓创新、管控风险、提高核

心竞争力的基石。要在建立和完善有效制衡、监督的同时，提高决策效率与科学化水平。要有效防止大股东操控、内部人控制、内部关联交易及利益输送。

二是要探索新的风险管控模式和手段。科学有效的风险管控是业务创新、工具创新、产品创新的前提和保障。既要主动运用现代信息手段、金融科技工具、大数据及人工智能，也要从实际情况出发、因地制宜、扬长避短，探索自己独特、有效的风险管控模式。

三是要探索新的授信模式和路径。在全面了解客户信息、掌握客户信用状况、预测资金回流的前提下，探索不再过度依赖抵押担保、主要凭借信用记录和资金回流情况来提供综合授信融资的模式，包括授信额度、融资方式、贷款期限、综合利率，以及调整条件和还款方式等。在授信额度内，可随借随还、可长可短、可多可少、灵活方便、风险可控。这不仅是在农村商业银行面临的课题，也是其他银行面临的课题。银行风险管理不能过度依赖抵押担保。真正能够体现风险管理能力，实现金融创新更好地服务实体经济，就应该探索如何在减少对抵押担保依赖的情况下，更多依靠风险评估，靠对客户信用的评估，对客户业务资金周转、业务市场空间等方面的判断来对企业进行融资授信，授信的额度方式、利率都应该更符合风险管理的水平。这方面如果有新的探索与突破，将会成为银行新的竞争优势。对中国银行业下一步发展以及对实体经济的支持都是非常有益的。

四是探索在坚持商业可持续的前提下，支持乡村产业振兴与农业现代化的有效方式。乡村产业振兴和农业现代化的推进，是农村商业银行创新发展的重要机遇。农村商业银行应该在运用当地特色资源、发展当地特色产业、开发当地特色产品、打造当地特色竞争优势上，充分发挥自己独特优势。要充分运用这一重要机遇，加大资金支持与金融服务力度，但不可一哄而上，不能完全靠政策性补贴支持，必须坚持商业可持续，做到风险可控。这里包括融资模式、融资工具、风险管控等，这都是很大的挑战。

五是探索农村商业银行相互合作、相互支持、协作共赢的有效机制。这是增强农村商业银行整体抗风险能力、创新能力、服务“三农”能力和自身发展能力的重要途径，“联盟”就是一个很好的形式，可以把联盟建设成更加紧密的、推动业务创新发展的命运共同体，在信息、人才、资金、服务、平台、产品、维权等方面，充分发挥联盟互相合作机制的作用，实现协作共赢、共同发展。

六是探索可支撑业务创新发展、商业可持续的资本金补充机制。这是银行实现安全和可持续发展的重要基础，也是增强银行创新能力和核心竞争力的重要支撑。要选择注重银行长期健康发展、具有持续补充资本能力及意愿的股东；要充分运用各种可以运用的资本创新工具；要建立可以应对较严重形势、承受较严重压力的资本储备。

人口老龄化、教育融资模式与中国经济增长¹

汪伟² 咸金坤³

【摘要】在不同的教育融资模式下,由预期寿命延长引致的人口老龄化如何影响人力资本积累和经济增长,目前鲜有文献对此做出回答。本文尝试在市场和公共两种不同的教育融资模式下,构建一个三期世代交叠模型特征化中国的经验事实,在模型中同时考虑人力资本积累的时间和物质投入、社会保障制度等现实因素,并试图从人口转变的视角解释中国20世纪90年代中期教育融资模式转轨所产生的的人力资本积累和经济增长效应。本文的理论分析与数值模拟发现:在市场教育融资模式下,预期寿命延长会提高人均受教育时间,但同时会降低家庭教育投资率,对经济增长的影响呈现出“倒U型”关系;在公共教育融资模式下,预期寿命延长主要通过提高人均受教育时间促进了人力资本积累与经济增长。本文还发现,当预期寿命较低时,市场教育融资模式能够产生较高的经济增速,而当预期寿命上升到某一个临界值以后,合理税率下的公共教育融资模式的经济增速更快。本文研究丰富了转型经济中人口老龄化通过人力资本积累影响经济增长的机制,同时也为通过重新设计教育融资模式,应对日益严重的人口老龄化对人力资本积累与经济增长的负面冲击提供了政策参考。

【关键词】: 人口老龄化 寿命延长 经济增长 教育融资模式 人力资本积累

一、引言

中国改革开放40多年的经济增长奇迹得益于快速人口转变所带来的“人口红利”(蔡昉,2010)。近年来,中国的人口老龄化进入了快速发展阶段,“人口红利”逐渐消失。截至2019年底,中国60岁及以上老年人口数量达到近2.54亿,占总人口的比重由2010年的13.32%迅速上升至18.1%;⁴而联合国《世界人口展望》2017修订版预测,这一人口比重将在2025年上升至20%,到2050年进一步上升至35%—40%的高位,同时工作年龄(15—59岁)人口将于2050年下降到53%。人口老龄化的快速发展与“人口红利”的消失意味着依靠人口数量与结构优势推动经济增长的传统模式已难

¹ 原文刊载于《经济研究》2020年12期。

² 汪伟,上海财经大学公共经济与管理学院,上海市金融信息技术研究重点实验室。

³ 咸金坤,上海财经大学公共经济与管理学院。

⁴ 数据引自国家统计局《2019年国民经济和社会发展统计公报》。

以为继。当前，寻找新的经济增长动力，加快新旧动能转换是进入高质量发展阶段的中国经济面临的重要任务。加快人力资本积累，将人口的数量与结构优势转变为质量优势无疑是实现经济发展方式转变和推动高质量发展的有效途径。

人力资本积累一般是通过接受正规教育实现的，教育融资模式是影响人力资本积累的重要因素之一（Zhang et al., 2003）。改革开放以后，中国逐渐对教育体制进行改革，教育经费由政府统一支付的公共教育融资模式转变为需要由家庭和个人承担的市场教育融资模式。具体来说，在1994年左右，中国的高校开始实施收费改革，使得免费上大学成为了历史，同时在1999年高校实施了扩招计划，导致越来越多家庭的子女进入到非义务教育阶段的高中和大学，这种教育融资模式的转轨对家庭决策产生了重要影响。刘永平和陆铭（2008b）指出，中国家庭非常重视孩子的培养，子女教育是家庭支出的主要部分，在各项支出中排在首位，杨汝岱和陈斌开（2009）、汪伟（2017）的研究也有类似的发现。在高等教育收费改革的过程中，无数的家庭为子女教育进行了大量的投入，使得中国国民受教育年限和劳动力质量得到了很大提高。《中国人力资本报告（2019）》提供的数据显示，在1985—2017年间，全国劳动力人口的平均受教育年限从6.2年上升到了10.2年，高中及以上受教育程度人口占比从11.4%上升到了37.5%，大专及以上受教育程度人口占比从1.3%上升到了17.6%。¹

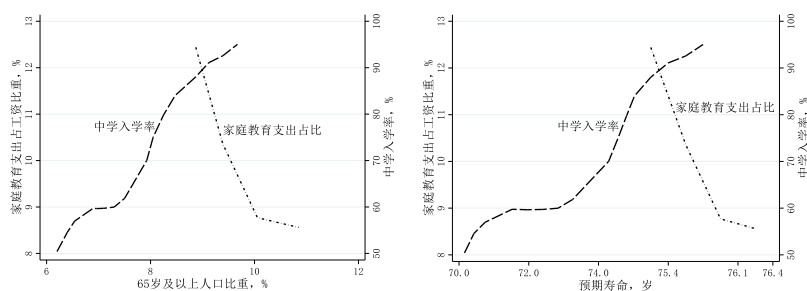


图1 人口老龄化（预期寿命）、中学入学率与家庭教育投资占比

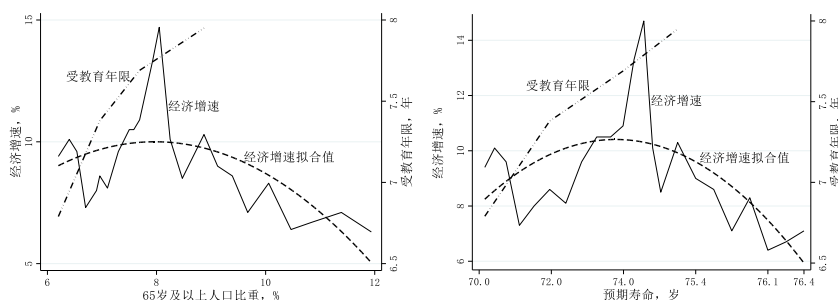


图2 人口老龄化（预期寿命）、经济增速与人均受教育年限

¹ 数据引自中央财经大学官网：<http://news.cufe.edu.cn/info/1121/19023.htm>。

在图1、图2中, 给出了1995—2018年中国人口老龄化(预期寿命)、经济增速、受教育年限、家庭教育支出占比情况。¹数据显示, 在教育融资方式改革初期, 老龄化程度比较轻(或人口老龄化不是很严重), 中国的人均受教育年限、中学入学率与人口老龄化程度呈现同步提升的趋势, 经济增长速度也随着老龄化程度的提高而上升, 市场教育融资方式似乎有利于人力资本积累与经济增长; 然而, 伴随着老龄化程度的加深, 虽然人均教育年限仍然在继续上升, 但家庭教育支出在其工资中所占比重及经济增长速度均出现了明显下滑的趋势。

因此, 在人口老龄化快速发展的态势下, 市场教育融资模式是否已经不利于人力资本积累与经济增长是一个需要深入思考的问题。一方面, 在市场教育融资模式下, 人口老龄化会加重家庭的养老负担, 导致家庭向年轻一代投入的教育资源下降, 从而对人力资本的积累产生挤占效应; 而且预期寿命的延长意味着退休后的生活将更长, 理性行为也会增加工作阶段的储蓄, 减少对子女的人力资本投资(Pecchenino & Pollard, 2002)。另一方面, 根据生命周期理论, 当人们活得更长时, 其接受教育的年限可以相应地延长, 工作时间也可以更长, 进行更多的教育投资就会有更高的回报, 而更高的教育回报率反过来也会导致家庭和个人对教育投资更多, 从而影响家庭和个人的长期收入。但受教育年限延长也意味着要付出更多的教育成本, 这会改变家庭和个人的教育决策, 从而影响人力资本积累(汪伟等, 2018)。由此产生的问题是, 如何在理论上解释中国20世纪90年代中期从公共教育融资转向市场教育融资模式后, 在老龄化发展的不同阶段, 人力资本积累和经济增长表现出的差异? 如果当前和未来快速发展的老龄化会降低经济增速, 那么是否可以通过加大公共教育投资或重回公共教育融资轨道来缓解老龄化的冲击? 寻找这些问题的答案, 对于深刻理解不同的教育融资模式下人口老龄化影响人力资本积累、经济增长的机制与有效制定应对人口老龄化的政策至关重要。

现有研究显示, 在不同的教育融资模式下, 人口老龄化与人力资本积累和经济增长之间的关系不尽相同。在一个教育融资决策的公共投票模型中, Zhang et al. (2003) 的研究发现, 公共教育融资模式在老龄化的初期会促进人力资本积累, 在老龄化的后期则会降低人力资本积累, 人口老龄化与经济增长率之间呈现出“倒U型”关系。尽管与Zhang et al. (2003) 的模型构建相似, Gradstein & Kaganovich (2004) 却发现, 预期寿命延长带来的人力资本积累正效应始终强于负效应, 人口

¹ 数据来源于 World Development Indicator 数据库(预期寿命、中学入学率), CHFS(家庭教育投资占比), Barro & Lee (2013)(受教育年限), 国家统计局(65岁及以上人口比重)和《中国统计年鉴(2018)》。

老龄化会确定性地促进经济增长。基于家庭投资教育的融资模式，汪伟（2017）认为父母对子女的培养具有利他性，人口老龄化会确定性地降低家庭的教育投资率，因此，不利于人力资本积累与经济增长。Ehrlich & Lui（1991）则认为父母基于养儿防老的自利动机而重视子代的教育，在数量与质量互替机制下，寿命延长会导致生育率下降、人力资本投资增加与经济增长。另外，Kunze（2014）则是同时考虑了市场教育和公共教育融资模式，该研究认为，寿命延长对经济增长的影响取决于模型中是否纳入父代的主动遗赠。上述文献主要从人力资本积累的物质投入的角度研究了人口老龄化对经济增长的影响，却忽视了人口老龄化可能通过影响人力资本积累的时间投入从而影响经济增长。从理论上讲，接受教育进行人力资本积累是一种时间密集型活动，因此，教育的时间投入在人力资本生产函数中具有重要作用（Bils & Klenow, 2000; Erosa et al., 2010）。一些实证研究也印证了预期寿命延长与个体受教育时间之间的正向因果关系（Baranov & Kohler, 2018）。因此，研究预期寿命延长通过人力资本积累影响经济增长的理论建模中需要考虑教育时间的作用。关于教育的时间投入，一类文献主要考察父母对子女教育的时间投入（Zhang et al., 2001; Kalemli-Ozcan, 2003），还有一类文献侧重考察个体在少年期的最优教育时间决策（Zhang & Zhang, 2005; Hansen & Lønstrup, 2012）。然而，这些文献均没有同时考虑到人力资本积累过程中的物质投入和时间投入，同时也未考虑到人口老龄化会通过社会保障对人力资本积累和经济增长产生间接影响。值得注意的是，Zhang et al.（2001）的研究发现，当父母关心子代的福利时，人口老龄化会通过现收现付的社会保障制度促进人力资本投资与经济增长。然而，在该文献中，人力资本积累过程仅考虑了父母的时间投入而忽略了更为重要的孩子自身的时间投入要素，同时也没有考虑人力资本积累过程中的物质投入。

通过文献回顾发现，人口老龄化与人力资本积累和经济增长之间的关系取决于教育融资模式，但很少有文献考察在老龄化的不同发展阶段，不同的教育融资模式对人力资本积累和经济增长的影响孰优孰劣，因此，有必要从理论上对这一重要问题展开深入分析。此外，正如前文所述，人力资本积累同时取决于教育的时间投入和物质投入，现有文献在人力资本积累的模型构建方面还存在诸多缺陷，需要在一个新的模型中刻画更为符合现实的经济因素。为此，我们尝试在市场和公共两种不同的教育融资模式下，构建一个一般均衡三期世代交叠模型特征化中国的经验事实，在模型中同时考虑人力资本积累的时间和物质投入、社会保障制度等现实因素，并试图从人口转变的视角解释中国20世纪90年代中期的教育融资模式转轨所产生的人力资本积累和经济增长效应。

目前尚未有文献从这一角度进行系统地考察, 本文的研究可以丰富转型经济中预期寿命延长通过人力资本积累影响经济增长的机制, 这些构成了本文的边际贡献。

二、理论模型

本文在Hansen & Lønstrup (2012) 和汪伟 (2012) 等研究的基础上, 分别考虑市场和公共两种教育融资模式, 建立一个带有教育的时间投入、物质投入以及储蓄决策的三期世代交叠模型。模型中, 假设代表性行为人存活三期, 分别经历少年期、成年期和老年期, 其从成年期进入到老年期的概率为 p_t , p_t 越高表示预期寿命越长, 由于预期寿命延长或老年生存概率提高是人口老龄化的重要原因, p_t 的提高可以反映经济中老龄化程度的加深 (汪伟, 2017)。¹

(一) 代表性行为人

代表性行为人在少年期和成年期都具有一单位的时间禀赋, 其中少年期的时间可用于接受教育和闲暇 (Zhang & Zhang, 2005; Hansen & Lønstrup, 2012)。代表性行为人在成年期生育子女, 但在基准情形下生育的数量 n_t 由政府计划生育政策来调节, 是外生给定的,²假设生育的子女均可以存活至成年期 (Zhang et al., 2001; 汪伟, 2017)。代表性行为人在成年期的一单位时间禀赋将用于抚养子女和投入劳动力市场, 本文假设其将子女抚养成为成年人需要花费 v 单位时间 (Zhang et al., 2001), 因此, 成年期的时间禀赋满足: $l_t + vn_t = 1$, 其中 l_t 为成年期的劳动时间。

代表性行为人在成年期参加工作, 所获得的工资水平取决于少年期形成的人力资本水平, 工资收入为 $l_t w_t h_t$ 或 $(1 - vn_t) w_t h_t$ 。代表性行为人在成年期参加政府的养老保险计划, 工资收入的 $\tau_{s,t}$ 比例用于缴纳养老保险税。考虑到中国目前实行的是“统账结合”的混合养老保障体制, 假设其所缴纳的养老保险税的 $\mu\tau_{s,t}$ 比例进入社会统筹账户, $(1 - \mu)\tau_{s,t}$ 比例进入个人账户, 其中 $\mu \in [0,1]$ 称为社会统筹比例 (汪伟, 2012)。在市场教育融资模式下, 教育由家庭提供, 代表性行为人在成年期为每个子女提供 q_t 单位的教育投资。另外, 模型中还考虑了家庭养老情况, 假设代表性行为人在成年期将 τ_h 比例的个人收入用于赡养父母。最后, 剩余的收入将用于当期的消费和储蓄。因此, 代表性行为人在成年期的预算约束为:

$$c_{1,t} + s_t + n_t q_t + \tau_{s,t} l_t w_t h_t + p_{t-1} \tau_h l_t w_t h_t = l_t w_t h_t \quad (1)$$

¹ 需要说明的是, 本文主要考察由预期寿命延长引致的顶部老龄化问题, 因此, 如无特殊说明, 文中的“人口老龄化”均指代“顶部老龄化”。感谢匿名审稿人细心地指出该问题。

² 我们也考虑了内生生育率的情形, 结果与外生生育率情形类似, 感兴趣的读者可向作者索取。

而在公共教育融资模式下，教育由政府统一提供，代表性行为人在成年期不再对每个子女的教育投资进行决策，而是统一缴纳税率为 τ_e 的公共教育税，模型在其他方面的设定与市场教育模式类似。此时，代表性行为人在成年期的预算约束为：

$$c_{1,t} + s_t + \tau_e l_t w_t h_t + \tau_{s,t} l_t w_t h_t + p_{t-1} \tau_h l_t w_t h_t = l_t w_t h_t \quad (2)$$

其中， $c_{1,t}$ 表示代表性行为人在成年期的消费， s_t 表示成年期的储蓄。

为了简化分析，本文假设代表性行为人在老年期退休，且不考虑延迟退休的情形。假设存在完备的年金市场，即当进入老年期前就死亡的情况下，代表性行为人的遗产由当期的老年人平均分配（Chen & Fang, 2013）。其中遗产可分为两类，一类是死亡的老年人在成年期为维持老年期生活的储蓄，另一类是其个人账户的社会保障资金，本文把这两类遗产均按照上述方式处理。代表性行为人的老年期收入来源于三个部分，一是成年期储蓄得到的本息和 $\rho_{t+1} s_t$ ，其中 $\rho_{t+1} = R_{t+1}/p_t$ ，而 R_t 是将资产从 $t-1$ 期持有至 t 期的利率因子；二是政府养老金的给付，而这又包括两个部分，其中一部分是返还的个人账户的本金及投资收益 $\rho_{t+1}(1-\mu)\tau_{s,t} l_t w_t h_t$ ，另一部分是统筹养老金 T_{t+1} ；三是子女对其转移的赡养费 $\tau_h n_t l_{t+1} w_{t+1} h_{t+1}$ 。代表性行为人将老年期的全部收入用于消费，老年期消费用 $c_{2,t+1}$ 表示。因此，在两种教育融资模式下代表性行为人在老年期的预算约束均可表示为：

$$c_{2,t+1} = \rho_{t+1} s_t + \rho_{t+1}(1-\mu)\tau_{s,t} l_t w_t h_t + T_{t+1} + \tau_h n_t l_{t+1} w_{t+1} h_{t+1} \quad (3)$$

参照已有研究，本文将代表性行为人的效用函数设为：

$$U = \psi \ln(1 - e_{t-1}) + \ln c_{1,t} + p_t \beta \ln c_{2,t+1} + \phi \ln n_t h_{t+1} \quad (4)$$

其中， ψ 表示少年期的闲暇贴现率， β 为时间贴现因子， ϕ 表示父母对子女数量和质量的偏好程度。

在市场教育融资模式下，本文在模型中同时引入了代表性行为人对教育的时间和物质投入决策。假设代表性行为人的人力资本积累 h_{t+1} 与少年期接受教育的时间 e_t 、父母的教育投入 q_t 以及父母自身的人力资本水平 h_t 有关（Zhang et al., 2001、de la Croix & Doepke, 2004, Erosa et al., 2010），人力资本积累函数设定为如下形式：

$$h_{t+1} = A(e_t q_t)^\alpha h_t^{1-\alpha} \quad (5)$$

其中，参数 $A > 0$ ， $\alpha \in (0,1)$ 反映了要素边际收益递减。

在公共教育融资模式下，假定政府统一提供的教育规模为 E_t ，代表性行为人的人力资本积累 h_{t+1} 与少年期接受教育的时间 e_t 、平均可以享受到的公共教育规模 E_t/N_{t+1} 、公共教育资源拥挤度

以及父母自身的人力资本水平 h_t 有关 (Zhang et al., 2003; 郭庆旺和贾俊雪, 2009)。本文将公共教育模式下的人力资本积累函数设定为:

$$h_{t+1} = A \left(e_t \frac{E_t}{N_{t+1}} n_t^{-\eta} \right)^\alpha h_t^{1-\alpha} \quad (6)$$

在上式中, 受教育人口的规模 N_{t+1} 、人口出生率 n_t 与参数 η 可以共同反映经济中公共教育的拥挤程度 (郭庆旺和贾俊雪, 2009; 郭凯明等, 2011)。

(二) 企业

本文假设企业处于完全竞争的经济环境, 企业通过在劳动力市场上雇佣劳动、在资本市场上租赁资本进行生产, 其生产函数为Cobb-Douglas形式:

$$Y_t = DK_t^\theta (h_t l_t N_t)^{1-\theta} \quad (7)$$

其中, 参数 $D > 0$, $\theta \in (0,1)$, Y_t 和 K_t 分别为第 t 期的总产出和总资本存量。由于考虑了父母抚养子女需要投入时间的情形, 因此, 劳动总投入为 $l_t N_t$ 。参照已有研究, 本文假设资本的折旧率为1, 并定义劳均物质资本 $k_t = K_t / (l_t N_t)$, 通过求解企业的利润最大化问题可得:

$$w_t = (1 - \theta) D \left(\frac{K_t}{l_t N_t h_t} \right)^\theta = (1 - \theta) D \left(\frac{k_t}{h_t} \right)^\theta \quad (8)$$

$$R_t = \theta D (h_t \frac{l_t N_t}{K_t})^{1-\theta} = \theta D \left(\frac{h_t}{k_t} \right)^{1-\theta} \quad (9)$$

(三) 政府

假设政府满足预算约束平衡。根据上文的设定, 在市场教育融资模式下, 政府将从代表性行为入成年期征得的统筹账户税收全部用于当期活着的老年人的养老金给付, 故政府预算约束满足:

$$T_t = \mu \tau_{s,t} n_{t-1} l_t w_t h_t / p_{t-1} \quad (10)$$

与Zhang et al. (2001) 等研究相比, 本文假设社会养老保障制度是“统账结合”的模式, 这一设定更加符合中国的现实情况 (汪伟, 2012); 另一方面, 通过调整社会统筹比例参数 μ , 我们将“现收现付制”和“完全基金制”作为特殊情形, 可以同时融合不同养老制度下的分析, 这就使得模型更加灵活多变。另外, 根据Chen & Fang (2013) 的研究, 假设养老金替代率固定为常数 a , $a = T_t / (l_t w_t h_t)$, 由此可得, $p_t a = \mu \tau_{s,t+1} n_t$ 。

在公共教育融资模式下, 政府从处于成年期的代表性行为人的工资中征收养老保险税和公共教育税, 将分别用于提供养老金和公共教育, 因此, 政府预算约束需同时满足 (10) 和 (11) 式。

$$E_t = \tau_e l_t w_t h_t N_t \quad (11)$$

(四) 市场出清

劳动力市场均衡。代表性行为人的劳动力供给取决于工作和抚养子女之间的时间分配，在均衡状态下经济中的总供给等于企业的劳动总需求，即：

$$N_t(1 - vn_t) = N_t l_t \quad (12)$$

资本市场均衡。由于假设存在完备的年金市场，因此，第 $t + 1$ 期活着的老年人将获得资本收入，即 $(N_t p_t R_{t+1}/p_t)(s_t + (1 - \mu)\tau_{s,t} l_t w_t h_t)$ 。资本的总收入为 $R_{t+1} K_{t+1}$ ，另一方面， $N_{t+1}/N_t = n_t$ ，因此可得：

$$N_t R_{t+1} (s_t + (1 - \mu)\tau_{s,t} l_t w_t h_t) = R_{t+1} K_{t+1} = R_{t+1} k_{t+1} l_{t+1} N_{t+1} \quad (13)$$

由瓦尔拉斯定理，当劳动力市场和资本市场均出清时，产品市场也是出清的。

三、模型的求解与分析

(一) 市场教育融资模式下的模型求解

1. 最优储蓄率

代表性行为人在约束条件(1)、(3)和(5)式下，通过选择 e_{t-1} 、 s_t 和 q_t 使得效用水平(4)式最大化。为此，我们可以对代表性行为人的决策进行求解，¹得到其最优储蓄为：

$$s_t = \left\{ \frac{\Gamma_{s,t}(1 - \mu\tau_{s,t} - p_{t-1}\tau_h)}{1 + \alpha\tau_h p_t \frac{1-\theta}{\theta} \Gamma_{s,t} + (1 - \Gamma_{s,t}) \frac{1-\theta}{\theta} (\mu\tau_{s,t+1} + p_t\tau_h)} - (1 - \mu)\tau_{s,t} \right\} l_t w_t h_t \quad (14)$$

定义代表性行为人最优储蓄率为 $psr_t = \frac{s_t}{l_t w_t h_t}$ 、社会最优储蓄率为 $ssr_t = \frac{s_t + (1 - \mu)\tau_{s,t} l_t w_t h_t}{l_t w_t h_t}$ ，以

及资本与劳动的产出弹性比 $\theta/(1 - \theta) = \delta$ ，可以将稳态时 psr 和 ssr 分别表示为下列形式：

$$psr = \frac{\Gamma_s \mathcal{A}}{B} - (1 - \mu)\tau_s, \quad ssr = psr + (1 - \mu)\tau_s = \frac{\Gamma_s \mathcal{A}}{B} \quad (15)$$

其中， $\mathcal{A} = (1 - \mu\tau_s - p\tau_h)$ ， $B = 1 + \Gamma_s(\alpha\tau_h p/\delta) + (1 - \Gamma_s)((\mu\tau_s + p\tau_h)/\delta)$ ， $\Gamma_s = p\beta/(1 + p\beta + \alpha\phi)$ 。通过对稳态时的储蓄率关于预期寿命参数 p 求导，可以得到如下结论：

结论1a：在市场教育融资模式下，预期寿命延长引致的人口老龄化对代表性行为人最优储蓄率和社会最优储蓄率的影响是不确定的，取决于具体的参数取值。

预期寿命延长对储蓄率的影响主要表现为：第一，预期寿命延长意味着代表性行为人在退休期生活的时间更长，这就需要其在成年期更多地进行储蓄，以平滑整个生命周期的消费，从而使

¹ 限于篇幅，作者对模型的求解过程进行了大量压缩。

得生命周期的效用最大化, 这种“未雨绸缪”的预防性养老储蓄动机会使储蓄率上升。第二, 预期寿命延长也意味着储蓄的收益率降低, 跨期替代效应使得代表性行为人在成年期增加消费、减少储蓄, 从而降低储蓄率。第三, 预期寿命越长越会增加成年子女的养老负担, 从而导致代表性行为人的储蓄率降低。第四, 预期寿命延长还意味着有越来越多的老年人领取退休金, 这使得政府的社会养老保险支出增加, 需要通过提高养老保险税进行融资, 从而降低了代表性行为人的税后收入, 减少可储蓄的资源, 降低储蓄率。因此, 寿命延长可以通过多个渠道影响储蓄率, 其净效应是不确定的。

2. 最优受教育时间与教育投资率

根据模型的一阶条件, 可以得到稳态时代表性行为人的最优受教育时间为:

$$e = \left[1 + \frac{\psi \Gamma_c \left(1 + \frac{\mu \tau_s + p \tau_h}{\delta} \right)}{\alpha B + \phi \alpha (1 - \alpha) \Gamma_c \left(1 + \frac{\mu \tau_s + p \tau_h}{\delta} \right)} \right]^{-1} \quad (16)$$

定义代表性行为人对每个孩子的教育投资率为 $er_t = q_t / l_t w_t h_t$, 则家庭总教育投资率为 $n_t \times er_t$, 那么, 稳态时每个孩子的教育投资率可以表示为:

$$er = \frac{\alpha \phi n^{-1} \Gamma_c \mathcal{A} \left(1 + \frac{\mu \tau_s + p \tau_h}{\delta} + \frac{p \tau_h p \beta}{\phi \delta} \right)}{B} \quad (17)$$

其中, $\Gamma_c = 1 / (1 + p\beta + \alpha\phi)$ 。通过对稳态时的教育投资率和受教育时间关于预期寿命参数 p 求导, 可以得到以下结论:

结论2a: 在市场教育融资模式下, 预期寿命延长引致的人口老龄化对家庭总教育投资率和每个孩子的教育投资率的影响是不确定的, 取决于具体的参数设定; 预期寿命延长对最优受教育时间的影响也是不确定的, 取决于具体的参数取值。

预期寿命延长对教育投资率的影响主要表现为以下几个方面: 第一, 当预期寿命延长时, 政府的社会养老保险支出增加, 需要通过提高养老保险税的方式融资, 这会减少代表性行为人的税后劳动收入, 而在本文的模型中, 父母将孩子视为一种“消费品”, 收入的减少会导致父母倾向于减少对这种特殊消费品的消费, 从而减少对子女的教育投资, 即寿命延长“挤出”了家庭教育投资。第二, 预期寿命延长意味着退休期更长, 代表性行为人需要在成年期为老年期的消费融资, 从而更多地进行储蓄, 这也会“挤出”对孩子的教育投资。第三, 在本文的模型中, 孩子是父母的家庭养老和社会养老资源, 父母同时将孩子视为一种“投资品”, 预期寿命延长会促使代表性行为人在成年期加大对子女的教育投入, 从而使自己进入老年期后可以获得更多的家庭和政府的代

际转移支付，提高老年期消费。第四，寿命延长还意味着储蓄收益率的下降，跨期替代效应使得代表性行为人增加成年期的消费支出，从而影响其对子女的教育投资。在以上多种力量的作用下，寿命延长对教育投资率的影响是不确定的。

预期寿命延长对受教育时间的影响主要表现为：第一，当代表性行为人预期自己可以活得更长时，意味着其无工资收入的退休期时间增加，因而需要增加成年期的储蓄以留作老年期消费，从而其最优选择是在少年期减少闲暇、提高个人的受教育时间以增加自身的人力资本积累水平，在未来获得更高的工资收入。第二，预期寿命延长也意味着养老保险税的提高、代表性行为人税后劳动收入的减少，这会降低代表性行为人提高受教育时间所获得的边际收益，同时增加受教育时间的边际成本，因此，预期寿命延长降低了代表性行为人提高受教育时间的相对收益，从而减少其受教育时间。总的来看，预期寿命延长对代表性行为人受教育时间的影响方向也是模糊的。

3. 稳态经济增长率

根据模型假设，在 t 时社会总财富水平 W_t 应该等于经济中的总储蓄量，因此：

$$W_t = N_t(s_t + (1 - \mu)\tau_{s,t}l_t w_t h_t) = N_t \frac{\Gamma_{s,t}(1 - \mu\tau_{s,t} - p_{t-1}\tau_h)}{1 + \alpha\tau_h p_t \frac{1-\theta}{\theta}\Gamma_{s,t} + (1 - \Gamma_{s,t})\frac{1-\theta}{\theta}(\mu\tau_{s,t+1} + p_t\tau_h)} l_t w_t h_t \quad (18)$$

在封闭经济中，资本市场出清条件可以表示为 $K_{t+1} = W_t$ ，并结合（18）式，可以得到：

$$K_{t+1} = W_t = N_t \frac{\Gamma_{s,t}(1 - \mu\tau_{s,t} - p_{t-1}\tau_h)}{1 + \alpha\tau_h p_t \frac{1-\theta}{\theta}\Gamma_{s,t} + (1 - \Gamma_{s,t})\frac{1-\theta}{\theta}(\mu\tau_{s,t+1} + p_t\tau_h)} l_t w_t h_t \quad (19)$$

定义劳均物质资本存量的增长率为 $g_{k,t}$ ，那么，可得其增长率：

$$\frac{k_{t+1}}{k_t} = 1 + g_{k,t} = D(1 - \theta)ssr_t l_t \left(\frac{k_t}{h_t}\right)^{\theta-1} \frac{1}{l_{t+1}n_t} \quad (20)$$

定义人力资本存量的增长率为 $g_{h,t}$ ，将每个孩子的平均教育投资支出和工资方程（8）式带入（5）式有：

$$1 + g_{h,t} = A \left(\frac{e_t e r_t l_t w_t h_t}{h_t}\right)^\alpha = A e_t^\alpha e r_t^\alpha l_t^\alpha D^\alpha (1 - \theta)^\alpha \left(\frac{k_t}{h_t}\right)^{\alpha\theta} \quad (21)$$

定义物质资本和人力资本之比为 $z_t = k_t/h_t$ ，利用（20）和（21）式可得 z_{t+1} 的动态演化方程：

$$z_{t+1} = \frac{k_{t+1}}{h_{t+1}} = \frac{D^{1-\alpha}(1-\theta)^{1-\alpha} l_t ssr_t}{A e_t^\alpha e r_t^\alpha l_t^\alpha l_{t+1} n_t} z_t^{\theta(1-\alpha)} \quad (22)$$

在经济处于稳态时，经济增长率 $1 + g = 1 + g_h = 1 + g_k$ ，因而 $z_{t+1} = z_t = z^*$ ，根据（22）式我们可以得到稳态时的物质资本与人力资本之比为：

$$z^* = \left\{ \frac{D^{1-\alpha}(1-\theta)^{1-\alpha} ssr}{A e^\alpha e r^\alpha l^\alpha n} \right\}^{\frac{1}{1-(1-\alpha)\theta}} \quad (23)$$

最终, 将 (23) 式与 (20) 或 (21) 式结合, 便可以得到稳态时的经济增长率:

$$1 + g = \frac{D(1-\theta)SSR}{n} (z^*)^{\theta-1} \quad (24)$$

通过对稳态时的经济增长率关于预期寿命参数 p 进行求导, 我们可以得到以下结论:

结论3a: 在市场教育融资模式下, 预期寿命延长引致的人口老龄化对经济增长的影响是不确定的, 取决于具体的参数取值。

人口老龄化之所以对经济增长的影响方向是模糊的, 是因为经济增长率取决于物质资本积累和人力资本积累。根据结论1a, 预期寿命延长对物质资本积累 (储蓄率) 影响的净效应是模糊的; 而根据结论2a, 预期寿命延长对人力资本积累 (教育投资率、受教育时间) 的影响也是不确定的, 从而使得预期寿命延长对经济增速的影响也是不确定的。

(二) 公共教育融资模式下的模型求解

在公共教育模式下, 代表性行为人在约束条件 (2)、(3) 和 (6) 下, 通过选择 e_{t-1} 和 s_t 使得效用水平 (4) 式最大化。为此, 可以得到稳态时代代表性行为人和社会的最优储蓄率分别为:

$$psr^{(pub)} = \frac{\Gamma_s^{(pub)}(1-\mu\tau_s-\tau_e-p\tau_h)}{1+(1-\Gamma_s^{(pub)})\frac{p\tau_h+\mu\tau_s}{\delta}} - (1-\mu)\tau_s; \quad SSR^{(pub)} = \frac{\Gamma_s^{(pub)}(1-\mu\tau_s-\tau_e-p\tau_h)}{1+(1-\Gamma_s^{(pub)})\frac{p\tau_h+\mu\tau_s}{\delta}} \quad (25)$$

其中, $psr^{(pub)}$ 、 $SSR^{(pub)}$ 分别为代表性行为人和社会的最优储蓄率, $\Gamma_c^{(pub)} = \frac{1}{1+p\beta}$, $\Gamma_s^{(pub)} = \frac{p\beta}{1+p\beta}$ 。

公共教育融资模式下, 稳态时代代表性行为人的最优受教育时间为:

$$e^{(pub)} = \left[1 + \frac{\psi\Gamma_c^{(pub)}\left(1+\frac{\mu\tau_s+p\tau_h}{\delta}\right)}{\alpha\left(1+(1-\Gamma_s^{(pub)})\frac{\mu\tau_s+p\tau_h}{\delta}\right)+\phi\alpha(1-\alpha)\Gamma_c^{(pub)}\left(1+\frac{\mu\tau_s+p\tau_h}{\delta}\right)} \right]^{-1} \quad (26)$$

公共教育融资模式下, 稳态时物质资本与人力资本之比为:

$$z^{**} = \left\{ \frac{D^{1-\alpha}(1-\theta)^{1-\alpha}SSR^{(pub)}}{A(e^{(pub)})^\alpha(\tau_e)^\alpha(l)^\alpha n^{1-(1+\eta)\alpha}} \right\}^{\frac{1}{1-(1-\alpha)\theta}}$$

由此可以得到, 公共教育融资模式下, 稳态时的经济增长率为:

$$1 + g^{(pub)} = \frac{D(1-\theta)}{n} SSR^{(pub)}(z^{**})^{\theta-1} \quad (27)$$

最终, 通过对公共教育融资模式下稳态时的储蓄率、受教育时间和经济增长率等变量关于预期寿命参数 p 求导, 可以得到以下结论:

结论1b: 在公共教育融资模式下, 预期寿命延长引致的人口老龄化对代表性行为人最优储蓄率和社会最优储蓄率的影响也是不确定的, 取决于具体的参数取值。

与市场教育融资模式类似，预期寿命延长对储蓄率的影响机制主要体现在“未雨绸缪”的储蓄动机、储蓄利率变化引起的跨期替代效应以及家庭和社会养老负担效应，其净效应也是模糊的。

结论2b：在公共教育融资模式下，预期寿命延长引致的人口老龄化对最优受教育时间的影响是不确定的，取决于具体参数的取值。

与市场教育融资模式类似，预期寿命延长对代表性行为人受教育时间决策的影响依然存在多个渠道，其净效应也是模糊的。

结论3b：在公共教育融资模式下，预期寿命延长引致的人口老龄化对经济增长的影响是不确定的，取决于具体的参数取值。

经济增长取决于物质资本积累和人力资本积累，根据结论1b和结论2b，预期寿命延长对物质资本积累（储蓄率）影响和人力资本积累（教育时间）影响的净效应是不确定的，从而对人均经济增速的影响方向也是模糊的。

四、数值模拟分析

（一）参数校准

在本节中，将参照已有研究，校准模型中的参数。首先，关于产品生产函数中物质资本的产出弹性 θ ，张军（2002）测得的中国劳动和资本的产出弹性分别为0.5和0.5。然而，进入21世纪以来，随着中国物质资本丰裕程度逐渐上升，可以预见产品生产中物质资本的产出弹性在长期中存在下降的趋势，因此，本文借鉴郭凯明等（2011）的研究，将 θ 设定为0.43。其次，关于人力资本积累函数中物质资本的产出弹性 α ，本文参考高奥等（2016）的研究，将其校准为0.576。

关于代表性行为人在成年期对老年期消费的时间贴现因子 β 、对子代数量和质量偏好的贴现因子 ϕ 等参数的取值，现有文献中并没有统一的标准，本文参照刘永平和陆铭（2008a）等研究，将 β 设定为0.78。在Becker et al.（1990）的经典文献中， ϕ 的取值为0.3，此外，高奥等（2016）的研究采用了同样的取值，但考虑到中国传统文化中可能具有更多的利他性因素，因而，这个参数在中国的取值可能更大。例如，汪伟（2017）将其设置为1，但本文的模型设定与上述文献存在一些区别，故本文取中间值，将 ϕ 设置为0.65。关于社会保障制度参数 μ ，由于中国当前的社会保障制度是实行“统账结合”的模式，统筹账户约占总缴费比例的75%，因此，本文将 μ 校准为0.75。

表1 参数校准

参数	表示含义	取值	参数	表示含义	取值
θ	生产函数中物质资本的产出弹性	0.43	τ_h	子女对父母代际转移比重	0.10
α	人力资本函数中物质资本的弹性	0.576	ν	抚养子女的时间成本	0.15
β	时间贴现因子	0.78	a	养老金统筹替代率	0.15
ϕ	对子代数和质量偏好的贴现因子	0.65	A	人力资本函数中的技术效率参数	15.02
μ	社会统筹比例	0.75	D	生产函数中的技术效率参数	15.02
n	生育率	1.50/2=0.75	ψ	少年期的闲暇贴现率	2.38
p	预期寿命	0.65	η	公共教育拥挤参数	1.10

关于生育率, 本文借鉴Cai (2010) 等研究, 将总和生育率设定为1.50, 因此, 代表性行为人的生育率取值为0.75。对于代表性行为人存活至老年期的概率 p , 根据联合国发布的《世界人口展望》2017修订版的数据, 中国60岁人口的平均余寿为19.55年, 而模型设定每一期为30年, 因此, 当成年期结束进入老年期时, 如果平均余命为19.50岁左右, 则 p 可设定为 $19.50/30=0.65$ (景鹏和郑伟, 2019)。关于家庭养老参数 τ_h , 参照刘永平和陆铭 (2008a) 的研究, 本文将其设定为0.10。关于代表性行为人对其子女的抚养时间 ν , 郭凯明等 (2011) 基于2006年的数据将其设定为0.065, 但随着经济和社会的发展, 养育成本是不断提高的, 在耿志祥和孙祁祥 (2020) 的研究中, 孩子的养育时间成本设定为0.20, 本文综合这两项研究, 将其设定为0.15。关于统筹账户养老金替代率, 本文按照当前的社会养老保险实际缴费率进行反推, 将其确定为15%左右, 即 $a=0.15$ 。

最后, 为了校准生产函数和人力资本积累函数中的技术参数, 本文假设平均经济增速为7%左右, 设定 $A=D=15.02$ 。另外, 关于少年期的闲暇贴现率, 现有文献并未给出其取值范围, 我们确定该参数取值时, 主要考虑的是得到一个与中国现实相符合的人均受教育年限。利用2010年CFPS微观数据样本, 姚洋和崔静远 (2015) 测算的人均受教育年限为10.727。根据《中国人力资本报告2019》给出的数据, 2017年全国劳动力人口的平均受教育年限为10.2年。综合以上测算结果, 本文设定 ψ 的取值为2.38, 以得到受教育时间为10年左右的事实。关于公共教育拥挤参数, 假设其大于1, 即拥挤的成本是边际递增的, 基准值设为1.10。

(二) 市场教育模式下的模型模拟分析

1. 人口老龄化与储蓄率

本文首先讨论了人口老龄化对储蓄率的影响。前文的理论分析表明，一方面，人口老龄化导致家庭和社会赡养负担加重、储蓄的跨期收益率下降，会降低储蓄率；另一方面，预期寿命延长会使理性行为人产生“未雨绸缪”的预防性动机，可能带来储蓄率上升（汪伟和艾春荣，2015）。就现实而言，中国的人均预期寿命已上升到77.3岁，但目前的退休政策没有随着预期寿命的延长而动态调整，中国人的预防性养老储蓄动机可能更加强烈。因此，人口老龄化并不必然导致中国的储蓄率快速下降，其对储蓄率的影响可能与上述效应在不同阶段的相对强弱有关。

图3的数值模拟结果与理论预期一致，在中国目前的参数下，预期寿命与储蓄率之间呈现“倒U型”关系。当老龄化程度并不严重时，“未雨绸缪”的正储蓄效应占据主导，表现为储蓄率随着预期寿命延长而提高；而当预期寿命提高到某一数值以后，家庭和社会养老负担以及跨期替代的负储蓄效应占据主导。从储蓄率的变化趋势来看，储蓄率随着预期寿命的上升先呈现一段上升期，当老年生存概率超过0.75以后，转向了下降阶段，储蓄率会在高位持续一段时间，这一模拟结果与中国的历史数据相吻合，也与一些研究的发现相一致（汪伟和艾春荣，2015）。

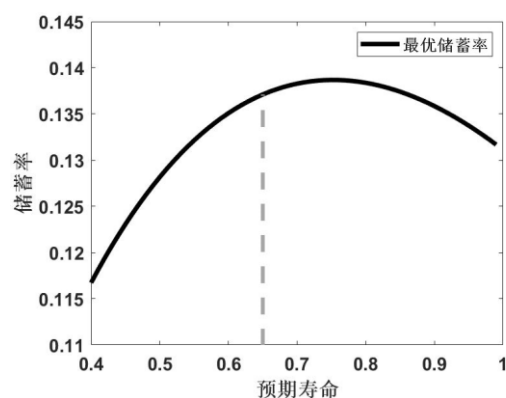


图3 预期寿命与储蓄率：市场教育模式

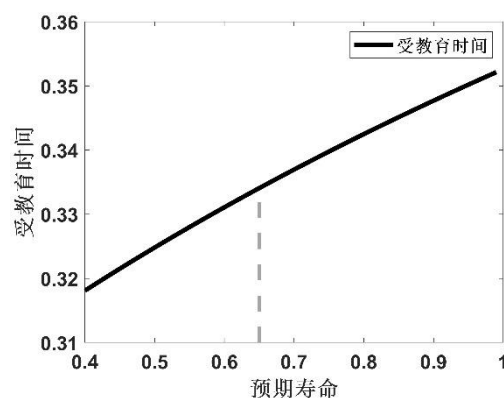


图4 预期寿命与受教育时间：市场教育模式

2. 人口老龄化与受教育时间和教育投资率

本文模型的重点是同时内生代表行为人的教育时间投入和物质投入。预期寿命对人力资本积累的影响不仅与家庭教育投资支出有关，还与个体的时间投入有关，而以往的很多理论研究可能由于忽视了教育的时间投入而得出“预期寿命延长不利于人力资本积累”的结论（Pecchenino & Pollard，2002）。而图4的模拟结果发现，预期寿命延长提高了个体的受教育时间，这既符合经济学直觉，与前文观察到的经验事实相一致，同时也与已有研究相一致（Baranov & Kohler，2018）。

关于市场教育融资模式下，预期寿命延长如何影响人力资本积累的物质投入，图5给出了具体

模拟结果。我们发现, 预期寿命延长降低了家庭对孩子的教育投资率, 这说明预期寿命延长对教育投资的负面效应占据主导。该模拟结果与国内外一些实证文献的发现相吻合, 如, Harris et al. (2001) 和李超 (2016) 等研究, 这为本文的理论分析和模拟结果提供了经验证据。

3. 人口老龄化与经济增长率

我们在之前的分析中提及, 在理论层面上, 预期寿命延长并不必然会对经济增长产生负面影响。图6中的数值模拟结果显示, 随着预期寿命不断延长, 经济增长呈现出“倒U型”变化趋势。其中的机制是: 当老龄化程度并不严重时, 一方面, 预期寿命延长可以提高储蓄率, 使得物质资本积累增加, 有利于经济增长; 另一方面, 寿命延长也可以增加个体的受教育时间, 从而提高人力资本积累水平, 但寿命延长也会带来教育投资率的降低, 不利于人力资本积累。综合来看, 当老龄化程度较低时, 预期寿命延长所带来的物质资本与人力资本积累的正面效应大于负面效应, 预期寿命延长会促进经济增长; 而当老龄化上升到一定程度后, 上述效应将反转, 预期寿命延长会降低经济增长。本文的数值模拟显示, 当前的老年生存概率 p (基准值0.65) 已经接近0.68的临界值, 随着人口老龄化程度的进一步加深, 经济增长将逐渐走向下行通道。

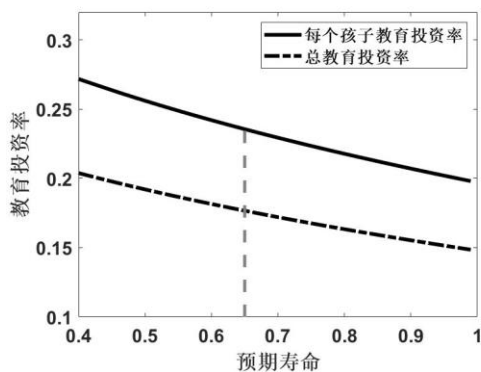


图5 预期寿命与教育投资率：市场教育模式

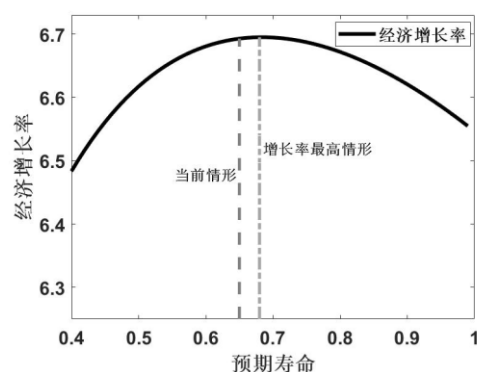


图6 预期寿命与经济增长率：市场教育模式

实际上, 上述研究结论与Zhang et al. (2003) 的结果类似, 但本文的研究与其不同。他们的研究中没有考虑到现实中存在的养老保险制度, 并且也没有考虑到人力资本积累的时间投入, 另外, 他们的结论仅仅是在公共教育融资模式下得到的, 本文的研究提供了更为丰富的理论机制。

（三）公共教育融资模式下的模型模拟分析

本节主要考察公共教育融资模式下预期寿命延长对储蓄率、受教育时间和经济增长的影响。

¹在图7中, 我们模拟了公共教育融资模式下预期寿命与储蓄率之间的关系。结果显示, 两者之间

¹ 本文结合以下两组数据校准公共教育税率 τ_e : (1) 北京大学发布的《2017年中国教育财政家庭调查: 中国家庭教

依然呈现“倒U型”关系。与市场教育融资模式类似，当老龄化程度并不严重时，“未雨绸缪”的正储蓄效应依然强于赡养负担加重与跨期替代带来的负储蓄效应，表现为储蓄率随着预期寿命延长而提高；而当预期寿命上升到某一个临界值后，两种效应发生了逆转，表现为储蓄率随着预期寿命延长而下降。在图8中，同样发现了预期寿命延长会提高个体的受教育时间。这表明，无论在何种教育融资模式下，预期寿命的延长均会激励个体增加受教育时间，有利于人力资本积累。

在公共教育融资模式下，图9再次模拟了预期寿命与经济增长之间的关系。与市场教育融资模式下的表现不同，发现在当前的参数设定下，预期寿命延长始终促进了经济增长。其中的主要机制是：预期寿命延长可以增加个体的受教育时间，从而提高人力资本水平，当政府设定的公共教育税率比较合理时，整个社会的教育投资率并不会降低，因此，预期寿命延长对人力资本积累始终具有正面效应。由此可见，在公共教育融资模式下，虽然物质资本积累随着预期寿命的延长出现了下降的趋势，但是人力资本积累水平却不断提高，成为经济增长的主要动力。

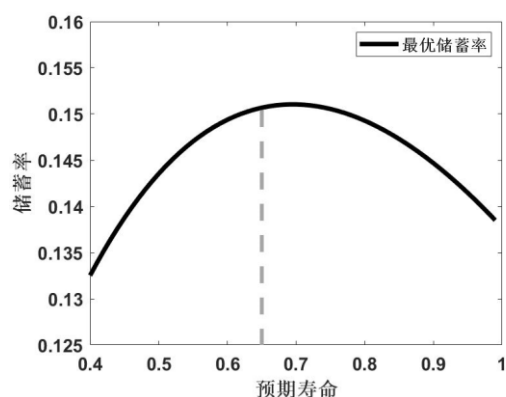


图7 预期寿命与储蓄率：公共教育模式

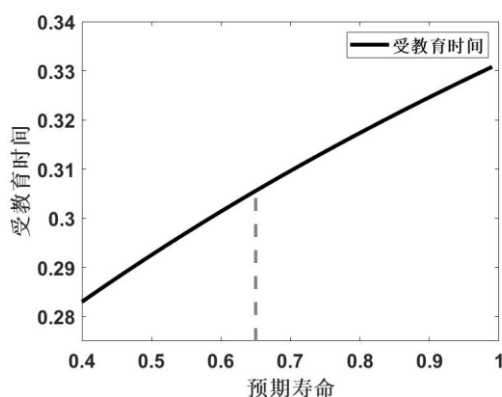


图8 预期寿命与受教育时间：公共教育模式

育支出现状》显示，中国学前和基础教育阶段家庭教育支出占GDP比重为2.5%左右，而非义务教育阶段的家庭教育负担率高于学前和基础教育阶段；（2）当前，中国公共教育支出占GDP比重超过了4%（郭凯明等，2011）。在公共教育模式下，这两部分支出都将完全由政府的公共教育支出覆盖。基于以上事实，并结合市场教育模式下的当前经济增长率水平，**本文将设定为0.134左右**，实际上这个数字低于市场教育模式下个体选择的最优教育投资率。

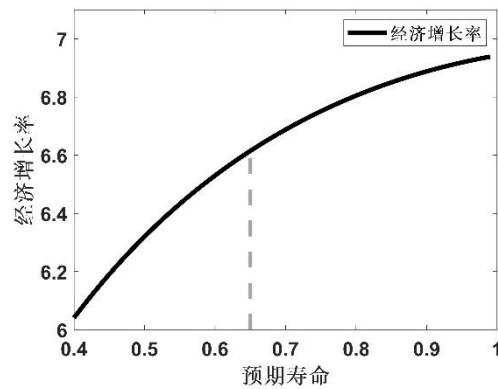


图9 预期寿命与经济增长：公共教育模式

(四) 两种教育模式的比较分析

基于前文设定的基准参数，本文通过数值模拟对比两种不同的教育融资模式下，预期寿命延长对储蓄率、受教育时间、教育投资率和经济增长的影响差异。从受教育时间来看，图10的模拟显示，市场教育融资模式下的受教育时间更长，而公共教育融资模式下的斜率更大，两种教育模式下的教育时间差距并不大且存在收敛的趋势，这主要是因为教育税的存在改变了个人接受教育的时间决策，使其依赖于政府提供的公共教育水平的高低。在图11中，模拟了两种教育融资模式下家庭教育投资率或公共教育税率。从教育投资率和公共教育税率的关系来看，在预期寿命不断延长，老龄化程度持续上升的情况下，基准的公共教育税率一直低于家庭教育投资率，说明公共模式下的家庭教育负担相对更轻。

具体来看，在市场教育融资模式下，个人可以根据自己的最优化行为选择最优的受教育时间和最优的人力资本投资支出（投资于子女）。当老龄化程度（预期寿命）较低时，家庭和社会的养老压力较轻，此时退休后的时间相对较短，因此，个人为老年父母和自己退休期而分配的资源相对较少，出于利他主义动机等方面的考虑，个人愿意为子女的教育投资分配更多的资源，以获得较高的效用水平。但是，在公共教育融资模式下，家庭不需要对子女的人力资本投资进行最优化，只需要缴纳固定的教育税。在本文的基准公共教育税率下，对整个社会来说，由于总的教育投资支出比例要低于市场教育模式下的支出比例，因而，个人增加受教育时间所获得的效用增量要低于市场教育模式下的增量，但此时个人所要付出的效用损失是相同的。因此，公共教育模式下的最优受教育时间要小于市场教育模式下的最优受教育时间。

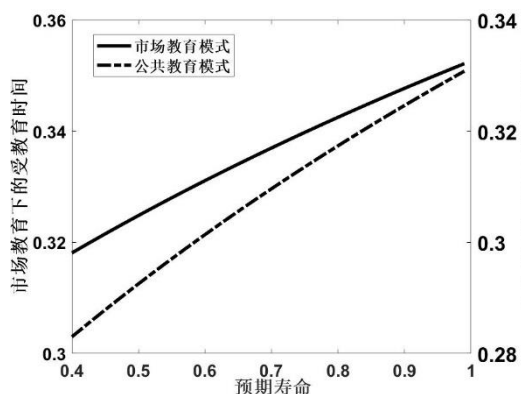


图10 预期寿命与受教育时间：两种教育模式比较

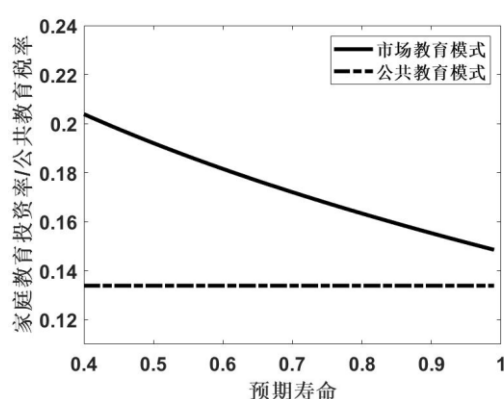


图11 预期寿命与教育投资率：两种教育模式比较

随着预期寿命的进一步延长，人口老龄化越来越严重，家庭和社会的养老负担逐渐加重，为退休而储蓄的动机增强；同时，储蓄的收益率也会逐渐降低，在市场教育模式下，这将导致家庭对子女的人力资本投资支出减少，从而导致教育投资率下降。在这个过程中，个人通过在少年期牺牲闲暇的方式增加自己的受教育时间（效用成本），但是，增加的受教育时间一部分用于弥补家庭教育支出下降所带来的人力资本损失，剩余的部分才真正能够用来增加人力资本积累，以获得更高的劳动收入，提高生命周期消费水平（效用收益）。但是，在公共教育融资模式下，个人在少年期牺牲闲暇、增加受教育时间不必弥补教育投资率下降，可以直接用于积累人力资本以提高生命周期消费水平。此时，相对于公共教育模式而言，市场教育模式下个体在少年期增加受教育时间的效用损失所换来的成年期和老年期的效用增加量要更低。因此，随着人口老龄化程度越来越深，个人增加受教育时间的动机不足，从而使得两种教育模式下的最优受教育时间趋于收敛。

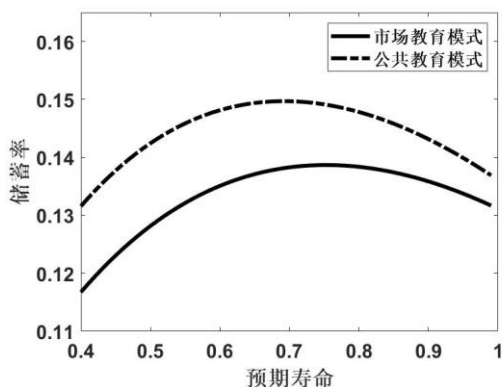


图12 预期寿命与储蓄率：两种教育模式比较

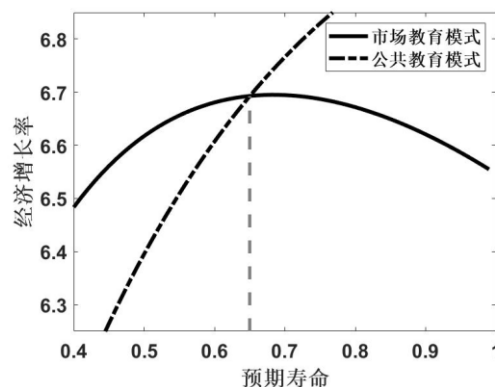


图13 预期寿命与经济增长：两种教育模式比较

此外，储蓄是物质资本积累与经济增长的重要引擎。在图12中，本文还比较了两种教育融资模式下的储蓄率情况，结果显示，公共教育融资模式下的储蓄率始终高于市场教育融资模式下的

储蓄率。在图13中, 进一步模拟出了两种教育融资模式下预期寿命延长对经济增长的影响, 不难发现, 在预期寿命较低的情况下, 市场教育融资模式下的经济增长率更高, 当预期寿命超过某一临界值后, 公共教育融资模式下的经济增长率更高。

上述模拟结果进一步说明, 在老龄化初期, 公共教育模式下的储蓄率虽然更高, 但人力资本积累水平与经济增长速度较低, 市场化的教育融资模式优于公共教育融资模式; 在老龄化后期, 市场教育融资模式下的教育投资率不断下降, 从而导致经济增长率持续下降, 此时, 公共教育融资模式优于市场教育融资模式。另外, 我们注意到, 如果设定当前两种教育融资模式的经济增长率相同(即 $p=0.65$ 时), 则在不同的人口老龄化程度下家庭的教育投资率均要高于政府的教育税率(图11)。换言之, 由于教育的公共品属性, 家庭付出同样的教育支出(缴纳的教育税), 公共教育融资模式下的经济增长率要高于市场教育融资模式下的情形。从这个角度来看, 当老龄化程度进一步加深时, 由市场教育融资模式转轨至公共教育融资模式更优。

本文的理论分析和模拟结果实际上从另一个角度解释了中国教育融资模式的转轨机制。据资料显示, 1994年之前, 中国大部分的普通高等教育及中等师范院校均为公费模式, 家庭教育支出很少。此后, 国家逐渐对此进行改革, 几乎普遍取消了公费制模式, 代之以学生上大学需要交学费的模式, 到1997年全国绝大部分高等学校和中等师范学校基本完成了收费改革, 并且大学也逐渐进行扩招改革(汪伟和吴坤, 2019)。从教育支出的公费模式转向家庭负担模式, 这实际上是一种教育融资模式的“市场化改革”。当中国进行教育市场化改革时, 老龄化程度很轻, 甚至还没有进入老龄化社会, 处于“人口红利”逐渐释放的时间段, 正如引言部分所揭示的经验事实, 家庭的教育支出和人均受教育年限快速上升, 这些都说明教育融资模式转轨在相当长的一段时间内促进了中国人力资本的积累, 带来了比公共教育融资体制下更高的经济增长率。

然而, 近年来中国的人口老龄化进入了快速发展阶段, 虽然中国人均教育年限仍然在继续上升, 但家庭教育支出比重、经济增长速度均出现了明显的下滑趋势, 这些宏微观数据揭示的经验事实与本文的理论预测和模拟结果是高度吻合的。这也提示我们, 在人口老龄化快速发展的态势下, 市场教育融资模式可能越来越不利于人力资本积累和经济增长。而本文的模拟结果也告诉我们, 在老龄化比较严重的情况下, 公共教育融资模式比市场教育模式有更高的人力资本积累水平和经济增长速度。因此, 政府有必要提高公共教育支出的比例, 减轻家庭的教育支出负担, 同时对当前的市场教育融资模式进行改革, 选择适当的时机转向公共教育融资模式, 以此来提高人力

资本积累速度，应对日益严重的人口老龄化对经济增长的负面冲击。

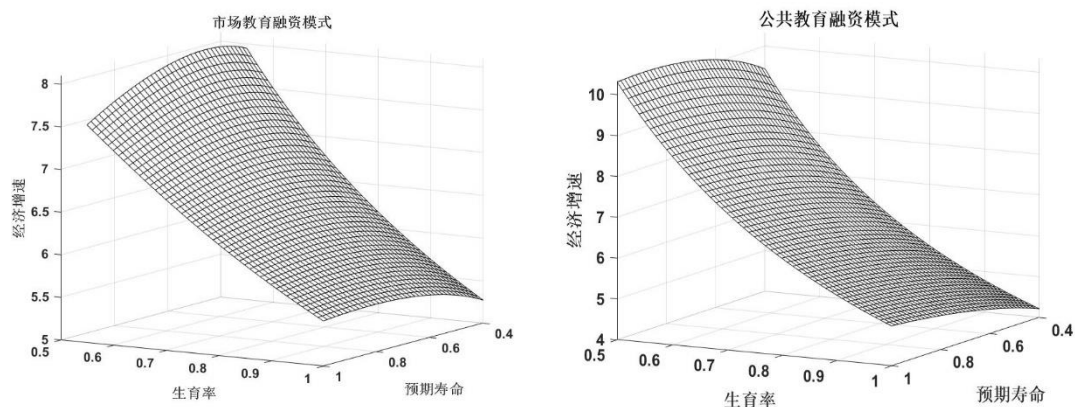


图14 不同生存概率和生育率组合下的经济增速

另外，从人口学定义看，人口老龄化包括由预期寿命延长引起的顶部老龄化和由生育率下降引起的底部老龄化，中国老龄化的加速同时来自于这两支力量，在图14中我们试图给出生育率和预期寿命不同组合下的经济增速情况。模拟结果显示，市场教育融资模式下，预期寿命对经济增长的影响取决于生育率水平。当生育率在0.5（总和生育率为1）附近时，经济增速随着预期寿命的延长几乎呈现出单调下降的趋势。这也说明，如果生育率不断降低，那么市场教育融资模式在应对人口老龄化的过程中无法起到积极作用，反而会使得经济增速出现大幅下滑。当生育率处于0.6—1（总和生育率在1.2—2）附近时，预期寿命延长与经济增速之间呈现“倒U型”关系，这与上文的模拟结果一致。这说明，当生育水平接近更替率水平、人口老龄化程度不是很严重时，市场教育融资模式有利于促进经济增长。同时，本文还发现，经济增速会随着生育率的提高而下降。

图14的右半部分还模拟了公共教育融资模式下，不同生育率和预期寿命组合下的经济增速情况。与市场教育融资模式下的结果不同，不论生育率水平如何，公共教育融资模式下预期寿命延长几乎总是能够促进经济增长。这也说明，当一个社会老龄化程度非常严重（预期寿命很高）时，公共教育融资模式更能够有效应对人口老龄化。图14的结果还告诉我们，生育率的下降会对经济增长产生正面影响，主要原因在于，生育率下降引起的底部老龄化会通过提高家庭的人均教育投入有利于人力资本积累，从而对经济增长产生正面影响。但生育率过度下降会加快老龄化进程、不利于修正失衡的人口结构，也可能对经济增长产生负面影响。

（五）公共教育税率与经济增长

在上面的分析中我们指出，当人口老龄化程度逐渐加深时，公共教育融资模式在促进人力资

本积累和经济增长方面优于市场教育模式, 但是这个结论实际上仅在合理的公共教育税率范围内成立。为此, 在图15中模拟了不同预期寿命下公共教育税率与经济增长率之间的变化关系。

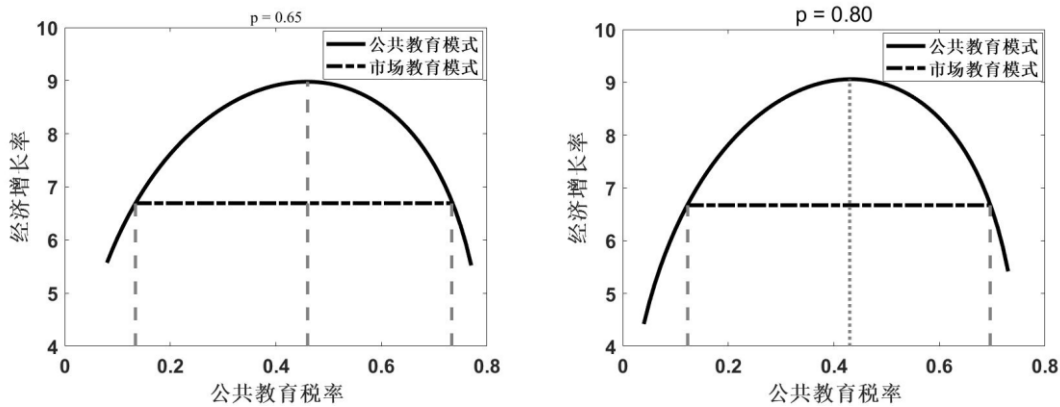


图 15 不同预期寿命下的公共教育税率与经济增长

图15的模拟结果显示, 在不同的预期寿命下, 使得公共教育融资模式可以产生最高经济增速的最优税率为0.45左右。当个体从成年期进入老年期的存活概率 $p = 0.65$ 时, 公共教育融资模式下的税率只要维持在 $[0.134, 0.733]$ 的范围以内, 就可以获得不低于市场教育模式下的经济增长率。进一步, 考虑到在当前的预期寿命下, 家庭选择的最优教育投资率为0.177。因此, 教育融资方式由市场模式转轨至公共模式时, 只要税率能够保持在 $[0.134, 0.177]$ 的区间, 就可以在不增加家庭负担的情况下促进经济增长。当人口老龄化程度逐渐加重, 例如, 存活概率 $p = 0.80$ 时, 市场教育模式下的经济增速下降至6.67, 此时, 公共教育模式同样只需将税率保持在 $[0.123, 0.163]$ 的范围内, 就可以在不增加家庭负担的情况下得到高于市场教育模式下的经济增速。因此, 这些结果表明, 政府可以在老龄化的不同阶段选择合适的公共教育税率水平以实现优于市场教育融资模式下的经济增长率。

五、结论与启示

本文构建了一个三期世代交叠模型, 在模型中同时考虑人力资本积累的时间和物质投入、社会保障制度等现实因素, 分别在市场教育和公共教育融资模式下考察了由预期寿命延长引致的人口老龄化如何影响人力资本积累和经济增长, 并对两者做出比较分析。研究发现: 在市场教育融资模式下, 预期寿命延长会提高个体的受教育时间, 但同时会降低家庭教育投资率, 对经济增长的影响呈现出“倒U型”关系; 在公共教育融资模式下, 家庭的教育支出由政府外生给定, 预期寿命延长主要通过提高受教育时间促进了人力资本积累与经济增长。当预期寿命较低时, 市场教育

融资模式能够产生高于公共教育模式下的经济增速，但当预期寿命上升到某一个临界值后，合理税率下的公共教育融资模式则反过来能够获得高于市场教育模式下的经济增速。本文的研究从人口转变的视角解释了中国20世纪90年代开始的公共教育向市场教育融资模式的转轨为什么有效地促进了经济增长，丰富了转型经济中人口老龄化通过人力资本积累影响经济增长的机制。

近年来，中国的人口老龄化进入了快速发展阶段，虽然中国人均教育年限仍然在继续上升，但家庭教育支出比重、经济增长速度均出现了明显的下滑趋势，这些宏微观数据揭示的经验事实与本文的理论预测和模拟结果是高度吻合的。这也提示我们，在人口老龄化快速发展的态势下，市场教育融资模式可能越来越不利于人力资本积累和经济增长。而本文的模拟结果也告诉我们，在老龄化比较严重的情况下，公共教育融资模式比市场教育模式有更高的经济增长速度。因此，政府应对当前的市场教育融资模式进行改革，并选择适当的时机转向以公共教育为主的教育融资模式，这样能够有效地促进人力资本积累。

由于预期寿命的延长是人口老龄化的一个重要特征，这也为劳动者接受更长年限的教育和培训提供了现实的可能。因此，政府应扩大基础教育的投入，提高公共教育支出的水平，让国人接受义务教育的时间随着预期寿命的延长而延长，让公共教育惠及更多的国人。预期寿命延长也意味着人力资本回报期变长，政府应以此为契机，加快构建终身教育体系，建立终身学习型社会，尽快将中国的人口数量优势转化为人口质量优势，这样才能有效应对人口老龄化的挑战。可以预见，随着人口老龄化程度的加深，家庭的养老和教育支出压力会越来越大。因此，政府也可以推出一些有针对性的公共政策，例如，将国有资产划转充实养老保险基金，为家庭发放教育补贴券与低息教育贷款等。上述政策可以减轻家庭的养老与教育支出压力，激励家庭更多得对下一代进行人力资本投资，有利于经济持续增长。

参考文献:

- [1] 蔡昉, 2010: 《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》, 《经济研究》第 4 期。
- [2] 高奥、谭娅、龚六堂, 2016: 《国有资本收入划拨养老保险、社会福利与收入不平等》, 《世界经济》第 1 期。
- [3] 耿志祥、孙祁祥, 2020: 《延迟退休年龄、内生生育率与养老金》, 《金融研究》第 5 期。
- [4] 郭凯明、张全升、龚六堂, 2011: 《公共政策、经济增长与不平等演化》, 《经济研究》第 S2 期。
- [5] 郭庆旺、贾俊雪, 2009: 《公共教育政策、经济增长与人力资本溢价》, 《经济研究》第 10 期。
- [6] 景鹏、郑伟, 2019: 《国有资本划转养老保险基金与劳动力长期供给》, 《经济研究》第 6 期。
- [7] 李超, 2016: 《老龄化、抚幼负担与微观人力资本投资——基于 CFPS 家庭数据的实证研究》, 《经济学动态》第 12 期。
- [8] 刘永平、陆铭, 2008a: 《从家庭养老角度看老龄化的中国经济能否持续增长》, 《世界经济》第 1 期。
- [9] 刘永平、陆铭, 2008b: 《放松计划生育政策将如何影响经济增长——基于家庭养老视角的理论分析》, 《经济学(季刊)》第 4 期。
- [10] 汪伟, 2012: 《人口老龄化、养老保险制度变革与中国经济增长——理论分析与数值模拟》, 《金融研究》第 10 期。
- [11] 汪伟, 2017: 《人口老龄化、生育政策调整与中国经济增长》, 《经济学(季刊)》第 1 期。
- [12] 汪伟、艾春荣, 2015: 《人口老龄化与中国储蓄率的动态演化》, 《管理世界》第 6 期。
- [13] 汪伟、刘玉飞、王文鹏, 2018: 《长寿的宏观经济效应研究进展》, 《经济学动态》第 9 期。
- [14] 汪伟、吴坤, 2019: 《中国城镇家庭储蓄率之谜——基于年龄-时期-组群分解的再考察》, 《中国工业经济》第 7 期。
- [15] 杨汝岱、陈斌开, 2009: 《高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为》, 《经济研究》第 8 期。
- [16] 姚洋、崔静远, 2015: 《中国人力资本的测算研究》, 《中国人口科学》第 1 期。
- [17] 张军, 2002: 《资本形成、工业化与经济增长: 中国的转轨特征》, 《经济研究》第 6 期。
- [18] Baranov, V., and H. Kohler, 2018, "The Impact of AIDS Treatment on Savings and Human Capital Investment in Malawi", *American Economic Journal: Applied Economics*, 10 (1), 266—306.
- [19] Barro, R. J., and J. W. Lee, 2013, "A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950–2010", *Journal of Development Economics*, 104, 184—198.
- [20] Becker, G. S., K. M. Murphy, and R. Tamura, 1990, "Human Capital, Fertility, and Economic Growth",

Journal of Political Economy, 98 (5), S12—S37.

[21] Bills, M., and P. J. Klenow, 2000, “Does Schooling Cause Growth?”, *American Economic Review*, 90 (5), 1160—1183.

[22] Cai, F., 2010, “China’s Below-Replacement Fertility: Government Policy or Socioeconomic Development?”, *Population and Development Review*, 36 (3), 419—440.

[23] Chen, H., and I. Fang, 2013, “Migration, Social Security, and Economic Growth”, *Economic Modelling*, 32, 389—399.

[24] de la Croix, D., and M. Doepke, 2004, “Public versus Private Education When Differential Fertility Matters”, *Journal of Development Economics*, 73 (2), 607—629.

[25] Ehrlich, I., and F. T. Lui, 1991, “Intergenerational Trade, Longevity, and Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, 99 (5), 1029—1059.

[26] Erosa, A., T. Koreshkova, and D. Restuccia, 2010, “How Important Is Human Capital? A Quantitative Theory Assessment of World Income Inequality”, *The Review of Economic Studies*, 77 (4), 1421—1449.

[27] Gradstein, M., and M. Kaganovich, 2004, “Aging Population and Education Finance”, *Journal of Public Economics*, 88 (12), 2469—2485.

[28] Hansen, C. W., and L. Lønstrup, 2012, “Can Higher Life Expectancy Induce More Schooling and Earlier Retirement?”, *Journal of Population Economics*, 25 (4), 1249—1264.

[29] Harris, A. R., W. N. Evans, and R. M. Schwab, 2001, “Education Spending in an Aging America”, *Journal of Public Economics*, 81 (3), 449—472.

[30] Kalemli-Ozcan, S., 2003, “A Stochastic Model of Mortality, Fertility, and Human Capital Investment”, *Journal of Development Economics*, 70 (1), 103—118.

[31] Kunze, L., 2014, “Life Expectancy and Economic Growth”, *Journal of Macroeconomics*, 39 (1), 54—65.

[32] Pecchenino, R. A., and P. S. Pollard, 2002, “Dependent Children and Aged Parents: Funding Education and Social Security in an Aging Economy”, *Journal of Macroeconomics*, 24 (2), 145—169.

[33] Zhang, J., and J. Zhang, 2005, “The Effect of Life Expectancy on Fertility, Saving, Schooling and Economic Growth: Theory and Evidence”, *The Scandinavian Journal of Economics*, 107 (1), 45—66.

[34] Zhang, J., J. Zhang, and R. Lee, 2001, “Mortality Decline and Long-run Economic Growth”, *Journal of Public*

Economics, 80 (3), 485—507.

[35] Zhang, J., J. Zhang, and R. Lee, 2003, "Rising Longevity, Education, Savings, and Growth", *Journal of Development*

Economics, 70 (1), 83—101.

Population Aging, Education Financing Pattern and Economic Growth in China

WANG Wei^{a, b} and XIAN Jinkun^a

(a: School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics;

b: Shanghai Key Laboratory of Financial Information Technology)

Abstract: Education financing patterns play an important role in human capital accumulation. China has gradually reformed the education system since the mid-1990s. In the original public education financing pattern, education expenditures were uniformly paid by the government. This has changed to a market education financing pattern in which education expenditures are borne by families and individuals. Statistics show that in the early stage of education financing pattern reforms, the degree of population aging was relatively low. Years of schooling, middle school enrollment rates, and population aging simultaneously trended upward. The economic growth rate also increased alongside population aging. The market education financing pattern seems to be conducive to human capital accumulation and economic growth in its early stages. With the intensification of population aging, although years of schooling continue to rise, the proportion of family education expenditure and economic growth rate both show a clear downward trend. In this later stage, the market education financing pattern appears to be detrimental to human capital accumulation and economic growth.

This paper's research questions are as follows. First, after the switch from public education financing pattern to market pattern in the mid-1990s, how can we theoretically explain the difference performance in human capital accumulation and economic growth in the different stages of population aging? Second, if the rapid development of population aging reduces economic growth, is it possible to alleviate the negative effect by increasing public education investment or returning to public education financing pattern? Answering these questions is essential for a deeper understanding of the mechanisms through which population aging affects human capital accumulation and economic growth under different education patterns. The answers are also essential for effectively formulating policies to deal with aging.

In this paper, we construct a general equilibrium three-period overlapping generations model to

characterize China's stylized facts under the two different education financing patterns. In this model, we consider both the schooling time and capital input in human capital accumulation. We also consider social security system and other realistic factors. We then try to explain the human capital accumulation and economic growth effects of China's education financing pattern reform in the mid-1990s from the perspective of demographic transition. No other research to our knowledge systematically undertakes this project from this perspective. This therefore also constitutes our main contribution.

This paper has three key findings. First, under the market education financing pattern, rising longevity increases schooling time but reduces the family's education investment rate. The impact on economic growth therefore displays an inverted U-shape. Second, under the public education financing pattern, each family's education expenditures are exogenously provided by the government, rising longevity mainly promotes human capital accumulation and economic growth by raising years of schooling. Third, when life expectancy is low, the market education financing pattern can generate a higher economic growth rate than public pattern. When the life expectancy rises to a certain critical value, the public pattern could obtain a higher growth rate than the market pattern under reasonable tax rates.

This paper explains why the reform from public to market education pattern in the mid-1990s has effectively promoted economic growth from the perspective of demographic transition. We further enrich understanding of the mechanisms through which aging affects economic growth via human capital accumulation in transition economies. This paper also provides a policy reference for responses to the negative impact of population aging on human capital accumulation and economic growth in China. We argue that in terms of public policy, the government should increase public education investment, reform the current market education financing pattern, and choose an appropriate time to revert to public pattern.

Keywords: Population Aging; Rising Longevity; Economic Growth; Education Financing Pattern; Human Capital Accumulation

关于当前人民币汇率升值趋势 及其政策应对问题的思考

周诚君¹

【摘要】在长期，均衡汇率取决于相对购买力，并可通过经常项目盈余或逆差反映。在短期，汇率由外汇市场供求均衡决定，国际货币汇率由其全球外汇市场交易所决定。当前，人民币国际化取得明显进展，分析国际收支平衡和人民币汇率决定时，需将国际市场主体大量增持人民币资产及相应的人民币跨境资金流动纳入考虑。总体看，人民币汇率仍有升值空间，应对人民币升值趋势，中央银行应顺应产业对外转移和人民币国际化趋势，强调对外投资“本币优先”，鼓励境外市场主体持有人民币资产并广泛进行人民币外汇交易，推动人民币成为周边国家货币锚，对冲人民币汇率升值导致的竞争力损失。同时，对人民币汇率波动提高容忍度，更多交给市场决定，顺势推进资本账户开放和货币政策框架转型，更好支持中国企业继续在全球范围内布局生产、配置资源，更快实现供应链调整、产业结构升级和价值链跃迁。

【关键词】人民币国际化；实际汇率；国际收支平衡

最近，人民币汇率升值较快、幅度也比较显著，各界关心“人民币是否进入升值通道”并进行相关讨论很正常，也确有必要澄清认识并形成清晰的应对思路。在我看来，当前在分析研究人民币汇率的决定及其波动趋势时，一方面要回归本源，亦即回到汇率决定的基本理论和分析框架，并从短期和长期视角分别进行考察。另一方面，还要充分考虑人民币国际化对国际收支平衡和人民币汇率形成机制的影响。在此基础上，综合考虑当前供应链调整和产业结构升级进程，有针对性地采取措施予以有效应对。

一、人民币汇率长期均衡水平取决于相对购买力

长期来看，人民币汇率取决于其相对购买力。汇率是两种货币的相对价格，均衡汇率水平体现在两种货币的相对购买力上。货币购买力怎么表现出来？一种间接衡量标准是类似于“汉堡包指数”这样的参考指标。经常在中国、美欧之间穿梭生活、工作的人，对货币相对

¹ 周诚君，中国人民银行金融研究所所长。

购买力会有深刻的体会。比如, 在美国纽约和中国上海购买同一品牌、同一型号的某种日用品, 住差不多标准的五星级酒店, 吃一顿相似规格的晚餐, 往往可以明显体会到货币的相对价格及其差异。

第二个间接指标通常可以体现在经常项目盈余上。货币相对价格很大程度上决定了哪类商品在国际市场流通的时候更便宜。当人民币汇率低估时, 中国商品在国际市场上肯定更具有竞争力。在 2008 年金融危机之前, 国际上一些国家指责人民币汇率低估。在多数发达经济体的超市里, 相当比例和数量的商品都来自中国。为什么? 因为相对价格便宜, 商品有竞争力。也正因为此, 从 2001 年中国加入 WTO 到 2014 年, 我国外汇储备从 2000 亿美元左右快速增长到将近 4 万亿美元。

从国际收支平衡的角度看, 经常项目盈余一定会镜像地反应为资本和金融账户的流出。国际收支表是一个会计平衡表, 永远是左右相等的。由经常项目盈余导致的资本和金融账户流出, 可由央行购汇并进行对外投资来实现。通过央行大规模购汇和对外投资的形式实现国际收支平衡, 一般或多或少要借助资本和外汇管制。其主要目的是为了保持汇率的相对稳定和可控, 维护境内企业及其产品的国际竞争力。如果央行不干预、不购汇, 则需通过私人部门交易实现国际收支平衡, 主要是通过私人部门境外资产增减以及相应的短期资本跨境流动实现国际收支数量上的平衡。同时在价格上, 这种调整将体现在汇率变动上, 外汇供需数量上的变化会导致汇率水平不断地调整。调整到什么程度呢? 理论上, 汇率应调整到实现经常项目收支大体平衡的程度。这时, 经常项目盈余国家不再通过经常项目对外输出储蓄, 这时就形成了长期均衡汇率。

二、短期内汇率均衡水平由外汇市场交易决定

短期来看, 汇率是外汇市场供给和需求通过交易达到均衡的结果。异质性的市场主体在外汇市场上进行外汇交易, 主要出于以下几种目的。一是从外汇市场上获得该货币, 用以国际支付或债务清偿。二是出于投资目的, 用以持有该货币计价的金融资产或其他资本品。三是进行流动性管理, 确保随时具有一定的支付或清偿能力, 并使之保持在合意水平。四是套期保值, 当市场主体持有非本币资产后, 需要管理好货币错配风险, 在外汇市场上进行对冲交易, 规避汇率风险。

在外汇市场, 市场主体出于上述目的产生了广泛的外汇交易需求, 外汇市场主体是异质的, 对升值、贬值的预期和风险承担能力不一样。一个成熟、交易活跃、流动性充沛、具有一定广度和深度的外汇市场, 能够充分吸收和反映所有不同目的、不同预期、不同体量的市

场主体的各种外汇交易需求。这个通过广泛交易形成的汇率，是一个均衡价格，就是短期内某种货币汇率的形成机制。

不妨以大家熟悉的美元汇率为例来分析。关于美元汇率，一个综合性的指标是美元指数。近年来美元总体比较强势，多数情况下美元指数都在 95 以上，一度曾超过 100，但近期美元呈贬值态势，最近跌破了 93。美元指数是美元对其一篮子货币形成的综合指数，但具体到美元兑换每一种货币的汇率，比如美元兑欧元、日元的汇率是怎么形成的呢？从中长期看，也是取决于美元的国际购买力，以及由此决定的美元兑欧元或日元的相对价格。而从短期看，则取决于美元外汇市场交易。美元外汇市场是怎么构成的？总体看，美元外汇市场是所有分布在全球的、数十亿计的美元资产持有者基于其流动性管理和汇率风险对冲需要进行广泛交易构成的。从数量看，美元的全球日均外汇交易量约 6 万亿美元，其汇率就是这日均 6 万亿美元的外汇交易决定的，而且这是一个均衡汇率。大家想一想，有哪个国际对冲基金、国际机构能靠一己之力撼动这日均 6 万亿美元的交易量呢？所以，美元汇率、美元指数的波动，都反映了所有异质性全球市场主体对美元的预期以及其风险偏好，反映了其对冲风险、管理流动性的需要。这是一个由市场交易所形成的，比较透明、可预期的均衡汇率，具有相对稳定性，一般情况下不太容易受外部冲击的影响而出现非理性大幅波动。

再进一步考察其具体结构分布。在这 6 万亿美元的全球日均美元外汇交易量中，只有 1.2 万亿美元左右发生在美国本土，其余约 4.8 万亿美元都发生在美国境外，属于离岸美元外汇交易。因此从数量上看，离岸美元外汇交易在美元汇率的决定中发挥更主要的作用。不仅如此，这些离岸美元交易脱离了美国司法管辖，美国财政部、美联储并不能直接管理或干预。可见，美国财政部和中央银行并不能决定美元汇率，或者说，美国当局并没有美元汇率的“主导权”或“定价权”。这实际上是任何国际货币的一般规律：对于一个在国际货币体系中居于重要地位的国际货币，由于非居民国际市场主体广泛持有和交易，其汇率由全球投资者的风险偏好、价值判断、预期和流动性管理等因素共同决定，其货币当局很大程度上是不能管理和决定其汇率的。

三、人民币国际使用对当前国际收支平衡及汇率波动产生了深刻影响

在近期一个讨论会上，中金公司首席经济学家彭文生提出了一个值得研究的命题。他提出，今年第二季度我国国际收支经常项目下有 1100 多亿美元的流入，而资本和金融项下，证券投资净流入加上 FDI 约 500 亿，如果不考虑 47 亿美元的 FDI，则证券投资项下就有 420 多亿美元的净流入，同时央行外汇储备资产几乎没有变动。按照国际收支平衡原理，经常项

下的资金流入一定对应资本和金融项下的资金流出。在经常项目和资本项目都是呈净流入的情况下，国际收支如何平衡？用以平衡国际收支的跨境资金流出的主要渠道是什么？怎么解释最近人民币汇率出现的明显升值？这确实是非常重要的问题。

过去我们判断国际收支及其平衡的时候，更多地考察国际货币，比如重点看美元的流量和存量。但在人民币越来越成为重要的国际偿付和投资手段时，在考察国际收支平衡表时恐怕要转换视角。当前，人民币国际使用程度日益提升，国际化速度明显加快。目前在中国对外经济活动中，用人民币进行跨境结算的比例超过了 40%。其中，在证券资本项目下，超过 90% 的跨境结算用人民币来实现的；在直接投资项目下超过 50%；在经常项目下比例相对低一点，约在 15%–18% 左右。这组数字的含义是，中国的国际投资贸易活动，尤其是资本和金融项下，已经有相当高的比例是用人民币实现跨境结算的。这种情况下，考察国际收支平衡和人民币汇率决定的时候就不能仅限于分析美元及其结售汇情况。

在国际收支中，在经常项目下实现盈余，必然表现为资本和金融项目下的流出。如果货币当局资产负债表和外汇储备变动不大，这意味货币当局已退出了常态化的外汇市场干预。因此，经常项下 1100 多亿美元的盈余，理论上完全由私人部门实现净资本流出。问题是，证券投资项下 420 多亿美元和 FDI 项下的 47 亿美元又进一步增加了净资本流入。这意味着私人部门实现的净资本流出应该达一千六七百亿美元。这又是如何实现的呢？我想给出一种可能的解释，不一定准确，尚未仔细验证过。这里，可能要考虑人民币国际化条件下境外市场主体大规模增持人民币资产这个非常重要的因素。今年前 8 个月境外市场主体增持了差不多 1 万亿人民币资产，其中仅 7 月份就增加了 5600 亿人民币资产。

这里要注意到境外市场主体增持的人民币资产的特殊之处。按现有规则，境外市场主体到我国境内市场投资持有人民币资产，绝大多数都需通过人民币进行跨境结算，因此并非通过美元实现跨境结算，在境内市场不结汇，不体现为外汇头寸的增加或减少。另一方面，证券投资项下的本币跨境流动往往先通过境外机构在境内的 NRA 账户实现，国际收支统计和跨境人民币收支统计口径不尽然一致，可能会导致统计数据出现比较大的漏损。我们知道，国际收支平衡表反映的是流出流入相抵消后的净额，体现的是收支相抵后的结果，而不能反映具体过程。比如，如果考虑上述非美元资本流入，证券投资项下实际发生的境外资本流入可能远远不止前述 420 多亿美元。同样，如果境内机构对境外机构的境内 NRA 账户输出用于资本项下的人民币资金，可能也存在这个问题。从外汇局发布的二季度国际收支平衡表具体数据看，实际上不管是在“储备性质的金融账户”还是在“储备资产”项下，也还是有其他的净流出的，但全部“资本和金融账户”的净流出不到 350 亿美元，远远不足以解释，因此

不得不通过“净误差与遗漏”项来反映剩余的760亿美元左右净流出。

不仅如此,这个过程由于主要由私人部门实现,因此其结果还必然反映在人民币汇率上,这也是为什么近期我们看到人民币汇率明显抬升的一个重要因素。不过需要说明的是,这个解释还需要进一步推敲。从理论上说,国际收支统计应该是本外币一体化统计的,但上述区别和抵消在国际收支统计上并不直接反映和可辨别,国际收支统计反映的是作为流量的净额,是最终结果,并不反映过程,当作为最终结果的净额不能具体体现相互抵消的过程时,就只能用“误差和遗漏”项来说明。所以我们可以看到,上半年或前三季度的国际收支平衡表中,都有数额较大的“误差和遗漏”项。可见,在人民币逐步成为国际货币,而且越来越多地具有国际投资和储备货币性质的情况下,对国际收支和人民币汇率形成机制的讨论要更多地考虑这一特征。

四、人民币汇率趋势展望和相关政策建议

如何看下一步人民币汇率的走势?它是否进入了所谓的“上升通道”?综合上述货币相对购买力、经常项目盈余、人民币国际使用,以及资本和金融项目下产生的外汇对冲交易、流动性管理等汇率决定因素的分析,我个人判断,在当前国际国内经济金融形势下,人民币汇率还有进一步升值空间。在我国加大金融双向开放、经济高质量发展和推动形成双循环新发展格局的背景下,应更加重视人民币国际化和人民币汇率形成机制对我国经常项目国际收支,以及相应的供应链调整和产业结构升级的影响,尽早考虑综合应对之策,确保人民币升值过程中仍能较好维护我国的产业竞争力和抗风险能力。

(一) 人民币汇率仍有升值空间

总体看,当前我国应对疫情冲击效果显著,经济率先复苏,出口形势较好,供应链调整和产业结构升级过程加快。同时,人民币资产回报率总体较高,比较恰当地反映了目前我国宏观经济和金融运行态势,越来越多地呈现出安全资产特征,被国际投资者广泛认可和持有。不仅如此,中国目前也是大型经济体中唯一保持常态化货币政策的国家。我们不仅做到了,而且货币政策空间还比较大,甚至还有一些储备中的、尚未动用的工具可资提供。而反观美联储,其资产负债表已从危机前的不到1万亿美元扩张到了如今超过7万亿美元。根据最近美联储关于货币政策新框架的表态,这条道路可能还远未走到尽头。为此,长期来看,对于相对货币购买力,我对人民币是比较乐观的。总体而言,中国改革开放以来,除了若干个年份有比较明显的通货膨胀,大多数年份中国没有出现显著的、持续的通货膨胀,这一点应该说国际上都是广泛认可的。

最终购买力是决定两种货币比价的根本性因素,也是有一些量化数据可以计算的。如果目前我国经常项目已经大体平衡了,我国经常项目盈余最多的时候超过 GDP 的 10%,但是在比较短的时间内降到了 2%以下,甚至降到了 1%以下,是不是就意味着人民币汇率真的达到了均衡水平?管涛一直持有这样的观点。他强调,从经常项目盈余的标准看,现在我国经常项目盈余占 GDP 的比例已经是 1%-2%的水平了,所以长期看人民币已经进入了一个均衡区间。

但可能还要从另外一个视角分析问题。在我看来,一方面,要考虑经常项目盈余结构,以及背后的贸易活动是否受到短期的非市场因素影响,从而是否持续、稳定。如果可贸易特征更强的商品和货物贸易有大规模顺差,并通过可贸易程度不那么高、非市场因素影响较大、定价机制更为复杂的服务贸易逆差相抵消,这样的经常项目平衡仍然很难说是已臻于稳定水平。总体而言,在服务贸易及其产品供给领域,不管是从国内角度看,还是从国际视角看,都还有较多限制。

另一方面,还要考察经常账户盈余的镜像,即资本和金融账户的逆差,是由哪个部门、怎么来实现的。具体而言,这个过程是由央行通过结售汇干预来实现,还是由私人部门通过外汇市场交易来实现?这决定了均衡汇率水平的动态演化趋势。在央行干预实现的情况下,汇率变化可能出现跳跃式的波动。而在主要由私人部门交易实现的情况下,短期看,均衡汇率水平更多地取决于外汇市场交易,而且很大程度上受限于跨境资金管理、外汇市场建设及相关制度安排,汇率变化往往会在一个相对稳态水平上遵循随机游走波动特征。因此,短期内人民币汇率可能在 7 的水平上达到一定程度的均衡,也可能在 6 的水平上达到一定程度的均衡,当然也不排除在其他合适的水平上。而从长期看,仍然是相对购买力起决定性作用,还需要有更长的期限来观察经常项目盈余是否已经真正达到了稳定水平。

(二) 汇率升值的成本和竞争力损失分担机制——以日元和德国马克为例

依据上述分析,人民币国际购买力可能会继续提升,人民币汇率还有向上升值空间,为此必然有个如何应对的问题。首先我非常认同,不管是当前中央银行采取的立场也好,还是过去经济学家反复呼吁的也好,可逐步更多地由市场来决定汇率,央行应非常坚定地退出常态化干预。因此,对于近期人民币的持续升值,货币当局应继续秉持坚定立场和淡定态度,把汇率的决定权交给市场,不急着去干预。尽管市场已经有一些反应了,一些出口企业已经有这样或那样的呼声了,但我们要坚定,要赋予汇率自动稳定器的功能,相信市场有这个调节能力。

同时,作为一个开放大国和投资贸易大国,作为一个开放大国的中央银行,对这个问题要有长远规划,要有顶层设计。不妨回顾和对比一下日元和德国马克的升值过程。1985 年

广场协定后，日元开始了漫长的升值过程，最终升值了差不多4倍。1987年卢浮宫协议后，德国马克也开始对美元持续升值，直到欧元诞生前，马克也升值了差不多4倍。同样汇率升值4倍，但结果截然不同。日元升值4倍，结果是日本产业持续的竞争力衰退和转移，出现了我们看到的日本“失去的十年”、“失去的二十年”。但德国的情形大不一样，马克虽然也升值了4倍，但德国还是欧洲及国际制造业的中心，还处在全球价值链、供应链的高端，德国经常项目盈余仍然占到GDP10%以上。

同样都是升值，幅度也大致相同，为什么会出现截然不同的结果？我的一个分析结论是，取决于汇率升值的成本分担机制。总体而言，日元升值成本主要由日本自己承担，而马克升值的成本，则是由德国带着其欧共体产业链上所有国家一起来承担。回顾历史，当时欧共体各国货币汇率并不是锚定美元，而是锚定德国马克。因此当马克对美元持续大幅升值时，所有欧共体国家的货币都跟着德国马克对美元升值，客观上与德国一道消化汇率上升产生的压力和成本，从而保持了供应链、产业分工的相对稳定。而反观日本，虽然1985年以后日本广泛推进全球布局，在东亚形成了所谓“雁型分工”产业格局，国民经济对外依存度大幅提高，但其“雁型分工”模式中几乎没有哪个国家或地区的货币是盯着日元的。因此日元对美元的长期持续大幅升值从来都是日元自己的事情，其导致的竞争力损失一直都是日本自己在承担，日本产业对外转移恰恰是日元升值、日本竞争力下降的结果。

日元和马克汇率升值的历史显示，虽然本币汇率上升通常会导致本国产业竞争力的损失，但其最终结果还要进一步考察供应链、产业链上其他国家是不是跟着本国一起来分担。如果其他经济体跟着主要锚货币国家一起来承担锚货币汇率上升的成本和损失，以锚货币国家为中心的供应链、产业链整体格局就不会发生根本性变化，产业分工可保持相对稳定。而且，由于价值链中心国家创新能力强、更具有竞争优势，还推动本国产业在这个过程中不断地往供应链、价值链的高端跃迁。我一直认为，理论界和业界都要好好研究日元和德国马克汇率升值的历史。

（三）继续在全球范围内布局产业链、供应链，推动人民币成为一些国家的货币锚

当前，中国正在推进高质量发展和双循环新发展格局。有一点已经非常清楚了，双循环并不意味着闭关锁国，并不意味着自给自足，我们要实现更高水平开放下新的动态平衡。一方面，高质量发展意味着必须要调整、淘汰一部分不再具有比较优势和竞争优势的企业、行业和产业；另一方面，近年来新的全球化形势和格局也必然要求我国尽早、尽快推进供应链调整和产业结构升级。事实上现在已经有相当一部分企业开始考虑进一步在全球范围内调整供应链、产业链，近年来有一大批中国企业、特别是民营企业开始“抱团出海”，在周边国

家、“一带一路”国家，甚至一些非洲、南美、中亚国家兴建产业园、工业园，对外进行产业转移和生产线、供应链布局。这些产业园小的几平方公里，大的十几平方公里、数十平方公里，最大的在白俄罗斯，超过 125 平方公里，是目前我国在境外兴建的最大的产业园。这些产业园大多是承接来自中国的产业转移，助推中国企业在全球范围内布局供应链和生产线，实现更高水准的全球价值链跃迁。

对此，一些地方政府看得比较清楚。比如广东，最早提出“腾笼换鸟”战略。我最近到广东调研比较多，发现广东不管是落实“六稳六保”要求、实现经济复苏，还是推动供应链调整、产业结构升级都走得比较快，效果比较明显。再比如一些东部发达地区省市的政府，对于产业转移持比较开放的态度，强调“不求所在、但求所有”，只要这些产业、企业最终并表到本地，它转移到天涯海角也不用过于担心，而且这恰恰是本地企业有国际视野和国际竞争力的表现。但也还有些地方政府和部门，对这个过程很担心，也采取了一些措施，希望这些企业和产业留在国内、往我国中西部地区转移，以防止“产业空心化”。对此，我觉得还是要基于基本的经济学原理，尊重基本的经济规律，进行科学研究、判断和充分讨论，在此基础上决定采取什么样的措施。

这样，一方面，人民币总体看仍有持续升值的空间；另一方面，供应链调整、产业转移和升级的过程已经在加速开展，实际上很大程度上这是一个问题的两个方面。在此过程中，怎么更好地消化汇率持续升值的压力、更好地推动供应链调整和产业结构升级转型、更好地维护本国竞争力和价值链跃迁呢？我想，一个非常重要的战略认识和顶层设计，就是要让处在我国供应链、产业链上的国家和地区跟我们一道，共同承担人民币汇率升值的成本和风险，就是人民币要成为这些国家和地区货币的锚。当人民币成为这些国家和地区的货币锚的时候，这些国家和地区的货币就跟着人民币一起升值、一起波动，一起承担人民币升值所造成的成本和风险。

人民币有没有可能成为这些国家的货币锚呢？我觉得完全有条件、有可能。当前，中国已经成为全球制造业中心，是全球最大的进出口国家，最大的对外投资国家之一，以中国制造业为中心的产业链已广泛延伸到了很多国家，如周边国家、“一带一路”国家，中国几乎是所有这些国家最大的贸易投资伙伴。一方面，在此过程中已经有越来越多的国际市场主体在与中国的投资贸易往来中用人民币结算；另一方面，这些国家也有越来越多的市场主体愿意投资持有人民币资产。因此对于这些国家而言，其货币盯着人民币是有好处的，有利于其控制和降低汇率风险，也有利于获得高额的投资回报，分享中国经济率先复苏、高速增长的好处。应该说，这实际上是人民币国际化的最终意义，也是人民币国际化的终极目标。

从短期内外汇市场交易决定人民币汇率这个维度看,在国际市场主体持有人民币头寸和人民币资产越来越多的情况下,这些遍布全球的市场主体需要围绕着其持有的人民币头寸和资产进行广泛的流动性管理、套期保值和对冲交易,需要在当地外汇市场进行人民币外汇交易。这些,都将有助于在当地外汇市场形成人民币对当地货币的均衡汇率,而且这是一个由交易决定和形成的均衡价格,充分包含了市场主体各种预期和风险偏好,很大程度上是透明的、公允的、可预期的,也是相对稳定的。当然,这些国家和地区的外汇市场能否通过交易形成其货币对人民币的均衡汇率,很大程度上还取决于市场深度,取决于交易的活跃度,取决于满足交易需求的人民币流动性能否得到充分保障。

价格机制是资源配置得以顺利进行并实现优化的最好手段。一旦周边国家、“一带一路”国家和地区的货币,比如韩国韩元、哈萨克斯坦坚戈、越南盾等,在当地或者全球金融中心的外汇市场通过交易形成了与人民币的均衡汇率,将大大有助于实现这些国家和地区与中国之间资本和资源配置的优化,有利于改进双方投资贸易的稳定性、便利性,有利于提升双方的福利水平。更深层次的意义是,人民币成为这些国家和地区的货币锚,这些货币可能就不再盯着美元,而是盯着人民币了。这个结果有没有现实意义呢?有。因为恰恰是中国、而不是美国,是这些国家和地区最大的投资贸易伙伴,其货币盯着人民币能更好地降低其与中国经贸往来的汇率风险,对其国内经济金融稳定运行、对便利双方投资贸易往来都是有好处的。这也是我国改革开放后相当长的时间内,人民币盯住美元的基本原因。这个结论靠不靠谱呢?还是有些靠谱的。最近 IMF 发布了一篇论文,分析认为人民币已经出现了货币锚的特征,特别是在其周边国家,比如很大程度上已成为韩元的货币锚。

(四) 宜对人民币汇率波动提高容忍度、更多交给市场决定,顺势推进资本账户开放和货币政策框架转型

在与中国有大量贸易投资往来的国际市场主体持有大量人民币资产情况下,出于流动性管理和汇率风险对冲的需要,这些市场主体需要针对其持有的人民币资产进行广泛的人民币外汇交易。只要这些人民币资产不托管在中国境内,这些相应的人民币外汇交易就也不会发生在中国境内,而须发生在这些境外市场主体所在国家的外汇市场,或者在一些典型的国际金融中心。尤其是,由于外汇交易是全球 7×24 小时的连续交易,境内境外往往有时差,有文字文化差异,有法律制度差异,也有交易结算清算规则的差异,让境外市场主体集中到中国境内来进行人民币外汇交易不现实、不可行。因此,一旦我们下决定要推动实现人民币国际化,就必须认识到,未来人民币资产、人民币外汇市场一定是遍布于全球的,而且离岸市场规模、交易活跃程度最终一定大于在岸市场,其市场格局、汇率形成机制将和美元一样,

是货币当局无法直接管理、干预和左右的, 我们最终是要放弃人民币汇率“定价权”的。

数据最能说明问题。目前, 全球人民币外汇市场日均交易量大概是 2840 亿美元左右, 其中大概 1200 亿美元的日均交易发生在中国境内, 其他 1600 多亿美元都发生在离岸。须知, 当前非居民投资者持有人民币资产的数量虽然增长很快, 但比例仍然非常低, 在股票市场和债券市场, 基本在流通市值或托管量的 3% 左右; 在全球储备市场, 人民币储备资产占全球总量的比例也仅为 2% 左右。也就是说, 即使是现在人民币资产的全球持有比例还非常有限、全球人民币外汇市场发展在处在初期阶段, 人民币外汇交易也呈现了离岸市场交易规模大于在岸市场规模的规律。尤其是在个别与中国有密切经贸投资往来、人民币跨境结算和人民币外汇交易更为活跃的国家, 更呈现了这一特征和趋势。比如在韩国, 首尔外汇市场人民币对韩元的日均交易量是上海外汇市场人民币对韩元日均交易量的 150 多倍。再比如哈萨克斯坦这样的小型经济体, 在其外汇市场上, 人民币对哈萨克斯坦坚戈的日均外汇交易量是我国新疆人民币对坚戈挂牌日均交易量的 60 倍。

也正是在这个意义上, 一直以来我都不太赞同在我国境内发展人民币对周边国家小币种的“直接挂牌”外汇交易市场, 因为这些小币种货币及其计价的资产在国内需求和持有量非常小, 外汇交易需求太小, 不会有活跃度, 更谈不上流动性保障, 就不会有市场, 不会形成均衡价格, 没有太多实际意义。所以在境内那些小币种的直接挂牌或交易市场, 我们可以看到, 其交易量和活跃度都是非常非常有限的。真正的市场需求在哪里呢? 一定是在对方国家。这些国家的市场主体愿意接受和持有人民币, 需要进行广泛的人民币流动性和汇率风险对冲交易。因此, 发展人民币对这些国家的小币种货币的直接挂牌和外汇交易市场, 一定要把重点放到对方国家去。

进一步来说, 中央银行对于下一步的人民币汇率的形成和走势, 一定要秉持开放的态度, 对人民币汇率波动提高容忍度, 更多放手让外汇市场决定人民币汇率。总体而言, 要相信市场和市场规律, 人民币汇率中长期要反映其国际购买力, 短期则交给外汇市场交易、特别是全球人民币外汇市场交易来决定。具体而言, 中央银行还要明确以下几项相关政策选择。

首先, 顺应产业转移和人民币国际化趋势, 倡导产业转移用本币实现, 推动人民币成为一些国家的货币锚。在新一轮供应链调整和产业转移中强调“本币优先”, 鼓励对外投资用本币实现。这些本币对外投资除了投资对象国用于购买中国的生产线、机器设备和商品货物, 可积极鼓励支持境外市场主体用以投资持有人民币金融资产。同时, 不断推进离岸人民币市场尤其是离岸人民币外汇市场发展, 充分支持境外市场主体在当地投资持有人民币、在当地广泛进行人民币外汇交易, 并提供充分的流动性保障和基础设施支持, 从而形成人民币对其

本国货币的均衡汇率，进一步推动人民币成为这些国家的货币锚。这里需要特别强调，离岸人民币外汇市场及其交易要有充分的流动性保障，这一点至关重要。须知，一个市场如果只有需求，没有供给，没有流动性保障，这个市场就不会有深度，交易不会活跃，无法形成公允的均衡价格。

其次，在此过程中，要坚定不移、积极稳妥地推动资本账户开放。一方面，确保境内市场和离岸市场打通，防止人民币利率和汇率决定过程中，出现具有显著偏差的境内境外两种机制、两个价格，造成对国内经济金融运行的典型外部冲击。另一方面，只有加快推动资本账户开放，实现跨境资本的自由流动，才能在真正意义上保障中国企业在全球范围内更好地动员储蓄，优化配置资源，实现供应链、产业链的全球优化调整和布局。而且，也只有对标国际，真正意义上实现资本账户开放和人民币可自由兑换，才能最终实现人民币国际化目标。须知，任何国际货币一定是一个可自由兑换货币。

第三，加快推动和实现货币政策框架转型。“不可能三角”作为货币政策最基本的理论问题之一，是指对于一个国家或其货币当局而言，货币政策的独立性、汇率水平的相对稳定，以及跨境资本的自由流动这三个目标中，通常只能选择两个，而必须放弃一个。过去中国中央银行在转轨过程中，围绕这三个目标，做了非常多的探索，不断寻求某种意义上的平衡，力求货币政策更好地服务实体经济，但似乎一直没有十分明确的定论。而现在，如果我们明确了上述分析框架，则意味着对“不可能三角”目标的日臻清晰。如果人民币汇率取决于人民币全球外汇市场交易，人民银行最终要放弃人民币汇率的“定价权”，那就意味着我们放弃了固定汇率目标。相应地，剩下的两个目标就非常清晰，那就是明确选择中央银行货币政策独立性和跨境资本自由流动目标。这样，央行的货币政策框架也就非常清晰：当央行不再受制于汇率目标的话，就可以一方面专注于坚守大国央行货币政策的独立性。在当前，就表现为中国是唯一保持常态化货币政策的经济大国，央行基本上不对人民币汇率进行常态化干预。另一方面，就可以非常清晰地追求跨境资本自由流动目标，或者用另一种表述来说，就是推动实现资本账户开放和人民币资本项目可自由兑换。须知，这是1993年以来我们一直追求、一直想宣布的目标。

不仅如此，双循环新发展格局的一个非常重要的目标是，要实现我国供应链、产业链乃至价值链在全球范围内的调整、优化和升级，而中美贸易摩擦和新冠疫情又大大加快了产业链、供应链和价值链的调整进程。这时候，坚守货币政策的独立性、追求跨境资本自由流动的实体经济含义，就在于推动支持和鼓励中国企业着眼于新一轮全球化格局和国际分工的调整，根据全球外汇市场交易形成的、相对比较透明的人民币均衡汇率价格信号，在全球范围

内进一步优化生产布局和资源配置, 稳妥推动产业更有序更健康地对外转移, 有效推进供应链调整、产业结构升级和价值链跃迁, 更好实现双循环新发展格局和高质量发展目标。

全球失衡条件下的货币政策传导机制： 基于估值效应视角¹

宋科² 杨雅鑫³ 苏治⁴

【摘要】本文基于1995-2018年43个代表性国家的跨国分析表明，全球失衡通过估值效应在一定程度上整体增强了货币政策传导效果。外币净资产为正的发达国家受到货币政策冲击后对外净资产会产生估值效应，但不会影响经济增长，而该效应对新兴市场国家经济增长有显著影响，存在货币政策估值效应传导渠道。其中，外币净资产为正的新兴市场国家受到货币政策冲击后产生的估值效应会削弱货币政策传导效果，外币净资产为负的则会强化货币政策的传导效果。在遭到货币政策冲击后，中国对外净资产同样能够产生估值效应，但未显著影响经济增长。本文为全球失衡条件下的货币政策分析提供了新的视角，为进一步推动人民币国际化和国际货币体系改革提供了新的理论和经验证据。

【关键词】全球失衡；货币政策传导机制；估值效应

一、引言

在开放经济条件下，部分国家持续出现经常账户逆差，而另一部分国家持续出现经常账户顺差的全球失衡现象已是常态。伴生于全球化的全球失衡本质上是货币现象，若无货币介入，在“纯”经济实体中，不会产生任何失衡。国际货币体系因素的介入，不仅使失衡成为可能，而且使这一问题变得高度复杂（李扬和张晓晶，2013）。自布雷顿森林体系解体以来，以“中心逆差、外围顺差”为特征的“中心—外围”结构成为全球失衡的典型范式（Dooley *et al.*, 2003、2009）。由于美元本位制具有不对称性（Ronald and Gunther, 2004），处于中心位置的美国可持续使用美元进行清偿和支付，以弥补经常项目逆差，而处于外围的贸易顺差国出于支付交易、价值储藏和危机预防等动机主要以美国国债形式持有美元资产，由此导致国际投资头寸规模和结构失衡，形成具有可持续的“恐怖平衡”（陈雨露，2010）。在主权货币作为国际储备货币的国际货币体系下，非储备货币国对国际货币储备的需求，只能通过储备货币国经常账户赤字而非资本净流出方式得以满足，由此导致全球失衡（王道平和范小云，2011）。

在现行国际货币体系下，全球失衡在各国对外资产负债表中的表现为对外净资产规模的扩张，以及币种结构和投资结构的错配。在过去的半个多世纪，美国作为逆差国始终处于中心位置，而处于外围的顺差国或地区已经由欧洲、日本转变为以中国为代表的新兴市场国

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.2111。

² 宋科，中国人民大学国际货币研究所副所长、中国人民大学财政金融学院党委副书记、副教授。

³ 杨雅鑫，中国人民大学国际货币研究所副研究员，中国人民大学财政金融学院。

⁴ 苏治，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中央财经大学统计与数学学院。

家。美国对外净负债规模已从 1989 年的 337.13 亿美元增长到 2018 年的 96744.43 亿美元, 占 GDP 的 47%。其对外负债多为以美元计价的低收益安全资产, 而对外资产多为以外币计价的 FDI 和其他权益类资产 (Gourinchas *et al.*, 2010)。中国作为主要顺差国, 自 2001 年加入世界贸易组织 (WTO) 以来, 对外贸易迅速扩张, 积累了大量海外资产, 成为全球第三大对外净资产国。其中, 对外资产以外币计价的债权类资产为主, 尤其是以美元计价的债权类资产为主, 而对外负债则以权益类负债为主。随着对外资产负债规模的扩张和国际投资头寸结构失衡程度加剧, 一国对外金融资产和负债存量因汇率和资产价格波动而产生明显估值变化, 形成估值效应, 并且能够在净国际投资头寸变动中发挥着与经常账户余额同等重要的作用 (Lane and Milesi-Ferretti, 2005; Gourinchas and Rey, 2005)。Gourinchas and Rey (2007) 通过构建外部失衡跨期调整模型发现, 外部失衡不仅可以通过传统贸易渠道调整, 还可以通过估值效应渠道 (也称“金融调整渠道”) 进行调整。肖立晟和陈思翀 (2013) 进一步发现金融调整渠道能显著地解释中国约 12% 的外部失衡动态变化。更为重要的是, 存量估值效应 (或称经济暗物质) 会对现行国际货币体系中的中心国家与外围国家产生非对称性的财富效应。作为美国平衡国际收支的重要手段, 估值效应为美国带来巨大的国际经济利益, 并对经济发展水平较高、经济开放程度也较高的新兴市场国家“剪羊毛”(丁志杰, 2014)。丁志杰和谢峰 (2014) 测算了美国、其他发达国家以及“金砖五国”的估值效应, 结果发现除美国外, 大部分国家的估值效应都为负值, 造成财富损失, 而且以估值效应形式转移至美国的财富大都来自发展中国家。

此外, 全球失衡还可通过估值效应渠道影响国内货币政策传导机制。在全球失衡条件下, 一国遭受货币政策冲击后, 汇率波动和资产价格波动会导致本国对外净资产存量的本币价值发生变化, 产生估值效应, 进而对持有对外资产负债的实体部门的消费、投资和生产决策造成影响。早期 Bernanke and Mark (1995) 提出的货币政策资产负债表传导渠道认为, 企业净资产规模会影响抵押资产的价格和企业信誉, 进而影响其融资能力。Mishkin (2001) 在分析货币政策的汇率传导渠道时, 认为货币政策导致的汇率波动会造成涉外金融机构和非金融企业的净资产存量的本币价值发生变化, 即产生估值效应, 进而影响总需求。Meier (2013) 和 Simone (2019) 认为随着全球失衡加剧, 各国对外资产负债规模增加, 货币政策冲击导致汇率波动引致的估值效应规模也会逐渐增加, 对家庭财富和企业资产负债表产生较大影响, 并最终影响到消费和投资支出。Meier (2013) 将家庭部门持有的对外净资产包含在预算约束内, 构建了一个两国开放经济模型。数值模拟结果显示, 受到货币政策冲击后, 汇率波动产生的估值效应导致货币政策的传导效果增加了 1%。而且随着对外资产负债规模逐渐增大, 货币政策冲击对消费、投资、进口和产出的影响越来越明显。Georgiadis and Mehl (2016) 采用 61 个国家对外净资产的币种结构数据来验证估值效应对货币政策传导效果的影响。结果表明, 币种结构对 GDP 脉冲响应值有显著的负向影响, 受到货币政策冲击后产生的估值

效应会增强货币政策的传导效果。Simone (2019) 将估值效应包含在对外投资总收入中, 使用贝叶斯 VAR 模型验证了美国和加拿大的货币政策对外资产负债表传导渠道。

不难看出, 已有文献开始聚焦全球失衡通过估值效应对国内货币政策传导机制的影响, 但仍存在一定不足: (1) 相关研究主要分析了由汇率波动引起的估值效应, 忽视了资产价格波动引起的估值效应。(2) 研究对象多为发达国家和对外净资产国, 很少涉及对外净债务国。(3) 目前中国国际投资头寸存在着投资结构和币种结构不对称现象, 对外资产负债规模也在不断扩张, 但中国货币政策的传导机制是否会受到影响还未有可信的系统分析。

相较于已有研究, 本文可能的边际贡献在于: (1) 分别测算了所有样本国家以本币计量和以美元计量的对外资产负债存量所产生的估值效应, 并通过模型解释了两种估值效应之间存在差别的原因, 同时还测算了以对外净资产币种结构为权重的金融汇率波动率; (2) 通过理论机制分析厘清了外部失衡条件下货币政策的估值效应传导渠道, 并使用面板 VAR 模型进行了检验, 进一步丰富了相关文献; (3) 系统对比分析了发达国家、外币净资产为正或负的新兴市场国家的货币政策估值效应传导渠道的异质性, 并单独使用贝叶斯 VAR 分析了中国外部失衡通过估值效应对货币政策传导效果的影响, 为中国推进新一轮高水平对外开放和人民币国际化提供了新的理论和经验证据。

本文余下结构安排如下: 第二部分在对货币政策估值效应传导渠道进行理论分析基础上, 分别测算了以不同货币为计量单位的对外资产负债存量产生的估值效应并对其差异进行分析; 第三部分为研究设计与结果分析; 第四部分进一步对中国问题进行经验分析; 第五部分总结全文并提出政策建议。

二、理论分析与估值效应测算

(一) 货币政策的估值效应传导渠道

根据 Meier (2013) 的研究, 在一个开放两国经济模型中, 当本国遭到货币政策冲击后, 本币币值和资产价格都会发生变动, 进而改变对外资产负债持有部门 (主要包括家庭部门、非金融企业和商业银行) 的资产负债表, 形成估值效应, 在此基础上进一步影响这些部门的投资、生产和消费决策, 对本国经济增长形成一定冲击。

1. 家庭部门。持有对外资产和负债的家庭部门要在特定预算约束条件下, 通过调整消费和投资决策来最大化其效用函数 $\sum_{t=0}^{\infty} \eta^t u(C_t, 1-L_t)$ 。家庭部门在 $t+1$ 期末面临的以本币计量的预算约束如式 (1) 所示:

$$\begin{aligned} & P_{t+1} C_{t+1} + (P_{Q,t+1} Q_{H,t+1}^h + B_{H,t+1}^h) + E_{F,t+1}^H (P_{Q,t+1}^* Q_{F,t+1}^h + B_{F,t+1}^h) \\ & = W_{t+1} L_{t+1} + [(P_{Q,t+1} + V_{t+1}) Q_{H,t}^h + (1+r_{t+1}) B_{H,t}^h] + E_{F,t+1}^H [(P_{Q,t+1}^* + V_{t+1}^*) Q_{F,t}^h + (1+r_{t+1}^*) B_{F,t}^h] \end{aligned} \quad (1)$$

其中, C_t 代表本国家庭部门在 t 期的消费, L_t 代表本国家庭部门提供的劳动力, W_{t+1} 代表工资, η 表示贴现因子; $Q_{H,t}^h$ 和 $B_{H,t}^h$ 分别表示本国家庭部门在 t 期末购买本国发行的以本

币计价的股票和债券, h 指代家庭部门; Q_{Ft}^h 和 B_{Ft}^h 分别表示本国家庭部门购买外国发行的以外币计价的股票和债券; 相较于股票, 债券价格波动幅度较小, 因此本文假设债券的价格为单位价格; P_{Qt} 和 P_{Qt}^* 分别表示本国股票和外国股票的价格; E_{Ft}^H 表示外币兑本币的汇率, $F(H)$ 既指代外国(本国)也指代外国(本国)发行的货币; P_t 表示本国总价格水平; V_{t+1} 和 V_{t+1}^* 分别表示本国股票和外国股票的股息; r_{t+1} 和 r_{t+1}^* 分别表示本国和外国的名义利率。公式(1)的左边表示家庭部门在 $t+1$ 期的所有支出, $P_{t+1}C_{t+1}$ 表示消费支出, $P_{Q,t+1}Q_{H,t+1}^h + B_{H,t+1}^h$ 表示家庭在 $t+1$ 期末购买本国企业发行的股票和债券支出。公式(1)的等号右边表示家庭部门在 $t+1$ 期的全部收入, $W_{t+1}L_{t+1}$ 表示工资收入, $(P_{Q,t+1} + V_{t+1})Q_{Ht}^h + (1+r_{t+1})B_{Ht}^h$ 表示家庭部门 $t+1$ 期末卖出 t 期末购买的国内债券和股票后的收入。 $E_{F,t+1}^H P_{Q,t+1}^* Q_{Ft}^h + E_{F,t+1}^H B_{Ft}^h$ 代表家庭部门在 t 期期末购买的对外资产存量在 $t+1$ 期末的本币价值(不考虑股息和利息), 则本国家庭部门持有对外资产存量期间因汇率和资产价格波动产生的估值效应 VAL_{t+1}^h 为:

$$\begin{aligned} VAL_{t+1}^h &= E_{F,t+1}^H (P_{Q,t+1}^* Q_{Ft}^h + B_{Ft}^h) - E_{Ft}^H (P_{Qt}^* Q_{Ft}^h + B_{Ft}^h) \\ &= (E_{F,t+1}^H - E_{Ft}^H) (B_{Ft}^h + P_{Q,t+1}^* Q_{Ft}^h) + E_{Ft}^H (P_{Q,t+1}^* - P_{Qt}^*) Q_{Ft}^h \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $(E_{F,t+1}^H - E_{Ft}^H) (B_{Ft}^h + P_{Q,t+1}^* Q_{Ft}^h)$ 表示由汇率波动引起的估值效应, $E_{Ft}^H (P_{Q,t+1}^* - P_{Qt}^*) Q_{Ft}^h$ 表示由资产价格波动引起的估值效应。本币升值产生的估值效应为负, 即家庭部门持有外币资产的本币价值减少, 相比币值保持不变时家庭部门的消费和投资将会减少 $-(E_{F,t+1}^H - E_{Ft}^H) (B_{Ft}^h + P_{Q,t+1}^* Q_{Ft}^h)$; 外国股票价格上升时产生的估值效应为正, 相比股票价格保持不变时家庭部门的消费和投资会增加 $E_{Ft}^H (P_{Q,t+1}^* - P_{Qt}^*) Q_{Ft}^h$ 。

由此可知, 当本国遭到货币政策冲击后, 家庭部门持有的对外资产负债存量因汇率和资产价格波动产生的估值效应会影响其预算约束, 进而影响到家庭部门的消费和投资决策, 最终对该国经济造成影响。

2. 企业部门。我们先来看: (1) 非金融企业。Bermanke *et al.* (1999) 将“金融加速器”引入动态一般均衡模型, 探讨了货币政策的企业资产负债表传导渠道。在利润最大化目标下, 企业的外部融资成本与净资产之间存在着负相关关系, Krugman (1999)、Aghion *et al.* (2001) 和 Mishkin (2001) 等研究也证实了上述结论。当企业净资产价值减少时, 其抵押资产价值会下降, 信誉受损, 外部融资成本增加, 最终对投资造成影响。企业的外部融资包括从银行获得的间接融资和从资本市场上发行股票或债券获得的直接融资。

根据上述研究, 我们假设企业融资能力 M_t 与净资产 N_{et} 之间存在着正相关关系, 即净资产规模越大, 融资成本越低, 融资能力越强:

$$\frac{\partial M_t}{\partial N_{et}} > 0 \quad (3)$$

假设 t 期期末，企业购买国外发行的以外币计价的股票和债券分别是 Q_{Ft}^e 和 B_{Ft}^e ， e 指代非金融企业部门；国外总共持有该部门发行的以本币计价的股票和债券分别为 $Q_{e,Ht}^{*A}$ 和 $B_{e,Ht}^{*A}$ ，则非金融企业持有的对外净资产的本币价值为 $E_{Ft}^H P_{Qt}^* Q_{Ft}^e + E_{Ft}^H B_{Ft}^e - P_{Qt} Q_{e,Ht}^{*A} - B_{e,Ht}^{*A}$ ， e 放在上标表示企业购买股票或债券，放在下标表示企业发行股票或债券， A 表示国外所有部门总共持有本国非金融企业发行的股票或债券。 $t+1$ 期内，本国遭到货币政策冲击，根据汇率和资产价格传导机制，本币币值和资产价格发生波动，企业持有的对外净资产存量因此产生的估值效应为（不考虑股息和利息）：

$$VAL_{t+1}^e = (E_{F,t+1}^H - E_{Ft}^H)(B_{Ft}^e + P_{Q,t+1}^* Q_{Ft}^e) + [E_{Ft}^H (P_{Q,t+1}^* - P_{Qt}^*) Q_{Ft}^e - (P_{Q,t+1} - P_{Qt}) Q_{e,Ht}^{*A}] \quad (4)$$

其中， $(E_{F,t+1}^H - E_{Ft}^H)(B_{Ft}^e + P_{Q,t+1}^* Q_{Ft}^e)$ 表示由汇率波动引起的估值效应， $E_{Ft}^H (P_{Q,t+1}^* - P_{Qt}^*) Q_{Ft}^e - (P_{Q,t+1} - P_{Qt}) Q_{e,Ht}^{*A}$ 表示由资产价格波动引起的估值效应。本币升值将产生负的估值效应，即企业外币净资产的本币价值减少，融资能力减弱；当本国股票价格上升时将产生正的估值效应，当外国股票价格上升时会产生正的估值效应，企业融资能力也会因此发生变化。

由此可知，当本国遭到货币政策冲击后，非金融企业部门持有的对外资产负债存量因汇率和资产价格波动产生的估值效应会影响其外部融资能力，进而影响到企业的投资和产出，最终对经济造成影响。

(2) 商业银行。对拥有对外资产和负债的银行等金融机构来说，汇率和资产价格波动产生的估值效应同样会影响其资产负债表，进而影响信贷供给 (Bernanke and Mark, 1995)。根据刘晓星和姚登宝 (2016) 研究，我们假设银行信贷供给满足：

$$G_t = N_{b,Ht} + N_{b,Ft} + (1-u)D_t \quad (5)$$

其中， G_t 是银行的信贷供给， b 指代银行部门， $N_{b,Ht}$ 是银行以本币计价的净资产， $N_{b,Ft}$ 是银行以外币计价的净资产， D_t 是以本币计价的银行存款， u 是法定存款准备金率。与非金融企业相同，假设 t 期末，商业银行购买国外发行的以外币计价的股票和债券分别是 Q_{Ft}^b 和 B_{Ft}^b ；国外总共持有该部门发行的以本币计价的股票和债券分别为 $Q_{b,Ht}^{*A}$ 和 $B_{b,Ht}^{*A}$ ，则商业银行持有的对外净资产 $N_{b,Ft}$ 的本币价值为 $E_{Ft}^H P_{Qt}^* Q_{Ft}^b + E_{Ft}^H B_{Ft}^b - P_{Qt} Q_{b,Ht}^{*A} - B_{b,Ht}^{*A}$ 。 $t+1$ 期内，本国遭到货币政策冲击，本币币值和资产价格发生波动，商业银行持有的对外净资产存量因此产生的估值效应为：

$$VAL_{t+1}^b = (E_{F,t+1}^H - E_{Ft}^H)(B_{Ft}^b + P_{Q,t+1}^* Q_{Ft}^b) + [E_{Ft}^H (P_{Q,t+1}^* - P_{Qt}^*) Q_{Ft}^b - (P_{Q,t+1} - P_{Qt}) Q_{b,Ht}^{*A}] \quad (6)$$

其中， $(E_{F,t+1}^H - E_{Ft}^H)(B_{Ft}^b + P_{Q,t+1}^* Q_{Ft}^b)$ 表示由汇率波动引起的估值效应， $E_{Ft}^H (P_{Q,t+1}^* - P_{Qt}^*) Q_{Ft}^b - (P_{Q,t+1} - P_{Qt}) Q_{b,Ht}^{*A}$ 表示由资产价格波动引起的估值效应。同样，本币升值将产生负的估值效应，即银行外币净资产的本币价值减少，信贷供给将会减少；当本国股票价格上升时将产生

负的估值效应, 当外国股票价格上升时会产生正估值效应, 银行信贷供给能力也会因此发生变化。

由此可知, 当本国遭到货币政策冲击后, 商业银行部门持有的对外资产负债存量因汇率和资产价格波动产生的估值效应会影响信贷供给 G_t , 进而对经济造成影响。

从以上分析可以看出, 如果对外资产负债中币种结构错配现象严重, 外币净资产规模较大, 则汇率波动引起的估值效应规模也会比较大。如果对外资产负债中投资结构错配现象严重, 对外净资产中权益类资产规模较大, 则资产价格波动引起的估值效应规模同样会增加。在全球失衡条件下, 深度参与全球化国家的各实体部门持有的对外净资产规模迅速增加, 出现了币种结构和投资结构严重错配。当货币政策冲击发生后, 对外资产负债存量的本币价值会随汇率和资产价格的波动而变化, 产生估值效应, 影响实体部门投资、生产和消费决策, 最终影响货币政策对经济增长的传导效果。这意味着, 估值效应传导渠道本质上是汇率传导渠道和资产价格传导渠道的一种具体传导途径, 为了凸显估值效应在货币政策传导机制中的重要性, 我们称之为货币政策的估值效应传导渠道。

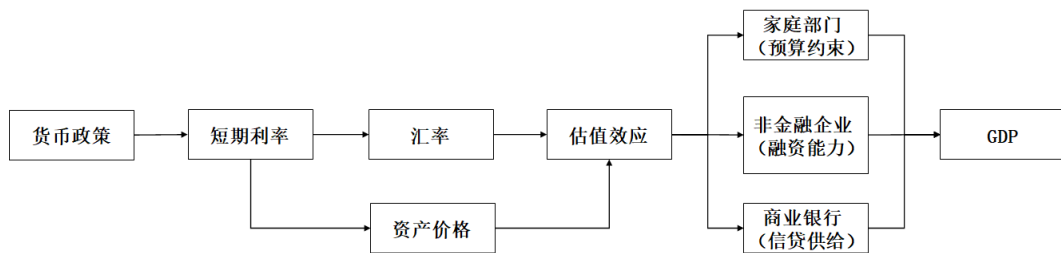


图 1 货币政策的估值效应传导渠道

（二）估值效应规模测算

根据国际货币基金组织（IMF）发布的《国际收支和国际投资头寸手册（第六版）》（以下简称《手册》），一国净国际投资头寸的变化与估值效应之间的关系应满足：

$$NIIP_{t+1} - NIIP_t = FA_{t+1} + VAL_{t+1} + OC_{t+1} \quad (7)$$

其中, $NIIP_{t+1}$ 表示 $t+1$ 期末的净国际投资头寸, FA_{t+1} 代表国际收支平衡表中的金融账户余额, VAL_{t+1} 代表因汇率和资产价格波动而产生的估值效应, OC_{t+1} 指既不是由交易引起的也不是由资产负债存量价值重估引起的净国际投资头寸的其他调整, 主要包括金融资产和负债的注销、重新分类（其中包括黄金储备非货币化以及商品黄金货币化）、所有者居住地变更导致的对外资产负债存量变化等。由于大部分国家对 OC_{t+1} 的统计并不完善, 所以本文将 OC_{t+1} 全部视为估值效应, 其计算公式为:

$$VAL_{t+1} = NIIP_{t+1} - NIIP_t - FA_{t+1} = NIIP_{t+1} - NIIP_t - (CA_{t+1} + KA_{t+1} + EO_{t+1}) \quad (8)$$

其中, CA_{t+1} 、 KA_{t+1} 和 EO_{t+1} 分别代表 $t+1$ 期经常账户余额、资本账户余额和净误差与遗漏项。

值得注意的是, 部分研究在用 (8) 式测算估值效应过程中往往会忽视对外净资产和金融账户余额的货币计量单位。Gourinchas and Rey (2005)、Lane and Shambaugh (2007) 和 Bénétrix *et al.* (2015) 在研究对外资产负债币种结构对一国造成的财富损益时, 使用以本币为计量单位的对外资产负债存量产生的估值效应。丁志杰等 (2017) 将估值效应视为一国国际投资头寸表的表外投资收益, 在分析中国国际投资总收益的过程中, 使用以美元为计量单位的对外资产负债存量产生的估值效应。

事实上, 根据《手册》, 估值效应是一种衍生变量 (derived measures), 一国对外资产负债存量均换算成以美元为单位时产生的估值效应和均换算成本币时产生的估值效应会出现正负符号相反的现象。为此, 本文以中国为例, 尝试构建一个简单模型来解释造成这两种估值效应符号相反的原因。

假设 $t+1$ 期中国没有发生任何形式的国际资本流动且各类对外资产和负债市值均保持不变, 仅考虑 t 期末净国际投资头寸存量由汇率波动引致的估值效应, 则 t 期末对外净资产中以货币 i 计价的净资产为 x_t^i , 美元兑货币 i 的汇率为 $E_{USD,t}^i$, $t+1$ 期末美元兑货币 i 的汇率 $E_{USD,t+1}^i = \beta_{t+1}^i E_{USD,t}^i$, 其中 $\beta_{t+1}^i > 0$, 表示货币升贬程度的系数。如果 $\beta_{t+1}^i < 1$, 美元相对于货币 i 贬值, 反之升值。根据估值效应定义, t 期末均换算成以美元和人民币为单位的净国际投资头寸在 $t+1$ 期产生的估值效应, 总规模分别如 (9) 和 (10) 所示:

$$VAL_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \left(\frac{x_t^i}{\beta_{t+1}^i E_{USD,t}^i} - \frac{x_t^i}{E_{USD,t}^i} \right) \quad (9)$$

$$VAL_{t+1}^{CNY} = \sum_i^I \left(\frac{x_t^i \beta_{t+1}^{CNY} E_{USD,t}^{CNY}}{\beta_{t+1}^i E_{USD,t}^i} - \frac{x_t^i E_{USD,t}^{CNY}}{E_{USD,t}^i} \right) \quad (10)$$

其中, $\sum_i^I \frac{x_t^i}{E_{USD,t}^i}$ 和 $\sum_i^I \frac{x_t^i E_{USD,t}^{CNY}}{E_{USD,t}^i}$ 分别表示 t 期末以美元和人民币为单位的净国际投资头

寸, 我们用 $NIIP_t^{USD}$ 表示 $\sum_i^I \frac{x_t^i}{E_{USD,t}^i}$, 则公式 (9) 和 (10) 可以简化如下:

$$VAL_{t+1}^{USD} = NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD} \quad (11)$$

$$VAL_{t+1}^{CNY} = E_{USD,t}^{CNY} (\beta_{t+1}^{CNY} NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD}) \quad (12)$$

由于中国是净资产国, 所以 $NIIP_t^{USD} > 0$ 。从简化公式中可以看出, 如果 $\beta_{t+1}^{CNY} = 1$, 即美元兑人民币汇率保持不变, 那么 $VAL_{t+1}^{CNY} = E_{USD,t}^{CNY} VAL_{t+1}^{USD}$ 。如果 $\beta_{t+1}^{CNY} \neq 1$, 则无法简单确定 VAL_{t+1}^{USD} 和 VAL_{t+1}^{CNY} 的符号是否一致, 下文将列出在 $\beta_{t+1}^{CNY} \neq 1$ 且 $NIIP_t^{USD} > 0$ 的条件下, VAL_{t+1}^{USD} 和 VAL_{t+1}^{CNY} 之间的正负差异 (不考虑 $VAL_{t+1}^{USD} = 0$ 或 $VAL_{t+1}^{CNY} = 0$ 的情况)。

情况 1: $VAL_{t+1}^{USD} = NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD} > 0$, $VAL_{t+1}^{CNY} = E_{USD,t}^{CNY}(\beta_{t+1}^{CNY} NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD}) > 0$, 此时有 $\frac{NIIP_t^{USD}}{NIIP_{t+1}^{USD}} < \beta_{t+1}^{CNY}$ 且 $\frac{NIIP_t^{USD}}{NIIP_{t+1}^{USD}} < 1$ 。我们定义 $\frac{NIIP_t^{USD}}{NIIP_{t+1}^{USD}} = \beta_{t+1}^U$, 即美元兑其他货币整体的升贬程度系数为 β_{t+1}^U 。对一个对外净资产国来说, $\frac{NIIP_t^{USD}}{NIIP_{t+1}^{USD}} < 1$ 在经济学意义上意味着美元相对于其他货币贬值。

情况 2: $VAL_{t+1}^{USD} = NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD} < 0$, $VAL_{t+1}^{CNY} = E_{USD,t}^{CNY}(\beta_{t+1}^{CNY} NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD}) < 0$, 此时有 $\frac{NIIP_t^{USD}}{NIIP_{t+1}^{USD}}(\beta_{t+1}^U) > \beta_{t+1}^{CNY}$ 且 $\frac{NIIP_t^{USD}}{NIIP_{t+1}^{USD}}(\beta_{t+1}^U) > 1$, 对一个对外净资产国家而言, 在经济学意义上意味着美元相对于其他货币升值, 并且美元兑人民币汇率升贬程度系数 β_{t+1}^{CNY} 小于 β_{t+1}^U 。

情况 3: $VAL_{t+1}^{USD} = NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD} > 0$, $VAL_{t+1}^{CNY} = E_{USD,t}^{CNY}(\beta_{t+1}^{CNY} NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD}) < 0$, 此时有 $\beta_{t+1}^{CNY} < \frac{NIIP_t^{USD}}{NIIP_{t+1}^{USD}}(\beta_{t+1}^U) < 1$, 对于一个对外净资产国而言, 在经济学意义上意味着美元相对于其他货币贬值, 并且美元对人民币贬值幅度更大。

情况 4: $VAL_{t+1}^{USD} = NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD} < 0$, $VAL_{t+1}^{CNY} = E_{USD,t}^{CNY}(\beta_{t+1}^{CNY} NIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD}) > 0$, 此时有 $\beta_{t+1}^{CNY} > \frac{NIIP_t^{USD}}{NIIP_{t+1}^{USD}}(\beta_{t+1}^U) > 1$, 对一个对外净资产国而言, 在经济学意义上意味着美元相对于其他货币升值, 并且美元对人民币升值幅度更大。

从上述分析可以看出, 在 $\beta_{t+1}^{CNY} \neq 1$ 的情况下, VAL_{t+1}^{USD} 和 VAL_{t+1}^{CNY} 的符号极有可能是相反的。整体上讲, 当美元兑其他货币整体的汇率变动趋势与美元兑人民币的汇率变动趋势相同, 且美元兑人民币的汇率波动幅度更大时, VAL_{t+1}^{USD} 和 VAL_{t+1}^{CNY} 的符号就会相反。

根据《手册》, 如果 $t+1$ 期发生了国际资本流动, 各类资产负债市值发生变动, 总估值效应不仅包括 t 期末净国际投资头寸存量因汇率波动引起的估值效应, 还包括 $t+1$ 期由资产市场价格变动本身引起的估值效应以及国际资本净流入和资产市场价格变动额因汇率波动引起的估值效应。 VAL_{t+1}^{USD} 和 VAL_{t+1}^{CNY} 之间的差异将由这四种估值效应共同决定。

根据《手册》, 我们进一步假设 $t+1$ 期新发生的以货币 i 计价的对外净资产为 Δx_{t+1}^i , 以货币 i 计价的对外净资产的市值变动额为 Δp_{t+1}^i ; $t+1$ 期, 美元兑货币 i 的平均汇率为 $\gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i$, γ_{t+1}^i 代表美元兑货币 i 的平均汇率相对于 t 期末汇率的升贬程度系数; 期末美元兑货币 i 的汇率为 $\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i$, δ_{t+1}^i 代表美元兑货币 i 在 $t+1$ 期末的汇率相对于 $t+1$ 期平均汇率的升贬程度系数。则 $t+1$ 期末以美元为单位的净国际投资头寸由四部分组成, t 期末的净国际投资头寸存量及其在 $t+1$ 期因汇率波动产生的估值效应

$\sum_i^I \left[\frac{x_t^i}{E_{USD,t}^i} + \left(\frac{x_t^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} - \frac{x_t^i}{E_{USD,t}^i} \right) \right]$ 、 $t+1$ 期新发生的对外净资产及其因汇率波动产生的估值

效应 $\sum_i^I \left[\frac{\Delta x_{t+1}^i}{\gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} + \left(\frac{\Delta x_{t+1}^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} - \frac{\Delta x_{t+1}^i}{\gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} \right) \right]$ 、资产价格变动额即资产价格波动本身所产

生的估值效应 $\sum_i^I \frac{\Delta p_{t+1}^i}{\gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i}$ 及其因汇率波动产生的估值效应 $\sum_i^I \left(\frac{\Delta p_{t+1}^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} - \frac{\Delta p_{t+1}^i}{\gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} \right)$ ，

$t+1$ 期间产生的估值效应总规模分别为式（14）和（15）所示：

$$NIIP_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \left(\frac{x_t^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} + \frac{\Delta x_{t+1}^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} + \frac{\Delta p_{t+1}^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i} \right) \quad (13)$$

$$VAL_{t+1}^{USD} = (VNIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD}) + (VFL_{t+1}^{USD} - FL_{t+1}^{USD}) + (VPC_{t+1}^{USD} - PC_{t+1}^{USD}) + PC_{t+1}^{USD} \quad (14)$$

$$VAL_{t+1}^{CNY} = E_{USD,t}^{CNY} \left[(\delta_{t+1}^{CNY} \gamma_{t+1}^{CNY} VNIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD}) + \gamma_{t+1}^{CNY} (\delta_{t+1}^{CNY} VFL_{t+1}^{USD} - FL_{t+1}^{USD}) + \gamma_{t+1}^{CNY} (\delta_{t+1}^{CNY} VPC_{t+1}^{USD} - PC_{t+1}^{USD}) + \gamma_{t+1}^{CNY} PC_{t+1}^{USD} \right] \quad (15)$$

其中， $VNIIP_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \frac{x_t^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i}$ ， $FL_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \frac{\Delta x_{t+1}^i}{\gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i}$ ， $VFL_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \frac{\Delta x_{t+1}^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i}$ ，

$PC_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \frac{\Delta p_{t+1}^i}{\gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i}$ ， $VPC_{t+1}^{USD} = \sum_i^I \frac{\Delta p_{t+1}^i}{\delta_{t+1}^i \gamma_{t+1}^i E_{USD,t}^i}$ 。

从（14）和（15）可以看出，如果美元兑人民币汇率保持不变，即 $\delta_{t+1}^{CNY} = \gamma_{t+1}^{CNY} = 1$ 时， $VAL_{t+1}^{CNY} = E_{USD,t}^{CNY} VAL_{t+1}^{USD}$ ，如果 $\delta_{t+1}^{CNY} \neq 1$ 或 $\gamma_{t+1}^{CNY} \neq 1$ ， $(VNIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD})$ 和 $(\delta_{t+1}^{CNY} \gamma_{t+1}^{CNY} VNIIP_{t+1}^{USD} - NIIP_t^{USD})$ 、 $(VFL_{t+1}^{USD} - FL_{t+1}^{USD})$ 和 $\gamma_{t+1}^{CNY} (\delta_{t+1}^{CNY} VFL_{t+1}^{USD} - FL_{t+1}^{USD})$ 以及 $(VPC_{t+1}^{USD} - PC_{t+1}^{USD})$ 和 $\gamma_{t+1}^{CNY} (\delta_{t+1}^{CNY} VPC_{t+1}^{USD} - PC_{t+1}^{USD})$ 之间的符号关系，与美元兑其他货币整体的汇率波动趋势、幅度以及美元兑人民币的汇率波动趋势、幅度有关。

在上述分析基础上，我们进一步测算了 1995-2018 年 43 个样本国家¹分别采用本币与美元计量的两种估值效应²（见图 2-4）。

¹ 43 个国家分别为比利时、加拿大、丹麦、法国、德国、意大利、日本、荷兰、挪威、西班牙、瑞典、瑞士、英国、阿根廷、巴西、中国、智利、捷克、以色列、哈萨克斯坦、韩国、马来西亚、墨西哥、新加坡、南非、泰国、俄罗斯、乌拉圭、爱尔兰、冰岛、印度尼西亚、秘鲁、波兰、斯里兰卡、土耳其、哥伦比亚、玻利维亚、牙买加、匈牙利、巴基斯坦、巴拉圭、罗马尼亚和突尼斯。此处进行比较的两种估值效应分别是美元为计量单位的对外资产负债存量测算得到的估值效应和以本币为计量单位的对外资产负债存量测算得到的估值效应，而美国的货币就是美元，无需再进行计算，因此这个地方的样本国家剔除了美国，但在经验分析中，本文在样本国家中加入了美国。

² 剔除了外汇储备产生的估值效应。

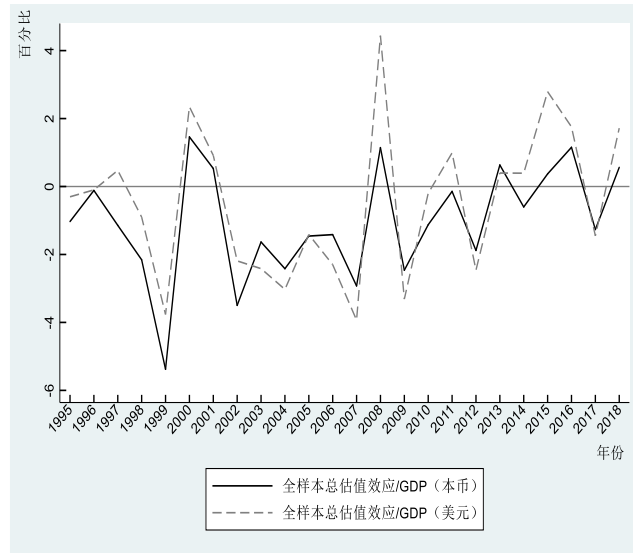


图 2 全样本估值效应

1995-2015 年的数据来自 Lane and Milesi-Ferretti (2001, 2007, 2017) 构建的“国家外部财富” (The External Wealth of Nations, EWN) 数据库。该数据库按照市值法对样本国家的国际投资头寸表进行了重估, 时间从 1970 年开始, 目前已经更新至 2015 年, 所涉及的国家 and 地区也已扩展至 211 个。2016-2018 年数据来源于 IMF 的 BOP/IIP 数据库。EWN 数据库和 BOP/IIP 数据库提供的国际投资头寸数据和国际收支数据都以美元计量, 本文根据《手册》建议, 以期末汇率换算净国际投资头寸, 以平均汇率换算经常账户余额、资本账户余额以及净误差与遗漏项, 最后再将所得的估值效应按期末汇率换算成以美元为单位, 并用 GDP 进行单位化处理。换算中用到的期末汇率和平均汇率数据均来源于 IMF 的 IFS 数据库和 Wind 数据库。

需要注意的是, 1999 年以前, 欧元区国家汇率都是以当地货币对美元进行的标价, 我们根据样本国家加入欧元区时规定的当地货币与欧元之间的兑换率, 将 1999 年以前的汇率数据全部转换为美元兑欧元的汇率, 相关数据来源于欧洲中央银行官网。



图 3 发达国家估值效应

由图 3 可见，发达国家两种估值效应在 2008 年之前和 2014 年之后相差不大，符号相反的年份只出现在 1996 年、2011 年和 2013 年，2008 年两种估值效应之间差异最大。对新兴市场国家而言（图 4），1995-2018 年间两种估值效应之间相差比较大，出现符号完全相反的年份比较多，1997 年和 2008 年两种估值效应之间的差异显著增大，可能与亚洲金融危机和 2008 年全球金融危机期间各样本国货币与美元之间的双边汇率波动幅度较大有关。同时可以看到，新兴市场国家在全球金融危机过后的估值效应的绝对值整体小于金融危机之前。

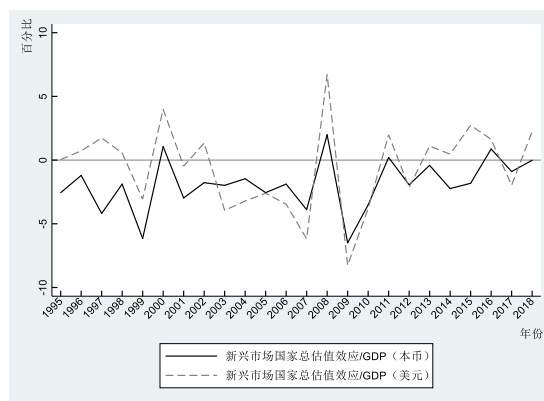


图 4 新兴市场国家估值效应

由上述分析与测算不难看出，以不同货币单位计量的对外净资产存量产生的估值效应是不同的。结合本文主题，我们在下文经验分析中使用由本币计量的对外资产存量和金融账户余额测算的估值效应。需要注意的是，由于官方外汇储备的特殊性，货币当局持有的官方外汇储备产生的估值效应并不会通过影响私人部门的资产负债来影响经济增长。由于无法完全区分民间与官方外汇储备，本文在测算估值效应总规模时并未考虑外汇储备的影响。此外，本文测算估值效应时还剔除了对外净资产中的黄金和衍生品。

三、研究设计与结果分析

(一) 研究设计

1. 模型设定。本文借鉴 Grossmanna *et al.* (2014)，通过构建面板 VAR 模型分析全球失衡条件下货币政策的估值效应传导渠道：

$$Y_{it} = \Gamma_0 + \Gamma_1 Y_{i,t-1} + f_i + d_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中， i 表示不同国家， t 表示时间； Y_{it} 是包含关键的被解释变量向量； f_i 为固定效应，反映不随时间变化的个体（国家）异质性，比如不同的汇率制度、经济规模、政治制度、金融市场发展水平等； d_t 为时间效应，反映相同的全球宏观经济冲击对所有样本国家造成的影响； Γ_1 是参数矩阵； ε_{it} 是随机扰动项向量。

2. 变量说明与样本选择。根据理论分析，我们将货币政策指标、汇率波动率、资产价格波动率、总估值效应和经济增长率等五个变量纳入模型当中。本文采用广义脉冲响应函数，

模型结果不受变量顺序影响。参考 Georgiadis and Mehl (2016), 本文的货币政策指标用短期利率 (sr) 来表示。考虑到各国对外资产负债以多种货币计价, 我们用实际有效汇率指数 (er) 波动率来表示本币币值的波动情况。实际有效汇率指数是本国货币与所选国家货币双边汇率的加权平均指数, 通常以对外贸易作为权重。资产价格波动率用各国的股指 (eq) 波动率来表示, 经济增长率用 GDP (y) 增长率来表示。

本文选择样本为上述 43 个国家¹1995-2018 年的数据。表 1 与表 2 分别为主要变量说明与数据来源, 以及全样本主要变量的描述性统计。

表 1 主要变量说明与数据来源

变量	符号	变量构建	数据来源
货币政策指标	sr	各国家短期利率:	OECD 官方网站; 彭博数据库
汇率波动率	der	实际有效汇率指数对数值的一阶差分: $der = \ln er_t - \ln er_{t-1}$	BIS 官方网站; IMF 的 IFS 数据库
资产价格波动率	deq	股指对数值的一阶差分: $deq = \ln eq_t - \ln eq_{t-1}$	彭博数据库
总估值效应	$tvalmf$	$NIIP_{t+1} - NIIP_t - (CA_t + KA_t + EO_t)$	Lane and Milesi-Ferretti (2001, 2007, 2017) 构建的 EWN 数据库; IMF 的 BOP 数据库
经济增长率	dy	实际 GDP 对数值的一阶差分: $dy = \ln y_t - \ln y_{t-1}$	世界银行“世界发展指标”数据库

表 2 主要变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
sr	5.8062	6.3559	-0.7767	52.3200
der	-0.0037	0.0863	-1.2992	0.3557
deq	0.0783	0.3059	-2.2978	1.8287
$tvalmf$	-1.8836	9.5433	-87.6639	60.1608
dy	0.2933	0.0302	-0.1407	0.2276

(二) 经验回归结果分析

1. 基准模型

本文使用的 43 个样本国家的数据均通过了单位根检验和协整检验, 可以构建面板 VAR 模型。根据 BIC 原则, 我们选择模型的最佳滞后阶数为 1。以紧缩性货币政策冲击为例, 图 5 的脉冲响应结果表明, 紧缩性货币政策冲击整体上对总估值效应有显著的负向影响, 并且负的估值效应冲击会显著降低经济增长率。这表明货币政策的估值效应传导渠道确实存在,

¹ 样本国家加入了美国, 剔除了中国。

并且理论上讲，这一传导渠道会增强货币政策的实施效果，与 Georgiadis and Mehl（2016）的结论保持一致。

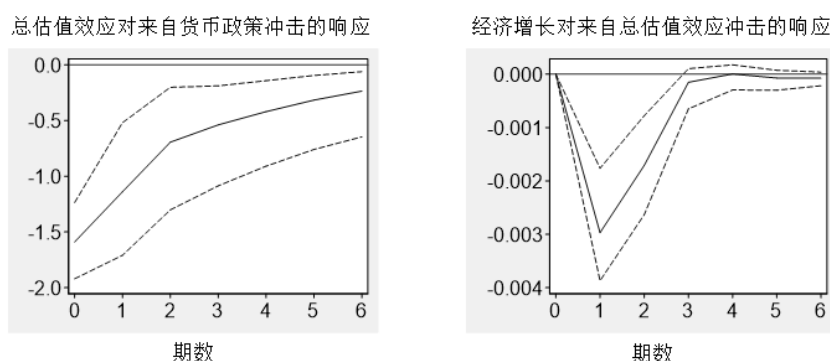


图5 货币政策的估值效应传导渠道：全样本

说明：横坐标为冲击后的期数，纵坐标为对一个变量施加一个标准差的冲击后另一个变量的变化，即响应值；实线为脉冲响应函数，虚线为90%的置信区间，下图同。

2. 基于不同类型国家划分的异质性分析

不同国家经济发展情况不同，对外资产负债的投资结构和币种结构也不同，货币政策冲击所产生的估值效应可能对货币政策传导效果的影响具有一定异质性。例如，外币净资产国本币升值将产生负的估值效应，而外币净债务国本币升值将产生正的估值效应，可减轻债务负担。为此，我们根据对外净资产的币种结构和经济发展状况¹，将43个样本国家（中国除外）进一步划分为发达国家（*country1*）、外币净资产为正的新兴市场国家（*country2*）和外币净资产为负的新兴市场国家（*country3*）三组子样本。其中，*country1* 包含的国家均是外币净资产为正的发达国家，*country2* 和 *country3* 包含的国家都是外币净资产连续超过10年为正或为负的新兴市场国家。

各子样本国家与主要变量的描述性统计分别如表3、4所示。从表4可以看出，*country1* 估值效应的均值绝对值和标准差最小，*country3* 估值效应的均值绝对值和标准差都比较大。

表3 子样本国家分类

子样本	样本国家
<i>country1</i>	比利时、加拿大、丹麦、法国、德国、意大利、日本、荷兰、挪威、西班牙、瑞典、瑞士、英国、美国
<i>country2</i>	阿根廷、巴西、智利、捷克、以色列、哈萨克斯坦、韩国、马来西亚、墨西哥、新加坡、南非、泰国、俄罗斯、乌拉圭、秘鲁

¹ Bénétrix et al.（2015）统计了1990-2012年117个国家以美元、欧元、日元、英镑和瑞士法郎计价的对外净资产，并据此计算出各国对外净资产的币种结构。本文按照该方法更新计算了样本国家在2013-2018年的币种结构。

country3 爱尔兰、巴西、玻利维亚、哥伦比亚、匈牙利、冰岛、印度尼西亚、牙买加、巴基斯坦、巴拉圭、秘鲁、波兰、罗马尼亚、斯里兰卡、突尼斯、土耳其

说明: 2006 年前后, 巴西和秘鲁的外币净资产的符号发生了变化, 本文将 1995-2006 年的巴西和秘鲁列为外币净资产为负的国家, 2007-2018 年的巴西和秘鲁列为外币净资产为正的國家。

表 4 子样本核心变量描述性统计

子样本	变量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>country1</i>	<i>sr</i>	2.3002	2.1859	-0.7766	10.6867
	<i>der</i>	-0.0038	0.0430	-0.2271	0.1320
	<i>deq</i>	0.0456	0.2268	-0.7593	0.5897
	<i>tvalmf</i>	-0.6503	7.5211	-32.2583	25.2192
	<i>dy</i>	0.1794	0.0185	-0.0578	0.0582
<i>country2</i>	<i>sr</i>	6.2562	5.5663	0.1131	41.3500
	<i>der</i>	0.0004	0.0762	-0.4478	0.2788
	<i>deq</i>	0.0828	0.3102	-1.1193	1.3186
	<i>tvalmf</i>	-1.6962	8.0787	-55.0250	32.0591
	<i>dy</i>	0.0356	0.0311	-0.0814	0.1419
<i>country3</i>	<i>sr</i>	8.7344	7.3497	-0.3288	52.3200
	<i>der</i>	-0.0049	0.1181	-1.2992	0.3557
	<i>deq</i>	0.1150	0.3706	-2.2978	1.8287
	<i>tvalmf</i>	-3.3710	11.9169	-87.6639	60.1608
	<i>dy</i>	0.0363	0.0324	-0.1407	0.2276

与基准模型相同, 本文各子样本数据均通过了单位根检验和协整检验¹, 可以构建面板 VAR 模型。我们根据 BIC 原则确定三组子样本的滞后阶均为 1, 回归结果分析如下:

(1) 发达国家 (*country1*)。如图 6 所示, 样本中发达国家都是外币净资产为正的国家, 紧缩性货币政策冲击会导致国内资产价格下降, 使得权益类对外负债的市值减少, 由资产价格波动引起的估值效应为正。同时, 紧缩性货币政策冲击会导致实际有效汇率指数上升, 本币升值意味着外币净资产的本币价值将会减少, 产生负的估值效应。总体上看, 总估值效应对紧缩性货币政策冲击的响应为负, 但即期影响不显著, 可能是资产价格波动引致的估值效应与汇率波动引致的估值效应相互抵消所致。从第 1 期开始, 紧缩性货币政策冲击对估值效应的影响显著为负, 这表明, 货币政策冲击产生的总估值效应中, 汇率波动引致的估值效应占据主导地位。但是, 总估值效应的冲击并不会对经济增长率产生显著影响, 意味着在发达国家不存在货币政策的估值效应传导渠道。

¹ 为保证面板 VAR 模型稳定, 子样本 *country2* 的货币政策指标用短期利率的一阶差分表示。

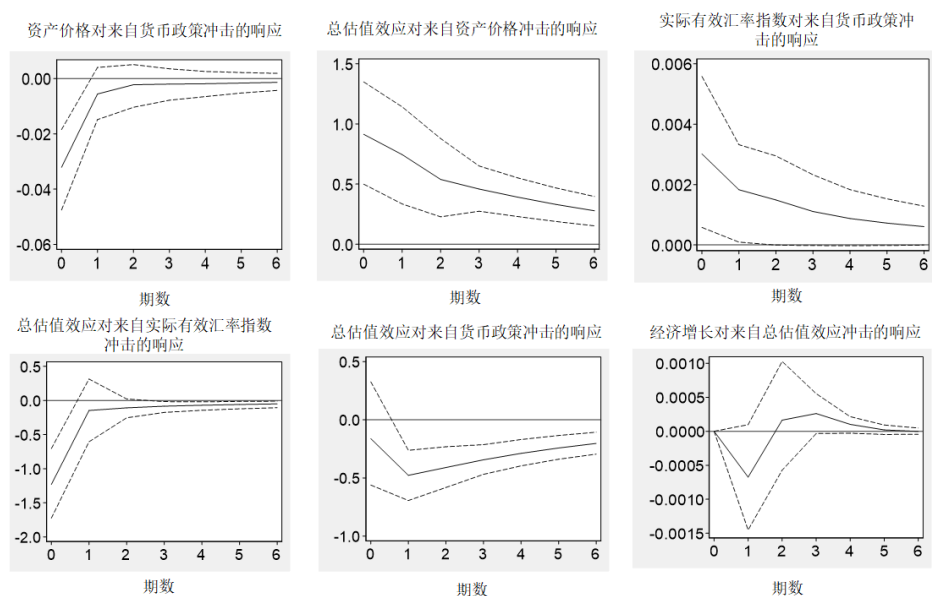
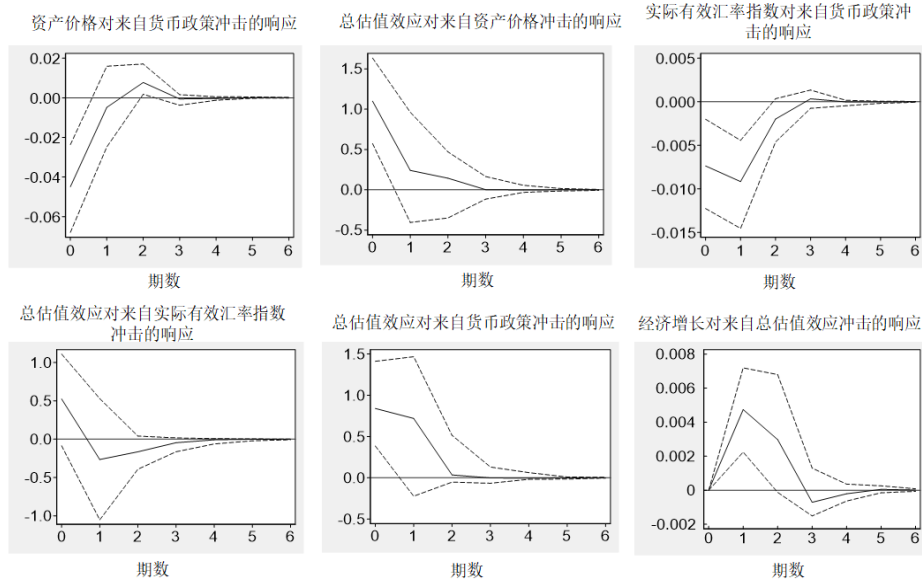
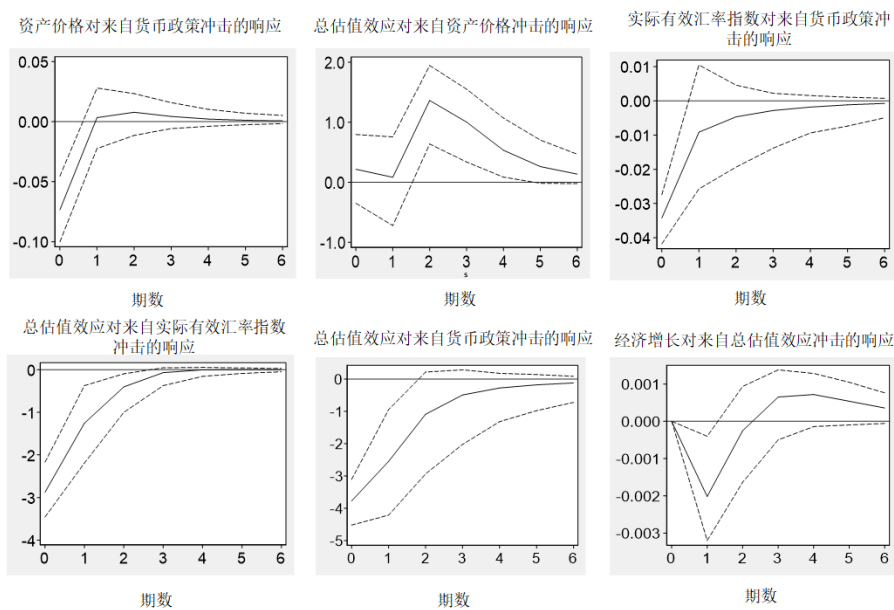


图 6 货币政策的估值效应传导渠道：country1

(2) 外币净资产为正的新兴市场国家 (*country2*)。对外币净资产为正的新兴市场国家而言，受到紧缩性货币政策冲击后，国内资产价格下降，对外负债市值减少，产生正的估值效应；同时实际有效汇率指数下降，本币贬值，理论上外币净资产的本币价值增加，产生的估值效应为正，但图 7 显示总估值效应对实际有效汇率指数贬值的响应并不显著。可能原因在于实际有效汇率指数是根据对外贸易为权重编制的汇率指数，而汇率波动引致的估值效应主要与外币净资产的币种结构有关。总体上看，总估值效应在第 0 期对利率正向冲击的响应显著为正，并且总估值效应的正向冲击会对第 1 期经济增长率产生显著的正向影响。这表明，外币净资产为正的新兴市场国家存在货币政策的估值效应传导渠道，货币政策冲击后外币净资产存量产生的估值效应会在一定程度上削弱货币政策对经济增长的影响。这与 Georgiadis and Mehl (2016) 的结论相反，主要原因在于新兴市场国家本币币值对本国货币政策冲击反应的方向与预期有所不同。根据利率平价理论，Georgiadis and Mehl (2016) 认为受到紧缩性的货币政策冲击后，利率上升，本币币值会上升，但考虑到外汇市场上的交易成本以及各国家不同的汇率形成机制和资本管制程度，利率平价理论在实践中并不适用所有国家 (肖立晟和刘永余，2016)。

图 7 货币政策的估值效应传导渠道: *country2*

(3) 外币净资产为负的新兴市场国家 (*country3*)。如图 8 所示, 对外币净资产为负的新兴市场国家而言, 受到紧缩性货币政策冲击后, 实际有效汇率指数下降, 本币贬值, 外币净负债的本币价值增加, 产生负的估值效应; 同时国内资产价格下降, 对外负债的市值减少, 产生正的估值效应。与发达国家结果类似, 紧缩性货币政策冲击产生的两种估值效应会相互抵消, 总体上看, 总估值效应对短期利率正向冲击的响应显著为负, 表明在货币政策冲击产生的总估值效应中, 以汇率波动引致的估值效应为主。此外, 经济增长率对总估值效应负向冲击的响应在第 1 期显著为负, 意味着外币净资产为负的新兴市场国家存在货币政策的估值效应传导渠道, 货币政策冲击后对外净资产存量产生的估值效应会强化货币政策对经济增长的传导效果。

图 8 货币政策的估值效应传导渠道: *country3*

3. 稳健性检验

(1) 替换汇率变量。实际有效汇率指数是以对外贸易为权重编制的汇率指数，而汇率波动引致的估值效应主要与对外资产负债的币种结构有关。为进一步验证基准结果稳健性，我们参照 Lane and Shambaugh (2007) 的研究，构建以对外资产负债币种结构为权重的金融汇率波动率来替代实际有效汇率指数波动率进行稳健性检验。具体构建方法如下：

$$\omega_{ijt}^A = \sum_{k=1}^K (\lambda_{it}^{Ak} * \omega_{ijt}^{Ak}) \quad (17)$$

$$\omega_{ijt}^L = \sum_{k=1}^K (\lambda_{it}^{Lk} * \omega_{ijt}^{Lk}) \quad (18)$$

$$\omega_{ijt}^F = \omega_{ijt}^A S_{it}^A - \omega_{ijt}^L S_{it}^L \quad (19)$$

$$\omega_{it}^F = \sum_{j=1}^J \omega_{ijt}^F \quad (20)$$

其中， ω_{ijt}^{Ak} (ω_{ijt}^{Lk}) 表示 t 期末 i 国对外资产 (负债) 的第 k 类项目中以货币 j 计价的资产 (负债) 所占的比重， λ_{it}^{Ak} (λ_{it}^{Lk}) 表示 i 国对外资产 (负债) 的第 k 类项目总额在对外资产 (负债) 总额中所占的比重， ω_{ijt}^A (ω_{ijt}^L) 表示 i 国对外资产 (负债) 中以货币 j 计价的资产 (负债) 在对外资产 (负债) 总额中所占的比重。 S_{it}^A (S_{it}^L) 表示 i 国对外资产 (负债) 占对外资产与对外负债之和的比重。 ω_{ijt}^F 表示 i 国对外净资产中以货币 j 计价的净资产结构，从 ω_{ijt}^F 的符号可以看出当本国货币相对于货币 j 升值或贬值时产生的估值效应方向， ω_{it}^F 为 i 国对外净资产的外币币种结构。

$$\% \Delta FER_{ij,t+1}^F = \omega_{ijt}^F * \% \Delta E_{j,t+1}^i \quad (21)$$

$$\% \Delta FER_{i,t+1}^F = \sum_{j=1}^J (\omega_{ijt}^F * \% \Delta E_{j,t+1}^i) \quad (22)$$

$$EVAL_{ij,t+1} = \% \Delta FER_{ij,t+1}^F * IFI_{it} \quad (23)$$

$$EVAL_{i,t+1} = \% \Delta FER_{i,t+1}^F * IFI_{it} \quad (24)$$

$\% \Delta E_{j,t+1}^i$ 表示货币 j 兑本币在 $t+1$ 期的汇率波动， $\% \Delta FER_{i,t+1}^F$ 为以外币净资产的币种结构为权重编制的金融汇率波动率 (下文以 fer 来表示)。 IFI_{it} 是 i 国 t 期末对外资产负债之和占 GDP 的比重。公式 (23) 和 (24) 说明了汇率波动引致的估值效应与金融汇率波动率之间的关系，其中 $EVAL_{ij,t+1}$ 表示 i 国在 t 期末持有的以货币 j 计价的对外净资产在 $t+1$ 期因汇率波动而产生的估值效应， $EVAL_{i,t+1}$ 表示 i 国在 t 期末持有的外币净资产存量在 $t+1$ 期由汇率波动引起的估值效应。

根据上述方法，我们测算了所有样本国家在 1995-2018 年的金融汇率波动率，能够反映本币相对美元、欧元、日元、英镑和瑞士法郎等五大货币的币值波动情况。各子样本金融汇

率波动率的描述性统计显示如表 5。与总估值效应结果一致, *country3* 金融汇率波动率的均值绝对值和标准差均大于其他两个子样本。

表 5 金融汇率波动率描述性统计

样本	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Country1</i>	0.0523	1.3634	-8.2797	7.0194
<i>Country2</i>	0.3930	2.3165	-5.5009	15.5900
<i>Country3</i>	-1.9690	5.1589	-39.9166	8.9642

图 9-11 分别报告了各子样本在替换了汇率变量后的脉冲响应结果。从图 9*country1* 和图 11*country3* 的结果来看, 短期利率的正向冲击会对 *fer* 产生显著的负向影响, 并且总估值效应对短期利率冲击后的脉冲响应趋势与 *fer* 受到短期利率冲击后的脉冲响应趋势基本一致, 表明金融汇率波动引致的估值效应在货币政策冲击产生的估值效应中发挥了重要作用。从图 10*country2* 结果来看, 短期利率的正向冲击会导致金融汇率波动率 *fer* 迅速增加, 进而迅速产生正的总估值效应。值得注意的是, *fer* 的正向冲击会对总估值效应产生显著影响, 与图 7 中实际有效汇率冲击对估值效应影响不显著形成鲜明对比, 表明构建以对外净资产币种结构为权重的金融汇率具有一定必要性。整体上讲, 替换汇率变量后, 面板 VAR 分析结果与基准结果保持一致。

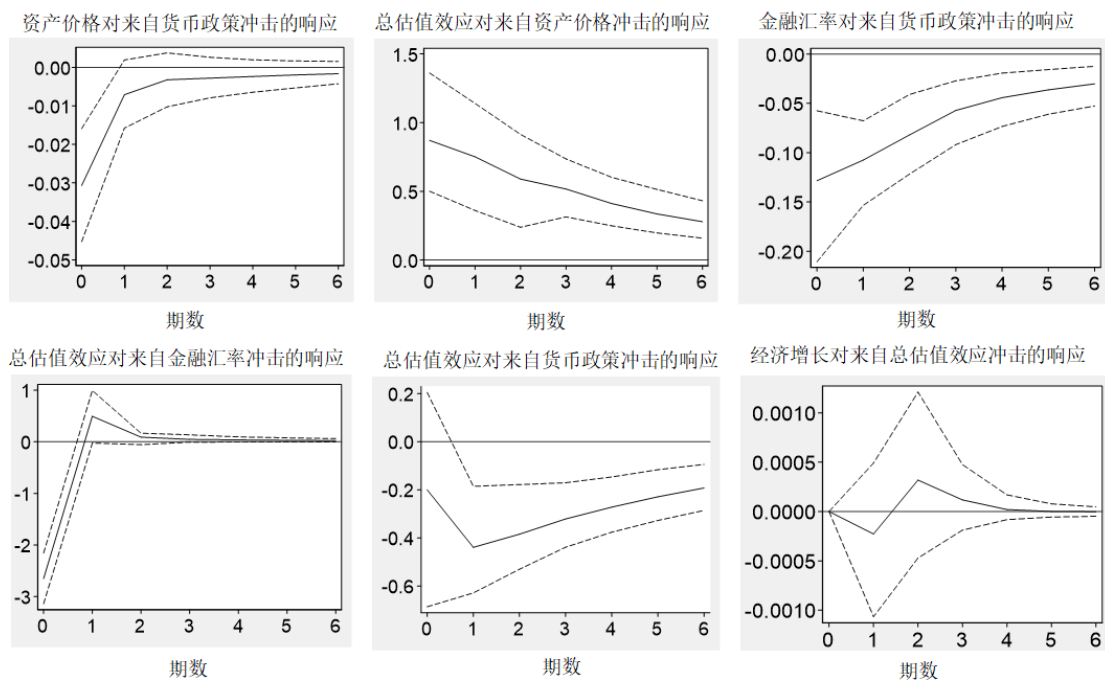


图 9 *country1* 稳健性检验: 替换汇率变量

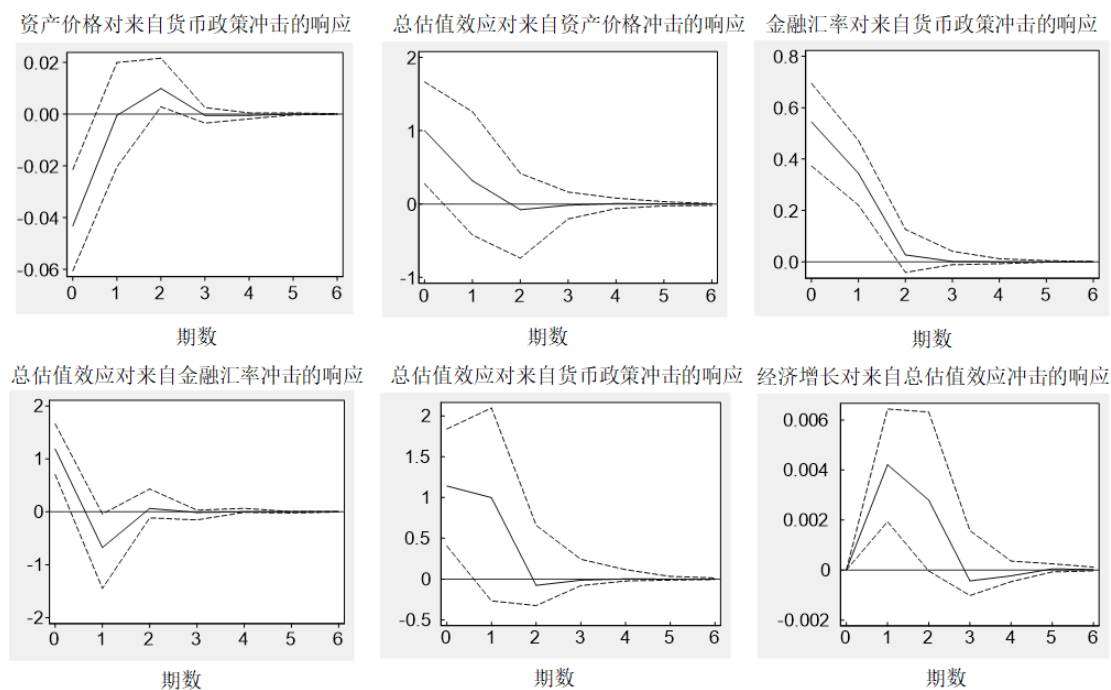


图 10 country2 稳健性检验：替换汇率变量

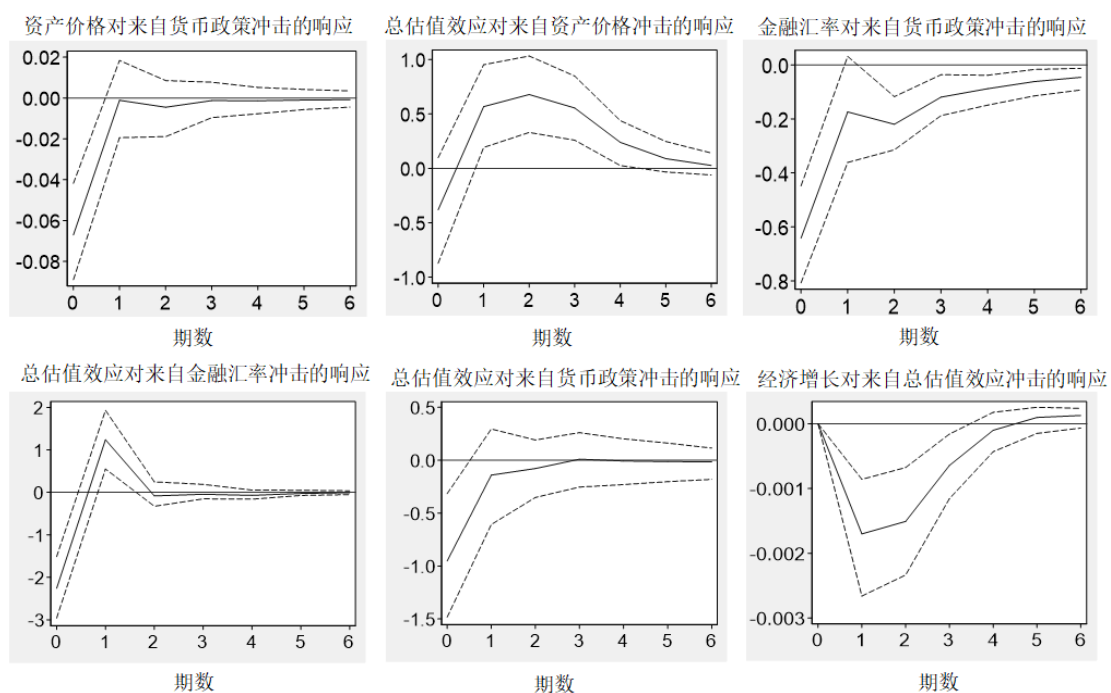


图 11 country3 稳健性检验：替换汇率变量

(2) 替换总估值效应变量。以往研究通常直接使用净国际投资头寸变动额减去经常账户余额来测算估值效应（如式 25）。

$$VAL_{t+1} = NIIP_{t+1} - NIIP_t - CA_{t+1} \quad (25)$$

我们将据此测算出的估值效应代入方程(16)进行稳健性检验。结果表明(见图 12-14), 除 *country1* 的经济增长率在受到总估值效应负向冲击后会有显著下降之外, *country2* 和 *country3* 的结果与基准结果基本保持一致。

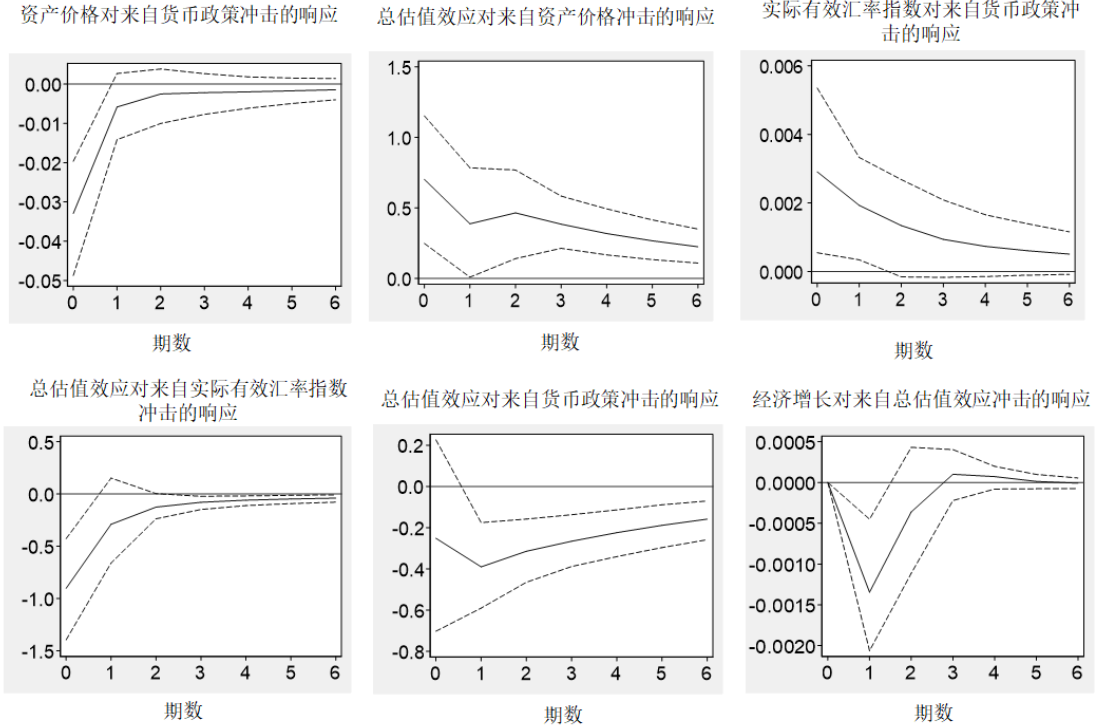


图 12 *country1* 稳健性检验: 替换总估值效应

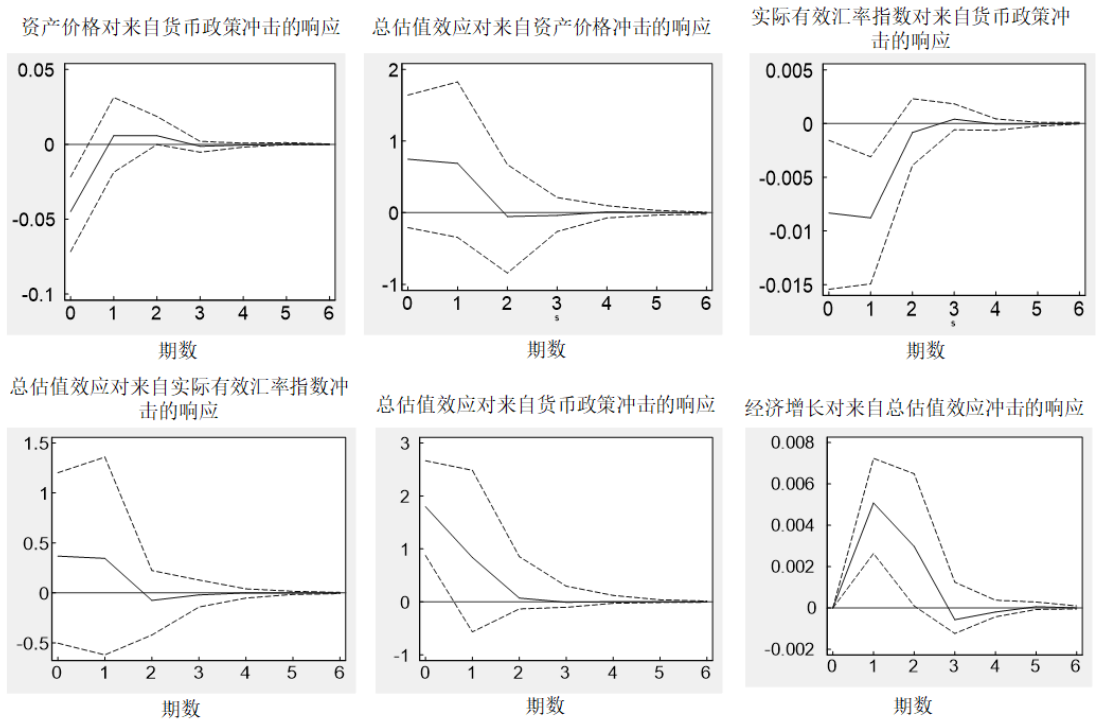


图 13 *country2* 稳健性检验: 替换总估值效应

表6 式(25)测算的总估值效应描述性统计

样本	均值	标准差	最小值	最大值
country1	-0.9165	7.5923	-27.1787	24.3490
country2	-1.5186	9.4925	-54.4694	57.6510
country3	-3.3867	12.0576	-85.4964	61.6494

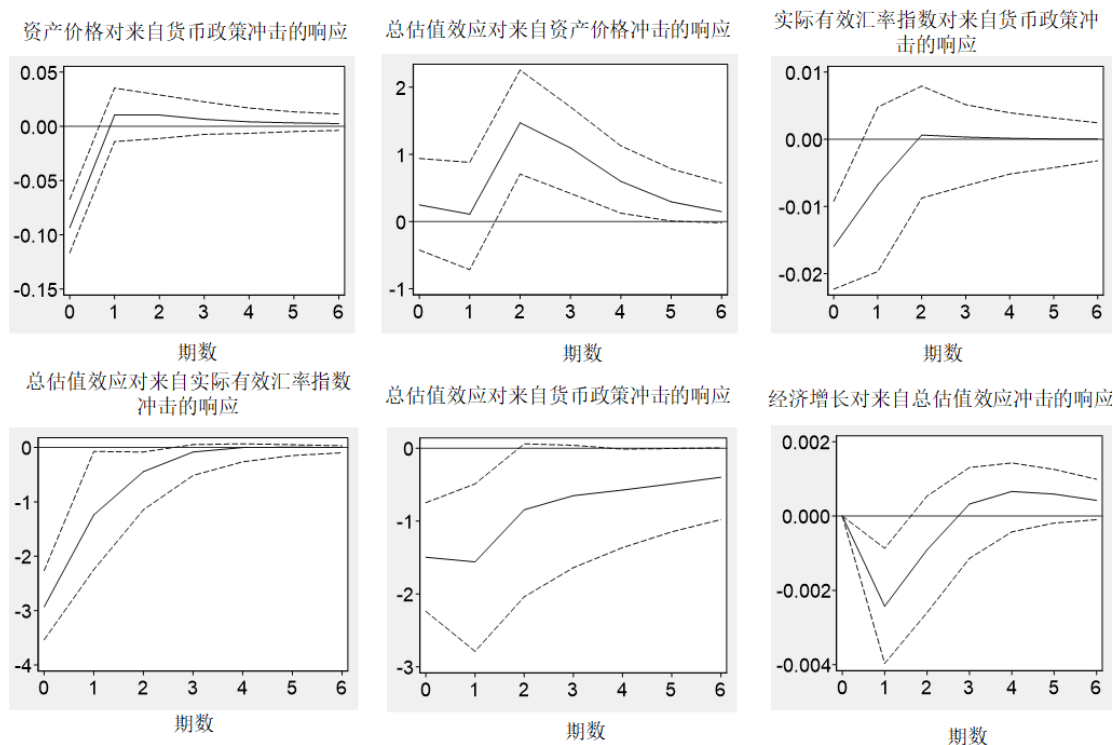


图14 country3 稳健性检验：替换总估值效应

(3) 中介效应。本部分我们进一步采用中介效应进行分析，模型设定如式(26) - (28)所示。其中，我们使用经济增长率 dy 作为被解释变量，货币政策指标 sr 作为核心解释变量，总估值效应 $tvalmf$ 作为中介变量，控制变量则根据 Georgiadis and Mehl (2016) 选择进出口贸易占 GDP 比重的对数 $trade$ 、工业增加值占 GDP 比重的对数 $industry$ 、国内信贷规模占 GDP 比重的对数 $credit$ 。

$$dy_{it} = \alpha + \alpha_1 sr_{it-1} + \alpha_2 trade_{it-1} + \alpha_3 industry_{it-1} + \alpha_4 credit_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

$$tvalmf_{it} = \psi + \psi_1 sr_{it} + \psi_2 trade_{it} + \psi_3 industry_{it} + \psi_4 credit_{it} + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

$$dy_{it} = \zeta + \zeta_1 tvalmf_{it-1} + \zeta_2 sr_{it-1} + \zeta_3 trade_{it-1} + \zeta_4 industry_{it-1} + \zeta_5 credit_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (28)$$

回归结果表明(见表7)，整体上讲，新兴市场国家存在货币政策的估值效应传导渠道。其中，对外币净资产为正的新兴市场国家而言，货币政策对估值效应有显著的正向影响，意味着紧缩的货币政策会产生正的估值效应；式(28)中估值效应也对经济增长率有显著正向

影响, 而且货币政策对经济增长率的负向影响比式(26)中的更大, 表明货币政策冲击产生的估值效应会削弱货币政策对经济增长的影响, 存在货币政策的估值效应传导渠道。对外净资产为负的新兴市场国家而言, 货币政策指标对估值效应有显著的负向影响, 意味着紧缩的货币政策将会产生负的估值效应; 式(28)中估值效应同样对经济增长率有显著正向影响, 而且货币政策对经济增长率的负向影响比式(26)中的小, 表明货币政策冲击产生的估值效应确实增强了货币政策对经济增长的影响, 存在货币政策的估值效应传导渠道。上述结论与面板 VAR 模型的结果基本一致。

表 7 中介效应检验结果

变量	公式(26)	公式(27)	公式(28)
		<i>country1</i>	
滞后 1 期货币政策指标	-0.0041*** (0.0008)		-0.0040*** (0.0008)
货币政策指标		0.1377 (0.3286)	
滞后 1 期总估值效应			-0.0002 (0.0002)
		<i>country2</i>	
滞后 1 期货币政策指标	-0.0089** (0.0038)		-0.0097** (0.0039)
货币政策指标		2.6381** (1.2816)	
滞后 1 期总估值效应			0.00032* (0.00019)
		<i>country3</i>	
滞后 1 期货币政策指标	-0.0018*** (0.0003)		-0.0016*** (0.0003)
货币政策指标		-0.6943*** (0.1129)	
滞后 1 期总估值效应			0.0003** (0.00015)

说明: 表内数字均为变量的回归系数, 对应括号内均为标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

四、进一步分析

中国自 2001 年加入世界贸易组织以来, 对外贸易盈余不断增加, 外部失衡逐步加剧。2018 年, 中国对外资产负债总规模占 GDP 比例已逾 90%。作为一个净资产国和现行国际货币体系的“外围国家”, 中国对外资产负债的投资结构和币种结构一直存在着比较严重的失衡现象。在投资结构上, 对外资产以外币计价的低收益资产为主, 而对外负债中权益类负债所占比重从 2004 年开始一直在 60% 以上; 在币种结构上, 据 Bénétrix *et al.* (2015) 与本文

测算，中国对外净资产主要以美元计价资产为主。2008 年国际金融危机之后，以美元计价资产虽然有所下降，但仍是最主要的外币资产。随着中国对外资产负债规模增加以及结构失衡，由汇率和资产价格波动引致的估值效应也不断增加且具有一定特殊性。为此，本部分我们将进一步聚焦中国问题，分析估值效应对中国货币政策传导机制的影响。

在样本选择上，EWN 数据库只提供各国以市值重新估算的国际投资头寸年度数据且时间序列相对较短，而国际货币基金组织自 2010 年第四季度才开始公布中国国际投资头寸季度数据。为此，我们使用 2011-2018 年的季度数据进行经验分析。在模型设定上，我们使用贝叶斯 VAR 模型代替传统向量自回归模型，以解决参数过多、模型不稳定等问题。在变量选择上，由于当前和过去的一个时期，数量型货币政策工具仍在发挥重要作用(易纲,2016)，我们使用广义货币增长率代替短期利率作为货币政策指标。同时，我们分别根据式(8)与(25)测算了总估值效应 $tvalmf$ ，并进一步计算出中国的金融汇率波动率 fer 。从表 8 描述性统计可以看出，中国总估值效应与金融汇率波动率的波动程度均小于上述样本国家，尤其是金融汇率波动率。

表 8 主要变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
(8) 式测算总估值效应 $tvalmf$	-2.027	5.265	-14.877	9.810
(25) 式测算总估值效应 $tvalmf$	-0.837	5.758	-13.597	14.725
金融汇率波动率 fer	-0.017	0.617	-1.302	1.327

图 15 报告了基于贝叶斯 VAR 的基准模型结果，图 16 与 17 分别报告了用金融汇率波动率替换实际有效汇率波动率，以及用式(25)测算出的总估值效应替换式(8)测算出的总估值效应后的稳健性检验结果。整体上讲，作为外币净资产国，中国与 *country2* 中的国家一样，受到紧缩性货币政策冲击后会产生正的估值效应，但估值效应并不会对经济增长产生影响。从图 15 和 17 可以看出，紧缩性货币政策冲击会导致实际有效汇率指数下降，但实际有效汇率指数下降并不会对估值效应产生影响。可能原因在于实际有效汇率主要是以对外贸易为权重编制的汇率指数，并未考虑币种结构等因素。从图 16 可以看出，受到紧缩性货币政策冲击后，汇率波动率与总估值效应都会受到正向影响，但只有总估值效应受到的影响是显著的。

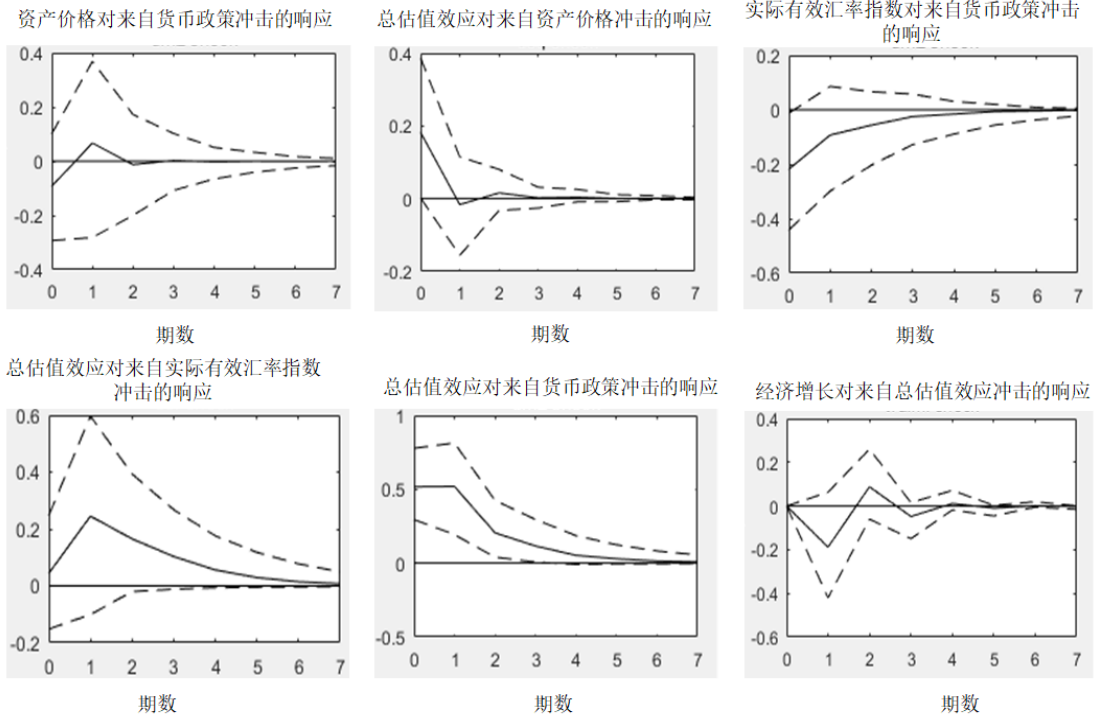


图 15 货币政策的估值效应传导渠道：中国

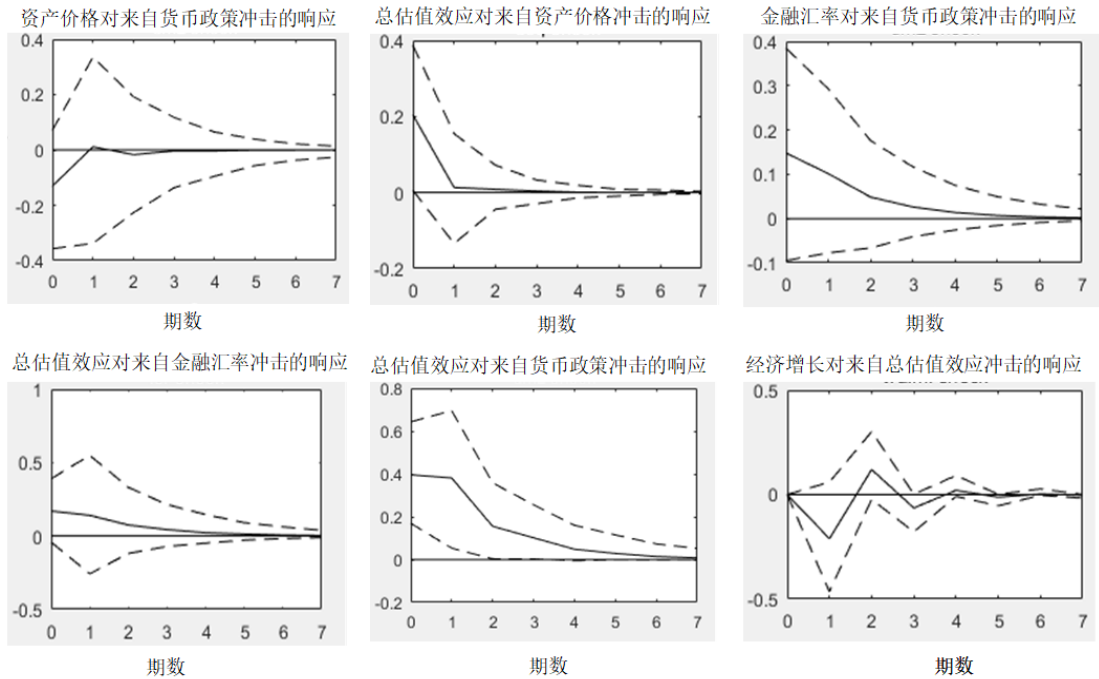


图 16 稳健性检验：替换汇率变量

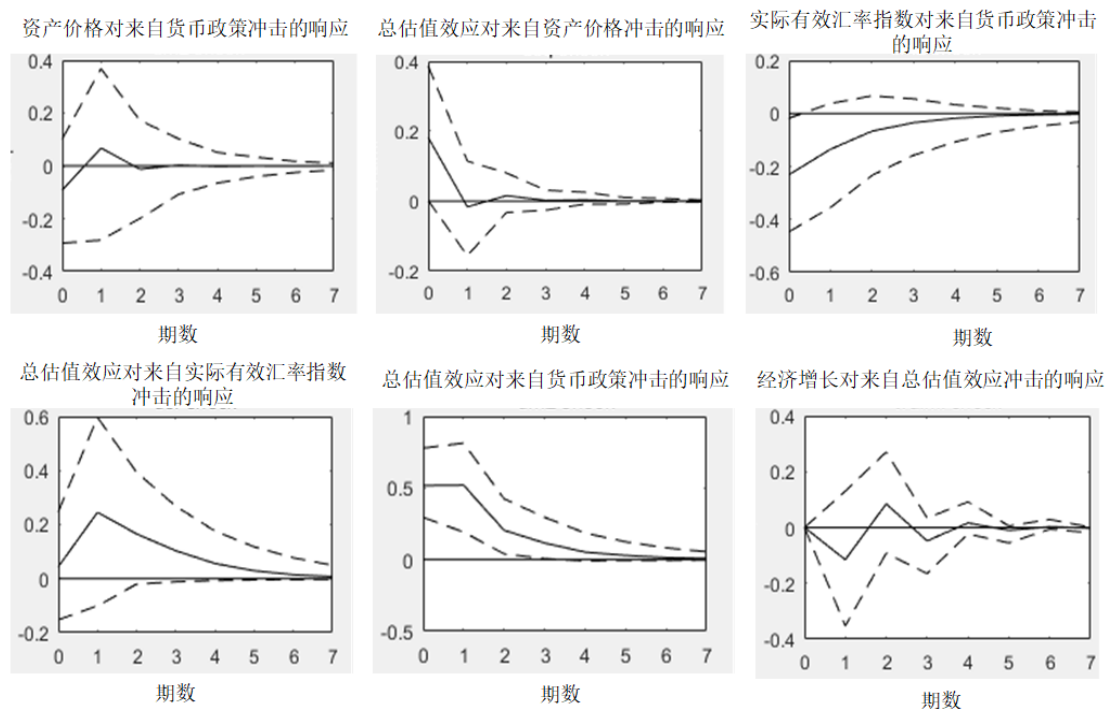


图 17 稳健性检验：替换总估值效应

不难看出，当前中国货币政策冲击能够产生估值效应，但尚无法影响货币政策实施效果。然而，随着新一轮高水平对外开放深入推进，中国对外资产负债规模越来越大，如果对外净资产的币种结构出现严重失衡，货币政策实施效果很可能会受到影响。因此，在加快对外开放步伐的过程中，要进一步切实推动人民币国际化，根本上摆脱“外围国家”在全球失衡中遭受的财富损失以及可能产生的对国内货币政策的影响。要不断增加对外资产中以人民币计价资产的比重，尽量保持对外净资产币种结构的平衡。同时，随着对外资产负债规模扩大，为进一步研究汇率波动对对外资产负债的影响，有必要构建并发布以对外净资产币种结构为权重的金融汇率指数。

五、结论与政策建议

全球化和以美元本位制为核心的国际货币体系使得全球失衡成为一种常态，具体表现为各国对外资产负债规模的扩张以及投资结构和币种结构的错配，这种失衡是否会通过估值效应显著影响货币政策的传导机制？本文基于 1995-2018 年 43 个代表性国家的跨国数据进行分析发现：（1）存在货币政策的估值效应传导渠道。货币政策冲击导致一国货币币值和资产价格产生波动，使本国对外资产负债存量的本币价值发生变化，进而产生估值效应，影响各经济部门的生产、投资和消费行为，最终对该国经济增长造成影响。在此基础上，本文通过 5 变量面板 VAR 模型对所有样本国家进行分析后发现，货币政策的估值效应传导渠道确实存在，而且货币政策冲击后对外净资产产生的估值效应会在一定程度上增强货币政策传导

效果。(2) 分样本国家的异质性分析表明, 发达国家受到货币政策冲击后确实会产生估值效应, 但不会影响经济增长。可能原因在于发达国家金融市场比较发达, 风险对冲机制较为完善, 一定程度上削弱了估值效应对投资、消费和生产的影响。新兴市场国家存在货币政策估值效应传导渠道, 对外净资产存量因货币政策冲击产生的估值效应会对货币政策传导效果产生显著影响。对外净资产为正的新兴市场国家而言, 货币政策冲击后对外净资产存量产生的估值效应会削弱货币政策传导效果, 而对外净资产为负的新兴市场国家受到货币政策冲击后对外净资产存量产生的估值效应会增强货币政策的传导效果。(3) 基于贝叶斯 VAR 模型对中国问题的分析结果表明, 受到货币政策冲击后, 中国对外净资产存量会产生显著的估值效应, 但尚不会对经济增长造成影响。

本文为全球失衡条件下的货币政策分析提供了新的视角, 为进一步推动人民币国际化和国际货币体系改革提供了新的理论和经验证据, 所得结论具有比较明确的政策启示。(1) 在新一轮高水平对外开放进程中, 要加快人民币国际化进程, 协同推进国际货币体系改革, 要特别注意增加对外资产中以人民币计价资产的比重, 尽可能保持对外净资产币种结构的平衡。(2) 要更多关注对外资产负债存量变化对国内宏观经济政策实施的影响, 考虑到由汇率波动引起的估值效应对宏观经济可能造成的影响, 有必要构建并发布以对外净资产币种结构为权重的金融汇率。(3) 从货币政策冲击产生的估值效应传导到实体经济的渠道来看, 要进一步加强国内金融市场体系建设, 提升货币政策效率、完善风险对冲机制、改善投融资环境, 以减轻估值效应对经济实体可能带来的影响。

参考文献:

- [1] 陈雨露 (2010):《走和平共赢的人民币崛起之路》,《中国金融》第 11 期。
- [2] 丁志杰 (2014):《经济暗物质与剪羊毛》,《中国金融》第 4 期。
- [3] 丁志杰、谢峰 (2014):《美元过度特权、经济暗物质与全球治理变革》,《国际金融研究》第 11 期。
- [4] 丁志杰、李少昆、张堃 (2017):《我国国际收支的金融调整渠道分析》,《国际贸易》第 9 期。
- [5] 李扬、张晓晶 (2013):《失衡与再平衡:塑造全球治理新框架》, 中国社会科学出版社。
- [6] 刘晓星、姚登宝 (2016):《金融脱媒、资产价格与经济波动:基于 DNK-DSGE 模型分析》,《世界经济》第 6 期。
- [7] 王道平、范小云 (2011):《现行的国际货币体系是否是全球经济失衡和金融危机的原因》,《世界经济》第 1 期。
- [8] 肖立晟、陈思翀 (2013):《中国国际投资头寸表失衡与金融调整渠道》,《经济研究》第 7 期。
- [9] 肖立晟、刘永余 (2016):《人民币非抛补利率平价为什么不成立:对 4 个假说的检验》,《管理世界》第 7 期。
- [10] 易纲 (2016):《转型中的中国货币政策——<货币数量、利率调控与政策转型>序言》,《中国发展观察》第 9 期。
- [11] Aghion, Philippe; P. Bacchetta and A. Banerjee. “Currency Crises and Monetary Policy in an Economy with Credit Constraints.” *Economic Review*, 2001, 45(7), pp. 1121-1150.
- [12] Bénétrix, A. S.; Lane, P. R. and Shambaugh, J. C. “International Currency Exposures, Valuation E-effects, and the Global Financial Crisis.” *Journal of International Economics*, 2015, 96, pp. S98-S109.
- [13] Bernanke, B. S.; Mark, G. “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission.” *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4), pp. 27-48.
- [14] Bernanke, B.; M. Gertler and Gilchrist, S. “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework.” *Handbook of Macroeconomics*, 1999, 1, pp. 1341-1393.
- [15] Dooley, M.P.; D. Folkerts-Landau and Garber, P. M. “An Essay on the Revived Bretton Woods System.” *Social Science Electronic Publishing*, 2003, 9(4), pp. 307-313.
- [16] Dooley, M. P.; Folkerts-Landau, D. and Garber, P. “Bretton Woods II Still Defines the International Monetary System.” *Pacific Economic Review*, 2009, 14(3), pp. 297-311.
- [17] Georgiadis, G. and Mehl, A. “Financial Globalisation and Monetary Policy Effectiveness.” *Journal of International Economics*, 2016, 103, pp. 200-212.
- [18] Gourinchas, P. and Rey, H. “From World Banker to World Venture Capitalist: US External Adjustment and the Exorbitant Privilege.” *Cepr Discussion Papers*, 2005, 24, pp. 303-307.
- [19] Gourinchas, P.; Rey, H. and Nicolas, Govillot. “Exorbitant Privilege and Exorbitant Duty.” *IMES Discussion Paper Series*, 2010, pp. 10-E-20.
- [20] Gourinchas, P. and Rey, H. “International Financial Adjustment.” *Journal of Political Economy*, 2007, 115(4), pp. 665-703.
- [21] Grossmann, A.; Love, I. and Orlov, A. G. “The Dynamics of Exchange Rate Volatility: A panel VAR Approach.” *Journal of International Financial Markets*, 2014, 33, pp. 1-27.
- [22] Krugman, Paul. “Balance Sheets, the Transfer Problem, and Financial Crises.” *International Tax & Public Finance*, 1999, 6(4), pp. 459-472.

- [23] Lane, P. R. and Milesi-Ferretti, G. M. “The External Wealth of Nations: Measures of Foreign Assets and Liabilities for Industrial and Developing Countries.” *Journal of International Economics*, 2001, 55(2), pp. 263-294.
- [24] Lane, P. R. and Milesi-Ferretti, G. M. “A Global Perspective on External Positions.” *NBER Working Papers*, 2005, pp. 11589.
- [25] Lane, P. R. and Milesi-Ferretti, G. M. “The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970–2004.” *Journal of International Economics*, 2007, 73(2), pp. 223-250.
- [26] Lane, P. R. and Milesi-Ferretti, G. M. “International Financial Integration in the Aftermath of the Global Financial Crisis.” *IMF Working Paper*, 2017, p. 53.
- [27] Lane, P. R. and Shambaugh, J. C. “Financial Exchange Rates and International Currency Exposures.” *The America Economic Review*, 2007, 100(1), pp. 518-540.
- [28] Mishkin, F. S. “The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy.” *NBER Working Papers*, 2001, pp. 8617.
- [29] Meier, S. “Financial Globalization and Monetary Transmission.” *Globalization Institute Working Papers*, 2013.
- [30] Ronald, McKinnon and Gunther, Schnabl. “The East Asian Dollar Standard, Fear of Floating, and Original Sin.” *Review of Development Economics*, 2004, 8(3), pp. 331-360.
- [31] Simone, Auer. “Monetary Policy Shocks and Foreign Investment Income: Evidence from a Large Bayesian VAR.” *Journal of International Money and Finance*, 2019, 93, pp. 142-166.

Monetary Policy Transmission Mechanism in the Context of Global Imbalance: Based on the Perspective of Valuation Effects

Song Ke; Yang Yaxin; Su Zhi

Abstract: The impact of global imbalance on the monetary policy transmission mechanism has long been drawing attention, but systematic research from a valuation effects perspective is scarce. Based on the theoretical analysis, this paper conducts an cross-border empirical analysis with the data of 43 representative countries from between 1995 and 2018. The results of the study show that the valuation effects transmission channel of monetary policy does exist, and the effect of monetary policy implementation has been to a certain extent reinforced by the global imbalance through valuation effects. The heterogeneity analysis shows that developed countries with positive net assets in foreign currency produce valuation effects on their external net assets after being shocked by monetary policy, but the valuation effects do not affect economic growth. However, the valuation effects on emerging market countries' external net assets after being shocked by monetary policy have a clearly significant effect on economic growth, and it is noted that there is a monetary policy valuation effects transmission channel. Among these, the monetary policy effects will be weakened by the valuation effects in emerging market countries with positive net assets in foreign currency, and they are reinforced by the valuation effects in emerging market countries with negative net assets in foreign currency after the monetary policy shock. Based on the Bayesian VAR model, an empirical analysis of China's monetary policy valuation effects transmission channel is also carried out and it is shown that after the monetary policy shock, valuation effects occur, but they do not significantly affect economic growth. This paper provides a new perspective on monetary policy analysis in the context of global imbalances, as well as new theoretical and empirical evidence for the subsequent promotion of RMB internationalization and reform of the international monetary system.

Key words: global imbalance, monetary policy, transmission mechanism, valuation effects

美国利率调整与税率调整的影响 与我国应对措施研究

马理¹ 文程浩²

【摘要】美国近年来针对经济发展状况频繁调整利率政策与税率政策, 这些政策对其他国家有较强的溢出效应, 但目前对其传导机理与传导效果尚缺乏深度的理论分析。本文构建了两国的动态随机一般均衡 (DSGE) 模型, 在开放经济背景下研究了美国的利率调整 (以加息为替代) 与税率调整 (以减税为替代) 对中国经济的影响。结论显示: 美国加息会对中国经济产生较大的负面冲击, 在短期内会导致中国的产出、资本投入、净出口与就业率出现下降, 在长期中, 虽然下降趋势有所缓和, 但对资本外流与净出口的负面影响非常大; 美国减税在短期内对中国经济有负向冲击, 但在长期中影响较弱。相应的政策建议是: 认真评估美国利率调整的冲击方向、力度和影响, 关注国内的通胀水平与进出口, 向市场灵活适度的定向提供流动性, 增加产出与提高就业率; 加强监控, 采取必要措施防止资本外逃与净出口下降; 减税降费降低企业经营成本, 推进经济结构调整; 预估可能产生的贸易摩擦与政治矛盾, 提前做好防范预案。

【关键词】美国利率调整; 美国税率调整; 对中国的影响; 应对措施

一、引言

金融危机爆发至今已有十余年, 当前世界经济正在艰难的曲折复苏, 与经济发展状况相适应, 发达国家在频繁的进行宏观政策调整。以美国为例, 经过危机初期的萧条, 经济开始逐渐走上正轨, 伴随着经济持续增长, 美国国内出现通胀的苗头, 为了抑制经济短期内的过快过热发展, 美国开始实施紧缩型的货币调控政策。首先在 2014 年底退出了量化宽松, 然后从 2015 年开始连续九次加息。但是金融危机重创了美国企业, 持续不断的提升利率, 可能会增加企业的融资成本, 对刚复苏不久的实体经济造成负面影响。为了减轻企业负担, 美国政府开始酝酿减税。2017 年 10 月, 美国众议院通过了特朗普提出的减税方案, 本次减税主要是降低了美国企业的经营所得税, 以及美国企业海外收入回国的流转税。减税政策从 2018 年 1 月正式实施, 目前已经产生了一定作用, 微软、苹果、谷歌等高科技公司开始将大量海外收入回流至美国, 而一些大型的制造企业例如富士康、福耀玻璃等也纷纷在美国开设新的工厂, 生产基地出现迁移。然而进入 2019 年之后, 美国似乎放缓了复苏

¹ 马理, 湖南大学金融与统计学院教授、博士生导师。

² 文程浩, 武汉大学经济与管理学院。

的步伐，出于对未来的担忧，美联储已在当年降息三次。2020年初，新型冠状病毒肺炎突然爆发与流行，美联储被迫接连实施了两次紧急降息，美国经济的不确定性陡然一下加大。

利率调整与税率调整是美国政府根据本国经济发展状况做出的适时反应，但是作为世界经济的龙头，美国的宏观政策调整显然会对中国产生较大影响。以加息与减税为例，一般认为美国加息会导致美元升值与美元回报率上升，导致资本从中国国内撤出向美国集聚，并提高美国商品在国际市场的竞争力；而美国减税则会降低企业在美国的经营成本提高企业的收益率，由此会导致实体企业向美国的流动。这两个政策一个可能导致资金从中国撤出，一个可能导致企业从中国撤出，因此可能都会对逐渐复苏的中国经济造成负面影响。目前，面对着美国政府的宏观政策调控，理论界与实务界虽然尚未形成统一的认识，但整体来看偏悲观，各类观点与措施众说纷纭没有定论，尚缺乏对美国利率政策调整与税率政策调整的冲击效应的严密的理论分析。

对任何国家而言，利率调整与税率调整都是非常重大的宏观调控措施，能够产生巨大的影响效果，如果应对不及时或者决策方向错误，可能会导致不可估量的损失。而研究美国的加息与减税政策对中国经济的影响的复杂之处在于：一方面，这两个政策在现实中都可能对中国经济产生负面影响，另一方面，加息是紧缩政策，减税是宽松政策，两类政策效果又存在着相互抵消。加息会不断削弱减税的政策效果，减税可能会扰动加息的政策效果，并由此产生难以意料的溢出效应。因此仔细研究美国利率调整与税率调整对中国经济的冲击，并有的放矢的提出政策建议，具有重要的现实意义。相关研究在学术上有利于丰富与完善经济复苏期的宏观调控政策理论，拓展开放经济条件下的宏观经济学模型框架；在实践上有利于科学评价发达国家利率政策与税率政策的综合影响，为我国的宏观调控提供决策参考。

本文构建了开放经济条件下的两国动态随机一般均衡模型来分析美国的利率调整（以加息为替代¹）与税率调整（以减税为替代）对中国经济的影响。其中，第一个国家为美国，实施加息与减税的宏观调控政策，第二个国家为中国，和美国有贸易、消费与投资往来，在充分评估美国宏观调控政策的影响之后，确定自己的行为选择。经济体系由美国和中国的代表性家庭、中间厂商、最终厂商和政府共同构成，所有的局中人都在特定的预算条件下谋求收益的最大化，并通过商品市场出清与债券投资市场出清达到均衡状态。结论显示：美国加息会对中国经济产生较大的负面冲击，在短期内会导致中国的产出、资本投入、净出口与就业率出现下降，在长期中，虽然下降趋势有所缓和，但对资本外流与净出口的负面影响非常大；美国减税在短期内对中国经济有负向冲击，但在长期中

¹ 尽管受到新冠肺炎的影响，美联储已经连续紧急降息，但从长期看，在各国共同努力之下，疫情终究会过去，世界经济还是会回到正轨。考虑到美国是世界经济的龙头，如果世界经济再次复苏，应当首先会在美国反映出来，届时美联储加息将不可避免。所以反复斟酌，我们选择加息作为美国利率政策的替代变量，以体现研究的前瞻性。

影响较弱。相应的政策建议是：认真评估美国利率调整的冲击方向、力度和影响，关注国内的通胀水平与进出口，向市场灵活适度的定向提供流动性，增加产出与提高就业率；加强监控，采取必要措施防止资本外逃与净出口下降；减税降费降低企业经营成本，推进经济结构调整；预估可能产生的贸易摩擦与政治矛盾，提前做好防范预案。

本文的创新与边际贡献在于：以往学者的两国模型大多仅单独讨论一种宏观政策的溢出效应，本文建立的两国 DSGE 模型，综合考虑了美国的利率调整与税率调整两类宏观政策对中国的影响，更切合实际；以往学者研究税率影响，大多使用一国封闭模型探讨税率调整对本国经济的影响，本文考虑到发达国家宏观政策的强溢出效应，将发达国家的税率调整的影响拓展到其他国家，建立开放经济的两国模型研究发达国家税率调整对其他国家经济的溢出效应；并在数理建模得到的技术结论基础上，提出系列的政策建议，为维护金融稳定的宏观政策调控提供决策参考。

二、文献综述

关于发达国家利率调整的溢出效应的相关研究分为数理建模与实证检验两类。溢出效应的数理建模主要使用 DSGE 的技术方法：有学者使用了基于小国模式的 DSGE 模型，例如 Silveira (2006) 通过包含美国和巴西的两国 DSGE 模型研究了发达国家货币政策的影响，认为美国的利率调整对巴西的经济发展有巨大的溢出效应；Breuss & Rabitsch K (2009) 建立了包含欧盟和奥地利的两国 DSGE 模型，研究了欧洲央行的利率调整对欧盟和奥地利宏观经济的传导机制，发现奥地利经济对需求冲击的反应强，而欧元区其他国家则对供给冲击的反应更显著；Gali & Gelter (2002) 建立了发达国家与不发达国家组成的两国 DSGE 模型来分析货币政策博弈中的纳什均衡，认为发达国家的利率调整除了要关注国内通胀，还应当关注对他国产生的影响，实施灵活的货币政策制度。有学者使用了基于对等两国的 DSGE 模型，例如 Pappa et al. (2004) 通过构建包含美国与欧盟的两国 DSGE 模型并进行福利分析，认为利率调整政策的合作能够提高消费者的效用，货币政策合作的效用将优于不合作和货币联盟。Jacob & Peersman (2008) 将 OECD 的十六国视为一个国家，将美国设为对应的另外一个国家建立了 DSGE 模型，发现美国的利率调整会对不同国家的投资效率产生差异化的冲击效果。有学者使用了三国 DSGE 模型，例如 Teo (2009) 以美国、日本、马来西亚为背景研究了东亚经济体的最优货币篮子制度，发现美国货币政策对日本和马来西亚的福利存在不同影响。Kollmann 等人 (2016) 建立的模型包含美国、欧盟和世界其他地区，研究发现美国和欧盟的金融冲击是经济大衰退的主要原因，但不利的金融冲击对美国反向影响较小。溢出效应的实证检验主要使用 VAR 系列的技术方法：例如 Maćkowiak (2007) 通过 SVAR 模型检验发现美国的利率调整会迅速而强烈地影响新兴市场国家的利率、汇率、价格和实际产出。Kazi et al. (2013) 通过 FAVAR 模

型分析了美国利率调整对 OECD 国家的影响，发现美国利率的负向调整对美国、加拿大、日本和瑞典有负面影响，会使大多数 OECD 国家资产价格下降。Bruno（2015）等人使用 VAR 模型实证研究了美国加息对国际银行的杠杆率的影响，发现长期中跨境银行的资本流动会减少。Anaya & Hachula（2017）建立了全球 SVAR 模型，研究发现美国的超低利率政策导致了新兴市场国家的实际产出增长和股本回报上升、实际汇率升值、实际贷款利率下降。除了 VAR 方法之外，Aizenman & Chinn（2016）采用两步法分析了发达国家货币政策对发展中国家、新兴市场国家及周边国家的影响，发现发展中国家的利率和实际汇率波动对主要经济体的利率调整非常敏感。Coibion et al.（2017）通过线性回归模型研究发现美国的负向利率冲击在长期中对美国家庭消费和收入有较大贡献，对收入的基尼系数上升贡献了 10%，而对消费的基尼系数上升贡献了约 3%。

关于发达国家税率调整的影响效应的相关研究也分为数理建模与实证检验两类。溢出效应的数理建模主要使用 DSGE 的技术方法：House & Shapiro（2006）结合布什政府减税政策的相关数据，建立了一个 DSGE 模型分析美国分阶段减税的影响，研究发现相比于立刻执行的减税方案，分阶段的减税方案更好的促进了美国的经济增长。Monacelli & Perotti 等人（2010）构建了 DSGE 模型来分析税收冲击对企业和其他劳动市场变量的影响，研究发现减税可以降低失业率，而且影响非常持久。Leeper（2010）使用包含消费税、劳动收入和资本收入的封闭 DSGE 模型，研究了美国的不同税收冲击对宏观经济变量的综合影响，发现调整不同的税率会产生差异化的效果。Mertens & Ravn（2012）建立 DSGE 模型分析了预期和非预期的税收冲击对美国的影响，发现预期但未实施的减税措施使产出和投资下降与实际工资上升，而实施的减税政策对所有的经济指标都会产生扩张效应。除了 DSGE 方法之外，Yang（2005）建立了包含劳动和资本所得税的 RBC 模型研究税收政策的预期效应，发现在政策实施前后，资本税有不同的促进作用。Altshuler & Goodspeed（2014）建立了美英德的税收竞争博弈模型，发现美国的税改对其他国家有影响，而其他国家的税改政策对美国影响不大。税率调整的实证检验的技术方法比较多样化：例如 Mertens & Ravn（2013）建立了 SVAR 模型分析美国个人所得税和企业税变动对美国的影响，发现减免个人所得税比企业税在短期内能更有效地创造就业和刺激消费。Romer & Romer（2010）通过事件分析法将美国税率变动因素分解为立法相关因素和其他经济因素，发现来源于立法因素的加税会对美国经济产生强紧缩性效应，对投资产生巨大的压制作用。Souleles（2002）使用消费者调查的微观数据估计了美国家庭消费对减税政策的反应，发现美国家庭消费对减税非常敏感，对非耐用品的响应程度要远高于政策预期。

国内学者也对发达国家利率调整的溢出效应与税率调整效应进行了研究。利率调整的溢出效应的数理建模有：王冠楠和项卫星（2017）建立了开放经济的 DSGE 模型，发现美联储加息政策会刺激投资效率的负向外部冲击，以及资本预期收益率和资产价格的下跌，企业的整体投资水平和产出

水平都会出现下滑。马理和娄田田（2015）将利率传导拓展至超低利率环境，讨论了零利率下限约束下的利率调整的传导机理与传导效果，认为当利率触及零下限，经济会出现巨幅波动。朱孟楠和曹春玉（2018）通过建立 DSGE 模型研究了美国加息对我国外汇储备需求规模的冲击，发现外汇市场干预与固定汇率可以满足储备需求，维护金融稳定和产出平稳。利率调整的溢出效应的实证检验有：张明和肖立晟（2014）通过非线性面板回归研究了 52 个经济体资本流动的驱动因素，发现美国的利率调整会让新兴市场经济体的短期资本流动陷入加息的两难困境。李少昆（2017）基于全球 103 个发展中国家的面板数据研究了美国加息对外汇储备的影响，发现美国联邦基金利率的调整与发展中国家的外汇储备水平成反比例关系。姜富伟等人（2019）利用事件研究法考察了美联储货币政策对我国资产价格的影响，发现美联储货币政策会显著降低我国的资产价格。税率调整的影响效应的数理建模有：朱军（2016）构建 DSGE 模型研究了中国在债权压力下的宏观政策选择，认为以税率调整为代表的地方财政支出冲击是推动中国消费变动的主要力量。刘穷志（2017）构建了动态模型，研究发现资本税负越重，资本外流越严重，建议保持适当的资本所得税率，抑制收入不平等来弥补资本所得税率导致的资本外流。蔡明超（2009）通过 RBC 模型研究发现，资本税率的上升导致个体当期的消费上升，消费税率的上升会抑制投资者的消费需求。税率调整的影响效应的实证检验有：申广军等（2016）使用面板回归的方法发现减税短期内会刺激企业的固定资产投资，从而提升短期总需求，长期中将改善供给效率，资本和劳动产出效率会明显增强。徐润和陈斌开（2015）研究发现减税政策对于提升工薪阶层消费效果非常显著，但对个体户消费行为影响较小且不显著，建议降低个人所得税与提高居民收入比重来刺激居民消费。

以往学者的研究成就不容忽视，但整体来看仍然存在着如下局限性：第一，有学者研究了发达国家的利率调整例如加息的溢出效应，但没有同时考虑非货币因素例如税率调整的影响，无法对经济变量的波动特征进行精准的全面研判；第二，有学者研究了税率调整例如减税的影响效应，但大多使用封闭模型，局限于对本国经济变量的影响，较少考虑在开放经济条件下，大国的税率调整政策对其他国家经济的溢出效应；第三，由于缺乏对发达国家利率政策与税率政策的冲击效应的严密的理论研究，所以相关的定性描述分析比较多，而且各类观点与措施众说纷纭没有定论，无法提出有的放矢的政策建议。本文对以往学者的相关研究进行了拓展，希望分析美国的利率调整与税率调整对中国经济的影响，并在数理建模得到的技术结论基础上，提出系列的政策建议，为维护金融稳定的宏观政策调控提供决策参考。

三、数理建模

本部分将构建开放经济条件下的两国动态随机一般均衡模型。其中，第一个国家为美国，实施

利率调整（以加息为替代）与税率调整（以减税为替代）的宏观调控政策，第二个国家为中国，和美国有贸易、消费与投资往来，在充分评估美国宏观调控政策的影响之后，确定自己的行为选择，因此本文主要研究美国的利率调整与税率调整对中国的影响以及应对措施。当前世界经济正在艰难的曲折复苏，将来应当会有更多的发达国家实施加息与减税的宏观政策调控，因此本文的技术结论可以用于分析经济复苏期的发达国家宏观政策调整对中国的影响与应对措施。

本文数理建模的技术思路是：首先，假设存在美国与中国两个国家，经济体系由美国的代表性家庭、中间厂商、最终厂商和政府，以及中国的代表性家庭、中间厂商、最终厂商和政府共同构成；其次，所有的局中人都在特定的预算条件下谋求收益的最大化，并通过商品市场出清与债券投资市场出清达到均衡状态；最后，在开放经济的背景下，分析美国利率调整与税率调整对中国经济的影响。

（一）代表性家庭

典型的代表性家庭根据约束条件来最大化自身的效用，我们设置家庭的效用函数为（1）式。下标 i 表示不同的国家，USA 是美国的简写，CHN 是中国的简写，因此（1）式表示两个效用函数的方程式，分别表示美国与中国的不同家庭。本文建立的开放条件下的两国 DSGE 模型，大多数方程式都会有两类形式，文中通过下标的差异来进行区分。这样的设置具有明显的对称性，可以充分体现模型中的两国的效用函数的一般性。但是，模型中的这些方程式的区别，并不仅仅只是简单的下标差异。在后续的参数校准与贝叶斯估计中，我们基于经典文献的设置，同时根据美国与中国的不同经济状况，对两个国家的不同方程式的系数进行了严格的差异化校准，充分体现了不同国家效用函数的异质性特征。

$$\max E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{(C_t^i)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} + \chi \ln \left(\frac{M_t^i}{P_t^i} \right) - \frac{(L_t^i)^{1+\sigma_1}}{1+\sigma_1} \right] \right\}, \quad i = CHN, USA \quad (1)$$

其中， E_t 是期望算子， β 是贴现因子，反映未来效用与当期效用之间的替代弹性。 C_t^i 表示 i 国家家庭的消费， σ_c 表示 i 国家家庭消费跨期替代弹性倒数， L_t^i 表示 i 国家家庭的劳动， σ_1 表示 i 国的劳动供给弹性倒数， $\frac{M_t^i}{P_t^i}$ 表示 i 国家家庭持有的实际货币余额。代表性家庭同时消费本国商品和外国商品，

假设中国和美国消费品之间不完全替代，参考 Faia and Monacelli（2008）的研究，家庭消费定义为（2）式。

$$C_t^i = \left[(1 - \Delta_i) (C_{i,t}^i)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \Delta_i (C_{n,t}^i)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}, \quad i, n = CHN, USA \text{ 且 } i \neq n \quad (2)$$

$C_{i,t}^i$ 表示 i 国家家庭消费的本国商品, $C_{n,t}^i$ 表示 i 国家家庭消费的外国商品, Δ_i 为 i 国家家庭消费外国商品的权重¹, η 表示两国商品之间的替代弹性。家庭以成本最小化为原则, 在本国和外国商品之间进行选择, 从而确定最优的消费水平为 (3) 式的两个方程, 将 (3) 式代入 (2) 式, 得到 i 国物价指数 P_t^i 的方程式为 (4) 式。

$$C_{i,t}^i = (1 - \Delta_i) \left(\frac{P_{i,t}^i}{P_t^i} \right)^{-\eta} C_t^i, \quad C_{n,t}^i = \Delta_i \left(\frac{P_{n,t}^i}{P_t^i} \right)^{-\eta} C_t^i \quad (3)$$

$$P_t^i = \left[(1 - \Delta_i) (P_{i,t}^i)^{1-\eta} + \Delta_i (P_{n,t}^i)^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}, \quad i, n = CHN, USA \text{ 且 } i \neq n \quad (4)$$

其中 $P_{i,t}^i$ 表示 i 国家家庭消费的本国商品的价格指数, $P_{n,t}^i$ 为 i 国家家庭消费的外国商品的价格指数。

参考 Smets and Wouters (2007) 的设定, 代表性家庭预算约束中同时考虑持有的货币余额和国债余额。代表性家庭在 $t-1$ 期的财富包括货币和国债, 居民拥有本国国债和外国国债²; 在 t 期, 代表性家庭通过工作获得税后工资收入, 除了以货币的形式持有一部分收入, 其余的收入将用来消费和购买本国与外国的政府债券。以中国的代表性家庭为例, 预算约束为 (5) 式。

$$P_t^i C_t^i + Q_{i,t} B_{i,t+1}^i + \xi_t^i Q_{n,t} B_{n,t+1}^i + M_t^i = M_{t-1}^i + B_t^i + \xi_t^i B_{n,t}^i + (1 - \tau_t^i) W_t^i L_t^i \quad i, n = CHN, USA \text{ 且 } i \neq n \quad (5)$$

其中, 等式右边表示家庭持有的总财富, 等式左边表示家庭的支出和用途。 $B_{i,t}^i$ 与 $B_{n,t}^i$ 分别为 i 国代表性家庭在 t 期持有的本国与外国国债, Q 为 i 国家家庭的随机贴现因子。 ξ_t^i 表示 i 国名义汇率由一价定律确定, (6) 式表示同样的商品在两国的价格的比值, 代表性家庭购买外国债券时主要考虑名义汇率。

$$\xi_t^i = \frac{P_{i,t}^i}{P_{i,t}^n} = \frac{P_{n,t}^i}{P_{n,t}^n} \quad (6)$$

在 (5) 式约束下, 求解 i 国代表性家庭的最优化问题, 得到最优化的一阶条件是 (7) 至 (10) 式。

$$\frac{\xi_t^i}{\xi_{t+1}^i} Q_{n,t+1} = \beta \left(\frac{C_{t+1}^i}{C_t^i} \right)^{-\sigma_c} \left(\frac{P_t^i}{P_{t+1}^i} \right) \quad (7)$$

¹ 中美两国家家庭的边际消费倾向差异导致商品市场出清体现出不对称特征。

² 模型设置中, 政府发行与家庭投资的都是国债, 而企业发展需要的资金来源于企业债。严格意义上说, 国债与企业债不是一回事。但是已有大量文献 (近期的例如 Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen (2011), Swanson et al. (2011) 等) 证明了, 国债利率是重要的基准利率 (Benchmark Interest Rate), 对市场利率具有指导作用, 国债利率涨则企业债券利率涨, 国债利率跌则企业债券利率跌, 两者呈同向变动的强相关关系。为了简化表达式和节省篇幅, 依照以往文献的写作惯例, 本文没有在方程式的表述中对两者进行区分。

$$Q_{i,t+1} = \beta \left(\frac{C_{t+1}^i}{C_t^i} \right)^{-\sigma_c} \left(\frac{P_t^i}{P_{t+1}^i} \right) \quad (8)$$

$$\frac{W_t^i}{P_t^i} (1 - \tau_t^i) = (C_t^i)^{\sigma_c} (L_t^i)^{\sigma_l} \quad (9)$$

$$\chi \frac{M_t^i}{P_t^i} (C_t^i)^{\sigma_c} = \frac{E_t \{ \hat{t}_{t+1}^i \}}{1 + E_t \{ \hat{t}_{t+1}^i \}} \quad (10)$$

(二) 厂商

厂商在技术约束、需求约束和资本品约束下确定生产要素投入量和使用成本，并得到最优产出和定价。假设最终产品市场完全竞争，中间产品市场垄断竞争，中间产品的种类服从[0, 1]上的均匀分布。在生产技术约束下，中间厂商追求生产成本最小化，确定最优产量；在需求约束下，最终厂商追求生产利润最大化，确定最优定价；在资本约束下，厂商确定每期新增的投资额和资本存量。

1、技术约束

厂商向代表性家庭购买劳动，同时运用企业可使用的资本进行生产，假设*i*国厂商采用柯布-道格拉斯生产函数形式如(11)式，即产出受到技术、劳动和资本投入的影响。

$$Y_t^i = A_t^i (K_t^i)^{\alpha_k} (L_t^i)^{1-\alpha_k}, \quad i = CHN, USA \quad (11)$$

其中 $\alpha_k \in (0,1)$ 表示*i*国资本在产出贡献中的份额¹， Y_t^i 与 K_t^i 分别表示*i*国*t*期的总产量与资本存量， A_t^i 表示*i*国*t*期的生产率，反映技术水平的高低。假设*i*国生产率增长速度 \hat{a}_t^i 受到一期滞后值的影响，也受到*i*国当期冲击的影响，其变化满足一阶自回归过程为(12)式。该式中 ρ_a^i 为滞后系数， $\varepsilon_{a,t}^i$ 服从高斯白噪声过程，表示技术冲击。

$$\hat{a}_t^i = \rho_a^i \hat{a}_{t-1}^i + \varepsilon_{a,t}^i, \quad i = CHN, USA \quad (12)$$

*i*国厂商在技术约束下追求实际生产成本最小化如(13)式，厂商的生产成本包括向工人支付的工资以及生产资本的必要报酬。

$$\min(w_t^i L_t^i + r_t^i K_t^i), \quad i = CHN, USA \quad (13)$$

其中 w_t^i 表示*i*国的实际工资率 $\frac{W_t^i}{P_t^i}$ ， r_t^i 为单位资本的实际边际成本。求解该式的生产成本最小化问

题，确定厂商的资本边际成本、实际工资水平、厂商生产的实际边际成本等经济变量，得到技术约

¹ 中美厂商的资本份额差异导致两国厂商生产方程与通胀方程结构性参数出现不对称。

束下的两个欧拉方程 (14) 与 (15)。

$$w_t^i = (1 - \alpha_i) mc_t^i A_t^i (K_t^i)^{\alpha_i} (L_t^i)^{-\alpha_i}, \quad i = CHN, USA \quad (14)$$

$$r_t^i = \alpha_i mc_t^i A_t^i (K_t^i)^{\alpha_i - 1} (L_t^i)^{-\alpha_i}, \quad i = CHN, USA \quad (15)$$

联立以上两式, 消去生产资本变量和劳动变量得到 (16), 该式体现了生产实际成本的影响因素。说明各国厂商生产的实际边际成本为其资本收益率和实际工资率的加权平均, 权重分别为两种要素在产出贡献中的份额。

$$mc_t^i = \frac{(1 - \alpha_i)^{\alpha_i - 1} \alpha_i^{-\alpha_i}}{A_t^i} (w_t^i)^{1 - \alpha_i} (r_t^i)^{\alpha_i}, \quad i = CHN, USA \quad (16)$$

2、需求约束

商品生产分成了两个阶段: 中间厂商为垄断竞争市场, 产品价格存在黏性, 厂商采取 Calvo 交错定价, 每一期都有 $1 - \gamma$ 比例的厂商调整价格; 最终厂商为完全竞争市场, 利润等于所有销售的最终产品价格减去所有投入的中间产品价格之和, 目标函数为 (17) 式, 生产技术约束为 (18) 式。

$$\max P_{i,t}^i Y_t^i - \int_0^1 P_{i,t}^i(j) Y_t^i(j) dj, \quad i = CHN, USA \quad (17)$$

$$Y_t^i = \left\{ \int_0^1 [Y_t^i(j)]^{\frac{1-\theta}{\theta}} dj \right\}^{\frac{-\theta}{1-\theta}} \quad (18)$$

以上两式中, $Y_{i,t}(j)$ 表示 i 国第 t 期第 j 种中间产品的产量, $P_{i,t}(j)$ 表示 i 国第 t 期第 j 种中间产品的价格, θ 表示中间产品之前的替代弹性。最终产品厂商采用不变替代弹性将中间商品进行加总获得最终产品的产出, 在生产技术约束条件下求解最终产品厂商的利润最大化, 得到 (19) 式。

$$Y_t^i(j) = \left(\frac{P_{i,t}^i(j)}{P_{i,t}^i} \right)^{-\theta} Y_t^i \quad (19)$$

该式表示生产中间产品的厂商, 面临的市场需求是总需求的一定比例, 其比例系数受到中间产品替代弹性和中间产品价格与总价格水平之比的影响, 将 (18) 代入 (17), 得到式 (20), 表示最终产品厂商的价格水平。

$$P_{i,t}^i = \left[\int_0^1 P_{i,t}^i(j)^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (20)$$

在时期 t 的中间厂商会选择 $P_{i,t}^{i,0}$ 来最大化利润的净现值, 每期的利润为中间产品税后收入减去生产成本, 由此得到中间厂商的利润最大化为 (21) 式, 需求约束条件为 (22) 式。

$$\max E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^k Q_{t,t+k}^i \left[P_{i,t}^{i,0} (1 - \tau_t^i) Y_{t+k|t}^i(j) - \psi(Y_{t+k|t}^i(j)) \right] \right\}, \quad i = CHN, USA \quad (21)$$

$$Y_{t+k|t}^i(j) = \left(\frac{P_{i,t}^{i,0}}{P_{i,t+k|t}^i(j)} \right)^{-\theta} Y_{t+k}^i, \quad i = CHN, USA \quad (22)$$

其中 $P_{i,t}^{i,0}$ 为中间产品的最优定价， $\psi(Y_{t+k|t}^i(j))$ 表示成本函数， $Q_{t,t+k}^i$ 表示名义支付的随机贴现因子。

$$Q_{t,t+k}^i = \beta^k \frac{C_{t+k}^{i-\sigma_c} P_t^i}{C_t^{i-\sigma_c} P_{t+k}^i} \quad (23)$$

求解在 (22) 式约束下的 (21) 式的最优化，可以求得中间厂商最优定价问题的一阶条件 (24) 式，其中 $\psi(Y_{t+k|t}^i(j))$ 表示在 t 期设定价格的厂商在 $t+k$ 期的总成本， $mc_{t+k|t}^i$ 表示在 t 期设定价格的厂商在 $t+k$ 期的名义边际成本，则 $\psi(Y_{t+k|t}^i(j))$ 和 $mc_{t+k|t}^i$ 的关系满足 (25) 式。

$$\sum_{i=0}^{\infty} \gamma^k Q_{i,t,t+k} Y_{t+k|t}^i(j) \left[(1 - \tau_t^i) \frac{P_t^{i,0}}{P_{t-1}^i} - \frac{\theta}{\theta - 1} \psi(Y_{t+k|t}^i(j)) \frac{1}{P_{t-1}^i} \right] = 0, \quad i = CHN, USA \quad (24)$$

$$\psi(Y_{t+k|t}^i(j))' = mc_{t+k|t}^i P_{t+k}^i \quad (25)$$

使用 (23) 的稳态形式，得到 $Q_{i,t,t+k} = \beta^k$ ， $\tau_t^i = \tau_{SS}^i$ 以及 $Y_{t+k|t}^i(j) = Y_{SS}^i$ ，将 (25) 式代入 (24) 式，得到 (26)。为了直观描述变量之间的相关关系，将 (26) 式在稳态点附近展开得到 (27) 式。

$$\sum_{k=0}^{\infty} \gamma^k \beta^k \frac{P_t^{i,0}}{P_{t-1}^i} = \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^k \beta^k \frac{\theta}{\theta - 1} E_t \left\{ \frac{1}{(1 - \tau_t^i)} m\hat{c}_{t+k|t}^i \frac{P_{t+k}^i}{P_{t-1}^i} \right\} \quad (26)$$

$$\hat{p}_t^{i,0} - \hat{p}_{t-1}^i = (1 - \gamma\beta) \sum_{j=0}^{\infty} (\gamma\beta)^j E_t \left\{ m\hat{c}_{t+j|t}^i + \hat{p}_{t+j}^i - \hat{p}_{t-1}^i + \frac{\tau_{SS}^i}{1 - \tau_{SS}^i} \tau_t^i \right\} \quad (27)$$

在 t 期设定价格的厂商在 $t+k$ 期的实际边际成本为 (27) 式，受到所有厂商在 $t+k$ 期的平均实际成本与物价水平变动的的影响。

$$E_t \{ m\hat{c}_{t+k|t}^i \} = E_t \{ m\hat{c}_{t+k}^i \} - \frac{(1 - \alpha_i)\theta}{\alpha_i} \{ \hat{p}_t^{i,0} - E \{ \hat{p}_{t+k}^i \} \} \quad (28)$$

将方程式 (28) 代入公式 (27)，为了简化表达，令 $\Theta_i = \frac{\alpha_i}{\alpha_i + \theta(1 - \alpha_i)}$ ，并重新整理得到公式 (29)。

$$\hat{p}_t^{i,0} - \hat{p}_{t-1}^i = \gamma\beta E_t \{ \hat{p}_{t+1}^{i,0} - \hat{p}_t^i \} + (1 - \gamma\beta)\Theta_i \left(m\hat{c}_t^i + \frac{\tau_{SS}^i}{1 - \tau_{SS}^i} \tau_t^i \right) + \hat{\pi}_t^i \quad (29)$$

由于通货膨胀率在稳态处对数线性化的结果可表示为 $\hat{\pi}_t^i = \hat{p}_t^i - \hat{p}_{t-1}^i$, 代入 (29) 得到 (30)。¹

$$\hat{\pi}_t^{i,0} = \gamma \beta E_t \{ \hat{\pi}_{t+1}^{i,0} \} + (1 - \gamma \beta) \Theta_i \left(m \hat{c}_t^i + \frac{\tau_{ss}^i}{1 - \tau_{ss}^i} \tau_t^i \right) + \hat{\pi}_t^i, \quad i = CHN, USA \quad (30)$$

如前设置, 中间厂商分成调整价格的厂商和不调整价格的厂商, 假设 $T(t) \subseteq [0,1]$ 表示在时期 t 没有重新优化价格的厂商集合, 得到 (31) 式。

$$P_t^i = \left[\int_{T(t)} P_{t-1}^i(j)^{1-\theta} dj + \int_{C_{[0,1]T(t)}} P_{t-1}^{i,0}(j)^{1-\theta} dj \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (31)$$

根据 Calvo 定价策略, $T(t)$ 的测度为 γ , $C_{[0,1]T(t)}$ 的测度为 $1 - \gamma$, 在 (31) 式两边同时除以 $P_{C,t-1}$, 得到 (32) 式。

$$(1 + \hat{\pi}_t^i)^{1-\theta} = \gamma + (1 - \gamma)(1 + \hat{\pi}_t^{i,0})^{1-\theta}, \quad i = CHN, USA \quad (32)$$

式 (32) 表示当期的通胀取决于两个因素: γ 比例的厂商不调整价格, 对通货膨胀率的影响为 1 个单位; $1 - \gamma$ 比例的厂商根据最优定价方程调整商品价格, 对通货膨胀率的影响为 $(1 + \hat{\pi}_t^{i,*})$ 个单位。

3、资本约束

i 国的资本约束方程为 (33), 其中 δ 是资本的折旧率², Inv_t^i 是 i 国 t 期的新增投资额。基于中美两国目前资本流动的特征, 本文假定资本并不是完全流动。(33) 式表示本国厂商的投入为上一期的资本存量与本国当期追加的新增投资之和。

$$K_t^i = (1 - \delta)K_{t-1}^i + Inv_t^i, \quad i = CHN, USA \quad (33)$$

(三) 政府

假定每个国家存在一个宏观的政府, 包括货币当局和财政当局。 i 国的财政支出受前一期财政支出的影响, 满足一阶自回归过程, 如 (34) 式所示。借鉴 Leeper et al. (2010) 对税收规则的设定, 假设美国的税率冲击满足一阶自回归过程, 如 (35) 式。

$$\hat{g}_{i,t} = \rho_{i,g} \hat{g}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}^g, \quad i = CHN, USA \quad (34)$$

$$\hat{\tau}_t^{USA} = \rho_{\tau}^{USA} \hat{\tau}_{t-1}^{USA} - \varepsilon_t^{\tau} \quad (35)$$

¹ 近年来随着经济发展, 中国经济总量在世界经济之林占有越来越重要的地位。尽管中国还不是一个强国, 但在总量上已经是一个大国。目前, 西方发达国家对中国经济的影响仍然很大, 但同时中国对其他国家经济的影响力也在不断上升。因此在 DSGE 模型推导中, 使用小国模型的研究范式可能已经不太适合, 小国模型应该慢慢向体现两国交互影响的大国模型转化。体现在汇率传递方面, 就是 LCP (不完全传递) 开始慢慢向 PCP (完全传递) 进行调整。

² 中美两国厂商的资本折旧率不同, 体现了中国经济重投资和资本折旧快的特征。

参考 Liu and Zhang (2010) 以及王曦等人 (2017) 的研究, 假设中国的货币政策采用混合型货币政策, 即央行同时使用货币供应量调整与利率调整两种类型的货币政策工具, 给出 (36) 式。借鉴 Taylor (1999) 等学者的研究, 假设美国的货币政策采用泰勒规则, 给出 (37) 式¹。本文借鉴黄志刚 (2011) 的研究, 已在方程式考虑了相应的汇率干预因子。

$$d_i \hat{i}_t^{CHN} + (1-d_i) \hat{m}_t^{CHN} = d_i \rho_i^{CHN} \hat{i}_{t-1}^{CHN} + (1-d_i) \rho_m^{CHN} \hat{m}_{t-1}^{CHN} + \left[d_i (1-\rho_i^{CHN}) \rho_{i,\pi}^{CHN} + (1-d_i) (1-\rho_m^{CHN}) \rho_{m,\pi}^{CHN} \right] \hat{\pi}_t^{CHN} + \left[d_i (1-\rho_i^{CHN}) \rho_{i,y}^{CHN} + (1-d_i) (1-\rho_m^{CHN}) \rho_{m,y}^{CHN} \right] y_t^{CHN} \quad (36)$$

$$\hat{i}_t^{USA} = \rho_i^{USA} \hat{i}_{t-1}^{USA} + \rho_\pi^{USA} \hat{\pi}_t^{USA} + \rho_y^{USA} \hat{y}_t^{USA} \quad (37)$$

基于 Kumhof et al. (2010) 和刘斌 (2008) 的研究, 给出 i 国国民收入核算恒等式为 (38) 式, 即 i 国的总产出等于家庭的总消费、政府总支出和新增投资之和。

$$Y_t^i = C_t^i + G_t^i + Inv_t^i, \quad i = CHN, USA \quad (38)$$

(四) 市场出清

与封闭型 DSGE 模型不同, 开放条件下的 DSGE 模型既需要考虑商品市场出清, 还要考虑不同国家的家庭与企业在他国投资 (模型中用债券投资作为替代), 通过套利所导致的国际投资市场的出清。

1、商品市场出清

根据 Gali and Monacelli (2005) 的研究, 首先定义中国贸易条件 s_t 为中国商品和美国商品的相对价格, 得到 (39) 式; 然后将贸易条件 s_t 代入 (4) 式, 得到中美两国消费品价格与本国商品价格之比 z_t^i 的方程为 (40) 与 (41) 式。

$$s_t = \frac{P_{USA,t}^{CHN}}{P_{CHN,t}^{CHN}} = \frac{P_{USA,t}^{USA}}{P_{CHN,t}^{USA}} \quad (39)$$

$$\frac{P_t^{CHN}}{P_{CHN,t}^{CHN}} = \left[\Delta_{CHN} + (1-\Delta_{CHN}) s_t^{1-\eta} \right]^{1/(1-\eta)} = z_t^{CHN} \quad (40)$$

$$\frac{P_t^{USA}}{P_{USA,t}^{USA}} = \left[\Delta_{USA} s_t^{-(1-\eta)} + (1-\Delta_{USA}) \right]^{1/(1-\eta)} = z_t^{USA} \quad (41)$$

市场出清时主要考虑实际汇率, 美国对中国的实际汇率 q_t 为式 (42)。参考 Clarida and Gali (2002)

¹ 中国实施混合型的货币政策 (关注货币供应量与利率), 美国实施价格型的货币政策 (关注利率), 所以中国的货币政策调整对美国的影响机制和美国货币政策调整对中国的影响机制存在差异。

对于商品市场出清方程的设置, 中国和美国的商品市场出清方程分别为 (43)¹ 与 (44)², 中国和美国的净出口方程为 (45)。在 (43) 式中, 美国汇率前面的系数为 $\frac{n_{USA}}{n_{CHN}}$, 由于美国与中国的经济

体量差异, 以及美元与人民币的地位差异, 目前这个比值大于 1 (在参数校准部分, 我们根据美国与中国 GDP 的实际数据, 校准该比值为 1.65)。因此美元汇率波动对中国产出的影响要大于 1, 即美国汇率一个单位的变化将会导致中国产出大于 1 个单位的变化, 存在很明显的汇率传导的不完全

特性。同样的道理, 在 (44) 式中, 中国的汇率会影响美国的产出, 在中国汇率前面的系数为 $\frac{n_{CHN}}{n_{USA}}$,

由于美国与中国的经济体量差异, 该比值小于 1, 即中国汇率一个单位的变化并不会导致美国产出一个单位的变化, 同样存在很明显的汇率的不完全传导特性。

$$q_t = \frac{\xi_t^{CHN} P_t^{USA}}{P_t^{CHN}} = \frac{\xi_t^{CHN} P_{USA,t}^{USA}}{P_{CHN,t}^{CHN}} \frac{P_t^{USA} / P_{USA,t}^{USA}}{P_t^{CHN} / P_{CHN,t}^{CHN}} = \frac{s_t z_t^{USA}}{z_t^{CHN}} \quad (42)$$

$$Y_t^{CHN} z_t^{CHN^{-\eta}} = (1 - \Delta_{CHN}) C_t^{CHN} + \Delta_{USA} \frac{n_{USA}}{n_{CHA}} q_t^\eta C_t^{USA} \quad (43)$$

$$Y_t^{USA} z_t^{USA^{-\eta}} = \frac{n_{USA}}{n_{CHN}} \Delta_{CHN} q_t^{-\eta} C_t^{CHN} + (1 - \Delta_{USA}) C_t^{USA} \quad (44)$$

$$nx_t^i = \frac{1}{Y_{SS}^i} \left(Y_t^i - \frac{P_t^i}{P_{i,t}^i} C_t^i \right), \quad i = CHN, USA \quad (45)$$

2、国际债券市场出清

国际债券市场出清本质上是一种开放条件下的无套利均衡, 我们同时考虑中国的代表性家庭和美国的代表性家庭持有国债的一阶条件 (7) 与 (8) 式, 得到 (46) 与 (47) 式。

$$\frac{\xi_{t+1}^{CHN} P_{t+1}^{USA}}{P_{t+1}^{CHN}} \frac{(C_{t+1}^{CHN})^{-\sigma_c}}{(C_{t+1}^{USA})^{-\sigma_c}} = \frac{\xi_t^{CHN} P_t^{USA}}{P_t^{CHN}} \frac{(C_t^{CHN})^{-\sigma_c}}{(C_t^{USA})^{-\sigma_c}} \quad (46)$$

$$Q_{t+1}^{CHN} = \frac{\xi_t^{CHN}}{\xi_{t+1}^{CHN}} Q_{t+1}^{USA} \quad (47)$$

将 (42) 式代入 (46) 式得到 (48) 式, 用无风险利率替代随机贴现因子, 得到人民币名义利率、

¹ 美国的利率调整影响美国的消费 (8 式), 在开放经济条件下, 美国的消费会影响中国的产出 (43 式), 中国的产出会影响中国的投资 (38 式), 中国的投资影响本国的资本变化 (33 式)。

² 美国的利率调整影响美国的消费 (8 式), 在开放经济条件下, 美国的消费影响了中国的产出 (43 式), 中国的产出影响了本国的利率 (36 式)。

美元名义利率以及名义汇率变动幅度三者之间的关系式为 (49)¹。

$$\frac{C_t^{CHN}}{C_t^{USA}} = q_t^{1/\sigma_c} \quad (48)$$

$$1 + i_t^{CHN} = \left(1 + i_t^{USA}\right) \frac{\xi_{t+1}^{CHN}}{\xi_t^{CHN}} \quad (49)$$

以上方程在 DSGE 的分析框架下, 构成了一个包含美国与中国的家庭、厂商和政府等主体的方程组, 各经济主体在约束下进行经济决策达到最大化。我们尝试通过求解方程组, 寻求经济的可能稳态与动态变化过程, 从而探讨美国利率调整与税率调整对中国经济的影响, 并提出相关政策建议。²

四、参数校准和贝叶斯估计

本文构建的三国 DSGE 模型中有两类参数: 第一类参数反映模型的稳态特征, 这类参数是固定值或者只与内生经济变量的稳态值有关, 我们基于经典文献和统计数据进行校准; 第二类参数反映模型的动态特征, 这类参数是随机变量, 会受到内生经济变量每一期取值的影响, 我们通过贝叶斯方法进行估计。

(一) 参数校准

表 1 参数校准结果

参数	经济意义	中国	美国
n	经济相对规模	1	1.65
β	稳态时折现因子	0.99	0.99
Δ	消费外国商品倾向	0.2884	0.2188
σ_c	家庭方程中的消费弹性	1	1
σ_l	家庭方程中的劳动弹性	2	2
η	两国商品的边际替代弹性	1.5	1.5
α	生产函数中资本弹性	0.50	0.33
θ	中间厂商对最终厂商的不变替代弹性	10	10

¹ 本文的汇率平价公式基于黄志刚 (2011) 的相关研究, 同时考虑到近年来, 中国对其他国家经济的影响力在不断上升, 我们将弹性参数 γ_i 设置为 1 来体现中美两国的交互影响。模型推导与敏感性分析显示, 调整弹性参数 γ_i 并不会导致模型结果出现较大变化。因此提高弹性参数 γ_i 的取值, 既可以简化相关推导计算量, 又充分体现了当前中国经济发展的现状。

² DSGE 模型的稳态, 一则体现在经济体系的稳定上, 二则体现在脉冲效果的稳定上。从动态的角度看, 经济体系首先会达到一个初始的稳态, 然后施加一个外部冲击 (比如利率冲击或者税率冲击), 经济体系会在经过变化调整之后, 达到一个新的稳态。DSGE 模型擅长分析宏观政策调整对经济体系中各经济变量的影响, 而本文主要研究美国的利率调整与税率调整对中国经济的各个变量的影响, 因此比较适合使用 DSGE 的技术方法来解决。

γ	Calvo 定价中保持价格的比例	0.75	0.75
δ	资本折旧率	0.056	0.010

从世界银行官方网站数据库, 查找到最新的中国和美国的 GDP 数据, 取中国相对规模为 1, 通过计算得到美国的 GDP 相对比值分别为 1.65。借鉴马勇 (2014) 和杨小海 (2017) 的研究, 我们使用“进口总额/消费总额”作为消费外国商品倾向的校准值, 通过 Wind 数据库的统计数据计算得到中国家庭消费美国商品的倾向是 0.2884, 美国家庭消费中国商品的倾向为 0.2188; 借鉴 Teo (2009) 和黄志刚 (2009) 的研究成果, 将家庭主观贴现率取值为 0.99; 借鉴 Faia (2008) 和王曦等人 (2017) 的研究, 把家庭消费的弹性 σ_c 取值为 1; 参考 Chang et al. (2015) 以及侯成琪和龚六堂 (2014) 的研究, 把家庭的劳动的弹性 σ_l 取值为 2; 借鉴 Engel & Matsumoto (2009) 以及杨小海 (2017) 的研究, 将国际贸易商品边际替代弹性取值为 1.5。由于中国和美国的生函数存在差异, 参考 Chang et al. (2015) 和王曦等人 (2017) 的研究, 将中国厂商的资本产出弹性 α 确定为 0.5。参考 Christiano et al. (2005) 和 Leeper (2010) 的研究, 将美国厂商资本产出弹性 α 确定为 0.33。参考 Chang et al. (2015) 和王曦等 (2017) 的研究, 中间厂商对最终厂商的不变替代弹性取值为 10。借鉴刘斌 (2010) 的研究, 本文通过投资占产出的平均比重数据反向求解出中国和美国的折旧率数据, 其中中国折旧率取值为 0.056, 美国折旧率取值为 0.010。假设厂商平均一年调整一次价格, 参考陈昆亭和龚六堂 (2006) 的相关研究, 将不能调整价格的厂商比例取值为 0.75。借鉴郭长林 (2013) 对税率冲击的研究, 假设美国税率冲击的自回归系数为 0.9。参数校准的结果归纳在表 1 中, 由于每个数值我们都参考了多篇文献, 并根据所取数值上下各浮动 1 个单位计算后续的脉冲响应, 得到的结果基本稳定, 因此以上参数校准具有较好的稳健性。

(二) 贝叶斯估计

贝叶斯估计假设模型中的部分参数是随机变量, 先根据已知的信息确定参数的先验分布形式和分布的相关统计量, 然后根据实际数据对先验分布进行修正, 最终得到参数的贝叶斯估计值。

表 2 贝叶斯估计的结果

参数	先验均值	先验标准差	先验分布	后验均值	事后分布区间
ρ_g^C	0.700	0.20	Beta	0.6950	[0.4271, 0.9950]
中 ρ_a^C	0.750	0.20	Beta	0.6825	[0.3856, 0.9695]
国 d_i	0.500	0.1	Beta	0.5146	[0.3380, 0.6865]
ρ_i^C	0.400	0.15	Beta	0.3820	[0.1541, 0.6186]

	ρ_m^C	0.400	0.15	Beta	0.3747	[0.1116, 0.5969]
	ρ_π^C	1.500	0.15	Norm	1.5189	[1.2888, 1.7692]
	ρ_y^C	0.250	0.05	Norm	0.2408	[0.1558, 0.3234]
美 国	ρ_g^A	0.700	0.20	Beta	0.6726	[0.3820, 0.9758]
	ρ_a^A	0.750	0.20	Beta	0.5360	[0.2480, 0.8154]
	ρ_1^A	0.800	0.20	Beta	0.9643	[0.9226, 1.0000]
	ρ_π^A	0.200	0.10	Beta	0.2643	[0.0673, 0.4516]
	ρ_y^A	0.100	0.10	Beta	0.4944	[0.3065, 0.6863]

借鉴杨小海（2017）的研究，假设技术冲击的自回归系数服从先验均值为 0.75，标准差为 0.2 的贝塔分布；借鉴 Leeper et al.（2010）的研究，假设政府购买冲击的自回归系数服从先验均值为 0.7，标准差为 0.2 的贝塔分布；借鉴 Smets & Wouters（2007）以及杨小海（2017）的研究，假定各项冲击的标准差服从先验均值为 0.1，标准差为 2.00 的逆伽马分布。借鉴王曦等人（2017）的研究，设定货币政策平滑因子 r 和 m 服从均值 0.4，标准差为 0.15 的贝塔分布；假设货币政策规则中通胀的反应系数，服从均值为 1.5，标准差为 0.15 的正态分布；产出反应系数，服从均值为 0.25，标准差为 0.05 的正态分布；对于混合规则中利率规则所占权重的参数，假设其服从均值为 0.5，方差为 0.1 的贝塔分布。借鉴 Smets & Wouters（2007）以及 Kumhof et al.（2010）对美国货币规则的研究，设定货币政策平滑因子 r 服从均值 0.8，标准差为 0.2 的贝塔分布，通胀的反应系数服从均值 0.2，标准差为 0.1 的贝塔分布，产出的反应系数服从均值 0.1，标准差为 0.1 的贝塔分布。本部分使用的中国数据来自国家统计局官方网站和中经网统计数据库，使用的美国数据来自美联储数据库，时间区间为 2010 年第一季度至 2017 年第四季度，所有数据经过了季节性调整。我们将以上数据代入数理建模的相关方程式进行计算，对先验分布进行修正，最终得到贝叶斯估计结果如表 2 所示。表 2 中的每个数值我们都在参考至少两篇文献的基础上，根据所取数值上下各浮动 1 个单位计算脉冲响应，得到的结果基本稳定，因此贝叶斯估计的结果具有较强的稳健性。

五、脉冲响应

脉冲响应可以直观的考察美国的利率调整（以加息为替代）与税率调整（以减税为替代）对中国经济的影响。由于利率调整是货币政策，按照货币经济学理论，货币政策的最终目标主要是经济增长、物价稳定、充分就业与国际收支平衡，再加之理论界与实务界当前普遍关注的资本流动与投资行为变化，所以我们在以上四个指标的基础上再增加资本流动，从五个方面来考察美国利率调整

与税率调整的影响效果。结合数理建模的推导, 本文的经济增长用“产出”表示, 物价用“消费物价指数”表示, 就业用“劳动力投入”表示, 国际收支平衡用“净出口”表示, 资本流动用“生产资本投入”表示。我们同时提供了美国加息与减税对中国与对美国的脉冲图, 对照分析宏观政策的冲击效应。

(一) 美国利率调整(加息)对中国经济的影响

首先假设中国经济处于稳态, 然后美国对其施加一个单位的正向利率冲击, 得到系列脉冲如图 1。图 1 分为 5 幅子图, 分别表示美国加息对中国的产出、生产资本投入、净出口、劳动力投入与消费物价指数的影响。

在产出方面(请见图 1 的第一幅子图): 美国加息导致中国的产出基本上是下降。原因是美国的利率上升导致美国家庭的消费下降, 由于开放经济条件下的传导作用, 所以美国的消费下降导致中国的产出下降。

在资本投入方面(请见图 1 的第二幅子图): 美国加息导致中国的资本投入减少, 而且这个减少一直未转化成正值, 说明加息导致的资本投入减少显示出稳定而坚决的特征。我们仔细检索了相关数据发现, 伴随着本轮美国的加息, 同期的中国储蓄并没有下降(用境内存款指标替代, 数据来源于中国人民银行金融机构人民币信贷收支表), 经常项目也没有出现明显的下降, 但是同期的中国的资本项目指标却出现大幅减少。据此, 我们推断当前投资下降的原因并不是储蓄下降, 也不是经常项目萎缩, 而更可能是资本出现了外逃, 意味着大量的国内资金开始流往美国, 谋求更高收益。也有学者认为净误差与遗漏项可以较好的反映资本外逃的程度(例如余永定, 2017), 所以我们考察了同期的净误差与遗漏项, 发现都小于零(经常项目、资本项目以及净误差与遗漏项的数据均来源于国家外汇局中国历年国际收支平衡表), 也佐证了同期资本一直在持续不断的流出。

在净出口方面(请见图 1 的第三幅子图): 数据显示净出口持续下降, 随后虽然有所上升, 但一直处于负值。原因是美国加息导致美国家庭的消费下降, 美国的消费下降导致中国的出口和产出下降, 导致中国的净出口下降。

在劳动力投入方面(请见图 1 的第四幅子图): 就业基本下降, 这是因为美国加息导致美国家庭的消费下降, 美国的消费下降导致中国的产出下降, 中国的产出下降导致中国就业下降。

在物价方面(请见图 1 的第五幅子图): 物价的即期冲击为正, 然后逐步下降。原因是美国加息导致美国家庭的消费下降, 美国家庭的消费下降导致美元兑人民币的实际汇率上升, 实际汇率的上升导致中国的贸易条件恶化, 而中国的贸易条件恶化导致厂商卖给中国家庭的商品价格变高。

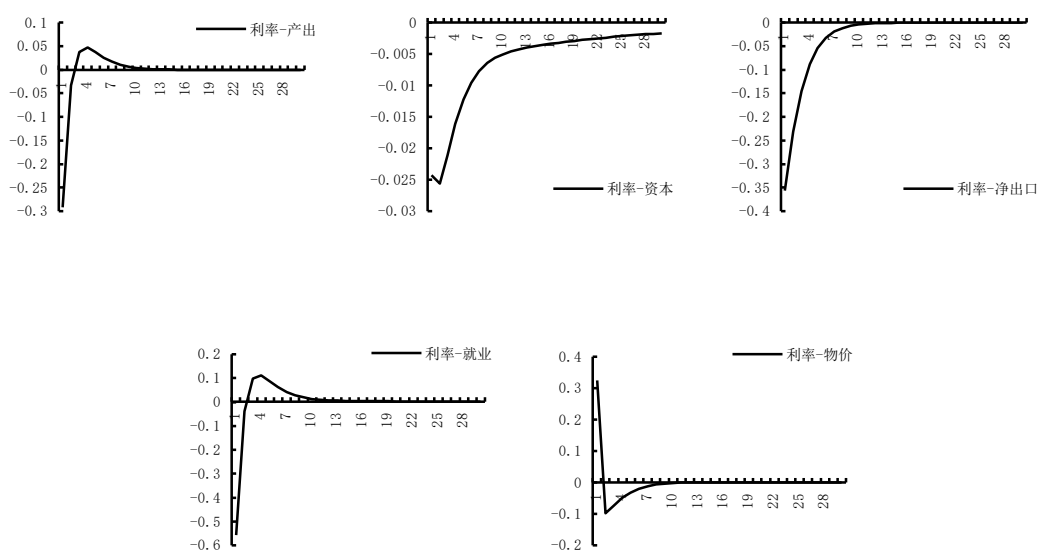


图 1 美国加息对中国的影响¹

整体来看，美国加息对中国经济产生了较大的负面冲击。虽然从个体理性的角度来看，美国加息有利于本国的经济发展，但是从集体理性的角度来看，美国加息客观上产生了对其他国家的不利影响，导致世界经济出现更大的不确定性。作为经济体量最大的发达国家，美国的货币政策调整具有较强的溢出效应；而长期以来美国一直具有大国思维与霸权思想，以本国经济最大化为追求目标，面对国际关系中的责任和义务承担不够，从而与周边国家之间产生了与邻为壑效应。例如模型推导显示：美国加息导致了中国的产出下降、贸易条件恶化、商品价格升高、就业率下降、资本外逃，以及净出口下降。面对着美国加息，中国政府短期内应当密切关注产出、资本投入、净出口与就业率的变动情况，长期中需要制定措施来应对资本外逃，如果美国加息的影响超过了警戒值可考虑调整货币政策应对负面冲击。

（二）美国税率调整（减税）对中国经济的影响

首先假设中国经济处于稳态，然后美国对其施加税率的一个负向单位的冲击，得到系列脉冲如图 1。图 1 分为 5 幅子图，分别表示美国减税对中国的产出、生产资本投入、净出口、劳动力投入与消费物价指数的影响。

在产出方面（请见图 2 的第一幅子图）：美国减税导致中国的产出初期下降，然后有较大幅度

¹ DSGE 给出的脉冲一般是利率或者税率的一个单位的冲击效果，相当于短期政策效果。数据显示，在货币政策的冲击下，经济变量在短期内有变化，但在长期中又会回到稳态。此时如果实施再次的利率冲击，由于经济回到了稳态，当其他变量不需要重新校准变化的前提下，再次的同力度利率冲击得到的脉冲效果是一样的。我们做了连续性政策的冲击效果，发现得到锯齿状的脉冲图。考虑到在不改变参数校准的前提下，连续性政策效果是短期政策效果的多次重复，为了不占用过多版面，我们没有提供连续性政策的冲击效果图，有需要的读者随时备索。

的跃升。原因是美国减税导致美国家庭消费上升，由于开放经济条件下的传导作用，所以美国的消费上升导致中国的产出上升。在资本投入方面（请见图 2 的第二幅子图）：美国减税导致美国企业的生产成本下降收益率上升，资本开始流向美国，增加对美国企业的投资以获取更多回报，所以短期内中国的资本出现外逃。但在长期中，毕竟美国减税对中国的企业并没有直接影响，而且美国加息会导致美国企业的融资成本上升，再加上资本流动需要成本，部分外流的资本可能回流，所以资本投入会上升。在净出口方面（请见图 2 的第三幅子图）：美国减税导致中国的净出口会出现一定的上涨。原因是美国减税导致美国家庭消费上升，美国的消费上升导致中国的出口和产出上升，导致中国的净出口上升。在劳动力投入方面（请见图 2 的第四幅子图）：就业初期虽然为负值，但随后上升趋势明显。原因是美国减税导致美国家庭消费上升，美国的消费上升导致中国的产出上升，中国的产出上升导致中国就业上升。在物价方面（请见图 2 的第五幅子图）：数据显示物价初期为正，但很快下降。原因是美国减税导致美国物价下降，由于开放经济条件下的传导作用，导致了中国物价下降。

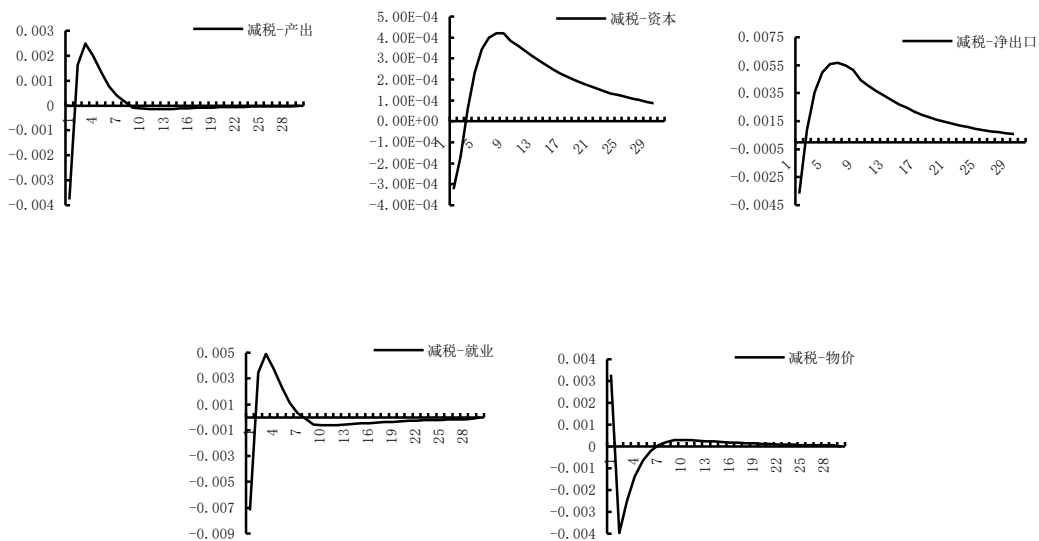


图 2 美国减税对中国的影响¹

结合模型，美国税率调整（减税）的传导机制具体是：对中国产出的影响为美国减税导致美国家庭消费上升（9 式），由于开放经济条件，所以美国的消费上升导致中国的产出上升（43 式）。对中国价格的影响为美国减税导致美国物价下降（30 式），美国物价下降导致中国物价下降（42 式）。

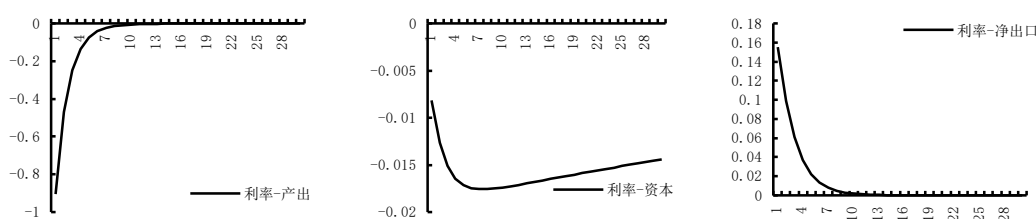
¹ 我们将利率与税率调整的自回归系数调至 0.9999，做了不同的脉冲图。数据显示，不同的自回归系数背景下的脉冲图的趋势基本相同，说明即便宏观政策传导存在不同的漏损率，最终的影响效果也类似，意味着论文给出的脉冲结果非常稳健，可以基于此进行经济学解释。

对中国就业的影响为美国减税导致美国家庭消费上升（9式），美国的消费上升导致中国的产出上升（43式），中国的产出上升导致中国就业上升（11式）。对中国净出口的影响为美国减税导致美国家庭消费上升（9式），美国的消费上升导致中国的出口和产出上升（43式），导致中国的净出口上升（45式）。整体来看，相对于加息，美国减税对中国经济的影响较小。面对着美国减税，中国政府在短期内可以加大对产出、资本投入、净出口与就业率波动状况的关注度。

（三）美国的宏观政策调整对美国的影响

在解析了美国的宏观政策调整对中国经济的影响之后，我们再来分析美国的宏观政策调整对美国本国的影响，因为有些结论需要对照分析，才能充分得到。假设美国经济处于稳态，然后美国加息对其施加一个单位的正向利率冲击，得到系列脉冲如图3。与图1一样，图3也分为5幅子图，分别表示美国加息对美国本国的产出、生产资本投入、净出口、劳动力投入与消费物价指数的影响。

图3的第一幅子图与第四幅子图显示，美国加息对本国的产出与就业都是负面影响，这是紧缩型货币政策带来的必然结果，提高利率压制了美国经济发展。图3的第二幅子图显示，美国加息导致了美国国内资金使用成本上升，企业的资本投入出现了下降。由于美元升值导致其他国家的货币回报率下降，美国减少的资本投入不会外逃至其他国家，因此美国的资本投入下降的原因与中国的资本投入下降的原因不同，美国的资本投入下降是因为资金成本上升回报率下降，而中国的资本投入下降则更可能是因为资本外逃所导致。图3的第三幅子图显示，美国经济复苏后出口增加，所以美国的净出口初期为正值，但是我们注意到净出口一直在减少，这是因为美国加息导致美元升值不利于美国出口所导致。图3的第五幅子图显示，美国物价初期为负，但很快上升，这个趋势与中国刚好相反。央行加息的主要目的是给经济降温降速，因此加息政策出台后的强信号作用会导致价格下降，但是加息的作用真正体现会有个过程，所以物价在中期会有反复，但在长期中，当加息的效果充分显现出来之后，物价会逐渐稳定并收敛至均衡值。



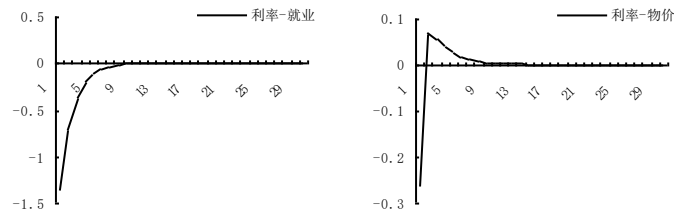


图 3 美国加息对本国的影响

整体评价，美国加息对美国本国经济的影响很大。它对产出、资本投入与就业，产生了很强的负面冲击，而且这个冲击效果一直非常稳定的居于负值，同时在长期中也对净出口造成了压制作用。由此可见，虽然加息是美国政府面对通胀的必须之选，但加息的副作用非常大，可能会较为严重的打击刚从金融危机的“泥淖”中爬出来的美国企业，所以此时美国政府选择减税，是基于本国经济发展现状的一个优选择。那么，减税会给美国经济带来什么影响？假设美国经济处于稳态，然后美国通过减税对其施加一个单位的负向冲击，得到系列脉冲图 4，包含 5 幅子图，分别表示美国减税对美国本国的产出、生产资本投入、净出口、劳动力投入与消费物价指数的影响。

图 4 的第一幅子图与第四幅子图显示，美国减税对本国的产出与就业产生了正面影响。美国减税降低了美国企业的经营成本，对于产出与就业都是好事，所以产出与就业从第二期之后就变成了正值，而且一直都稳居零轴上方，因此美国减税利好美国的产出与就业。由于减税缓冲了加息对经济的部分压制作用，因此不排除美国将来还可能实施更大规模与力度的减税。图 4 的第二幅子图显示，美国的资本投入不断增加，而且一直稳定的居于零轴上方。这可能有两方面原因，一方面是减税降低了美国国内企业的经营成本，促使美国国内企业增加投资，另一方面是减税吸引到了来自于其他国家的企业投资，两者叠加所以导致资本投入不断增长。图 4 的第三幅子图显示，美国减税会降低企业成本，有利于出口，但长期中由于美联储加息的作用充分体现出来，所以美国的净出口会下降。图 4 的第五幅子图显示，减税导致美国的物价一直为负，与中国的趋势刚好相反。这是因为减税导致了企业经营成本下降与产出增加，产品多了价格就下降，由于价格一直稳定的居于零轴下方，说明美国减税对本国价格的影响非常深远。

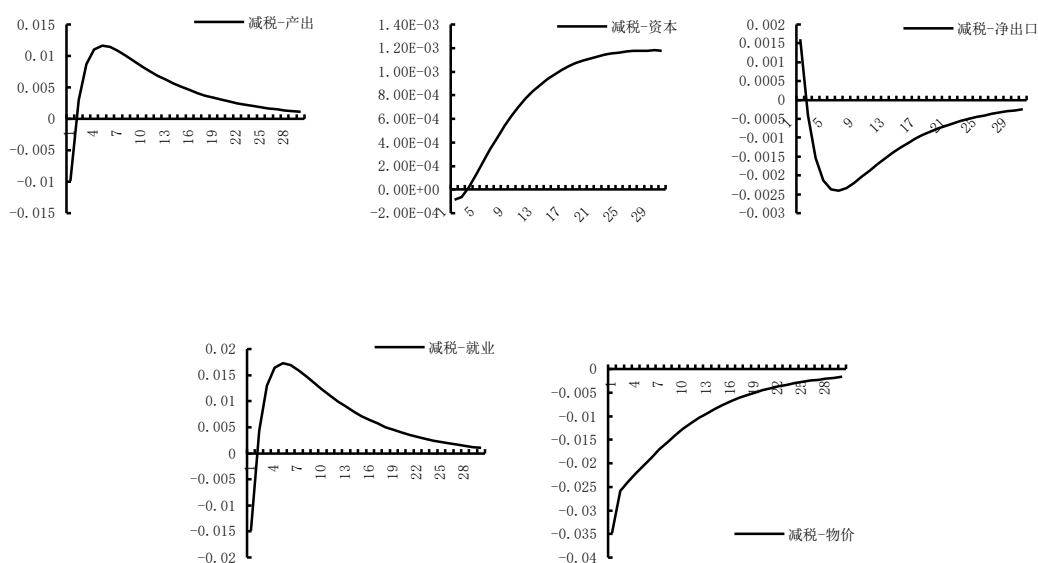


图 4 美国减税对本国的影响

（四）美国的宏观政策调整对中国与美国的影响效应的对比

我们将图 1 至图 4 共四组图放在一起对比，仔细观察美国的宏观政策调整对中国经济与美国经济的影响，能够得到一些有益的结论。

首先，利率调整与税率调整是美国政府针对本国经济发展的特定状况在当时做出的必然之选。例如，由于出现通胀苗头，所以美联储开始加息，但加息的副作用非常大，对美国的产出、资本投入与就业都产生了很强很稳定的负面冲击，并在长期中对净出口也造成了压制作用，有可能会沉重打击刚从金融危机的“泥淖”中爬出来的美国经济，所以美国政府选择减税是基于本国经济发展现状的一种理性选择。

然后，美国的利率调整对中国的影响非常大。照道理来说，美国加息直接影响美国经济，因此对美国经济的影响应当大于对中国经济的影响。但是仔细比较图 1 与图 3，我们发现虽然 5 幅图的趋势各异，意味着政策影响的方向不同，但是图 1 与图 3 的 5 幅子图的振幅峰值的数量级是一样的，而且在资本流动与净出口两个方面，美国加息对中国的影响甚至超过了美国加息对本国的影响。

其次，美国的税率调整对中国的影响较小。比较图 2 与图 4 的 5 幅图的振幅峰值发现，减税对美国经济的影响基本上要大于对中国经济的影响，尤其是资本流动、就业与物价三个指标的峰值，对美国的影响比对中国的影响要大 1 个或 2 个数量级。数据显示，美国加息确实会导致其他国家较大规模的资本外流，但是美国减税在长期中并不会导致明显的企业外迁。

再次，美国利率调整的效果要大于税率调整的效果。比较图 1 与图 2 的 5 幅子图的振幅峰值，

美国加息对中国的影响比美国减税对中国的影响要大 1 到 3 个数量级, 这意味着加息的影响最多可能会达到减税影响的 1000 倍左右。再比较图 3 与图 4 的 5 幅子图的振幅峰值, 美国加息对本国的影响也会比美国减税对本国的影响要大许多倍。

最后, 不同方向的利率调整与税率调整的政策效果存在部分抵消。例如, 加息是一种紧缩的货币政策, 而减税是一种宽松的财政政策, 在他们交叉作用的几个变量领域上, 可能存在方向相反的冲击效果。一方面减税可能缓解加息的部分副作用, 另一方面, 加息有可能会削弱减税的政策效果。

六、政策建议

利率调整与税率调整是美国针对本国当前的经济发展状况实施的宏观调控政策, 这些政策具有较强的溢出效应, 它们增加了中国经济发展的不确定性, 也对中国的宏观调控提出了挑战。本文构建开放经济条件下的 DSGE 两国模型, 将加息作为利率调整的替代指标, 将减税作为税率调整的替代指标, 从经济增长、资本流动、物价稳定、充分就业与国际收支平衡五个方面, 分析了美国利率调整与税率调整的影响。基于研究结论, 我们给出政策建议如下:

第一, 研究结论显示, 美国加息对中国的负面影响较大。美国加息主要通过两条渠道影响中国经济: 首先, 会导致美元升值与人民币币值的波动加大; 其次, 会引起资本外逃。美国加息短期内可能会导致中国产出下降、资本外流与就业率下降, 在长期中资本外逃更是体现出稳定而坚决的特征, 且美国加息在资本流动与净出口等方面对中国的影响超过了对本国的影响。建议政府高度重视美国利率调整的影响, 认真评估美国利率调整的冲击方向与力度, 同时盯住国内的通胀水平与净出口, 如果超过警戒值, 可以考虑调整货币政策例如提高利率来对冲美国加息的影响。建议外汇管理部门推进经常项目和资本项目的治理改革, 防止资本大规模外逃。充分利用汇率下行的机会, 调整贸易结构, 加大对发达国家的出口, 同时加强监控, 加大对比特币等新型资本外逃手段的管控, 通过外汇市场调节手段提高资本外逃的成本, 防止汇率过度波动, 从而达到维护金融稳定的目的。

从理论上说, 美国加息意味着美元资产升值和人民币币值的相对下降, 所以应当有利于中国出口与经济发展。但很遗憾的是, 这种有限的好处不一定能够落到实处。因为美国可以通过各种政治干预与贸易惩罚措施, 强行要求中国增加进口与减少出口, 继续从中国攫取利益。2018 年 3 月, 美国开始对部分中国商品强征高额关税, 突然爆发的大规模贸易摩擦破坏了国际贸易的正常市场环境, 导致中国的对外贸易规模短期内出现急剧萎缩和经济发展受挫。在贸易摩擦的过程中, 美国政府与西方学者将市场经济规律视为谋求收益最大化的一种工具。当对他们有利时, 他们要求中国遵守市场经济规律, 当对他们不利时, 他们避而不谈市场经济规律, 转而使用政治干预手段继续牟利。因此, 发展中国家不应过分依赖和盲从市场经济规律, 建议政府关注美国可能实施的非市场经济干

预手段，争取公平公正的市场环境，防范发达国家激进的政治干预与贸易政策带来的伤害。

从 2019 年中期开始，出于对经济发展放缓的担忧，美联储连续三次降息，特别是进入 2020 年之后，受到新冠肺炎疫情的影响，美联储将联邦基金利率猛然降至 0 至 0.25% 的水平，重回超低利率环境。本轮的美国降息对中国经济的影响主要体现在两个方面：首先，美元币值下降不利于中国商品出口，对出口贸易有压制作用；其次，美国利率的频繁调整导致国际资本流动与经济发展的波动幅度加大，增加了中国经济发展的不确定性。建议政府加大一带一路沿线国家的贸易往来，调整对外贸易的结构与比重，增加贸易对象的多样性和多元化，防止出口对象单一可能导致的风险。建议央行继续实施稳健的货币政策，在盯住国内通胀水平与产出的同时，向市场灵活适度地定向提供流动性支持，引导贷款市场利率下行，降低实体经济的融资成本。大力发展有知识产权的本国高新技术与高端制造设备，提高中国经济发展的韧性与替代性，加快实施自贸区建设，充分发挥我国超大规模市场优势和内需潜力，构建与促进国内国际双循环相互促进的新发展格局。

第二，研究结论显示，美国的税率调整例如减税对中国的影响整体较小。美国的减税政策主要作用于美国企业或者在美国开设的外国企业，并不会对开设在中国境内的企业产生直接影响，但如果税率差距过大，美国的减税措施可能会导致中国的企业外迁。面对着美国减税，建议政府部门实施更为积极的财政政策，可以通过减税降费降低实体企业经营成本，促进经济结构调整，通过供给侧改革推动消费的进一步增长，实施新基建增加投资规模，促进 5G、区块链、工业互联网等前沿方向的发展。还可以考虑适度增加政府专项债规模应对美国宏观政策调整，发行特别国债应对疫情等突发事件的冲击，为经济发展营造动态稳定的发展环境等。

第三，警惕贸易摩擦激化与可能的政治冲突。利率调整政策与税率调整政策各有利弊，如果两者的负效应叠加，那么美国宏观调控的组合政策可能失效。二十世纪八十年代，里根政府也曾经使用加息和减税的组合政策来推动经济复苏，这一政策组合在初期成功的遏制了经济衰退，促使美国经济保持扩张状态，里根政府的加息减税引导美国经济走出了滞胀的泥潭。但是，加息是紧缩政策，减税是宽松政策，两类政策存在相互抵消，加息会不断削弱减税的政策效果。如果全球实体经济发展低于预期，加息减税的组合政策将难以解决长期增长问题。里根政府后期，通过减税刺激经济增长的效果降低，美国国内贫富差距加大，社会矛盾不断激化，政府开始向外转移矛盾，由此部分导致了后续的美日贸易摩擦以及“广场协议”的诞生。日本经济在美国的贸易打压和汇率政策的双重冲击下，被迫急速收缩最终遭受重创。建议外汇管理部门进一步改革人民币汇率形成机制，推进人民币国际化进程，完善外汇储备结构，通过外汇储备结构的多元化降低单一外汇资产的波动风险。建议政府实施刺激消费的相关政策，引导市场预期，提振经济发展信心，推进收入分配改革，提高居民消费占比，调整五险一金与健全社保体系，增加居民收入，让老百姓能消费、敢消费。建议央

行疏通货币政策传导途径, 改善货币政策的传导效率, 通过大力发展实体经济来提高应对外部冲击的能力。

当前国内外形势正在发生深刻变化, 前景十分光明, 挑战也非常严峻。美国为代表的西方发达国家的利率调整政策与税率调整政策, 对我国的宏观调控提出了新挑战。我们应当积极应对, 制定恰当的宏观政策来主动营造动态稳定的发展环境, 巩固金融危机以来的经济复苏与发展的成果, 有效防范金融风险和维护金融稳定, 促进中国经济更快更稳的发展。

参考文献

- [1] 蔡明超, 费方域, 朱保华, 2009:《中国宏观财政调控政策提升了社会总体效用吗》,《经济研究》第3期。
- [2] 陈昆亭, 龚六堂, 2006:《粘滞价格模型以及对中国经济的数值模拟》,《数量经济技术经济研究》第8期。
- [3] 郭长林, 胡永刚, 李艳鹤, 2013,《财政政策扩张、偿债方式与居民消费》,《管理世界》第2期。
- [4] 侯成琪, 龚六堂, 2014,《货币政策应该对住房价格波动作出反应吗》,《金融研究》第10期。
- [5] 黄志刚, 2009:《加工贸易经济中的汇率传递:一个DSGE模型分析》,《金融研究》第11期。
- [6] 姜富伟, 郭鹏, 郭豫媚, 2019:《美联储货币政策对我国资产价格的影响》,《金融研究》第5期。
- [7] 李少昆, 2017:《美国货币政策是全球发展中经济体外汇储备影响因素吗?》,《金融研究》第10期。
- [8] 刘斌, 2008:《我国DSGE模型的开发及在货币政策分析中的应用》,《金融研究》第10期。
- [9] 刘穷志, 2017,《税收竞争、资本外流与投资环境改善,经济增长与收入公平分配并行路径研究》,《经济研究》第3期。
- [10] 马理, 娄田田, 2015:《基于零利率下限约束的宏观政策传导研究》,《经济研究》第11期。
- [11] 马勇, 陈雨露, 2014:《经济开放度与货币政策有效性:微观基础和实证分析》,《经济研究》第3期。
- [12] 申广军, 陈斌开, 杨汝岱, 2016:《减税能否提振中国经济,基于中国增值税改革的实证研究》,《经济研究》第11期。
- [13] 王冠楠, 项卫星, 2017:《金融摩擦与宏观经济的外部脆弱性:基于美联储加息政策的分析视角》,《国际金融研究》第7期。
- [14] 王曦, 汪玲, 彭玉磊, 2017,《中国货币政策规则的比较分析,基于DSGE模型的三规则视角》,《经济研究》第9期。
- [15] 徐润, 陈斌开, 2015:《个人所得税改革可以刺激居民消费吗,来自2011年所得税改革的证据》,《金融研究》第11期。
- [16] 杨小海, 刘红忠, 王弟海:《中国应加速推进资本账户开放吗,基于DSGE的政策模拟研究》,《经济研究》,2017年第8期。
- [17] 张明, 肖立晟, 2014:《国际资本流动的驱动因素:新兴市场与发达经济体的比较》,《世界经济》第8期。
- [18] 朱军, 2016,《债权压力下财政政策与货币政策的动态互动效应,一个开放经济的DSGE模型》,《财贸经济》第6期。
- [19] 朱孟楠, 曹春玉, 2018,《加息周期、汇率安排与储备需求》,《金融研究》第1期。
- [20] Aizenman, J., M.D., and Chinn, Ito, H., 2016, "Monetary policy spillovers and the trilemma in the new normal: Periphery country sensitivity to core country conditions", *Journal of International Money & Finance*, Vol.68, 298-330.
- [21] Altshuler, R., and Timothy, J., 2014, "Goodspeed. Follow the Leader? Evidence on European and US Tax

- Competition”, *Public Finance Review*, Vol. 43(4), 485-504
- [22] Anaya, P., Hachula, and M., Offermanns, C., J., 2017, “Spillovers of U.S. Unconventional Monetary Policy to Emerging Markets: The Role of Capital Flows”, *Journal of International Money & Finance*, Vol.73, 1-30
- [23] Breuss, F., and Rabitsch, K., 2009, “An estimated two-country DSGE model of Austria and the Euro Area”, *Empirica*, Vol. 36(1), 123-158.
- [24] Bruno, V., and Shin, H., S., 2015, “Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 71(2), 119-132.
- [25] Chang, C., Chen, K., Waggoner, D.F., and Zha, T.A., 2015, “Trends and Cycles in China's Macroeconomy”, *NBER Macroeconomics Annual*, No. 30, University of Chicago Press.
- [26] Clarida, R. , Galí, J. , Gertler, M. , 2002, “A simple framework for international monetary policy analysis”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49(5), 879-904.
- [27] Cloyne, J. , 2013, “Discretionary Tax Changes and the Macroeconomy: New Narrative Evidence from the United Kingdom”, *American Economic Review*, Vol. 103(4), 1507-1528.
- [28] Coibion, O. , Gorodnichenko, Y. , and Kueng, L. , 2017, “Innocent Bystanders? Monetary Policy and Inequality”, *IZA Discussion Paper No. 6633*
- [29] Engel, C., and A., Matsumoto, 2009, “The International Diversification Puzzle When Goods Prices are Sticky: It's Really about Exchange-Rate Hedging, Not Equity Portfolios”, *American Economic Journal Macroeconomics*, Vol. 1(2), 155-188.
- [30] Faia, E., and T. Monacelli, 2008, “Optimal Monetary Policy in a Small Open Economy with Home Bias. “, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 40(4), 721-750.
- [31] House, C. L. , and Shapiro, M.D, 2006, “Phased-In Tax Cuts and Economic Activity”, *American Economic Review*, Vol. 96(5), 1835-1849.
- [32] Jacob, P., and Peersman, G., 2008, “Dissecting the dynamics of the US trade balance in an estimated equilibrium model” , *Journal of International Economics*, Vol. 90(2), 302-315.
- [33] J., Gali, and T. Monacelli, 2003, “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy.”, *Review of Economic Studies*, Vol. 72(3), 707-734.
- [34] Kazi, I.A., Wagan, H., and Akbar, F., 2013, “The changing international transmission of U.S. monetary policy shocks: Is there evidence of contagion effect on OECD countries”, *Economic Modeling*, Vol. 30(1), 90-116.
- [35] Kollmann, R., Pataracchia, B., Raciborski, R., et al, 2016, “The post-crisis slump in the Euro Area and the US: Evidence from an estimated three-region DSGE model” , *European Economic Review*, 88(4), 21-41.

- [36] Kumhof, M., Muir, D., Mursula, S., and Laxton, D., 2010, “The Global Integrated Monetary and Fiscal Model (GIMF) – Theoretical Structure”, *IMF Working Papers*, No. 10(10/34)
- [37] Leeper, E.M., Plante, M., and Traum, N., 2010, “Dynamics of fiscal financing in the United States”, *Journal of Econometrics*, Vol. 156(2), 304-321.
- [38] Liu, L.G., and Zhang, W., 2010, “A New Keynesian model for analysing monetary policy in Mainland China”, *Journal of Asian Economics*, Vol. 21(6), 540-551.
- [39] M.A.C.D., Silveira, 2006, “A Small Open Economy as a Limit Case of a Two-Country New Keynesian DSGE Model: A Bayesian Estimation With Brazilian Data”, *General Information*, Vol. 51(9-10), 1585-1592.
- [40] Maćkowiak, B., 2007, “External shocks, U.S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54(8), 2512-2520.
- [41] Mertens, K., and Ravn, M.O., 2012, “Empirical Evidence on the Aggregate Effects of Anticipated and Unanticipated US Tax Policy Shocks”, *American Economic Journal Economic Policy*, Vol. 4(2), 145-181.
- [42] Mertens, K., and Ravn, M.O., 2013, “The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States”, *American Economic Review*, Vol. 103(4), 1212-1247.
- [43] Monacelli, T., Perotti, R., and Trigari, A., “Unemployment fiscal multipliers”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 57(5), 531-553.
- [44] Pappa, E., 2004, “Do the ECB and the fed really need to cooperate? Optimal monetary policy in a two-country world”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51(4), 753-779.
- [45] Romer, C.D., and Romer, D.H., 2010, “The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks”, *American Economic Review*, Vol. 100(3), 763-801.
- [46] Smets, F., and R., Wouters, 2007, “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE approach”, *American Economic Review*, Vol. 97(3), 585-606
- [47] Souleles, N.S., 2002, “Consumer response to the Reagan tax cuts”, *Journal of Public Economics*, Vol. 85(1), 99-120.
- [48] Taylor, J. B., 1993, “A Historical Analysis of Monetary Policy Rules”, *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, 319-348.
- [49] Teo, W.L., 2009, “Should East Asia’s currencies be pegged to the yen? The role of invoice currency”, *Journal of the Japanese & International Economies*, Vol. 23(3), 283-308.
- [50] Yang, S. C.S., 2005, “Quantifying tax effects under policy foresight”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52(8), 1557-1568.

美国货币政策对我国 经济金融周期的影响研究

严佳佳¹ 何梅蓉²

【摘要】随着我国对外开放程度的持续提升,中美金融经济关系愈发交错复杂,美国货币政策对我国产生了愈发显著的溢出效应。本文通过构建开放经济背景下外部融资溢价的影响因素模型,论证美国货币政策对我国经济周期和金融周期的冲击在规模、力度和时序上的差异;通过构建我国金融周期指数,采用 SVAR 模型考察 2008 年至 2017 年美国货币政策对我国金融周期与经济周期的溢出效应;通过方差分解分析,对比美国数量型和价格型货币政策的冲击差异。结果表明,美国货币政策会引发我国金融周期与经济周期波动,金融周期先行于经济周期并存在放大效应,美国数量型和价格型货币政策对我国经济金融周期波动的解释能力亦存在差异。因此,货币当局应高度重视美国货币政策的溢出效应,采取有效措施提高我国经济应对外部冲击的能力以保证经济金融双重稳定。

【关键词】货币政策; 溢出效应; 金融周期; 经济周期

一、引言

作为全球最大经济体,美国货币政策总是根据美国经济跌宕起伏进行调整和改变,却给全球金融市场和经济发展带来震荡。因此,研究美国货币政策对我国的影响是最大限度减轻我国经济发展遭遇外部政策冲击的基础和根本。但已有研究大多关注美国货币政策溢出效应的传导渠道和影响机制问题,却并未结合我国金融经济发展的新特征进行细致分析。2008 年全球金融危机爆发后,理论界和实务界逐步意识到金融周期与经济周期分离已经成为全球金融经济发展的新趋势。基于此,研究美国货币政策溢出效应也必须结合新时期的事实背景,深入比较金融周期和经济周期异质性。这对于把握新时期我国金融体系与宏观经济运行规律、防范系统性风险的全球传播、确保扩大对外开放和经济稳健发展的同时实现具有重要的理论意义和实践价值。

二、文献综述

¹ 严佳佳, 福州大学经济与管理学院副教授。

² 何梅蓉, 福州大学经济与管理学院硕士研究生。

大量国外文献利用数理分析、仿真模拟和实证检验证实,美国货币政策溢出效应的传导具有非对称性,紧缩政策并不是宽松政策的简单逆推(Rosa, 2011; Hamilton & Wu, 2012; Tillmann, 2016); 在各国政策周期不同步性增强的背景下,美国货币政策溢出效应将呈现显著的异质性(Portes, 2012; Salto & Pietra, 2013; Shu & Haichun, 2018)。国内学者就美国货币政策对我国溢出效应的研究亦不断涌现,根据研究对象大致分为两大类文献。第一类聚焦于美国货币政策对我国溢出效应的理论机理,主要基于蒙代尔-弗莱明-多恩布什模型和新开放经济条件下的宏观经济模型理论框架展开。2008 年全球金融危机后,为克服传统模型的复杂性和变量的任意性,向量自回归模型被广泛运用,大多证实了美国货币政策对我国的影响与冲击(吴宏和刘威, 2009; 中国人民银行广州分行课题组, 2016)。第二类文献侧重于美国货币政策对我国溢出效应的传导机制,成果集中在资本流动机制和相对价格机制两个方面,前者对应利率渠道和信号渠道,后者对应商品贸易和汇率渠道。在资本流动机制方面,早期国内学者多将资本市场作为整体来探讨溢出效应(王艳和张鹏, 2012; 刘湘云和张佳雯, 2013); 随着我国金融子市场信息消化速度和发展程度不对称性的逐步显现,学者开始聚焦于单个或若干个金融子市场的响应比较,其中债券和股票市场占据多数(李宗龙和李琳, 2019; 陈晓莉和刘春紫, 2019)。在相对价格机制方面,除了资本流动渠道外,一国货币政策还以价格渠道为纽带影响他国价格及产出水平(张晶晶, 2013; 聂菁和金洪飞, 2015; 孙欣欣和卢新生, 2017)。此外,基于美国货币政策反复的现实,部分学者指出溢出效应传导机制研究需置于更综合的渠道视角之下进行分析,多渠道溢出传导的不对称性及比较遂成为研究重点(刘尧成, 2016; 郭强等, 2017; 叶永刚和项婉玉, 2017; 张小宇和于依洋, 2017)。

综上所述,已有文献对美国货币政策对我国溢出效应的研究尽管在研究对象和方法上存在差异,但都尚未将我国金融经济发展置于周期论视角下进行考量,因此在现实意义和实践指导价值方面有所欠缺。2008 年全球金融危机的爆发说明金融波动不仅是实体经济波动的一种表现,其越来越凸显的独立周期性运动规律已经成为影响经济周期波动的源泉,在特定情境下金融周期对经济周期具有良好的预测能力(Claessens et al., 2012; 陈雨露等, 2016; 范小云等, 2017)。由于货币政策主要通过金融部门的传导影响实体经济(崔建军和张东阳, 2019),金融周期和经济周期的分离意味着美国货币政策对我国的冲击将呈现出更为复杂的过程和效果。因此,区别于以往研究仅关注特定渠道和金融经济变量的冲击,本文将美国货币政策的溢出影响引入我国金融周期和经济周期的对比分析框架,通过比较美国货币政策对我国金融周期和经济周期的作用机理和影响机制,分析金融周期对经济周期的先行作用和放大作用。自中美摩擦引发双边贸易政策不确定性骤然上升和新冠疫情爆发以来,美国货币政

策变化对我国影响再次产生质和量的提升。研究美国货币政策变化对我国金融周期和经济周期的溢出效应不仅顺应了开放背景下我国金融体系和宏观经济运行新特征和新态势,而且更有利于厘清外部宏观政策调整与我国金融经济发展之间的关联逻辑和规律,对于我国应对及缓冲外部冲击、改进宏观经济调控与金融监控方式具有重要的参考价值。

三、理论模型

在金融周期和经济周期相对分离的事实背景下,作为金融加速器机制的核心变量,货币政策的溢出效应会引发外部融资溢价的内生性变动(Nolan & Thoenissen, 2009)。在信息不对称的不完美市场中,外部冲击对金融形势的影响通过改变企业自身资产价格和抵押品估价来提升企业获取融资的外部溢价,影响企业的产出投资水平并反馈至宏观经济,这样经济周期、金融周期与企业外部融资溢价之间的恶性因果循环不断加强外部冲击的作用,最终放大原有宏观经济金融波动(Obstfeld & Rogoff, 1995; Kiyotaki & Moore, 1997)。如图 1 所示,外国价格型和数量型货币政策工具都可以通过利率、汇率和资产价格三大渠道改变跨境资本流动进而对本国金融周期和经济周期产生不同影响。

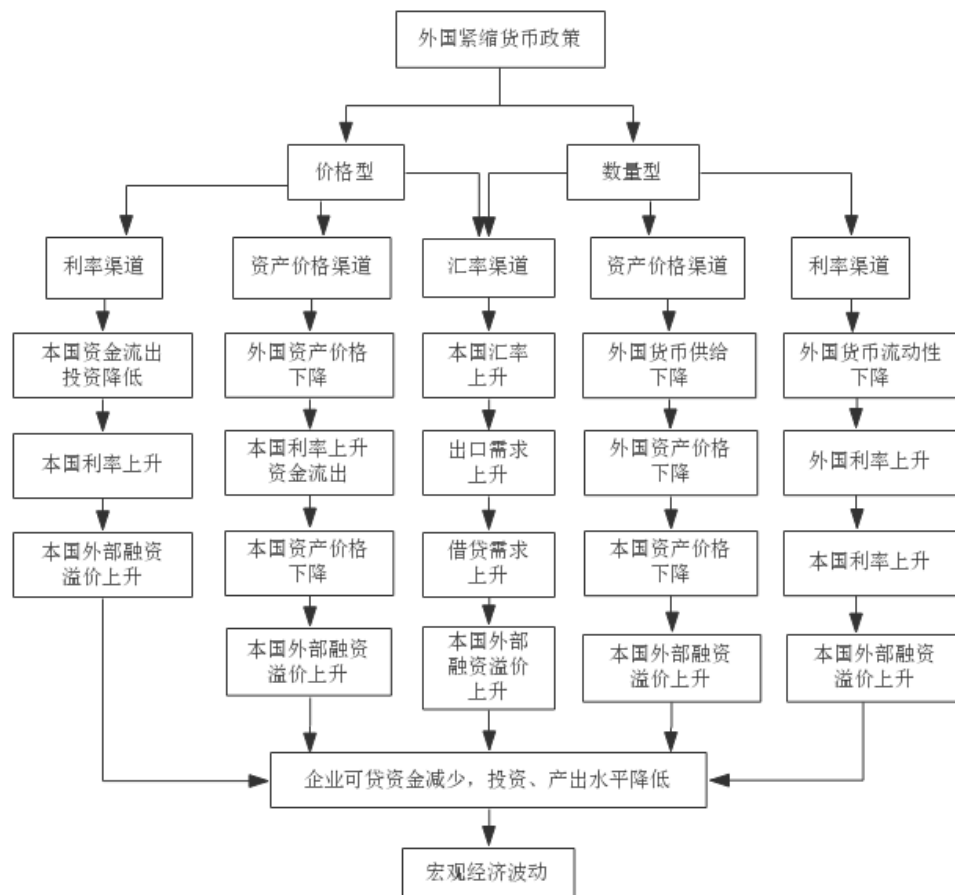


图 1 外国紧缩货币政策对本国经济金融影响的渠道分析

本文基于金融加速器理论构建开放经济背景下外部融资溢价的影响因素模型,进一步说明美国货币政策对我国金融周期和经济周期形成冲击的影响机理。假定本国国际收支平衡,如式(1):

$$BP = X - M - F = 0 \quad (1)$$

其中, $X - M$ 表示净出口,取决于本国自主性净出口、收入水平与实际汇率,见式(2), Q 表示本国自主性净出口, ε 表示边际进口倾向, Y 表示国民收入水平, n 表示实际汇率水平变化导致的净出口变化比率, EP/P^* 表示实际汇率水平; F 表示资本净流出,与外国利率 r^* 和本国利率 r 之间的利差呈正向关系, θ 表示资本净流出与利差的比例,见式(3):

$$X - M = Q - \varepsilon Y + n \frac{EP}{P^*} \quad (2)$$

$$F = \theta(r^* - r) \quad (3)$$

因此,一国货币政策变化将会通过利差、实际汇率水平等渠道影响我国资本流动和进出口差额,进一步影响我国金融市场秩序和实体经济增长,其中信贷市场环境的变化对我国企业将产生直接冲击。当企业内源融资不足时,允许企业对外融资,将外部融资溢价 yy 表示为式(4):

$$yy = \alpha F - \beta r - \gamma S + \delta kk + u \quad (4)$$

其中,资本净流出 F 与外部融资溢价呈正比关系,意味着资本流出会收紧金融市场流动性,抬高外部融资溢价;本国利率 r 与外部融资溢价呈反比关系,意味着本国利率上升会促进国际资本流入,降低企业外部融资溢价。企业资产净值 S 会影响企业在借贷市场的信用评级以及可获抵押贷款数额,与外部融资溢价呈反比关系。 u 表示市场信息不对称等其他因素造成的溢价。 α 、 β 、 γ 、 δ 分别表示为对应变量与外部融资溢价的比例系数。 kk 表示跨境融资溢价,受本国利率、外国利率 r^* 及汇率的影响,表示为式(5):

$$kk = A\left(r, r^*, \frac{EP}{P^*}\right) \quad (5)$$

其中, A 表示企业在境外投资需要面临的转换成本、税费等手续费用。将式(3)、式(5)代入式(4),整理得式(6):

$$yy = \alpha \cdot \theta(r^* - r) - \beta r - \gamma S + \delta \cdot A\left(r, r^*, \frac{EP}{P^*}\right) + u \quad (6)$$

从式(6)可知,外部融资溢价与外部经济环境密切相关,美国货币政策调整能够改变我国企业外部融资溢价,而金融加速器会强化美国货币政策冲击的真实效应,放大外生冲击对总量均衡的影响(彭兴韵等,2014)。以美国施行紧缩货币政策为例,当美元利率提高时,

利差造成我国资本市场的短期资本流出以及中长期资本负面预期,将引发国内资本需求大大降低,导致我国资本价格下降和企业净值减少,信贷市场环境恶化抬升外部融资溢价,迫使企业紧缩投资,引发产出萎缩甚至经济衰退;经济衰退又进一步影响企业净值及外部融资溢价,信贷市场摩擦也因此放大冲击的影响。在此过程中,信贷与资产价格相互作用,企业财务状况的顺周期波动与外部融资溢价的逆周期变化相互作用,形成了美元利率冲击的持续性和放大机制。同时,美元升值通过式(6)冲击我国企业,汇率风险会推升跨境融资溢价而使企业外部融资溢价亦上升,美国贸易政策手段打击我国出口企业的竞争力,加之式(2)对我国对外贸易余额的冲击,均对我国产出最终形成负面影响。在此过程中,美国货币政策首先震荡我国金融子系统,并以外部融资溢价为媒介,通过信贷链条等多渠道冲击经济部门。综上,以外部融资溢价作为切入点并针对其影响因素的分析印证,美国货币政策会对我国金融和经济领域产生不容忽视的影响,并且在两个领域的影响规模、力度和时序上存在差异。

四、模型构建及变量度量

(一) 模型构建

本文通过构建结构向量自回归(SVAR)模型,将美国数量型货币政策(MGZC)、美国价格型货币政策(FFR)、我国金融周期(FCI)和经济周期(ECI)这四个内生变量组成向量 Y ,由VAR模型出发,得到4元 p 阶VAR模型的表达式为式(7):

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} \dots + B_p Y_{t-p} + e_t \quad (7)$$

其中, Y_t 是 4×1 维平稳的内生变量;是 B_1, B_2, \dots, B_p 滞后内生变量的系数矩阵, e_t 是4维扰动项,且不存在序列相关。

引入系数矩阵 A 反映MGZC、FFR、FCI和ECI这四个内生变量同期之间的结构关系,将结构扰动项 ε_t 标准正交化为 $\varepsilon_t = Bu_t$,则SVAR的估计模型可以写为式(8)¹:

$$Ae_t = Bu_t \quad (8)$$

式(8)称为AB-型SVAR模型,为保证模型可识别,对同期关系矩阵 A 施加约束,在模型建立以后利用普通最小二乘法对式(7)式进行估计,可以得到参数 B_1, B_2, \dots, B_p 与扰动项 e_t 及其协方差矩阵 Σ 的估计值,并且得以计算 Y_t 对冲击 e_t 的动态响应,即脉冲响应函数。

(二) 指标选取

¹ 文章篇幅有限,推导过程未予以列示,感兴趣的读者可向作者索取。

参考马勇等（2016）的研究，本文采取以下子指标构建金融周期指数：社会融资规模、股票价格、银行利差、风险溢价、货币供应量、房地产价格、金融杠杆、资本流动、汇率。这些子指标代表金融系统各个层面的整体运行状态，可以构建一个良好描述金融体系的金融周期指数。本文将（宏观一致合成指数-100）/100 作为经济周期（ECI）的代理变量，以解决与金融周期指数量纲差异问题。考虑到美国货币政策调控的工具选择，采取联邦基金利率以及美联储资产规模作为美国货币政策的代理指标，并对资产规模进行对数处理。考虑到数据的可获得性，数据样本选取 2008 年 12 月到 2017 年 12 月的月度数据，数据来源于 Wind 数据库、EPS 数据库以及中经网。变量描述与选取见表 1。

表 1 变量描述及数据选取

指标	子指标	代理变量	文献依据
金融周期	社会融资规模（FE）	社会融资规模总量同比增速	邓创和徐曼 (2018)
	股票价格（SP）	上证综指增速	
	银行利差（RG）	shibor7 天利率变化率	
	实际有效汇率（REER）	实际有效汇率指数	
	货币供应量（M2）	M2 增速	
	房地产价格（Estate）	国房景气指数	刘莉亚（2008）
	资本流动（CF）	跨境流动资金=超额贸易顺差+超额经常转移+错误与遗漏项	
	金融杠杆（Lever）	固定资产投资中的“借入资金 / 总投资来源”	马勇等（2016）
	风险溢价（RP）	十年国债收益率-shibor 隔夜利率	
经济周期	/	宏观一致合成指数	邓创和徐曼 (2018)
美国货币政策	价格型货币政策工具	联邦基金利率	郭强等（2017）
	数量型货币政策工具	美联储资产规模	陈建宇和张谊浩 (2019)

（三）金融周期指数（FCI）的构建

本文采用金融指标加权法将上述九个代表我国金融系统不同层次的子指标纳入金融指标选取体系，各子指标经过价格调整、X-12 季节性调整和 HP 滤波处理提取循环成分，并

且对各缺口成分进行标准化处理得出金融周期指数。为得到各个子指标加权重, 分别构建九个子指标与通货膨胀率的结构向量自回归模型, 根据 SC 准则模型滞后阶数选为 4, 并用脉冲响应函数得出通货膨胀对各子指标的累计脉冲响应值, 根据式 (9) 得出各指标在金融周期指数中所占得权重 w_i :

$$w_i = |z_i| / \sum_{i=1}^n |z_i| \quad (9)$$

其中, z_i 为通货膨胀对第 i 个子指标缺口值冲击的累计 30 期广义脉冲响应值。根据式 (9) 得出各子指标的权重结果如表 2 所示。权重越大, 则该指标对我国宏观经济和金融形势的主导作用越强。

表 2 子指标权重

	FE	SP	RG	RP	M2	Estate	Lever	CF	REER
w_i	0.2438	0.0614	0.0898	0.0042	0.0681	0.0499	0.0014	0.4081	0.0728

根据表 2 的权重结果, 利用式 (10) 构建金融周期指数:

$$FCI_t = \sum_{i=1}^n w_i \cdot GAP_{it} \quad (10)$$

其中, FCI_t 表示 t 时的金融周期指数, GAP_{it} 表示 t 时的第 i 个子指标缺口值序列。考虑到利率缺口为正时代表紧缩的货币政策状态, 故对式 (10) 中的利率缺口序列取相反数处理, 得出 FCI 走势图。从图 2 可知, FCI 指数走势较好地反映出我国金融变动总体态势, 据此可将样本区间金融周期划分为 2008—2013 年和 2014 年至今两个阶段。此外, 通过 FCI 指数和 ECI 指数变动趋势对比可以看出 FCI 指数波峰基本领先于 ECI 指数波峰 1~4 个季度, 说明我国金融周期变动趋势要先行于经济周期, 与金融变量相较于其他经济变量对内外部环境变化更为敏感的特征相符。

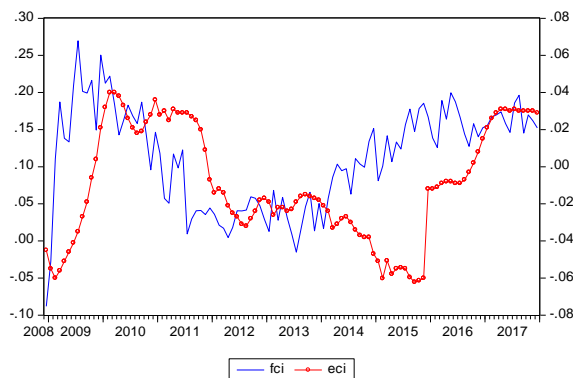


图 2 我国金融周期和经济周期变动趋势¹

五、实证分析

（一）数据检验和模型识别

本文采取 ADF 方法对模型数据进行检验，一阶差分后均显示平稳，确定模型最优滞后阶数为 6。Johansen 协整检验结果显示存在 2 个协整关系 r ，表明各变量之间存在长期稳定关系。此外，AR 根检验点状图中所有点都落在单位圆内，模型满足稳定性条件²。

模型将美联储资产规模、联邦基金利率、我国宏观一致合成指数以及我国金融周期指数四个内生变量纳入分析，故应当施加 $k*(k-1)/2=6$ 个约束，本文将对 A 矩阵实施短期约束以获取系数矩阵 B 之间的关系，约束识别如下：（1）当期美联储资产规模与美国联邦基金利率互不影响，即 $a_{12}=a_{21}=0$ ；（2）当期我国金融周期波动不影响美国货币政策，即 $a_{31}=a_{32}=0$ ；

（3）当期我国经济周期波动不影响美国货币政策，即 $a_{41}=a_{42}=0$ 。

（二）脉冲响应分析

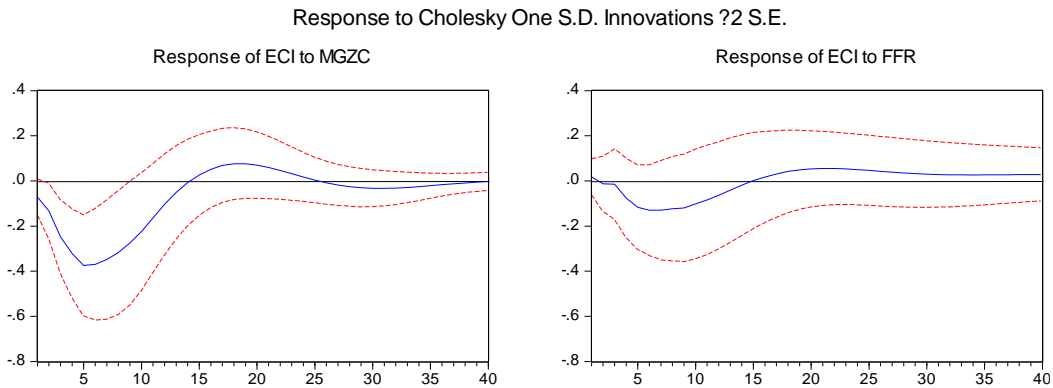
1. 美国货币政策对我国经济周期的影响

由图 3 可知，当美联储资产规模产生一单位冲击时，我国经济周期在期初就产生不断增强的负向响应，在第 5 期降至低谷后逐渐减弱并回归到正值，在零线附近缓慢波动，并且恢复至正值速度低于受到冲击时下降的速度。当联邦基金利率产生一单位冲击时，我国经济周期在短期产生较不稳定的波动，在第 2 期开始产生增强的负向效应，并于第 8 期开始向正值缓慢恢复，较之美联储资产规模影响平稳。可见，美国货币政策对我国经济周期的溢出效应总体趋向负面，本文以实证研究时间段内美国货币政策与制造业回流的关联为例进行说明。美国在 2008 年金融危机之后推出量化宽松货币政策（QE），美联储资产规模的提升扩张了全球总需求，并且通过需求拉动效应对我国产出及对外贸易有一定的拉升作用，然而，拉升作用的效果不仅受限于中美贸易商品的相对弹性，更由于我国产业结构升级后对外贸易自主性增强而再次削弱。此外，美联储每轮 QE 的推行都伴随着美元指数的大幅下跌，加上当时美国处于零利率区间，大量投机性热钱涌入加剧了人民币单边升值的预期和压力，实质上打击了我国制造业的国际竞争力。2014 年 10 月，美国宣布退出 QE 引发美元指数短暂上升，但是又很快重新进入贬值通道，这表明宽松货币政策带来的弱美元才符合美国政府推动制造业回流。奥巴马总统提出“振兴制造业”口号之后推出了一系列贸易保护政策，特朗普总统

¹ 左轴表示我国金融周期变动趋势，右轴表示我国经济周期变动趋势

² 文章篇幅有限，滞后阶数确定、协整检验和 AR 根检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

不仅继续推行贸易保护主义还实施减税政策、升级中美贸易摩擦等手段以推动制造业回流。弱美元政策的施行有利于减少美国贸易赤字、降低债务融资成本并提升美国制造业企业的竞争力, 显然对我国制造业的崛起带来了不可忽视的挑战。



2. 美国货币政策对我国金融周期的影响

由图 4 可以看出, 与经济周期相比, 美国货币政策对我国金融周期的影响波动更加明显。一个单位美联储资产规模冲击之后, 我国金融周期产生负向响应又波动至正向影响并逐渐减弱。对于联邦基金利率一单位的冲击, 我国金融周期在滞后 4 期内产生显著波动后在负向效应维持至第 5 期后开始逐渐回升, 并在正负区间波动较长时间后响应逐渐减弱。这说明美国货币政策冲击亦引发我国金融周期波动, 总体对金融周期产生负面溢出效应。美国推出 QE 向金融市场投放了巨额流动性, 大量资金涌入以我国为代表的新兴市场, 对我国金融周期直接产生了两方面的影响。一方面, 企业预期盈利能力上升、融资需求扩张与银行放贷的增加相契合, 国际资金主要涌入投资领域而非消费领域, 大大降低现金漏损率, 促进货币在银行体系中的沉淀, 导致融资条件出现虚幻的改善²; 另一方面, 股票市场剧烈波动与房地产价格上涨并存, 资产价格上升促使企业拥有更高的抵押品价值以增加融资份额。资产泡沫进一步吸引投机资金涌入, 过度投机行为推升真实信贷杠杆。此外, 采用“零利率”政策意味着我国利率的相对提升, 2017 年以前我国仍处于经济高速发展阶段, 利率的相对提升有助于刺激银行增加信贷供给, 但也会在一定程度上抑制国内投资和经济增长。美联储 QE 通过金融部门要素对我国信贷市场产生一定的正向效应, 改变金融体系的秩序运转, 但在一定程度也会对我国国内投资及经济产生负向效应, 埋下虚假繁荣的资产泡沫隐患, 增加系统性风险

¹ 左图为美国资产规模对我国经济周期的冲击, 右图为联邦基金利率对我国经济周期的冲击

² 尤其在 2013 年美联储延长流动性期限后, 境外资本通过结售汇渠道进入我国金融系统, 央行被迫同步实施扩表。商业银行可贷资金的扩张在一定程度上表明贷款审核标准的降低, 流动性创造能力的上涨意味着金融系统性风险的累积。

和金融周期波动性。美联储退出 QE 则意味着全球流动性规模的总体收缩和资金成本的上升，加息政策直接通过利差效应强力吸纳国际金融市场资金回流美国，导致海外资金市场的供求关系发生变化，加上受利率相对下降影响银行收紧信贷进一步恶化融资条件，我国企业融资难度大大提高。特别是将国际资本市场作为重要融资渠道的房地产企业，融资成本和汇率风险随之激增，甚至前期已有跨境融资违约率亦出现上升。信贷条件恶化引发中国国内投资不足，产出不足伴随融资条件严苛升级抬高企业融资成本，缩减融资渠道，进一步影响金融市场的稳定运转。此外，美联储缩表也会对包括美国国债在内的多种资产价格产生影响，由于我国外汇储备中美国国债占比很大，这些资产价格的趋势性下降除了进一步恶化信贷市场环境外，还会导致我国外汇储备的被动缩水，增加资本与金融项目管理的难度。更重要的是，美国退出 QE 的节奏已经多次出现反复，这加剧了全球资本流动的无序性，对于我国金融体系稳定性产生冲击。

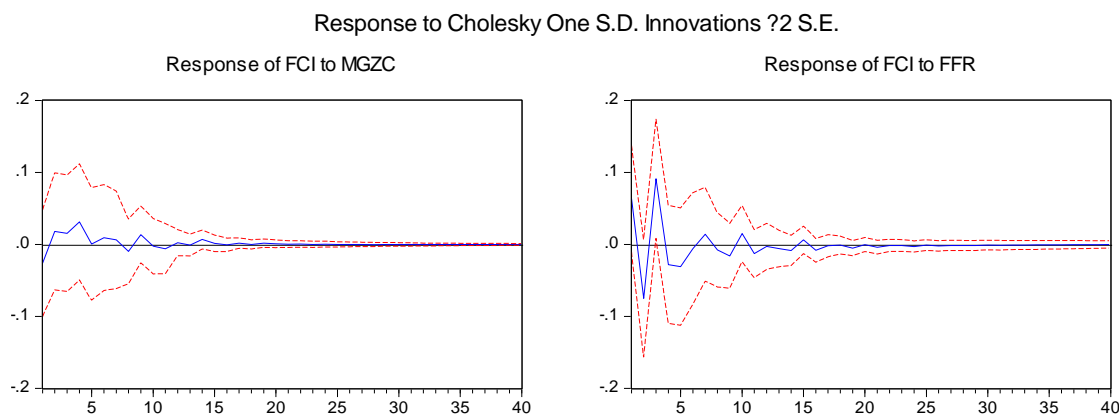


图 4 美联储的资产规模和联邦基金利率对我国金融周期的冲击¹

3. 美国货币政策对我国金融周期与经济周期影响的对比分析

从上文分析可知，当美国资产规模扩张对我国金融周期产生初始负向效应之后，经济周期亦迅速产生负向效应，并且时间持续更持久；当金融周期在滞后 2 期和滞后 4 期分别产生两个正值极值时，经济周期也随之在滞后 5 期向正向效应恢复。当联邦基金利率提升时，金融周期产生的效应波动比经济周期更为明显，并且在当金融周期产生正向效应之后的一两期，经济周期才出现负向效应的减缓或者回升。可见，美国货币政策对我国金融周期和经济周期的影响存在不一致性，金融周期对经济周期存在引领效应。金融周期消化政策刺激快于经济周期，经济周期对政策刺激的反应则存在一定的时滞，这与图 2 两者指数趋势变动情况图以及马勇等（2017）关于“金融周期对经济周期有良好的预测能力”的实证结论相符。引领效应昭示了美国货币政策是世界金融市场资产价格的风向标，美联储资产负债表和利息政策的

¹ 左图为美国资产规模对我国金融周期的冲击，右图为美国联邦基金利率对我国金融周期的冲击

变动迅速引领全球国际金融市场资金流向,通过改变全球无风险利率水平和人民币汇率水平率先改变了我国金融周期。金融周期的变化不仅能够快速显示金融体系自身的运行状态,还能够进一步传导到实体经济上,成为经济周期改变的关键驱动因素,即验证了“金融—实体经济”内生关联的命题。美国推出 QE 后我国利率相对提升,大量跨境资本涌入我国,通过炒热股票与房地产市场推升资产价格,抵押品价值上升、信贷成本下降和信贷供给上升等因素在整体上降低了企业外部融资溢价。这虽然有助于提升企业的生产投资能力,但是也导致企业外部融资杠杆逐步升高,为资产泡沫的产生埋下伏笔,导致潜在违约不断累积,对经济增长产生负面影响。相反地,美国退出 QE 扩大中美利差,使我国资本市场形成短期资本流出的巨大压力,中长期资本亦面临负面预期压力,资产遭遇大幅度甩卖使得资产价格循环式下跌,终将影响投资者预期,造成投融资行为与再生产活动的不稳定,深度影响实体经济增长,使我国经济受到国际金融市场动荡的冲击。

此外,如图 5 所示,面对一标准差的金融周期冲击,经济周期即刻产生正向效应并持续放大该效应,于滞后 5 期升至最大值后开始缓慢下降,在滞后 25 期内仍保持正向效应。可见,美国货币政策提升了我国金融周期的波动程度,而金融周期波动对经济周期波动存在显著的正向作用,可能扩大经济周期受到的冲击,即金融周期波动具有进一步加剧经济周期波动的放大效应。放大效应证实了金融加速器的存在,金融系统的顺周期行为极有可能放大经济体面临的外生冲击。尤其随着金融系统在实体经济中地位的提升及金融管制的逐步放松,我国经济逐渐呈现金融化趋势,实体经济承受着来自金融体系越来越多的溢出效应。金融部门和金融资产相对于非金融部门和实物资产发展更为迅速,非金融企业利润越来越多地来源于金融渠道而非传统商品生产和贸易渠道,在很大程度上导致金融体系影响宏观经济的渠道日益复杂化和多样化。以美国退出 QE 为例,资产价格骤降直接导致企业资产净值受到巨大负面冲击,特别是抵押品的价值骤降加重借贷成本负担,恶化企业信用评级。加上企业债务合同大多按照名义价值签订,本币汇率下降和负面预期会导致持有以美元计价债务的我国企业资产负债表恶化,跨境融资违约率的上升将进一步加剧企业外部融资难度。考虑到较高水平的信贷杠杆和虚假信贷繁荣抬高信用评估投入成本及抵押品服务成本的因素,金融中介面临信贷配给必然会收紧信贷,又进一步推升企业的外部融资溢价。可见,美国紧缩货币政策造成的我国金融周期波动会通过利率、汇率、资产价格等金融要素,以信贷链条为核心的多种途径成倍地反馈作用于经济周期,体现为在外部冲击导致企业资产负债表收缩、外部融资需求攀升的情况下,提高的外部融资溢价使得企业无法通过借贷平滑生产需求,导致利润下降、再投资减少、产出萎缩,影响实体经济的正常运转,经济加速下行并且形成负向自我强

化。

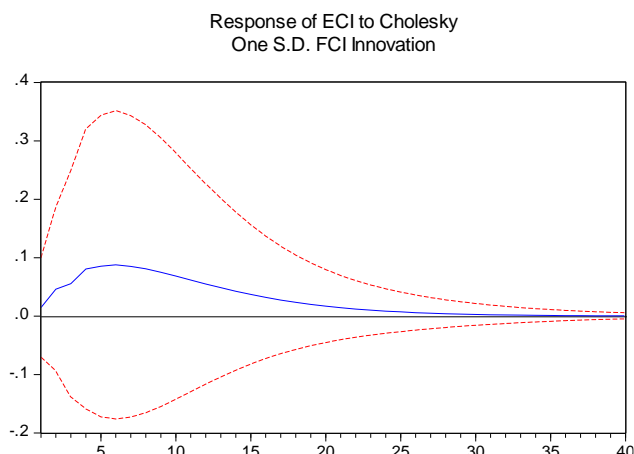


图 5 我国金融周期对经济周期的冲击

(三) 方差分解

为了进一步分析美国不同类型货币政策对我国金融周期和经济周期影响程度的差异, 本文进行方差分解, 结果如图 6 和图 7 所示。金融周期和经济周期的冲击影响程度最高的变量都是其本身, 并且影响程度随着美国货币政策溢出效应凸显而逐渐降低。对于金融周期的预测方差, 美国数量型货币政策工具解释能力约为 5.91%, 价格型工具为 13.97%; 对于经济周期的预测方差, 数量型工具为 18.13%, 价格型工具为 6.86%。可见, 美国数量型货币政策对于经济周期波动的解释能力优于价格型, 价格型对于金融周期波动的解释能力优于数量型。这进一步证明了货币供应量是物价稳定与经济增长目标下的最优政策工具、利率是金融稳定目标下的最优政策工具, 与刘金全和张龙(2019)的研究结论一致¹。

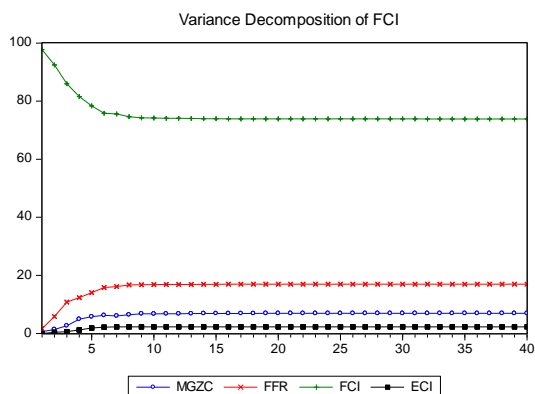


图 6 FCI 方差分解结果

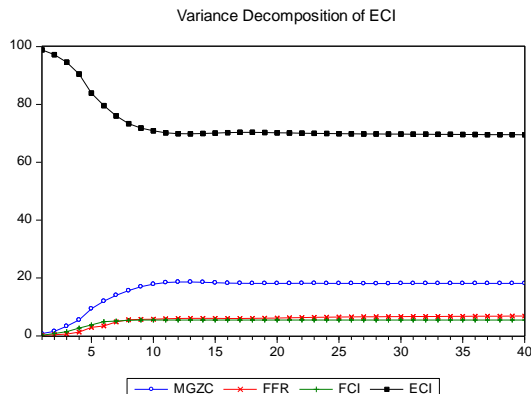


图 7 ECI 方差分解结果

六、结论与政策建议

¹ 文章篇幅有限, 稳健性检验结果未予以列示, 感兴趣的读者可向作者索取。

本文研究证实美国货币政策会引发我国金融周期与经济周期波动,但是影响存在不一致性,金融周期先行于经济周期并存在放大效应,并且美国数量型和价格型货币政策对我国经济金融周期波动的解释能力亦存在差异。因此,应该清楚认识当前我国面临的国内外经济形势,采取有效措施应对和缓解美国货币政策的冲击,提高外部冲击应对能力,积极推进我国金融高水平开放、经济高质量发展。

参考文献

- [1] 陈建宇,张谊浩. 美国“双紧缩货币政策”对中国经济的影响——一个基于 SVAR 模型的实证检验[J]. 上海经济研究, 2019 (03): 88-98
- [2] 陈晓莉,刘春紫. 美国货币政策对中国债券市场的信息溢出效应研究[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2019 (06): 114-125
- [3] 陈雨露,马勇,阮卓阳. 金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定? [J]. 金融研究, 2016(02): 1-22
- [4] 崔建军,张冬阳. 货币政策、金融周期及其宏观经济效应[J]. 经济理论与经济管理, 2019 (01): 59-71
- [5] 邓创,徐曼. 中国金融周期与经济周期的交互影响作用分析——基于动态溢出指数方法的实证研究[J]. 上海财经大学学报, 2018, 20 (06): 63-76
- [6] 范小云,袁梦怡,肖立晟. 理解中国的金融周期: 理论、测算与分析[J]. 国际金融研究, 2017 (01): 28-38
- [7] 郭强,付志刚,邓黎桥. 美国货币政策正常化对中国的溢出效应: 资本使用者成本视角[J]. 新金融, 2017 (01): 19-24
- [8] 李宗龙,李琳. 新一轮美联储货币政策调整对我国资本市场的溢出效应研究[J]. 新金融, 2019 (05): 24-28
- [9] 刘金全,张龙. “多目标”下数量型与价格型货币政策工具的有效性对比研究——基于“多目标”的量化分析视角[J]. 东北大学学报(社会科学版), 2019, 21 (06): 583-590+650
- [10] 刘莉亚. 境外“热钱”是否推动了股市、房市的上涨? ——来自中国市场的证据[J]. 金融研究, 2008 (10): 48-70
- [11] 刘湘云,张佳雯. 美国量化宽松货币政策风险溢出效应: 基于中美数据的考察[J]. 国际经贸探索, 2013, 29 (09): 58-69
- [12] 刘尧成. 国际货币政策溢出效应、人民币汇率与中国贸易差额——基于 TVP-VAR-SV 模型的动态影响关系分析[J]. 世界经济研究, 2016 (06): 69-81+135
- [13] 马勇,冯心悦,田拓. 金融周期与经济周期——基于中国的实证研究[J]. 国际金融研究, 2016 (10): 3-14
- [14] 聂菁,金洪飞. 美国量化宽松货币政策对中国行业出口的溢出效应研究[J]. 国际金融研究, 2015(03): 3-12
- [15] 彭兴韵,胡志浩,王剑锋. 不完全信息中的信贷经济周期与货币政策理论[J]. 中国社会科学, 2014(09): 75-87

- [16] 孙欣欣, 卢新生. 美联储货币政策中性化背景下人民币外汇市场间均衡关系调整和溢出效应研究[J]. 世界经济研究, 2017 (01): 41-59+136
- [17] 王艳, 张鹏. 美国货币政策对中国信贷市场的溢出效应研究[J]. 投资研究, 2012, 31 (02): 155-160
- [18] 吴宏, 刘威. 美国货币政策的国际传递效应及其影响的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2009(6): 42-52
- [19] 叶永刚, 项婉玉. 次贷危机后美国货币政策调整对中国经济的溢出效应——基于 TVP-VAR 模型的实证研究[J]. 学术探索, 2017 (01): 76-84
- [20] 张晶晶. 美国货币政策对中国经济的影响分析[J]. 新金融, 2013 (12): 33-37
- [21] 张小宇, 于依洋. 美国量化宽松与常规货币政策对中国实体经济溢出效应的实证检验[J]. 经济与管理研究, 2017, 38 (01): 25-36
- [22] 中国人民银行广州分行课题组, 王景武. 美国货币政策对中国产出的溢出效应——基于 TVP-VAR-SV 模型的研究[J]. 南方金融, 2016 (12): 3-25
- [23] Claessens S, Kose M A, Marco E T. How do Business and Financial Cycles Interact? [J]. Journal of International Economics, 2012, 87 (1): 178-190
- [24] Hamilton D, Wu C. The Effectiveness of Alternative Monetary Policy Tools in a Zero Lower Bound Environment[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2012, 44: 3-46
- [25] Kiyotaki N, J Moore. Credit Cycles [J]. Journal of Political Economy, 1997, 105 (2): 211-248
- [26] Nolan C, Thoenissen C. Financial Shocks and the US Business Cycle[J]. Journal of Monetary Economics, 2009, 56 (4): 596-604
- [27] Obstfeld, Rogoff K. Exchange Rate Dynamics Redux[J]. Journal of Political Economy, 1995, 103 (3): 624-660
- [28] Portes R. Monetary Policies and Exchange Rates at the Zero Lower Bound[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2012, 44: 157-163
- [29] Rosa C. The High-Frequency Response of Exchange Rates to Monetary Policy Actions and Statements[J]. Journal of Banking and Finance, 2010, 35 (2): 478-489
- [30] Salto M, Pietra T. Welfare and Excess Volatility of Exchange Rates[J]. Economic Theory, 2013, 52 (2): 501-529
- [31] Shu L, Haichun Y. The International Credit Channel of U. S. Monetary Policy Transmission to Developing Countries: Evidence from Trade Data[J]. Journal of Development Economics, 2018, 133: 33-41
- [32] Tillmann I P. Unconventional Monetary Policy and the Spillovers to Emerging Markets[J]. Journal of

International Money& Finance, 2016, 66: 136-156

A Research on the Impact of U.S. Monetary Policy on China's Business and Financial Cycles

Yan Jiajia and He Meirong

(Fuzhou University)

Abstract: With the continuous opening to the outside world, the US monetary policy has an increasingly significant spillover effect on China. The purpose of this paper is to comprehensively explore the impact of US monetary policy changes on China's finance and economy from the perspective of cycle theory in the context of the relative separation of financial cycle and business cycle.

Through constructing the influencing factor model of external financing premium under the background of open economy, this paper demonstrates the differences of the impact of US monetary policy on China's business cycle and financial cycle in terms of the scale, intensity and sequence. The financial cycle index of China is constructed by nine indicators representing the overall operating state of the financial system, including the scale of social financing, money supply, real estate price, etc. Adopting SVAR model, this paper investigates the spillover effects of US monetary policy on China's financial cycle and business cycle from 2008 to 2017.

The paper confirms that the US monetary policy can affect the fluctuation of China's financial cycle and business cycle, but the influence is inconsistent. The financial cycle precedes the business cycle and has an amplifying effect. And the quantitative and price-based US monetary policies have different explanatory ability to China's business and financial cycle fluctuations.

In order to better cope with external shocks, this paper puts forward the following three suggestions. First, it is advisable to attach importance to the early warning effect of US monetary policy changes on China, and improve the pre-warning system of external shocks. Second, we should strengthen macro-prudential supervision, actively build a macro-economic regulatory framework which includes financial stability objectives and establish a linkage mechanism of the financial and economic cycle for easing external shocks. Finally, attention should be paid to strengthen the mechanism of China-US strategic dialogue and take maximum advantage of positive interaction.

Key words: Monetary Policy; Spillover Effect; Financial Cycle; Business Cycle

金融衍生品监管与企业审计

——基于中国金融衍生品监管指数的实证分析

赵峰¹ 张甜甜² 马光明³ 王越鹏⁴

【摘要】金融衍生品监管能规范企业合理使用衍生品，进而对企业审计产生重要影响。本文基于“法与金融学”思想构建中国金融衍生品监管指数，使用 2007-2017 年中国企业数据研究了衍生品监管与企业审计的关系。研究发现，金融衍生品监管对企业审计产生了成本效应、信号效应和合规效应，提高了审计费用和审计质量，而降低了企业被出具非标准审计意见的概率。相比于低市场化地区，高市场化地区的衍生品监管对审计费用和审计质量的影响更大，企业被出具非标准审计意见的概率也更高。相比于民营企业，金融衍生品监管虽增加了国企审计费用，但提高了国企审计质量，并降低了国企被出具非标准审计意见的概率。进一步研究发现，金融衍生品监管对企业审计的三种潜在效应确实存在，两次国际金融危机则强化了金融衍生品监管对企业审计的影响。本文实现了“法与金融学”和传统审计理论的跨学科交叉，丰富了企业审计影响因素研究，对完善金融衍生品监管和提升中国企业的审计质量也具有借鉴价值。

【关键词】政府监管；金融衍生品监管；法与金融学；审计费用；审计质量

一、引言

2008 年全球性金融危机表明金融监管体系存在重大缺陷，尤其是对金融衍生品监管方面。金融衍生品诞生的初衷是为了分散和转移风险，随着金融市场不断发展，衍生品“三高”（高风险性、高杠杆性和高复杂性）的特点逐渐暴露，因此政府对金融衍生品的严格监管十分必要。近年来，随着“一带一路”建设以及企业“走出去”战略的深化，中国海外投资规模逐步扩大。2018 年中国对外投资 1430.4 亿美元，占全球投资比重连续三年超过 10%。中国投资分布在 188 个国家和地区，在海外设立企业超过 4.3 万家。

在我国对外投资愈发活跃背景下，中美贸易摩擦、英国“脱欧”、伊朗核问题等国际事

¹ 赵峰，北京工商大学国际经管学院教授、博士。

² 张甜甜，北京工商大学经济学院硕士研究生。

³ 马光明，中央财经大学国际经济与贸易学院副教授。

⁴ 王越鹏，北京工商大学经济学院硕士研究生。

件使世界政治经济形势扑朔迷离, 加剧了外汇市场动荡, 也给中国企业海外投资带来风险。在 2018 年已公布汇兑损益的中国上市公司中, 有超过 300 家企业遭受汇兑损失。汇率波动迫使大量中国企业进入衍生品市场寻找合适的避险工具来对冲风险。2018 年, 中国外汇衍生品市场总交易额达 18 万亿美元, 保持了快速增长势头。但外汇衍生品具有“三高”特点, 相关会计处理也较为棘手, 给企业审计工作带来巨大挑战。审计是企业经营管理的重要一环, 对被审计单位财产、债权人和股东权益起保护作用, 并影响投资者信心, 间接影响企业投融资。

随着我国海外投资的增长, 外汇衍生品交易逐步增多, 政府对衍生品的监管也逐步强化和完善。在 2008 年, 我国金融监管部门为阻断国际金融危机, 迅速出台多项衍生品监管新规, 强化衍生品使用条件。例如, 2009 年 2 月 3 日国务院国资委发布《关于进一步加强中央企业金融衍生业务监管的通知》, 同年 7 月 31 日, 银监会发布《关于进一步加强银行业金融机构与机构客户交易衍生产品风险管理的通知》, 就衍生品交易风险予以提醒, 强调企业应严守套期保值原则, 审慎运用金融衍生品。在国际金融危机逐步化解后, 我国监管部门又出台法规优化了衍生品监管。

毫无疑问, 政府监管会影响企业审计。Chan 和 Wu (2011) 研究发现, 政府监管可有效约束会计师事务所的审计行为。吴伟荣和刘亚伟 (2015) 用媒体监督和政府监管来衡量公共压力, 研究其与审计质量关系, 发现政府监管与审计质量正相关。吴伟荣等 (2017) 发现, 政府监管可缓解会计师过度自信对审计质量的负面作用。然而, 上述研究是广义层面政府监管, 未能聚焦于金融衍生品监管这一细分领域。特别的, 如何测度衍生品监管强度? 衍生品监管对于企业审计的影响机制是什么? 国际金融危机、委托代理冲突等公司内外部因素对于衍生品监管与企业审计的关系是否会产生冲击效应? 对于这些问题, 目前鲜有学者研究。有鉴于此, 本文借鉴 La Porta 等 (1997) 的思想, 构建中国金融衍生品监管指数 (Financial Derivatives Regulatory Index, FDRI), 探讨金融衍生品监管与企业审计行为之间关系, 希冀能在一定程度上填补研究空缺, 推动政府完善衍生品监管法规, 增进企业风险管控水平, 提高会计师事务所的审计质量。

本文可能的贡献有三点: 第一, 既有文献侧重于广义层面的政府监管对企业审计的影响 (Chan 和 Wu, 2011; 吴伟荣等, 2017), 而本文聚焦于政府的金融衍生品监管这一细分领域对企业审计的影响, 提供了新兴市场国家的新证据, 并检验了金融衍生品监管对企业审计行为的三个影响效应。第二, 不同于国内外学者主要侧重于构建整体的、涉及全部金融产品

的金融监管指数（叶永刚和张培，2009；刘晓星等，2014），本文基于 La Porta 等（1997，2000）“法与金融学”思想，构建了仅限于金融衍生品的监管指数，丰富了金融监管相关研究，并使研究对象更为精准。第三，本文将“法与金融学”和传统的审计理论与实务相结合，实现了跨学科交叉，拓展了金融监管、企业审计、公司财务、风险管理等相关领域研究。

二、文献综述

金融监管可以保障金融市场健康有序发展，而金融衍生品作为一种分散转移风险的工具，随着金融市场的发展而不断发展和进步，其“三高”特点逐渐暴露，吸引了一批以盈利为目的的投机者，对其严格监管更具重要意义。目前对衍生品监管的定性研究居多，如 Gao 和 Chen（2017）等立足于国际层面，对比不同国家间衍生品监管政策与监管效果的差异，也有学者从单一国家角度研究，如 Yelnikova（2014）以乌克兰为例从控制、影响、监督和管理四个方面来评估国家对金融衍生品监管的有效性，Lund（2017）研究了衍生品监管改革对于买方交易策略的影响，韩立岩和张小磊（2009）分析了国有企业衍生品交易损失的原因，认为原因是内控失效和外部监管缺位。目前尚缺乏针对衍生品监管的量化研究。

在金融监管方面，有学者尝试通过指数构建方式进行量化研究，如：叶永刚和张培（2009）、张萌萌和叶耀明（2017）分别构建指数测算了中国金融监管水平，张伟（2012）则通过指标赋值法评价了美国金融监管体系。此外，赵峰等（2014）对金融监管的某一领域进行量化研究。但上述研究多是选择替代指标来衡量金融监管，并未直接量化金融监管的法规和制度。La Porta 等（1997，2000）则从金融市场与法律制度关系出发，对投资者法律保护条文和执法效率进行赋值，量化研究了法律制度与金融发展以及公司治理机制之间关系。许年行和吴世农（2006）也借鉴该做法对投资者保护法律对股权集中度的影响做了研究。本文也将借鉴 La Porta 等（1997，2000）、许年行和吴世农（2006）的思路和做法，对中国金融衍生品监管法规打分赋值，进行深入研究。

审计作为企业经营管理必不可少的一环，对经营目标的实现产生直接或间接影响。国内外对企业审计的研究比较丰富。在审计费用方面，审计师努力程度、企业风险、审计诉讼风险与审计费用直接相关（Gul 等，2013）。而企业治理、外部环境等因素会通过影响审计风险或审计师努力程度对审计费用产生间接影响，比如公司治理水平提高会降低审计风险，进而降低审计费用（潘克勤，2008）；金融危机会导致审计费用溢价（高增亮、张俊瑞，2019）；

使用衍生品会提升审计费用, 并且衍生品投机企业的审计费用要高于套保企业(刘芳等, 2017)。

审计质量也是审计关注的重要因素, 目前学术界对审计质量的衡量方式也是多种多样。国际四大会计师事务所的市场认可度、财务报告质量更高, 可以作为衡量审计质量的代理指标(黄超等, 2017), 但企业与事务所的匹配可能存在内生性问题(Bedard 和 Johnstone, 2004), 因为事务所在挑选被审计对象时会从降低审计风险角度出发, 这就使得以是否聘请“四大”审计来衡量审计质量存在偏误。因此, 一些学者选择审计报告激进度和企业盈余管理作为审计质量的代理指标, 如 Gul 等(2013)、陶雄华和曹松威(2019)等认为审计报告激进度越高, 审计质量越低; 杜兴强和侯菲(2019)等采用可操纵性应计利润作为衡量审计质量的指标, 认为较低水平的盈余管理意味着较高质量的企业审计。

审计意见对于企业和报告使用者至关重要, 由于信息不对称, 审计意见往往代表着企业财务信息真实程度和投资风险, 从而影响企业融资(王少飞等, 2009)。当公司被出具非标准审计意见时, 投资者会要求增加必要收益率, 从而提升了融资成本(朱凯、陈信元, 2009)。审计师出具非标意见的概率与企业风险程度正相关, 为规避风险, 审计师更愿意对风险大、信息不对称程度高的企业出具非标意见(Hammersley 等, 2008; 尚兆燕和刘凯扬, 2019)。

从现有文献来看, 对审计费用、审计质量、审计意见等的研究比较成熟, 对金融衍生品监管的研究也有涉及, 但未见明确对金融衍生品监管与企业审计行为两者关系进行研究的文献。虽然有少量文献涉及政府监管对企业审计的影响(Chan 和 Wu, 2011; 吴伟荣等, 2017), 但其属于广义层面的政府监管, 未能聚焦于金融衍生品监管这一细分领域。

三、理论分析与研究假设

(一) 金融衍生品监管与企业审计

金融衍生工具风险巨大。美国次贷危机爆发的原因之一就是其对结构化金融衍生品的监管不力, 因此加强金融衍生品监管对于资本市场的健康发展具有重要意义。然而, 金融衍生品素以“三高”而著称, 对于企业而言, 使用金融衍生品的复杂程度远超一般金融工具, 这也给投资者正确理解衍生品信息带来巨大挑战。Chang 等(2016)指出, 安然公司破产等案例表明, 许多企业未能正确运用衍生工具相关会计准则来计量衍生产品, 导致外部投资者甚至是具有财务背景的分析师也不能正确理解那些高度复杂的衍生品交易信息。因此, 政府对

于金融衍生品的恰当监管极为重要。为引导企业合理使用外汇衍生品、抑制外汇投机，近几十年来，中国金融监管部门相继出台多部衍生品监管法律法规。结合前人研究，本文认为金融衍生品监管对企业审计可能存在三个影响效应。

第一个效应，成本效应。审计收费受到审计成本和审计师诉讼风险的影响（Gul 等，2013；潘克勤，2008）。具体而言，金融衍生品监管严格，会计师事务所为降低与衍生品相关的审计风险，需要投入更多的培训、学习成本，选派更有经验的审计师，执行更多的审计程序，这增加了审计成本（刘芳等，2017）。Ryan（2012）指出，实践中由企业管理层来决定是否使用金融衍生品，而衍生品的杠杆性和会计准则弹性增加了管理层谋取私利的可能性，加之衍生品的会计处理极为复杂，使得衍生品审计属于审计风险极高的领域。钱爱民等（2018）发现，上市公司被监管机构处罚会牵连审计师个人声誉。而刘笑霞（2013）考察会计师事务所的行政处罚对审计定价的影响，发现那些受处罚的事务所，其审计师可能会提高努力程度、加大学习投入，以重塑声誉，使审计成本增加。因此，金融衍生品监管越严格，审计师面临的诉讼风险越高，在审计企业的衍生品业务时就会要求更高的风险溢价和补偿，以降低自身的声誉风险。此外，Bratten 等（2015）指出，衍生品审计不仅要求审计师有较高的审计水平，而且要求其具备与衍生品相关的金融背景知识，从而提高了审计难度和审计成本。因此，金融衍生品监管加强会提高企业的审计费用。

第二个效应，信号效应。当前关于企业使用金融衍生品的信息披露在 2007 年 1 月 1 日起实施的新《企业会计准则》第 22 号、第 24 号和 37 号中有明确规定，涉及风险敞口成因、风控目标、政策过程和 risk 计量方法、金融衍生工具界定、金融资产和负债分类等，要求企业在财报附注中详细披露相关信息。然而，不少中国上市公司并未严格按照要求披露衍生品信息，从而使投资者获得的企业衍生品交易信息较少（郭飞等，2018）。因此，加强监管、促使公司披露更多衍生品使用信息对于完善资本市场具有重要意义。当金融衍生品监管趋严时，跨境投资企业信息披露的压力就越大，一方面审计师为维护自身声誉，审计时会更加细致认真，出具审计意见也会经过更为严谨的考量，审计报告激进度将会降低，这意味着审计质量将得到提升；另一方面，衍生品监管新政的出台，往往会使银行更关注企业风险敞口情况，这会影响到企业对银行信贷的获取，企业为顺利获得融资维持生产经营，可能会抑制其盈余管理行为，提高信息透明度，向资本市场传递其严格遵守衍生品监管政策的信号，这有助于提高其审计质量。因此，衍生品监管强度增加会降低审计报告激进度，提高信息透明度，从而

提升审计质量。

第三个效应, 合规效应。金融衍生品监管越严格, 约束作用就越强, 企业也就越具有合规的动力, 因为一旦违反监管法规, 所受到的惩罚会非常重, 其经营环境和治理环境将会受到很大冲击。刘星和陈西婵 (2018) 发现, 那些被监管部门处罚的公司非公开市场融资成功率大大下降。投资者对受处罚的企业的信息成本及违约风险的预期上升, 从而导致违规公司融资水平下降, 影响企业的健康发展。而对于企业集团来讲, 成员企业违规不仅危害自身也会对其他成员企业带来冲击。辛宇等 (2019) 研究发现, 企业集团中一名成员企业违规受到处罚后, 其他成员企业的业绩也会大幅下滑, 成本显著上升, 违规处罚力度越大这种效用越大, 甚至对整个企业集团带来冲击。因此, 金融衍生品监管越严格, 企业在使用衍生品时会更加谨慎, 也更愿意按照监管规则和监管指引来安排相关的金融衍生品交易。监管越严格, 约束作用越强, 企业也就越会更多运用衍生品做套期保值, 而非投机交易, 从而降低了企业冒险使用衍生品进行投机而被处罚的概率。在对衍生品进行报告和计量时, 企业也会更加谨慎的运用会计准则, 继而被审计师出具非标准审计意见的概率会降低。

结合上述金融衍生品监管对企业审计产生的三个影响效应, 本文提出如下假设。

H1: 金融衍生品监管越强, 企业的审计费用越高。

H2: 金融衍生品监管越强, 企业的审计质量越高。

H3: 金融衍生品监管越强, 企业被出具非标准审计意见的概率越低。

(二) 市场化程度、金融衍生品监管与企业审计

中国是世界上最大的转轨经济体。各地发展进程存在较大差异, 市场制度建设、司法体系效率、中介组织发育等迥异, 而这种差异性将深刻影响上市公司行为。Williamson (1979) 研究发现, 交易成本高低与公司面临的制度环境有关, 为降低交易成本, 企业必须权衡不同制度环境下的违规成本和收益。而制度环境的不同会影响会计师事务所的审计行为。在市场化程度高的地区, 制度建设、市场发育和司法执法水平都比较高, 一旦审计违规, 不但要面临巨额罚款, 还会对事务所和审计师的声誉造成恶劣影响。因此, 当监管加强时, 高昂的违规成本增加了审计风险, 一方面促使审计师要求更高的风险补偿, 从而增加了审计成本, 另一方面使审计师审计更加严谨, 降低了审计报告激进度。对高市场化程度地区企业而言, 完善的制度建设, 充分的市场竞争促使企业在监管加强时更迫切地向投资者传递合规信号, 提高信息披露水平。因此, 监管加强时, 审计报告激进度降低、信息披露质量提升, 从而能够

提升审计质量。而在低市场化程度地区，制度建设不完备，市场约束力减弱，司法执法也不严，审计失败法律风险较小，对审计师违规的惩罚力度也较弱（何轩等，2019）。因此，在低市场化程度地区，违规成本较低，事务所和企业都存在一定的侥幸心理，所以监管对审计费用和审计质量的影响作用比高市场化程度地区要小一些。

此外，制度环境会影响审计师所出具的审计意见类型。在高市场化程度地区，违规成本也高，审计师执业会更加谨慎（陆正飞等，2012）。当金融衍生品监管趋于严格时，企业担心被金融监管当局惩罚，在使用外汇衍生品时更加合规，这在一定程度上会降低其被出具非标意见的概率。但高市场化程度地区的事务所深知监管趋严时企业违规被查处概率较高、处罚力度更大，为维护自身声誉、避免遭受重罚，在监管趋严时，倾向于与企业“撇清关系”，更愿意出具非标准审计意见。而在市场化程度较低地区，监管加强时企业在衍生品违规使用方面会有所收敛，但低市场化地区的监管执法水平较低，而衍生品业务又极为复杂，这使得衍生品监管加强对企业和审计师合规的促进作用大打折扣，加之处罚力度远比不上利益诱惑，审计师为了获得审计客户更容易发生变通审计意见的行为（张鸣等，2012），特别是本地师事务所更有可能出具标准审计意见（徐虹等，2014）。综上所述，本文提出如下假设。

H4: 相比于低市场化程度地区，高市场化程度地区的金融衍生品监管对企业审计费用和审计质量的影响作用更大，企业被出具非标准审计意见的概率也更高。

（三）所有权性质、金融衍生品监管与企业审计

会计师事务所在审计过程中对国有企业与民营企业存在一定差别。刘猛等（2018）发现，出于审计成本和风险考虑，审计师会对存在重大缺陷的企业或管理层过度自信的企业收取更高审计费用，而这种现象在国有企业中更为显著。相比于民企，国企更容易获得银行信贷、政府补贴、税收优惠等便利条件，从而获得更多发展资源，而这会使得一些国企的经理人过度自信而盲目投资，而民营企业自负盈亏，往往会经过深思熟虑谨慎选择投资，同时相较于民企，国企审批流程繁冗，执行效率不高，对于审计师来说需要花费的时间和精力会更大，成本上升更多地体现在审计费用上，因此，金融衍生品监管加强时，审计的成本效应在国有企业中会更加显著。

与国有企业相比，民营企业信息披露状况较差（黄超等，2017）。一方面，国有企业肩负责任重大，受到政府多个部门的监管，对其信息披露的约束更为严格；另一方面，不同于民营企业，国有企业背后有政府信用做支撑，能够给予投资者足够信心。民营企业则面临艰

难的融资约束, 背后没有政府信用支撑, 投资者更多的是通过审计报告来判断其会计信息真伪。因而, 当金融衍生品监管加强时, 民营企业有更强的动机提高信息透明度, 向市场传递其合规使用金融衍生品的信号, 而这有助于提高其审计质量。因此, 审计的信号效应在民营企业中更为显著。

不同于民营企业, 国有企业关乎国家经济命脉和国家安全, 不仅承担着经济社会责任, 还承担一定政治责任。由于金融衍生品具有高风险和高复杂性, 国有企业面临着更多的监管和约束, 除了接受股东大会、董事会、监事会的监督外, 还会受到国务院国资委、地方国资委、地方政府、党委、纪委等多个部门的监管。相对于民营企业, 国有企业高管任免权掌握在政府部门手中, 往往会面临着更多的政府干预。对国有企业而言, 政企并未完全分开, 当政府出台新的金融衍生品监管政策时, 国有企业有义务支持政府政策并以身作则为民营企业做好表率。因此, 当金融衍生品监管加强时, 国有企业的合规动力更强, 更愿意合规使用金融衍生品, 从而降低了企业财务风险, 也降低了被审计师出具非标准审计意见的概率。综合分析, 本文提出如下假设。

H5: 金融衍生品监管对国有企业的审计费用、民营企业的审计质量提升作用更大, 并降低了国有企业被出具非标准审计意见的概率。

四、研究设计

(一) 样本与数据来源

本文以 2007-2017 年 A 股上市的中国跨境投资企业为样本, 剔除了金融类企业、ST、*ST 企业和财务指标缺失企业、明显有误或出现奇异值的企业, 最终得到 8221 个公司年样本数据。财务指标数据主要来自 Wind 数据库、CSMAR 数据库以及 RESSET 金融数据库。为了避免极端值影响, 本文还使用 Winsorize 命令对控制变量做了 1% 缩尾处理。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

本文被解释变量主要有审计费用 (**lnfee**)、审计质量 (**Aragg**) 和审计意见类型 (**Opinion**)。我们以企业审计费用的自然对数来衡量审计费用; 以审计报告激进度来衡量审计质量, 激进程度越大, 审计质量越低; 以审计意见排序变量 (**Opinion**) 表示各类审计意见, 依次表示审计意见的谨慎程度。

2. 解释变量

本文以手工查阅相关监管法律条文并打分赋值而构建的中国金融衍生品监管指数 1 (FDRI)为解释变量。受 La Porta 等(1997)“法与金融学”思想启发,我们手工梳理了 1988-2017 年政府金融监管部门颁布的 100 部金融衍生品法规,涉及的监管部门包括:全国人大、国务院、中国人民银行、银监会、外汇管理局等。通过阅读这些部门发布的衍生品监管法规,查找其中与外汇衍生品密切相关的监管条款,参考 La Porta 等(2000)的法条打分方法进行处理,最后得到中国金融衍生品监管指数 1 (FDRI)。需要指出的是,本文所构建的 FDRI 主要侧重于外汇衍生品监管。

3. 控制变量

参考已有文献(刘芳等,2017)的做法,我们在模型中控制了企业规模、盈利能力、成长性、资产负债率、代理成本、总资产周转率、独董比例、两职兼任情况、第一大股东持股比例、流动比率、盈余能力等,并控制了行业和年度,具体变量定义如表 1 所示:

表 1 变量定义及计算方法

变量分类	变量名称	变量代码	计算方法
被解释变量	审计费用	lnfee	当年支付审计费用的自然对数
	审计质量	Aragg	使用审计报告激进程度来反向度量审计质量,激进程度越大,审计质量越低
	审计意见	Opinion	标准无保留意见取 0, 无保留意见加事项段取 1, 保留意见取 2, 保留意见加事项段取 3, 否定意见取 4, 无法发表意见取 5
解释变量	金融衍生品监管指数 1(绝对值)	FDRI	手工查找金融衍生品监管法律并赋值
	金融衍生品监管指数 2(相对值)	lnFDRI	金融衍生品监管法律指数 1 取自然对数
控制变量	企业规模	Size	总资产取对数
	盈利能力	Roa	净利润/总资产
	企业成长性	Growth	经过总资产本期期初值调整的总资产增长率
	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	代理成本	Cost	管理费用/主营业务收入
	总资产周转率	TTC	销售收入/资产总额
	独董比例	Rid	独立董事人数/董事总人数
	两职兼任情况	Power	董事长、总经理是否两职兼任,是为 1, 否则为 0
	第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股数/总股数
	流动比率	Current	流动资产/流动负债

盈余能力	SC	留存收益/总资产
跨境投资额	Kuajing	跨境投资额取对数
上年度审计意见	Lap	上年度审计意见
年度	Year	年度哑变量
行业	Industry	行业哑变量

(三) 实证模型设定

为验证假设 H1, 在借鉴袁蓉丽等 (2019) 模型基础上, 本文构建如下模型以检验金融衍生品监管对跨境投资企业审计费用的影响:

$$\begin{aligned} \ln fee_{it} = & \beta_0 + \beta_1 FDRI_t + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Roa_{it} + \beta_4 Growth_{it} + \beta_5 Lev_{it} + \beta_6 Cost_{it} + \beta_7 TTC_{it} \\ & + \beta_8 Rid_{it} + \beta_9 Power_{it} + \beta_{10} Top1_{it} + \beta_{11} Current_{it} + \beta_{12} SC_{it} + \beta_{13} Kuajing_{it} + \beta_{14} Lap_{it} \\ & + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

(1)

为验证假设 H2, 我们参考陶雄华和曹松威 (2019) 做法, 使用审计意见激进度来反向度量审计质量, 激进度越大, 审计质量越低, 测度金融衍生品监管与审计质量关系的模型如下:

$$\begin{aligned} Aragg_{it} = & \beta_0 + \beta_1 FDRI_t + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Roa_{it} + \beta_4 Growth_{it} + \beta_5 Lev_{it} + \beta_6 Cost_{it} + \beta_7 TTC_{it} \\ & + \beta_8 Rid_{it} + \beta_9 Power_{it} + \beta_{10} Top1_{it} + \beta_{11} Current_{it} + \beta_{12} SC_{it} + \beta_{13} Kuajing_{it} + \beta_{14} Lap_{it} \\ & + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

(2)

为验证假设 H3, 本文建立 Order Logit 模型来检验金融衍生品监管对审计意见的影响:

$$\begin{aligned} Opinion_{it} = & \beta_0 + \beta_1 FDRI_t + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Roa_{it} + \beta_4 Growth_{it} + \beta_5 Lev_{it} + \beta_6 Cost_{it} + \beta_7 TTC_{it} \\ & + \beta_8 Rid_{it} + \beta_9 Power_{it} + \beta_{10} Top1_{it} + \beta_{11} Current_{it} + \beta_{12} SC_{it} + \beta_{13} Kuajing_{it} + \beta_{14} Lap_{it} \\ & + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

(3)

其中, 企业审计费用 $\ln fee$ 、审计质量 $Aragg$ 和审计意见 $Opinion$ 为被解释变量, 金融衍生品监管指数 $1 FDRI$ 为解释变量, 其他为控制变量。

五、实证结果与分析

(一) 描述性统计和相关性分析

本文主要研究变量的描述性统计结果如表 2 所示。企业审计费用 $\ln fee$ 的均值为 13.692, 最大值为 18.595, 最小值 9.210, 说明各企业在审计费用支出方面存在差异。审计质量 $Aragg$

的均值为-4.962，最大值为 25.698，最小值-9.543，表明各企业审计报告激进度存在较大差异，审计质量参差不齐。审计意见 Opinion 的均值为 0.044，说明大部分跨境投资企业被出具的是标准无保留意见。金融衍生品监管指数 1（FDRI）的均值为 211.247，最大值为 257.000，最小值为 121.000，说明政府出台的衍生品监管政策存在年度调整和变化。资产负债率 Lev 的均值为 39.317，最大值为 96.638，最小值为 0.012，说明不同企业之间的资产负债率差异较大。

表 2 各主要变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	p25	p50	p75	最大值
lnfee	13.692	0.775	9.210	13.181	13.545	14.078	18.595
Aragg	-4.962	1.153	-9.543	-5.651	-4.960	-4.270	25.698
Opinion	0.044	0.406	0.000	0.000	0.000	0.000	5.000
FDRI	211.247	36.687	121.000	196.000	204.000	248.000	257.000
lnFDRI	5.336	0.191	4.796	5.278	5.318	5.513	5.549
Size	20.991	4.647	8.581	21.459	22.314	23.361	28.502
Roa	6.154	6.291	-132.408	3.005	5.387	8.677	68.358
Growth	14.891	25.163	-18.570	0.137	8.029	20.761	151.217
Lev	39.317	24.150	0.012	21.067	40.958	58.731	96.638
Cost	12.548	11.433	0.002	5.091	10.561	16.700	145.727
TTC	0.748	0.573	0.004	0.417	0.627	0.909	9.689
Rid	0.369	0.061	0.000	0.333	0.333	0.400	0.800
Power	0.211	0.408	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
Top1	32.929	17.751	0.000	21.130	32.015	45.000	99.000
Current	48.743	26.883	0.000	32.526	53.358	69.336	99.653
SC	0.378	1.386	-6.413	0.057	0.115	0.223	70.233
Kuajing	17.283	2.854	9.235	15.595	17.578	19.203	26.135
Lap	0.012	0.108	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000

此外，我们还检验了变量之间的相关系数，发现各主要变量的相关系数均低于 Hossain 等（1994）提出的门槛值 0.7，表明变量不存在明显的多重共线性问题，可纳入方程做计量分析。

（二）金融衍生品监管与企业审计

基于前文构建的计量模型，本文以 2007-2017 年中国跨境投资企业为样本，探究金融衍生品监管对企业审计费用、审计质量和审计意见的影响，实证结果如下所示。

1. 金融衍生品监管与审计费用

在探究金融衍生品监管与跨境投资企业审计费用的关系时，除了进行混合回归外，本文同时采用 LSDV 模型（Least Square Dummy Variable Model）进行拟合，结果如表 3 所示。

表 3 金融衍生品监管与审计费用

	(1)	(2)	(3)	(4)
	混合回归	混合回归	LSDV 模型	LSDV 模型
FDRI	0.0421*** (14.90)		0.0406*** (62.81)	
lnFDRI		7.5990*** (14.90)		7.3250*** (62.81)
Size	0.4100*** (12.77)	0.4100*** (12.77)	0.3910*** (64.09)	0.3910*** (64.09)
Roa	-0.0015 (-1.37)	-0.0015 (-1.37)	-0.0015 (-1.54)	-0.0015 (-1.54)
Growth	-0.0030*** (-4.62)	-0.0030*** (-4.62)	-0.0028*** (-10.21)	-0.0028*** (-10.21)
Lev	0.0005 (0.81)	0.0005 (0.81)	0.0005 (1.29)	0.0005 (1.29)
Cost	0.0064*** (9.16)	0.0064*** (9.16)	0.0072*** (11.27)	0.0072*** (11.27)
TTC	0.1070*** (12.59)	0.1070*** (12.59)	0.1200*** (10.61)	0.1200*** (10.61)
Rid	0.3390 (1.33)	0.3390 (1.33)	0.2680*** (2.79)	0.2680*** (2.79)
Power	0.0036 (0.32)	0.0036 (0.32)	0.0131 (0.94)	0.0131 (0.94)
Top1	-0.0009 (-1.62)	-0.0009 (-1.62)	-0.0014*** (-3.70)	-0.0014*** (-3.70)
Current	-0.0026*** (-3.64)	-0.0026*** (-3.64)	-0.0023*** (-6.47)	-0.0023*** (-6.47)
SC	0.0165** (2.79)	0.0165** (2.79)	0.0159*** (3.55)	0.0159*** (3.55)
Kuajing	0.0311*** (5.54)	0.0311*** (5.54)	0.0336*** (14.91)	0.0336*** (14.91)
Lap	0.0766*** (3.20)	0.0766*** (3.20)	0.0722 (1.42)	0.0722 (1.42)
Cons	-1.6690 (-1.45)	-33.0200*** (-10.15)	-1.0680*** (-5.21)	-31.2900*** (-46.29)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8221	8221	8221	8221
R ²	0.557	0.557	0.572	0.572

注: **、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著; 括号内数字为 t 值, 下同。

表 3 的列 (1) 和 (3) 结果表明, 无论混合回归还是 LSDV 模型, 金融衍生品监管指数 1 (FDRI) 的系数均在 1%水平上显著为正。列 (2) 和 (4) 是使用监管指数相对值 2 (lnFDRI)

的结果，发现监管指数相对值的系数显著增大，且与企业审计费用仍显著正相关。上述结果证实了假设 H1。可能的原因在于，金融衍生品非常复杂，需要较多金融背景知识，审计风险也较高。因此，金融监管越严格，给审计师带来的挑战越大，审计师将面临着更高的诉讼风险。理性的审计师会要求更高的风险溢价，从而造成了审计费用的增加。

2. 金融衍生品监管与企业审计质量

为了参考和对比，本文同时运用混合回归和 LSDV 模型两种方法来检验金融衍生品监管对跨境投资企业审计质量的影响，具体实证结果见表 4。

表 4 金融衍生品监管与审计质量

	(1)	(2)	(3)	(4)
	混合回归	混合回归	LSDV 模型	LSDV 模型
FDRI	-0.0219*** (-5.00)		-0.0183*** (-22.18)	
lnFDRI		-3.9620*** (-5.00)		-3.3110*** (-22.18)
_cons	5.6760*** (4.13)	22.0200*** (4.75)	4.6520*** (17.72)	18.3100*** (21.16)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8212	8212	8212	8212
R ²	0.675	0.675	0.689	0.689

注：由于篇幅限制，本文未在结果表中汇报控制变量的系数和 t 值，下同。由于本表因变量有少量缺失值，使样本量有所减少。

由表 4 可知，无论使用 FDRI 还是 lnFDRI 作为解释变量，混合回归和 LSDV 模型结果均显示审计报告激进度与衍生品监管指数显著负相关，由于审计报告激进度是审计质量的反向指标，这意味着监管越强，审计报告激进度越低，审计质量越高，从而证实了假设 H2。由于投资者与企业间信息不对称的存在，审计质量一定程度上可反映财报的真实性。虽然新《企业会计准则》规定企业应在财报附注中披露衍生工具相关信息，但由于衍生品会计处理和衍生品本身具有复杂性，将衍生工具合理纳入财务报表仍存在一定困难。郭飞等（2018）指出，并非全部的衍生品交易都适用于套期会计处理，套期关系有效和无效部分的会计处理存在较大差异。在此背景下，审计师为降低因金融衍生品监管加强所带来的诉讼风险、维护自身声誉，出具审计意见时会更加严谨，从而降低了审计报告激进度，提升了审计质量。

3. 金融衍生品监管与审计意见

在对金融衍生品监管与企业审计意见关系进行研究时, 本文同时运用 Order Logit 回归和 Order Probit 回归两种模型进行实证检验, 具体结果参见表 5。

表 5 金融衍生品监管与企业审计意见

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Order Logit 回归	Order Logit 回归	Order Probit 回归	Order Probit 回归
FDRI	-0.0178* (-1.78)		-0.0083** (-2.44)	
lnFDRI		-3.2210* (-1.78)		-1.5050** (-2.44)
_cons	-4.5540 (-1.59)	-17.8400* (-1.74)	-1.8450* (-1.81)	-8.0550** (-2.27)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8221	8221	8221	8221
Pseudo R ²	0.242	0.242	0.244	0.244

表 5 结果表明, 无论使用 FDRI 还是 lnFDRI 作为解释变量, Order Logit 回归和 Order Probit 回归结果均显示金融衍生品监管与审计意见类型呈现显著的负相关关系, 由此证实了假设 H3。从合规效应角度分析, 我们认为衍生品监管趋于严格会促使企业更加合规、合理地使用金融衍生品, 抑制企业的一部分外汇投机行为, 同时监管的加强也会限制和取缔部分投机渠道, 降低了企业的财务风险, 从而降低了企业被会计师事务所出具非标意见的概率。

(三) 市场化程度、金融衍生品监管与企业审计

市场化程度不同也会影响金融衍生品监管作用的发挥。为探讨这一区别, 以王小鲁等 (2019) 发布的中国分省份市场化指数作为市场化程度的代理变量, 按照样本企业每年市场化指数中位数将全样本划分高市场化和低市场化程度两类样本进行实证检验, 具体结果见表 6。

表 6 市场化程度、金融衍生品监管与企业审计

Panel A: 低市场化程度地区样本						
	审计费用		审计质量		审计意见	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	混合回归	混合回归	混合回归	混合回归	Order Logit 回归	Order Logit 回归
FDRI	0.0401*** (17.08)		-0.0177*** (-5.76)		-0.0013 (-0.07)	
lnFDRI		7.2380***		-3.2000***		-0.2300

		(17.08)		(-5.76)		(-0.07)
_cons	-1.0850 (-1.26)	-30.9500*** (-11.91)	4.3520*** (4.44)	17.5500*** (5.38)	1.6840 (0.31)	0.7370 (0.04)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4012	4012	4006	4006	4012	4012
R ² /Pseudo R ²	0.537	0.537	0.738	0.738	0.260	0.260

Panel B: 高市场化程度地区样本

	审计费用		审计质量		审计意见	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	混合回归	混合回归	混合回归	混合回归	Order Logit 回归	Order Logit 回归
FDRI	0.0615*** (13.67)		-0.0304*** (-4.20)		0.0580*** (4.17)	
lnFDRI		12.6600*** (13.67)		-6.2490*** (-4.20)		11.9400* (1.86)
_cons	-6.6580*** (-3.89)	-61.0800*** (-10.74)	8.0970*** (3.86)	34.9700*** (4.12)	10.9500** (2.46)	62.2900*** (3.21)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4209	4209	4206	4206	4209	4209
R ² /Pseudo R ²	0.586	0.586	0.640	0.640	0.285	0.285

注：由于本表因变量审计质量有少量缺失值，因此样本量有所减少。

由表 6 列 (1) -列 (4) 可知，在高市场化程度地区，衍生品监管对审计费用和审计质量的影响系数绝对值更大。原因在于，高市场化程度地区制度建设较完善，监管执法效率更高，因违规被惩处给审计师带来的成本也越高。因此，当监管加强时，审计风险随之加强，而高昂的违规成本进一步提升了审计风险，促使审计师要求更高的风险溢价，成本效应更显著。对于企业而言，完善的制度建设，充分的市场竞争使企业在监管加强时更迫切地向投资者传递合规信号，这有助于提高审计质量。而在低市场化程度地区，制度不完备，执法不严，违规成本相对较低，会计师事务所和企业都存在侥幸心理，因此监管对审计费用和审计质量的影响要比高市场化程度地区小。列 (5) -列 (6) 表明，低市场化程度地区监管系数为负但并不显著，表明审计师更容易出具标准意见，原因在于低市场化程度地区诉讼风险和诉讼成本较低，审计师为获得客户更容易变通审计意见（徐虹等，2014），且因执法水平较低，处罚力度远比不上利益诱惑，故而监管加强对企业和审计师合规的促进作用并不显著。对于高市场化程度地区样本，监管系数显著为正，表明审计师更容易出具非标意见。原因在于，高市场化程度地区制度更完备，执法效率更高，惩处更严厉，审计师执业会更加谨慎，监管越

趋向严格, 企业被出具非标意见的概率就越高。

(四) 所有权性质、金融衍生品监管与企业审计

所有权性质无疑也会影响中国跨境投资企业的审计费用、审计质量和审计意见, 为此, 我们将全部样本分为国有企业和民营企业两个子样本分别进行回归, 具体实证结果见表 7。

表 7 所有权性质、金融衍生品监管与企业审计

Panel A: 国有企业						
	审计费用		审计质量		审计意见	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	混合回归	混合回归	混合回归	混合回归	Order Logit 回归	Order Logit 回归
FDRI	0.0473*** (18.37)		-0.0245*** (-5.80)		-0.0228** (-2.09)	
lnFDRI		8.5410*** (18.37)		-4.4290*** (-5.80)		-4.1090** (-2.09)
_cons	-3.739*** (-3.64)	-38.98*** (-13.31)	6.639*** (4.90)	24.91*** (5.55)	-3.613 (-1.07)	-20.57* (-1.80)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4048	4048	4047	4047	4048	4048
R ² /Pseudo R ²	0.612	0.612	0.776	0.776	0.287	0.287
Panel B: 民营企业						
	审计费用		审计质量		审计意见	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	混合回归	混合回归	混合回归	混合回归	Order Logit 回归	Order Logit 回归
FDRI	0.0330*** (26.88)		-0.0190*** (-4.77)		0.0811*** (5.39)	
lnFDRI		5.9520*** (26.88)		-3.4330*** (-4.77)		14.6300*** (4.94)
_cons	2.1560*** (6.29)	-22.4000*** (-17.86)	4.5410*** (3.87)	18.7100*** (4.52)	19.2300*** (3.81)	79.6000*** (4.79)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4173	4173	4165	4165	4173	4173
R ² /Pseudo R ²	0.467	0.467	0.611	0.611	0.253	0.253

注: 由于本表因变量审计质量有少量缺失值, 因此样本量有所减少。

表 7 列 (1) 和列 (2) 表明, 无论是国企还是民企, 审计费用均与衍生品监管显著正相关, 再次证实了假设 H1。对比系数可知, 相比于民企, 衍生品监管对国企审计费用的增加作

用更大。列（3）和列（4）表明，无论是国企还是民企，审计报告激进度均与监管显著负相关，即审计质量与监管正相关，再次证实假设 H2。对比监管系数绝对值可知，监管对国企审计质量的提升作用稍大一些。这与我们的假设 H5 不同，可能的解释是在企业审计中，国企的配合度更高，监管强度变化时，会计师事务所更容易获取国企相关审计资料，因而对国企审计质量的提升作用大于民企。对比列（5）和列（6）系数可知，金融衍生品监管显著降低了国有企业被出具非标意见的概率，但是会增加民营企业被出具非标意见的概率。可能原因在于，国有企业受到的监管本来就更多一些，加之其地位作用的特殊性，监管加强时国有企业更有合规动力，而民营企业自负盈亏，背后也没有国家信用做支撑，民营企业粉饰财务报表的动机更强。

六、进一步讨论与稳健性检验

（一）金融衍生品监管对企业审计的影响效应检验

在前文理论假设中，本文提出金融衍生品监管对企业审计可能存在三个影响效应：成本效应、信号效应和合规效应。为了证实我们的猜想，下面将依次检验这三种潜在效应。

1. 成本效应存在性检验

金融衍生品监管严格时，审计师可能会付出更多努力，花费更多时间和精力以降低审计风险，而这会增加审计成本。为验证猜想，参考沈萍和景瑞（2020）做法，以审计延迟来衡量审计师努力程度，作为审计成本代理变量。我们分别以资产负债表日至审计师签署日天数以及资产负债表日至审计报告公告日天数来度量审计延迟，进行实证检验，结果参见表 8。

表 8 金融衍生品监管对企业审计的成本效应检验

	审计延迟 1 (资产负债表日—审计师签署日)		审计延迟 2 (资产负债表日—审计报告公告日)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	混合回归	混合回归	混合回归	混合回归
FDRI	0.00088*** (2.78)		0.00066** (2.18)	
lnFDRI		0.159*** (2.78)		0.119*** (2.18)
_cons	4.335*** (43.17)	3.680*** (11.11)	4.449*** (46.24)	3.957*** (12.48)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes

N	8185	8185	8221	8221
R ²	0.023	0.023	0.022	0.022

注：由于本表因变量审计延迟 1 有少量缺失值，因此样本量有所减少。

表 8 结果显示，金融衍生品监管与两种方式度量的审计延迟均显著正相关，衍生品监管增强时，审计延迟天数也随之增加。这表明金融衍生品监管严格时，审计师确实需要为之付出更多努力和时间成本，从而证实前文提出的金融衍生品监管对企业审计的成本效应确实存在。

2. 信号效应存在性检验

当金融衍生品监管加强时，跨境投资企业信息披露压力增大，企业需要抑制其盈余管理行为、提高信息透明度，而这有助于提升审计质量。因此，提升信息透明度是企业向资本市场传递合规使用衍生品信号的重要方式。参考刘艳霞等（2020）做法，采用修正的琼斯模型计算可操控性应计利润绝对值来衡量信息透明度，实证结果参见表 9。

表 9 金融衍生品监管对企业审计的信号效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	混合回归	混合回归	LSDV 模型	LSDV 模型
FDRI	-0.0001* (-2.05)		-0.0001*** (-2.97)	
lnFDRI		-0.0127** (-2.31)		-0.0131*** (-3.02)
_cons	0.0995*** (6.64)	0.1530*** (4.82)	0.0987*** (9.87)	0.1531*** (6.29)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8166	8166	8166	8166
R ²	0.067	0.067	0.075	0.075

由于本表因变量信息透明度有少量缺失值，因此样本量有所减少。

由表 9 可知，金融衍生品监管指数与可操控性应计利润绝对值显著负相关。由于可操控性应计利润是信息透明度的反向指标，这表明监管与信息透明度显著正相关，即：随着监管加强，可以有效抑制企业利用衍生品进行盈余管理，减少了企业财务舞弊，提高了信息透明度，向资本市场传递了企业合规使用衍生品的信号，从而证实监管对企业审计的信号效应确实存在。

3. 合规效应存在性检验

金融衍生品监管加强时，企业出于顺利获取融资、避免受罚和维护自身声誉等方面需要，会加强自我约束减少违规行为，以降低被出具非标意见的概率。本文利用 CSMAR 数据库收集了跨境投资企业违规处罚数据，并选择是否违规和违规次数作为企业合规的度量指标。因变量是否违规为虚拟变量，使用 Probit 回归，当因变量为违规次数时采用混合回归，结果参见表 10。

表 10 金融衍生品监管对企业审计的合规效应检验

	是否违规		违规次数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit 回归	Probit 回归	混合回归	混合回归
FDRI	-0.0035* (-1.78)		-0.0015*** (-3.16)	
lnFDRI		-0.6220* (-1.78)		-0.2610*** (-3.16)
_cons	0.5530 (0.75)	3.1200 (1.46)	0.7400*** (4.76)	1.8170*** (3.75)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8221	8221	8221	8221
R ² /Pseudo R ²	0.018	0.018	0.013	0.013

由表 10 结果可知，金融衍生品监管与企业是否违规和违规次数均显著负相关。这表明，金融衍生品监管加强会对跨境投资企业产生较强约束作用，使其减少了违规使用衍生品的动机和行为，从而表明前文提出的衍生品监管对企业审计的合规效应确实存在。

(二) 国际金融危机、金融衍生品监管与企业审计

美国次贷危机和欧洲债务危机促使各国密集出台了大量新的金融衍生品监管新法规。为考察两次国际金融危机的影响效应，我们引入美国次贷危机和欧洲债务危机的虚拟变量，将其加入方程，受篇幅限制未列示检验结果。回归结果表明，两次国际金融危机爆发之后，加强金融衍生品监管会导致企业审计费用上升，但会提高审计质量，并可降低企业被出具非标意见的概率。总体而言，两次国际金融危机的爆发强化了金融衍生品监管对企业审计的影响作用。

(三) 代理成本、金融衍生品监管与企业审计

企业所有权与经营权分离产生了代理成本，而代理成本也会对企业审计行为产生影响(王明琳等，2014)。为此，我们将全部样本按中位数划分为高代理成本和低代理成本两类企业

分别进行检验, 受篇幅限制未列示结果。检验结果表明, 对于这两类企业来说, 金融衍生品监管均与审计成本正相关, 但监管对高代理成本企业审计成本的增加作用会小于低代理成本企业, 并且高代理成本企业的监管与审计质量负相关, 而非标准审计意见正相关。而对于低代理成本企业, 加强金融衍生品监管能提升审计质量, 并降低企业被出具非标准审计意见的概率。

(四) 稳健性检验

1. 更换自变量的测量方式

由于衍生品监管的政策效果存在滞后性, 也就是说当年出台政策的执行效果有可能在下一年度才会显现。基于这种考虑, 我们将 FDRI 和 lnFDRI 都滞后一期, 再次进行检验。结果显示, 除系数大小稍有改变外, 主要结论并不发生改变。

2. 使用其他模型方法再次检验

前文主要使用了混合回归和 LSDV 模型, 为确保结果稳健性, 本文使用双向固定效应模型再次进行检验, 发现结果与前文结果基本一致, 结论总体保持不变。

3. 倾向得分匹配法(PSM)检验

面对汇率波动, 有些中国海外企业使用了外汇衍生品, 但另一些未使用。为了对比分析, 本文采用倾向得分匹配法进行检验, 发现除系数大小稍有变化之外, 主要结论不变。

七、结论与建议

本文以 2007-2017 年中国跨境投资企业为例研究了金融衍生品监管与企业审计的关系。研究发现金融衍生品监管对企业审计产生了成本效应、信号效应和合规效应, 因此提高了企业的审计费用和审计质量, 而降低了企业被出具非标准审计意见的概率。相比于低市场化地区, 高市场化地区的衍生品监管对审计费用和审计质量的影响更大, 企业被出具非标准审计意见的概率也更高。相比于民营企业, 金融衍生品监管虽增加了国企审计费用, 但提高了国企审计质量, 并降低了国企被出具非标准审计意见的概率。进一步研究发现, 本文提出的金融衍生品监管对企业审计的三种影响效应确实存在, 而两次国际金融危机的爆发则强化了金融衍生品监管对企业审计的影响作用。企业代理成本的高低并不改变金融衍生品监管与审计费用之间的同向变动关系, 但对金融衍生品监管与审计质量、审计意见类型间的关系产生了显著影响。

根据上述结论，本文提出如下建议。（1）我国金融监管部门应结合国情，继续优化金融衍生品监管法律体系，约束衍生品投机行为。同时，推动我国审计市场改革，积极借鉴和吸收美国、欧盟和英国等西方发达国家的审计准则，强化金融衍生品审计业务监管力度，提高审计质量。（2）我国政府应进一步提高市场化程度，积极推进国有企业改革，实行竞争中性原则，不搞差别对待，赋予所有企业平等的权利和义务。（3）企业应提高公司治理水平，完善激励机制，降低代理成本，衍生品交易应严守“套期保值”原则，提高企业抵御外部风险的能力。同时，提高衍生品信息披露质量，以降低审计风险，减少审计费用。（4）提高审计师专业胜任能力。金融衍生品审计业务复杂，审计师应加强金融衍生品学习，特别关注衍生品监管法规变动，并严格践行职业操守，确保为企业提供较高水准的衍生品审计服务。

参考文献:

- [1] 杜兴强、侯菲:《审计师的海外经历与审计质量》,《管理科学》2019年第32期。
- [2] 高增亮、张俊瑞:《国际金融危机、审计费用溢价与审计质量》,《财经理论与实践》2019年第2期。
- [3] 郭飞、原盼盼、周建伟、郭慧敏:《金融衍生品复杂性影响审计费用吗?》,《会计研究》2018年第7期。
- [4] 韩立岩、张小磊:《国企衍生品投资亏损:解析及监管启示》,《管理评论》2009年第12期。
- [5] 何轩、朱丽娜、马骏:《中国上市公司违规行为》,《管理工程学报》2019年第6期。
- [6] 黄超、王敏、常维:《国际“四大”审计提高公司社会责任信息披露质量了吗?》,《会计与经济研究》2017年第5期。
- [7] 刘芳、王莹、李帆:《运用衍生金融工具的公司支付的审计费用更高吗?》,《当代财经》2017年第10期。
- [8] 刘猛、叶陈刚、武剑锋:《产权性质、管理层过度自信与审计收费》,《南京审计大学学报》2018年第2期。
- [9] 刘晓星、赵鹏飞、卢菲:《全球化条件下金融监管指数构建及其国际比较》,《江苏社会科学》2014年第1期。
- [10] 刘笑霞:《审计师惩戒与审计定价》,《审计研究》2013年第2期。
- [11] 刘星、陈西婵:《证监会处罚、分析师跟踪与公司银行债务融资》,《会计研究》2018年第1期。
- [12] 刘艳霞、祁怀锦、魏禹嘉:《管理者自信会影响审计质量吗?》,《中央财经大学学报》2020年第5期。
- [13] 陆正飞、王春飞、伍利娜:《制度变迁、集团客户重要性与非标准审计意见》,《会计研究》2012年第10期。
- [14] 潘克勤:《公司治理、审计风险与审计定价》,《南开管理评论》2008年第1期。
- [15] 钱爱民、朱大鹏、郁智:《上市公司被处罚会牵连未受罚审计师吗?》,《审计研究》2018年第3期。
- [16] 尚兆燕、刘凯扬:《IT控制缺陷、财务报表重大错报风险及非标审计意见》,《审计研究》2019年第1期。
- [17] 沈萍、景瑞:《年报问询函、审计定价与审计延迟》,《南京审计大学学报》2020年第17期。
- [18] 陶雄华、曹松威:《证券交易所非处罚性监管与审计质量》,《审计与经济研究》2019年第2期。
- [19] 王明琳、徐萌娜、王河森:《利他行为能够降低代理成本吗?》,《经济研究》2014年第3期。
- [20] 王少飞、孙铮、张旭:《审计意见、制度环境与融资约束》,《审计研究》2009年第2期。

- [21] 王小鲁、樊纲、胡李鹏：《中国分省份市场化指数报告》，社会科学文献出版社 2019 年版。
- [22] 吴伟荣、李晶晶、包晓岚：《签字注册会计师过度自信、政府监管与审计质量研究》，《审计研究》2017 年第 5 期。
- [23] 吴伟荣、刘亚伟：《公共压力与审计质量》，《审计研究》2015 年第 3 期。
- [24] 辛宇、滕飞、顾小龙：《企业集团中违规处罚的信息和绩效传递效应研究》，《管理科学》2019 年第 1 期。
- [25] 徐虹、林钟高、韦慧玲：《内部控制审计鉴证对财务分析师盈利预测误差影响》，《河北经贸大学学报》2014 年第 1 期。
- [26] 许年行、吴世农：《我国中小投资者法律保护影响股权集中度的变化吗？》，《经济学（季刊）》2006 年第 3 期。
- [27] 叶永刚、张培：《中国金融监管指标体系构建研究》，《金融研究》2009 年第 4 期。
- [28] 袁蓉丽、王群、夏圣洁：《董事高管责任保险与增发费用》，《中国软科学》2019 年第 6 期。
- [29] 张萌萌、叶耀明：《中国金融监管的宏观审慎程度的实证研究》，《金融经济研究》2017 年第 3 期。
- [30] 张鸣、田野、陈全：《审计师变更、时机选择与投资者评价》，《财经研究》2012 年第 3 期。
- [31] 张伟：《当代美国金融监管制度实施效果的实证研究》，《国际金融研究》2012 年第 7 期。
- [32] 赵峰、付韶军、杜雯翠：《中国的金融监管治理有效吗——基于中国银行业的问卷调查》，《财贸经济》2014 年第 8 期。
- [33] 朱凯、陈信元：《金融发展、审计意见与上市公司融资约束》，《金融研究》2009 年第 7 期。
- [34] Bedard, J. C., & Johnstone, K.M., Earnings Manipulation Risk, Corporate Governance Risk, and Auditors' Planning and Pricing Decisions. *The Accounting Review*, Vol.79, No. 2, 2004, pp.277-304.
- [35] Bratten, B., Causholli, M., & Myers, L. A., Fair Value Accounting, Auditor Specialization, and Earnings Management: Evidence from the Banking Industry. SSRN Working Paper, No.1, 2015, pp.1-53.
- [36] Chan, K. H., & Wu, D., Aggregate Quasi Rents and Auditor Independence: Evidence from Audit Firm Mergers in China. *Contemporary Accounting Research*, Vol.28, No.2, 2011, pp.175-213.
- [37] Chang, H. S., Donohoe, M. P., & Sougiannis, T., Do Analysts Understand the Economic and Reporting Complexities of Derivatives. *Journal of Accounting and Economics*, Vol.61, No.2, 2016, pp.584-604.
- [38] Gao, S., & Chen, C., Transnationalism and Financial Regulation Change: A Case of Derivative Markets. *European Business Organization Law Review*, Vol.18, No.1, 2017, pp.193-223.

- [39] Gul, F. A., Wu, D., & Yang, Z., Do Individual Auditors Affect Audit Quality? Evidence Form Archival Data. *The Accounting Review*, Vol.88, No.6, 2013, pp.1993-2023.
- [40] Hammersley, J., Myers, L., & Shakespeare, C., Market Reactions to the Disclosure of Internal Control Weaknesses and to the Characteristics of Those Weaknesses under Section 302 of the Sarbanes-Oxley Act of 2002. *Review of Accounting Studies*, Vol.13, No.1, 2008, pp.141-165.
- [41] Hossain, M., Tan, L. M., & Adams, M., Voluntary Disclosure in an Emerging Capital Market: Some Empirical Evidence from Companies Listed on the Kuala Lumpur Stock Exchange. *International Control of Accounting*, Vol.29, No.4, 1994, pp.334-350.
- [42] La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. W., Investor Protection and Corporate Governance. *Journal of Financial Economics*, Vol.58, No.12, 2000, pp.3-27.
- [43] La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. W., Legal Determinants of External Finance. *The Journal of Finance*, Vol.52, No.3, 1997, pp.1131-1150.
- [44] Lund, J., The Impact of Regulation on Buyside Users of Derivatives. *Journal of Securities Operations & Custody*, Vol.9, No.3, 2017, pp.206-214.
- [45] Ryan, S. G., Financial Reporting for Financial Instruments. *Foundations and Trends in Accounting*, Vol.6, No.3-4, 2012, pp.187-354.
- [46] Williamson, O. E., Transaction-Cost Economics: The Governance of Contractual Relations. *Journal of Law & Economics*, Vol.22, No.2, 1979, pp.233-261.
- [47] Yelnikova, Y., Evaluation of the Efficiency of State Regulation on the Derivatives Market. *Investment Management and Financial Innovations*, Vol.11, No.4, 2014, pp.85-91.

Financial Derivatives Regulation and Corporate Audit ——An Empirical Analysis Based on Financial Derivatives Regulatory Index

ZHAO Feng, ZHANG Tiantian, WANG Yuepeng

(Beijing Technology and Business University, 100048)

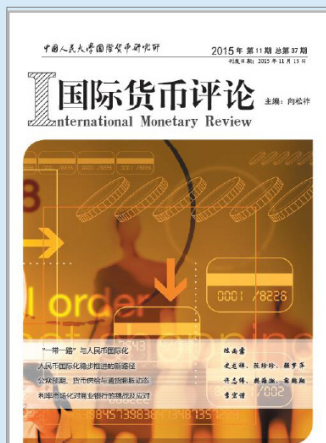
Ma Guang Ming

(Central University of Finance and Economics, 100081)

Abstract: The supervision of financial derivatives can regulate the rational use of derivatives by enterprises, and this has an important impact on the audit behavior of enterprises. Based on the idea of “law and finance”, this paper constructs China’s Financial Derivatives Regulatory Index (FDRI), and the relationship between derivatives regulation and corporate audit is studied based on the data of Chinese enterprises from 2007 to 2017. The result shows that financial derivatives supervision has three effects, such as cost effect, signal effect and compliance effect, which improve audit fees and audit quality, and reduce the probability of enterprises being issued non-standard audit opinions. Compared with low-market areas, the impact of derivatives regulation on audit costs and audit quality in high-market areas is greater, and the probability of enterprises being issued with non-standard audit opinions is higher. Compared with private firms, though the regulation of financial derivatives increases the audit cost of state-owned firms, it also improves their audit quality and reduces the probability of the state-owned firms being issued with non-standard audit opinions. Further research shows that there are three potential effects of financial derivatives supervision on enterprise audit, and the outbreak of two international financial crises strengthen the impact of financial derivatives supervision on corporate audit. This paper realizes the interdisciplinary intersection of “law and finance” and traditional audit theory, enriches the research on enterprise audit factors, and also has reference value to perfect the supervision of government financial derivatives and improve the audit quality of Chinese enterprises.

Key Words: Government Regulation, Financial Derivatives Regulation, Law and Finance, Audit Fee, Audit Quality

征稿启事



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

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

作品要求：

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

投稿方式：

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

邮寄地址：

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

《国际货币评论》编辑部

1937



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