

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张 杰



关于创设“国家金融学”的几点思考

财政分权与经济增长可持续性

什么造就了避险货币

经济增长与结构变迁研究进展

银行业联合授信制度制约企业的非效率投资了吗

陈云贤

贾俊雪、晁云霞、李紫霄

丁剑平、吴 洋、吴小伟

王弟海、李夏伟、龚六堂

黄飞鸣、童 嬅

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

主 编：张 杰
副 主 编：何 青 苏 治 宋 科
编辑部主任：何 青
编辑部副主任：赵宣凯 安 然
责任编辑：韩美娟
栏目编辑：陈 婷
美术编辑：包 晗

刊 名：国际货币评论
刊 期：月 刊
主办单位：中国人民大学国际货币研究所
出版单位：《国际货币评论》编辑部
地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室
邮 编：100872
网 址：www.imi.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】

关于创设“国家金融学”的几点思考 ————— 陈云贤 01

财政分权与经济增长可持续性

——基于情势转换与聚类视角的分析 ————— 贾俊雪、晁云霞、李紫霄 15

什么造就了避险货币

——基于机器学习方法的分析 ————— 丁剑平、吴洋、吴小伟 36

经济增长与结构变迁研究进展 ————— 王弟海、李夏伟、龚六堂 55

银行业联合授信制度制约企业的非效率投资了吗

——基于沪深 A 股公司的分析 ————— 黄飞鸣、童婵 83

外部冲击类型与中国经济周期波动

——兼论宏观审慎政策的有效性 ————— 王有鑫、王祎帆、杨翰方 106

关于创设“国家金融学”的几点思考

陈云贤¹

【摘要】在中国乃至世界，还没有国家金融学这门学科。然而，在世界各国的金融发展实践中，在各国国家金融行为属性中，以及在国际金融体系的改革创新进程中，都在客观上涉及到国家金融的理论与实践事宜。本文认为，创设国家金融学意义重大，它至少可以在五个层面促使我们去深化国家金融发展中的相关课题：第一，国家金融学的研究对象；第二，现代金融体系结构；第三，现代金融体系内容；第四，政府与市场在现代金融体系中的作用；第五，国家金融行为需要着手解决的问题。国家金融学以现代金融体系下的国家金融行为属性为研究对象，以一国金融发展中最核心而又最紧迫的问题作导向，研究政策，采取措施，维护国家金融秩序，提升国家金融竞争力。

【关键词】国家金融学；现代金融体系；金融行为属性；金融竞争力

一、引言

国家金融与国家金融学，是个需要清晰界定的概念和范畴。在现实中，当我们谈到金融时，大多是指国际金融或公司金融；国家金融（National Finance）的文章或书籍要在国外发表，编辑提出的第一个问题往往是：它与公共财政（Public Finance）有什么区别？在理论上，现有的金融学科大致可划分为：以汇率和利率决定机制为主的国际金融学和货币金融学²，以资产价格决定机制为主的公司金融学和投资学³——还没有国家金融学。换句话说，现有的金融学研究大多聚焦于技术细节，即使有与国家金融相关的研究，也主要散见于对政策或市场的解读之中，理论性较弱且不成体系。而本文所探讨的国家金融，是聚焦于一国金融发展中最核心、最紧迫的问题，在此层面采取的政策措施事关一国金融的健康稳定和经济的繁荣发展；因此，本文提出的国家金融学，是以现代金融体系下国家金融的行为及其属性为研究对象，从金融市场的要素、组织、法制、监管、环境和基础设施等六方面来探讨国家金融行为、维护国家金融秩序、提升国家金融竞争力的学科。

关于现代金融体系，国内外理论界有“三体系论”“四要素论”和“五构成论”的不同

¹ 陈云贤，中国人民大学国际货币研究所顾问委员会委员、中山大学国际金融学院、中山大学高级金融研究院、广东省人民政府。

² 陈雨露：《国际金融》，北京：中国人民大学出版社，2008年，前言1—4页。

³ 王重润：《公司金融学》，南京：东南大学出版社，2010年，第1—8页。

表述。“三体系论”认为，金融体系可大致划分为三个体系：一是金融的宏观调控和监管体系；二是金融的市场体系；三是金融机构体系。其中，金融的市场体系包括了交易对象、交易主体、交易工具和交易价格¹。“四要素论”认为，金融市场由四个要素构成：一是金融市场的参加者，包括政府部门、工商企业、金融机构和个人。二是金融工具，其特征有偿还性、流动性、风险性和盈利性。三是金融市场的组织形式，包括在固定场所内的集中交易方式、分散交易方式和场外交易方式。四是金融市场的管理，包括中央银行及有关监管当局的管理²。“五构成论”认为，金融的构成要素有五点：一是金融市场主体，即金融市场的交易者。二是金融市场工具，即金融交易的载体。金融工具，可以理解为金融工具持有人对发行人的债权或权益。三是金融市场中介，通常是指为资金融通提供媒介服务的专业性金融机构或取得专业资格的自然人。四是金融市场组织方式，是指能够使金融市场成为现实的市场并正常运转的制度安排，主要集中在市场形态和价格形成机制两方面。五是金融市场监管，即对金融活动进行监督和调控等。它们在金融体系中共同发挥着作用³。与上述的“三体系论”“四要素论”“五构成论”相比，本文更为强调现代金融体系功能结构的系统性，并在其中探索国家金融行为对一国经济金融稳定和健康发展的影响。

二、是否存在国家金融行为，是个有争议的话题

西方经济学的传统理论认为，政府只能在市场失灵的领域发挥作用，比如需要提供公共物品时，或存在经济的外部性和信息不对称时。但我们回望历史又不难看到，现实中的西方国家，尤其一贯奉行自由主义经济的美国，每到关键时刻，政府都屡屡出手。下面仅举几个事例进行说明：

第一例是亚历山大·汉密尔顿对美国金融体系的构建。早在美国建国之初，作为第一任财政部长的汉密尔顿就着力建立国家信用，健全金融体系，完善财税制度，促进工商业发展，从而构建了美国财政金融体系的五大支柱——统一的国债市场、中央银行主导的银行体系、统一的铸币体系（金银复本位制）、以关税和消费税为主体的税收体系，以及鼓励制造业发展的财政金融贸易政策。这些举措为美国的现代金融体系奠定了扎实的前期基础。对此，我们需要思考的是：为什么在200多年前汉密尔顿已经对财政、金融有此思考，高度强调“整体国家信用”的重要性？为什么他认为美国要成为一个繁荣富强的国家，就必须建立坚固的

¹ 乔治·考夫曼著，陈平等译：《现代金融体系——货币、市场和金融机构》（第六版），北京：经济科学出版社，2001年，第3页。

² 黄达：《金融学》（第四版），北京：中国人民大学出版社，2017年，第286—293页。

³ 霍文文：《市场金融学教程》，上海：复旦大学出版社，2005年，第5—15页。

诸州联盟和强有力的中央政府？

第二例是 1933 年开始的罗斯福新政。其主旨是运用财政手段，结合金融举措，大力兴建基础设施项目，以增加就业、刺激消费和生产。其中主要举措包括：第一，民间资源保护队计划，该计划侧重吸纳年龄在 18 岁至 25 岁、身强力壮、失业率偏高的青年人，从事植树护林、防治水患、水土保持、道路建筑、开辟森林防火线和设置森林瞭望塔等工程建设项目。到美国参与二战之前，先后有 200 多万青年在这个项目中工作过，他们开辟了 740 多万英亩¹国有林区和大量国有公园。第二，设立了以着眼长期目标的工程为主的公共工程署和民用工程署。民用工程方面，全国兴建了 18 万个小型工程项目，包括校舍、桥梁、堤坎、下水道系统、邮局和行政机关等公共建筑，先后吸引了 400 万人工作。后来又继续建立了几个新的工赈机构。其中最著名的是国会拨款 50 亿美元兴办的工程兴办署和针对青年人的全国青年总署，二者总计雇佣人员达 2300 万，占全国劳动力的一半以上。第三，至二战前夕，美国联邦政府支出近 180 亿美元，修建了近 1000 座飞机场、12000 多个运动场、800 多座校舍与医院，创造了大量就业机会。其中，金门大桥和胡佛水电站，至今都是美国的标志性建筑。

第三例是布雷顿森林会议构建的国际金融体系。1944 年 7 月，布雷顿森林会议在美国新罕布什尔州召开。时任英国代表团团长的凯恩斯在会前提出了战后世界金融体系的“三个一”方案，即一个“世界货币”，一个“世界央行”，一个“世界清算体系”联盟。而以美国财政部首席经济学家怀特为会议主席的美国方面，则按照政治力量优先于经济的逻辑，采取政治与外交手段，在各国角力中最终促成了围绕美国政治目标设立的三个工作委员会，分别讨论国际稳定基金、国际复兴开发银行和其他国际金融合作事宜。日后正式成立的“国际货币基金组织”、“世界银行”（国际复兴银行）和“国际清算银行”等奠定战后国际经济金融秩序的组织均发端于此。可以说，这次会议形成了以美国为主的国际金融体系，左右着国际经济的运行。

第四例是马歇尔计划构建的美元国际化体系。该计划由美国于 1948 年 4 月主导启动。欧洲国家成立了“经济合作与发展组织”与之对接。美国对欧洲的战后援助包括资金、技术、人员等方面，其中资金援助的流向是：美国援助美元给欧洲国家，欧洲各国将美元作为外汇，购买美国的物资；除德国外，欧洲国家基本上不偿还援助资金；除德国将援助资金用于私有企业再投资，欧洲各国多数将其用于填补财政空亏。在这个体系中，美元滞留欧洲，形成“欧洲美元”。于是世界货币体系在布雷顿森林会议和马歇尔计划的双重作用下，逐渐从“金银

¹ 1 英亩≈4 046.86 平方米。

复本位制”发展到“金本位制”、“黄金·美元·他国货币”双挂钩（实施固定汇率：35 美元=1 盎司黄金）、“美元与他国货币固定汇率制”（1971 年 8 月 15 日黄金与美元脱钩）、“美元与他国货币浮动汇率制”（由 1976 年的《牙买加协定》所确立），最终，美国运用“石油交易捆绑美元结算”等金融手段，形成了美元在国际货币体系中一家独大的局面，使其成为国际经济中的强势货币。

第五例是美国对 2008 年次贷危机的应对。美联储、财政部、联邦存款保险公司（FDIC）、证券交易委员会（SEC）、国会和相关政府部门联手，全力以赴化解金融危机。主要举措有：第一，美联储作为独立于联邦政府和政党纷争的货币政策执行者，采取传统的激进货币政策和非常规、非传统的货币政策并行的策略，以市场化手段处置金融危机，稳定金融市场。第二，在美联储货币政策无法应对之际，财政部出台“不良资产救助计划”（TARP），以政府直接投资的方式，援助主要金融机构和部分大型企业。第三，政府还采取了大幅快速减税、扩大赤字化开支等财政政策，刺激经济增长。第四，国会参众两院通过立法的方式，及时完善法律环境。如政府协调国会分别签署通过了《2008 年紧急经济稳定法案》《2008 年经济振兴法案》《2009 年经济振兴法案》《2009 年美国复苏和再投资法案》，以及自 1929 年大萧条以后最重要的金融监管改革法案之一——《多德-弗兰克华尔街改革与消费者保护法案》等。可以说，美国采用货币政策、财政政策、监管政策、经济振兴计划及法制保障等多种措施，稳定了金融市场，刺激了经济发展。

第六例是美国 2019 年的 2 万亿美元巨额基础设施建设计划。该计划由特朗普政府发起，2019 年 4 月 30 日美国两党就推进 2 万亿美元巨额基建计划达成共识，确定以财政手段结合金融举措，启用汽油税作为美国联邦政府投资的主要资金来源，并通过政府与社会资本合作的方式（PPP）融资，通过大规模减税带来海外资金的回流和通过大量发行国债募集巨额资金投资基础设施建设，目标是创造经济增长的新动力。主要举措包括重建高速、桥梁、隧道、机场、学校、医院等基础设施，并让数百万民众参与到这项工作中来。通过大规模的基础设施建设，以打造和维持世界上最好的高速公路和航空系统网，等等。

由以上诸例可见，美国政府在历史进程中采取的国家金融行为，不仅包括处置国内的产业经济危机、助力城市经济和民生经济以促进社会发展，而且还包括强势介入国际经济运行，在打造国际金融体系方面有所作为。其他发达国家的此类案例也比比皆是。历史和现实告诉我们，从国家金融学的角度探讨国家金融行为及其属性，研究国家金融战略，做好国家金融布局，维护国家金融稳定，推动国家经济发展，既是一国政府在当代经济发展中面临的客观要求，也是金融理论界需要重视并深入研究的课题。

三、国家金融理论滞后于实践发展

事实上，通过采取国家金融行为，维护国家金融秩序、提升国家金融竞争力的事例，在各国经济实践中已经广泛存在，但是对这些案例的理论总结与分析还远远不够。可以说，国家金融理论的发展是极大滞后于经济实践进程的。下面仅举两个案例予以说明：

案例一是美国资产重组托管公司（Resolution Trust Corporation，简称 RTC）与中国四大资产管理公司。RTC 是美国政府为解决 20 世纪 80 年代发生的储贷机构危机而专门成立的资产处置机构。1989 年 8 月，美国国会通过《金融机构改革、复兴与实施法案》（Financial Institutions Reform, Recovery, and Enforcement Act of 1989），创立 RTC 对国内出现问题的储贷机构进行重组处置。下面我们从六个方面来介绍 RTC 的具体情况：

第一，RTC 设立的背景。20 世纪 70 年代中后期，美国经济受到经济停滞和通货膨胀的双重冲击。政府对当时主要为低收入家庭买房、建房提供贷款的非银行储蓄机构及其储贷协会放松管制，扩大其业务范围，期望以此刺激经济恢复生机。然而，沉没在投机性房地产贷款与垃圾债券上的大量资金和不良资产使储贷机构严重资不抵债，走向破产的边缘。在这一背景下，RTC 应运而生，对相关储贷机构进行资产重组。RTC 被赋予五大目标：一是重组储贷机构；二是尽量减少重组损失，争取净现值回报最大化；三是充分利用募得资金处置破产的储贷机构；四是尽量减小处置过程中对当地房地产市场和金融市场的影响；五是最大限度地保障中低收入者的住房供应。

第二，RTC 的组织架构。这分为两个阶段：第一阶段是 1989 年 8 月至 1991 年 10 月，RTC 由美国联邦存款保险公司（Federal Deposit Insurance Corporation，简称 FDIC）负责管理，财政部部长、美联储主席、住房与城市发展部部长和总统指派的两名私营部门代表组成监察委员会，负责制定 RTC 的运营策略和政策、任命 RTC 的总裁（由 FDIC 总裁兼任）和首席执行官以开展日常工作。第二阶段是从 1991 年 11 月开始，美国国会通过《重组托管公司再融资、重构与强化法案》（Resolution Trust Corporation Refinancing Reconstructing and Improvement Act），原监察委员会更名为储贷机构存款人保护监察委员会，在调整相关成员后，确定 RTC 总部设在华盛顿，在亚特兰大、达拉斯、丹佛和堪萨斯城设立 4 个地区办公室，在全国设立 14 个办事处和 14 个销售中心，RTC 不再受 FDIC 管理。直至 1995 年 12 月 RTC 关闭解散后，其余下工作被重新划回 FDIC 继续运作。

第三，RTC 的资金来源。在实际运营中，RTC 的资金来源由四个方面构成：财政部拨款、资产出售后的回收价值、托管储蓄机构中的存款以及来自重组融资公司（Resolution

Funding Corporation）和联邦融资银行（Federal Financing Bank）的借款。

第四，RTC 的运作方式，主要分为两类：对储贷机构实施援助和重组。援助主要是以现金注入方式帮助相关储贷机构摆脱困境，使其重获持续经营的能力。重组主要包括四个步骤：清算、托管、重组、资产管理与处置。其中，资产处置主要是采用一般拍卖、期权销售、资产证券化等手段。

第五，RTC 的资产定价方法。因为 RTC 处置的资产中，近一半是商业和居民住房抵押贷款，其他的是储贷机构自有房产、其他贷款及各类证券等，所以 RTC 在资产估价过程中，结合地理位置、资产规模、资产质量、资产期限、偿付标准等因素，主要采用传统的净现值折现方法，同时结合运用可得投资价值（Derived Investment Value）工具完善估值。为防止不良资产被贱卖，RTC 还会根据资产评估价格的一定比例设定保留价格作为投标底线。

第六，RTC 的运作成效。从 1989 年 8 月至 1995 年 12 月底，RTC 成功重组了 747 家储蓄机构。其中，家被银行并购，222 家被其他储蓄机构并购，92 家进行了存款偿付，共涉及资产约 4206 亿美元，重组成本约 875 亿美元。RTC 的实践为清理破产金融机构、消化不良资产和化解金融危机提供了较为成功的范例。

美国 RTC 的成功经验也为中国所借鉴。1999 年，中国政府在处置亚洲金融危机时，就参考美国的方式，剥离工、农、中、建四大银行的不良资产，组建了华融资产管理公司、东方资产管理公司、长城资产管理公司和信达资产管理公司，来解决不良资产，参与资本市场运作。

可见，在美国、中国都存在这种典型的国家金融行为，但对于这类实践，理论界还缺乏系统性的探讨、总结，对这类问题的研究仍然是碎片化的、外在的，主要侧重于技术手段。在世界范围内，上述类型的不良资产处置公司应怎样定位？其功能和续存时间如何？这些都是亟待学界研究的课题。

案例二是沃尔克法则与金融风险防范。为了避免 2008 年次贷危机重演，2010 年 7 月，美国颁布了《多德-弗兰克华尔街改革与消费者保护法案》，在政府监管机构设置、系统性风险防范、金融业及其产品细分、消费者保护、危机处置等方面设置了一系列监管措施。其中，“沃尔克法则”（Volcker Rule）是最有影响的改革内容之一¹。

这条法则的提出有着特殊背景。美国的金融监管模式是在历史进程中逐渐形成的，是一个以联邦政府和州政府为依托、以美联储为核心、由各金融行业监管机构共同组成的双层多

¹ 姚洛：《解读沃尔克法则》，《中国金融》2010 年第 16 期，第 43—44 页。

头金融监管体系。这一体系的弊端在 2008 年金融危机的爆发和蔓延过程中暴露出来：一是监管体系无法跟上经济和金融发展的步伐；二是缺乏统一监管，难以防范系统性金融危机；三是监管职能重叠或缺位，造成监管死角；四是缺乏对金融控股公司的有效监管；五是分业监管体系与混业市场经营相背离……沃尔克对此尖锐地指出：金融机构的混业经营和分业监管的错配是金融危机爆发的一个重大根源。

在这一背景下，沃尔克法则应运而生。其核心是禁止银行从事自营性质的投资业务，同时禁止银行拥有、投资或发起对冲基金和私募基金。具体措施包括：其一，限制银行的规模，规定单一金融机构在储蓄存款市场上所占份额不得超过 10%，从而限制银行过度举债进行投资的能力。其二，限制银行利用自身资本进行自营交易，规定银行只能在一级资本的 3% 以内进行自营投资。其三，限制银行拥有或资助对私募基金和对冲基金的投资，规定银行在每只基金中的投资比例不得超过该基金募集资本的 3%。其四，控制资产证券化风险，规定银行销售抵押贷款支持证券等产品至少留存 5% 的信用风险。

沃尔克法则的目标聚焦于金融市场“去杠杆化”。在该法则之下，国家可以将金融行业的风险进行隔离，简化风险管理的复杂度，提高风险管理和审慎监管的效率。这是一种典型的国家金融行为。在理论上，它涉及一国的商业银行资产负债管理和投资银行风险收益关系的深化研究；在实践中，它关乎一国金融监管模式的选择和金融经济发展的方向。然而，学界对沃尔克法则的研究或借鉴，多数仍然停留在防范金融风险的技术手段上。

四、国家金融人才短缺，金融学需要细分

国家金融理论滞后于实践发展的直接后果是国家金融人才短缺。其原因主要有三：第一，金融学缺乏细分；第二，国内外金融学教研主要聚焦于微观金融领域与技术分析；第三，国内外金融学学生大多偏重于微观金融的技术手段分析和操作。关于国内金融研究的现状，我们以两个国内高校的例子予以说明：

第一例是以“金融”命名的某大学，其经济学科各专业中涉及到金融学科的专业只有两个：金融学专业、经济与金融专业。金融学专业的核心课程设置包括：金融学、金融市场与金融机构、商业银行经营学、信用担保、国际金融学、投资学、公司金融、金融工程学、金融风险管理等 9 门课程，其中只有国际金融学涉及到点滴宏观金融的概念；经济与金融专业也只有金融经济学与国际金融学涉及到一些宏观金融的内容；其余多数为微观经济、微观金融或部门金融的范畴。

再来看第二例，是某综合性大学的金融学院，其金融学专业培养方案包括：货币银行学、

公司金融、证券分析与实证分析、金融衍生工具、国际金融、金融机构与市场以及投资与资产组合管理等七门专业核心课程。可见,属于国家一流重点大学的金融学院的金融学专业培养方案中也只有国际金融涉及到一点宏观金融知识,其余均为微观金融专业或部门操作性金融技术的体现。

上述两例案例告诉我们,国内的金融学教研基本上都没有涉及国家金融层面的理论,缺乏对国家金融行为取向的研究与教学。

那么国外金融学研究的情况如何呢?通过回顾1991—2019年诺贝尔经济学奖的概况,我们可以发现,在近三十年的时间跨度中,只有少数几位诺奖学者的研究是关于金融问题的:1997年获奖的罗伯特·默顿和迈伦·斯科尔斯研究了金融机构新产品的期权定价公式;1999年获奖的罗伯特·蒙代尔讨论了不同汇率制度下的货币与财政政策以及最优货币区;2003年获奖的罗伯特·恩格尔三世和克莱夫·格兰杰在计量经济学领域的开拓性贡献,为金融分析提供了不可或缺的工具;2013年获奖的尤金·法玛、拉尔斯·彼得·汉森和罗伯特·席勒的贡献主要是对资产价格进行了实证分析;其余的获奖者则基本上没有直接触及金融问题。而在上述涉及金融问题的诺贝尔经济学奖获奖人中,又只有罗伯特·蒙代尔一人在理论上探讨了国际金融问题,其他人则主要侧重于金融资产定价或金融实践的成效。

综上所述,无论国内还是国外的金融学,都缺乏对国家金融的研究,相关人才匮乏。与之相对的是,世界范围内重大的金融变革与发展,多是由不同国家的金融导向及其行为所推动。因此,国家金融学研究不但应该引起学界重视,而且应该在一个更广阔的维度上获得深化和发展。

笔者呼吁,要培养国家金融人才,就需要对现有的金融学研究 and 教学进行细分。以美国与中国高校金融学教学中普遍使用的教材为例,美国常用教材是弗雷德里克·S.米什金的《货币金融学》¹,中国则是黄达编著的《金融学》²。这两种教材的优点是全面、系统:从货币起源讲到金融中介、金融体系;从金融市场讲到金融机构、金融监管;从中央银行讲到货币政策、外汇市场和国际金融;从金融运行的微观机制讲到资产组合与定价、业务管理与发展;等等。然而为了回应当今经济发展对国家金融理论研究、实践管理和人才培养的需求,十分有必要在此类金融学教科书的基础上强化对国家金融学的研究与教学,因此我建议在国家层面将金融学科细分为三类:金融学、国家金融学和公司金融学。

现有的各类大学金融学科,在国内层面的教学与研究,不能仅仅局限在金融学基础理论

¹ 弗雷德里克·S.米什金:《货币金融学》,北京:中国人民大学出版社,2006年。

² 黄达:《金融学》(第四版),北京:中国人民大学出版社,2017年。

和公司金融学二个领域，还应该要有国家金融学的设置、研究与教学发展。其中，国家金融学属宏观金融管理范畴，研究并指导国家金融行为，即立足于一国金融发展中最核心、最紧迫的问题，要解决的是国家金融顶层布局、国家金融监管协调、国家金融层级发展、国家金融内外联动、国家金融弯道超车、国家金融科技创新、国家金融风险防范和国家金融国际参与等课题。

公司金融学属微观金融管理范畴，研究并指导公司金融行为，即立足于企业金融行为中急需探讨和解决的问题，如公司治理结构（企业管理）、财税管理（会计学、税法）、公司理财（投资学）、风险管理（审计、评估）、战略管理（决策运营）、公司融资（金融中介）、金融工程（产融开发）、法律责任（法学、信息经济学）和国际投资（兼并收购）等课题。

金融学各门学科从不同的定位出发，阐述其主要原理和应用这些原理的数理模型，并在演绎或归纳中探讨、解说案例，最终达到引导学生学习、思考的目标。金融学原理、国家金融学和公司金融学（当然也包括国际金融学）等各门学科定位不同，相互渗透，有机组成了完整的金融学科体系。

世界各国，国家金融要在国内实践中有效运行，首先要在理论上创设国家金融学的同时，需要弄清楚它与金融学（基础理论）和公司金融学的联系与区别。世界各国，国家金融要在国际体系中有序参与，首先也应在理论上弄清楚国家金融学与国际金融学的联系与区别，同时看清楚国际金融体系在现实中的运行与未来的发展方向，才能在实践中不断地推动其改革、创新与发展。世界各国，要在国际金融体系中具有自己的立足点和话语权，也是其在国家金融行为属性中需要去面对和解决的事宜。

中国对此已有布局¹。2017年，中国召开全国金融工作会议，提出遵循金融发展规律，紧紧围绕服务实体经济、防控金融风险、深化金融改革三项任务，创新和完善金融调控，健全现代金融企业制度，完善金融市场体系，推进构建现代金融监管框架，加快转变金融发展方式，健全金融法治，保障国家金融安全，促进经济和金融良性循环、健康发展。同时，中国成立国务院金融稳定发展委员会，强调：第一，回归本源，把更多金融资源配置到经济社会发展的重点领域和薄弱环节。第二，优化结构，完善金融市场、金融机构、金融产品体系。第三，强化监管，提高防范化解金融风险能力。第四，市场导向，发挥市场在金融资源配置中的决定性作用。中国已从国家金融顶层设计的角度，一方面，提出了急需国家金融人才来构建现代金融体系、维护国家金融秩序、保障并提升国家金融竞争力，另一方面，也催生着

¹ 中华人民共和国中央人民政府：《全国金融工作会议在京召开》，参考 http://www.gov.cn/xinwen/2017-07/15/content_5210774.htm（2017—07—15）全文主要内容。

国家金融学的设立, 研教与发展。

五、《国家金融学》的研究对象

创设国家金融学的目的、意义及其它, 这里不多阐述。笔者认为, 国家金融学的体系至少包括五个层面的内涵有待我们去研究和深化。

第一层面: 国家金融学研究对象¹

国家金融学以现代金融体系条件下的世界各国国家金融行为属性为研究对象, 以探讨一国金融发展中最核心而又最紧迫的问题为导向, 研究政策, 采取措施, 促进一国金融健康稳定, 推动一国经济繁荣发展。

第二层面: 现代金融体系结构²

国家金融学以现代金融体系条件下的国家金融行为属性为研究对象, 从现代金融体系结构中的金融市场要素、金融市场组织、金融市场法制、金融市场监管、金融市场环境和金融基础设施等六大方面去探讨世界各国的国家金融行为, 维护国家金融秩序, 提升国家金融竞争力。

第三层面: 现代金融体系内容³

现代金融体系强调功能结构的系统性, 并在其中探讨国家金融行为对一国经济金融稳定和健康发展的影响。其至少包括六个方面的内容: 其一, 金融市场要素体系。它既由各类市场(包括货币市场、资本市场、保险市场、外汇市场和衍生性金融工具市场等)构成, 又由各类市场的最基本元素即价格、供求和竞争等构成。其二, 金融市场组织体系。它由金融市场要素与金融市场活动的主体或管理机构构成, 包括各种类型的市场主体、各类市场中介机构以及市场管理组织。其三, 金融市场法制体系。金融市场具有产权经济、契约经济和规范经济的特点, 因此, 规范市场价值导向、交易行为、契约行为和产权行为等的法律法规的整体就构成了金融市场法制体系。它包括金融市场相关的立法、执法、司法和法制教育等。其四, 金融市场监管体系。它是建立在金融市场法律体系基础上的、符合金融市场需要的政策执行体系, 包括对金融机构、业务、市场、政策法规执行等的监管。其五, 金融市场环境体系。它主要包括实体经济基础、企业治理结构和社会信用体系等三大方面。对这一体系而言, 重要的是建立健全金融市场信用体系, 以法律制度规范、约束金融信托关系、信用工具、信用中介和其他相关信用要素, 以及以完善金融市场信用保障机制为起点建立金融信用治理机制。其六, 金融市场基础设施。它是包含各类软硬件的完整的金融市场设施系统。其中, 金

¹²³ 陈云贤:《国家金融学》, 北京: 北京大学出版社, 2018年, 序言, 第8—10, 8—11页。

融市场服务网络、配套设备及技术、各类市场支付清算体系、科技信息系统等，是成熟的金融市场必备的基础设施。

第四层面：政府与市场在现代金融体系中的作用¹

现代金融体系六个方面结构的功能作用，金融市场要素与金融市场组织，是其体系中的基本元素，它们的行为导向更多地体现为市场的活动、市场的要求、市场的规则和市场的效率；而现代金融体系结构中的金融市场法制、金融市场监管、金融市场环境和金融基础设施，是其体系中的配置元素，它们的行为导向更多地体现为对市场的调节、对市场的监管、对市场的约束和对市场原则的规范。世界各国国家金融行为导向，表现在现代金融体系中，应该是市场决定金融资源配置，同时更好地发挥政府作用。只有这样，现代金融体系六大功能作用的发挥才是健全的和完整的。

第五层面：国家金融行为需要着手解决的问题

在现有的国际金融体系中，处于领先地位的国家总是力图保持强势有为，处于附属前行的国家总是希望弯道超车后者居上。世界各国就是国际金融体系演进中的马拉松参赛者。作为大多数发展中国家而言，在这场世界级的金融体系演进的马拉松赛跑中，一国国家金融行为取向表现在现代金融体系的逐渐完善进程中，第一，应加强金融顶层布局的政策探讨；第二，应加强金融监管协调的措施探讨；第三，应加强金融层级发展的规则探讨；第四，应加强金融离岸在岸对接的模式探讨；第五，应加强金融弯道超车的路径探讨；第六，应加强金融科技创的新趋势探讨；第七，应加强金融化解危机的方式探讨；第八，应加强金融国际参与的方案探讨；等等。这些需要着手解决的问题，厘清了世界大多数发展中国家金融行为属性的取向目标和方向。

六、现代金融体系演进与国家金融行为互动

《国家金融学》研究对象五个层面的内涵，构成了国家金融学体系的主要框架。其中，现代金融体系的演进及其与国家金融行为的互动呈现如下特点²：

其一，现代金融体系的六个子体系的形成，是个渐进的历史过程。以美国为例，在早期的市场经济发展中，美国主流认可自由放任的经济理念，金融市场要素体系与金融市场组织体系得到发展和提升，反对政府干预经济的理念盛行。1890年，美国国会颁布美国历史上第一部反垄断法《谢尔曼法》，禁止垄断协议和独占行为。1913年，美国联邦储备委员会正

¹ 陈云贤：《市场竞争双重主体论》，北京：北京大学出版社，2020年，第179—182页。

² 陈云贤：《经济新引擎》，北京：北京外语教学与研究出版社，2019年，第137—141页。

式成立。1914年,美国颁布《联邦贸易委员会法》和《克莱顿法》,对《谢尔曼法》进行补充和完善。在大危机之后的1933年,美国颁布《格拉斯-斯蒂格尔法案》。此后美国的反垄断制度和金融监管实践经历了近百年的演进与完善,整个金融市场形成了垄断与竞争、发展与监管动态并存的格局。20世纪90年代开始,美国信息通信、网络技术爆发式发展,金融市场创新驱动能力和基础设施升级换代成为市场竞争的主要表现。与此同时,美国政府反垄断的目标不再局限于简单防止金融市场独占、操纵价格等行为,金融市场的技术垄断和网络寡头垄断也被纳入打击范围。这一时期,通过完善金融市场登记、结算、托管和备份等基础设施,提高应对重大金融灾难与技术故障的能力,提升金融市场信息系统,完善金融信用体系建设,实施金融市场监管数据信息共享等,美国的金融市场环境体系和金融市场基础设施得到了进一步提高与发展。这一切将金融市场体系推向现代高度,金融市场竞争发展到了全要素推动和系统参与的飞跃阶段¹。

其二,现代金融体系的六个子体系是统一的。一方面,六个子体系相互联系、相互作用,有机结合为一个成熟的金融市场体系。在金融市场的实际运行中,缺少哪一个子体系,都会导致市场在那一方面产生缺陷,进而造成国家经济的损失。在世界各国金融市场的发展过程中,这样的典型案例比比皆是。另一方面,在现代金融体系六个子体系内,各个要素之间也是相互联系、相互作用、有机统一的。比如在金融市场要素体系中,除了各类货币市场、资本市场、保险市场、外汇市场等互相联系、互相作用外,规范和发展利率市场、汇率市场等,逐步建立离岸在岸统一的国际化金融市场,积极发展一国金融产品和金融衍生产品市场,努力提升一国金融的国际话语权和竞争力,等等,都是相互促进、共同完善现代金融体系的重要举措。

其三,现代金融体系的六个子体系是有序的,有序的金融市场体系才有效率。比如金融市场价格机制的有序,即在利率、汇率、债券、股票、期货、期权等投资价格的形成过程中,应充分发挥市场在资源配置中的基础性作用,根据市场反馈的供求状况形成市场定价,从而推动现代金融体系有序运转。又比如金融市场竞争机制的有序。竞争是金融市场的必然产物,也是实现市场经济的必然要求。只有通过竞争,金融要素的价格才会产生市场波动,金融资源才能得到有效配置,从而实现市场主体的优胜劣汰。

再比如金融市场开放机制的有序。现代金融体系是开放的,但这种开放又必定是渐进的、安全的、稳定有序的。这又再次表明,现代金融体系的六个方面既相互独立又相互制约,它

¹ 陈云贤:《中国特色社会主义市场经济:有为政府+有效市场》,《经济研究》2019年第1期。

们是对立统一的完整系统。

其四，现代金融体系六个方面的功能是脆弱的。其原因主要有三：首先是认识上的不完整。由于金融市场主体（即货币市场、资本市场、外汇市场等的参与主体）有自己的利益要求，所以在实际的市场运行中，它们往往只讲自由、竞争和需求，避讲法治、监管和均衡，这导致现代金融体系六个方面的功能出现偏颇。其次是政策上的不及时。金融市场的参与主要依靠各类投资者，金融市场的监管主要依靠世界各国政府。但在政府与市场既对立又统一的历史互动中，由于传统市场经济理论的影响，政府往往是无为的，或滞后的，或在面临世界金融大危机时采用“补丁填洞”的方式弥补，等等，这使得现代金融体系六个方面的功能无法全部发挥。再次是金融全球化的冲击。在金融立法、联合执法、协同监管措施还不完善的全球金融体系中，存在大量金融监管真空、监管套利、金融投机、不同市场跨界发展，以及造假、诈骗等行为。因此现代金融体系的健全及六个方面功能的有效发挥，还需要一个漫长的过程。

其五，现代金融体系的六个方面功能，正在或即将逐渐作用于世界各国乃至国际金融市场的各个领域。也就是说，在历史进程中逐渐形成和完善的现代金融体系，不仅将在各国金融市场上发挥作用，而且伴随着 G20 金融稳定委员会作用的发挥和国际金融监管协调机制的提升与完善，在国际金融体系中也发挥作用。世界各国的金融领域，不仅需要微观层面投资主体的参与，而且需要宏观层面国家金融行为的引导。在世界各国的理论和实践中，这都是正在逐渐完善的现代金融体系的客观、必然的发展趋向。

在当代中国，要加强国家金融学研究，就需要围绕现代金融体系六个方面的功能，探讨在国内如何建立、完善现代金融体系，在国际上如何定位中国金融的作用。这必然会从国家行为属性的角度，进一步厘清中国国家金融的目标和作用。这其中涉及诸多重大课题：如何协调财政政策与货币政策？如何推进强势人民币政策？中国拥有现行世界金融体系中最优的金融监管架构，如何发挥其作用？中国在探讨国家与地方金融的层级发展时，如何避免要么“金融自由化”要么“金融压抑”的老路，在“规则下促竞争，稳定中求发展”的前提下闯出一条新路？如何确定粤港澳大湾区离岸与在岸金融对接的路径及切入点？如何发挥中国“碳金融”的作用，在国际金融体系中实现弯道超车？金融科技尤其是网络金融与数字货币在中国如何健康发展？如何坚持金融服务实体经济，并在金融产业链中有效防范系统性或区域性金融风险？在国际金融体系的变革中，如何提出、推动和实施“中国方案”？等等。可见，现代金融体系的建设与完善，在中国乃至世界各国的发展进程中，始终映射着一国国家金融行为的特征与取向。这些就是国家金融学需要深入研究的对象。

七、结语

在现代金融体系下，国家金融学的研究与公司金融学、国际金融学和金融科技发展等密切相关、相互渗透。因此可以预言，国家金融学研究现状与未来，取决于一国在金融理论和实践层面，对国家金融与公司金融、离岸金融与在岸金融、金融科技创新发展、金融监管与风险防范，以及国际金融体系改革的探研和实践。国家金融学学科的创设，为从理论上探讨国家金融行为对一国乃至国际现代金融体系的影响，拉开了一个序幕。它对中国维护金融秩序，提升国家金融竞争力，也将发挥出重要的推动作用。

财政分权与经济增长可持续性 ——基于情势转换与聚类视角的分析

贾俊雪¹ 晁云霞² 李紫霄³

【摘要】经济增长可持续性不仅取决于增长速度还取决于增长稳定性。本文利用我国 245 个地级市 1978—2014 年间面板数据和马尔科夫情势转换聚类面板模型，从情势转换与聚类视角考察了地级市经济增长动态特征，识别出不同的动态增长模式及其可持续性，进而剖析了财政分权的影响。研究表明，地级市经济增长呈现出三种动态增长模式，这三种模式在平均增速、增长状态及其持续期、增长波动性进而增长可持续性方面存在明显差异。支出分权显著增加了地级市归属为低增长、高波动模式的概率，不利于经济可持续增长，1994 年分税制改革后则产生了较积极的作用。收入分权则总体有利于增强经济增长可持续性，1994 年分税制改革后受地方纵向财政失衡加剧的不利影响这一积极作用有所减弱。增加地方财政自给度（即增加地方收支分权匹配度、减小地方纵向财政失衡）有利于增强经济增长可持续性，1994 年分税制改革后表现得更为突出。这对于优化完善财税体制以有效促进经济可持续增长具有良好启示。

【关键词】财政分权；经济增长可持续性；马尔科夫情势转换聚类分析

一、引言

改革开放以来，中国取得奇迹般的发展成就：1978—2010 年间，实际 GDP 增长率平均为 10.0%，远高于世界同期平均水平（3.0%）。⁴近年来，中国经济步入新常态，经济增速明显放缓：实际 GDP 增长率从 2011 年的 9.5% 下降到 2016 年的 6.8%，2019 年为 6.1%；而受“新冠”疫情的重大冲击，2020 年一季度实际 GDP 同比下降 6.8%。作为全球第二大经济体，中国经济增长放缓势必会对后疫情时代全球经济的复苏与再平衡产生较大影响。因此，如何保持中国经济平稳较快增长以促进经济社会可持续高质量发展备受国际社会关注，亦是新时代我国政府亟需解决的一个重大问题。

经济增长是否具有好的可持续性不仅取决于经济增速还取决于增长稳定性（Pritchett,

原文刊载于《金融研究》2020 年第 10 期。

¹ 贾俊雪，财政学博士，中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心教授。

² 晁云霞（通讯作者），财政学博士，首都经济贸易大学财政税务学院讲师。

³ 李紫霄，财政学博士生，中国人民大学财政金融学院。

⁴ 数据来自世界银行 2018 年世界发展指标（World Development Indicator 2018）。

2000)。纵观改革开放以来中国经济的发展历程, 一个不容忽视的事实是: 地区经济增长总体保持了较好的同步性, 但增速及其波动存在较大差异, 即呈现出较明显的增长动态差异——1978—2014年间, 我国245个地级市的实际GDP增长率均值从7.26%到23.78%不等, 增长率标准差的差异亦很大(最小为2.45%, 最大为16.69%)。¹那么, 这些不同的增长动态蕴含着怎样的演进逻辑和理论内涵? 对于我国经济增长可持续性又具有怎样的启示? 特别地, 哪些地区的动态增长具有较好的可持续性? 什么因素在其中发挥了重要作用? 无疑, 深入厘清这些问题有助于更好地认识和理解中国经济增长的动态演进及其可持续性, 对于凝练总结中国特色社会主义经济理论具有重要意义, 亦可为优化完善相关政策制度安排以有效促进中国经济可持续增长提供有益思路。

显然, 能够影响经济增速或增长波动性的因素都可能对经济增长可持续性产生潜在重要影响, 本文关注于财政分权的影响。以“放权让利”为主基调的财税体制改革被普遍认为是中国改革开放以来最重要的体制变革之一, 不仅深刻改变了我国的政府间财政关系, 亦对政府与市场的关系进而经济增长及其波动产生深远的影响, 成为深刻认识和理解中国经济持续高速增长的一个重要视角(Xu, 2011)。因此, 深入厘清财政分权对中国经济增长动态及其可持续性的影响以及背后蕴含的理论内涵, 对于中国特色社会主义经济理论、政府间财政关系理论和财税体制的发展与完善具有重要意义。目前, 大量文献深入考察了中国财政分权的经济影响(Zhang and Zou, 1998; Lin and Liu, 2000; Jin et al., 2005; 张晏和龚六堂, 2005; 沈坤荣和付文林, 2005; 丁从明和陈仲常, 2009; 张曙霄和戴永安, 2012)。²但已有研究关注的重点大都只是财政分权对经济增长或经济波动的单一影响, 还鲜有文献在一个相对统一的分析框架内同时探究财政分权的经济增长效应和经济稳定效应, 较大程度上忽略了财政分权对经济增长动态及其可持续性的整体影响。而且, 也比较缺乏就省以下地区经济增长动态以及财政分权对其影响的深入研究——已有研究大多聚焦于省份经济增长动态的分析(Jalil et al., 2014; 周业安和章泉, 2008), 忽略了同一省份的不同地区(如地级市)即组内增长动态的差异特征, 以及不同省份的地区(如地级市)即组间增长动态的共同特征。

¹ 目前, 我国共有333个地级行政单位(统一简称为地级市)。由于数据缺失和行政区划变动, 本文基准样本包含245个地级市, 详细数据说明见下文第二节。

² 目前, 已有财政分权理论大体可划分为两代: 以 Tiebout (1956)、Oates (1972) 等为代表的第一代分权理论; 以 Qian 和 Weingast (1996)、Qian 和 Roland (1998) 等为代表的第二代分权理论即市场保护的财政联邦主义理论。第一代分权理论主要强调地方政府拥有信息优势, 故财政分权可提升地方公共服务提供效率, 进而促进经济增长; 第二代分权理论则强调财政分权可强化财政激励、辖区竞争, 促使地方政府更好地保护与发展市场, 从而有利于经济增长。但也有大量文献指出, 财政分权也可能会加剧公共池、地方捕获与集体行为等问题, 不利于经济增长与经济稳定 (Treisman, 2000; Rodden et al., 2003)。因此, 已有文献虽较少直接论及但都昭示着财政分权对经济增长可持续性具有重要影响。关于此类文献较详细的介绍, 请参见 Weingast (2009) 和 Xu (2011)。

本文以我国245个地级市1978—2014年间面板数据为基础，利用马尔科夫情势转换聚类面板模型，从情势转换与聚类视角考察了地级市的经济增长动态特征，识别出不同的动态增长模式及其在平均增速、增长状态及其持续期和增长波动进而增长可持续性方面的差异，然后利用*logit*面板模型剖析了财政分权的影响。与已有研究相比，本文可能的特色主要体现在如下三个方面。

（1）本文从一个较新颖的视角即情势转换与聚类视角出发，将经济增长与经济波动纳入一个相对统一的分析框架内，凝练识别出我国地区经济增长蕴含的动态增长模式及其可持续性特征，构成已有增长可持续性经典研究视角的有益补充，有助于丰富拓展可持续发展的理论内涵；¹在此基础上，本文较全面地剖析了财政分权对经济增长、增长波动进而对增长可持续性的整体影响。这对于中国特色社会主义经济理论、政府间财政关系理论的发展与完善具有良好意义，亦可为当前及今后有利于经济可持续发展的央地财政关系的优化调整提供有益的改革思路。而已有研究大都就增长与波动单独分析，割裂了二者的内在有机关联，忽略了增长稳定性对增长可持续性的重要影响。

（2）马尔科夫情势转换聚类面板模型这一较前沿分析方法的运用，不仅可内生地识别出地级市不同的非线性动态增长模式，避免人为划分可能带来的偏差；亦有助于较好地揭示不同动态增长模式的多维度特征（增速、增长状态及其持续期和增长波动性）差异，丰富关于经济增长可持续性的认识和理解；也有利于从多维度深入剖析财政分权的影响（包括对增长模式归属、模式间增长状态差异和模式内增长状态的影响），更全面地揭示财政分权对经济可持续发展的影响及其机理。而已有关于中国地区经济及财政分权影响的研究还鲜有使用这一方法的。²

（3）本文使用了我国地级市长达近40年（1978—2014年间）的面板数据。这有助于更

¹ 目前，关于经济增长可持续性的研究主要考察的是经济增长是以要素（典型的是物质资本）积累驱动为主还是以全要素生产率（TFP）增长驱动为主；若以 TFP 增长驱动为主，则具有良好的增长可持续性。这一经典研究视角关注是经济增速及其决定因素，较大程度上忽略了增长稳定性对于可持续发展的可持续性的重要性，可能导致认知偏差；而将经济增速与增长稳定性纳入一个统一的分析框架内考察增长可持续性构成该视角的有益补充，可丰富关于可持续发展的认识和理解、拓展可持续发展的理论内涵（Pritchett, 2000）。Berg et al.（2012）和 Kerekes（2012）受这一思想的影响，综合考虑了经济增速和增长稳定性，分别对 140 个国家和 84 个国家的经济增长可持续性进行了实证分析。就我国而言，大量学者从经典视角对增长可持续性进行了深入研究，但还鲜有基于后一视角的分析。

² 近年来，国内学者利用马尔科夫情势转换时间序列模型进行了大量研究，如刘金全和郑挺国（2006）以及彭洋等（2019）。相比而言，马尔科夫情势转换聚类面板模型具有明显优势：可同时考察不同经济体或不同地区经济增长的动态时序特征及其相似性和差异性，据此内生地识别出不同的聚类；通过将情势转换与聚类分析相结合，可较好地识别出基于经济增速与增长稳定性的增长可持续性特征（情势转换将经济增长识别为高增长和低增长状态以及两种状态的动态转换，可较好地捕捉经济增长与经济波动的特征以及二者的有机关联；聚类分析则有助于对不同聚类蕴含的增长模式及其可持续性特征进行深入对比分析）。因此，该模型已成为目前研究经济增长动态及其可持续性的一个重要分析工具（Fröhwirth-Schnatter and Kaufmann, 2008; Kerekes, 2012）。

全面、准确地识别出改革开放以来中国地区经济增长动态特征的典型事实, 为深入认识和理解改革开放以来中国经济增长动态、可持续性、财政分权的影响及其蕴含的内在逻辑机理和深刻理论内涵提供更加微观化的经验依据。而已有关于中国地级市研究的样本期普遍相对较短。

二、典型事实：增长动态的情势转换与聚类分析

本节利用马尔科夫情势转换聚类面板模型, 将改革开放以来我国地级市经济增长动态内生地识别为三种模式, 从增长状态、状态持续期、增长稳定性与情势转换周期等方面剖析地级市经济增长动态及其可持续性的典型特征。

(一) 马尔科夫情势转换聚类面板模型

Fröhwirth-Schnatter and Kaufmann (2008) 提出的马尔科夫情势转换聚类面板模型可考察不同经济体或不同地区经济增长的动态时序特征以及它们的相似性和差异性, 据此内生地识别出不同的聚类 (即可进行面板数据聚类分析)。特别地, 对于第 i ($i=1, 2, \dots, N$) 个地级市, 我们引入非观测状态变量 S_i 来捕捉该地级市经济增长所属的聚类: 相同的聚类归属表明地级市的经济增长具有相似的动态特征。地级市实际 GDP 增长率 y_{it} 服从如下 p 阶自回归过程:

$$y_{it} = c_k^1 + \alpha_{k1}^1 y_{it-1} + \dots + \alpha_{kp}^1 y_{it-p} + (I_{kt} - 1)(c_k^d + \alpha_{k1}^d y_{it-1} + \dots + \alpha_{kp}^d y_{it-p}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $t=1, \dots, T$ 代表时期, $k=1, \dots, K$ 代表聚类 (K 为聚类总数), p 为最大滞后阶数。地级市 i 归属为聚类 k 的概率为:

$$\Pr(S_i = k) = \eta_{ik} \in [0, 1] \quad (2)$$

其中, $\sum_{k=1}^K \eta_{ik} = 1$ 。 η_{ik} 遵循一个狄利克雷 (Dirichlet) 分布, 即有 $(\eta_{i1}, \eta_{i2}, \dots, \eta_{iK}) \sim D(q, q, \dots, q)$, 意味地级市 i 归属为任一聚类的先验概率是均等的。(1) 式中的 I_{kt} 是聚类 k 在 t 期的状态指示变量, 捕捉了 t 期经济增长所处的状态 (或情势)。本文考虑两种状态:

状态 1 ($I_{kt} = 1$) 时,

$$y_{it} = c_k^1 + \alpha_{k1}^1 y_{it-1} + \dots + \alpha_{kp}^1 y_{it-p} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

状态 2 ($I_{kt} = 0$) 时,

$$y_{it} = (c_k^1 - c_k^d) + (\alpha_{k1}^1 - \alpha_{k1}^d) y_{it-1} + \dots + (\alpha_{kp}^1 - \alpha_{kp}^d) y_{it-p} + \varepsilon_{it} = c_k^2 + \alpha_{k1}^2 y_{it-1} + \dots + \alpha_{kp}^2 y_{it-p} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

I_{kt} 服从一个两状态的一阶马尔科夫过程, 转换概率矩阵为:

$$\mathbf{P}_k = \begin{bmatrix} p_{11}^k & p_{21}^k \\ p_{12}^k & p_{22}^k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11}^k & 1-p_{22}^k \\ 1-p_{11}^k & p_{22}^k \end{bmatrix}$$

(5)

其中, $p_{mm}^k = \Pr(I_{kt} = m | I_{kt-1} = m)$ 表示第 k 个聚类中的地级市经济增长从状态 m 到状态 n 的转换概率 ($m, n=1, 2$): 特别地, p_{11}^k 和 p_{22}^k 分别表示状态 1 和状态 2 的维持概率。

(1) 式中的 ε_{it} 为误差项。为更好地捕捉地级市经济增长波动的时变特征, 本文考虑时变方差并允许每个地级市的方差不同, 即 ε_{it} 服从如下形式的条件正态分布:

$$\varepsilon_{it} | \lambda_{it} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{it}^2), \quad \sigma_{it}^2 = \sigma^2 / \lambda_{it}$$

(6)

其中, 参数 λ_{it} 的先验分布是伽马分布, 亦即方差 σ_{it}^2 服从一个倒伽马分布。

我们利用上述 (1) — (6) 式的马尔科夫情势转换聚类面板模型, 将地级市经济增长动态内生地分为不同聚类, 同一聚类地级市的经济增长服从相同的非线性马尔科夫情势转换过程。通过识别每个聚类内的不同增长状态, 从多维度刻画增长和波动的动态特征, 这样不仅可以捕捉地级市增长动态可持续性的差异性 (聚类间), 也可揭示它们的相似性 (聚类内)¹。本文采用贝叶斯估计, 即基于先验分布和现实数据, 利用马尔科夫-蒙地卡罗 (MCMC) 模拟估计出后验分布。

(二) 数据

本文使用的是 1978—2014 年地级市平衡面板数据。数据主要来源于全国和各省的《新中国成立六十年统计资料汇编》、各省的《改革开放三十年统计资料汇编》、各省和各地级市的《统计年鉴》、各地级市的《国民经济与社会发展统计公报》、《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》。我们剔除了数据缺失严重和样本期内发生过行政区划变动的地级市, 最终样本包含 245 个地级市。本节使用的是实际 GDP 增长率数据。²

(三) 结果分析

本文利用桥抽样 (bridge sampling) 方法, 求出各种可能的模型设定 ($K \in [1, 5]$ 、 $p \in [1, 4]$ 和是否存在情势转换) 下的对数边际似然值; 根据极大对数边际似然值原则, 选取最优的聚

¹ 目前, 还有一种应用较广泛的聚类算法是 K 均值聚类法。该方法主要应用于静态数据分析, 且聚类个数需外生给定, 故存在一定的随意性 (Rani and Sikka, 2012)。我们可根据最小化欧式距离对地级市经济增长面板数据进行 K 均值聚类分析, 但这无法捕捉数据在时间维度上的动态关联性; 也可对每个地级市分别建立马尔科夫情势转换时间序列模型, 进行多指标横截面 K 均值聚类分析, 但这会导致结果依赖模型参数而非所有数据信息, 致使结果有偏。

² 我们收集整理了地级市 1978—2014 年的 GDP 指数 (上一年=100, 可比价格) 数据, 据此计算出地级市 GDP 平减指数, 利用其将名义 GDP 折算成 1978 年为基期的实际值。本文使用的其他实际值也是利用该指数折算的。

类个数和滞后阶数分别为 $K=3$ 和 $p=3$ 以及存在情势转换的模型（见表1）；进而对 MCMC 拟合值进行聚类 and 状态识别，得到后验分布的估计结果（见表2）。¹

表1 模型选择（聚类个数 K 、最大滞后阶数 p 以及是否存在情势转换）

K	是否情势转换	$p=1$	$p=2$	$p=3$	$p=4$
1	是	-22428.31	-22413.29	-22363.15	-22371.26
	否	-22861.59	-22825.69	-22824.61	-22829.35
2	是	-22315.01	-22301.24	-22277.51	-22273.79
	否	-22827.69	-22795.79	-22783.45	-22789.97
3	是	-22288.36	-22271.56	-22226.80	-22260.14
	否	-22834.93	-22802.23	-22794.04	-22802.14
4	是	-22305.59	-22273.64	-22276.77	-22234.42
	否	-22838.03	-22811.22	-22796.88	-22811.01
5	是	-22306.66	-22285.44	-22231.40	-22235.83
	否	-22841.07	-22813.63	-22801.07	-22811.83

注：所有模型的对数边际似然值都是在最大滞后阶数设为4的情况下估计得到的以确保良好的可比性。

表2 地级市经济增长马尔科夫情势转换聚类分析模型的估计结果

聚类参数	模式 I ($k=1$)		模式 II ($k=2$)		模式 III ($k=3$)	
	$I_{kt}=1$ (高增长状态)	$I_{kt}=0$ (低增长状态)	$I_{kt}=1$ (高增长状态)	$I_{kt}=0$ (低增长状态)	$I_{kt}=1$ (高增长状态)	$I_{kt}=0$ (低增长状态)
C_k^m	7.31 (6.62 8.00)	5.52 (4.73 6.31)	6.14 (5.25 6.98)	5.03 (4.20 5.84)	5.19 (4.20 6.15)	4.08 (3.29 5.07)
α_{k1}^m	0.26 (0.21 0.31)	0.13 (0.06 0.21)	0.54 (0.47 0.60)	0.02 (-0.04 0.09)	0.72 (0.64 0.80)	0.50 (0.43 0.57)
α_{k2}^m	0.13 (0.09 0.17)	0.08 (0.02 0.14)	0.02 (-0.04 0.08)	0.25 (0.19 0.31)	-0.22 (-0.32 -0.13)	-0.04 (-0.09 0.02)
α_{k3}^m	0.06 (0.02 0.10)	0.07 (0.02 0.11)	0.03 (-0.01 0.09)	0.13 (0.08 0.18)	0.23 (0.15 0.33)	0.10 (0.05 0.14)
p_{mm}^k	0.82 (0.66 0.96)	0.81 (0.62 0.97)	0.76 (0.59 0.92)	0.71 (0.50 0.91)	0.65 (0.44 0.86)	0.77 (0.59 0.93)
增长均值	12.84	8.12	14.25	10.03	16.04	11.80
平均持续期	5.57	5.27	4.20	3.41	2.88	4.28

注：小括号中是95%置信区间的估计值；平均持续期 $D_m^k = 1/(1 - p_{mm}^k)$, $m=1, 2, k=1, 2, 3$ 。

聚类识别结果表明：我国245个地级市的动态增长可归为三个聚类，包含的地级市个数分别为99、77和59个，共占总样本的95.9%（有10个地级市归属为任一聚类的概率都不

¹ 我们也尝试 K 的取值范围分别为[1,3]、[1,4]和[1,6]以及 p 的取值范围分别为[1,3]和[1,5]等，最优模型设定结果不变。本文根据 MCMC 拟合值的散点图确定增长状态和聚类的识别条件分别为： $\alpha_{k1}^1 > \alpha_{k1}^2$ 和 $\alpha_{k1}^1 < \alpha_{k1}^2 < \alpha_{k1}^3$ 。为使每个地级市只能归属为一个聚类，设地级市 i 落入聚类 k 的条件为： $\overline{\eta_{ik}} \geq 0.5$ （ $\overline{\eta_{ik}}$ 为聚类归属概率的后验均值）。同理，设经济处于状态1的条件为： $\overline{p_{ik}} \geq 0.5$ （ $\overline{p_{ik}}$ 为经济处于状态1的概率后验均值），否则处于状态2。

足 50%，故未包含在分析之内），说明模型的识别条件较恰当。这三个聚类代表了地级市三种不同的动态增长模式：聚类 1 的 99 个地级市经济增长动态的共同特征由表 2 中 $k=1$ 时的各参数所刻画，聚类 2 和聚类 3 的共同特征分别由表 2 中 $k=2$ 和 $k=3$ 时的各参数所刻画，分别称之为动态增长模式 I、II 和 III。值得注意的是：隶属于同一省份的地级市也可能归属为不同的动态增长模式（如河北省的邢台市属于模式 I，邯郸市则属于模式 III）。这体现了马尔科夫情势转换聚类分析的优势：可弥补按地域划分类别时可能忽略地域内增长动态差异的不足。

就不同模式的平均增长状况来看，状态 1 ($I_{kt} = 1$) 时，三种模式的实际 GDP 增长率均值都超过 12%（见表 2），呈现出高增长态势，故将状态 1 称为“高增长状态”；状态 2 ($I_{kt} = 0$) 时，各模式的增长率均值都明显低于状态 1，故称状态 2 为“低增长状态”。模式 III 两种状态下的增长率（16.04%和 11.80%）是三种模式中最高，模式 I 两种状态下的增长率（12.84%和 8.12%）则是最低的。高增长状态下，模式 III 与 I 的增长均值相差了 3.20 个百分点；低增长状态下，增长均值则相差了 3.68 个百分点。此外，模式 I 的高、低增长状态的增长率均值相差了 4.72 个百分点，而模式 II 与 III 的高、低增长状态的增长率均值分别相差了 4.22 和 4.24 个百分点。由此可见，模式 I 不仅两种状态下的增速最慢，且高、低增长状态的增长差异在三种模式中是最大的。

不过，经济增长是否具有良好的可持续性不仅取决于平均增长率，增长稳定性也是一个极为重要的方面。图 1 给出三种动态增长模式下，各年份经济处于高、低增长状态的概率后验均值。从中可知：模式 I 的高增长状态维持概率（0.82）明显高于模式 II 和 III（0.76 和 0.65），且这一概率与其低增长状态维持概率（0.81）几乎相等；而模式 II 的高增长状态维持概率明显大于低增长状态维持概率，模式 III 则相反。由增长状态维持概率可知：三种模式的高增长状态平均持续期分别为 5.57、4.20 和 2.88 年，低增长状态平均持续期分别为 5.27、3.41 和 4.35 年（见表 2）——模式 I 高、低增长状态的持续期差异较小（0.30 年），且两种状态的持续期在三种模式中均是最长的（结合前文发现的模式 I 高、低增长状态的增长差异较大，这意味着模式 I 增长状态的转换可能会导致较大幅度的经济波动）；模式 II 的高增长状态持续期明显长于低增长状态（相差 0.79 年），且其低增长状态的持续期在三种模式中是最短的；模式 III 则与之相反（高增长状态的持续期明显短于低增长状态，高增长状态的持

续期在三种模式中最短)。¹

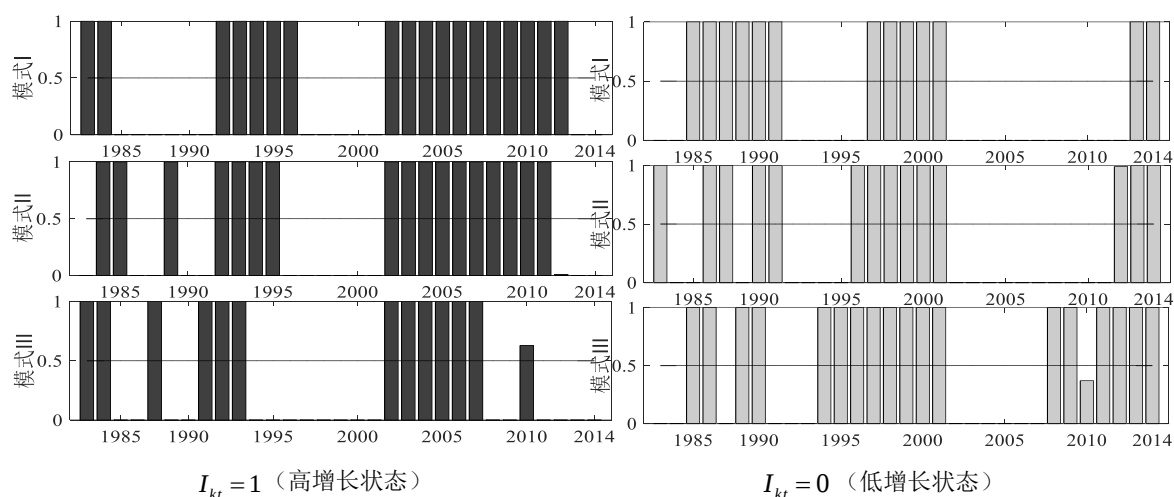


图1 模式I、II和III不同增长状态概率的后验均值

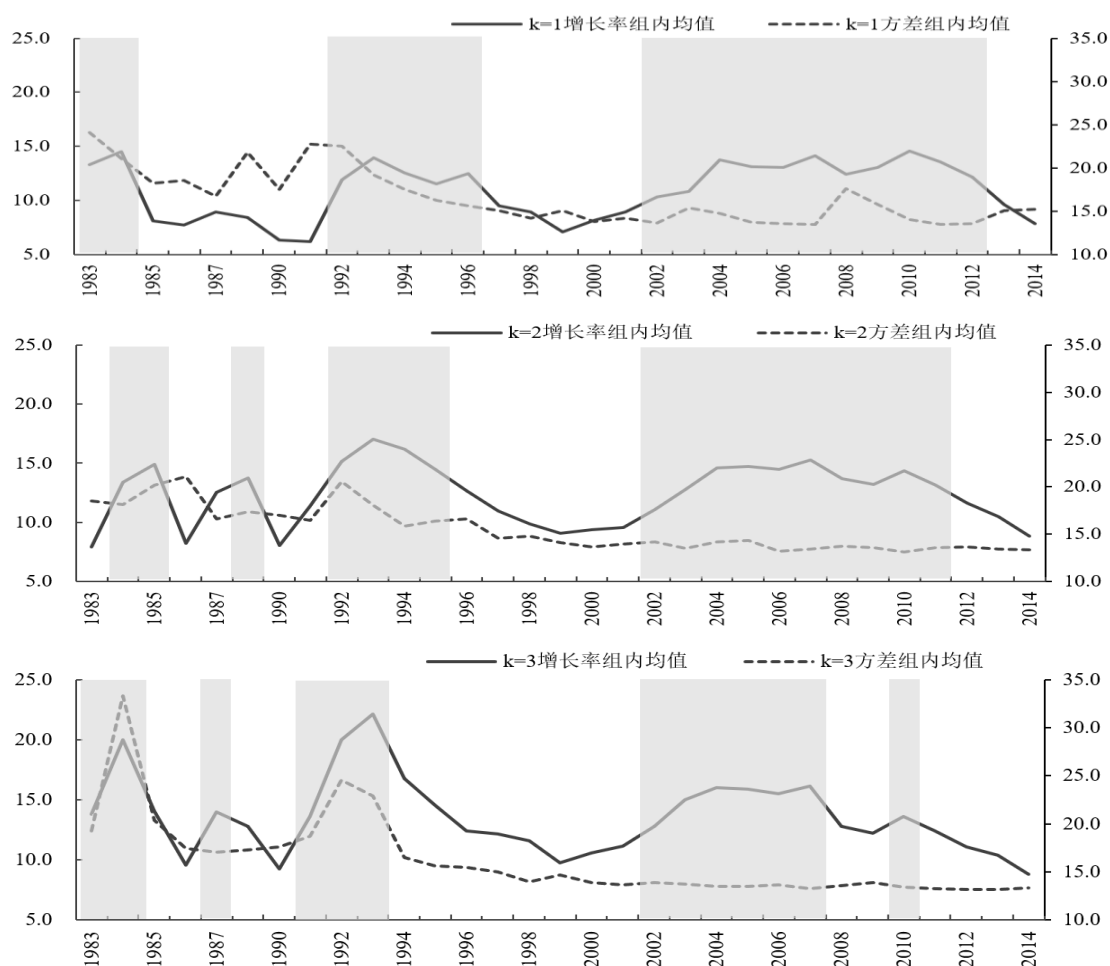


图2 模式I、II和III的增长均值与方差均值

¹ 这表明我国经济增长和经济波动具有明显的非对称性。这一现象在很多研究中都有所论及(陈浪南和刘宏伟, 2007), 但鲜有研究注意到这种非对称性的地区聚类差异。这种非对称性的聚类差异可能体现了地区经济缓冲负面冲击能力的差异, 而另一方面地区特征或区域政策的相似性也可能导致地区在面对冲击时具有一定的相似反应。

注：左纵轴为增长率均值（%），右纵轴为方差均值；阴影部分表示该年份处于高增长状态（ $I_{kt} = 1$ ）。

此外，同一增长状态下的增长波动性也会对经济的整体可持续性产生重要影响。图 2 给出模型估计得到的 1979—2014 年间三种增长模式的 GDP 增长率均值和增长方差均值的变化情况。三组地级市都经历了较相似的增长过程：20 世纪 80 年代中后期、90 年代后期和 2010 年以来所有地级市都经历了明显的增速下滑，其他年份则保持了较高的增长水平；20 世纪 90 年代中期以来，增长方差即增长波动性明显下降，但全球金融危机期间又有所增强（特别是模式 I）。这是由我国宏观经济增长动态变化所决定的。图 2 也表明，无论高增长还是低增长状态，模式 II 的增长波动性均较明显地低于模式 I；模式 III 除了在高增长状态下个别年份呈现高波动态势外，大多数年份的增长波动性亦较明显地低于模式 I。另外，与表 2 结果相似，图 2 显示模式 I 在大多数年份的增长均值都低于模式 II 和 III，模式 III 的增长均值在较长时间内高于其他模式，模式 II 的增长均值则长期处于中间水平——既没有出现过高的经济增速也未出现较严重的增长放缓，呈现出较好的增长稳定性。

最后，图 1 和 2 还表明，三种模式的差异性还体现在增长情势转换的周期性和同一年份所处的增长状态也有所不同。20 世纪 90 年中期以前，三种模式的周期性差异比较明显，其中模式 II 更有可能较晚地进入高增长期。这导致一些年份三种模式所处的增长状态存在明显不同，如 1985 年模式 I 和 III 处于低增长状态，而模式 II 处于高增长状态。进入 21 世纪以后，三种模式的同步性有所增强：都经历了持续较长的高增长期，近年来则都处于低增长状态。

综上所述，改革开放以来我国地级市经济增长呈现出三种不同的动态增长模式：正如表 3 所示，模式 II 的增长可持续性整体上明显好于模式 I 和 III，体现在其不仅具有较高的经济增速，且高增长状态的持续期较长，两种状态下的增长波动性较小；模式 I 的增长可持续性最差，体现在其低增长状态持续期较长，两种增长状态下的增速差异较大，且均呈现低增长、高波动的特征。

表 3 三种经济增长模式的可持续性分析

经济增长模式		平均持续期	增长率均值	增长方差均值	特征	可持续性
模式 I	整体		10.86	16.55	低增长高波动	最差
	高增长状态	5.57	12.84	16.39	高波动	
	低增长状态	5.27	8.12	16.78	高波动	
模式 II	整体		12.34	15.50	高增长低波动	最好
	高增长状态	4.20	14.25	15.47	低波动	
	低增长状态	3.41	10.03	15.54	低波动	
模式 III	整体		13.58	16.22	高增长高波动	居中
	高增长状态	2.88	16.04	17.75	高波动	

	低增长状态	4.28	11.80	15.11	低波动	
--	-------	------	-------	-------	-----	--

三、财政分权的影响

上节分析表明,我国地级市存在三种不同的动态增长模式,其中模式 II 总体上具有良好的增长可持续性。那么,什么因素决定了不同地级市呈现出不同的动态增长模式和可持续性特征?厘清这一问题无疑有助于更好地认识和理解中国经济增长的动态形成机制与可持续性。本文重点关注财政分权的影响——特别地,本节利用 *logit* 面板模型从三个维度(即对增长模式归属、模式间增长状态差异和模式内增长状态的影响)来考察这一问题。

(一) 模型设定

在考察财政分权对地级市增长模式归属的影响时,鉴于地级市模式归属变量 S_i^* 是一个多项选择变量,我们采取如下多项选择 *logit* 面板模型(以 S_i^* 作为被解释变量,模式 I 作为基准组):

$$\Pr(S_i^* = k | \mathbf{Z}_{it-1}, \mathbf{X}_{it-1}, \mathbf{F}_i) = \frac{1}{1 + \sum_{k=2}^3 \exp(c_k + \beta_k \mathbf{Z}_{it-1} + \gamma_k \mathbf{X}_{it-1} + \delta_k \mathbf{F}_i + \xi_{it})}, \quad k=1$$

(7)

$$\Pr(S_i^* = k | \mathbf{Z}_{it-1}, \mathbf{X}_{it-1}, \mathbf{F}_i) = \frac{\exp(c_k + \beta_k \mathbf{Z}_{it-1} + \gamma_k \mathbf{X}_{it-1} + \delta_k \mathbf{F}_i + \xi_{it})}{1 + \sum_{k=2}^3 \exp(c_k + \beta_k \mathbf{Z}_{it-1} + \gamma_k \mathbf{X}_{it-1} + \delta_k \mathbf{F}_i + \xi_{it})}, \quad k=2, 3$$

(8)

其中, ξ_{it} 为误差项。 $\mathbf{Z}_{it-1}$ 为滞后一期的核心解释变量,包括财政分权变量以及它们与 1994 年分税制改革哑变量的乘积项(用以捕捉 1994 年分税制改革对财政分权增长可持续效应的影响)。对于财政分权变量,借鉴已有文献的普遍做法,我们同时考虑了财政收支分权,并利用如下指标加以度量:支出分权=人均地级市财政支出/(人均中央财政支出+人均省份财政支出+人均地级市财政支出),收入分权=人均地级市财政收入/(人均中央财政收入+人均省份财政收入+人均地级市财政收入)。我们还考虑了财政自给度(地级市本级预算内收入与预算内支出的比值)来度量财政分权程度(准确地讲,刻画的是财政收支分权的匹配度)。

$\mathbf{X}_{it-1}$ 为滞后一期的控制变量,包括:人口增长率、产业专业化水平(用简化 Krugman 专业化指数度量)、第三产业增加值占 GDP 的比重、全社会固定资产投资实际增长率和全社会消费品零售总额实际增长率。此外,我们还控制了一组不随时间变化的地级市特征变量 $\mathbf{F}_i$, 包

¹ 这些度量指标存在不足(徐永胜和乔宝云, 2012), 故一些研究尝试利用增值税或企业所得税的地方分成比例来度量税收分权(刘勇政等, 2019; 谢贞发等, 2019)。限于数据, 本文无法构造出 1978—2014 年这一长时期的上述指标, 而是采用已有文献的普遍做法, 这也有助于增强与已有研究的可比性。

括行政区面积（取自然对数）、期初经济发展水平（1978 年人均 GDP，取自然对数）、（东、中、西部）地区哑变量和资源型城市哑变量。¹

在考察财政分权对模式间增长状态差异和模式内增长状态的影响时，我们采取类似模型——考察对模式内增长状态的影响时，被解释变量为高增长状态二值变量（高增长状态取值为 1，否则为零），故上述模型退化为二项选择 *logit* 面板模型。表 4 给出主要变量的基本统计描述。

表 4 主要变量的统计描述

变量名称	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
经济增长模式类别变量	8460	1.830	0.802	1.000	3.000
模式 I 高增长状态哑变量	8820	0.500	0.500	0.000	1.000
模式 II 高增长状态哑变量	8820	0.472	0.499	0.000	1.000
模式 III 高增长状态哑变量	8820	0.361	0.480	0.000	1.000
财政支出分权	8798	0.330	0.107	0.062	0.896
财政收入分权	8780	0.285	0.149	0.0005	1.039
财政自给度	8773	0.837	0.744	0.003	10.175
人口增长率	8575	0.010	0.013	-0.184	0.301
第三产业增加值占比	8818	0.311	0.094	0.023	0.696
简化 Krugman 专业化指数	8818	0.293	0.162	0.004	0.972
固定资产投资增长率	8558	0.174	0.219	-1.987	3.152
全社会消费品零售总额增长率	8558	0.107	0.085	-2.195	2.354
行政区面积（km ² ，取自然对数）	8820	0.204	0.900	-2.119	3.855
资源型地级市哑变量	8820	0.400	0.490	0.000	1.000
西部地区哑变量	8820	0.261	0.439	0.000	1.000
中部地区哑变量	8820	0.359	0.480	0.000	1.000
东部地区哑变量	8820	0.380	0.485	0.000	1.000
1978 年人均 GDP（元，取自然对数）	8820	5.808	0.450	4.865	7.438

（二）对动态增长模式归属的影响

表 5 汇报了多项选择 *logit* 回归模型下各解释变量对地级市增长模式归属概率的平均边际效应：模型 a 同时考虑了财政收支分权，模型 b 只考虑了财政自给度。²

由模型 a 的结果可知：财政支出分权显著增加了地级市归属为模式 I（增长可持续性最差，见表 3）的概率，而显著降低了归属为模式 III 的概率，对模式 II（增长可持续性最好）

¹ 简化 Krugman 专业化指数 = $\sum_{j=1}^3 |s_{ijt} - \bar{s}_{jt}|$ ， s_{ijt} 和 $\bar{s}_{jt}$ 分别表示地级市 i 和全国第 j 产业（ $j=1, 2, 3$ ）的增加值占 GDP 的比重。东部地区包括河北、辽宁、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南省，中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南省，西部地区包括内蒙古、广西、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。资源型城市由国务院 2013 年印发的《全国资源型城市可持续发展规划（2013-2020 年）》确定。

² t 检验结果表明：三组地级市的财政收支分权、财政自给度的均值在多数年份都存在显著的组间差异，而且它们的相关系数都小于 0.65。由于增长模式类别变量不随时间变化，故无法采用固定效应模型。因此，我们采用了混合回归模型，引入行政区面积、地理位置和初始条件等不随时间变化的地级市特征变量以控制地级市个体效应。

归属概率的影响不显著（见表5第（1）—（3）列），这表明支出分权总体上削弱了地级市的经济增长可持续性。1994年分税制改革后，支出分权的影响出现了明显变化——有利于增强地级市的经济增长可持续性，体现在：支出分权与1994年分税制改革哑变量的乘积项在第（2）列中的平均边际效应显著为正，即1994分税制改革后，支出分权显著增加了地级市归属为模式II的概率。

与之不同，收入分权总体上有利于增强地级市的经济增长可持续性，体现在其显著降低了地级市归属为模式I的概率，而显著增加了归属为模式III尤其模式II的概率。1994年分税制改革后，收入分权的积极影响在一定程度上有所减弱，体现在：收入分权虽然有助于进一步降低（增加）归属为模式I（模式III）的概率，但对模式II归属概率的正影响显著减弱。究其原因，可能在于：1994年分税制改革采取了财权层层上移、事权层层下放的做法，导致地级市政府普遍存在较突出的纵向财政失衡，带来了公共池等道德风险问题，从而削弱了收入分权的积极影响（Rodden et al., 2003），这凸显出增加收支分权匹配度以减小地方纵向财政失衡的重要性。这一点也得到了财政自给度影响结果的良好支持：增加地方财政自给度（即增加地方收支分权匹配度、减小地方纵向财政失衡）有利于增强地级市的经济增长可持续性，体现在财政自给度的增加显著降低了地级市归属为模式I的概率，而显著增加了归属为模式III尤其模式II的概率，这一积极影响在1994年分税制改革后表现得更为突出（见表5第（4）—（6）列）。

表5 财政分权对增长模式归属概率的影响

解释变量	模型a			模型b		
	模式I	模式II	模式III	模式I	模式II	模式III
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
财政支出分权	0.204** (0.093)	0.059 (0.098)	-0.262*** (0.078)			
财政支出分权×1994年哑变量	0.047 (0.098)	0.252** (0.106)	-0.300*** (0.096)			
财政收入分权	-1.012*** (0.071)	0.576*** (0.076)	0.436*** (0.059)			
财政收入分权×1994年哑变量	-0.223** (0.104)	-0.251** (0.108)	0.473*** (0.094)			
财政自给度				-0.155*** (0.014)	0.104*** (0.011)	0.051*** (0.008)
财政自给度×1994年哑变量				-0.070*** (0.020)	-0.004 (0.018)	0.074*** (0.016)
人口增长率	-1.173**	-0.998**	2.171***	-2.052***	-1.061**	3.113***

	(0.528)	(0.499)	(0.465)	(0.594)	(0.526)	(0.503)
第三产业增加值比重	-0.528*** (0.078)	0.312*** (0.076)	0.216*** (0.072)	-0.605*** (0.074)	0.515*** (0.075)	0.090 (0.072)
简化Krugman指数	0.214*** (0.034)	0.013 (0.037)	-0.226*** (0.035)	0.234*** (0.034)	0.013 (0.037)	-0.247*** (0.036)
固定资产投资增长率	-0.013 (0.021)	-0.006 (0.023)	0.019 (0.020)	-0.007 (0.022)	-0.013 (0.023)	0.020 (0.021)
社会消费品零售总额增长率	-0.206*** (0.070)	0.009 (0.061)	0.197*** (0.055)	-0.195*** (0.069)	0.016 (0.060)	0.179*** (0.055)
行政区面积（取自然对数）	0.018*** (0.006)	0.044*** (0.007)	-0.062*** (0.007)	0.017*** (0.006)	0.047*** (0.007)	-0.065*** (0.007)
资源型地级市哑变量	0.027*** (0.010)	-0.015 (0.011)	-0.012 (0.010)	0.029*** (0.011)	-0.002 (0.011)	-0.027*** (0.010)
中部地区哑变量	0.104*** (0.012)	0.001 (0.015)	-0.104*** (0.013)	0.158*** (0.012)	-0.022 (0.014)	-0.137*** (0.013)
东部地区哑变量	-0.275*** (0.014)	0.178*** (0.015)	0.097*** (0.012)	-0.202*** (0.014)	0.141*** (0.014)	0.061*** (0.012)
1978年人均GDP（取自然对数）	0.221*** (0.017)	-0.234*** (0.018)	0.013 (0.016)	0.085*** (0.014)	-0.173*** (0.014)	0.088*** (0.013)
样本数	7930	7930	7930	7930	7930	7930

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著，小括号里是稳健标准误。

（三）对模式间增长状态差异的影响

前文指出，不同动态增长模式在不同年份所处的增长状态（高增长或低增长状态）存在较明显的差异——表 6 依照时间顺序给出三种模式所处增长状态存在差异的年份（共 12 年）。我们将三种模式分别处于相同增长状态的年份归为一组，得到五组子样本（见表 6 最后一列）；然后就各子样本分别估计了（7）和（8）式的多项选择 *logit* 模型（与其他两种模式处于不同增长状态的模式组为基准组），以考察财政分权对三种模式间增长状态差异的影响。

表 7 显示，支出分权对三种模式间增长状态差异的影响较弱：只是在子样本期（4）对模式 II 高增长状态（相对于模式 III 低增长状态而言）的形成具有显著正影响，在子样本期（5）对模式 III 低增长状态（相对于模式 I 高增长状态而言）的形成具有显著负影响，且显著性较弱。与之不同，收入分权对三种模式间的增长状态差异则产生了重要影响，突出表现在收入分权有助于缩小模式 I 相对于模式 II 和 III 的增长状态差异：在子样本期（1）—（4），收入分权对模式 I 相对于模式 II 和 III 的增长状态差异均具有显著的负影响。既然模式 I 在三种模式中的增长可持续性最差，意味着收入分权有助于增强地级市的经济增长可持续性——这也体现在子样本期（5）内，收入分权显著增加了模式 II 和 III 相对于模式 I 的增长状态

差异, 这与前文结论保持了较好的一致性。总体而言, 财政自给度的影响与收入分权的影响类似。

表6 模式间增长状态差异

年份	所处增长状态			样本期划分
	模式 I	模式 II	模式 III	
1983	高增长	低增长	高增长	子样本期 (1)
1985	低增长	高增长	低增长	子样本期 (2)
1987	低增长	低增长	高增长	子样本期 (3)
1988	低增长	高增长	低增长	子样本期 (2)
1991	低增长	低增长	高增长	子样本期 (3)
1994-1995	高增长	高增长	低增长	子样本期 (4)
1996	高增长	低增长	低增长	子样本期 (5)
2008-2009	高增长	高增长	低增长	子样本期 (4)
2011	高增长	高增长	低增长	子样本期 (4)
2012	高增长	低增长	低增长	子样本期 (5)

表7 财政分权对模式间增长状态差异的影响

解释变量		财政支出分权	财政收入分权	财政自给度	样本数
子样本					
子样本期 (1): 模式II为基准组	模式I	2.321 (2.718)	-5.436*** (1.988)	-0.738*** (0.258)	227
	模式III	-1.368 (2.922)	0.023 (1.852)	-0.221 (0.183)	
子样本期 (2): 模式II为基准组	模式I	2.126 (2.118)	-6.287*** (1.507)	-1.033*** (0.266)	463
	模式III	-1.693 (2.083)	-0.312 (1.426)	-0.292 (0.193)	
子样本期 (3): 模式III为基准组	模式I	0.878 (2.436)	-5.927*** (1.728)	-0.633* (0.332)	467
	模式II	-0.724 (2.317)	0.685 (1.586)	0.587** (0.268)	
子样本期 (4): 模式III为基准组	模式I	1.600 (1.383)	-6.419*** (1.021)	-1.158*** (0.384)	1175
	模式II	2.302* (1.348)	-2.324** (0.919)	-0.336 (0.239)	
子样本期 (5): 模式I为基准组	模式II	0.505 (2.094)	5.140** (2.141)	1.169 (0.742)	470
	模式III	-4.480* (2.653)	10.110*** (2.589)	2.770*** (0.828)	

注: 限于篇幅, 略去了其他变量的估计结果。

(四) 对模式内增长状态的影响

前文分析主要关注的是财政分权对地级市动态增长模式间差异形成的影响。紧接着，一个极为自然且重要的问题是：财政分权对模式内增长状态的形成又具有怎样的影响？本节来分析这一问题——特别地，我们分别以三种模式的高增长状态指示变量（处于高增长状态时取值为 1，否则为零）作为被解释变量，利用二项选择 *logit* 固定效应面板模型给出财政分权的平均边际效应。

由表 8 可知：支出分权总体上不利于各增长模式的高增长状态的形成，但仅对模式 I 高增长状态形成的负影响具有统计显著性；1994 年分税制改革后，支出分权具有一定的积极影响，体现在支出分权与 1994 年分税制改革哑变量的乘积项对模式 I 高增长状态的形成具有显著的正影响（系数较大）——既然模式 I 因其动态特征为低增长、高波动而为三种模式中增长可持续性最差的（见表 3），这为前文发现的支出分权对地级市经济增长可持续性的影响（总体上具有不利影响，1994 年分税制改革后具有一定积极作用，见表 5）提供了一个较好的解释。收入分权对各模式高增长状态形成的影响则呈现出一定的分化现象：对模式 I 高增长状态形成具有显著正影响，对模式 II 高增长状态的形成则具有显著负影响。分税制改革后，收入分权则不利于各模式（尤其模式 I）高增长状态的形成，体现在收入分权与 1994 年哑变量的乘积项对三种模式（尤其模式 I）的高增长状态形成具有显著负影响——这同样为前文发现的 1994 年分税制改革后收入分权对地级市经济增长可持续性的积极影响有所减弱提供了一个较好的解释。由此可见，收入分权的影响呈现出一定的跨时与跨模式差异，这与张晏和龚六堂（2005）的研究结论较相似（但他们关注的是财政分权增长效应的跨地区差异，忽略了不同地区存在的增长模式差异）。总体而言，财政自给度的影响较弱，1994 年分税制改革后对模式 II 尤其模式 III 高增长状态的形成产生了显著负影响。

表 8 财政分权对模式内高增长状态概率的影响

解释变量	模型a			模型b		
	模式I	模式II	模式III	模式I	模式II	模式III
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
财政支出分权	-0.506** (0.242)	-0.339 (0.258)	-0.383 (0.247)			
财政支出分权× 1994年哑变量	1.321*** (0.321)	0.116 (0.204)	-0.272 (0.234)			
财政收入分权	0.465*** (0.141)	-0.369* (0.207)	-0.078 (0.185)			
财政收入分权× 1994年哑变量	-1.269*** (0.298)	-0.387* (0.201)	-0.618*** (0.238)			
财政自给度				-0.045*	-0.001	-0.010

				(0.027)	(0.016)	(0.022)
财政自给度×1994 年哑变量				0.002 (0.021)	-0.093*** (0.033)	-0.417*** (0.091)
人口增长率	-1.324 (0.987)	-1.232 (1.189)	-2.080*** (0.697)	-2.223** (0.966)	-1.228 (0.913)	-1.730** (0.689)
第三产业增加值比 重	0.514*** (0.098)	1.013*** (0.165)	1.584*** (0.187)	0.826*** (0.083)	0.746*** (0.079)	1.260*** (0.136)
简化Krugman指数	-0.083 (0.081)	-0.173 (0.119)	0.201** (0.090)	-0.030 (0.063)	-0.124 (0.097)	0.124 (0.078)
固定资产投资增长 率	0.185*** (0.049)	0.480*** (0.062)	0.379*** (0.075)	0.159*** (0.042)	0.333*** (0.083)	0.344*** (0.084)
社会消费品零售总 额增长率	-0.045 (0.073)	0.064 (0.135)	-0.598*** (0.175)	0.047 (0.058)	0.076 (0.093)	-0.568*** (0.181)
样本数	3056	2370	1825	3056	2370	1825

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著，括号里是稳健标准误。

四、稳健性检验

（一）离群点的影响

我们首先考察潜在样本离群点的影响。特别地，由 1979—2014 年样本地级市实际 GDP 增长率的均值和标准差的散点图可知：深圳市是一个明显的样本离群点。为此，我们尝试剔除深圳市样本，重新进行分析，结果没有明显变化（单独对深圳市进行的马尔科夫情势转换分析表明，其增长动态与识别出的地级市三种动态增长模式存在较明显的不同，呈现出较突出的超高速增长动态特征，凸显出改革开放以来深圳市的独特性）。与深圳市一样，基准样本中的广州市也属于一线城市，故也尝试同时将它们剔除（虽然散点图表明，广州市并非样本离群点），结果具有较好的稳健性。¹

（二）城市群的影响

城市群是以地缘经济为基础的城市群体，在我国地区乃至全国经济增长中发挥着积极作用。为检验本文主要结论的稳健性，我们在模型中引入是否属于城市群哑变量（若某个地级市属于我国发展较成熟的 14 个城市群，²则取值为 1，否则为零）。回归结果表明，地级市是否属于城市群对其增长模式归属概率具有突出影响：若属于某一城市群，则会显著增加地级市归属为模式 II 的概率，显著降低归属为模式 I 的概率，即城市群有利于增强地级市的

¹ 我们尝试剔除属于 70 个大中城市的 58 个地级市样本，结果有较明显的变化，可能与剔除样本数量较多有关；也尝试以这些城市样本为基础进行聚类分析，没有识别出不同的动态增长模式，表明它们具有相似的动态增长特征。限于篇幅，略去所有稳健性检验的结果，如有需要可向作者索要。

² 这些城市群包括 10 个已经获得国务院正式批复的国家级城市群和其他 4 个发展较成熟的城市群。

增长可持续性。不过，财政分权的影响结果没有什么变化。类似地，引入城市群哑变量也未明显改变财政分权对模式间增长状态差异和模式内高增长状态形成的影响结果，表明本文主要结论具有较好的稳健性。

（三）纵向财政失衡的影响

已有研究指出，若地方政府存在较突出的纵向财政失衡进而对财政转移支付的依赖性较强时，将会引发公共池等道德风险问题，不利于财政分权积极作用的发挥（Jia et al., 2014, 2020；李永友和张帆，2019；刘勇政等，2019；吴敏等，2019）。前文得到的 1994 年分税制改革后（地方存在较突出的纵向财政失衡）收入分权对地级市经济增长可持续性的积极影响减弱的结论较好证实了这一点。这里，我们尝试直接考察纵向财政失衡对财政分权增长可持续效应的影响——特别地，我们使用（地级市本级预算内支出—地级市本级预算内收入）/ 地级市本级预算内支出，度量地级市纵向财政失衡规模（贾俊雪等，2016；储德银和迟淑娴，2018），进而构造一个高纵向财政失衡哑变量（地级市纵向财政失衡规模均值大于样本中位数，则赋值为 1，否则为零），将这一哑变量与收支分权变量的乘积项引入模型。回归结果表明，纵向财政失衡明显削弱了收支分权对地级市增长可持续性的积极影响。这符合理论预期，也与前文基准结果保持了良好的逻辑一致性。

（四）内生性问题

为缓解财政分权变量的内生性问题，基准分析采用了这些变量的滞后 1 期值。为更好地矫正这一问题，我们尝试采用控制函数法——该方法是目前已有研究在矫正 *logit* 模型的内生性问题时普遍采用的一种方法（Wooldridge, 2015）。特别地，我们将支出分权、收入分权和财政自给度作为内生变量，以它们的滞后 2 期值为工具变量。基于 Guevara（2015）提出的 F 检验表明，不存在弱工具变量问题。新的回归结果出现了一些变化，但主要结论保持了良好的稳健性。

五、结语

经济增长是否具有好的可持续性不仅取决于经济增速，还取决于增长稳定性。本文以我国 245 个地级市 1978—2014 年间的面板数据为基础，利用马尔科夫情势转换聚类面板模型，从情势转换与聚类视角考察了地级市经济增长的动态特征，识别出不同的动态增长模式及其可持续性，进而利用（多项选择和二项选择）*logit* 面板模型剖析了财政分权的影响。

研究表明，改革开放以来我国地级市经济增长呈现出三种动态增长模式，这三种模式在平均增速、增长状态及其持续期、增长波动性进而增长可持续性方面存在较明显的差异。总

体而言, 财政支出分权削弱了地级市的经济增长可持续性, 体现在其显著增加了地级市归属为低增长、高波动增长模式的概率, 降低了归属为高增长、低波动增长模式的概率, 1994年分税制改革后则产生了较积极的影响。与之不同, 收入分权则总体上有利于增强地级市的经济增长可持续性, 但1994年分税制改革后受地方纵向财政失衡加剧的不利影响这一积极作用有所减弱。分析还发现, 增加地方财政自给度(即增加地方收支分权匹配度、减小地方纵向财政失衡)有利于增强地级市的经济增长可持续性, 这一积极影响在1994年分税制改革后表现得更为突出。

上述结论有利于更好地认识和理解改革开放以来我国经济增长的动态形成机制和可持续性, 对于优化完善我国财税体制以更好地实现经济可持续增长具有良好启示。改革开放以来, 中国经济实现了近40年的高速增长, 但不同地区、不同时期呈现出不同的动态增长特征。因此, 单纯着眼于经济增速可能会忽略这些重要的典型事实及其蕴涵的内在逻辑机理和深刻理论内涵, 制约中国特色社会主义经济理论的形成与发展。本文为弥补这一不足提供了一个有益的分析框架, 揭示出我国地区经济增长动态及其可持续性特征以及财政分权在其中发挥的作用。特别地, 就本文研究来看, 1994年分税制改革后, 财政支出分权在增强经济增长可持续性方面发挥了一定的积极作用。但应清醒地认识到: 当前我国地方政府承担的支出事务业已繁重, 收支责任不匹配矛盾日益突出, 地方纵向财政失衡对经济可持续增长的负面影响日益突显。因此, 今后应适当减轻地方政府的支出责任、增加地方收入自主权, 构建收支责任更为匹配、权责更为清晰的财税体制, 更好地发挥财政分权在促进经济可持续增长中的积极作用。

参考文献

- [1] 陈浪南和刘宏伟, 2007,《我国经济周期波动的非对称性和持续性研究》,《经济研究》第4期,第43~52页。
- [2] 储德银和迟淑娴, 2018,《转移支付降低了中国式财政纵向失衡吗?》,《财贸经济》第9期,第23~38页。
- [3] 丁从明和陈仲常, 2009,《财政分权与经济周期波动研究: 基于AS—AD的视角》,《财经研究》第11期,第4~15页。
- [4] 贾俊雪、张超、秦聪和冯静, 2016,《纵向财政失衡、政治晋升与土地财政》,《中国软科学》第9期,第144~155页。
- [5] 李永友和张帆, 2019,《垂直财政不平衡的形成机制与激励效应》,《管理世界》第7期,第43~59页。
- [6] 刘金全和郑挺国, 2006,《利率期限结构的马尔科夫区制转移模型与实证分析》,《经济研究》第6期,第82~91页。
- [7] 刘勇政、贾俊雪和丁思莹, 2019,《地方财政治理: 授人以鱼还是授人以渔——基于省直管县财政体制改革的研究》,《中国社会科学》第7期,第43~63页。
- [8] 彭洋、张龙和吴莉昀, 2019,《时变概率的区制转换泰勒规则设计及其“稳定器”作用机制研究》,《金融研究》第7期,第19~37页。
- [9] 沈坤荣和付文林, 2005,《中国的财政分权制度与地区经济增长》,《管理世界》第1期,第31~39页。
- [10] 吴敏、刘畅和范子英, 2019,《转移支付与地方政府支出规模膨胀——基于中国预算制度的一个实证解释》,《金融研究》第3期,第74~91页。
- [11] 谢贞发、朱恺容和李培, 2019,《税收分成、财政激励与城市土地配置》,《经济研究》第10期,第57~73页。
- [12] 徐永胜和乔宝云, 2012,《财政分权度的衡量: 理论及中国1985—2007年的经验分析》,《经济研究》第10期,第4~13页。
- [13] 张曙霄和戴永安, 2012,《异质性、财政分权与城市经济增长——基于面板分位数回归模型的研究》,《金融研究》第1期,第103~115页。
- [14] 张晏和龚六堂, 2005,《分税制改革、财政分权与中国经济增长》,《经济学(季刊)》第1期,第75~108页。
- [15] 周业安和章泉, 2008,《财政分权、经济增长和波动》,《管理世界》第3期,第6~15页。
- [16] Berg, A., J. Ostry, and J. Zettelmeyer, 2012, “What Makes Growth Sustained?”, *Journal of Development Economics*, 98(2): 149~166.

- [17] Fröhwirth-Schnatter, S., and S. Kaufmann, 2008, “Model-Based Clustering of Multiple Time Series”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 26(1): 78~89.
- [18] Guevara, C. A., 2015, “Critical Assessment of Five Methods to Correct for Endogeneity in Discrete-Choice Models”, *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 82(12): 240~254.
- [19] Jalil, A., M. Feridun, and B. Sawhney, 2014, “Growth Effects of Fiscal Decentralization: Empirical Evidence from China's Provinces”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 50(4): 176~195.
- [20] Jia, J., Q. Guo, and J. Zhang, 2014, “Fiscal Decentralization and Local Expenditure Policy in China”, *China Economic Review*, 28(C): 107~122.
- [21] Jia, J., S. Ding, and Y. Liu, 2020, “Decentralization, Incentives, and Local Tax Enforcement”, *Journal of Urban Economics*, 115, Article 103325.
- [22] Jin, H., Y. Qian, and B. Weingast, 2005, “Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style”, *Journal of Public Economics*, 89(9): 1719~1742.
- [23] Kerekes, M., 2012, “Growth Miracles and Failures in a Markov Switching Classification Model of Growth”, *Journal of Development Economics*, 98(2): 167~177.
- [24] Lin, J. Y., and Z. Liu, 2000, “Fiscal Decentralization and Economic Growth in China”, *Economic Development and Cultural Change*, 49(1): 1~21.
- [25] Oates, W. E., 1972, “Fiscal Federalism”, New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- [26] Pritchett, L., 2000, “Understanding Patterns of Economic Growth: Searching for Hills among Plateaus, Mountains, and Plains”, *World Bank Economic Review*, 14(2): 221~250.
- [27] Qian, Y., and Roland, G., 1998, “Federalism and the Soft Budget Constraint”, *American Economic Review*, 88(5): 1143~1162.
- [28] Qian, Y., and B. R. Weingast, 1996, “China's Transition to Markets: Market-preserving Federalism, Chinese Style”, *Journal of Policy Reform*, 1(2): 149~185.
- [29] Rani, S., and G. Sikka, 2012, “Recent Techniques of Clustering of Time Series Data: A Survey”, *International Journal of Computer Applications*, 52(15): 1~9.
- [30] Rodden, J., Eskeland, J. S., and Litvack, J. I., 2003, “Fiscal Decentralization and The Challenge of Hard Budget Constraints”, Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- [31] Tiebout, C., 1956, “A Pure Theory of Local Expenditures”, *Journal of Political Economy*, 64(5): 416~424.
- [32] Treisman, D., 2000, “Decentralization and Inflation: Commitment, Collective Action, or Continuity”, *American Political Science Review*, 94(4): 837~857.

- [33] Weingast, B. R., 2009, “Second Generation Fiscal Federalism: The Implications of Fiscal Incentives”, *Journal of Urban Economics*, 65(3): 279~293.
- [34] Wooldridge, J. M., 2015, “Control Function Methods in Applied Econometrics,” *Journal of Human Resources*, 50(2): 420~445.
- [35] Zhang, Tao, and H. Zou, 1998, “Fiscal Decentralization, Public Spending and Economic Growth in China”, *Journal of Public Economics*, 67(2): 221~240.

什么造就了避险货币？ ——基于机器学习方法的分析¹

丁剑平² 吴洋³ 吴小伟⁴

【摘要】今年伊始，新冠疫情在全世界范围内肆虐，对全球经济造成了沉重打击。在当前全球不确定性不断上升的背景下，如果人民币依旧能够持续升值并保持稳健（即成为避险货币），一方面将有效地减少资本⁵外流从而保障我国金融安全与稳定，另一方面也能够极大地提升人民币的国际地位。本文通过一个类因子模型发现，影响一国货币汇率收益与避险价值的既包括本国因素，还包括本国经济联系密切的其他各国因素（本文称其为外国因素）和全球风险因素。随后，本文利用机器学习方法对此进行了实证检验，分析表明：（1）本国与外国因素均会对货币避险价值造成影响，其中利率因素的影响最为明显，而价格水平因素的影响程度则相去甚远；（2）多数基本面因素不会直接地影响货币避险价值，但会通过影响经济基本面的各类因素对其造成显著的间接影响；（3）本国利率水平、金融要素市场建设与资本市场开放情况对于货币避险价值具有重要意义，但其中大多数外国因素对货币避险价值的影响相对较小。

【关键词】避险货币；因子模型；利率平价；随机森林模型；机器学习

一、引言与文献综述

次贷危机以来，全球风险波动状况有所加剧，近年来更是受到中美贸易摩擦、国际油价暴跌、新冠疫情等多个黑天鹅事件冲击，使得世界金融市场动荡不安，甚至连美国、欧盟、日本和英国等世界主要经济体的货币汇率也开始出现大幅波动。市场的频繁波动也重新唤起了公众对避险货币的关注。对于人民币而言，如果能够在当前全球不确定性逐渐提高的背景下保持币值稳定性，一方面能够有效减少国内资本外流从而保障我国金融安全与稳定，另一方面也能够加大地提升人民币在全球范围的影响力及使用率，推动人民币国际化进程。因此，在目前全球避险情绪高涨背景下，分析哪些因素能够提升一国的货币表现、货币当局应如何制定相应政策以提升本国货币避险能力已经成为一个重要的研究课题。

目前学界一般将在高风险时期增值并保持稳健的货币定义为“避险货币”（Grisse & Nitschka, 2015），本文沿用这一定义，并将货币的避险价值定义为“高风险时期的升值幅

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.2103。

² 丁剑平，中国人民国际货币研究所学术委员，上海财经大学金融学院教授，博士生导师；

³ 吴洋，上海财经大学金融学院，博士研究生；

⁴ 吴小伟，上海财经大学金融学院，博士研究生；

度”。对于避险货币的研究大多将重点置于采取多种判断标准和计量手段来判断一国货币是否属于避险货币，最早如Cairns et al. (2007) 在研究中指出欧元、瑞士法郎和日元属于避险货币；Ranaldo & Söderlind (2010) 发现日元、瑞士法郎、欧元和英镑在过去的金融危机中都展现出了其避险货币的特征，是世界上公认的避险币种。Kohler et al. (2010) 认为在2008年金融危机中的避险货币表现出来的特征与以往危机中表现出来的有所差异，其研究结论与Ranaldo & Söderlind (2010) 的观点有一些出入。Grise & Nitschka (2015) 和Hossfeld & MacDonald (2015) 也在各自的研究中均确认了瑞士法郎和日元具有明显的避险属性，Stracca (2015) 在研究欧洲债务危机对世界主要国家影响时发现，欧债危机期间仅有少数发达国家（即美国和英国）的政府债券具备一定的避险能力，而各国货币并未能够在本次危机中表现出避险资产特征。

而对于危机中货币表现原因的分析中，现有研究主要仍以利率平价理论为基础。作为最重要的汇率决定理论之一，利率平价理论是否成立一直是学界争议的话题，Fama (1984) 对此提出了著名的“法玛之谜”，即利率平价理论在他所选的样本区间内显著反向成立。近些年来，利率平价理论也有所发展，目前已将消费风险、崩盘风险、流动性风险以及国家经济规模等因素纳入原有理论分析中，用以解释原始利率平价理论在实践中不成立这一现象，代表性的实证文章如Simone & Razzak (1999) 检验了1980年1月到1997年7月主要发达国家间名义汇率与名义利率的长期关系，发现美国与德国、美国与英国之间利率平价理论成立；Hoffman & MacDonald (2000) 通过在初始的利率平价公式中加入货币需求因素，验证了G7国家的实际汇率与实际利率的关系，结果表明实际汇率与实际利率之间不仅存在联系，而且这种联系与利率平价理论相一致。Bussiere et al. (2018) 重新检验了“法玛之谜”，发现利率平价理论是否成立与样本期有关，突出地表现为在次贷危机爆发后这样的高风险时期，利率平价显著成立，而在次贷危机前依旧反向成立，学界也将此命名为“新法玛之谜”。

2009年以来，对于利率平价理论的研究方向，逐渐从理论上单纯研究国家间的利率与汇率关系，转向从外汇市场实践角度来进行研究。比较有代表性的如Menkhoff et al. (2009) 发现，由于远期外汇市场及产品较为完整，因此外汇市场中的套息交易收益大多可以由汇率收益的变化来解释，从而反向证明利率平价理论在一定程度上成立。Christiansen et al. (2010) 也提出了类似观点，并进一步指出当全球风险提高时，低收益的货币可以保持较好的汇率稳定性，即实行低利率国家的货币更具有避险属性。沿此思路，学界开始分析各国货币在国际外汇市场上表现不一的原因，因此来分析套息和套汇交易策略，进而分析影响货币避险价值的因素，如Ranaldo & Söderlind (2010) 通过梳理历史经验分析了思考日元、瑞士法郎等币种在个别危机中表现稳健的原因；Fratzscher (2009) 对2007-2009年主要国家的数据进行基本面分析后，认为外汇储备低、经常账户头寸少的国家在金融危机中汇率贬值更加严重。Habib & Stracca (2012) 将大量的本国宏观经济变量纳入计量分析中，并通过分组添加变量的方法分析影响危机中货币表现的宏观变量，但从实证结果来看，各解释变量在回归

过程中表现得并不稳健,因此无法确定究竟哪些变量对于全球风险上升时的货币表现具有决定作用。Byrne et al. (2019) 研究了套息套汇交易与大宗商品及市场风险因子之间的关系,发现全球农产品及金属价格因子能够普遍地解释各国的货币表现,文章在分样本回归后还发现,发达国家货币表现受股票市场风险因素影响最大,而新兴市场国家货币主要受农产品价格影响,这说明新兴市场国家货币在全球金融市场遭受冲击时可能更具备避险货币属性。Habib et al. (2020) 进一步指出,政治风险水平、金融资产对应市场规模、避险资产“惯性”(即是否曾经被广泛视作避险资产)这三个因素决定了各国金融资产能否成为避险资产。

纵观已有文献,可以发现主要存在以下不足:(1) 无论是对汇率收益率的影响因素,还是对危机时期货币避险价值影响因素的实证分析中,所使用的计量模型均为线性模型,这可能会忽略解释变量与被解释变量之间更复杂的关系从而使得文章结论出现偏差;(2) 目前分析货币避险能力影响因素的文章中,考虑的所有解释变量均为本国变量或全球共同变量(如金融危机虚拟变量、主要大宗商品价格等),在世界经济联系越来越紧密的今天,由于这种分析方法忽略了外国因素对于本国的影响,因此所得结论可能存在一定问题;(3) 现有对汇率或汇率收益影响因素的分析中,受制于宏观数据可得性以及模型计量要求等原因,需要在实证分析前筛选出一定数量的宏观影响因素,而由于大部分影响因素(除利率、通货膨胀率外)对于汇率收益的影响过程无明确理论依据,因此这种筛选过程在很大程度上具有主观性。

本文的主要贡献有:(1) 通过简单回归树和随机森林方法,综合分析众多类型宏观因素与汇率收益率间的线性及非线性关系,实现了比线性模型明显高出许多的拟合度,并通过不同类型的样本外检验保证模型结果的稳健性与可靠性;(2) 将本国与其他各国的贸易占比作为权重,编制与各国国内因素相对应的外国因素,并将外国因素与全球风险因素一同纳入模型分析框架,从而避免因只考虑本国因素而造成模型失准;(3) 对于大量无明确理论依据的宏观因素,本文以各因素对于历史数据的拟合程度贡献为标准,从大量宏观指标中筛选影响汇率收益的因素,确保了分析过程的客观性与准确性。

文章余下部分结构安排如下:第二部分是理论模型分析,第三部分是数据来源与实证模型说明,第四部分是实证结果分析,最后一部分为结论总结及相应政策建议。

二、理论分析

如前文所述,本文主要考察究竟何种因素会影响各国货币表现,因此本文实证部分的理论基础实际上是一个加入风险因素后、从资产定价角度分析的汇率定价模型。从形式上看,该汇率定价模型以传统的无抛补利率平价模型为基础,并将汇率偏差用风险因素进行了解释,从资产定价的视角分析了传统利率平价理论失效的原因。为此,有必要先对利率平价模型以资产定价的方式重新进行阐述。

假定本国投资者可以有两种投资方式可供选择,一种是在本国以1单位本币按照利率 i_t

进行投资，这样他将在 $t+1$ 期获得收益 $1 + i_t$ ，另外一种则是 t 期以直接标价法下的即期汇率 S_t 将本币转换成 $1/S_t$ 单位外币，并在国外市场上以利率 i_t^* 投资，在 $t+1$ 期将得到 $(1 + i_t^*)/S_t$ 单位的外币。如果国际间的投资市场是有效的，那么这两种投资策略的最终收益是一样的，但由于假设的市场环境中不存在远期或期货市场，因此在 t 时刻 S_{t+1} 未知，所以在 t 时刻能够预期的 $t+1$ 时的国外投资收益与汇率的期望相关，其相互关系如（1）式所示：

$$1 + i_t = E_t(S_{t+1})(1 + i_t^*)/S_t \quad 1)$$

由于 i_t^* 较小，将上式变换后可得，

$$E_t(S_{t+1}) - S_t = E_t(\Delta S_{t+1}) = i_t - i_t^* \quad 2)$$

将 $E_t(S_{t+1})$ 替换为远期汇率 F_t 便可得一般的抛补利率平价公式，由于 i_t^* 和 i_t 较小，通过对数变换后可得其对数形式，即（3）式，

$$f_t - s_t \approx i_t - i_t^* \quad 3)$$

远期差价可以进行以下的代数变换，即：

$$f_t - s_t = (f_t - E_t(s_{t+1})) + (E_t(s_{t+1}) - s_t) \quad 4)$$

令

$$rp_t = f_t - E_t(s_{t+1}) \quad 5)$$

$$\Delta s_{t+1} = E_t(s_{t+1}) - s_t \quad 6)$$

通过以上分析，将（6）式改用因子模型形式表述，可将该式化为以下形式。

$$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1} \quad 7)$$

按照此种表述，若 UIP 严格成立，则应有 $\beta = 1, \alpha = 0$ 。然而，已有大量文献证明¹，严格的利率平价论成立在现实世界中是极为罕见的，如前文所述，也有文献对于利率平价失效进行了理论与实证分析。从资产定价视角来看，（7）式中的 β 可用以下方法回归求得，即

$$\beta = \frac{Cov(\Delta s_{t+1}, rp_t + \Delta s_{t+1})}{Var(rp_t + \Delta s_{t+1})} = \frac{Cov(\Delta s_{t+1}, rp_t) + Var(\Delta s_{t+1})}{Var(rp_t + \Delta s_{t+1})} \quad 8)$$

¹ 如 Tryon (1979), Hansen & Hodrick (1980) 和 Fama (1984) 等。

通过该式可以发现, 若风险溢价 rp_t 为恒定常数, 则 $\beta = 1$, 也唯有此时 UIP 成立。然而, 根据 Fama(1984)提出的“法玛之谜”, β 显著为负, 此时有 $Cov(\Delta s_{t+1}, rp_t) + Var(\Delta s_{t+1}) < 0$, 这要求汇率期望收益与风险溢价的协方差为负, 同时风险溢价的方差大于汇率期望收益的方差。从这个意义上来看, 导致利率平价失衡的原因是由于国际间投资存在风险因素, 从而使得(7)式的两侧出现了风险溢价, 造成 $\beta \neq 1, \alpha \neq 0$, 从而该式变为以下形式:

$$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta_0(i_t - i_t^*) + \beta_1\psi_{t+1}^1 + \beta_2\psi_{t+1}^2 + \cdots + \beta_n\psi_{t+1}^n + \varepsilon_{t+1} \quad 9)$$

在(9)式中, $\psi_{t+1}^i, i = 1, 2, \dots, n$ 表示 n 个风险因子的本国与外国¹水平之差。通过(9)式可以看出, 汇率期望收益不仅与利差相关, 还与各风险因素的国内外水平之差有关, 而该式可从资产定价分析视角, 由以下方法推出。

假定本国和外国两国均有一种价格为一单位本币的金融资产, 按照资产定价通用表述, 其定价公式可以写作:

$$1 = E_t(m_{t+1}R_{t+1}) \quad 10)$$

$$1 = E_t(m_{t+1}^*R_{t+1}^*) \quad 11)$$

其中, R_{t+1} 和 R_{t+1}^* 分别表示本国和外国该金融资产的各期总收益, m_{t+1} 和 m_{t+1}^* 分别为这两种资产的随机贴现因子。

同样, 假定国际间金融市场是有效的, 那么在完全竞争市场下, 两种资产的各期实际收益应该相同, 故有:

$$R_{t+1} * S_t / S_{t+1} = R_{t+1}^* \quad 12)$$

从而

$$1 = E_t(m_{t+1}(S_{t+1}/S_t)R_{t+1}) = E_t(m_{t+1}^*R_{t+1}^*) \quad 13)$$

假定投资者对各个市场的预期相同, 所以有,

$$m_{t+1}^*/m_{t+1} = S_{t+1}/S_t \quad 14)$$

现在考虑一种特殊的金融产品, 将汇率视为金融产品的收益。在满足(12)式条件下, 假定:

¹ 在本文中, “外国”为与本国相关的其他国家。在理论部分分析中, 为更为简洁地展示其他各国因素如何影响本国汇率收益, 因此该部分的“外国”因素仅选取一国, 可以看作与本国经济相关的所有国家的集合。

$$R_{t+1} = S_{t+1} \quad (15)$$

$$R_{t+1}^* = S_t \quad (16)$$

那么此时，本国与外国的这两种金融资产便满足

$$1 = E_t(m_{t+1}S_{t+1}) \quad (17)$$

$$1 = E_t(m_{t+1}^*S_t) \quad (18)$$

此时，随机贴现因子应为包括利率在内的众多风险因子的函数，为简便起见，此处假设随机贴现因子由各风险因子线性逼近得出：

$$m_{t+1} = 1 - b_0(i_t - \mu_0) - b_1(f_{t+1}^1 - \mu_1) - b_2(f_{t+1}^2 - \mu_2) - \cdots - b_n(f_{t+1}^n - \mu_n) = 1 - \mathbf{b}(f_{t+1} - \boldsymbol{\mu}) \quad (19)$$

$$m_{t+1}^* = 1 - b_0^*(i_t^* - \mu_0^*) - b_1^*(f_{t+1}^{1*} - \mu_1^*) - b_2^*(f_{t+1}^{2*} - \mu_2^*) - \cdots - b_n^*(f_{t+1}^{n*} - \mu_n^*) = 1 - \mathbf{b}^*(f_{t+1}^* - \boldsymbol{\mu}^*) \quad (20)$$

其中， b_i 为因子*i*的因子载荷， μ_i 为因子*i*的均值，将（19）（20）式分别代入（17）（18）式，可得

$$E_t S_{t+1} = R_f + E(f_{t+1} - R_f) * \boldsymbol{\beta} \quad (21)$$

$$S_t = R_f^* + E(f_{t+1}^* - R_f^*) * \boldsymbol{\beta}^* \quad (22)$$

上面两式中的 R_f 和 R_f^* 为本国及国外的无风险利率，由于国际间金融市场有效，因此本文假设这两个值相等。对上式对数化处理后相减，可得（9-1）式，即：

$$E_t(s_{t+1}) - s_t = \Delta s_{t+1} = \alpha + \beta_0(i_t - i_t^*) + \beta_1\psi_{t+1}^1 + \beta_2\psi_{t+1}^2 + \cdots + \beta_n\psi_{t+1}^n + \varepsilon_{t+1} \quad (9-1)$$

从上面的理论分析可以看出，通过将汇率视为金融产品的收益，可以看出非抛补的利率平价发生偏移，或者说出现“法玛之谜”的主要原因在于，该理论仅考虑了利率这一特定因素对于此种金融产品的影响，而忽略了其他风险因素（如宏观经济因素）可能带来的冲击。而与资产定价领域的一般因子定价模型相比，汇率收益的影响因子不仅包括本国因素，还包括与本国因素相对应的外国因素，这两类因素对于被解释变量的影响系数可能不是简单的相反数关系。另外，在全球风险上升时，部分因素还会受全球避险情绪影响从而放大其对汇率的影响作用，此时，（9-1）式进一步发展为（23）式：

$$\Delta s_{t+1} = \alpha' + \beta_0^1 i_t + \beta_0^2 i_t^* + \beta_0' v_{t+1} i_t + \beta_0'' v_{t+1} i_t^* + \beta_1 \psi_{t+1}^1 + \beta_1' v_{t+1} \psi_{t+1}^1 + \cdots + \beta_n \psi_{t+1}^n + \beta_n' v_{t+1} \psi_{t+1}^n + \varepsilon_{t+1}' \quad (23)$$

通过（23）式可以看出，为准确衡量影响汇率收益尤其是在全球潜在风险上升时影响汇

率收益的因素,有必要在模型中广泛的引入包括本国因素、外国因素以及与全球避险情绪交互后的本国与外国因素¹等多类影响因素,分析不同类型因素对于汇率收益率的影响情况,并以此为基础确定究竟哪些因素对于一国货币避险能力能够产生重要影响。值得注意的是,上文的分析中假定随机贴现因子由风险因子线性叠加得到,而在实践中的分析需要进一步考虑风险因子与随机贴现因子间更加复杂的关系。对于这种复杂的相关关系,有必要通过机器学习方法代替传统的线性回归,从而更加准确地判断究竟哪些因素会影响一国货币的避险能力。

三、数据来源和实证模型

(一) 变量描述和数据来源

本文选择了1970至2017年世界主要153个国家和地区的相关数据作为样本,所有的数据选自IMF IFS、IMFWEO及世界银行数据库,汇率指标为从IMF IFS数据库选取的各国样本期内的平均对美元汇率。本文分析的所有主要变量为各类风险因素,参照Habib & Stracca (2012)和Byrne et al. (2019)等人的研究思路,将这些因素分为五个主要类别:1. 利率水平与价格水平;2. 国家基本面因素;3. 影响经济基本面的常规与非常规因素;4. 金融市场建设情况;5. 资本市场开放度。

1. 利率水平与价格水平。作为最经典的两个汇率决定理论,购买力平价与利率平价一直以来都是分析影响汇率因素的理论基石,价格水平与利率水平也被大多数相关实证文章纳入研究框架。本文选取的价格水平,既包括常见的消费者物价指数、GDP平减指数,也包括政府购买物价水平、资本存量物价水平、进出口物价水平等;而对于利率水平,考虑到各国不同实际,本文选择了货币市场利率、银行贴现利率、银行存款利率等利率指标,以确保文章所选的利率指标能完整并能反映各国的实际情况。

2. 国家基本面因素。这组因素主要为常见反映宏观经济基本面状况的经济指标,既包括各经济变量的绝对水平如GDP水平、广义货币量、经常账户余额、外汇储备等,也包括各变量的相对水平如广义货币量对GDP比例、经常账户余额对GDP比例、外汇储备对GDP比例等。一国宏观经济总体状况是保证本国货币币值稳定的重要基石,因此该组因素会对汇率有重要的支撑作用。

3. 影响经济基本面的常规与非常规因素。由于国家基本面情况会极大地影响各国的货币表现,因此对基本面因素有重大影响的变量也会间接影响汇率。本文将这类因素分为常规和非常规因素两种,常规因素主要包括资本存量水平、劳动力数量、全要素生产率水平等直接影响生产函数的变量,反映本国基础设施建设的资本服务水平、法治状况等变量,以及反映本国潜在风险状况的外债水平、ICRG国际风险评分等;而非常规因素主要为三类金融危机,

¹ 为避免歧义,下文将与全球避险情绪交互后的本国与外国因素分别称为本国风险因素和外国风险因素。

即系统性银行业危机、货币危机、主权债务危机的虚拟变量。

4.金融要素市场建设情况。该组变量主要是反映一国金融市场规模的风险因子，主要包括私人信贷规模、股票市场规模等反映本国金融市场绝对规模的指标，以及私人信贷规模与 GDP 比例、股票市场规模与 GDP 比例等反映本国金融市场相对规模的指标。

5.资本市场开放度。根据 Fleming（1962）和 Mundell（1963）在 20 世纪 60 年代发展的 Mundell-Fleming 模型分析框架，一国汇率稳定性与本国资本市场开放程度有极大的相关性。在该组变量中，本文选取了现有研究中常用的反映本国金融市场开放程度的一些指标，如对外金融资产和债务对 GDP 比例、外国贷款与 GDP 比例、kaopen 指数等。

作为重要创新点之一，本文仿照名义有效汇率的加权平均编制方法得到外国因素：按照 DOTS 数据库中各国与其他各国的贸易比例作为权重，将样本内每个国家风险因子所对应的外国风险因子进行加权平均¹，就得到了与本国因素对应的外国因素。除了本国因素与外国因素，本文还选取了 VIX 指数和 VXO 指数作为全球避险情绪的代理变量。这一指数由芝加哥期权交易所（CBOE）制定，用以衡量标准普尔 500 指数期权的隐含波动率，在许多文献中均已表明，VIX 与全球避险情绪显著相关。本文的所有数据的数据来源均来自 IMF IFS、IMFWEO、WORLD BANK 等数据库，需要说明的是，由于宏观数据的特性，部分原始数据存在缺失。为处理此问题，本文仿照资产定价领域的处理方法，首先按照每年样本内国家的人均 GDP 排名、GDP 排名、总人口数将样本分为 14 组，然后按照上述组别优先级依次填充组内均值，这样，便得到了缺失程度较少的宏观数据。经过这样的处理，最大程度地保证了数据的完整性，但也必须认识到，这种做法可能会对最终结果的准确性造成一定影响。

（二）实证方法

本文实证模型的一般线性表达式为（24）式形式：

$$\Delta e_{it} = \beta_0 R_{i,t-1} + \beta_1 R_{i,t-1}^* + \beta'_0 v_{t-1} R_{i,t-1} + \beta'_1 v_{t-1} R_{i,t-1}^* + \gamma X_{i,t-1} + \gamma^* X_{i,t-1}^* + \gamma' v_{t-1} X_{i,t-1} + \gamma'^* v_{t-1} X_{i,t-1}^* + \delta_i + \varepsilon_t \quad (24)$$

其中 Δe_{it} 是一国货币兑美元汇率的双边汇率变化，因此该数值增加表示本币较美元贬值，反之则反是； $R_{i,t-1}$ 和 $R_{i,t-1}^*$ 分别表示本国与对应的外国短期利率水平。 $X_{i,t-1}$ 表示各国国内各风险因素， $X_{i,t-1}^*$ 为各国以贸易为权重加权平均得到的与国内要素相对应的外国风险要素，其系数代表各要素对汇率收益率的边际影响。 v_t 表示全球避险情绪， $v_{t-1} X_{i,t-1}$ 和

¹ 使用贸易占比作为权重可能仍旧无法充分体现其他各国对本国的重要性，但该做法能够尽可能地保证结果的客观性。

$v_{t-1}X_{it-1}^*$ 表示风险化后的国内与外国因素, 可根据其相关系数显著与否检验该要素对货币避险能力是否有影响。本文选取的所有因素都是滞后一期的变量, 这样能够避免出现反向因果。本文首先对于上述线性模型进行估计和分析, 随后采用机器学习方法中的分类与回归树集合方法分析各风险因素的影响。

分类与回归树 (Classification and Regression Tree, 简称 CART) 是 Breiman et al. (1984) 提出来的一种非参数预测方法, 该方法通过不断递归的划分方式, 最终形成一个局部最优的二叉树。而随机森林 (Random Forest) 方法则是通过随机的方法, 迭代单棵树生成过程到一定次数, 然后将所有树的结果取均值, 将其作为因变量的预测值。本文将通过对比线性模型、简单回归树与随机森林模型在模型结果可靠性、模型拟合程度及其稳健性方面的差异, 寻找拟合程度最佳并且样本内外表现最稳定的实证模型。为保证本文回归树与随机森林模型拟合效果, 本文对 CART 模型中的参数分别进行了两次调整过程, 第一步进行随机调参, 在指定范围内随机选择参数值, 在进行 100 次参数组合试验后选择最优参数; 第二步根据随机调参的结果, 通过网格搜索对随机最优参数进行微调, 进一步提升模型的拟合程度。需要指出的是, 由于回归树与随机森林模型为高度非线性模型, 因此各特征 (即解释变量, 下同) 对被解释变量的影响程度无法通过相关系数或者偏导数来衡量, 其主要评判标准为各棵树上保留特征对均方误差变化影响的均值。

四、实证结果分析

(一) 基于面板模型的汇率收益影响因素分析

本文首先通过固定效应下的普通面板回归分析全样本下的各国汇率收益率的主要影响因素。限于篇幅, 本文只列出了显著程度较强因素, 具体情况请参看表 1。通过该表, 可以发现以下结论:

表 1 固定效应面板模型下汇率收益影响因素分析

因素组		(1)	(2)		(3)			
	变量名称	本国	本国	外国	本国	外国	本国风险	外国风险
组 1	货币市场利率	0.000***	0.000***					
	贴现利率	0.000***	-0.252***	0.001***				
	实际内部收益率	-0.191***	0.000**		-0.161**		0.012***	
	政府购买价格	-0.064***	-0.079***	0.198**				
	资本服务价格		0.005***		0.006***	-0.343*		
	出口价格水平			0.776**				
	进口价格水平			-0.825**			0.016***	
	投资价格水平			0.072*				0.012***
组 2	消费价格水平			-0.404**				-0.039**
	出口	-0.000***	-0.000***		-0.000**	-0.000**		0.000*
	进口	0.000***	0.000***		0.000**	0.000**		-0.000**

	人均 GDP	0.000**	0.000**		0.000*			
	实际 GDP	0.000***	0.000**	0.000*				0.000*
	服务业增加值			0.000**				
	国际旅游净收入			0.000***				-0.000**
	总消费			0.000*				
	总储备			0.000**		0.000**		0.000*
组 3	人均劳动时间	0.000**	0.000**	0.000**		0.000***		-0.000**
	银行业危机	0.045***	0.035***		0.029***	-0.209**		0.009**
	资本服务水平	0.337**	0.035**	1.464***	0.044*	1.749**		
	货币危机	0.151***	0.145***		0.141***			
	外债占比	0.000***	0.000***			0.000**	0.000***	
	国际贷款	-0.000**						
	劳动补偿/GDP	-0.111**	-0.168***	-0.487**				
	全要素生产率	-0.062***				0.208*	-0.003*	
	法治程度			0.046**		0.071***		
组 4	国内信贷/GDP	-0.000*						0.000**
	国内信贷	-0.000***	-0.000***		0.000***		-0.000***	
	股票市场规模		-0.000**				-0.000*	
组 5	金融开放度指数	-0.026*						
	kaopen 指数	-0.013***	-0.011**					
	FDI 净流出					0.000**		-0.000***

注 1: (1) (2) (3) 分别为考虑本国因素、本国与外国因素、本国与外国非风险和风险因素情况下的模型, 下表同。

注 2: *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著, 因素组 1-5 分别对应前文所述各类因素。下同。

在仅考虑本国因素对汇率收益率的影响时, (1) 利率与价格水平因素方面, 利率水平对汇率收益率表现出显著的正相关, 并且在所有因素中其显著程度最高, 这说明利率变化对于本国汇率收益率具有举足轻重的影响, 非抛补利率平价依然成立, 与此相比, 价格水平对汇率收益率的影响却并不显著。(2) 国家基本面因素方面, 仅有实际 GDP 与人均 GDP 对汇率波动表现出了显著影响, 但其相关系数却显示这种影响为负向影响, 这一结果说明以 GDP 为代表的宏观经济指标无法为汇率提供正向支撑作用, 而这与传统经济理论以及多数实证研究结果并不相符¹。而对于影响经济基本面的常规因素, 如全要素生产率、劳动补偿占 GDP 比率、国际贷款等指标都表现出了对汇率收益率的显著正向影响, 外债存量占 GNI 比重则对汇率收益有负面作用, 这些都与经济理论相符; 非常规因素方面, 三类金融危机中的系统性银行危机与货币危机均对汇率收益产生了显著的负面影响, 这说明除主权债务危机外的金融危机均会对汇率波动造成明显冲击²。(3) 金融市场建设因素方面, 反映本国金融市场发

¹ 如赵文霞和张定胜 (2014)、胡德宝和苏基溶 (2015)、陈仪等 (2018)。

² 主权债务危机之所以没有表现出显著的影响, 一方面可能是由于主权债务危机爆发时, 本国利率水平往往会出现明显提升, 这就导致主权债务危机的影响被利率掩盖了; 另一方面也可能是由于此类危机较其他

展水平的国内信贷占 GDP 比率对汇率收益率呈现显著的正相关关系, 这说明金融市场建设对于本国汇率表现有一定提升作用。同时反映资本开放程度的 kaopen 指数也表现出了显著的正相关关系, 也说明了资本开放程度会提升本国的货币表现。

在考虑外国因素影响后, 上述许多国内因素对汇率收益率的影响无论是方向还是显著性出现了明显变化, 而系数显著的外国因素也与对应的本国因素表现不完全一致, 主要表现为: 许多外国价格水平变量对于汇率变动方向产生了显著的影响, 包括进出口价格, 消费、投资和政府购买价格水平, 从回归结果可以看出, 外国价格水平对本国汇率收益率有负向作用; 另外, 国家基本面因素中的部分外国变量也对汇率收益率产生了显著的负向影响, 典型的如外国的总储备数量等。考虑到一般经济理论和历史经验均支持一国储备水平与本国货币表现正相关的结论, 这一结果似乎进一步说明, 真正影响本国汇率的是本国相对国外的储备水平, 而非本国绝对储备水平。

将全球避险情绪纳入线性面板模型分析后, 模型中影响显著的因素又出现了一些变化: 在前述分析中表现十分显著的利率与价格水平因素不再显著, 此时经济基本面因素自身以及影响经济基本面的常规与非常规因素成了对汇率收益影响最大的因素。通过分析风险化处理后的本国与外国因素, 可以发现本国全要素生产率、股票市场规模与金融市场发展程度对于货币避险价值有正面作用, 而本国外债水平、外国总储备以及是否发生系统性银行业危机等变量会对货币避险价值有不良影响。总体来看, 面板模型中所识别出的货币避险价值影响因素大多符合经济理论与现实, 但由于模型未能完全识别出前述分析中表现最显著的利率与价格水平因素, 因此模型实证结果与经济理论和现实的吻合程度出现了一定下降。

总结面板回归结果可以发现, 在全样本区间内, 利率与价格水平对于汇率收益影响最大, 而影响经济基本面的常规及非常规因素对于货币的避险价值有重要影响。同时也能够看出, 面板回归结果中部分因素对汇率收益率的影响方向与传统经济观点存在一定偏差, 并且模型也无法识别出如利率这种理论上应具有显著影响的因素。造成这一现象的原因可能是由于线性模型对解释变量的要求与假设过于严格所致, 这也可能是除了数据因素以外另一个导致“法玛之谜”的原因。受此影响, 面板模型的实证结果的可信性将大大降低, 因此便有必要通过其他方法来研究汇率收益率及货币避险价值的影响因素。

(二) 基于回归树与随机森林的汇率收益影响因素分析

表 3 给出了在全样本范围内简单回归树与随机森林模型中最具影响力的 10 个主要因素。对比面板模型部分, 可以发现两种机器学习方法得到的结果有以下几点不同:

表 3 简单回归树与随机森林模型的变量重要性排序

两类危机更容易在爆发前出现征兆, 因此其对市场的冲击相对较小, 一个可能的证据便是反映债务危机爆发概率的外债存量对汇率收益率产生了显著的负面影响。

排序	(1)		(2)		(3)	
	变量名称/所在分组		变量名称/所在分组		变量名称/所在分组	
	简单回归树	随机森林	简单回归树	随机森林	简单回归树	随机森林
1	货币市场利率 (1)	货币市场利率 (1)	资本服务水平 (3)	货币市场利率 (1)	外债占比 ^{外国} (3)	货币市场利率 ^{风险} (1)
2	官方储备 (2)	外债占比 (3)	货币市场利率 (1)	外债占比 (3)	官方储备 ^{风险} (2)	货币市场利率 (1)
3	外债占比 (3)	货币危机 (3)	货币危机 (3)	贴现利率 ^{外国} (1)	外债总额 ^{风险} (3)	货币危机 (3)
4	国内信贷 (4)	国内信贷总量 (4)	实际 GDP ^{外国} (2)	国内信贷 (4)	资本折旧率 ^{外国风险} (3)	外债占比 (3)
5	广义货币 (2)	GDP 平减指数 (1)	进口 (2)	货币危机 (3)	GDP 平减指数 (1)	贴现利率 ^{外国} (1)
6	消费价格水平 (1)	CPI (1)	kaopen 指数 (5)	进口/GDP (2)	资本折旧率 ^{风险} (3)	外债占比 ^{风险} (3)
7	GDP 平减指数 (1)	贴现利率 (1)	资本服务价格 ^{外国} (1)	进口 (2)	货币危机 (3)	国内信贷 ^{风险} (4)
8	投资价格水平 (1)	广义货币 (2)	国土面积 (3)	GDP 平减指数 (1)	货币市场利率 (1)	GDP 平减指数 (1)
9	全要素生产率 (3)	全要素生产率 (3)	贴现利率 ^{外国} (1)	CPI (1)	国内信贷 (4)	国内信贷 (4)
10	国土面积 (3)	kaopen 指数 (5)	货币市场利率 ^{外国} (1)	全要素生产率 (3)	FDI 净流出 ^{风险} (5)	进口/GDP (2)

(1) 仅考虑本国因素影响时，无论是在回归树还是随机森林模型中，利率的作用在所有因素中最为明显，而价格水平（GDP 平减指数、消费者价格指数等）的重要程度也较面板回归部分有较大幅度提升，对比面板部分回归结果，可以说明在全样本区间内，非抛补利率平价成立，而购买力平价在不同模型中的显著性则存在明显偏差。除利率与价格水平外，回归树与随机森林模型的变量重要排名存在一定差异，在回归树模型中，国家基本面因素的影响明显，突出地表现为官方储备与广义货币等金融基本面因素，随后影响较为明显的影响基本面的常规因素与金融市场建设因素，影响基本面的非常规因素与资本市场开放因素影响相对较弱；而在随机森林模型中，对本国汇率收益影响最大的是影响基本面的常规（如本国外债比例）与非常规因素（货币危机虚拟变量），其次是金融市场建设因素（如国内信贷）与资本市场开放因素（如 kaopen 指数），影响较为明显的国家基本面因素为进出口水平，而其他基本面因素影响较弱。总结来看，在两类机器学习模型中，金融基本面与金融市场建设因素表现出了对汇率收益率的显著影响另外，这从侧面说明金融市场发展状况较之实体经济更能直接影响本国货币表现。

(2) 模型中添加外国变量后，回归树模型的本国变量重要性排名出现了巨大的变化，主要表现为经济基本面的非常规因素成了对汇率收益率的影响最大的因素，资本开放水平的影响力也有了显著提升，而利率与价格水平、基本面常规因素等其他因素的变量重要性出现了明显下降；对于新加入的外国变量，变量重要程度较高的主要为利率与价格水平因素和国际基本面因素，并且除利率因素外，其他与外国因素相对应的本国因素的变量重要程度并不高。与此相比，随机森林模型中本国变量重要性排名却与前述分析基本一致，外国变量中仅有利率因素的影响程度较高，但较之本国变量相比仍有明显差距。并且与本国因素对比后可

以发现, 这些变量重要程度排名靠前的外国因素 (如外国利率水平等), 其影响力均弱于对应的本国因素。这说明在考虑本国汇率收益率影响因素时, 尽管外国因素的确会造成一定影响, 但更加重要的影响因素还是本国变量。

(3) 在考虑全球风险情绪对模型影响后, 简单回归树模型的变量重要性排名再次出现重大变化, 经济基本面的非常规因素的影响能力继续上升, 资本开放水平因素总体上也有提升, 利率与价格水平因素的变量重要程度继续下降; 另外, 影响货币避险价值的因素也突出表现为本国的经济基本面非常规因素与资本开放水平因素, 外国变量对于本国货币避险价值的影响相对较小。而随机森林模型中, 本国因素与外国因素的重要程度排名顺序仍未发生明显变化, 但受全球避险情绪影响并且对汇率收益有显著影响的各因素, 其与对应本国或外国因素的影响重要程度却有所不同, 大体可分为两类: 对于利率水平、本国金融市场建设因素与资本市场开放度因素, 其风险化后因素的变量重要性出现了明显提升, 而影响基本面的常规与非常规因素 (包括货币危机、外债比例等) 以及价格水平因素 (包括 GDP 平价指数、消费者价格指数) 却恰好相反。结合 Habib et al. (2012) 的研究方法, 综合分析后可以说明, 对于全球避险情绪高涨期间的货币表现 (即货币的避险价值), 利率水平、本国金融市场发展与资本开放程度会起到至关重要的作用, 而影响基本面因素以及价格水平因素对于汇率收益率的影响更多地体现在非风险期。

总结来看, 对于不同的变量组, 简单回归树模型的变量重要程度排名波动较大, 而随机森林模型各类要素影响力较为稳定, 从这个意义上来说, 随机森林模型较之简单回归树模型可能有更高的可信度, 接下来本文继续通过模型拟合情况来进一步分析各模型的可信度。

(三) 样本内与样本外各模型拟合情况对比分析

表 4 分别展示了考虑不同变量组时, 线性面板模型、简单回归树模型与随机森林模型的拟合情况。为统一度量不同计量模型的拟合程度, 本文选取 R^2 作为判断模型拟合程度的标准。

表 4 三种模型的样本内拟合情况对比

	(1)	(2)	(3)
固定效应模型	0.1068	0.1409	0.1938
简单回归树模型	0.5603	0.5248	0.5361
随机森林模型	0.5984	0.5591	0.5716

注: (1) (2) (3) 分别为考虑本国因素、本国与外国因素、本国与外国非风险和风险因素情况下的模型, 括号内数字表示各变量所属因素组。

可以看出, 在线性面板模型中, 随着变量种类和数量的增加, 模型的 R^2 (组内 R^2) 呈上升趋势, 由于本文的面板回归采用固定效应模型, 这说明随着模型中变量种类和数量的增加, 模型的拟合程度确实出现了明显提升。对比来看, 添加全球风险交乘项时对于模型拟合程度的提升要高于添加外国变量时, 这说明在面板模型分析时, 全球风险交乘项对于模型拟合程度的边际贡献要高于外国变量。

与线性模型类似，简单回归树与随机森林模型的 R^2 也出现了随模型内解释变量数量增加而提升的现象，但对比后可以发现这种提升显著低于线性模型，甚至还有增加变量导致模型拟合程度下降的现象。同时对比后还可以发现，在简单回归树与随机森林模型中，外国变量与全球风险交乘项对于模型拟合程度的边际贡献无明显差异。对比线性面板模型的拟合情况可以发现，简单回归树与随机森林模型的拟合程度较面板模型有了大幅提升，从这个意义上看，在本文所考虑的全样本范围内，回归树及其组合模型能够更好地解释各国汇率收益率的变化。但模型的意义不仅仅在于分析历史，更在于预测未来，至少需要预测未来短期内解释变量的影响，因此，上述模型的实际拟合情况还需要通过样本外数据的检测来验证。

表 5 三种模型的样本外拟合情况对比（不同时间段）

	(1)			(2)			(3)		
	全样本	阶段 1	阶段 2	全样本	阶段 1	阶段 2	全样本	阶段 1	阶段 2
固定效应模型	0.1068	0.2121	0.1607	0.1409	0.2829	0.1925	0.1938	0.4004	0.3390
简单回归树模型	0.5603	0.6831	0.4885	0.5248	0.5532	0.4507	0.5361	0.6395	0.4752
随机森林模型	0.5984	0.6983	0.5397	0.5591	0.6231	0.521	0.5716	0.6327	0.5351

注：阶段 1 与阶段 2 分别对应 1970 年-1992 年与 1993 年-2017 年两个时间段。

本文首先按照不同时间段对全样本数据进行分割，检验各模型在不同时间段上的稳健性。根据面板数据分布情况，结合样本期内重大历史事件分布情况，本文选择以 1992 年底¹作为分割点，将 1970 年-1992 年与 1993 年-2017 年数据作为两组测试集，以全样本数据作为训练集，分别考察线性面板模型、简单回归树模型与随机森林模型的样本外拟合情况，详细拟合情况在表 5 中列出。可以看出，无论模型中是否考虑外国因素与风险因素，三类模型在两个测试集的拟合情况较训练集均有一定差异。与两类机器学习模型相比，线性面板模型的样本内外拟合情况之差更明显一些，并且在两个测试集上模型的拟合情况还要好于训练集，这说明线性面板模型无论是在拟合的精准度还是稳定性上均表现不佳；简单回归树与随机森林模型在全样本以及两个测试集的拟合情况趋势一致，均表现为阶段 1 优于全样本、全样本优于阶段 2，但在同时考虑外国因素与风险因素的模型中，随机森林模型在样本内以及两组测试集上的 R^2 差异（相对水平）要小于简单回归树模型。总体来看，面板回归模型与简单回归树模型的稳健性相对不足，尤其在将外国因素与风险因素纳入分析框架后，随机森林模型的稳定性更好。

表 6 三种模型的样本外拟合情况对比（不同国家分组）

	(1)			(2)			(3)		
	全样本	分组 1	分组 2	全样本	分组 1	分组 2	全样本	分组 1	分组 2
固定效应模型	0.1068	0.0937	0.1369	0.1409	0.2043	0.1826	0.1938	0.334	0.2422
简单回归树模型	0.5603	0.3768	0.5981	0.5248	0.5860	0.4674	0.5361	0.5959	0.4928
随机森林模型	0.5984	0.5479	0.6280	0.5591	0.4820	0.5704	0.5716	0.5233	0.5760

¹ 考虑到 1991 年底苏联解体、1993 年欧盟成立，同时尽可能保持两组测试集数据量匹配，因此本文选择 1992 年底作为分割点。

注: 分组1与分组2分别对应发达国家组与新兴市场国家组两个样本外数据组。

本文也按照国家发展水平将样本数据划分为发达国家组与新兴市场国家组两个新的测试集, 从侧面考察不同国家分组对三类模型稳健性的影响, 拟合情况如表6所示。可以看出, 按照不同国家分组时, 面板回归模型的稳健性仍然不足, 在考虑外国因素时仍旧出现了测试集拟合程度优于训练集的情况。同时简单回归树模型的稳健性也出现了明显变化, 与按时间段分组时相比, 简单回归树模型的拟合程度差异在不同国家分组的测试集间表现得更加明显, 并且在各测试集间的表现没有出现一致的趋势。与上述两类模型相比, 随机森林模型不仅在样本内外的表现差异最小, 并且在考虑不同因素组时, 均表现出新兴市场国家拟合情况优于发达国家的趋势。

通过上述两次稳健性对比可以看出, 尽管三类模型都能够在不同程度上解释分析历史, 甚至简单回归树模型在部分测试集中的拟合情况要优于其他模型, 但只有随机森林模型在样本内与样本外表现差异相对较小, 并且能够在考虑不同类型因素时在不同的测试集上表现出一致的趋势。从这个意义上看, 随机森林模型的可信度最高, 尤其是在将模型用于预测未来汇率收益率与货币避险价值影响因素时, 应选择随机森林模型进行分析。

五、结论与启示

本文通过回归树与随机森林方法, 在将本国因素、外国因素以及风险因素全数纳入模型后, 利用世界上153个国家与地区1970—2017年的跨国面板数据对汇率收益率的影响因素进行了实证研究, 并在此基础上分析哪些因素会对一国货币的避险价值产生显著影响。研究发现: 第一, 无论模型中是否考虑全球避险情绪, 本国与外国因素对于汇率收益率均有一定影响, 其中利率水平因素的影响最为明显, 而理论上应与其有类似表现的价格水平因素, 其影响程度则相去甚远; 第二, 尽管国家基本面因素对于汇率收益率的直接影响较弱, 但影响经济基本面的因素却对其产生了显著的影响, 尤其是否发生金融危机这类非常规因素对于汇率的影响更加剧烈; 第三, 在全球避险情绪和潜在风险上升时, 利率水平、本国金融市场建设与资本市场开放情况对汇率收益率的影响出现了明显提升, 但其中的大多数外国因素仅会影响汇率收益, 而对货币避险价值的影响较小。

基于上述研究结论, 本文就我国应如何深化人民币汇率改革、提升人民币的避险价值提出以下政策建议: 第一, 为提升人民币避险能力, 需要进一步加强我国金融市场的基础设施建设, 真正实现市场机制在利率市场上的指导作用, 以此为基础逐渐改变国际投资者对于我国金融市场的刻板印象, 提升我国金融市场与人民币的国际形象; 第二, 除金融市场建设外, 我国既要进一步加强宏观经济建设以强化“内功”, 也要逐步有序地提升对外开放水平来加强“外功”, 通过“内外兼修”形成对人民币汇率的强力支撑作用, 有效遏制资本外流, 保障我国金融安全与稳定; 最后, 在人民币汇率改革与资本市场开放过程中, 尽管也需要注意各类外国因素对于人民币的影响, 但更重要的是防范因本国因素变化而对人民币汇率造成冲

击，尤其是在全球避险情绪上升时，更需要注重稳定国内金融与经济环境，避免因风险要素变动而损害人民币币值的稳定性。

参考文献

- [1] 陈仪, 张鹏飞, 刘冲. 二元经济环境下的巴拉萨-萨缪尔森效应——对人民币实际汇率的再考察[J]. 金融研究, 2018, (7): 1-17.
- [2] 胡德宝, 苏基溶. 外商直接投资、技术进步及人民币实际汇率——基于巴拉萨-萨缪尔森模型的实证分析[J]. 国际金融研究, 2015(06): 76-84.
- [3] 赵文霞, 张定胜. 套息交易理论研究新进展[J]. 经济学动态, 2014(10): 141-147.
- [4] Breiman L, Friedman J, Stone C J. Classification and regression trees[M]. CRC press, 1984.
- [5] Bussiere M, Chinn M D, Ferrara L, et al. The new Fama puzzle[R]. National Bureau of Economic Research, 2018.
- [6] Byrne J P, Ibrahim B M, Sakemoto R. Carry trades and commodity risk factors[J]. Journal of International Money and Finance, 2019, 96:121-129.
- [7] Cairns J, Ho C, McCauley R N. Exchange rates and global volatility: implications for Asia-Pacific currencies[J]. BIS Quarterly Review, March, 2007:41-52.
- [8] Christiansen C, Rinaldo A, Söderlind P. The time-varying systematic risk of carry trade strategies[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2011, 46(4):1107-1125.
- [9] Fama E F. Forward and spot exchange rates[J]. Journal of monetary economics, 1984, 14(3):319-338.
- [10] Fratzscher M. What explains global exchange rate movements during the financial crisis?[J]. Journal of International Money and Finance, 2009, 28(8):1390-1407.
- [11] Grisse C, Nitschka T. On financial risk and the safe haven characteristics of Swiss franc exchange rates[J]. Journal of Empirical Finance, 2015, 32:153-164.
- [12] Habib M M, Stracca L, Venditti F. The fundamentals of safe assets[J]. Journal of International Money and Finance, 2020, 102:102119.
- [13] Habib M M, Stracca L. Getting beyond carry trade: What makes a safe haven currency?[J]. Journal of International Economics, 2012, 87(1):50-64.
- [14] Hoffmann M, Studer-Suter R. Systematic consumption risk in currency returns[J]. Journal of International Money and Finance, 2017, 74:187-208.
- [15] Hoffmann M, MacDonald R. A real differential view of equilibrium real exchange rates and misalignments[R]. CFS Working Paper, 2000.
- [16] Hossfeld O, MacDonald R. Carry funding and safe haven currencies: A threshold regression approach[J]. Journal of International Money and Finance, 2015, 59:185-202.
- [17] Kalok C, Jian Y, Yinggang Z. Conditional co-skewness and safe-haven currencies: A regime switching approach[J]. Journal of Empirical Finance, 2018, 48:58-80.
- [18] Kohler M. Exchange rates during financial crises[J]. BIS Quarterly Review, March, 2010:39-50.

- [19] Menkhoff L, Sarno L, Schmeling M, et al. Carry trades and global foreign exchange volatility[J]. The Journal of Finance, 2012, 67(2):681-718.
- [20] Nadal-De Simone M F, Razzak W. Nominal exchange rates and nominal interest rate differentials[M]. International Monetary Fund, 1999.
- [21] Rinaldo A, Söderlind P. Safe haven currencies[J]. Review of finance, 2010, 14(3):385-407.
- [22] Rey H. Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence[R]. National Bureau of Economic Research, 2015.
- [23] Stracca L. Our currency, your problem? The global effects of the euro debt crisis[J]. European Economic Review, 2015, 74:1-13.

What Makes Safe-haven Currency: Analysis Based on Machine Learning Method

DING Jianping, WU Yang, WU Xiaowei

Abstract: Since the beginning of this year, the COVID-19 epidemic wreaked havoc all over the world and raised the risks of financial and economic crises once again. Under the background of increasing global uncertainty, if RMB can still maintain appreciation and remain stable (i.e. become a safe haven currency), on the one hand, it will effectively reduce capital outflow, thus ensuring China's financial security and stability, on the other hand, it can greatly enhance the international status of RMB. Using an exchange rate factor model, the article finds that not only native factors but also foreign and global risk factors could affect currency performance and safe-haven value, then the theoretical result is tested by an empirical model using machine learning methods. The empirical result shows that: (1) Both native and foreign factors have certain influences on the safe-haven value of currency, and interest rate factor has the most obvious influence among all factors, while the influence of price level factor has a large gap than interest rate; (2) Fundamental factors in most countries will not directly affect the safe-haven value of currency, but will have a significant indirect impact through various factors affecting economic fundamentals; (3) Native interest rate, financial market construction level, and capital market openness are of great significance for both currency performance and safe-haven value, while most foreign factors only affect currency performance and have relative small effect on safe-haven value.

Keywords: Safe-haven Currency; Factor Model; Interest Rate Parity; Random Forest Model; Machine Learning

经济增长与结构变迁研究进展及评述

王弟海¹ 李夏伟² 龚六堂³

【摘要】经济增长和结构变迁一直是经济学领域最重要的研究主题之一。本文总结了经济增长和经济结构变迁的经验事实及典型特征,详细回顾了有关经济增长及结构变迁的各种理论模型,并分析和评述了各种理论之间的发展脉络及其相互关系。研究表明,缘于要素积累、技术进步和制度变迁等原因,一国经济会存在长期稳定的增长趋势;尽管经济增长在总体增长率上能保持稳定,但由于各部门的不平衡增长,经济结构变迁将是经济增长的必然结果;经济增长主要通过部门技术差异产生的价格效应从供给侧,以及通过非位似偏好产生的恩格尔效应从需求侧,共同驱动经济结构变迁;投入产出结构的差异和变化、开放经济下比较优势所带来的国际贸易,以及劳动力市场摩擦和劳动力流动成本等因素也是影响产业结构变迁的重要因素。

【关键词】经济增长; 平衡增长; 非平衡增长; 结构变迁

一、引言

经济增长和经济结构变迁一直是经济学领域最受关注的研究主题之一。从经验数据来看,虽然长期经济增长率总体保持稳定,但由于构成总体经济的各个部分不可能以同一速度增长,因而经济增长将必然导致经济内部的结构变化,即所谓的经济结构变迁或经济结构转型。给定不同生产部门技术创新的不同,不同产品需求收入弹性的不同,以及对外贸易中比较优势的变化,生产结构的迅速变化不可避免。更重要的是,增长和结构变化相互作用,增长引起结构变化,而经济结构变化又会反过来影响总体经济增长。经济学家很早就认识到它们之间的相互依赖性,并强调结构变化对增长的必要性。Kuznets(1971)指出,“一些结构变化,不仅仅在经济中,而且在社会制度和信念中也是必不可少的。没有这些结构的变化,就不可能有现代经济增长”。经济增长是经济结构方面一整套相互关联的变化,这些关联性的变化对于经济持续增长也必不可少。或者更严格地说,国内生产总值(GDP)的结构变化和增长都不是外生的,两者都是供给和需求相互作用的结果。因此,研究结构变化也被认为是现代经济增长理论的核心问题之一。不过,早期的经济增长理论并没有把经济结构变化纳入

¹ 王弟海, 复旦大学经济学院, 北京大学数量经济与数理金融教育部重点实验室

² 李夏伟, 复旦大学经济学院。

³ 龚六堂, 北京大学光华管理学院。

分析框架。原因主要有两个, 一是早期的增长模型都是基于单一商品假设的加总经济模型, 它无法分析结构变化。二是在很长时间内, 经济增长都主要集中在供给和技术进步方面, 不关注需求和消费的变化, 而后两者正是理解结构变迁的关键(Gabardo et al, 2017)。一直到 21 世纪初, 才出现很多试图同时解释经济增长和经济结构变化的文献。

二、经济增长和结构变迁理论的发展过程及评述

(一) 新古典增长理论

现代经济增长理论一般认为肇始于 Solow(1956)。在这篇经典论文中, Solow 证明了市场经济中存在长期稳定的平衡增长路径, 但由于资本边际报酬递减, 资本积累无法带来人均水平的长期经济增长, 长期人均增长依赖于外生技术进步。几乎在同一时期, Kaldor (1961) 通过经验研究提出了现代经济增长的六个典型经验事实, 即: 人均产出持续增长, 且增长率没有下降趋势; 人均物质资本持续增长; 物质资本回报率几乎保持不变; 物质资本-产业比保持稳定; 劳动收入和资本收入在国民收入中的份额几乎恒定; 人均产出水平的增长率在各国之间差异很大。这就是文献中所称的经济增长的卡尔多 (Kaldor) 事实(Herrendorf et al, 2019)。卡尔多事实中的前 5 个经验规律都同 Solow 模型的结论一致, 这就从经验事实方面奠定了 Solow 模型在现代经济增长理论中的基础地位。之后, Solow 模型被经济学家向几个方向进行了拓展, 其中最重要的是 Cass-Koopmans-Ramsey 模型, 该模型为 Solow 模型建立了微观基础, 把 Solow 模型中外生决定的储蓄率内生化的, 从而能分析个人优化行为对短期经济行为的影响, 但在解释长期经济增长方面没有增加新的内容和结论。Solow 模型和 Cass-Koopmans-Ramsey 模型的最大缺陷在于它们无法解释经济增长的两个经验事实: 第一, 无法解释欧美发达国家乃至整个世界范围内明显存在的长期经济增长; 第二, 它们也无法解释各国和各地区之间普遍存在的经济增长率的巨大差异性。20 世纪 60-70 年代, 为了解释 Solow 模型中决定经济增长的外生技术进步, 主流增长理论集中于如何内生化的技术进步, 并出现了包括“干中学”机制、“公共研究部门”机制、人力资本积累机制和公共资本机制等理论模型。这些模型虽然能解释 Solow 模型中的外生技术进步, 但模型本身仍无法解释内生经济增长。

(二) 新经济增长理论

20 世纪 80 年代后期的 AK 模型开启了内生增长理论。Romer (1986) 提出了“干中学”机制的 AK 模型, 其中干中学机制及其外溢性是内生经济增长的源泉。Lucas(1988) 建立了两部门内生增长模型, 人力资本积累及其外溢性是这一模型中内生经济增长的动力。Barro(1990) 则提出了公共资本促进内生经济增长的模型。第一波内生增长理论本质上都是某种形式的

AK 模型，其内生经济增长机制都源自某种资本的外溢性。在这类模型中，技术进步的来源及其同经济增长相互作用的微观机制仍不清楚，在经验研究方面也不能完全解释长期经济增长的来源(Jones & Manuelli,1997)。这类模型的另一特征是完全自由竞争市场和单一产品的假设，它使得模型无法讨论经济结构和技术创新等问题。

真正能解释现代经济增长的理论是 20 世纪 90 年代开始的技术创新的内生经济增长模型，这类理论认为推动经济增长的力量是技术创新(新工艺、新产品或新市场)，而创新是经济主体自我选择的行为结果，并且它具有外溢性。也正是这种外溢性带来了内生经济增长。Romer (1990)首先发展了产品多样化的横向创新内生增长模型。该模型中的新技术是对创新技术拥有垄断权的研发部门在垄断利润激励下自主研发创新的结果，但创新的外溢性会使得所有研发部门都受益。虽然从企业的最终产品生产来看，生产函数是规模报酬不变的；但从整体经济来看，创新的外溢性使得要素投入具有规模报酬递增的性质，因而能产生内生经济增长机制。纵向创新模型由 Aghion & Howitt(1992)等在专利竞赛模型基础上发展起来¹。这种创新会直接导致原有产品或工艺的淘汰，它也被称为熊彼特创新或创造性毁灭过程。这种创新同样来自企业在垄断利润激励下进行的研发投入，创新产生的技术进步及其后续所具有的外溢性是经济持续增长的主要动力。由于其对现代经济增长的深邃洞见及其完美的模型设计，技术创新内生增长模型在很多方面得到发展和应用。例如，Acemoglu et al(2002)等把人力资本纳入技术创新的内生增长模型。Matsuyama (1999)等研究了技术创新的不确定、经济周期和内生经济增长相互作用的机制，并解释了经济波动和经济增长相关性的经验事实。Grossman & Lai(2004)等分析了专利制度对经济增长的影响机制，并研究了最优专利期限和最优专利制度等问题。Howitt(2000)等在开放经济条件下研究了技术模仿和技术扩散对各国经济增长的影响，并藉此解释了各国经济发展的俱乐部收敛现象。Acemoglu(2003)等则研究了偏向性技术进步及其对经济增长和收入分配的影响。

由于创新和技术本质上仍是经济中内生的，技术和创新本身并不能解释世界各国间经济增长率的巨大差异性。为了进一步研究影响各国经济增长的社会内在机制和原因，20世纪90年代之后出现了很多从技术之外研究增长问题的文献。这方面的开拓性研究包括：①Yang & Borland(1991)等基于劳动力专业分工及其同市场容量和人力资本积累相互作用的机制，研究了劳动力专业分工对经济增长的影响，并证明分工、市场容量和人力资本会相互作用促进经济增长。②Van zon & Muysken(2001)等研究了健康人力资本和健康因素对经济增长的影响，其研究认为，对发达国家而言，健康的“消费”需求效应和人口老龄化问题会耗尽长期经济增长的动力；但对不发达国家来说，由于其健康人力资本提升的生产效应会大于“消费”需求效应，健康人力资本的提高会有助于它们跳出贫困性陷阱。③Becker & Barro (1988)等在生育率内生决定的模型中，从人力资本积累、技术进步和人口增长相互作用的机制研究了经

¹ 其他先驱性研究还包括 Segerstrom et al(1990)和 Grossman & Helpman (1991)等。

济增长和人口增长问题, 并认为经济增长带来的抚养成本提高会降低人口增长率。④Aghion et al(1999)等研究了不平等对经济增长的影响, 但这方面的文献对于不平等是否有利于经济增长这一问题还没有得到确定性的结论。⑤还有很多研究从制度方面寻找各国增长差异的原因, 其中包括从产权制度(Skaperdas, 1992)、市场完备性(Banerjee & Newman, 1993)、市场组织结构(Acemoglu & Zilibotti, 1997)、选举制度和税收结构(Perotti, 1993)、政治集权程度(Osafo-Kwaako & Robison, 2013)、地方政府能力(Acemoglu et al, 2015)等视角研究正式制度对经济增长的影响, 也包括从历史(Véliz, 1994)、宗教(Landes, 1998)、文化(Edgerton, 1992)、地理位置(Bloom & Sachs, 1998)等方面研究非正式制度对经济增长的影响。不过, 由于涉及因素太多, 这些研究没有一个统一的分析框架, 且多是实证研究。

(三) 大统一增长理论

进入21世纪之后, 随着对经济增长问题研究的深入, 经济学者们已不满足仅仅对后工业时代总体经济增长的原因和机制进行分析和理解, 他们还希望从更长的时间视角和更微观的经济内在结构视角, 来探究和解释长期经济增长的动力和源泉。由此, 经济增长理论开始转向长期的经济与人口转型, 以及经济内在结构变化这两方面的研究。研究经济与人口转型的理论被称为大统一增长理论(unified growth theory), 研究经济结构变化的理论被称为经济结构转型或经济结构变迁理论¹。

大统一增长理论把整个人类历史时期划分为三个不同阶段: 马尔萨斯时代、后马尔萨斯时期和持续增长时期(Galor, 2005)。马尔萨斯时代的特征是技术水平、人口数量和人均收入几乎都没有增长, 同时有高生育率、高死亡率和低预期寿命; 人均收入显著影响人口增长。后马尔萨斯时期的特征是高劳均产出增长率、高工资增长率和高经济增长率; 低人均收入增长率带来高生育率、低死亡率和高人口增长率; 人均受教育水平、健康水平和人均寿命都显著提高。在经济持续增长时期, 技术进步加速, 人均收入显著提高; 死亡率继续下降但生育率也下降, 因而人口增长率开始下降; 人均教育和健康水平以及人均预期寿命都迅速上升。其实, 在大统一增长理论之前, 对于每一阶段的发展过程, 都有一些文献进行过探讨。例如, 新古典增长理论和内生经济增长理论主要研究和解释经济持续增长时期的经济增长机制和特征; Lucas (2002)和Acemoglu & Zilibotti (1997)等对马尔萨斯时代, 以及马尔萨斯时代向后马尔萨斯时期转变的经济增长过程进行了分析和解释。另有文献对转型过程的人口、教育变化过程进行了研究。例如, Eckstein et al(1999)等分析了儿童婴儿死亡率下降和生育率下降的关系, 及其对人口转型的影响; Galor & Weil(1996)等分析了小孩抚养成本的提升对生育率和人口转型的影响; Galor & Weil(1999)等分析了技术进步提升人力资本需求对人口转型的影响; Doepke(2005)和Bhattacharya & Chakraborty(2012)等分析了小孩数量和质量的替代选择对生育率和教育发展的影响; Lappegard & Ronsen(2005)等分析了教育水平对生育速度和

¹ 经济结构变迁理论将在下文进行介绍。

人力资本积累的影响；Tasiran(1995)和Miller(2009)等则分析了妇女工资和生育时间的相互作用。

Galor & Weil(2000)首次用统一增长理论模型解释了经济从马尔萨斯时代向持续增长时期经济转型和人口转型的全过程。Kogel & Prskawetz (2001)则基于农业技术进步的统一增长理论来解释经济转型的全过程。Tamura(2002)等从人力资本积累视角解释了经济从农业社会向工业社会的转型过程。Lagerlof(2003)等从包括死亡率、预期寿命等健康因素对生育率和教育投资的影响机制解释了经济转型和人口转型过程；Olsson et al(2005)等则从生物演化视角解释经济转型过程；Galor et al(2009)从土地所有制的变迁对人力资本的影响角度来解释经济转型过程。当然，目前大统一增长理论对整个经济与人口转型过程的解释还不完善，还没有一个模型能够全部解释这一转型过程中的所有现象。因此，这方面的研究还在继续，其研究仍然集中在经济增长同人口转型、生育率变化和人力资本投资间的相互影响和互动机制。最新的一些研究包括：Cervellati & Sunde(2015)运用统一增长理论模型研究了经济发展非线性动态过程的经济特征，解释了在经济转型和人口转型过程中各国从停滞阶段进入持续发展阶段在起飞时间上的差异性，以及影响死亡率的外在环境在其中的关键作用。Bhattacharya & Chakraborty (2017)和Strulik(2017)等基于统一增长理论研究了现代避孕方法、生育率、教育和长期经济增长间的相互影响，并藉此解释了生育率转型和经济起飞规律；D’Albis et al(2018)利用统一增长理论框架研究了经济增长和人口转型过程中的总生育率下降和妇女平均生育年龄“U”型变化的规律；Chatterjee & Vogl(2018)在统一增长模型中研究了生育率波动同经济增长和经济波动间的关系；Futagami & Konishi(2019)研究了收入水平同生育率、死亡率和研发活动之间的互动机制及其对长期经济增长的影响；Madsen & Strulik(2020)实证研究了统一增长理论中技术进步所引起的小孩数量和质量之间的替代关系，以及这一机制对人力资本积累的影响。

三、非平衡增长路径下的经济结构变迁理论

(一) 早期三次产业的划分和经济结构变迁的特征事实

自 20 世纪 30 年代以来，经济结构变迁(也称为结构转型)就受到经济学者广泛关注。Fisher(1939)和 Clark (1940)等提出了三次产业(第一产业或农业、第二产业或工业、第三产业或服务业)的划分，并探究了经济活动在三次产业间转移的现象和机制。他们的研究发现，以就业、产值和消费支出等衡量的经济活动会在三个主要部门间持续转移。早期研究也基于不同的划分标准对经济活动部门转移的内在机制提出了不同的解释。Fisher(1939)基于需求层次论来划分三次产业，他把满足基本需求的物品生产归为第一产业，把能运用标准化程序进行生产的物品生产归为第二产业(特别是制造业)，把新出现的产品生产归为第三产业，并认为收入提高所带来的需求变化是经济结构变化的原因。Clark(1940)根据产品的共有特性来划分产业。他把农业、林业和渔业划分为第一产业，把所有的生产和加工行业都划分为第二

产业, 其他行业(包括建筑、运输、通讯、金融、公共部门、私人服务等)则都被归为第三产业; 并由此把产业结构转移的原因归结为各产业生产力增长率的不同和需求收入弹性的差异。Wolfe(1955)根据推动行业增长的主导要素来划分三次产业。他把依赖于自然要素增长的行业划为第一产业, 把依靠机械化要素增长的行业归为第二产业, 把依赖于人类技艺水平提高的行业归为第三产业; 并由此认为这些主导要素增长速度的不同是产业结构变化的主导因素。Fourastie(1949)把行业技术进步率作为三次产业划分的核心标准, 认为具有中等技术进步率的行业属于第一产业, 高技术进步率的行业属于第二产业, 低技术进步率的行业则属于第三产业, 而产业间技术进步率的不同是导致经济活动转移的主要原因。早期经济学家对经济结构变化机制的深邃洞悉和见解为后续学者的研究提供了思想源泉。现代经济结构变迁理论和实证研究都证明, 这些因素和机制确实会驱动或影响经济结构变化。

早期的经济学家已经认识并提出了经济活动的结构变化规律, 之后的学者则开始从理论和实证两方面全面深入地探究经济活动结构转移的内在原因和机制。Kuznets(1971)首次从实证方面系统研究了经济增长过程中的结构变化特征, 其经验研究表明: 不但以劳动力占比(也称为劳动力份额)、生产产值占比和消费支出占比衡量的主要经济活动会在三次产业间持续转移, 而且三次产业的内部结构也在不断变化(这一产业结构变化规律在文献中称为库兹涅茨(Kuznets)事实); 导致产业间和产业内经济结构变化的主要原因是需求变动、国际贸易和技术变迁等因素。后续大量实证研究继续证实: 第一, 经济活动在三次产业间转移是经济增长过程中的普遍规律; 第二, 无论是从一国的时间序列数据来看, 还是从各国发展的面板数据来看, 随着人均收入的提高, 第一产业的产值占比、增加值占比和消费支出占比(包括以不变价格衡量的实际值占比和以当期价格计算的名义值占比), 以及劳动力占比(包括就业人口占比和劳动时间占比)都在下降, 第二产业的这四个占比则呈驼峰型变化¹, 第三产业则一直上升, 且没有减弱的趋势(Herrendorf et al, 2014 等); 第三, 在经济增长过程中, 对于技术进步比较快的行业或产业(如工业), 其产品价格相对下降; 对于技术进步较慢的行业或部门(如服务业), 其产品价格相对上升(Boppart, 2014); 第四, 各产业内部的结构也在变化, 如工业部门中制造业份额上升最快, 在服务业内部则教育、科研及政府部门的相对份额上升较快(Herrendorf et al, 2014; Neuss, 2019)。

(二) 早期基于生产供给侧因素驱动的非平衡增长结构变迁理论

自 20 世纪 50 年代开始, 就有文献试图建立严格的理论模型来解释经济结构变化。Lewis (1954)首先提出一个二元经济模型来解释经济从农业向工业的转型。它假设经济中有两个部门: 生产力落后的农业部门和更高生产力的工业部门。工业部门的工人和农业部门的土地所有者及农民都无储蓄, 投资完全来自于工业部门中资本家的储蓄。假设农业部门能够在维持

¹ 韩国有些例外, 在其经济发展过程中, 制造业的实际值增加值占比一直上升, 而其制造业的消费占比则基本保持不变(Herrendorf et al, 2014)。

生存的固定工资水平下向工业部门无限供给劳动力，而工业部门资本家的储蓄会带来资本的不断积累。持续积累的资本将会导致劳动力不断地从农业部门流向具有更高生产力的工业部门，由此就会带来持续的经济增长和经济活动从农业向工业转移的结构转型。Ranis & Fei (1961)和 Rao(1952)进一步研究表明，即使农业部门的工资水平随着劳动力流出而不断提高，只要工业部门存在持续的资本积累，同样也能带来农业向工业的转型，但经济最终会收敛到Solow模型中的新古典增长情形。在这三个二元经济模型中，经济转型的源动力都来自资本积累所带来的经济增长，另一些模型则从技术进步视角来解释经济从农业向工业的转型。例如，Jorgenson (1961)基于新古典二元经济模型中的农业技术进步解释了经济结构转型。它假设经济中有农业和工业两个部门：农业产出由劳动和土地决定，工业产出依赖于劳动和资本。劳动力在两个部门间的分配直接由农业生产状况决定：如果没有农业生产剩余，所有劳动力将都在农业部门就业；只有当出现农业生产剩余后，劳动力才能从农业转移到工业，转移率等于农业生产剩余的增长率。这个模型表明，农业技术进步所带来的农业生产剩余增长速度决定了农业向工业转型的速度，而工业技术进步率则决定了经济增长的速度。经济最终也会收敛到新古典增长情形，此时经济增长率将由工业部门决定。Baumol(1967)则提出了一个基于部门间不平衡技术进步率来解释工业向服务业转型的理论模型。这一模型认为，服务业更低的技术进步率使得其成本和相对价格提高，从而使就业不断向服务业部门转移。服务业部门不断上升的成本和相对价格最终可能会使得服务业部门的就业份额趋向于1，而整个经济的增长率则趋于0。在这些早期的两部门模型中，经济结构转型的主要机制是经济增长过程中部门间不平衡的劳动生产力所导致的劳动力和产出的部门转移，结构变化主要由部门间不平衡的资本积累和技术进步所推动。这些模型基本抓住了资本积累和生产技术等供给侧因素对经济结构变化的作用机制，但它们忽略了需求侧因素的影响。特别是，这些模型没有考虑经济行为人自我选择机制对经济的影响，因而没有分析经济主体的选择行为在经济转型中的作用¹。更重要的是，就理解和探讨经济结构变迁的原因和机制来看，由于忽视了经济行为人的选择和需求侧的影响，早期的两部门模型对于经济结构变化驱动机制的研究是不充分和不完全的(Gabardo et al, 2017)。因此，这些模型充其量只能解释阶段性的经济转型过程，如农业向工业转型或工业向服务业转型，而无法全面解释经济发展过程中经济活动从农业向工业再向服务业转移的长期持续的结构变化过程。

(三) 基于偏好需求侧因素驱动的非平衡增长结构变迁理论

¹ 关于早期从发展经济学角度解释结构变化的文献，Syrquin(1988)进行过详细的综述。

同以上从资本和技术等供给侧的解释不同,另有很多学者从以偏好为基础的需求侧来解释经济结构变迁。这些研究把经济活动建立在经济行为人自我优化选择的微观基础上。通过非位似型偏好假设,他们得到了同恩格尔定律一致的需求收入弹性¹,并以此解释结构变化。例如, Matsuyama(1992)建立了非位似型偏好和干中学机制的两部门内生增长模型。该模型表明,在非位似型偏好所产生的恩格尔定律作用下,农业生产率的增长会导致劳动就业从农业向工业转移,且随着工业部门干中学效应的显现,经济会加速增长。Park(1998)在一个具有 Stone-Geary 型非位似偏好和人力资本积累的内生增长模型中,分析了农业向工业的转型过程。该模型表明:长期经济增长率主要由人力资本的规模决定;但 Stone-Geary 偏好下的非单位需求收入弹性使得不同产业在转型期间和平衡增长路径上的增长率都不同,各产业对经济增长的贡献也不同,且随时间不断变化;转型期间产出和要素会向制造业集中。Laitner(2000)也在非位似偏好假设下分析了农业向工业的经济转型,以及结构变化对总储蓄率的影响。其分析表明,当收入水平提高时,非位似偏好所产生的恩格尔定律使得需求从农产品转向工业品,劳动力也从专门从事农产品生产不断转向制造品生产。在极端情况下,制造业的份额收敛到1,经济也收敛到新古典增长模型。Caselli & Coleman (2001)运用 Stone-Geary 型非位似偏好假设下所得到的跨部门间不同需求收入弹性来解释结构变化,他们藉此分析了美国经济从农业向非农业经济转型的结构变化过程和不同地区平均工资的收敛性。Gollin et al (2002, 2007)用具有 Stone-Geary 型偏好的结构转型模型解释了各国工业化过程中经济起飞时间的差别和经济增长率的差异。他们的模型假设经济中存在两种产品:农产品和非农产品;由于食物衣服等是维持人们生存不可或缺的必需品,因此在效用函数中,人们对农产品比工业产品有一种优先消费的偏好;只有当农产品消费达到一定的数量产生饱和感之后,人们才开始偏好于对工业产品的消费需求。在这一 Stone-Geary 偏好下,工业部门的发展及其经济结构的转型主要取决于农业部门生产能力的状态。只有当农业部门的生产技术能提供足够多的农产品时,劳动力才可能转移到工业部门生产,从而开始工业革命和经济转型。他们的研究最后认为,各国农业生产力水平及其增长率的差异所导致的结构变化进程的差异,可能是各国工业化起飞时间差异和进展速度不同的主要原因。在以上模型中,尽管同早期的二元经济模型一样,农业和非农业在生产技术方面也存在差异,但非位似偏好假设下不同产品需求收入弹性的差异,以及各种因素所带来的经济增长和收入效应才是经济结构转型的主要动因。另外,这些文献也主要解释了农业向工业的转型,没有解释从农业和工业向服务业的转型。

(四) 基于偏好和技术的非平衡增长结构变迁理论

从偏好视角来解释经济结构变化的文献同样只考虑了经济的一个面——需求侧。现实经济其实是供给和需求共同作用的结果,而且也只有借助于供给和需求两方面的因素,才能更

¹ 恩格尔定律认为,当家庭的收入增加时,食物支出份额会持续下降。其后的研究发现,恩格尔定律几乎对所有消费品都成立。Houthakker (1984)认为,恩格尔定律是经济学中最稳健的经验发现。

合理地解释经济活动从农业向工业再向服务业转型的全过程 (Buera & Kaboski, 2009; Herrendorf et al, 2013)。Echevarria(1997)首先在一个同时考虑生产和需求两方面因素的动态一般均衡模型中解释了经济从农业向工业再向服务业转移的全过程。她假设消费者对三种商品的需求是一种非位似型偏好。在各部门不同外生技术进步率的作用下,经济增长通过恩格尔定律的作用使得需求结构和产业结构发生变化,这反过来又影响到总体经济的增长。Echevarria 的模型不但解释了各产业间就业占比和产值占比的结构变化规律,而且还解释了不同国家间经济增长率的差异性。Dennis & Iscan(2009)也构造了一个非位似偏好和部门间存在偏向型技术进步的结构转型模型,藉此分析了来自非位似偏好的收入效应和来自偏向型技术进步的价格效应对美国长期经济增长中劳动力转移的影响。Duarte & Restuccia(2010)则在一个具有非位似偏好和部门偏向型技术进步动态一般均衡模型中,分析了各部门生产率差异所导致的劳动力转移对经济结构变化和跨国经济增长差距的影响。其研究表明,劳动力在不同生产率水平的产业间转移的差异性能够解释各国总体生产率差异的 50%。Guillo et al (2011)利用一个具有偏向型技术进步和非位似偏好的模型,分析了美国 19 世纪和 20 世纪经济结构转型的主要动因,他们的模型能解释美国经济活动从农业流出的转型过程,而且还能解释生产部门转移的方式。Alvarez-Cuadrado et al(2018)在 Stone-Geary 型偏好、部门间具有不同技术进步率和不同资本劳动替代率的模型中,分析了结构变化对劳动收入份额的影响,并解释了产业结构变化过程中劳动收入份额不断下降的现象。这一模型分析认为,部门间技术进步率的差异和资本劳动替代弹性的不同是导致经济结构转型和劳动收入份额下降的主要原因,资本偏向型的技术进步导致收入份额向资本倾斜,非位似型偏好则推动着经济向服务业转型。

以上文献从技术供给侧和偏好需求侧探讨了经济结构变化的驱动力,但这些模型中一般都没有平衡增长路径,很多结论依赖于数值模拟,结论缺乏理论一般性。更重要的是,这些文献只是解释了结构变化的库兹涅茨事实,无法解释经济增长的卡尔多事实,更无法把经济增长的特征事实和结构变化的特征事实统一起来。

四、平衡增长路径和经济结构变化理论

2000 年之后兴起的新一波增长模型开始同时关注总体经济的增长和经济结构的变迁。现有文献已经发展出一类更好的理论模型,能把结构变化的库兹涅茨事实同经济增长的卡尔多事实结合起来,这类研究也被称之为平衡增长路径下的结构变迁理论。这类文献综合了以上经济增长理论和非平衡经济结构变迁理论的机制,能同时解释经济增长和经济结构变化的两类特征事实,使得增长理论和经济结构转型理论实现完美的统一。

(一) 偏好驱动的收入效应机制

第一种导致结构变迁的经济机制是由非位似型偏好驱动的收入效应。该理论机制主要从需求侧因素来解释经济结构变化的内在机理,它把驱动经济结构变化的动力归结为非位似型

偏好下所产生的恩格尔收入效应。由此, 这一机制也被称为“基于效用”的解释。这种理论认为, 当收入水平提高时, 由于消费者对不同部门产品的需求收入弹性不同, 那些满足高层次需求的产品, 其需求的收入弹性会大于 1, 因此对这类产品的需求会提高得更快, 从而导致要素投入和消费支出向生产这类产品的部门流动。Kongsamut et al(2001)首次运用理论模型从偏好视角同时解释了结构变化的库兹涅茨事实和经济增长的卡尔多事实。在 Stone-Geary 型非位似偏好假设下, 他们的模型能够产生符合恩格尔定律的需求曲线, 其中农产品的需求收入弹性小于 1, 制造业产品等于 1, 服务业则大于 1。模型还表明, 当初始状态满足某种条件时, 经济中存在一种广义平衡增长路径 (简称 GBGP 路径); 在这一路径上, 真实利率、资本产出比和加总经济增长率均保持不变, 因而卡尔多事实成立。同时, 外生技术进步带来的收入增长导致经济结构发生变化, 农业产值占比持续下降, 服务业产值占比不断上升, 制造业则保持不变。Meckel(2002)在这一模型基础上, 通过引入研发创新机制建立了内生增长的结构变化模型, 得到了同样的结论。不过, 这两个模型有几个缺陷: 第一, 在这类模型中, 广义平衡增长路径要求描述偏好和技术的参数满足某种非常严格的“刀锋”式条件, 这在现实中难以成立。第二, 模型能预测农业占比的递减变化和服务业占比的递增变化, 这同现实经济转型一致, 但无法解释现实中制造业占比的驼峰型变化。第三, Stone-Geary 效用函数假设使得经济转型只是一种暂时性的过程。当经济总量相对于效用函数中最低需求量显得很大时, 这一效用函数就接近于一个柯布-道格拉斯函数, 因而经济中也就不存在结构转型。最后, 由于模型预测在广义平衡增长路径上各产业的相对价格保持不变, 因而结构转型中的名义产出结构份额和实际产出结构份额将同步变化, 这就无法解释现实经济中名义产值结构同实际产值结构不同步变化的经验事实。此外, 模型结论意味着最穷国家的服务业消费占比和就业占比都趋近于 0, 这也同实际经济中“无论国家多穷, 其服务业的消费和就业占比都有一个非 0 的最低下限(Herrendorf et al, 2014)”这一特征事实不一致。Foellmi & Zweimueller (2008)也发展了一个能同卡尔多事实和库兹涅茨事实相一致的结构转型模型。他们提出了另一种非位似偏好——等级式偏好(hierarchic preferences)。在这一偏好下, 当收入水平提高时, 主要消费支出会不断从低层次必需品向高层次奢侈品转变, 因而新产品会不断地出现; 而且每种新产品开始都是高收入弹性的奢侈品, 但随着收入的提高会逐渐转变为低收入弹性的必需品。在等级式偏好假设下, 这一模型表明, 经济中存在类似于广义平衡增长路径的加总平衡增长路径 (即总产出、总消费和总资本增长率都保持不变的平衡增长路径, 简称 ABGP 路径)。在该路径上, 劳动力会不断从低层次需求的农产品生产流向高层次需求的服务品生产, 而中间层次需求的制造品生产的劳动力占比则成驼峰型变化。同 Kongsamut et al(2001)模型相比, 这一模型能够解释制造业占比的驼峰型变化, 而且其平衡增长路径的存在性条件只需要“不同产品的偏好呈指数权重形式”和“劳动扩张型技术进步”这两个假设, 因此, 其平衡增长路径的存在性在现实中更有说服力。Foellmi & Zweimueller (2008)的模型同样只依靠收入效应就解释了经济结构变化的全过程, 但在这一模型中, 广义平衡增长路径的存在

仍然依赖于“指数偏好权重”这一特殊效用函数的假设。另外，从解释现实经济来看，在这类偏好模型中，作为高层次需求的服务品在低收入阶段同样不会进入消费，这同现实数据相违背；模型中对单个产品的假设没有具体的经济学特征指向，因而无法同现实经济中三次产业产品的划分相对应，这也使得模型无法为现实经济的模拟提供更多的理论指导(Herrendorf et al, 2014)。

除以上两种非位似偏好外，文献中还提出了其他一些用于解释收入效应的偏好。Boppart (2014)提出一种以间接效用函数给出的价格独立的广义线性偏好（简称 PIGL 偏好），这是一种比高曼（Gorman）形式的偏好更一般化、能产生非线性恩格尔曲线、具有长期收入效应的偏好形式，这种偏好也能产生具有平衡增长路径的长期经济结构变迁的动态特征。Comin et al(2019)提出了一种非位似固定替代弹性偏好（简称非位似 CES 偏好）。这种偏好假设不同产品间的价格替代弹性相同而单个产品的需求收入弹性不同，尽管这些弹性都固定不变。因此，该偏好既能产生单个产品固定不变的需求收入弹性和不同产品间固定不变的替代弹性，又能产生一种非线性的恩格尔曲线，即不同产品非位似型的需求曲线。在该偏好下，经济中也存在一种长期经济增长率和利率水平都保持不变的渐进平衡增长路径，因而能同时解释卡尔多事实和库兹涅茨事实。Alder et al(2019)则提出一种跨期可集聚型偏好（简称 IA 偏好），这种偏好把广义非位似偏好和 PIGL 偏好都嵌套在其中。因此，在这种偏好下，不仅能够产生非单调性支出份额的恩格尔曲线，因而可以解释经济结构变化的库兹涅茨事实，而且能产生加总经济的平衡增长路径，因而也可以解释卡尔多事实。更重要的是，由于参数选择的灵活性，这一偏好假设下理论模型预测的经济结构变化特征能同美国、英国、澳大利亚等国家长期结构变迁的历史数据相吻合。

（二）技术驱动的价格效应机制

解释经济结构变化的第二种机制是技术驱动的相对价格变化效应，这类机制在文献中被称为“技术驱动型”结构变迁理论。只要不同产品间的需求替代弹性不等于 1，则相对价格变化就会导致消费支出结构的变化，并由此引起产业结构变化。导致价格变化的部门技术差异可以有三种类型：生产力增长（技术进步）率的不同（文献中也称为偏向型技术进步）、要素密集度（资本劳动比）的不同和要素替代弹性的不同。沿着 Baumol(1967)的思路，Ngai & Pissarids(2007)首先基于偏向型技术进步假设，从生产方面解释了卡尔多事实和库兹涅茨事实。当各产业技术进步率不同时，不同产品的生产成本会以不同的速度下降，从而导致相对价格发生变化，技术进步快的部门价格相对下降。如果不同产品的需求替代弹性不等于 1，则相对价格变化就会导致产业结构的变化。具体来说，这一模型表明，在一定条件下经济中存在 ABGP 路径：在这一路径上，如果最终产品的需求替代弹性小于 1，则技术进步快的产业其消费支出占比和就业占比会下降；如果大于 1 则慢的产业其占比会下降。在需求替代弹性小于 1 且农业技术进步率大于工业、工业技术进步率大于服务业的假设下，Ngai & Pissarids (2007)得到的三次产业结构变化过程同经验数据一致，并证实了 Baumol(1967)关于“技术停

滞部门产品的生产成本和价格无限上升, 劳动力直接流向技术停滞部门”的结论。Herrendorf et al(2014)也发现, 在 1970-2007 年间, 日本、韩国、澳大利亚、加拿大、欧盟 10 国和美国等国家的农业、制造业和服务业的全要素生产率 (TFP) 增长率确实存在显著的差异, 其中农业 TFP 增长率最大, 其次是制造业, 服务业的 TFP 增长率最小。因此, Ngai & Pissarids(2007)关于经济结构转型的条件对于这些国家在 1970-2007 年间是成立的, 而根据这一模型得到的理论结论同这些国家现实经济中就业从农业流向工业再流向服务业的转型过程一致。不过, Alvarez-Cuadrado & Poschke (2011)利用 11 个发达国家的时间序列数据发现, 在过去两个世纪中, 农产品价格的变化同非农产品价格的变化出现了相反的趋势: 农产品价格二战前相对于非农产品上升, 二战后则相对于非农产品下降。如果按照 Ngai & Pissarids (2007)的模型, 这就意味着二战前农业部门具有更低的技术进步率。因此, Ngai & Pissarids(2007)只能解释二战后农业劳动力的转移现象, 不能解释二战前劳动力从农业向非农业的长期转移过程。此外, 无论是以产出份额还是以消费份额来衡量, Ngai & Pissarids(2007)的模型都只能解释三次产业名义份额的变化特征, 无法解释实际份额的变化特征事实。特别是, 这一模型无法解释农业和制造业的实际产出相对于服务业递减的特征事实。因为在 Ngai & Pissarids (2007)模型中, CES 生产函数意味着名义和实际份额必然会以相反的方向变化。由此, 如果模型的参数取值能够得到农业和制造业名义份额相对下降的结论, 那么它就一定无法解释现实中这两者的实际份额也下降的经验事实(Herrendorf et al, 2014)。

Acemoglu & Guerrieri(2008)提出了另一种导致经济结构变化的技术因素——不同产品资本密集度 (资本劳动比) 不同, 分析了不同部门要素密集度 (资本劳动比) 差异对经济结构变化的影响, 并在部门间具有偏向型技术进步和差异性资本产出弹性的动态一般均衡模型中, 同时解释了卡尔多事实和库兹涅茨事实。这一模型表明, 在不同部门的产品具有不同资本产出弹性的经济中, 不同产品的资本密集度也不同。当资本供给相对于劳动供给增加, 使得资本价格 (利率) 相对于劳动价格 (工资) 下降时, 即使各部门的技术进步率相同, 这时也会导致资本密集型产品(即资本产出弹性大的产品)的价格会相对于其他产品下降。同 Ngai & Pissarids (2007)模型一样, 如果产品需求替代弹性小于 1, 这时相对价格的变化就会引起经济结构变化。Acemoglu & Guerrieri(2008)证明, 这一模型中存在稳定增长路径 (简称 CGP 路径, 特征同 ABGP 路径一样), 从而也能解释经济增长的卡尔多事实。不过, 如果 Acemoglu & Guerrieri (2008)要得到库兹涅茨事实, 需要假设农业资本密集度大于制造业再大于服务业。但 Herrendorf et al(2015)研究表明, 1947-2010 年美国农业的资本密集度大于服务业, 但服务业的资本密集度大于制造业。由此, Herrendorf et al(2015)认为, 资本要素密集度的差异可能不是推动战后美国产业结构变化技术方面的原因。Dennis & Iscan(2009)的研究也表明, 尽管部门间资本密集度的不同能够扩大相对价格效应, 但这一机制在 1800-2000 年美国劳动力从农业向非农业转移过程中的作用不大。最近, Alvarez-Cuadrado et al(2017, 2018)提出第三种可能导致经济结构变化的技术机制——不同产品间的要素替代弹性不同。这一模型表

明,当整个经济中的资本和劳动比例变化时,产品间资本劳动替代弹性的不同不仅会影响产品的相对价格,而且还会引起一种“要素再平衡”效应,即资本劳动替代弹性大的产品生产会更多地使用价格便宜的要素,从而使得它的资本劳动比变化更大,生产成本和相对价格变化也更大。由此,当经济中要素比例变化时,要素替代弹性的不同一方面会引起相对价格的变化,并导致消费支出和产出结构的变化;另一方面又会通过要素再平衡效应导致部门间要素比的变化率不同,并引起不同部门要素结构的变化。该文研究证明,在一定条件下,这一模型中存在 CGP 路径;不过在平衡路径上,经济结构转移已经结束,结构变化只发生在向 CGP 路径过渡的过程中。同前面两个模型不同,Alvarez-Cuadrado et al(2017)允许任何部门的资本和劳动收入份额变化方向不同,这一结论同经验事实更吻合(Neuss, 2019)。

(三)技术和偏好共同驱动的经济结构转型

技术驱动和偏好驱动这两种机制在现实中可能并不是相互排斥而是互补的。因为无论是收入效应还是价格效应,都无法单独解释经济结构变化中的全部经验事实。例如,Herrendorf et al(2013)发现,在美国1947-2010年经济结构变化的过程中,来自于非位似偏好驱动的收入效应更能解释以最终消费支出占比数据衡量的经济结构转型过程,而来自偏向型技术进步驱动的价格效应则对以增加值占比数据衡量的经济结构变化过程更具有解释力。Herrendorf et al(2014, 2018)指出,偏好驱动型的收入效应理论无法解释各种结构会长期持续性变化的特征事实,而技术驱动型的价格变化效应理论认为各产业名义消费支出份额的变化趋势和实际消费支出份额的变化趋势应该相反,这也同经验数据不吻合。Comin et al(2019)进一步指出,如果结构变化由供给方的价格效应驱动,则控制相对价格变化之后,各部门的支出份额应该同收入(或总消费)没有相关性;如果结构变化由需求方的收入效应驱动,则控制价格变化之后,各产业的恩格尔曲线应该不是水平的,农产品的恩格尔曲线应该向下倾斜,服务业的恩格尔曲线应该向上倾斜。此外,正如前文所说,如果假设偏好是非位似的,由于该偏好只在消费水平很低时才成立,恩格尔曲线应该随着经济发展而不断消失,它最终应该逐渐变成水平直线。但根据美国 and OECD 国家的数据:首先,对于农产品和服务业产品来说,控制价格变化后的支出份额残值和消费残值之间都存在显著相关性;对于农产品来说两者之间存在显著负相关,对服务业则存在显著正相关。其次,恩格尔曲线都是倾斜的,没有出现趋向于水平直线的趋势。这就表明,尽管欧美发达国家经历了近百年的发展,但恩格尔曲线并没有像非位似偏好所预测的那样趋向于水平直线,经济结构转型过程并不像非位似偏好预言的那样是一个短期现象,而是一个长期现象。

为了更好地解释经济结构转型中的特征事实,后续研究同时把收入效应和价格效应纳入模型分析,并探讨这类模型中平衡增长路径存在的可能性及其经济特征。Herrendorf et

al(2014)用一个Stone-Geary偏好和偏向型技术进步的动态模型证明了GGBP路径的存在性条件, 该文借助这一模型讨论了各种偏好型驱动和差异型技术驱动的结构转型过程的异同点, 分析了不同机制在解释结构变化中的作用, 并讨论同时具有收入效应和价格效应的模型中平衡增长路径的存在性问题。Bopart(2014)也建立了一个具有非高曼形式的PIGL偏好和偏向型技术进步的动态模型。这一模型被证明同样存在CGE路径, CGE路径上的经济结构变化特征符合库兹涅茨事实。该论文还分析收入变化对加总经济需求结构的影响, 并藉此构造了一种结构分解法把结构变化效应分解为收入效应和替代效应。这种分解的结果表明, 两种效应对美国结构变化的影响几乎同等重要。Herrendorf et al(2018)进一步考虑了投资内部结构变化对产业结构的影响。假设消费品和投资品都是需要利用中间产品来生产, Herrendorf et al(2018)在一个统一的分析框架下证明, 即使是在非位似偏好假设下, 而且同时存在三种技术差异(包括投资偏向型技术进步、不同部门差异性TFP增长, 以及不同部门资本产出弹性不同), 模型中仍存在平衡增长路径。Herrendorf et al(2018)还发现, 利用这一模型进行数值模拟所得到的经济结构转型特征同美国实际经济数据吻合得很好。Comin et al(2019)则在一个具有非位似CES偏好、部门间存在偏向型技术进步和差异性资本产出弹性的模型中, 解释经济增长中的结构变化。该论文证明, 这一模型在一定条件下会存在一条CGP路径; 在这一路径上, 农业占比逐渐下降, 制造业呈驼峰型变化, 服务业逐渐上升。该论文还分析了收入效应和价格效应对经济结构转型的影响, 研究发现, 现实经济中70%的结构转型都能够被收入效应解释。

(四) 国际贸易和投入产出结构等其他机制对经济结构变化的影响

除了基本的卡尔多事实和库兹涅茨事实外, 即使把偏好驱动机制和技术驱动机制都纳入模型假设中, 模型仍无法完全解释现实经济结构转型中的其他一些重要特征事实, 模型的结论同现有数据给出的经济结构变化特征仍存在很大差异。例如, Buera & Kaboski(2009)研究表明, 即使同时把偏向型技术进步和非位似型偏好都考虑进去, 基本模型在解释实际数据时仍存在三个问题: 第一, 模型无法解释最近数据显示出的制造业急剧下降和服务业急剧上升的现象; 第二, 为了同消费和产出的数据相吻合, 模型需要不同产品之间有一个极低的不合理的需求替代弹性。第三, 模型无法解释消费支出份额变化和产出份额变化显著不同于就业份额变化的现象。为了更好地解释和理解现实经济结构变化的深层次特征, 以及评估不同驱动机制在经济结构变化不同阶段中的作用, 除了以上两种机制外, 更新的一些文献还提出另外一些影响经济结构变化的重要机制, 如开放经济中部门间比较优势差异及其对国际贸易的影响、部门间投入产出结构的差异和变化、劳动力市场摩擦导致的劳动力流动成本等因素。不过, 除了 Alonso-Carrera & Raurich(2018)证明了具有劳动力流动成本的非位似偏好驱动的

结构转型模型中存在鞍点稳定的平衡增长路径外,其他机制中是否存在平衡增长路径还不是很确定,目前在理论上还没有完全被证明。

一些研究强调了开放经济条件下,比较优势变化驱动的国际贸易效应对一国产业结构变化的影响。比较优势理论表明,在开放经济条件下,一国会出口其具有比较优势的产品,进口具有比较劣势的产品。因此,当一国由封闭走向开放时,具有比较优势的部门会扩张,不具有比较优势的部门会收缩,由此就会导致经济结构变化。要素禀赋理论也表明,在一国要素逐步积累和技术不断进步的过程中,密集使用要素积累快的部门和/或技术进步快的部门,其产品生产增长会更快,由此就会导致资源向这些部门转移从而出现结构变化。Matsuyama(2009)最早在一个 Stone-Geary 型偏好的两国两部门模型中,研究了全球化和国际贸易对一国经济结构变化的影响。其研究表明:在开放经济中,由于不同国家间可以通过比较优势进行贸易,一个国家中技术进步快的部门可以通过出口扩大其产品需求并阻止其产品价格下降,从而带来该部门生产的持续扩张;而技术进步慢的部门可以通过进口来缓解其产品价格上涨和劳动需求增加的压力,同时减少本国对该种商品的生产。因此,如果两个国家制造业的技术进步存在差异,那么在技术进步快的国家,制造业的劳动就业份额最初会以一个比封闭经济更快的速度增长,直到两国对制造业产品的需求都达到饱和之后才会开始下降,因而长期来看,该国制造业仍呈现驼峰型变化。在技术进步慢的国家,由于进口的影响,其制造业生产和劳动就业份额则会一直下降。因此,对于技术进步快的国家来说,这种国际贸易机制能够缓解封闭经济中不平衡技术进步所带来的 Baumol(1967)成本病对经济增长和结构转型的阻碍作用,并加速其向技术进步快的产业转型的过程。同时,这种机制还会使得消费支出占比衡量的结构变化进程同产出占比或劳动力占比衡量结构变化进程出现差异。因此,它对于解释一些出口导向型国家经济发展中的结构转型现象具有重要作用。Teignier(2018)利用两国两部门的开放经济模型,研究了国际贸易在经济从农业向工业结构转型中作用,他发现农业进口在 19 世纪英国和 20 世纪韩国的经济结构转型中都有关键性的作用;其研究还表明,把收入效应同国际贸易机制结合起来,能更好地解释现实经济中农业份额的快速下降。Uy et al (2013)把这个模型扩展到三部门开放经济中,他们证明即使制造业是三部门中技术进步最快的产业,其劳动就业占比也会呈驼峰型变化;其研究还表明,工业部门技术进步所产生的鲍莫尔效应同比较优势产生的国际贸易效应结合起来,能够更好地解释韩国工业占比变化特征的经验事实。Swiecki(2017)和 Sposi(2019)也证实,开放经济条件下通过比较优势进行的国际贸易机制能够加快一国的经济结构转型。

另一些研究强调的是投入产出结构差异和变化对经济结构变化的影响。前面三种机制都

假设经济中各产业的投入要素和该产业生产的产品是完全确定分开的, 生产过程是确定性的投入要素转化为最终产品的过程, 而消费者的需求只是对最终产品的消费。但在现实经济中, 各部门生产的产品很多时候既作为中间产品成为后续生产中的投入要素, 同时又作为最终产品成为消费品。当企业生产的最终产品和/或服务又作为中间产品被其他企业“消费”, 而不同产业或部门的投入产出系数存在差异时, 随着作为中间投入要素的产品占产业总产出的份额不断增大¹, 投入产出结构的差异及其变化就会通过投入产出链而引起劳动力在产业间的重新配置以及产业结构的变化。Herrendorf et al(2013)最早强调了投入产出结构对经济结构转型的影响。他们认为, 投入产出结构是导致现实经济中, 最终消费支出占比衡量的经济结构变化同消费品增加值占比衡量的经济结构变化在数据上不一致的主要原因。他们还揭示了投入产出结构影响这两种经济结构相互关系的内在机制。Berlingieri(2014)首先在一个局部均衡模型中, 利用中间要素需求结构的变化解释了美国服务业部门就业占比的上升, 其研究结果表明, 投入产出结构的差异和变化对于经济结构转型过程的后期阶段影响非常重要。Sposi(2019)在一个开放经济中运用一般均衡分析的框架, 用投入产出结构的差异解释了各国经济结构及其变化路径的差异性。他的研究认为, 由于各国的投入产出结构会随着经济发展出现系统性变化, 投入产出链至少会通过两种渠道影响到产业结构的变化。首先, 投入产出链是最终需求结构变化引起部门增加值结构变化的中介传导机制, 因此, 各国之间投入产出结构的差异会直接导致不同发展阶段国家工业增加值份额驼峰型变化路径的差异。其次, 投入产出链也是偏向型技术进步引起部门产品相对价格变化的主要传导机制, 因此, 各国投入产出结构的差异会直接放大偏向型技术进步所引起的部门相对价格变化的幅度。由于穷国农业比富国农业更密集使用价值增加型要素, 而富国的服务业比穷国的服务业更密集使用服务品作为中间投入要素, 而且绝大多数国家都是农业技术进步最快而服务业技术进步最慢, 由此就导致穷国农产品相对价格比富国下降得更快, 而富国服务业产品相对价格比穷国上升得更快。因此, 通过投入产出结构差异的影响机制, 价格效应使得穷国的农业占比比富国下降得更快, 从而导致穷国的工业增加值占比与富国相比具有一个上升速度更快的驼峰型。此外, Duarte & Restuccia(2020)的研究也表明, 如果不同部门的投入产出结构存在差异性, 即使不存在技术进步差异, 需求驱动的结构变化机制也会通过这一机制导致不同产品的相对价格发生变化, 并由此导致服务业部门的产品价格相对于制造业上涨。

还有一些研究认识到劳动力市场摩擦和要素市场扭曲对经济结构变化路径的重要影响,

¹ Jones(2013)估计在总产出中, 中间产品的比重在很多国家都达到 50%, 尽管不同的行业存在差异。

因为经济结构转型中还存在一些以上机制都无法解释的现象,需要通过这一机制才能得到解释。例如,在经济结构转型初期,农业部门的就业占比总是远高于其产值或增加值占比,尽管在转型后期两者差距在不断缩小;而以产值和增加值占比衡量的结构转型速度要比以就业占比衡量的结构转型速度快得多。又如,转型初期农业部门的劳动收入份额和工资水平总是低于其他部门。经验数据显示,各部门间,特别是农业和非农业部门间的工资存在显著差异(Guilló et al, 2018; Herrendorf & Schoellman, 2018)。为了解释结构转型中部门产值和增加值占比结构变化与就业占比结构变化的不同步性以及其它一些经验事实,劳动力市场摩擦和要素市场的扭曲被认为是一种必须被考虑的重要机制(Buera & Kaboski, 2009)。劳动力市场摩擦和要素市场扭曲对经济结构转型的影响机制很容易被理解。由于劳动力市场摩擦和扭曲,劳动力无法在部门之间无成本地流动,从而会阻碍或者至少会延缓劳动力从低技术部门向高技术部门转移的进程,这种劳动力市场的摩擦由此就会导致部门之间出现工资差距,进而产生部门间劳动收入占比同增加值占比之间的差异及其变化的不同步性。Caselli & Coleman(2001)和Dennis & Iscan (2007)等通过分析劳动力转移成本对经济结构转型的影响发现,这一机制能够显著延迟就业占比结构的变化速度,并会导致部门间存在持续的工资差距。Swiecki(2013)和Alonso-Carrera & Raurich(2018)也都发现,劳动力市场扭曲和劳动力流动成本对部门间就业结构变化路径和部门增加值结构变化路径都有重要影响。不过,尽管劳动力市场摩擦和要素市场扭曲对经济结构转型的速度以及服务业就业占比的影响非常重要,但它并不影响经济结构长期变化的形状和趋势(Herrendorf et al, 2014)。

五、不同机制影响经济结构转型效应的大小

一旦认识到经济结构变化是众多因素和机制共同驱动和影响的结果,经济学者就开始探讨和分析不同国家在经济结构转型过程中,以及在经济结构转型的不同阶段中,究竟哪些因素和机制在起主导作用?不同因素和机制对经济结构变化的不同特征事实的解释能力有何差异?因此,这些成为近期文献最为关注的问题之一。在运用理论模型模拟实际经济结构变化过程时,由于现实经济中每个产业的产品都部分成为其他产业的中间投入要素,这使得实际数据中各产业的增加值和消费支出的数据同模型中产出和消费支出的数值在匹配上存在很大困难(Herrendorf et al, 2014)。因此,在实际研究中,大多数文献都用劳动力份额的数据来衡量经济结构变迁过程。

非位似型偏好驱动的收入效应和偏向型技术进步驱动的价格效应始终被认为是经济增长过程中引起结构变化的两种最主要的机制,这两种效应对结构转型过程的解释能力及其各

自作用大小最为学者所关注。Dennis & Iscan (2009)首先利用1800-2000年间长达两个世纪的数据, 分析了收入效应和价格效应在这一期间美国劳动力从农业向非农业转型过程中的作用, 其研究表明: (1) 以模型预测的非农部门劳动力份额年平均增长率占现实经济中这一份额的实际年平均增长率的比例来衡量, 收入效应和价格效应的解释力之和在1820-1900年间和1900-1950年间分别为84%和87%, 但1950-2000年间模型预测的非农部门劳动力份额增长率比实际高出13%; (2)在这三个时期中, 收入效应的解释力度都超过80%; 价格效应在前两个时期几乎没有解释力, 在1950-2000年间的解释力为26%, 其中1950-1960年间为12%, 1960-2000年间上升至38%; (3)无论是从非农部门劳动力份额的预测值同实际值之比来看, 还是从预测路径同实际路径的吻合程度来看, 收入效应在1950年之前的就业结构转型中都起着主导作用, 而价格效应在1950年之后的就业结构转型中起主导作用。Iscan(2010)分析了收入效应和价格效应在1900-2000年美国劳动力从工业向服务业转型中的作用, 他发现以模拟数据同实际数据的均方根误差衡量, 收入效应和价格效应能解释这一期间美国服务业劳动就业份额上升的2/3。Boppart (2014)分析了收入效应和价格效应对1946-2011年间美国商品和服务消费支出占比结构变化的解释力度, 根据模型构造的经济结构效应分解公式的估计结果: (1)如果把美国经济结构变化机制都归因为收入效应和价格效应, 那么1946年收入效应和价格效应的贡献率大约分别为56%和44%, 2011年则分别变为47%和53%; (2)收入效应和价格效应对战后美国经济结构变化的影响同等重要, 但随着收入增加所带来商品支出份额的下降, 收入效应的作用在不断下降, 价格效应的作用在逐渐上升。Swiecki(2017)详细考察了收入效应、价格效应、国际贸易效应和劳动力流动成本效应对1970-2005年间44个国家经济结构变化的影响, 他的数值模拟结果表明: (1)偏向型技术进步是驱动经济结构变化机制中最重要力量, 这一种机制能解释这44个国家中三个部门间劳动就业份额变化的43%, 它也是解释结构变化后期劳动力从制造业向服务业流动的唯一不可或缺的机制; (2)非位似偏好能解释44个国家中三个部门间劳动就业份额变化的27%, 它在经济结构早期变化阶段具有重要作用, 是解释早期农业劳动力流出的主要机制, 忽视非位似偏好的作用可能会高估农业发展对总体生产力的影响。综上所述, 收入效应在经济结构变化早期农业向工业和服务业的转型中作用比较大, 而价格效应则在后期制造业向服务业的转型中作用比较大。

正如前文所指出, 任何单一机制的结构变化模型都无法合理解释经济增长过程中的结构变化全过程。Iscan(2010)研究发现, 收入效应和价格效应仅能解释1900-2000年间美国服务业劳动就业份额上升的2/3, 其余的1/3需要由其他因素来解释。Buera & Kaboski(2009)也认为, 仅凭收入效应和价格效应无法解释经济结构变化的全部过程。一些研究估测了劳动力流

动成本和投入产出结构这两种因素在经济结构转型的作用。Berlingieri(2014)基于理论模型模拟的结果则表明，投入产出结构的变化能够解释美国1948-2002年间服务业就业增长的36%和制造业就业下降的25%。Kehoe et al(2018)基于一个两部门动态一般均衡模型的数值模拟表明，投入产出结构的引入能使得模型对1992-2012年间美国商品生产部门劳动力份额下降的解释力度从66.2%提高到86.1%（各部门产值增加之比相同）和99.2%（各部门的投入产出结构完全不同）。Sposi(2019)基于一般均衡分析框架的模拟结果表明，引入投入产出结构的差异能够解释1995-2011年间全球41个国家间制造业占比驼峰形状曲率差异的74%。由此可见，为了更好地解释制造业向服务业的转型，投入产出结构效应必不可少。Alonso-Carrera & Raurich(2018)构建了一个具有非位似偏好和劳动力流动成本的结构转型模型，其数值模拟结果显示，同没有劳动力流动成本相比，加入劳动力流动成本后，模型对1880-2000年间美国农业部门劳动力份额变化路径的解释力从94.9%提高到96.8%，对农业增加值份额变化路径的解释力从6.4%提高到88.9%。Swiecki(2017)研究则认为，虽然劳动力流动成本变化本身不能引起劳动就业结构的变化，但是，它能同收入效应机制和国际贸易机制等相互作用而影响结构变化路径。其模拟结果表明，如果去掉劳动力流动成本的影响，模型对1970-2005年间44个国家三部门间劳动就业份额变化路径的解释能力下降了35%。因此，就解释各国经济结构变化路径的差异性而言，劳动力市场摩擦是一种必不可少的机制。

比较优势带来的国际贸易效应对小国经济结构变化路径的作用必不可少。Uy et al(2013)研究发现，开放经济下的国际贸易效应对解释1971-2005年间韩国劳动力结构变化非常重要，加入开放经济假设能使得模型模拟的三个部门劳动力份额数据同实际数据的均方根误差从0.083下降到0.053，而农业、制造业和服务业劳动力份额的均方根误差则分别从0.10、0.079和0.062下降到0.059、0.037和0.060。当然，非位似偏好驱动的收入效应对于解释韩国的经济结构变化也非常重要，它能够使得模型模拟的均方根误差在封闭经济假设下从0.175下降到0.083，在开放经济假设下从0.122下降到0.053，且收入效应对于农业和服务业劳动力份额结构的变化更为重要，对制造业的影响不大。Swiecki(2017)的数值模拟结果发现，国际贸易效应能解释1970-2005年间44个国家三部门劳动就业份额变化路径的21%，且国际贸易机制对经济结构变化的影响在不同国家之间差异很大，它对加入全球经济一体化的小国特别重要；国际贸易机制还会同劳动力市场摩擦机制相互作用，且一旦存在国际贸易时，劳动力流动成本变化对于解释劳动力的配置具有重要作用。由此可见，开放经济和国际贸易机制对于解释小国的经济结构转型特别重要，特别是其制造业的变化特征就更为重要。

六、总结和评述

通过以上文献回顾和评述可以看出:首先,有关经济增长的动力和机制研究已经非常全面和成熟,增长理论目前的重点已经转变到长期增长过程中人口经济转型和经济结构变迁等方面。其次,在理论研究方面,现有文献对推动经济增长和结构转型的主要因素已有非常充分和全面的研究,对于经济增长如何影响经济结构变化的机制也有透彻研究。文献中所阐述的理论同经济增长的卡尔多事实和经济结构变迁的库兹涅茨事实也很吻合。在实证研究方面,现有文献已经研究了不同机制在各国经济从农业向工业转型以及工业向服务转型中的贡献,并探究了哪些因素对经济结构变化的不同阶段起其主要作用。但是,关于经济增长和经济结构转型,还存在一些很重要的问题有待于进一步研究,这些问题也正是这一领域的研究前沿,它对指导各国经济发展以及解决中国现实经济问题都具有重要意义。概括起来主要包括以下两个方面:

第一,尽管现有文献已经对不同机制在影响经济结构变化的不同阶段中的作用有一些研究,但结论并不是很明确。特别是,还很少有文献能在同一个模型中,对三次产业在消费支出份额、产出或增加值份额,以及劳动就业份额这三种结构变化路径做出统一的解释,而能够在同一个模型具体地分解出不同机制对这三种结构变化路径的影响效应的研究文献就更少;不同文献对不同机制对结构变化影响效应相对大小的结论更缺乏一致性。另外,关于产业内部不同行业间的结构变化特征,尽管已有不少文献关注过,但还没有一个明确统一的结论,还仍是一个有待于研究的问题。第二,关于经济结构变化如何影响经济增长的文献还很少,更没有能被普遍认可的结论。尽管经验研究已经注意到第三产业占比同经济增长率之间存在负相关关系(Echevarria, 1997; Moro, 2015),也有最新的文献正在讨论这一问题(Len-Ledesma & Moro, 2020),但对于结构变化如何影响经济增长的理论研究文献还不多,结构变化是否以及如何影响经济增长还没有定论,其影响机制更是未知。Baumol(1967)曾认为服务业占比的提高会降低经济增长的动力,但对于第三产业的技术进步为什么更低,以及产业结构变化是否会影响、如何影响三次产业的技术进步及其方向,现有文献基本没有研究。更一般地说,关于第一、二、三产业实际增长率和技术进步之间的相互关系及其互动机制如何,目前还很少有文献研究,对这些问题的研究也是理解经济结构变化如何影响经济增长的关键。以上这些问题的研究,对于理解和预测我国未来经济增长和结构变化的关系,以及我国长期经济增长的速度和趋势,都具有重要的理论和现实意义,对于指导我国的长期发展战略和产业支持政策,更具有重要的现实指导作用。

参考文献

- [1] Acemoglu, D.(2003), “Patterns of skill premia”, *Review of Economic Studies* 70(2):199-230.
- [2] Acemoglu, D. & V.Guerrieri(2008), “Capital deepening and nonbalanced economic growth”, *Journal of Political Economy* 116(3):467-498.
- [3] Acemoglu, D. et al (2002), “Distance to frontier, selection, and economic growth”, NBER Working Paper 9066.
- [4] Acemoglu, D. et al(1997), “Was Prometheus unbound by chance? Risk, diversification and growth”, *Journal of Political Economy* 105(4):709-751.
- [5] Acemoglu, D. et al(2015), “State capacity and economic development: A network approach”, *American Economic Review* 105(8):2364-2409
- [6] Aghion, P. & P.Howitt(1992), “A model of growth through creative destruction”, *Econometrica* 60(2):323-351.
- [7] Aghion, P. et al(1999), “Inequality and economic growth: The perspective of the new growth theories”, *Journal of Economic Literature* 37(4):1615-1660.
- [8] Alder, S.T. et al(2019), “A theory of structural change that can fit the data”, No.13469, CEPR Discussion Papers.
- [9] Alonso-Carrera, J. & X.Raurich (2018), “Labor mobility, structural change and economic growth”, *Journal of Macroeconomics* 56(C):292-310.
- [10] Alvarez-Cuadrado, F. et al(2017), “Capital-labor substitution, structural change and growth”, *Theoretical Economics* 12(3):1229-1266.
- [11] Alvarez-Cuadrado, F. & M.Poschke (2011), “Structural change out of agriculture: Labor push versus labor pull”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 3(3):127-158.
- [12] Alvarez-Cuadrado, F. et al(2018), “Capital-labor substitution, structural change and the labor income share”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 87(C):206-231.
- [13] Banerjee, A. & A.F.Newman(1993), “Occupational choice and the process of development”, *Journal of Political Economy* 101(2):274-298.
- [14] Barro, R.J.(1990), “Government spending in a simple model of endogenous growth”, *Journal of Political Economy* 98(5):S103-S125.
- [15] Baumol, W.J.(1967), “Macroeconomics of unbalanced growth: The anatomy of urban crisis”, *American Economic Review* 57(3):415-426.

- [16] Becker, G.S. & R.J.Barro(1988), "A reformulation of the economic theory of fertility", *Quarterly Journal of Economics* 103(1):1-25.
- [17] Berlingieri, G.(2014), "Outsourcing and the rise in services", CEP Discussion Paper, No.1199, London School of Economics.
- [18] Betts, C. et al(2017), "Trade, reform, and structural transformation in South Korea", *IMF Economic Review* 65(4): 745-791.
- [19] Bhattacharya, J. & S.Chakraborty(2012), "Fertility choice under child mortality and social norms", *Economic Letter* 115(3):338-341.
- [20] Bhattacharya, J. & S.Chakraborty(2017), "Contraception and the demographic transition", *Economic Journal* 127(606):2263-2301.
- [21] Bloom, D.E. & J.D.Sachs(1998), "Geography, demography, and economic growth in Africa", *Brookings Papers on Economic Activity* 1998(2):207-295.
- [22] Boppart, T.(2014), "Structural change and the Kaldor facts in a growth model with relative price effects and non-Gorman preferences", *Econometrica* 82(6):2167-2196.
- [23] Buera, F.J. & J.P.Kaboski(2009), "Can traditional theories of structural change fit the data?", *Journal of the European Economic Association* 7(2-3):469-477.
- [24] Caselli, F. & W.J.Coleman(2001), "The U.S. structural transformation and regional convergence: A reinterpretation", *Journal of Political Economy* 109(3):584-616.
- [25] Cervellati, M. & U.Sunde(2015), "The economic and demographic transition, mortality, and comparative development", *American Economic Journal: Macroeconomics* 7(3):189-225.
- [26] Chatterjee, H. & T.Vogl(2018), "Escaping Malthus: Economic growth and fertility change in the developing world", *American Economic Review* 108(6):1440-1467.
- [27] Comin, D. et al(2019), "Structural change with long-run income and price effects", NBER Working Paper, No.21595.
- [28] Clark, C.(1940), *The Conditions of Economic Progress*, MacMillan.
- [29] D'Albis, H. et al(2018), "Development, fertility and childbearing age: A unified growth theory", *Journal of Economic Theory* 177(3):461-494.
- [30] Deaton, A. & J.Muellbauer(1980), *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press.
- [31] Dennis, B. & T.Iskan(2007), "Productivity growth and agriculture out-migration in the united states", *Structural Change and Economic Dynamics* 18(1):52-74.

- [32] Dennis, B. & T.Isca(2009), “Engel versus Baumol: Accounting for structural change using two centuries of U.S. data”, *Explorations in Economic History* 46(2):186-202.
- [33] Doepke, M.(2005), “Child mortality and fertility decline: Does the Barro-Becker model fit the facts ?”, *Journal of Population Economic* 18(2):337-366.
- [34] Duarte, M. & D.Restuccia(2010), “The role of the structural transformation in aggregate productivity”, *Quarterly Journal of Economics* 125(1):129-173.
- [35] Duarte, M. & D.Restuccia(2020), “Relative prices and sectoral productivity”, *Journal of the European Economic Association* 18(3):1400-1443.
- [36] Echevarria, C.(1997), “Changes in sectoral composition associated with economic growth”, *International Economic Review* 38(2):431-452.
- [37] Eckstein, Z. et al(1999), “A quantitative analysis of Swedish fertility dynamics: 1751-1990”, *Review of Economic Dynamics* 2(1):137-165.
- [38] Edgerton, R.B.(1992), *Sick Societies: Challenging the Myth of Primitive Harmony*, Free Press.
- [39] Fisher, A.G.(1939), “Production, primary, secondary and tertiary”, *Economic Record* 15(1):24-38.
- [40] Fourastie, J.(1949), *Le Grand Espoir du XX`eme Si`ecle*, Paris: PUF.
- [41] Futagami, K. & K.Konishi(2019), “Rising longevity, fertility dynamics, and R&D-based growth”, *Journal of Population Economics* 32(2):591-620
- [42] Gabardo, F.A. et al(2017), “The incorporation of structural change into growth theory: A historical appraisal”, *Economia* 18(3):392-410.
- [43] Galor, O.(2005), “From stagnation to growth: Unified growth theory”, In: P.Aghion & S.Durlauf(eds), *Handbook of Economic Growth*, Vol.1, Amsterdam: Elsevier.
- [44] Galor, O. & D.Weil(1996), “The gender gap, fertility, and growth”, *American Economic Review* 86(3):374-387.
- [45] Galor, O. & D.Weil (1999), “From Malthusian stagnation to modern growth”, *American Economic Review* 89(2):150-154.
- [46] Galor, O. et al(2009), “Inequality in landownership, the emergence of human-capital promoting institutions, and the Great Divergence”, *Review Economic Studies* 76(1):143-179.
- [47] Galor, O. & D.N.Weil(2000), “Population, technology and growth: From the Malthusian regime to the demographic transition”, *American Economic Review* 110(4):806-828.
- [48] Gollin, D. et al(2002), “The role of agriculture in development”, *American Economic Review* 92(2):160-164.

- [49] Gollin, D. et al(2007), "The food problem and the evolution of international income levels", *Journal of Monetary Economics* 54(4):1230-1255.
- [50] Grossman, G. & E.Helpman(1991), *Innovation and Growth in the World Economy*, MIT Press.
- [51] Grossman, G. & E.Lai(2004), "International protection of intellectual property", *American Economic Review* 94(5): 1635-1653.
- [52] Guillo, M.D. et al(2011), "A unified theory of structural change", *Journal of Economic Dynamics and Control* 35(9):1393-1404.
- [53] Herrendorf, B. et al(2013), "Two perspectives on preferences and structural transformation", *American Economic Review* 103(7):2752-2789.
- [54] Herrendorf, B. et al(2014), "Growth and structural transformation", In: P.Aghion & S.Durlauf(eds), *Handbook of Economic Growth*, Amsterdam: Elsevier.
- [55] Herrendorf, B. et al(2015), "Sectoral technology and structural transformation", *American Economic Journal: Macroeconomics* 7(4):104-133.
- [56] Herrendorf, B. et al(2018), "Structural change in investment and consumption: A unified approach", NBER Working Paper, No.24568.
- [57] Herrendorf, B. & T.Schoellman(2018), "Wages, human capital, and barriers to structural transformation", *American Economic Journal: Macroeconomics* 10(2):1-23
- [58] Herrendorf, B. et al(2019), "Growth and the Kaldor facts", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 101(4): 259-276.
- [59] Howitt, P.(2000), "Endogenous growth and cross-country income differences", *American Economic Review* 90(4): 829-846.
- [60] Houthakker, H.S.(1987), "Engel curve", In: J. Eatwell, M. Milgate & P. Newman(eds), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Macmillan.
- [61] Iscan, T.(2010), "How much can Engel's law and Baumol's disease explain the rise of service employment in the United States?", *The BE Journal of Macroeconomics* 10(1):1-43.
- [62] Jones, L.E. & R.E.Manuelli(1997), "The sources of growth", *Journal of Economic Dynamics and Control* 21(7):75-114.
- [63] Jorgenson, D.W.(1961), "The development of a dual economy", *Economic Journal* 71(282):309-334.
- [64] Kaldor, N.(1961), "Capital accumulation and economic growth", In: F.A.Lutz and D.C.Hague(eds), *The Theory of Capital*, New York: St. Martin's.

- [65] Kehoe, J. et al(2018), “Global imbalances and structural change in the United States”, *Journal of Political Economics* 126 (2):761-796.
- [66] Kogel, T. & A.Prskawetz(2001), “Agricultural productivity growth and escape from Malthusian trap”, *Journal of Economic Growth* 6(4):337-357.
- [67] Kongsamut, P. et al(2001), “Beyond balanced growth”, *Review of Economic Studies* 68(4):869-882.
- [68] Kuznets, S.(1971), *Economic Growth of Nations*, Harvard University Press.
- [69] Lagerlof, N.(2003), “From Malthus to modern growth: Can epidemics explain the three regimes”, *International Economic Review* 44(2):361-800.
- [70] Laitner, J.(2000), “Structural change and economic growth”, *Review of Economic Studies* 67(3):545-561.
- [71] Landes, D.S.(1998), *The Wealth and Poverty of Nations*, New York: Norton & Co.
- [72] Lappegard, T. & M.Ronsen(2005), “The multifaceted impact of education on entry into motherhood”, *Europe Journal of Population* 21(1):31-49.
- [73] Len-Ledesma, M. & A.Moro(2020), "The rise of services and balanced growth in theory and data", *American Economic Journal: Macroeconomics* 12(4):109-146.
- [74] Lewis, W.A.(1954), “Economic development with unlimited supplies of labor”, *Manchester School of Economic and Social Studies* 22(2):139-191.
- [75] Lucas, R.(1988), “On the mechanics of economic development”, *Journal of Monetary Economics* 22(1):3-42.
- [76] Lucas, R.(2002), *The Industrial Revolution: Past and Future*, Harvard University Press.
- [77] Madsen, J. & H.Strulik(2020), “Testing unified growth theory: Technological progress and the child quantity-quality tradeoff”, *Center for European, Governance and Economic Development Research Discussion Papers*, No.393.
- [78] Matsuyama, K.(1992), “Agricultural productivity, comparative advantage, and economic growth”, *Journal of Economic Theory* 58(2):317-334.
- [79] Matsuyama, K.(1999), “Growing through cycles”, *Econometrica* 67(2):335-348.
- [80] Matsuyama, K.(2009), “Structural change in an interdependent world: A global view of manufacturing decline”, *Journal of the European Economic Association* 7(2-3):478-486.
- [81] Miller, A.(2009), “Motherhood delay and the human capital of the next generation”, *American Economic Review* 99(2):154-158.
- [82] Moro, A.(2015), “Structural change, growth, and volatility”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 7(3): 259-294.

- [83] Ngai, L.R. & C.A.Pissarides(2007), “Structural change in a multi-sector model of growth”, *American Economic Review* 97(1):429-443.
- [84] Neuss, L.V.(2019), “The drivers of structural change”, *Journal of Economic Surveys* 33(1):309-349.
- [85] Olsson, O. et al(2005), “Biogeography and long-run economic development”, *European Economic Review* 49(4): 909-938.
- [86] Osafo-Kwaako, P. & J.Robison(2013), “Political centralization in pre-colonial Africa”, *Journal of Comparative Economics* 41(1):6-21.
- [87] Park, S.(1998), “Transitional dynamics of structural changes”, *Seoul Journal of Economics* 11(5):75-99.
- [88] Ranis, G. & J. C.H.Fei(1961), “A theory of economic development”, *American Economic Review* 51(4):533-565.
- [89] Rao, V.K.R.V.(1952), “Investment, income and the multiplier in an underdeveloped Economy”, *Indian Economic Review* 1(1):55-67.
- [90] Romer, P.(1986), “Increasing returns and long-run growth”, *Journal of Political Economy* 94(5):1002-1037.
- [91] Romer, P.(1990), “Endogenous technological change”, *Journal of Political Economy* 98(5):S71-S102.
- [92] Skaperdas, S.(1992), “Cooperation, conflict, and power in the absence of property rights”, *American Economic Review* 82(4):720-739.
- [93] Solow, M.(1956), “A contribution to the theory of economic growth”, *Quarterly Journal of Economics* 70(1): 65-94.
- [94] Sposi, M.(2019), “Evolving comparative advantage, sectoral linkages, and structural change”, *Journal of Monetary Economics* 103(1):75-87.
- [95] Strulik, H.(2017), “Contraception and development: A unified growth theory”, *International Economic Review* 58(2):561-584.
- [96] Swiecki, T.(2017), “Determinants of structural change”, *Review of Economic Dynamics* 24(3):95-131.
- [97] Syrquin, M.(1988), “Patterns of structural change”, In: H.Chenery & T.Srinivasan(eds), *Handbook of Development Economics*, Amsterdam: North Holland.
- [98] Tamura, R.F.(2002), “Human capital and the switch from agriculture to industry”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 27(2):207-242.
- [99] Tasiran, A.(1995), *Fertility Dynamics: Spacing and Timing of Births in Sweden and the United States*, Amsterdam: Elsevier.
- [100] Teignier, M.(2018), “The role of trade in structural transformation”, *Journal of Development Economics*

130(C):45-65

[101] Uy, T. et al(2013), “Structural change in an open economy”, *Journal of Monetary Economics* 60(6):667-682.

[102] Van Zon, A. & J.Muysken(2001), “Health and endogenous growth”, *Journal of Health Economics* 20(2):169-185.

[103] Véliz, C.(1994), *The New World of the Gothic Fox: Culture and Economy in English and Spanish America*.
University of California Press, Berkeley.

[104] Wolfe, M.(1955), “The concept of economic sectors”, *Quarterly Journal of Economics* 69(3):402-420.

[105] Yang, X. & J.Borland(1991), “A microeconomic mechanism for economic growth”, *Journal of Political Economy* 99(3):460-482.

Economic Growth and Economic Structure Change: A survey

WANG Dihai^a, LI Xiawei^a and GONG Liutang^b
(a Fudan University, Shanghai, China; b Peking University, Beijing, China)

Abstract: Economic growth and structure change is one of the most important topics in economic theory. This paper summarizes the typical facts and empirical rules on growth and structure change, reviews various theories on drivers of economic growth and structure change, and comments the relationship of various theories in the literature. The paper concludes that while there exists the persistent stable economic growth in the aggregate in the long run by the drivers of factors accumulation, technology progress and institutions change, the unbalanced growth rate of agricultural sector, industrial sector and service sector has to led to the economic structure change, and unbalanced sectoral growth changes the structure through four determinants and forces: changes of income, changes in relative sectoral prices, changes in input—out linkages, and globalization and trade.

Keywords: Economic growth; balanced growth; unbalanced growth; structure change

银行业联合授信制度制约企业的 非效率投资了吗？——基于沪深 A 股公司的分析

黄飞鸣¹ 童 婵²

【摘 要】银保监会出台联合授信管理制度旨在抑制企业过度融资行为，提高资金使用效率。为检验该制度是否达到预期效果，本文采用 2014-2018 年沪深 A 股上市公司样本，运用非平衡面板数据回归实证考察联合授信机制对企业非效率投资的影响，发现联合授信对企业的非效率投资（包含投资不足和投资过度）呈现显著抑制效应，其中联合授信对投资过度的抑制效应最大；进一步研究发现，相较于国有、大规模、低负债、高盈利等异质属性的企业，联合授信对非国有、小规模、高负债、低盈利等属性企业的非效率投资（尤其是投资过度）抑制效应更为显著。

【关键词】 联合授信；非效率投资；投资过度

一、引言

投资活动是企业的重要财务活动之一，投资效率与企业的业绩和未来发展密切相关。非效率投资表现为投资不足和投资过度，均会降低企业的绩效和价值。近几年来我国企业通过多头授信、过度授信、过度担保等方式获得银行融资后进行盲目对外投资，不仅使企业杠杆率过高，投资效率下降，而且使社会资金没有得到有效利用，风险积聚，也引起了监管部门的高度关注。在金融严监管、去杠杆背景下，监管部门为引导金融资源“脱虚向实”，支持实体经济，推出了联合授信政策³，其目的是有效遏制企业多头授信、过度融资、提高资金使用效率，因此，深入探讨联合授信对企业投资效率的影响，对于优化金融资源配置具有重要的意义。

最初的 MM 理论认为，在完备的资本市场中，企业的融资决策和投资决策是完全分离的，负债与公司价值无关；而修正的 MM 理论认为，负债与企业价值存在相关关系。由于目前我国市场机制并不成熟，企业投融资方式也不丰富，在目前资本市场尚不完善和经济结

¹ 黄飞鸣（通讯作者），江西财经大学金融学院教授、博士生导师；

² 童婵，江西财经大学金融学院。

³ 2018 年 5 月 22 日中国银保监会制定了《银行业金融机构联合授信管理办法（试行）》进行了规范约束。银行业金融机构联合授信是指超过 3 家以上的银行业金融机构向同一家企业（集团）提供债务融资的情况。

构面临转型升级的背景下,影响投资效率的因素不仅有企业的成长机会,还包括企业的现金流。目前我国企业的投资效率出现两极分化的状态:一是中小企业由于融资渠道不足,融资能力较弱,在面对优质投资机会时会由于资金限制而错失投资机会,导致投资不足;二是有较强融资能力的大企业容易因资金充裕而出现非理性的过度投资行为。由于企业的融资行为与投资行为休戚相关,融资为企业带来资金,投资则是企业使用资金。企业融资通过公司治理这一传导路径影响企业投资,而银行对企业核定授信的数量直接影响企业所获得融资的多少,进而对企业的投资决策产生影响。因此,合理授信对金融体系的良性发展和实体企业投资效率的提升均有重要意义。

早在2011年温州企业危机时联合授信机制就被提上日程,2013年7月,温州26家银行业分支机构共同签署了《温州市银行业防控多头授信过度授信自律公约》,明确了多头授信、过度授信的定义和认定标准,规范了异地授信业务,推行了授信主办行制度等内容。2013年9月浙江省银行业协会在温州、绍兴、杭州等地开展企业授信总额主办行管理试点(2014年11月将试点推广到除宁波以外的浙江省辖内企业),同年江苏银监局也先后在常州、泰州、镇江等七市开展企业授信总额联合管理试点,以及2016年河南银监局在全省推行银行业债权人委员会制度¹等,都是“联合授信管理机制”在全国范围内的具体尝试。由于联合授信制度的推出尚属实践的探索阶段,其效果在理论界并未进行充分论证,也缺少有效数据加以检验,同时在实施效果上还涉及诸多具体操作问题,基于此,本文以2014-2018年中国沪深两市A股上市公司的数据为研究样本,在MM理论的基础上构建联合授信对企业非效率投资影响的理论模型,研究联合授信作为一种授信管理机制对企业投资效率的具体影响,并进一步探讨联合授信如何对企业非投资效率产生影响。本文的主要工作是:实证检验联合授信对微观企业非效率投资(含投资过度及投资不足)的约束效应,并进一步探讨这种约束效应对不同产权属性、盈利水平、负债水平以及资产规模企业的非效率投资所产生的效果差异,从微观视角研究联合授信对企业投资效率的影响,延续和深化了银行授信政策与企业投融资政策关系的研究内容,丰富企业投融资行为相关的经验证据,为企业投融资影响因素研究提供了新的视角。本文将理论与实证检验相结合,通过在银企关系之下联合授信对非效率投资影响的研究,揭示联合授信机制与企业投资行为的关系,使研究更加符合中国现有国情及监管背景,为银行合理分配信贷资金、减少企业非效率投资提供了一条有效路径。

¹ 2016年3月,河南银监局发布《关于在全省银行业推行债权人委员会制度的通知》,对于在3家(含)以上银行业金融机构进行债务融资,债务规模在3亿元及以上的客户,均要成立债权人委员会,并明确债委会信息共享、联合授信、共同进退、风险共防、集体磋商等五大工作机制。2016年下半年,河南银监局将试点范围扩大到全省范围内3家以上债权银行授信规模在1亿元至3亿元之间的企业。

二、文献综述

现代企业经营中投资行为对企业成长发展至关重要,但在实际投资时常常出现企业管理者不按照股东价值最大化、而是以管理者私人收益最大化的决策标准选择投资项目,即进行非效率投资(Inefficient Investment)决策。这些非效率投资主要表现为投资不足与投资过度两种形式。投资不足致使资金闲置,企业成长缓慢;投资过度会导致大量资本沉淀在产能过剩领域,造成资源和生产要素浪费。关于非效率投资影响的研究领域,一些学者的既有研究成果为本文研究假设的提出及研究模型的设计提供了理论支撑。

(一) 企业的非效率投资

由于现实中公司内部经理人与股东、债权人之间存在委托代理问题、信息不对称、融资约束等情形,使得企业的对外投资往往偏离最优投资价值水平。关于非效率投资的量化研究从 Fazzari *et al.* (1988) 提出投资-现金流敏感性模型开始,其将企业内部融资与外部融资成本存在差异的现象定义为融资约束,并使用该模型度量投资过度;之后 Vogt (1994) 提出投资-现金、成长机会模型;Hovakimian & Titman (2006) 通过构建基于企业成长机会的投资支出函数作为最优投资支出;Richardson (2006) 通过构建包括成长机会和财务约束因素的投资模型,用模型残差对企业非效率投资进行量化。

关于非效率投资的影响研究,已有文献从不同角度论证非效率投资与企业价值的反向关系。罗明琦和宋常(2014)研究发现由于融资约束、代理成本等因素存在,企业投资往往偏离最优水平,造成企业价值下降。胡园(2016)发现无论投资过度还是投资不足都损害了企业价值,但相对于投资过度行为来说,投资不足对企业的伤害更大。申瑞芳(2017)选取2012-2015年我国沪深上市公司为样本,分析了CFO财务执行力、投资效率和企业市场价值三者关系,发现企业非效率投资越低,企业价值提升越快。

关于非效率投资的制约因素研究,Marc & Luc (2001)研究发现投资对现金流的依赖性受到所有权结构的影响。唐雪松等(2009)研究发现现金股利、举债可有效制约我国上市公司投资过度行为,但独立董事并未发生作用。Biddle *et al.* (2009)发现高质量会计信息可有效抑制投资不足和投资过度。

(二) 授信对企业投资效率的影响

关于授信与企业投资效率之间的关系研究,理论界有不同的研究结论。Boot *et al.* (2000)研究发现银行授信会降低委托代理问题。Jimenez *et al.* (2009)和Sufi (2009)发现银行授信会通过资产替代、过度负债和管理层私人利益三个渠道加重委托代理问题,从而降低企业

投资效率。Demiroglu *et al.* (2012)、刘婷和郭丽虹 (2015) 等人通过实证方法研究发现银行对授信企业不能完全地监督和了解, 因此企业可能利用所获得的授信资金进行过度投资, 从而降低了投资效率。罗党论和应千伟等 (2012) 进一步分析了授信额度的“过度投资效应”和授信额度的“缓解融资约束效应”, 发现授信有助于缓解融资约束, 提高投资效率, 但在融资约束越小、公司治理质量越差、政企关系越强的企业中, 授信额度的利用效率越低。Chava & Roberts (2008) 认为债权人可以在制定公司投资政策方面发挥作用。Mariano *et al.* (2015) 进一步发现债权人对投资决策的影响可能相当复杂, 因为债权人可以帮助塑造公司的投资政策, 即使这意味着支持股东和管理者的行动。Li *et al.* (2020) 发现在微观经济层面上, 相较于股票市场以及商业信用对非效率投资的促进作用, 银行授信在配置金融资源方面更有效率。

现有研究多从银行与企业两者之间关系角度探讨授信对企业投资效率的影响, 而未进一步探讨当多家银行同时对一家企业授信时, 银企之间、银行之间更为错综复杂的关系将对企业投资效率产生何种影响。虽然我国监管机构推出联合授信政策的时间尚短, 但关于联合授信的实践在 2013 年就开始了, 目前国内外尚无关于联合授信对企业投资效率影响效应的相关研究, 依据前述文献的研究脉络, 本文首次引入联合授信变量并就该领域进行了研究探索, 探究联合授信对企业非效率投资产生何种影响。本文的结构安排如下: 第一部分是引言, 第二部分是文献综述, 第三部分是研究设计, 第四部分是研究联合授信对企业非效率投资的约束效应, 第五部分是基于企业异质性视角分析联合授信对企业非效率投资的约束效应, 最后是研究结论。

三、研究设计

(一) 研究假设

联合授信归根结底是银行向企业提供债权融资, 而目前关于债权融资影响企业投资行为的研究在学界主要有两种理论: 一种理论认为, 债权融资带来债权人与股东利益之间的冲突, 引发资产替代问题 (Jensen & Meckling, 1976) 当企业存在“两权分离”时, 会产生委托代理问题, 进而引发代理成本的出现。其中经理人与股东利益是否一致将对投资效率产生影响, 当经理人选择能够使股权价值最大化但是会减少企业价值的投资项目, 其结果必然使债权融资价值下降, 产生投资过度的问题; 当经理人在投资决策时放弃那些能够增加企业价值 (主要由于债权融资价值构成) 而减少企业股权价值的项目, 则会产生投资不足的问题 (Myers, 1977)。按照股东-债权人利益冲突理论, 债权融资可能会引发非效率投资问题。另一种理论

则将债权融资视为公司的治理工具之一，具有控制和监管的作用（Harris & Raviv，1990）。债务赋予债权人在企业现金流量不足时强迫对其清算，债权融资的相机治理机制将减少由于股东和经理人之间冲突导致的非效率投资问题。

在联合授信机制中，各参与银行共同收集和交叉验证企业信息，协商确定授信总额、设置企业融资风险预警线，并按照协议向企业提供融资。联合授信在减少银企之间信息不对称的同时，对融资企业的对外投资行为也具有管理和约束作用。通过联合授信对企业的银行授信总量进行控制，使企业的外部债权融资保持在企业经营所需的合理范畴，减少企业经理人因企业拥有过于充裕的资金而引发投资过度风险；当企业经理人基于自身利益选择风险大的投资项目时，联合授信的参与银行将通过授信约束等管理措施使企业放弃投资于 NPV 为负等损害债权人利益和降低企业价值的项目。因此提出假设 1。

假设 1：联合授信对非效率投资具有显著的抑制效应。

对于投资过度，基于债权融资契约约定还本付息的强制性（Jensen，1976），企业举借债务能够有效约束投资过度（唐雪松等，2007）；对于投资不足，Myers & Majluf（1984）发现因外部融资成本过高，企业会减少融资并造成投资不足，李珣和周颖（2009）发现短期债务可缓解因股东与债权人冲突造成的投资不足。

联合授信根据企业实际经营的资金缺口对企业核定授信总量，可见联合授信对企业经营过程中的合理资金需求并不限制，在此背景下，投资不足更多是由于企业自身经营及财务状况、发展规划、企业管理等原因而失去有价值的投资机会所致；而企业投资过度往往与过度融资紧密相关，联合授信机制就是为解决企业过度融资问题而建立，通过银行之间信息共享以及银企协议掌握并有效监督企业对外投资行为，进而有效抑制过度投资，由此可见联合授信对投资过度的抑制效应相比投资不足更为显著。因此提出假设 2。

假设 2：联合授信对投资过度的抑制效应大于投资不足。

现有研究从会计稳健性（Biddle *et al.*，2009）、债务期限结构（Childs *et al.*，2005）、股权集中度（徐莉萍等，2006）等企业异质性视角分析对非效率投资的不同影响效果。同样，联合授信对非效率投资的影响效果也受到企业异质性的影响；从企业产权属性看，国有企业相较于非国有企业风险较小，其对外投资较多承担的是政治任务和社会责任（Shleifer & Vishny，1994），因此，银行在对国有企业的授信核定时风险容忍度相对较高，对国有企业的融资约束相对较小，对其非效率投资的抑制效应也相应较小；相反，非国有企业在获取外部融资时，联合授信更多地考虑企业自身的实际资金需求及风险承受能力，通常盈利能力强、成长性好、流动性强、规模大的企业，更能得到外部融资机构的认可，从而有利于拓宽其融

资渠道, 增强融资能力, 因而联合授信对该类企业的非效率投资的作用不显著; 但当企业自身盈利能力弱、负债率高、规模小, 则多存在抗风险能力弱、涉足产能过剩行业、融资过度等问题, 导致其外部融资渠道较少, 融资约束较强, 联合授信对其非效率投资的抑制效应则更为显著。基于以上分析, 提出如下假设 3:

假设 3: 联合授信对不同企业非效率投资的影响存在异质性。

(二) 样本数据来源与筛选

本文以沪深 A 股上市企业为研究样本, 首先运用理查德森 (Richardson) 的残差度量模型对非效率投资进行度量, 然后构建面板数据回归就联合授信对企业非效率投资的约束效应进行研究。

本文的数据均来自 WIND 数据库, 并经过相应的计算和整理得到。样本选自 2014-2018 年沪深 A 股上市企业, 由于 A 股上市公司家数较多, 于是通过 Excel 软件对下述 5 种情况的样本进行了筛选和处理。(1) 剔除了被 ST、ST*或 PT 类处理的企业; (2) 剔除了关键变量数据严重缺失的企业; (3) 剔除了数据明显异常的企业, 如企业资产负债率大于 100%, 或企业绩效为负; (4) 剔除了金融类上市企业; (5) 剔除了 2013 年之后上市的企业。最终得到 5007 个可用样本, 为非平衡面板数据。

(三) 变量选择与定义

1. 被解释变量。本文选取非效率投资 (*Invest*)、投资过度 (*Over-invest*)、投资不足 (*Under-invest*) 为被解释变量。

非效率投资是指企业的实际投资支出与最优投资水平不一致的行为。本文借鉴理查德森 (Richardson) 的投资残差模型对企业投资效率进行度量, 该模型主要用实际投资率偏离最优投资率的程度来识别企业过度投资; 通过先估算企业正常的资本投资水平, 然后以模型残差值的绝对值作为投资效率的代理变量来考察企业的投资效率水平。具体模型设定如下所示:

$$\begin{aligned}
 INV_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 INV_{i,t-1} + \alpha_2 GROWTH_{i,t-1} + \alpha_3 CASH_{i,t-1} + \alpha_4 LEV_{i,t-1} + \\
 & \alpha_5 AGE_{i,t-1} + \alpha_6 ROA_{i,t-1} + \alpha_7 SIZE_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_i
 \end{aligned}
 \quad (1)$$

式 (1) 中各变量含义如下: INV_{it} 表示公司 i 在 t 年的资本投资量, 计算公式为 (当年构建固定资产、无形资产和长期资产净增值) / 年初年末平均总资产; $INV_{i,t-1}$ 表示公司 i 在 $t-1$ 年的资本投资量; $GROWTH_{i,t-1}$ 表示公司在 $t-1$ 年的成长机会, 本文用营业收入增长

率计算； $CASH_{i,t-1}$ 表示公司 i 在 $t-1$ 年的现金持有水平，用（现金+短期投资或交易性金融资产）/总资产来表示； $LEV_{i,t-1}$ 为公司 i 在 $t-1$ 年的资产负债率； $AGE_{i,t-1}$ 为上市公司 i 在 $t-1$ 年的年龄，用上年末公司成立年数的自然对数表示； $ROA_{i,t-1}$ 为公司 i 在 $t-1$ 年的总资产报酬率； $SIZE_{i,t-1}$ 为公司 i 在 $t-1$ 年的资产规模，用总资产的自然对数表示； μ_i 为不随时间变化的不可观测的个体异质性， $\alpha_1, \dots, \alpha_7$ 为系数估计量， ε_i 随机干扰误差项。

对模型回归的随机误差项 ε_i 即为实际投资偏离理想的投资水平部分， $\varepsilon_i > 0$ 则表明企业存在投资过度（*Over-invest*）；若 $\varepsilon_i < 0$ 则表明企业存在投资不足（*Under-invest*）； ε_i 趋向于零，企业的投资越有效。用 $|\varepsilon_i|$ 来表示企业的非效率投资（*Invest*）， $|\varepsilon_i|$ 值越小，企业的非效率投资越少，投资越有效。

由于本文选取的是面板数据，面板数据进行估计之前，需要对模型的类型进行筛选。Hausman 检验用于判断是选择固定效应还是随机效应；F 检验用于判断模型是选择固定效应还是混合效应。运用 Stata 软件对式（1）进行参数估计，并将 Hausman 检验和 F 检验结果整理至表 1。

表 1 Hausman 检验与 F 检验

Hausman 检验	系数
Chi-square test value	44.49
P-value	0.000
F 检验	系数
F test Value	11.22
P-value	0.000

F 检验对应的 p 值小于 0.05，故应拒绝混合效应的原假设，说明应选择固定效应。Hausman 检验的 p 值也小于 0.05，故应拒绝随机效应优于固定效应的原假设，因此本文运用含 Robust 稳健估计的个体固定效应模型对投资效率进行度量。

2. 核心解释变量。本文选取联合授信的虚拟变量（*UC*）为核心解释变量，该虚拟变量主要基于联合授信的产生背景和数据的可得性两方面考虑进行设置。

联合授信最开始在 2011 年温州企业危机时当地银行业自发组织建立的模式，后于从 2013 年开始浙江、江苏等地区由当地银行业协会牵头试点，并于 2014 年将联合授信实践经验迅速推广复制至全国多个地区；在 2015 年银监会和发改委才有正式文件出台，印发《关于银行业支持重点领域重大工程建设的指导意见》，要求推进当地银行业协会牵头探索大额授信联合管理机制；2018 年银保监会正式出台《银行业金融机构联合授信管理办法（试行）

的通知》，正式对联合授信机制进行了具体规范，正如该办法中所提到的联合授信是指拟对或已对同一企业（含企业集团）提供债务融资的多家银行业金融机构，通过建立信息共享机制，改进银企合作模式，提升银行业金融服务质效和信用风险防控水平的运作机制。虽然直至目前联合授信机制的具体实践还在探索中，各地区在该领域也有诸多不同成功经验总结，但归结来看，实行联合授信管理机制的公司主要有以下几个特征：（1）多为集团公司，关联企业多；（2）融资银行多，至少3家以上；（3）融资总量大。因此本文选取核心解释变量为联合授信，采用虚拟变量的方式进行量化，即认为当企业融资金额在20亿元以上，且融资机构在3家以上应建立联合授信机制，则虚拟变量（*UC*）取1，否则取0。

除上述变量之外，本文还将一些影响企业投资效率的其他变量纳入模型中进行控制研究。实证分析需用到的变量整理如表2所示。

表2 变量信息说明

变量名称	符号	计算方式
核心解释变量和被解释变量		
非效率投资	<i>Invest</i>	Richardson 模型下的残差序列绝对值， <i>Invest</i> 越大说明非效率投资程度越高
投资不足	<i>Under-invest</i>	Richardson 模型下正的残差序列
投资过度	<i>Over-invest</i>	Richardson 模型下负的残差序列
联合授信	<i>UC</i>	融资额>20 亿，且融资机构不低于 3 家则 <i>UC</i> =1，否则 <i>UC</i> =0
企业异质性变量		
产权属性	<i>SOE</i>	若企业为国有企业则 <i>SOE</i> =1, 否则 <i>SOE</i> =0
资本结构	<i>LEV</i>	按资产负债率排序最高的 1/4 为高负债率企业
盈利能力	<i>ROE</i>	按净资产收益率排序最高的 1/4 为高盈利企业
企业规模	<i>ASSET</i>	按总资产排序最高的 1/4 为高规模企业
控制变量		
总资产报酬率	<i>ROA</i>	息税前利润/年末总资产
总资产周转率	<i>TAT</i>	营业收入/平均总资产
流动比率	<i>LIQ</i>	流动资产/流动负债
员工规模	<i>Staff</i>	企业员工的自然对数
第一大股东持股比	<i>Top1</i>	第一大股东持股总数/总股数
前十大股东持股比	<i>Top10</i>	前十大股东持股总数/总股数
公司规模	<i>SIZE</i>	年末总资产的自然对数
公司年龄	<i>AGE</i>	年末公司成立年数的自然对数
营业收入增长率	<i>SG</i>	营业收入增长率
资产负债率	<i>LEV</i>	负债总额/年末资产总额
净资产收益率	<i>ROE</i>	净利润/平均净资产

说明：净资产收益率 *ROE* 和第一大股东持股比例 *Top1* 均用于稳健性检验中 *ROA* 和 *Top10* 的替代变量。为了避免极端值对研究造成的影响，以上所有指标（除了虚拟变量）均进行了缩尾处理，且本文后续的变量

未明确说明均默认为缩尾处理后的变量。

（四）模型设定

对非效率投资进行测度后，本文构建以非效率投资（*Invest*）、投资不足（*Under-invest*）、投资过度（*Over-invest*）为被解释变量，联合授信（*UC*）为解释变量的面板数据回归，就联合授信对企业非效率投资的影响进行实证研究。具体模型设定如下所示。

$$\begin{aligned} Invest_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 UC_{i,t} + \alpha_2 SG_{i,t} + \alpha_3 ROA_{i,t} + \alpha_4 Top10_{i,t} \\ & + \alpha_5 TAT_{i,t} + \alpha_6 Staff_{i,t} + \alpha_7 SIZE_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} Underinvest_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 UC_{i,t} + \alpha_2 SG_{i,t} + \alpha_3 ROA_{i,t} + \alpha_4 Top10_{i,t} \\ & + \alpha_5 TAT_{i,t} + \alpha_6 Staff_{i,t} + \alpha_7 SIZE_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} Overinvest_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 UC_{i,t} + \alpha_2 SG_{i,t} + \alpha_3 ROA_{i,t} + \alpha_4 Top10_{i,t} \\ & + \alpha_5 TAT_{i,t} + \alpha_6 Staff_{i,t} + \alpha_7 SIZE_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

其中， i 表示第 i 家企业， t 表示第 t 年的数据。式（2）用以验证联合授信对非效率投资的影响。式（3）用以验证联合授信对投资不足的影响。式（4）用以验证联合授信对投资过度的影响。 UC 为联合授信虚拟变量。控制变量分别为企业成长性、盈利能力、股权集中度、营运能力、员工薪酬、企业规模的代理变量。 α_0 为常数项， $\alpha_1, \dots, \alpha_7$ 为待估参数。 μ_i 不随时间变化的不可观测的个体异质性。 $\varepsilon_{i,t}$ 为随机干扰项。

四、联合授信对企业非效率投资的约束效应分析

（一）变量的描述性统计分析

在进行模型的参数估计之前，本文先对式（2）～式（4）中所用变量进行描述性统计分析，最终结果整理如表 3 所示。非效率投资、投资过度和投资不足的均值分别为 0.132，0.15，-0.117；标准差分别为 0.096，0.118，0.071，说明企业投资状况呈现明显的波动。联合授信虚拟变量的均值为 0.475，说明 47.5% 的企业建立了联合授信机制。控制变量 ROA 的均值为 0.044，说明样本企业的平均规模报酬率为 4.4%，样本企业的平均盈利能力偏低，最大值（0.161）与最小值（0.002）差异较大，说明样本企业的盈利能力呈现较大的差异。偏度大

于0, 峰度大于3, 说明样本企业的盈利能力不服从正态分布。同理我们可知, 样本企业的成长能力、营运能力、资产规模、股权集中度、员工薪酬均未呈现明显的波动, 但是企业间呈现较大的差异。

表3 变量的描述性统计分析

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	偏度	峰度
<i>Invest</i>	4 630	0.132	0.096	0.002	0.444	0.981	3.778
<i>Overinvest</i>	2 033	0.15	0.118	0.002	0.444	0.856	2.775
<i>Under-invest</i>	2 597	-0.117	0.071	-0.254	-0.002	-0.187	1.887
<i>UC</i>	5 007	0.475	0.499	0	1	0.102	1.01
<i>ROA</i>	5 007	0.044	0.032	0.002	0.161	1.249	4.634
<i>SG</i>	5 007	0.149	0.429	-0.52	2.414	2.471	12.411
<i>TAT</i>	5 007	0.561	0.388	0.063	2.299	1.913	7.93
<i>Size</i>	5 007	22.556	1.181	20.399	26.171	0.721	3.462
<i>Top10</i>	5 007	0.576	0.136	0.264	0.881	-0.083	2.459
<i>Staff</i>	5 006	7.915	1.121	5.283	10.802	0.166	2.935

(二) 模型筛选与检验

由于本文进行的是面板数据回归, 因此在进行分析之前需要对模型的类型进行筛选, 常见的面板回归有三种类型, 下面对其进行筛选: 类型一为混合模型的估计表示不同的个体具有相同的斜率; 类型二为个体固定效应回归, F 统计量检验常用来检验是应该建立混合回归模型还是个体固定效应回归模型。类型三为个体的随机效应模型, Hausman 检验常用来检验应该建立个体固定效应还是随机效应回归模型。本文以式(2)为例将最终的 Hausman 检验和 F 统计量检验的结果披露至表4中。

表4 Hausman 检验与 F 检验

Hausman检验	系数
卡方检验值	167.83
P值	0.000
F 检验 all $\mu_i=0$	系数
F 检验值	13.63
P值	0.000

F 检验对应的 p 值小于 0.05, 故应拒绝混合效应的原假设, 说明应选择固定效应。Hausman 检验的 p 值也小于 0.05, 故应拒绝随机效应优于固定效应的原假设, 因此本文采用固定效应回归进行参数估计。

(三) 实证结果分析

本文运用 Stata 软件对式 (2) ~ 式 (4) 进行参数估计, 并将参数估计结果整理至表 5 中。式 (2) 在关于非效率投资回归中 *UC* 的系数为-0.007, 且在 0.05 的显著性水平下显著, 说明联合授信对非效率投资具有显著的抑制效应。式 (3) 在关于投资不足回归中 *UC* 的系数为-0.006, 在 0.05 的显著性水平下显著, 说明联合授信对投资不足具有显著的抑制影响; 式 (4) 在关于投资过度回归中 *UC* 的系数为-0.014, 且通过了 0.05 显著性水平下的检验, 说明联合授信对投资过度具有显著的抑制效应, 以上结果验证了本文的假设 1。

从式 (2) ~ 式 (4) 对应的三个 *UC* 系数值分别来看, 投资过度回归中对应的 *UC* 系数最大, 投资不足回归中对应的 *UC* 系数最小, 说明联合授信对投资过度的抑制效应大于非效率投资和投资不足, 联合授信对抑制企业投资过度的政策效果最为显著, 本结果验证了假设 2。

从控制变量来看, 企业盈利能力 *ROA*、营运能力 *TAT* 对非效率投资和投资过度均呈现明显的抑制效应, 对投资不足的影响不显著; 企业资产规模对投资过度和非效率投资均呈现明显的促进作用, 对投资不足呈现显著的抑制效应; 股权集中度仅在 0.1 的显著性水平下对投资过度呈现显著的促进作用; 企业成长性对企业投资状况的影响不显著; 员工薪酬在 0.05 的显著性水平下对非效率投资和投资过度呈现显著的抑制效应, 对投资不足呈现显著的促进作用。

表 5 式 (2) ~ (4) 参数估计表

	式 (2) 非效率投资	式 (3) 投资不足	式 (4) 投资过度
<i>UC</i>	-0.007** (0.003)	-0.006** (0.002)	-0.014*** (0.005)
<i>TAT</i>	-0.008** (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.026*** (0.008)
<i>SIZE</i>	0.034*** (0.001)	-0.041*** (0.001)	0.034*** (0.004)
<i>Staff</i>	-0.019*** (0.002)	0.035*** (0.001)	-0.012*** (0.004)
<i>SG</i>	-0.004 (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.007 (0.009)
<i>TOP10</i>	0.015 (0.010)	0.009 (0.009)	0.038* (0.020)
<i>ROA</i>	-0.096** (0.042)	-0.045 (0.041)	-0.162** (0.078)
2015年	-0.007* (0.004)	0.008** (0.004)	-0.006 (0.008)
2016年	-0.018***	0.021***	-0.012

	(0.005)	(0.004)	(0.008)
2017年	-0.026***	0.030***	-0.016*
	(0.004)	(0.004)	(0.008)
2018年	-0.040***	0.033***	-0.041***
	(0.004)	(0.004)	(0.008)
常数	-0.464***	0.519***	-0.483***
	(0.028)	(0.024)	(0.060)
观测值	4 629	2 597	2 032
R^2	0.122	0.324	0.096

注：括号内是标准误；*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ 。下表 6-12 同。

（四）稳健性检验

本文通过式（2）～式（4）的基准回归就联合授信对企业非效率投资的影响进行分析，结果表明联合授信机制的建立有利于抑制企业的非效率投资，尤其是对投资过度的抑制效应最大。为了检验上述模型的稳健性，还需要构建稳健回归再次进行参数估计，若估计结果与基准回归基本一致则说明基准回归是稳健的，结果具有可信度。现有文献中常采用替换变量、增减变量、采用新的估计方法再次估计、改变解释变量或被解释变量的度量方式等方法进行稳健性检验。本文将企业盈利能力 ROA 、股权集中度 $TOP10$ 用净资产收益率 ROE 、第一大股东持股比例 $TOP1$ 代替，同时在基准模型的基础上加入流动性比率和企业上市年限。具体的参数估计结果整理至表 6。

表 6 稳健回归的参数估计表

	式（2） 非效率投资	式（3） 投资不足	式（4） 投资过度
UC	-0.006** (0.003)	-0.008*** (0.002)	-0.012** (0.005)
TAT	-0.019*** (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.043*** (0.008)
$SIZE$	0.024*** (0.002)	-0.038*** (0.002)	0.015*** (0.004)
$Staff$	-0.020*** (0.002)	0.034*** (0.001)	-0.015*** (0.004)
SG	-0.002 (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.004 (0.008)
$Top1$	0.032*** (0.010)	0.005 (0.008)	0.064*** (0.019)
ROE	0.051* (0.028)	-0.110*** (0.026)	0.028 (0.050)
LIQ	-0.008*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.019*** (0.002)

<i>AGE</i>	0.027*** (0.003)	-0.007*** (0.003)	0.047*** (0.005)
2015年	-0.008* (0.004)	0.007* (0.004)	-0.004 (0.008)
2016年	-0.019*** (0.004)	0.021*** (0.004)	-0.014* (0.008)
2017年	-0.029*** (0.004)	0.030*** (0.004)	-0.019** (0.008)
2018年	-0.044*** (0.005)	0.032*** (0.004)	-0.046*** (0.008)
常数	-0.268*** (0.032)	0.501*** (0.026)	-0.119* (0.064)
观测值	4 619	2 587	2 032
<i>R</i> ²	0.158	0.329	0.186

由稳健回归的参数估计表 6 可知, 在 0.05 的显著性水平下, 联合授信对非效率投资、投资不足以及投资过度均呈现显著的抑制效应, 且从系数估计量来看, 联合授信对投资过度的抑制效应最大, 这与基准回归的结论一致。控制变量来看, 企业营运能力、资产规模、员工薪酬以及成长性等变量与基准回归的结果基本一致。新增加的企业偿债能力指标在 0.05 的显著性水平下与企业非效率投资、投资不足与投资过度均呈现显著的反向变动关系; 企业上市年限对非效率投资和投资过度均呈现显著的促进作用, 对投资不足具有显著的抑制效应, 说明企业偿债能力有利于抑制非效率投资。稳健回归表明基准回归具有一定的稳健性。

由于非效率投资、投资过度和投资不足取值均存在明显的边界, 投资不足小于 0, 投资过度大于 0, 此时, 被解释变量为受限被解释变量, 其概率分布就变成了一个离散点与一个连续分布所组成的混合分布, 如果使用 OLS 估计, 将得到非一致估计量。为此, 笔者采用受限被解释变量的 Tobit 回归再次进行估计, 稳健估计回归参数估计表 7 表明, 改变模型估计方法以及替换控制变量后, 模型依然稳健。

表 7 稳健回归参数估计表

	式 (2) 非效率投资	式 (3) 投资不足	式 (4) 投资过度
<i>UC</i>	-0.006** (0.003)	-0.008*** (0.002)	-0.012** (0.005)
<i>TAT</i>	-0.014*** (0.004)	-0.006* (0.003)	-0.038*** (0.008)
<i>SIZE</i>	0.022*** (0.002)	-0.037*** (0.002)	0.013*** (0.004)
<i>Staff</i>	-0.021*** (0.002)	0.035*** (0.001)	-0.015*** (0.004)

<i>SG</i>	0.006*	-0.006**	0.009
	(0.003)	(0.003)	(0.007)
<i>Top1</i>	0.044***	-0.004	0.075***
	(0.010)	(0.009)	(0.018)
<i>ROE</i>	0.067**	-0.137***	0.016
	(0.027)	(0.024)	(0.050)
<i>LIQ</i>	-0.008***	-0.003***	-0.019***
	(0.001)	(0.001)	(0.002)
<i>AGE</i>	0.023***	-0.004*	0.043***
	(0.003)	(0.002)	(0.005)
常数	-0.248***	0.486***	-0.095
	(0.031)	(0.028)	(0.061)
观测值	4 619	2 587	2 032
对数似然值	4 599.44	3 640.29	1 646.22

由于 Richardson 模型用回归残差估计投资效率存在系统性的误差, 笔者借鉴辛清泉 (2007) 等人的做法, 将 Richardson 模型的残差进行由低到高排序, 并分成三组, 剔除中间一组, 用最高组和最低组的残差重新检验联合授信对非效率投资的影响, 并考虑行业和年度因素对研究的影响, 结果见表 8。改变被解释变量的量化方式并考虑行业和年度因素的影响下, 仍然得到与基础回归类似的结论。

表 8 稳健回归参数估计表

	式 (2) 非效率投资	式 (3) 投资不足	式 (4) 投资过度
<i>UC</i>	-0.005** (0.003)	-0.004** (0.002)	-0.010** (0.005)
<i>TAT</i>	-0.016*** (0.004)	-0.005* (0.003)	-0.050*** (0.009)
<i>SIZE</i>	0.025*** (0.002)	-0.015*** (0.001)	-0.003 (0.004)
<i>Staff</i>	-0.021*** (0.002)	0.015*** (0.001)	0.001 (0.004)
<i>SG</i>	-0.002 (0.003)	-0.001 (0.002)	0.008 (0.007)
<i>Top1</i>	0.036*** (0.010)	-0.001 (0.007)	-0.022 (0.019)
<i>ROE</i>	0.053* (0.027)	-0.071*** (0.018)	0.024 (0.049)
<i>LIQ</i>	-0.008*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.014*** (0.002)
<i>AGE</i>	0.026*** (0.003)	-0.009*** (0.002)	0.021*** (0.005)
常数	-0.303***	0.118***	0.240***

	(0.032)	(0.026)	(0.067)
行业	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制
观测值	4 618	1 654	1 628
R^2	0.187	0.544	0.374

五、基于企业异质性视角分析联合授信对企业非效率投资的约束效应

为了进一步分析企业异质性下联合授信对非效率投资约束效应的差异,本文分别从企业产权属性、资本结构、盈利能力以及企业规模等角度对联合授信与非效率投资关系进行研究。以下基于异质性视角对式(2)~式(4)进行参数估计。

由企业产权属性异质性分样本回归可知(见表9),国有企业组的回归表明 UC 的系数未通过 0.05 显著性水平的检验,说明联合授信对国有企业的非效率投资影响不显著。非国有企业组的回归中联合授信对非效率投资、投资不足与投资过度均在 0.05 的显著性水平下呈现显著的抑制效应,且从系数估计量来看,联合授信对非国有企业投资过度的抑制效应相对最大。产权属性异质性分样本回归表明,联合授信机制的建立可以有效抑制非国有企业的非效率投资,其中对非国有企业的投资过度抑制效应最大,但是对国有企业的非效率投资并未发挥作用。

表9 产权属性异质性分样本回归

	国有企业			非国有企业		
	非效率投资	投资不足	投资过度	非效率投资	投资不足	投资过度
UC	-0.002 (0.008)	0.004 (0.006)	0.013 (0.013)	-0.007** (0.003)	-0.007*** (0.003)	-0.019*** (0.005)
ROA	0.201 (0.151)	0.146 (0.123)	0.559*** (0.215)	-0.133*** (0.043)	-0.061 (0.043)	-0.265*** (0.080)
SG	0.003 (0.010)	-0.001 (0.007)	0.003 (0.016)	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.007 (0.011)
TAT	-0.030*** (0.008)	-0.002 (0.005)	-0.039 (0.025)	0.000 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.016** (0.008)
$Size$	0.047*** (0.004)	-0.043*** (0.003)	0.069*** (0.009)	0.030*** (0.002)	-0.041*** (0.001)	0.019*** (0.004)
$Top10$	0.075** (0.030)	0.004 (0.025)	0.093** (0.046)	-0.004 (0.011)	0.010 (0.009)	-0.005 (0.022)
$Staff$	-0.022*** (0.004)	0.034*** (0.004)	-0.048*** (0.011)	-0.019*** (0.002)	0.035*** (0.002)	-0.004 (0.004)
2015年	0.006 (0.013)	0.001 (0.011)	0.003 (0.019)	-0.009** (0.005)	0.010** (0.004)	-0.009 (0.009)
2016年	-0.010	0.016	-0.004	-0.019***	0.022***	-0.011

	(0.013)	(0.010)	(0.020)	(0.005)	(0.004)	(0.009)
2017年	-0.017	0.035***	0.001	-0.027***	0.030***	-0.018**
	(0.013)	(0.010)	(0.019)	(0.005)	(0.004)	(0.009)
2018年	-0.030**	0.036***	-0.018	-0.040***	0.034***	-0.041***
	(0.013)	(0.011)	(0.019)	(0.005)	(0.004)	(0.009)
常数	-0.758***	0.584***	-1.036***	-0.365***	0.523***	-0.211***
	(0.089)	(0.065)	(0.150)	(0.028)	(0.025)	(0.066)
观测值	717	311	406	3 912	2 286	1 626
R^2	0.173	0.411	0.232	0.105	0.315	0.055

由企业资本结构异质性分样本回归可知（见表10），在0.05的显著性水平下，联合授信对高负债企业非效率投资和投资不足具有显著的抑制效应，在0.1的显著性水平下联合授信对高负债企业投资过度具有显著的抑制效应，系数估计量表明，联合授信对高负债企业投资过度的抑制效应大于非效率投资和投资不足。在低负债企业组的回归中，联合授信在0.05的显著性水平下对非效率投资和投资过度均呈现显著的抑制效应，对投资不足的影响不显著。总体表明，联合授信机制可以有效抑制高负债企业的非效率投资，其中对高负债企业的投资过度抑制效应最大，对低负债企业的非效率投资和投资过度具有抑制效应，但对低负债企业的投资不足并未发挥作用；从高负债企业和低负债企业的系数估计量对比显示，联合授信对高负债企业投资过度和非效率投资的抑制效应比对低负债企业更大。

表10 企业资本结构异质性的分样本回归

	高负债企业			低负债企业		
	非效率投资	投资不足	投资过度	非效率投资	投资不足	投资过度
UC	-0.011**	-0.009**	-0.022*	-0.007**	-0.003	-0.013**
	(0.006)	(0.004)	(0.012)	(0.003)	(0.003)	(0.005)
ROA	0.185	-0.084	0.500	-0.053	-0.127***	-0.158*
	(0.164)	(0.134)	(0.314)	(0.046)	(0.044)	(0.084)
SG	0.005	-0.008*	-0.005	-0.009**	-0.001	-0.016
	(0.007)	(0.005)	(0.020)	(0.004)	(0.004)	(0.010)
TAT	-0.028***	0.006	-0.076***	0.000	-0.008*	-0.017**
	(0.005)	(0.004)	(0.018)	(0.005)	(0.005)	(0.009)
$Size$	0.029***	-0.041***	0.015**	0.029***	-0.031***	0.034***
	(0.003)	(0.002)	(0.007)	(0.002)	(0.002)	(0.005)
$Top10$	0.037*	0.008	0.105**	0.009	0.009	0.019
	(0.020)	(0.013)	(0.047)	(0.012)	(0.011)	(0.022)
$Staff$	-0.019***	0.035***	-0.004	-0.018***	0.032***	-0.013***
	(0.003)	(0.002)	(0.008)	(0.002)	(0.002)	(0.004)
2015年	-0.018**	0.017**	-0.019	-0.003	0.002	-0.003
	(0.009)	(0.007)	(0.019)	(0.005)	(0.005)	(0.009)
2016年	-0.022**	0.032***	0.002	-0.014***	0.011**	-0.014
	(0.009)	(0.007)	(0.020)	(0.005)	(0.005)	(0.009)

2017年	-0.036*** (0.009)	0.040*** (0.007)	-0.014 (0.020)	-0.019*** (0.005)	0.019*** (0.005)	-0.014 (0.009)
2018年	-0.047*** (0.009)	0.041*** (0.007)	-0.049** (0.020)	-0.033*** (0.005)	0.021*** (0.005)	-0.040*** (0.009)
常数	-0.344*** (0.062)	0.504*** (0.044)	-0.140 (0.142)	-0.376*** (0.041)	0.344*** (0.037)	-0.484*** (0.078)
观测值	1 137	718	419	3 492	1 879	1 613
R^2	0.156	0.461	0.110	0.057	0.172	0.065

由企业盈利异质性分样本回归可知（见表 11），在 0.05 的显著性水平下，联合授信对高盈利企业非效率投资、投资不足、投资过度的系数估计量虽然为负，但是并未通过 0.05 显著性水平的检验，说明联合授信机制的建立不会影响高盈利企业的非效率投资。低盈利企业回归表明，联合授信对低盈利企业的非效率投资、投资不足、投资过度均呈现显著的抑制效应，并且联合授信对投资过度的抑制效应大于非效率投资和投资不足。总体表明，联合授信可以有效抑制低盈利能力企业的非效率投资，其中对低盈利能力企业的投资过度抑制效应最大，但是对高盈利企业的非效率投资影响不明显。

表 11 企业盈利能力抑制性分样本回归

	高盈利能力			低盈利能力		
	非效率投资	投资不足	投资过度	非效率投资	投资不足	投资过度
<i>UC</i>	-0.003 (0.005)	-0.006 (0.005)	-0.008 (0.011)	-0.009*** (0.003)	-0.006** (0.003)	-0.017*** (0.006)
<i>ROA</i>	-0.272*** (0.082)	0.160** (0.077)	-0.466*** (0.167)	-0.115 (0.086)	-0.106 (0.081)	-0.247 (0.151)
<i>SG</i>	0.008 (0.007)	-0.007 (0.005)	0.015 (0.014)	-0.011*** (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.027** (0.011)
<i>TAT</i>	-0.005 (0.005)	-0.014** (0.005)	-0.035*** (0.011)	-0.011** (0.004)	0.003 (0.004)	-0.026*** (0.010)
<i>Size</i>	0.032*** (0.003)	-0.037*** (0.003)	0.031*** (0.007)	0.034*** (0.002)	-0.042*** (0.002)	0.032*** (0.004)
<i>Top10</i>	0.046** (0.020)	-0.012 (0.017)	0.065 (0.041)	0.005 (0.012)	0.017* (0.010)	0.025 (0.023)
<i>Staff</i>	-0.020*** (0.003)	0.032*** (0.003)	-0.015** (0.007)	-0.019*** (0.002)	0.036*** (0.002)	-0.011** (0.005)
2015年	-0.015* (0.008)	0.016** (0.007)	-0.017 (0.016)	-0.004 (0.005)	0.004 (0.005)	-0.004 (0.009)
2016年	-0.019** (0.008)	0.021*** (0.007)	-0.022 (0.017)	-0.017*** (0.005)	0.020*** (0.005)	-0.008 (0.010)
2017年	-0.027*** (0.008)	0.034*** (0.007)	-0.020 (0.016)	-0.024*** (0.005)	0.026*** (0.005)	-0.012 (0.010)

2018年	-0.040*** (0.009)	0.034*** (0.008)	-0.057*** (0.017)	-0.040*** (0.005)	0.031*** (0.005)	-0.039*** (0.010)
常数	-0.401*** (0.062)	0.453*** (0.052)	-0.384*** (0.139)	-0.452*** (0.035)	0.524*** (0.029)	-0.454*** (0.072)
观测值	1 169	698	471	3 460	1 899	1 561
R^2	0.159	0.338	0.148	0.115	0.328	0.090

由企业规模异质性分样本回归可知（见表12），大规模企业样本回归中，联合授信仅在10%的显著性水平下对投资不足呈现一定的抑制效应，但是对投资过度和非效率投资的影响不显著。小规模企业样本回归中，联合授信在5%的显著性水平下对非效率投资、投资不足以及投资过度均呈现显著的抑制效应，且对投资过度的抑制效应最大。企业规模异质性分样本回归表明，联合授信对小规模企业的非效率投资具有明显的抑制效应，其中对小规模企业的投资过度抑制效应最大，但是对大规模企业非效率投资的影响不显著。

以上基于对不同产权属性、盈利水平、负债水平以及资产规模企业的非效率投资所产生的效果差异结果验证了假设3。

表12 企业规模异质性分样本回归

	大规模			小规模		
	非效率投资	投资不足	投资过度	非效率投资	投资不足	投资过度
<i>UC</i>	-0.001 (0.006)	-0.009* (0.005)	-0.008 (0.013)	-0.009*** (0.003)	-0.005** (0.003)	-0.018*** (0.005)
<i>ROA</i>	-0.078 (0.113)	0.188* (0.096)	0.175 (0.215)	-0.096** (0.045 4)	-0.120** (0.045)	-0.224*** (0.082)
<i>SG</i>	-0.002 (0.007)	-0.002 (0.005)	0.005 (0.017)	-0.004 0 (0.004)	-0.003 8 (0.004)	-0.01 (0.011)
<i>TAT</i>	-0.022*** (0.006)	-0.002 (0.005)	-0.071*** (0.002)	-0.001 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.015* (0.008)
<i>Size</i>	0.024*** (0.004)	-0.039*** (0.003)	0.008 (0.010)	0.031*** (0.003)	-0.039*** (0.002)	0.028*** (0.005)
<i>Top10</i>	0.063*** (0.023)	-0.017 (0.015)	0.101** (0.050)	-0.003 (0.012)	0.020* (0.011)	0.008 (0.021)
<i>Staff</i>	-0.016*** (0.003)	0.034*** (0.002)	-0.006 (0.008)	-0.020*** (0.002)	0.034*** (0.002)	-0.014*** (0.004)
2015年	-0.014 (0.011)	0.0151* (0.009)	-0.002 (0.023)	-0.005 (0.005)	0.006 (0.005)	-0.005 (0.009)
2016年	-0.025** (0.011)	0.034*** (0.008)	0.002 (0.021)	-0.016*** (0.005)	0.017*** (0.005)	-0.015* (0.009)
2017年	-0.036*** (0.010)	0.038*** (0.008)	-0.016 (0.020)	-0.023*** (0.005)	0.027*** (0.005)	-0.015* (0.009)
2018年	-0.049***	0.048***	-0.033*	-0.037***	0.028***	-0.042***

	(0.010)	(0.008)	(0.019)	(0.005)	(0.005)	(0.010)
常数	-0.248**	0.491***	0.052	-0.370***	0.488***	-0.345***
	(0.099)	(0.071)	(0.225)	(0.050)	(0.046)	(0.097)
观测值	1 085	645	440	3 544	1 952	1 592
R^2	0.107	0.424	0.086	0.062	0.214	0.045

六、结论

本文以 2014-2018 年我国沪深 A 股上市企业的财务数据为样本，对联合授信与企业非效率投资关系展开了理论和实证分析，研究结果表明：（1）联合授信对非效率投资、投资不足及投资过度均有显著的抑制效应，其中联合授信对投资过度的抑制效应最大；（2）从产权属性看，联合授信对国有企业的非效率投资影响不显著，对非国有企业的非效率投资能起到有效的抑制效应，尤其是对非国有企业的投资过度抑制效应最大；（3）从资本结构看，联合授信对高负债企业投资过度和非效率投资的抑制效应比对低负债企业更大，对低负债企业的投资不足影响不显著；（4）从盈利能力看，联合授信对高盈利能力企业的非效率投资影响不显著，对低盈利能力企业非效率投资、投资不足、投资过度均呈现显著的反向变动关系，且对低盈利能力企业投资过度的抑制效应大于非效率投资和投资不足；（5）从企业规模看，联合授信对大规模企业仅在 0.1 的显著性水平下对投资不足呈现一定的抑制效应，但对投资过度和非效率投资的影响不显著；对小规模企业则呈现显著抑制效应，且对小规模企业投资过度的抑制效应最大。

从以上实证分析可以得出，联合授信有助于提高企业的投融资效率，对非效率投资企业具有融资约束的作用，其中对于非国有企业、高负债、低盈利水平以及小规模企业的非效率投资政策效果更为明显，而近几年发生风险的恰恰大部分是民营企业的低效率、高负债、低盈利水平的扩张，因此联合授信在政策制度层面具有重要的现实意义和价值。针对联合授信机制在实施过程中存在的问题，结合本文所得的结论，提出以下政策建议：

第一，完善联合授信机制降低银企之间逆向选择。作为资金提供方的银行较难判断企业投资项目成功概率的大小，高风险的项目会将低风险的项目挤出市场，导致银行和企业之间的逆向选择。从博弈论角度，企业为了生存，即便效率低下也只能通过继续向银行借贷的方式维持，使企业成为负债过度的高负债企业，进而造成风险发生违约损失。而联合授信有助于减少因信息不对称而造成逆向选择的不利结果，因此，要通过完善联合授信机制增加银行对企业融资相关信息了解的透明度，有效解决银企之间的逆向选择问题。对企业来说，要注重并提高公司内部治理质量，在获得外部融资资金时，清晰高效地把握投资机会，使银行资

金尽可能发挥最大作用，提升投资效率，促进企业自身发展；对银行来说，要通过细化完善联合授信制度的执行，加强联合授信中对企业经营、投资及融资信息的共享，在相互配合的基础上增强对企业的监管力度和引导作用，实现投融资的规模效应，减少投入的浪费，使更多的资源得到合理使用，提高实体产业的投融资效率；银企之间要通过完善债务契约，形成涵盖信用评估、债务合同、声誉机制、内部控制等的合同体系，使联合授信在提升企业投资效率方面真正发挥作用。

第二，积极开拓创新联合授信机制对企业投资的引导方式。提升企业融资效率需要对企业引导，根据研究结果，联合授信机制对非效率投资的抑制效应在内陆地区和民营企业方面表现更为显著，对于沿海地区和国有企业的非效率投资抑制效果反映较弱，因此在联合授信政策实施过程中可有所侧重，将内陆地区的民营企业作为联合授信政策实施的重点；同时，还可考虑扩大联合授信政策实施的范围，将联合授信的标准中的2亿元的融资余额降低，将规模较小的企业纳入联合授信范畴。通过建立相对稳定的银企关系缓解企业的融资困境；同时加强企业风险甄别，积极清理僵尸企业，落实破产机制，强化债务的硬约束，使金融真正起到支持实体经济的作用。

第三，企业要建立完善投资评价和遴选机制，从融资角度针对性提出投资方案。对于企业管理者，要高度重视银行对企业的授信政策，将其作为企业自身发展的重要举措予以推进，在获得银行授信的过程中，与联合授信各参加银行保持沟通，检查和完善企业内部相关的管理制度、财务制度等，针对非效率投资找到有效的解决路径。对于投资不足的企业，应在检视自身融资难度和融资成本高的原因基础上看是否由融资约束造成，解决方案可从加强信息披露、增进银企关系等方面入手寻求缓解融资约束的具体方法；对于投资过度企业，要通过优化公司治理、采用内源性融资方法，使企业避免步入盲目投资的境地。企业管理者需根据企业风险承受能力科学调整资本结构，促进企业融资质量的提高和融资方式的优化，保证企业拥有持续稳定的现金流，实现平稳有序发展。

参考文献

- [1] 胡园, 2016:《中小板企业非效率投资影响因素及其对企业价值影响研究》, 西南交通大学学位论文。
- [2] 李珣、周颖, 2009:《债务期限结构对企业投资行为的影响研究》,《财会通讯》第8期。
- [3] 刘婷、郭丽虹, 2015:《银行授信、财务弹性与过度投资》,《国际金融研究》第6期。
- [4] 罗明琦、宋常, 2014:《投资效率、代理成本与企业绩效——基于中国上市公司的经验证据》,《云南财经大学学报》第12期。
- [5] 申瑞芳, 2017:《CFO 财务执行力、投资效率与企业市场价值》,《财会通讯》第21期。
- [6] 唐雪松、周晓苏、马如静, 2007:《上市公司过度投资行为及其制约机制的理论研究》,《会计研究》第7期。
- [7] 辛清泉、林斌、王彦超, 2007:《政府控制、经理薪酬与资本投资》,《经济研究》第8期。
- [8] 徐莉萍、辛宇、陈工孟, 2006:《股权集中度和股权制衡及其对公司经营绩效的影响》,《经济研究》第1期。
- [9] 易宪容, 2009:《信用扩张的合理界限与房价波动研究》,《财贸经济》第8期。
- [10] 应千伟、罗党论, 2012:《授信额度与投资效率》,《金融研究》第5期。
- [11] Biddle, G. C., Hilary, G., and Verdi, R. S., 2009, “How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency?”, *Journal of Accounting and Economics*, 48(3): 112-131.
- [12] Boot, A. W. A., and Thakor, A. V., 2000, “Can Relationship Banking Survive Competition?”, *Journal of Finance*, 55(2): 679-713.
- [13] Chava, S., and Roberts, 2008, “How Does Financing Impact Investment? The Role of Debt Covenants”, *Journal of Finance*, 63(5): 2085-2121.
- [14] Childs, P. D, Mauer, D. C., and Ott. S. H., 2005, “Interactions of Corporate Financing and Investment Decisions: The Effects of Agency Conflicts”, *Journal of Financial Economics*, 76(3): 667-690.
- [15] Demiroglu, James, and Christophe, 2012, “Bank Lending Standards and Access to Lines of Credit”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(6): 1063-1089.
- [16] Fazzari, S., Hubbard, R., and Petersen, B., 1988, “Financing Constraints and Corporate Investment”, *Brookings Paper on Economic Activity*, (1): 141-206.
- [17] Harris, M., and Raviv, A., 1990, “Capital Structure and the Informational Role of Debt”, *Journal of Finance*, 45(2): 321-349.
- [18] Hovakimian Gayane, and Titman Sheridan, 2006, “Corporate Investment with Financial Constrains: Sensitivity of Investment to Funds from Voluntary Asset Sales”, *Journal of Money, Credit and Banking*,

38(2): 357-374.

- [19] Jensen, M., and Meckling, W., 1976, "Theory of the Firm: Agency Cost and Ownership", *Journal of Financial Economics*, 3(4): 305-360.
- [20] Jimenez, G., Lopez, J., and Saurina, J., 2009, "Empirical Analysis of Corporate Credit Lines", *Review of Financial Studies*, 22(12): 5069-5098.
- [21] Liping Lu, Xiaoyang Li, and Zongxin Qian, 2020, "Monetary Policy, Financial Development and the Financing of Zombie Firms: Evidence from China", *Economic and Political Studies*, 8(2): 141-164.
- [22] Myers, S. C., and Majluf, S., 1984, "Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors Do Not Have", *Journal of Financial*, 13(2): 187-221.
- [23] Marc Goergen, and Luc Renneboog, 2001, "Investment Policy, Internal Finance and Ownership Distribution in the UK", *Journal of Corporate Finance*, 7(3): 257-284.
- [24] Mariano, N.A., and Tribó Giné, J.A.B., 2015, "Creditor Intervention, Investment, and Growth Opportunities", *Journal of Financial Services Research*, (47): 203-228.
- [25] Richardson, S., 2006, "Over-investment of Free Cash Flow", *Review of Accounting Studies*, (11): 159-189.
- [26] Shleifer, A., and Vishny, R. W., 1994, "Politicians and Firms", *The Quarterly Journal of Economics*, 109(4): 995-1025.
- [27] Sufi, A., 2009, "Bank Lines of Credit in Corporate Finance: An Empirical Analysis", *Review of Financial Studies*, 22(3): 1057-1088.
- [28] Vogt, S. C., 1994, "The Cash Flow/Investment Relationship: Evidence from U.S. Manufacturing Firms", *Financial Management*, 23 (2): 3-20.

Has The Joint Credit System Of The Banking Industry Constrained Corporate Inefficient Investment?

——Based on the Analysis of A-share Firms

HUANG Fei-ming TONG Chan

(School of Finance, Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract: The joint credit policy issued by the China Banking Regulatory Commission aims to restrain long and excessive financing activities of enterprises. In order to test whether the system has achieved the expected results, this article has adopted the data with more than 5,000 sample of over 1,200 Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2014 to 2018. By using the unbalanced panel data regression empirical research, it was found that joint credit system has significant inhibitory effects on the inefficient investment (including underinvestment and overinvestment) of enterprises. Especially, the joint credit system has the strongest inhibitory effect on overinvestment. Further investigation found that compared with state-owned, large-scale, low-debt, high-profit companies, the joint credit policy has a more significant inhibitory effect on the inefficient investment (especially overinvestment) behavior of non-state-owned, small-scale, high-debt, low-profit companies.

Key words: joint credit; inefficient investment; overinvestment

外部冲击类型与中国经济周期波动

——兼论宏观审慎政策的有效性

王有鑫¹ 王祎帆² 杨翰方³

【摘要】在当前全球经济波动加大和跨境风险传染蔓延背景下,本文重点研究了疫情、国际金融市场波动、外部产出波动和美国贸易政策不确定性四种外部冲击,对不同周期阶段中国经济的差异化影响。结果发现,当中国经济处于衰退期时,受外部冲击事件影响最大,冲击可以解释经济波动的39.78%,繁荣期次之,影响为29.36%,平稳期影响仅为4.89%。和“非典”疫情相比,新冠疫情在“开端期”对中国经济负面影响最大,此后负面效应递减,经济在“战疫期”和“控制恢复期”逐渐复苏。在疫情冲击背景下,国内外股市下跌、美元升值、人民币贬值、外部产出上升、贸易政策不确定性上升会放大中国经济遭受的负面冲击,而中国相对宽松的货币政策会刺激经济复苏。此外,进一步实证发现,当中国经济处于平稳期和衰退期时,宏观审慎政策对于平抑外部波动的作用较为明显,其中限制贷款价值比的方式效果最好,其他宏观审慎政策工具主要作用于防范国际外汇市场波动对中国经济的冲击。在此基础上,本文提出了针对性的政策建议。

【关键词】中国经济周期; 外部冲击; 疫情; 宏观审慎政策

一、引言

“十四五”时期是中国向第二个百年奋斗目标进军的第一个五年,中国将进入新的发展阶段,国内外环境的深刻变化将带来一系列新机遇新挑战。党的十九届五中全会指出,“国际环境日趋复杂,不稳定性不确定性明显增加”。特别是新冠肺炎疫情在全球扩散蔓延,进一步加速了经济金融格局演变。在此背景下,加强对外部冲击影响研究对于中国经济高质量发展和双循环新发展格局构建尤为重要。

2018年以来,受中美经贸摩擦、外需疲软等因素影响,中国经济增长本就承压,叠加疫情冲击,经济增长形势进一步严峻。中国在全球经贸网络中居于重要地位,是全球价值链、产业链和供应链中的重要一环,疫情除了使中国遭受产出下降、需求减少、金融市场波动等直接影响外,其他国家的产出、消费和金融市场波动,也会经由全球价值链、中间产品贸易、跨境资产投资组合、人员流动等渠道波及中国,加大对中国经济的冲击。因此,为了更好地帮助疫情后的中国经济恢复,本文重点研究了近年来对中国经济影响较大的四种外部冲击类

¹ 王有鑫, 中国银行研究院研究员。

² 王祎帆, 中国人民大学统计学院博士研究生。

³ 杨翰方(通讯作者), 中国人民大学应用统计科学研究中心、中国人民大学统计学院副教授。

型，除疫情外，还包括国际金融市场波动、外部产出下降和美国贸易政策不确定性冲击。

过去学术界在分析外部冲击对中国经济的影响时，更多关注外部冲击的变化，而对中国经济所处周期阶段关注较少。实际上，在遭受外部冲击时，中国经济处于不同的周期阶段将导致冲击的作用渠道和外溢效应有所差别。因此，本文在研究中引入经济周期概念，区分在经济处于繁荣期、平稳期、衰退期不同阶段下，四种外部冲击类型对中国经济的差异影响，在此基础上，进一步探究宏观审慎政策在防范外部冲击时的作用，并提出针对性的政策建议。

二、文献综述

本文主要关注疫情、国际金融市场波动、外部产出下降和美国贸易政策不确定性等因素对宏观经济的影响。疫情冲击方面，现有研究主要集中于对中国上一次爆发的“非典”疫情的分析，Hai et al. (2004) 研究发现，“非典”使中国 GDP 在 2003 年增长率降低了 1-2 个百分点，尤其对旅游业造成了巨大的负面影响，中国从外国获得的旅游收入下降了 50-60 个百分点。Beutels et al. (2009) 研究也得到了类似结论，认为“非典”减缓了中国 2003 年第三季度的经济增长，旅游业等涉及休闲活动的行业受影响最大，实证分析认为北京旅游业因“非典”造成的损失大约相当于北京治疗“非典”费用的 300 倍。Keogh-Brown & Smith (2008) 发现，“非典”不仅对中国经济造成影响，还存在外溢性，对东亚国家和加拿大均造成影响，但影响低于预期。

金融市场波动方面，2008 年全球金融危机以来，随着中国资本账户和金融市场开放程度加大，国际金融市场波动对中国经济的影响愈加受到学者关注。一方面，学者通过构建 DSGE 模型进行研究，如王国静和田国强 (2014) 从企业借贷能力的角度分析金融摩擦及金融冲击对中国宏观经济的影响，认为金融冲击可以解释 80% 的产出波动；也有学者通过构建金融形势指数，对中国金融周期波动影响中国经济的效果及机制进行了研究 (刘尧成和李想, 2019; 邓创和徐曼, 2014)。另一方面，除了将金融冲击作为整体考虑，学者们还进一步区分金融市场，分别研究内外部货币政策变动、证券市场波动、汇率市场波动对中国经济的影响，发现外部紧缩性货币政策对中国产出有正向冲击 (何国华和彭意, 2014; 孙立新, 2016)，而在金融危机时期，中国采取宽松的货币政策能够在短期内稳定经济 (孙立新, 2016)；董直庆和王林辉 (2008) 发现，短期内中国证券市场与宏观经济具有正向共变性，而长期则存在反向共变性；巍巍贤和张军令 (2018) 利用全球贸易分析模型，发现人民币贬值对中国 GDP 有负面影响，李众敏和吴凌燕 (2008) 则发现，长期看，人民币升值对产出有明显的负向影响，若同时存在技术进步，升值则会对产出带来正向影响。

对于外部产出冲击，Cakir & Kabundi (2013)、Antonakakis (2012) 研究发现，世界主要经济体之间存在经济变量上的协同性，也可以理解为经济周期方面的协同性，尤其是在 2008 年金融危机时期。协同性增加会使外部产出波动对国内经济产生协同影响，即国际经济变量会对中国经济变量造成冲击。Rana et al. (2012) 研究发现，东亚国家之间的经济以

及贸易协同效应强于欧洲，需要进一步加强东亚区域内的宏观政策调控。关于中国与其他国家在经济变量上的协同性方面，彭斯达和陈继勇（2009）研究发现，中美经济周期协同性逐渐增强，主要以工业经济为主导；杨子晖和田磊（2013）对多个国家的研究表明中国关键的宏观经济变量具有明显的跨国共同变动特征；唐宜红（2018）对于欧盟、北美以及亚太地区的研究发现，全球价值链的嵌入对经济周期协同性存在较大影响。

贸易不确定性方面，Handley（2014）研究了贸易政策不确定性对出口商的影响，认为贸易政策不确定性会延缓出口商进入市场的时间，降低贸易政策不确定性会使出口增加。Limao & Maggi（2015）研究发现，降低关税不确定性本身比降低关税会带来更大收益；Guo et al.（2018）以及黄鹏等（2018）分析中美贸易摩擦对中美经济的影响，结果发现中美双方经济都会因加征关税而遭受负面影响。

观察上述文献发现，现有理论在研究外部冲击影响宏观经济时，对经济周期普遍考虑不足。作为金融加速器理论提出者，Bernanke et al.（1996）指出，信贷市场的变化对借款人的影响在经济衰退和经济增长时期是不同的，相比经济增长时期，当经济处于衰退期时，信贷市场的变化会给具有高代理成本的借款人带来更大的负面冲击；经济周期将影响信贷市场，而信贷市场状态的改变则会造成企业融资、投资以及生产等行为的波动，加剧冲击的影响作用。此外，黄潇雨（2019）利用 MS-VAR 模型对中国经济周期进行了划分，并利用时变参数 VAR 模型研究了产出冲击、汇率冲击、对外贸易冲击、投资冲击以及世界技术冲击对中国经济的影响，但并没有将各类冲击置于一个模型之下，整体性不足，且 MS-VAR 虽然是一个很好的划分区制模型，但经济意义不够明确。胡利琴等（2014）则发现，不同经济周期下，国内经济增长等变量对中国外汇市场压力的影响是不同的。上述研究均说明，区分经济周期在研究宏观变量影响时很有必要。

综上，现有文献在研究外部冲击对宏观经济的影响上，缺乏对所处经济周期的考虑，而且研究的经济环境相对单一，未能综合考虑当前中国所面临的复杂外部环境，体现最新国际国内经济金融形势。基于上述考虑，本文主要创新点在于：第一，结合 2018 年以来全球最新经济金融热点问题，考虑四种不同类型的外部冲击事件对中国经济的外溢影响，更具有现实意义；第二，在研究外部冲击事件对中国经济的影响时引入经济周期概念，完善了经济周期的测算和识别方法，减少了重复识别问题，并利用 TVP-VAR 等模型，衡量不同经济周期阶段下各种外部冲击影响大小，提升研究结果的丰富性和适用性；第三，给出中国经济在不同周期阶段下，需要高度关注的冲击领域，为中国预防或应对各类冲击提供参考依据。第四，在上述研究基础上，进一步分析宏观审慎政策会如何改变外部冲击对中国的影响，进而有针对性地提出政策建议。

三、经济周期的测算与识别

（一）经济周期的测算方式

关于经济周期的测算，可以将经济变量的时间序列分解为趋势和周期两部分，使用 HP（Hodrick & Prescott, 1997）滤波法或其他方法去除变量的趋势，从而得到经济周期（谢铨等，2019；于震等，2014；董进，2006）。HP 滤波法将经济变量的时间序列 y_t 分为不同频率序列的叠加，其中低频成分 g_t 代表趋势，高频成分 $c_t = y_t - g_t$ 代表周期。由于 HP 滤波法在 λ 的选择上存在争议，并考虑到其与最小二乘估计的相似性，Maier（2019）提出了一个更一般性的方法，即通过引入 t 的平方项，获得对趋势项 g_t 以及周期项 c_t 更好的估计。

（二）经济周期阶段的识别

传统经济周期理论将经济周期分为四个阶段，繁荣期、衰退期、萧条期、复苏期，然而在实际测算中，由于测算方式和识别方法不同，传统理论的适用性较低，取而代之的是 Bry & Boschan（1971）所提的两阶段划分法，以及 Bezemer & Zhang（2014）所提的三阶段划分法。无论哪种方法，识别繁荣期与衰退期都是其核心。

BB 法（Bry & Boschan, 1971）是最常见的划分方法，该方法将经济周期分为繁荣期与衰退期。对于周期序列 c_t ，局部极值 $c_t^{(0)} = \min/\max\{c_{t \pm k}, k = 1, 2, \dots, K\}$ ，并且附加了限制条件：当数据为月度时，经济周期的每个阶段均须保持 6 个月，一个完整的经济周期至少要 15 个月，数据频率发生改变后相应的限制条件也发生改变。该方法虽然被 NBER 长期使用，但存在一个弊端，即 K 的选取以及限制条件存在较大的主观性，或者说由经验决定。

在此基础上，Bezemer & Zhang（2014）提出了一个更加客观的方法，并将周期分为三个阶段：繁荣期、衰退期以及平稳期，即加入了中间态。沿用之前的符号，假设 $\sigma(c_t)$ 为周期项 c_t 的方差，当 $c_{t1} > \sigma(c_{t1})$ 时，识别 t_1 为起始局部最大值，接着沿着时间向前追溯，当 $c_{t1'} < c_{t1'+1}$ 时，识别 t_1' 为局部最小值，则区间 (t_1', t_1) 被识别为繁荣期。同样的，当 $c_{t2} < -\sigma(c_{t2})$ 时，识别 t_2 为起始局部最小值，接着沿着时间向前追溯，当 $c_{t2'} < c_{t2'+1}$ 时，识别 t_2' 为局部最大值，则区间 (t_2', t_2) 被识别为衰退期。既不属于繁荣期也不属于衰退期的被识别为平稳期。

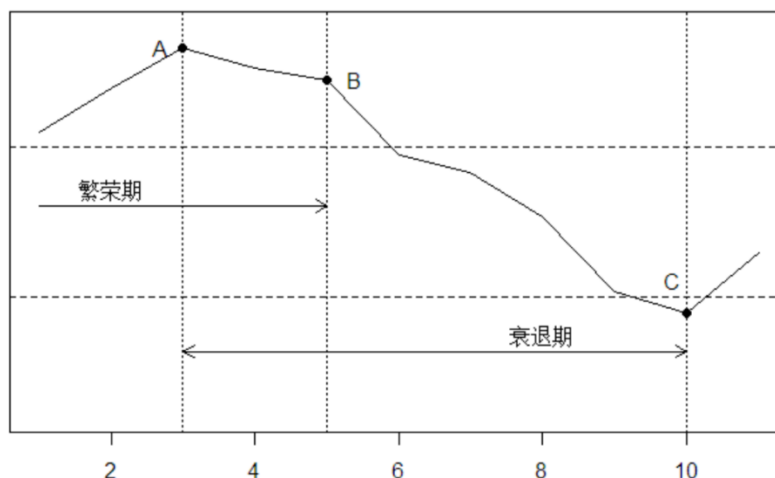


图 1 Bezemer & Zhang（2014）方法局限性

资料来源：作者测算

图1截取了本文计算得到的经济周期的一个部分, 横向虚线之间表示正负一个标准差的范围。注意到若按照 Bezemer & Zhang (2014) 的方法, A 点和 B 点均应落入繁荣期内, 而从 C 点开始往前追溯的衰退期为 A—C, 也会将 B 点涵盖在内, 即 B 点同时处于繁荣期和衰退期中。为了减少同一时间点被重复识别为繁荣期与衰退期的可能性, 本文在 Bezemer & Zhang (2014) 基础上, 做出了一定改进。具体而言, 当出现连续大于或小于一个标准差的时间段, 其中的点容易被重复识别, 故在识别繁荣期时, 起始局部最大值的判定规则更改为 $c_{t1} > \sigma(c_{t1})$ 且 $c_{t1} > c_{t1-1}$; 在识别衰退期时, 起始局部最小值的判定规则更改为 $c_{t2} < -\sigma(c_{t2})$ 且 $c_{t2} < c_{t2-1}$ 。在新的条件下, 本文的识别结果无重复识别现象。

(三) 中国经济周期测算结果分析

本文利用不变价 GDP 的季度同比增长率作为计算中国经济周期的原始时间序列, 以及中国经济的代理变量 y_t , 利用改进后的识别方法对经济周期进行识别。数据来源为 Wind 数据库, 时间跨度为 1992Q1—2020Q4¹。

值得注意的是, 学者们也曾使用 CPI 作为中国经济代理变量², 该数据为月度, 数据频率更高。但是, CPI 作为反映通货膨胀的变量, 往往滞后于经济周期。当经济开始复苏时, 从企业角度往往选择卖出囤积的存货而不是扩大生产, 物价水平不会逐渐增长, 而是会保持平稳; 而当经济从增长逐渐转向衰退时, 物价水平由于惯性也会继续保持一段时间的上涨。

表1对比了基于季度 GDP 同比增长数据以及月度 CPI 同比增长数据对中国经济周期的识别结果, 并将时间跨度统一设置为 1992Q1—2020Q4。可以看到, 与以 GDP 为标准的识别结果相比, 以 CPI 为标准的识别方式在繁荣期以及衰退期的识别方面均有一定滞后, 进而印证了前文分析结果。刘金全和郑挺国 (2008) 曾运用门限自回归模型, 对 GDP 同比增长率进行识别, 同样得到了三阶段的经济周期划分, 认为中国经济于 1992Q1—1996Q1 以及 2005Q1—2007Q3 处于繁荣期, 于 1998Q1—2002Q2 处于衰退期³, 与本文所得结果相似。

表1 不同方法识别得到的中国经济周期各阶段时间

经济周期阶段	所处时间 (GDP)	所处时间 (CPI)
繁荣期	1992Q1—1993Q1	
	1993Q3—1994Q1	1993.09—1994.02
	2005Q3—2007Q1	1994.05—1994.10
		2007.04—2008.04

¹ 由于季度 GDP 数据最早只到 1992 年, 为了和后文所用数据频率相匹配, 故没有考虑使用年度 GDP 得到范围更广的中国经济周期波动情况。

² 本文也尝试使用月度工业增加值同比增速来测算经济周期, 和 CPI 变量相同, 该变量测算得到的经济周期从理论和实际上都存在滞后的情况; 并且和 CPI 相比, 该变量由于波动性较大, 导致识别的各经济周期阶段过短, 故本文不在赘述。

³ 刘金全和郑挺国 (2008) 所用数据为 1990Q1—2007Q3, 这里选取其中和本文数据范围重合的部分进行对比。

	2009Q2—2010Q1	2011.04—2011.07
		1992.03
	1993Q2	1992.06—1993.08
	1994Q2—1996Q3	1994.11—1997.05
平稳期	1998Q3	1999.05—1999.09
	2000Q1	2000.01
	2002Q1—2005Q2	2000.05—2007.03
	2010Q2—2019Q3	2008.05—2011.03
	2020Q2—2020Q4	2011.08—2020.06
		1992.01—1992.02
		1992.04—1992.05
	1996Q4—1998Q2	1997.06—1999.04
衰退期	1998Q4—1999Q4	1999.10—1999.12
	2000Q2—2001Q4	2000.02—2000.04
	2007Q2—2009Q1	2011.04—2011.07
	2019Q4—2020Q1	2020.07—2020.11

资料来源：作者测算

图 2 绘制了以季度 GDP 同比增长率为基础得到的中国经济周期变动情况，结合表 1 可以看出，1992 年—2020 年一季度，中国经济主要经历了 4 个繁荣期和 4 个衰退期。自邓小平 1992 年初南巡至 1994 年，中国经济经历了 2 个繁荣期；而到了 1996 年，在经历之前的快速增长后，中国经济增速回落，叠加 1997 年爆发的亚洲金融危机，中国经济遭遇 7 个季度的衰退期；直到 2001 年第四季度，中国加入 WTO，经济开始恢复并逐渐进入正常增长阶段；到了 2005 年，在第二季度开启的股权分置改革以及第三季度人民币汇率改革推动下，中国经济迎来新一轮的繁荣期，并在 2007 年达到顶峰；之后增长动能减弱，同时暴露了经济结构扭曲等问题，随后到来的 2008 年全球金融危机，导致中国经济进入为期近 2 年的衰退期，直到 2009 年初才有所恢复，快速增长 1 年后，自 2010 年进入平稳增长期；直到 2020 年第一季度，由于新冠疫情影响，GDP 同比下降 6.8%，经济再次进入衰退期；不过中国政府采取了积极措施应对疫情冲击，工业生产、投资、消费等指标快速恢复，经济在第二季度就回归到平稳期。

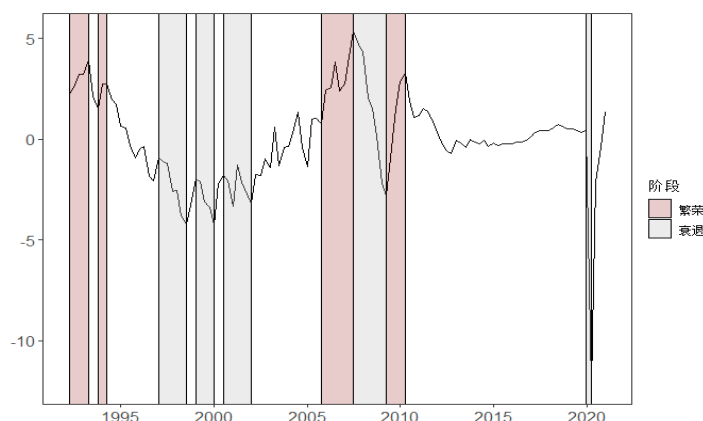


图2 中国经济周期变化趋势

资料来源：作者测算

四、外部冲击事件对中国经济影响的计量模型

（一）变量选取及数据来源

参考之前学者的变量选取结果, 本文将内外部冲击事件分解为疫情冲击、金融市场冲击、外部产出冲击以及贸易政策不确定性冲击, 其中金融冲击分解为国际股票市场、外汇市场以及货币政策冲击, 并加入国内股票市场、外汇市场和货币政策变动作为内部冲击控制变量, 从而研究在不同经济周期阶段, 内外部冲击对中国经济的差异化影响。

对于疫情冲击, 考虑到样本期内发生了两次典型疫情事件, 本部分重点对“非典”时期以及新冠疫情对中国经济的影响进行分析。本文加入指示变量 $sars_{kt}$ ($k=1, 2, 3$) 以及 $covid_{kt}$ ($k=1, 2, 3$) 分别代表2003年“非典”疫情以及2020年新冠疫情所处三个阶段。当样本时间位于相应疫情的第 k 个阶段时, 相应指示变量取1, 否则取0。根据疫情发展情况, 本文设定“非典”疫情第一阶段为“开端期”, 从2002年12月—2003年2月, 此阶段“非典”开始传播但未遭到充分重视; 第二阶段为“蔓延期”或者说“战疫期”, 从2003年3月—2003年5月, 此阶段从政府到居民都开始重视, 采取了积极的防范措施; 第三阶段为“控制恢复期”, 从2003年6月—2003年12月, 此阶段“非典”疫情逐渐被控制并基本消除, 受疫情影响的各行各业开始恢复。同理, 本文设定2019年12月—2020年1月为新冠疫情“开端期”, 2020年2—3月为“战疫期”, 2020年4—12月为“控制恢复期”¹。

外部金融冲击方面, 本文分别使用MSCI全球指数 ($MSCI_t$)、美元指数 ($DOLLAR_t$) 以及按GDP加权平均的美国、日本、英国、欧元区基准利率² ($RATE_t$) 作为国际货币政策的代理变量 (后文称G4货币政策), 数据来源为Wind数据库, 其中美元指数的上升意味着美元升值。对于日度数据, 本文按月度进行平均, 并进一步计算得到同比增长数据。

¹ 本文定稿于2021年1月, 实际上新冠疫情仍处于“控制恢复期”, 北京、河北、吉林等省市仍然存在确诊病例。本文出于计量分析考虑, 基于定稿时点做出上述阶段划分, 不代表疫情已经结束。

² 考虑到数据的时间范围, 美国基准利率选择美国联邦基金利率, 日本基准利率选择隔夜无担保拆借利率, 英国基准利率选择英国央行公布的基准利率, 欧元区基准利率选择欧元区存款机制利率。

外部产出以及贸易政策不确定性冲击方面,本文分别用月度 OECD 工业生产指数(IPI_t)以及美国贸易政策不确定性指数(TUI_t)的同比增速来衡量,数据来源为 Wind 数据库,原始频率均为月度。

内部金融冲击方面,考虑到数据可得性,本文使用上证综指(SS_t)、间接标价法下人民币兑美元汇率(RMB_t)、银行间市场 7 天回购移动平均利率(RR_t)作为中国股票市场、外汇市场和货币政策的代理变量,数据来源为 Wind 数据库,原始频率为日度,按月进行平均后计算同比增速。

最后,综合各数据时间跨度,参考 Forsythe et al. (1977) 所提 FMM 插值方法,将季度 GDP 同比增长率插值至月度。由于季度增长率的计算基础为三个月 GDP 总和,现在为了更准确地得到月度同比增长率,本文假设已知的季度同比增长率为一个季度中间月份的月度同比增长率,并在此基础上进行插值,从而保证插值后的月度数据与季度数据的匹配度。

为了与原始数据进行区分,本文用小写字母 gdp_t 、 $msci_t$ 、 $dollar_t$ 、 $rate_t$ 、 ipi_t 、 tui_t 、 ss_t 、 rmb_t 以及 rr_t 代表各变量同比增速的差分¹,单位均为“%”,由于存在差分以及插值影响,本文样本周期为 2000 年 2 月—2020 年 11 月,表 2 为样本期间各差分变量相关统计信息。

表 2 变量相关统计信息

变量	代理变量	均值	标准差	最大值	最小值
中国经济	gdp_t	-0.01	0.73	4.25	-5.29
“非典”疫情阶段	$sars_{kt}$			1.00	0.00
新冠疫情阶段	$covid_{kt}$			1.00	0.00
国际股票市场	$msci_t$	-0.04	5.90	29.89	-24.23
国际外汇市场	$dollar_t$	-0.05	2.80	8.97	-7.09
G4 货币政策	$rate_t$	-0.52	94.86	925.03	-675.18
OECD 国家工业产出	ipi_t	-0.03	1.47	7.01	-13.46
美国贸易政策不确定性	tui_t	-0.28	251.78	2514.03	-1292.13
中国股票市场	ss_t	-0.05	12.77	63.67	-55.80
中国外汇市场	rmb_t	0.02	0.87	3.70	-4.44
中国货币政策	rr_t	0.15	29.88	116.37	-128.41

资料来源: Wind 数据库

(二) 模型设定

为了研究不同经济周期阶段下,各种类型外部冲击事件对中国经济的外溢影响,本文构

¹ 为了满足可比性与平稳性,本文对各变量均进行了一阶差分,最终样本期内各变量均平稳。

建了允许参数具有时变性的 TVP-VAR 模型:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{X}_t \mathbf{B}_t + \mathbf{A}_t^{-1} \mathbf{\Sigma}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (1)$$

其中 $\mathbf{Y}_t$ 为 k 维观测变量, $\mathbf{X}_t = \mathbf{I}_p \otimes (\mathbf{Y}_{t-1}, \dots, \mathbf{Y}_{t-p})$, $\otimes$ 代表克罗内克积, p 代表滞后阶数。系数参数 $\mathbf{B}_t$ 、协方差参数 $\mathbf{A}_t$ 及 $\mathbf{\Sigma}_t$ 随时间变化而变化, 误差项 $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N(0, \mathbf{I}_k)$ 。参考 Nakajima (2011) 做法, 本文设 $\mathbf{A}_t$ 为下三角矩阵, $\mathbf{\Sigma}_t$ 为对角矩阵, 即各冲击间彼此独立:

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1} & \cdots & a_{k,k-1} & 1 \end{pmatrix}, \quad \mathbf{\Sigma} = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_k \end{pmatrix}$$

进一步假设式 (1) 中的参数服从随机游走过程: $\mathbf{B}_{t+1} = \mathbf{B}_t + u_{Bt}$, $\mathbf{a}_{t+1} = \mathbf{a}_t + u_{at}$, $\mathbf{h}_{t+1} = \mathbf{h}_t + u_{ht}$, 其中 $\mathbf{a}_t = (a_{21}, a_{31}, a_{32}, a_{41}, \dots, a_{k,k-1})'$, $\mathbf{h}_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})'$, $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2$, 且满足:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ u_{Bt} \\ u_{at} \\ u_{ht} \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} \mathbf{I} & \mathbf{O} & \mathbf{O} & \mathbf{O} \\ \mathbf{O} & \Sigma_B & \mathbf{O} & \mathbf{O} \\ \mathbf{O} & \mathbf{O} & \Sigma_a & \mathbf{O} \\ \mathbf{O} & \mathbf{O} & \mathbf{O} & \Sigma_h \end{pmatrix} \right), t = p+1, \dots, T$$

其中 $\mathbf{B}_{p+1} \sim N(\mu_{B_0}, \mathbf{\Sigma}_{B_0})$, $\mathbf{a}_{p+1} \sim N(\mu_{a_0}, \mathbf{\Sigma}_{a_0})$, $\mathbf{h}_{p+1} \sim N(\mu_{h_0}, \mathbf{\Sigma}_{h_0})$ 。根据 AIC 准则, 模型滞后阶数 $p=2$ 。由于疫情冲击为外生冲击且时间较短, 故在 TVP-VAR 模型中不纳入考虑, 模型变量顺序为表 2 中除疫情以外的变量顺序。参考 Nakajima (2011), 本文选择 MCMC 方法对参数进行估计, 从而克服似然函数难以获得的问题, 其中迭代次数设为 5000 次, 模型先验分布设置为: $\mu_{B_0} = \mu_{a_0} = \mu_{h_0} = 0$, $\mathbf{\Sigma}_{B_0} = \mathbf{\Sigma}_{a_0} = \mathbf{\Sigma}_{h_0} = 10\mathbf{I}$, 各参数协方差阵对角线第 i 个元素的负 2 次幂满足先验分布: $(\mathbf{\Sigma}_B)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(20, 10^{-4})$, $(\mathbf{\Sigma}_a)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 10^{-4})$, $(\mathbf{\Sigma}_h)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 10^{-4})$ 。

五、实证结果分析

(一) 疫情对中国经济的影响分析

考虑到本文所考虑的“非典”以及新冠疫情持续时间较短, 以及其相对于其他变量外生性较强, 故本文不使用 TVP-VAR 模型, 仅使用 VAR 模型进行建模:

$$\mathbf{X}_t = \Phi_0 + \sum_{k=1}^q \Phi_k \mathbf{X}_{t-k} + \theta_1 \mathbf{SARS}_t + \theta_2 \mathbf{COVID}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2)$$

其中内生变量 $\mathbf{X}_t = (gdp_t, msci_t, dollar_t, rate_t, ipi_t, tui_t, ss_t, rmb_t, rr_t)$, 外生变量 $\mathbf{SARS}_t = (sars_{1t}, \dots, sars_{3t})$, $\mathbf{COVID}_t = (covid_{1t}, \dots, covid_{3t})$, Φ 为系数矩阵, θ_1 和 θ_2 为外生变量对应的系数矩阵, $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 为误差项, 滞后阶数定为 $q=5$ 。

表 3 和表 4 分别列出了模型 (2) 中外生变量系数阵 θ_1 和 θ_2 的值, 即“非典”和新冠疫情在各个时期对各变量的影响。可以看到两次疫情对各变量的影响存在一定共性, 也存在差

异。在疫情“开端期”，“非典”对经济的负面冲击低于新冠疫情，到“战疫期”和“控制恢复期”，“非典”对经济的负面影响才开始体现；对于新冠疫情，由于政府响应及时，快速停工停产，经济在“开端期”便遭受较大的负向冲击，2020年一季度经济同比萎缩6.8%，但在随后两个阶段，由于防控措施得当，市场信心逐渐恢复，国内复工复产复商情况良好，疫情对经济的影响逐渐减弱，GDP再次实现正增长。和“非典”疫情相比，中国经济受新冠疫情影响更大，不仅是由于中国经济体量变大，与国际市场关联度提高，处于国际产业价值链的核心位置，存在大量的二次输入冲击影响；还因为“非典”疫情前中国经济具有向上的动能，可以更好地吸收疫情的冲击，而本次新冠疫情发生前，中国经济增速已有所下降，使得疫情对经济的负向影响更大。

表3 “非典”疫情不同阶段的外溢影响

	$sars_{1t}$	$sars_{2t}$	$sars_{3t}$
中国经济	0.02	-0.04	-0.01
国际股票市场	-1.79	0.34	6.23
国际外汇市场	-0.71	-0.19	-0.36
G4 货币政策	1.78	6.95	-1.85
OECD 国家工业产出	0.15	-1.98	0.02
美国贸易政策不确定性	39.23	27.79	39.33
中国股票市场	0.15	3.87	-2.62
中国外汇市场	-0.27	0.10	-0.10
中国货币政策	4.79	-2.03	-1.31

资料来源：作者测算

注：单位（%）。

表4 新冠疫情不同阶段的外溢影响

	$covid_{1t}$	$covid_{2t}$	$covid_{3t}$
中国经济	-0.62	0.15	0.29
国际股票市场	18.11	1.29	-2.69
国际外汇市场	-0.60	-7.43	1.37
G4 货币政策	-72.16	-47.06	21.47
OECD 国家工业产出	-2.34	3.47	0.11
美国贸易政策不确定性	-454.06	40.85	23.95

中国股票市场	31.42	11.54	-7.40
中国外汇市场	-0.53	-0.03	0.61
中国货币政策	-15.39	-19.86	6.26

资料来源：作者测算

注：单位（%）。

（二）除疫情外其他外部冲击事件对中国经济的外溢影响分析

除疫情冲击外，其余冲击事件对中国经济的影响结果均来自于 TVP-VAR 模型结果¹，为了对繁荣期、平稳期和衰退期分别进行研究，本文将三个时期内每个时间点上的脉冲响应结果进行平均，从而避免只对某些特定时点进行分析带来的局限性。

图 3 绘制了中国经济（ gdp_t ）对外部冲击的脉冲响应函数，即各外部冲击上升一个标准差对中国经济带来的影响随时间的变化，时间单位为月。可以看到不同变量在不同经济周期对中国经济的影响是差异化的。

对于外部金融冲击中股票市场的影响来说，短期内，外部股市表现与国内经济同向变动，而长期看，外部股市的良好表现会对中国经济产生负向影响，当中国经济处于平稳期时，外部股市波动对中国经济的影响相对较小。短期的正向影响来自于国内外股市的联动性，当外部股市上升时，会刺激国内股市，从而推动经济增长；长期的负向影响则主要是由于国外股市上涨将缩窄境内外资产回报率差距，从而降低国内资产吸引力，减少跨境资本流入或增加国内资本流出，对国内经济产生冲击。

对于外部汇率市场的冲击，发现美元升值短期内对中国经济有负向影响，长期则会产生正向影响。美元升值会带来资本外流等风险（魏巍贤和张军令，2018），短期内对中国经济产生负向冲击；但从长期看，由于进出口贸易交易周期较长，合同条款存在价格粘性，对汇率变动反应较慢，美元升值意味着人民币贬值，随之带来的贸易优势将逐渐体现，会给中国经济带来正向影响。这意味着，对中国来说，短期汇率波动主要通过金融渠道发挥作用，而在长期贸易效应会逐渐显现。

对于外部货币政策的冲击，G4 经济体扩张性货币政策在短期对中国经济增长有利，在中长期则主要存在负面效应。根据何国华和彭意（2014），外部的扩张性货币政策一方面会导致其本币贬值，改善其贸易条件，进而对中国贸易条件造成负向影响，存在支出转换效应；另一方面会通过提升其进口需求从而提高中国的出口水平，即存在正向的吸收效应。短期看，G4 经济体扩张性货币政策对中国经济的支出转换效应高于吸收效应，长期吸收效应高于支出转换效应。对于外部产出冲击，对中国经济存在两种截然不同的效应，一种是替代效应，即 OECD 国家工业产出的增加会挤占中国产品市场份额，加大中国产品面临的国际竞争，

¹ 考虑平稳性，本文剔除了 2020 年第一季度中国 GDP 同比增速，改用插值作为替代。文章篇幅有限，TVP-VAR 模型的估计结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

另一种是互补效应，OECD 国家工业产出增加会加大对中国中间零部件等产品的进口需求，从而刺激中国相关产品生产。从实证结果看，外部产出对中国经济的互补效应在短期小于替代效应，特别是当中国经济处于衰退期时，该效应更加明显。受新冠疫情影响，2020 年各国工业产出普遍下降，对中国工业制成品进口需求上升，有助于中国经济恢复增长。但中长期来看，随着国外生产恢复，将对中国经济产生一定抑制。

对于外部贸易政策的冲击，从实证结果看，美国贸易政策不确定性指数上升短期内对中国经济存在负向影响，特别是当中国经济处于衰退期时负向影响更大。

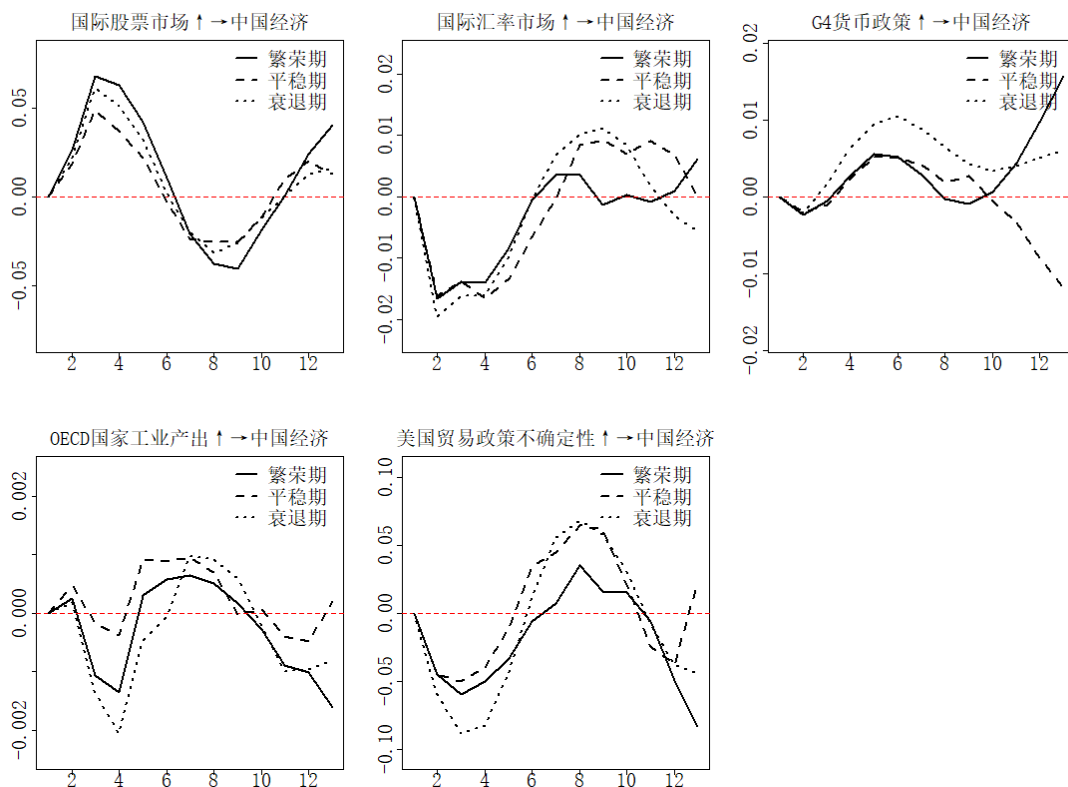


图 3 外部冲击对中国经济的影响

资料来源：作者测算

（三）国内金融市场波动对中国经济的外溢影响分析

图 4 绘制了中国经济 (gdp_t) 对国内金融市场冲击的脉冲响应函数。可以看到，与外部股市相似，中国股市上升短期内会刺激经济，长期看由于股市过热会刺激资金由实体转向资本市场，对经济发展带来负向影响，其中当经济处于平稳期或衰退期时，国内股市对经济的影响低于繁荣期。对于人民币汇率，中短期内人民币币值与中国经济同向变动，即贬值对经济有负面影响，可能主要是源于贬值会导致跨境资本流出，金融因素影响超过贸易因素影响，而中长期贸易因素则会占主导。对于中国价格型货币政策工具，短期内降息会对中国经济产生促进作用，对于处在衰退期的中国经济尤为显著；但从中长期看，降息会产生负面影响，而加息会吸引国际资本流入，给经济带来正向影响。

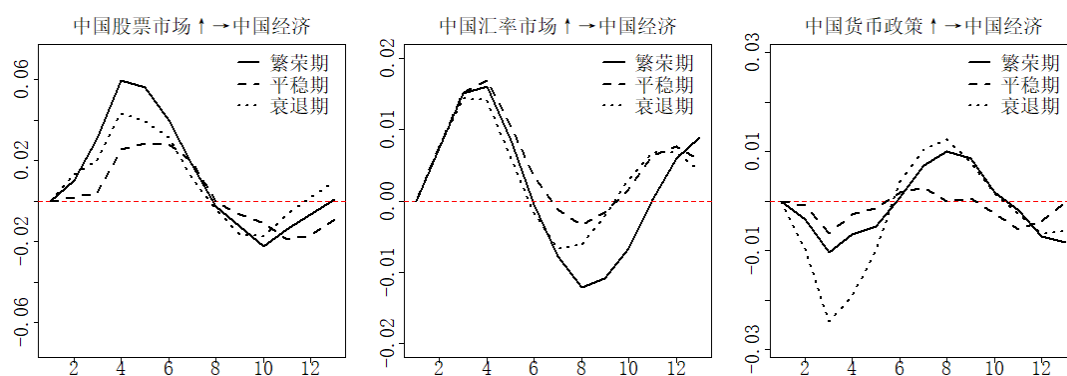


图4 国内冲击对中国经济的影响

资料来源: 作者测算

(四) 中国经济受外部冲击影响排序

为了进一步衡量三个时期各冲击对中国经济的影响大小, 本文对经济周期三个阶段分别建立一般的 VAR 模型进行方差分解。考虑到存在间隔的经济周期阶段不能合并建模, 而建模要求各阶段持续时间足够长, 本文选择 2005 年 7 月—2007 年 5 月、2007 年 6 月—2009 年 3 月及 2010 年 4 月—2019 年 9 月分别作为繁荣期、衰退期和平稳期的样本区间进行建模。其中 2005 年 7 月—2007 年 5 月是样本期内较为典型的一次经济繁荣期, 期间中国经济增速达到了 20 年来的最高值 (15%); 2007 年 6 月—2009 年 3 月则是因全球金融危机导致经济进入衰退期; 2010 年 4 月—2019 年 9 月是金融危机以来持续时间最长的一段经济平稳期。由于传统方差分解结果会根据模型变量顺序不同而变化, 本文参考 Pesaran & Shin (1998) 方法, 使用广义预测误差方差分解方法对模型进行方差分解, 从而避免由于变量顺序不同而造成的结果差异。

表5 方差分解结果

变量	繁荣期	平稳期	衰退期
中国经济	56.76%	89.82%	34.37%
国际股票市场	8.90%	3.79%	0.08%
国际外汇市场	5.03%	0.31%	22.39%
G4 货币政策	2.89%	0.18%	5.92%
OECD 国家工业产出	10.92%	0.11%	0.51%
美国贸易政策不确定性	1.62%	0.50%	10.88%
中国股票市场	4.22%	0.35%	15.13%
中国外汇市场	0.78%	0.12%	10.52%
中国货币政策	8.88%	4.82%	0.19%

资料来源: 作者测算

表 5 展示了各类冲击在不同时期对中国经济波动的影响权重, 可以看到除了中国经济自

身外，各个时期存在着不同的主要冲击，并且外部冲击总体对中国经济的影响比例也存在差异，其中外部冲击，即表 5 第 3~7 行，在衰退期对中国经济影响最大，为 39.78%，其次为繁荣期的 29.36%，在平稳期影响最小，仅为 4.89%。

分冲击类型看，在经济繁荣期，由于中国实体经济处于加杠杆周期，融资需求较大，因此受国内外货币政策和利率变动影响较大，国内、国际货币政策变动分别可以解释中国经济 8.88% 和 2.89% 的波动。不仅如此，由于经济繁荣期往往伴随着股市走高，股票波动反过来又会影响经济增长，由国内外股票市场冲击带来的中国经济波动分别占总波动的 4.22% 和 8.90%。此外，作为出口主导型经济体，企业现金流的实现和杠杆率的维持有赖于出口贸易创汇情况，因此，在很大程度上还受外部产出影响（占比 10.92%）。

在经济平稳期，各类冲击对中国经济的影响都较小，中国经济主要受经济发展趋势和惯性影响。对中国经济起主要影响的是国内货币政策冲击，占其他各类冲击（除 gdp_t 自身）的 47.37%，这也意味着，在经济平稳期，需要重点维持国内货币政策稳定。另外，国际股票市场对中国也有 3.79% 的影响，需要关注其对中国经济的溢出效应。

在经济衰退期，内外部冲击对中国经济的影响相比平稳期有所提高。与繁荣期不同的是，对中国经济起主要影响的是国内外汇率市场的波动，占比分别为 10.52% 和 22.39%。国内股票市场的波动也解释了 15.13% 的中国经济波动。除此之外，还需要关注全球利率中枢变动（5.92%）以及美国贸易政策不确定性变动（10.88%）对中国经济的影响。

六、宏观审慎政策的作用

为了进一步研究宏观审慎政策对防范外部冲击的效用，本文利用宏观审慎代理变量与外部冲击对中国经济的脉冲响应函数值进行回归分析。其中宏观审慎代理变量来自 IMF 的宏观审慎政策数据库（iMaPP），数据为 1990—2016 年的月度数据，其中包含两类数据：贷款价值比（LTV）平均限制¹，以及各类宏观审慎政策实施的虚拟变量²，对于每一类政策，收紧记为 1，放松记为 -1。本文选择贷款价值比平均限制（LTVI³），以及各类政策实施（除 LTV 相应政策）的虚拟变量之和（MAPP）作为宏观审慎政策的两个虚拟变量，其中贷款价值比是使用频率较高的一类宏观审慎政策工具。被解释变量方面，本文选择前文 TVP-VAR 模型得到的各外部冲击对中国经济 12 期⁴平均冲击的绝对值，考虑到 TVP-VAR 的滚动计算方式，以及差分操作的影响，最终样本期为 2000 年 4 月—2016 年 12 月。

¹ 贷款价值比主要考虑房地产抵押贷款的数据，若无贷款价值比限制则设为 100，数值越低则限制越高，代表政策收紧，具体信息见 Alam et al. (2019)。

² 共包含 17 类政策：银行的逆周期资本缓冲要求，银行资本留存缓冲要求，银行资本要求，银行杠杆限制，宏观审慎目的的贷款损失准备，总信贷额的增长限制，贷款限制，外汇借款限制，贷款价值比限制，放贷收入比限制，税收限制，流动性限制，贷款存款比，外汇敞口头寸限制，宏观审慎目的的存款准备金率要求，资本和流动性的附加费用以及其他类型。

³ 为了与 MAPP 变量相对应，即数值上升表示政策收紧，本文的 LTVI 变量为 100-LTV。

⁴ 即 12 期脉冲响应结果平均后的绝对值。根据前文分析，不同冲击在长短期有所差别，但回归结果却无显著差异，文章篇幅有限，相应结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

表6 宏观审慎政策对于防范和化解外部冲击的作用

	全样本		繁荣期		平稳期		衰退期	
	LTVI	MAPP	LTVI	MAPP	LTVI	MAPP	LTVI	MAPP
国际股票市场	+							
国际外汇市场	+		-	+	+			
G4 货币政策	-				-		-	
OECD 国家工业产出	+						-	
美国贸易政策不确定性	+							
中国股票市场	+							+
中国外汇市场	-				-		-	
中国货币政策	+						-	

资料来源：作者测算

注：“+”表示正向显著，“-”表示负向显著，空白表示在10%置信水平下不显著。

由表6可以看到，不同时期下，宏观审慎政策对于平抑外部冲击影响的作用不同。整体来说，贷款价值比收紧有助于降低各类外部冲击对中国经济带来的冲击，而其他类型宏观审慎政策则主要作用于国际外汇市场对中国经济的影响。当经济处于平稳期时，限制贷款价值比的效果和全样本类似，而其他各类宏观审慎政策效果有限。当经济处于繁荣期时，宏观审慎政策整体效果不明显。当经济处于衰退期时，宏观审慎政策作用明显，限制贷款价值比方式主要可用于防范外部货币政策、外部产出变动对中国经济的冲击，对于国内外汇市场以及货币政策变动冲击也可起到一定平抑作用，而其他各类宏观审慎政策可以起到一定补充，有助于缓解国际外汇市场以及国内股票市场异常波动对中国经济的冲击。

六、结论及政策建议

本文利用 TVP-VAR 模型，研究了中国经济处于不同周期阶段下，受内外部冲击的差异化影响，并实证检验了宏观审慎政策对于平抑外部冲击的作用。主要结论如下：

第一，采用三阶段划分方法对中国经济周期进行划分，结果发现，1992 年—2020 年四季度，中国经济经历了 4 个繁荣期、5 个衰退期。受新冠疫情影响，中国经济于 2020 年第一季度进入衰退期，但随着疫情得到有效控制，经济于 2020 年第二季度再次进入平稳期。

第二，本文将“非典”以及新冠疫情分为“开端期”“战疫期”及“控制恢复期”，结果发现，“非典”疫情对经济的负面影响在后两个阶段逐渐显现，而新冠疫情对中国经济的

负面影响在“开端期”最大，此后在各类刺激政策影响下经济逐渐企稳。

第三，整体来看，短期国内外股市下跌、美元升值、人民币贬值、全球利率中枢下行、国内紧缩性货币政策、外部产出上升会对中国经济带来负向冲击。

第四，外部冲击在中国经济处于繁荣期、平稳期和衰退期时，对中国经济有差异化影响。经济衰退期受外部冲击影响最大，冲击可以解释经济波动的 39.78%，其次是繁荣期，冲击可以解释经济波动的 29.36%，影响最小的是稳定期，冲击可以解释经济波动的 4.89%。

第五，细分冲击类型看，在繁荣期，影响最大的内外部冲击为：外部工业产出冲击（占比 10.92%）、国际股票市场冲击（8.90%）以及国内货币政策冲击（占比 8.88%）；在平稳期，影响最大的内外部冲击为：国内货币政策冲击（占比 4.82%）以及国际股票市场冲击（占比 3.79%）；在衰退期，影响最大的内外部冲击为：国际外汇市场冲击（占比 22.39%）、国内股票市场冲击（占比 15.13%）、外部贸易政策不确定性冲击（占比 10.88%）以及国内外汇市场冲击（占比 10.52%）。从实证分析结果中可以发现，在经济繁荣期，需要重点关注国内外利率中枢和流动性的变化、国内外股票市场的异常波动以及 OECD 国家工业产出的异常变动；在经济平稳期需要稳定国内货币政策、关注国际股票市场；在衰退期需要重点维持人民币汇率稳定，关注国内股票市场、美元指数以及外部贸易政策的异常变动。

第六，本文进一步研究了宏观审慎政策在防范外部冲击时的作用，发现当中国经济处于平稳期和衰退期时，宏观审慎政策作用较为明显，其中限制贷款价值比的方式效果最好，其他宏观审慎政策工具则主要用于防范国际外汇市场波动对中国经济的冲击；而当经济处于繁荣期时，宏观审慎政策的作用不够明显。

新冠疫情使中国经济短暂进入衰退期，冲击远大于“非典”期间，为了更好地防范和平抑各类内外部冲击风险，推动国内经济稳定复苏，根据本文研究结论，提出以下建议。第一，货币政策应更加灵活适度。从经济发展实际出发，加强逆周期调节，综合使用逆回购、中期借贷便利、再贴现、再贷款等工具，保持市场流动性合理充裕，加大结构性信贷供给，降低实体经济融资成本，全力支持做好“六稳”“六保”工作。第二，维持国内股市稳定健康发展。在平稳期，国际股市波动对中国经济影响效应较大，如果国际股市出现异常波动，风险将通过避险情绪和跨境资产组合调整波及至国内市场。因此，应高度关注国际股市在经济复苏疲弱背景下的波动风险，稳定国内股票市场运行，降低杠杆率，加强市场监管，避免股市过快上涨出现资产价格泡沫。第三，进一步强化疫情防控，推动经济稳定复苏。严格贯彻“外防输入、内防反弹”的总体防控策略，统筹疫情防控和社会经济发展，在防控常态化条件下加快恢复生产生活秩序，积极有序推进复工复产。第四，完善宏观审慎监管框架。在经济下行压力和各种不确定条件下，增强预判性，把握稳增长与防风险的有效平衡，健全“货币政策+宏观审慎监管”双支柱调控框架，加强对国际股市、跨境融资、离岸人民币等高风险领域的风险监控与预警，更好地维护经济稳定和国家金融安全。

参考文献

- [1] 邓创, 徐曼. 中国的金融周期波动及其宏观经济效应的时变特征研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2014, 31 (09): 75-91
- [2] 董进. 宏观经济波动周期的测度[J]. 经济研究, 2006 (07): 41-48
- [3] 董直庆, 王林辉. 我国证券市场与宏观经济波动关联性: 基于小波变换和互谱分析的对比检验[J]. 金融研究, 2008 (08): 39-52
- [4] 何国华, 彭意. 美、日货币政策对中国产出的溢出效应研究[J]. 国际金融研究, 2014 (02): 19-28
- [5] 胡利琴, 彭红枫, 李艳丽. 中国外汇市场压力与货币政策——基于 TVP-VAR 模型的实证研究[J]. 国际金融研究, 2014 (07): 87-96
- [6] 黄鹏, 汪建新, 孟雪. 经济全球化再平衡与中美贸易摩擦[J]. 中国工业经济, 2018 (10): 156-174
- [7] 黄潇雨. 外部经济冲击对中国经济周期的影响机制研究[D]. 吉林大学, 2019.
- [8] 刘金全, 郑挺国. 我国经济周期阶段性划分与经济增长走势分析[J]. 中国工业经济, 2008 (01): 32-39
- [9] 李众敏, 吴凌燕. 人民币升值对中国经济的影响研究: 基于全球贸易分析模型的初步评估[J]. 世界经济, 2008 (11): 57-64
- [10] 刘尧成, 李想. 金融周期、金融波动与中国经济增长——基于省际面板门槛模型的研究[J]. 统计研究, 2019 (10): 74-86
- [11] 彭斯达, 陈继勇. 中美经济周期的协动性研究: 基于多宏观经济指标的综合考察[J]. 世界经济, 2009, 32 (02): 37-45
- [12] 孙立新. 国际金融危机冲击与中国宏观政策反应效果研究——基于开放经济 DSGE-VAR 模型[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2016 (02): 35-45
- [13] 唐宜红, 张鹏杨, 梅冬州. 全球价值链嵌入与国际经济周期联动: 基于增加值贸易视角[J]. 世界经济, 2018, 41 (11): 49-73
- [14] 王国静, 田国强. 金融冲击和中国经济波动[J]. 经济研究, 2014 (03): 20-34
- [15] 魏巍贤, 张军令. 人民币汇率变动、跨境资本流动与资本管制——基于多国一般均衡模型的分析[J]. 国际金融研究, 2018 (10): 76-86
- [16] 席涛. 国际经济外部冲击对中国经济的影响[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2019 (04): 134-145
- [17] 杨子晖, 田磊. 中国经济与世界经济协同性研究[J]. 世界经济, 2013, 36 (01): 81-102
- [18] 于震, 李晓, 丁一兵. 东亚经济周期同步性与区域经济一体化[J]. 数量经济技术经济研究, 2014 (08): 21-38

- [19] Alam Z, Alter A, Eiseman J, et al. Digging Deeper – Evidence on the Effects of Macroprudential Policies from a New Database[J]. IMF Working Paper, 2019
- [20] Antonakakis N. Business cycle synchronization during US recessions since the beginning of the 1870s [J]. Economics Letters, 2012, 117 (2): 467-472
- [21] Bernanke B S, Gertler M L, Gilchrist S. The Financial Accelerator and the Flight to Quality[J]. Review of Economics and Statistics, 1996, 78 (1): 1-15
- [22] Beutels P, Jia N, Zhou Q Y. The economic impact of SARS in Beijing, China[J]. Tropical Medicine & International Health, 2009, 14 (1): 85-91
- [23] Bezemer D J, Zhang L. From Boom to Bust in the Credit Cycle: The Role of Mortgage Credit [C]. 27th Australasian Finance and Banking Conference, 2014
- [24] Bry G, Boschan C. Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs[R]. NBER, 1971
- [25] Cakir M Y, Kabundi A. Business cycle co-movements between South Africa and the BRIC countries[J]. Applied Economics, 2013, 45 (33): 4698-4718
- [26] Forsythe G, Malcolm M, Moler C. Computer Methods for Mathematical Computations[M]. Prentice-Hall, New Jersey, 1977
- [27] Guo M, Lu L, Sheng L, Yu M. The Day after Tomorrow: Evaluating the Burden of Trump's Trade War[J]. Asian Economic Papers, 2018, 17 (1): 101-120
- [28] Hai W, Zhao Z, Wang J, Hou Z G. The Short-Term Impact of SARS on the Chinese Economy[J]. Asian Economic Papers, 2004, 3 (1): 57-61
- [29] Handley K. Exporting under trade policy uncertainty: Theory and evidence[J]. Journal of International Economics, 2014, 94 (1): 50-66
- [30] Hodrick R J, Prescott E C. Postwar us business cycles: an empirical investigation[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1997, 1-16
- [31] Keogh-Brown M R, Smith R D. The economic impact of SARS: How does the reality match the predictions? [J]. Health Policy, 2008, 88 (1): 0-120
- [32] Limao N, Maggi G. Uncertainty and trade agreements[J]. American Economic Journal: Microeconomics, 2015, 7 (4): 1-42
- [33] Maier S. Empirical essays on the effects of the economic cycle on human capital, health and fertility[D]. University of Antwerp, 2019

- [34] Nakajima J. Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications[J]. Monetary and Economic Studies, 2011 (29): 107-142
- [35] Pesaran H, Shin Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models[J]. Economics Letters, 1998, 58: 17-29
- [36] Rana P B, Cheng T, Chia W M. Trade intensity and business cycle synchronization: East Asia versus Europe[J]. Journal of Asian Economics, 2012, 23 (6), 701-706

Types of External Shocks versus China's Economic Cycle Volatility: A Evaluation of the Effectiveness of Macro-Prudential Policies

Wang Youxin¹ Wang Yifan² Yang Hanfang^{2,3}

(1. Bank of China Research Institute, 2. School of Statistics, Renmin University of China; 3.

Center for Applied Statistics, Renmin University of China; corresponding author)

Abstract: In the context of increasing global economic volatility and the spread of cross-border risk contagion, this article focuses on the four external shocks of the epidemic, international financial market fluctuations, external output fluctuations, and US trade policy uncertainty, which have a different impact on the Chinese economy at different periods of the cycle.

This article used the business cycle identification method based on Bezemer & Zhang (2014) to classify China's business cycle. Moreover, methods such as VAR, TVP-VAR, and generalized forecast error variance decomposition were used to measure the direction and size of the impact of external shocks on the Chinese economy. The empirical analysis sample range was from the first quarter of 1992 to the fourth quarter of 2020. The external shock indicators mainly included the MSCI global index, the US dollar index, the benchmark interest rates of major countries in the world, the OECD industrial production index, and the US trade policy uncertainty index. According to the trend of epidemic prevention and control, this article divided SARS and COVID-19 into three stages: initial period, spread period and control-recovery period, and analyzed the spillover effects of different stages on China's economy.

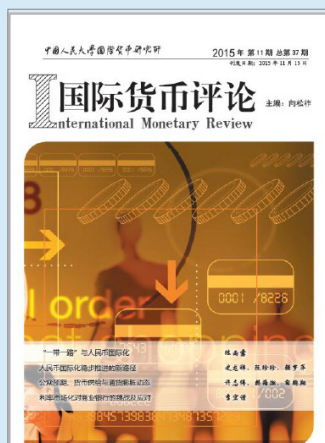
The results found that when the Chinese economy is in a recession period, it is most affected by external shock events. The shock can explain 39.78% of economic fluctuations, followed by the boom period with 29.36% of the impact, and the plateau period only affects 4.89%. Compared with the SARS epidemic, the COVID-19 caused the greatest negative impact on China's economy in the initial period, and the negative effects diminished since then. The economy is gradually recovered in the spread period and control-recovery period of the epidemic. In the context of the impact of the epidemic, the decline in domestic and foreign stock markets, the appreciation of the dollar, the depreciation of the renminbi, the increase in external output, and the increase in trade policy uncertainty will magnify the negative impact on the Chinese economy, and China's relatively loose monetary policy will stimulate economic recovery. In addition, further empirical findings show that when the Chinese economy is in a period of plateau and recession, the macro-prudential policy has a more obvious effect on suppressing external fluctuations. Among them, the method of restricting the loan-to-value ratio has the best effect. Other macroprudential policy tools are mainly used to prevent the impact of the international foreign exchange market fluctuations on the Chinese economy.

To better prevent and suppress various internal and external shock risks and promote the stable recovery of the domestic economy, based on the conclusions of this article, the following policy recommendations are put forward. The first is that monetary policy should be more flexible and appropriate to play a counter-cyclical control function. The second is to maintain the stable operation of the domestic stock market and reduce the risk of cross-border contagion due to fluctuations in the international stock market. The third is to coordinate the prevention and control of epidemic and the social-economic development, to accelerate the restoration of production and living order under the conditions of

normalization of prevention and control. The fourth is to improve the macro-prudential supervision framework to maintain an effective balance between growth and risk prevention.

Key words: Economic Cycle of China; External Shocks; The Epidemic; Macro-Prudential Policies

征稿启事



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

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

作品要求:

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

投稿方式:

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

邮寄地址:

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

《国际货币评论》编辑部



元素征信 专业的信用大数据服务商

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

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