

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张 杰

中国资本市场：第三种模式

外部冲击下系统性金融风险的生成机制

面向高质量发展的新增长分析框架、TFP测度与驱动因素

流动性冲击、利率衍生工具和商业银行期限转换功能

不确定性与宏观经济波动

吴晓求、何 青、方明浩

方 意、荆中博

刘晓光、龚斌磊

辛兵海、张 琳

王 博、徐飘洋

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

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

刊 名：国际货币评论
刊 期：月 刊
主办单位：中国人民大学国际货币研究所
出版单位：《国际货币评论》编辑部
地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室
邮 编：100872
网 址：www.imi.ruc.edu.cn
电 话：86-10-62516755
传 真：86-10-62516725
邮 箱：imi@ruc.edu.cn



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

目 录

【卷 首】

中国资本市场：第三种模式	吴晓求、何青、方明浩	01
外部冲击下系统性金融风险的生成机制	方意、荆中博	22
面向高质量发展的新增长分析框架、TFP 测度与驱动因素	刘晓光、龚斌磊	54
流动性冲击、利率衍生工具和商业银行期限转换功能	辛兵海、张琳	71
不确定性 & 宏观经济波动		
——基于企业预防性定价和居民失业风险视角	王博、徐飘洋	82
人民币汇率变动影响企业跨国并购的微观机理及经验证据	司登奎、刘云、刘喜华	105
外部经济政策不确定性与人民币汇率稳定	刘强、陶士贵	120

中国资本市场：第三种模式

吴晓求¹ 何 青² 方明浩³

【摘 要】中国资本市场经历了 30 多年的探索，发挥了政府的顶层设计优势，吸收了发达资本市场的规范理论与发展经验，融入了中国经济发展的实践基础与现实需要，正在形成一种有别于传统意义上的市场主导和银行主导的金融体系的第三种模式。本文从中国资本市场的发展逻辑、历史使命以及新模式探索三个方面，系统梳理了资本市场功能的变化及其与中国经济战略转型的深度耦合关系。在此基础上，深入分析当前中国经济发展的新目标、新路径，总结提炼出服务中国经济战略的市场与银行“双峰”主导型金融体系架构下的资本市场发展新模式。发展第三种模式，要将透明度建设作为资本市场改革和发展的重点，充分运用法律机制和市场机制的互补性优势，协同推进资本市场基础设施的完善。

【关键词】资本市场；第三种模式；透明度建设

一、中国资本市场的发展逻辑

自创立之初，中国资本市场就承担起满足社会直接融资需要的功能，并始终肩负着为中国实体经济服务的使命，这是由中国的经济体制和所处的发展阶段所决定的。不同于发达国家的资本市场，中国资本市场从世界发展最快经济体的土壤中孕育而出，缺乏漫长历史的自然演进过程，更没有在犯错和纠错中实现蜕变的转折点，导致早期市场可能出现功能较为单一、制度存在一定缺陷的问题。然而，无论股票发行、对外开放等制度性变革，还是法律制度、多层次资本市场等基础设施建设，中国资本市场长期顺应经济发展战略的需要，既为经济高速发展提供了增长动力，又为高质量发展模式转型推动着科技创新的进步。

伴随着社会主义市场经济的蓬勃发展，中国资本市场制度上的一些缺陷和不足慢慢显露出来，既制约了市场的自身发展，又限制了市场功能的发挥。从中国的实践来看，资本市场的发展既顺应了金融“脱媒”的趋势，推动着金融结构朝着更加市场化的方向变革(吴晓求等, 2020), 又不断适应着不同发展阶段的经济战略需要，使得资本市场在规模、结构、功能、国际影响力等方面都发生了实质性的变化。现阶段，中国资本市场为实体经济服务的重心从

¹ 吴晓求，中国人民大学中国资本市场研究院院长、财政金融学院教授。

² 何青，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中国人民大学财政金融学院教授、长江经济带研究院高级研究员。

³ 方明浩，中国人民大学经济学院博士后。

传统工业企业转向科创型和成长型企业，政府也从顶层制度设计者逐步向维护市场秩序的监管者角色转型，不断向市场化、法制化、国际化方向推进改革的步伐。

(一)功能演进：从融资为主到投融资并重

1990 年沪深交易所创设以来，中国资本市场最主要的功能是以满足社会融资需要为主，尤其是国有企业的融资需求(见图 1)。早期上市的企业多是传统工业企业，其特点表现为生产方式相对落后、规模及成长有限、创新能力不足，加上股权分置问题的存在，导致市场整体缺乏价值和成长性，投资属性难以得到充分体现。股权分置改革以后，中国股市进入全流通时代，加上一批大型蓝筹股回归 A 股市场，资本市场的财富管理功能开始凸显出来。很多有成长性的企业开始出现，增加了资本市场的发展活力，为日益增长的居民收入提供了更多的投资渠道，初现市场的财富管理功能。

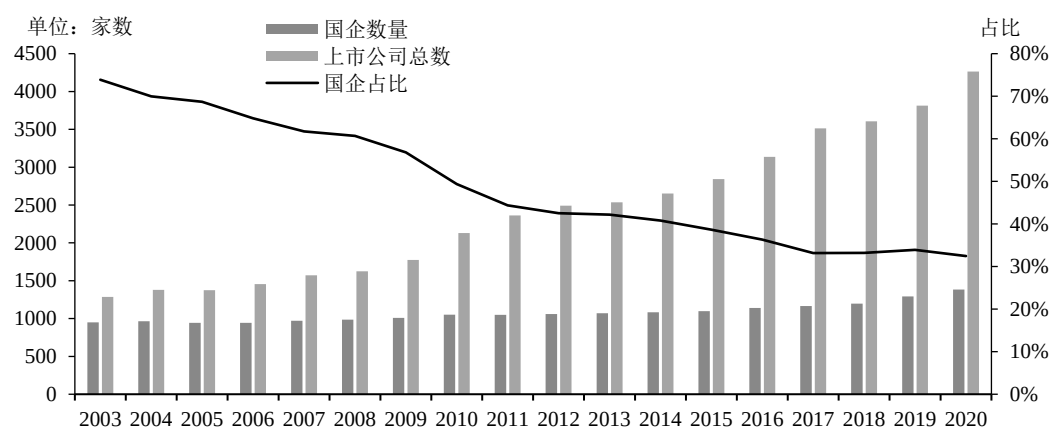


图 1 2003-2020 年 A 股上市公司国企数量及其占比

资料来源：国泰安数据库。

(二)资源配置：从行政审批到市场优化

中国资本市场的制度改革中，最为核心的内容就是发行制度的演进，先后实行了审批制、核准制、注册制，共经历了六个阶段(见图 2)，实现了从行政统揽到市场主导资源配置的有效转变(吴晓求、方明浩，2021)。审批制是典型的行政主导型的资源配置方式，带有计划经济的色彩。核准制在市场化选择上迈进了一大步，仍是市场化制度的过渡性安排。注册制是高度市场化的发行审核制度，不再简单地以发行人为中心进行审核，如发行人的盈利能力、与大股东关联交易等内容，而是加强对披露内容完整性和真实性的核查与判断，同时注重不同时间进入公司的股东之间的平等交易，促进不同投资者之间的公平。

以发行制度为基础的市场化改革，需要进一步完善与注册制相匹配的一系列法律制度建设，包括信息披露、交易、退市等基础性制度，特别是内部人交易问题和严重违法违规企业

的强制退市。随着资本市场各项制度的逐步完善,市场有效配置资源的能力得到进一步提升,行政机构则逐步成为维护市场合法秩序的有力保障。

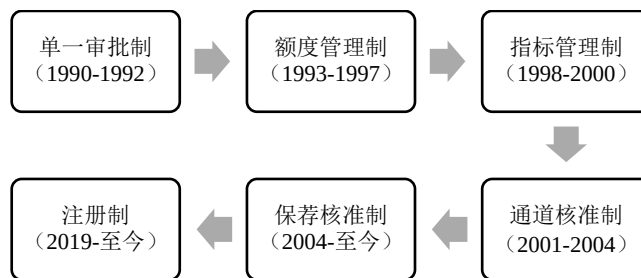


图 2 沪深交易所股票发行制度的变革历程

(三)法制建设：从行政规范到依法治市

法制建设一直是资本市场发展的重点,其重要性随市场配置资源能力的提升而不断加强。中国发展资本市场,采取行政规范先行的办法,并按照从无到有、由粗到细、先地方后全国的思路,制定和修改相关法律法规,成熟一条就修改补充一条。在资本市场的初创时期,率先形成的法律规范多服务于探索中的资本市场建设,具有较强的实践性,表现出“先发展、后规范”的特征。因此,初期形成的法律规范缺乏一定的系统性与稳定性,呈现较浓的行政化与政策化色彩,有些规则之间甚至存在互相脱节和矛盾的问题。随着《证券法》的颁布与多次修订,中国资本市场法制建设已初步形成全方位的法律体系,涉及证券法律制度、行政法律制度、民事法律制度、刑事法律制度,并按照“建制度、不干预、零容忍”的指导原则依法治市,处理的违规事件数日益增加(见图 3),不断提升市场的法治水平。

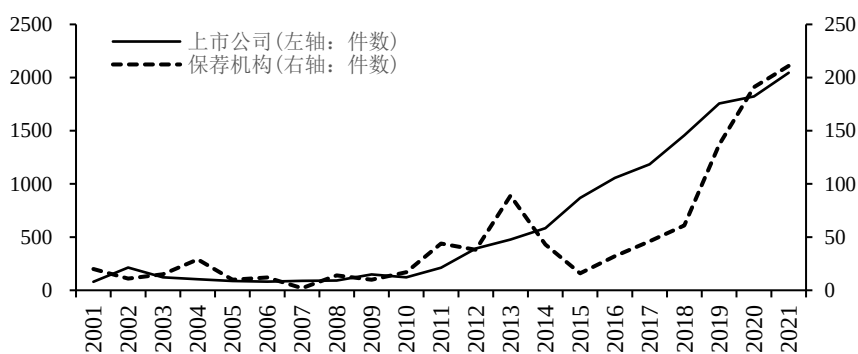


图 3 2001-2021 年关于上市公司和保荐机构每年违规处罚案件数变化情况

资料来源: Wind 和国泰安数据库。

然而,中国资本市场的法制和透明度建设仍存在一些明显的不足:(1)资本市场监管立法规范较为庞杂,且相关法律文件的法律位阶较低,缺乏上位法的支撑;(2)资本市场相关规范的制定过程存在透明度不足,例如大量的法律规范并非通过立法程序形成,授权立法存在被授权主体的规范性文件制定活动不符合立法的诸多要素等问题,缺乏对规范性文件的司法审

查制度；(3)资本市场监管权力的运行缺乏一定的可预期性、透明度与制约性，与中国资本市场发展时间较短有关，监管者往往会承担更多的市场发展任务，被赋予更多的权威与权力，容易引发对资本市场活动予以“父爱主义”式的事先干预；(4)股票发行、信息披露等制度的透明度建设不足，存在资本市场信息披露参与主体单一、对信息披露质量的监督力量匮乏等问题，且存在“信息堆积”现象，如内幕交易案件¹；(5)在为投资者提供高透明度的救济规范方面，有关投资者保护的制度安排仍有待完善。

(四)对外开放：从“走出去、引进来”到互联互通

无论早期推出的B股制度以及正式对外开放投资大门的QFII和RQFII制度，还是鼓励境内企业赴境外上市和QDII制度，都是按照“引进来”或“走出去”的战略思路来运用外资发展经济，为企业发展提供资本、技术和管理经验。然而，这些开放制度都是单向的、管道式的，彼此之间是分割的、互不联系的。

随着“沪港通”和“深港通”相继实施，沪、深交易所与香港联合交易所建立起互联互通的双向开放机制。目前，通过陆股通机制进入内地市场的资本已经远超QFII的规模(见图4)，既增强了股票市场流动性，又推动了上市公司治理机制的完善。同时，在债券市场上，香港与内地通过“债券通”建立互联互通机制，“北向通”和“南向通”相继上线。此外，“沪伦通”“沪日通”等机制正在逐步建立和完善起来。互联互通机制的建立和运行，是中国资本市场开放进程的一大步，为国际金融中心建设和资本市场的扩大开放提供了有利条件。

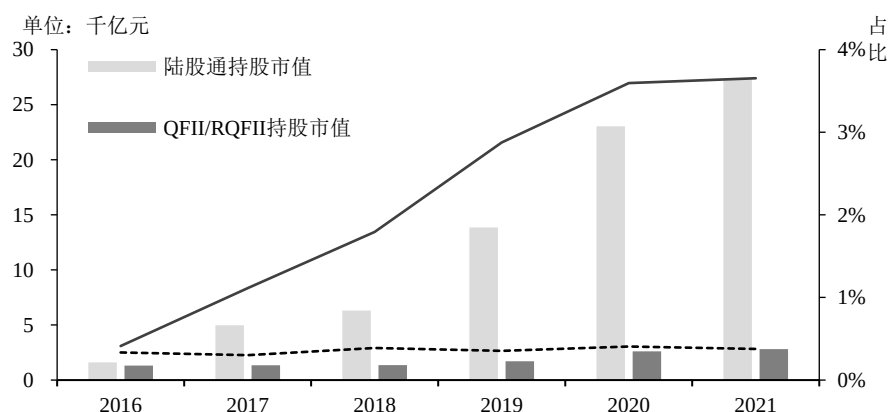


图4 2016-2021年QFII/RQFII和陆股通规模及占比对比

资料来源：Wind数据库。

(五)监管者角色转换：从顶层制度设计者到市场秩序维护者

中国资本市场的各项制度不是在漫长的历史演进过程中慢慢形成的，而是适应市场经济

¹ 关于内幕交易案件，证监会稽查部门对内幕消息知情人和内幕信息范围，仅以内部文件予以规范，未对外公开发布，不符合法律公开的基本原则，降低了监管权行使的透明度。

快速发展的结果。对于发展中国家而言,要建立起一套较为完整的资本市场秩序,仅依赖市场短时间内自发形成是难以实现的。尽管法制约束和市场自律的有机融合对于市场秩序的实现极为重要,但法律制度的形成和完善是一个十分缓慢的过程。中国政府充分发挥了规则制定上具有权威性、强制性和普遍适用性的优势,为资本市场的快速建立并初具规模做出了积极的努力和贡献。政府作为制度和规则的设计者、制定者,一方面表现出提供公共物品的积极作用,但另一方面公权力较大可能会出现“父爱主义”式干预。

随着金融结构、功能和风险的变化,资本市场监管的逻辑也会发生改变,由此推动监管模式的转变。在法制逐步完善的过程中,法制的威慑力和约束力日益显著,市场自律机制也随之慢慢形成,行政机制则将资源配置的主导地位交还给市场,更多地承担起市场合法秩序的维护者和监管者角色。中国证券化金融资产规模与占比(见图 5)以及违法违规案件(见图 3)的快速增长,对资源配置效率和监管效率的提升提出了更高的要求,需要市场和政府在资源配置和监管方面发挥各自的优势。特别地,现代金融体系下的风险来源由资本不足为主演变为透明度与资本不足并存,相应地,监管模式从以资本监管为主向资本监管和透明度监管并重转变。透明度监管意味着监管重心后移,从事前、事中监管向事中、事后监管转移。

总之,中国资本市场在设立之初,就注重顶层设计的作用,与不同阶段的经济战略密切联系,按照市场化、法制化和国际化的发展理念逐步推动市场的发展。到目前为止,作为发展最快的新兴经济体,与发达国家的资本市场相比,中国资本市场发展的历史较短、相对落后,在制度、功能、效率等方面都存在一定的差距。以美国的注册制为例,其历史可以追溯到 1911 年堪萨斯州制定的证券法即《蓝天法》和 1933 年美国联邦《证券法》,由此形成了双重注册制(沈朝晖, 2011)。归根到底,中国资本市场存在诸多不足的根本原因主要是尚未建立起一套全面且细致的资本市场法律体系以及配套的市场化监管体系,有待形成一个法制具有威慑力、执法严格公正、市场能够自律且互相监督的规范秩序。

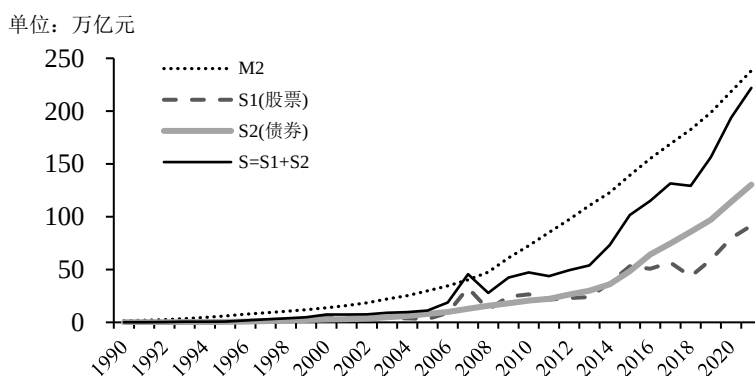


图 5 1990-2021 年 M2 和证券化金融资产规模变动趋势

注：(1) 2011 年 10 月起，货币供应量 M2 已包括住房公积金中心存款和非存款类金融机构在存款类金融机构的存款。(2) S1 表示股票类金融资产，S2 表示债券类金融资产，S (S1+S2) 表示证券类金融资产。

资料来源：中国人民银行、国家统计局、Wind 数据库。

二、 中国资本市场的历史使命：服务于国家经济战略转型

(一)从国际大循环到国内国际双循环

改革开放以来，中国在探讨沿海地区对外开放时，提出了“国际大循环”战略，旨在鼓励和提倡沿海地区积极参与国际交换和市场竞争。“国际大循环”战略顺应了当时世界经济形势和中国经济发展的历史机遇，既发挥了沿海地区的经济优势和有利条件，充分利用了国际市场和外商投资，也解决了农村剩余劳动力的转移问题，减少了与内地的原料和市场竞争。2001 年 12 月，中国加入世界贸易组织(WTO),中国企业进一步参与国际分工和竞争中，中国经济也保持了较长时期的快速增长。

在确立发展外向型经济的很长一段时间内，中国经济对外依存度从 1978 年的 10%持续上升至 2001 年的 38%,在中国加入 WTO 后进一步提速，并在 2006 年达到了 64%的峰值。之后，中国经济对外依存度整体上保持下降趋势，到 2016 年之后趋于平稳，一直保持在 32%左右(见图 6)。中国通过国际大循环积极融入国际市场，使国家总收入和人均收入取得大幅度的提升，但随着经济规模的快速增长和世界经济形势的变化，中国经济的内部结构也在随之发生变化，表现为对国际市场的依赖程度相对下降，国内市场对经济增长的贡献率则相应地提升。

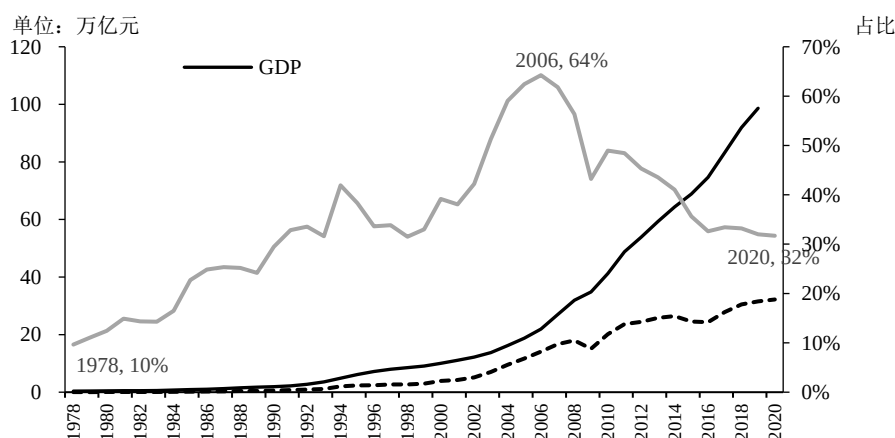


图 6 1978-2020 年中国经济规模及对外依存度变化情况

资料来源：国家统计局。

英、美、德、日四国都是发达的开放经济体，经济总量位于世界前列，各自有着发达的、

差异化的金融体系。中国作为世界第二大经济体,经济总量介于美国和日本之间,经济对外依存度的变化态势会与美国和日本类似,上升至一定高度后回落,并在一定范围内上下浮动,大致水平应在 30%左右(见图 7)。

当前中国经济结构和增速正在发生转变,内生性资本和需求逐渐成为中国经济增长的驱动力。要深刻认识中国经济面临的国际环境和国内情况,采取合适有效的举措实现经济转型和产业升级战略,为经济可持续增长、社会稳定发展体系奠定良好基础,从而逐步形成以国内大循环为主、国内国际双循环相互促进的新发展格局。

进入新发展阶段,中国经济增长不再过分看重速度,而是遵循质量为主、效益为先的绿色发展理念,从增量扩张转变为存量优化来促进经济发展。高质量发展战略对市场经济的作用提出了更高要求,通过有增有减、有进有出的优胜劣汰机制,把低效率的成分淘汰掉,让高效率的要素占领市场。同时,新发展阶段对科技创新的要求发生了本质性变化,实现从“模仿者”和“追赶者”向“并跑者”和“领跑者”角色的转变,即从模仿创新向原始创新转变,由此打通产业链、供应链的阻塞点和风险点,打破“卡脖子”技术的封锁线。

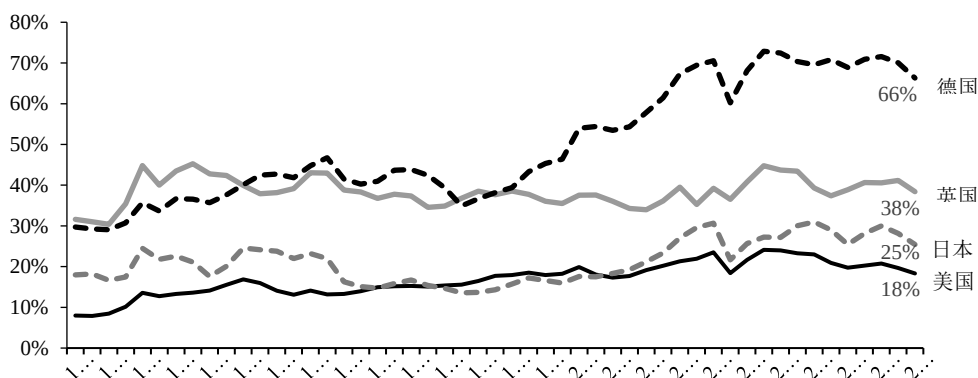


图 7 1970-2020 年英美德日对外依存度变化

资料来源:世界银行。

(二)中国经济战略转型:新目标与新路径

目前,中国已经全面建成小康社会,实现了第一个百年奋斗目标,开启了全面建设社会主义现代化国家新征程。“十四五”时期是“两个一百年”奋斗目标交汇之际,是中国经济战略的重要转型期。党的十九届五中全会对中国经济的远景目标做了全面规划。第一,到 2035 年建成中等发达国家,进一步健全和完善社会主义市场经济体制机制。第二,实现在发展基础上的共同富裕。继续深化收入分配制度改革,缩小收入分配差距。第三,实现“双碳”目标。在 2030 年前实现碳达峰和 2060 年前实现碳中和,走生态优先、绿色低碳的高质量发展道路。

实现这些目标，中间具有诸多不确定性。新冠肺炎疫情的全球暴发和蔓延，使中国经济发展的外部环境变得更加严峻。我们需要进一步挖掘中国经济增长的内生性动力，以国内需求作为发展的出发点和落脚点，加快构建完整的内需体系。扩大内需和促进消费，不断提高城乡居民人均收入增长，特别要提高低收入群体的收入水平和扩大中等收入群体。全球气候变化也在深刻影响着世界和中国经济的发展进程。要实现“双碳”目标，意味着中国需要用全球最短的时间实现节能减排，这对长期以来高能耗的经济发展模式无疑是一个大挑战。

由此可见，寻求科技创新和产业升级转型，挖掘内生经济增长动力是实现中国经济发展新目标的必然选择。在保持经济增长的同时，优化经济结构，打造高效、安全的完整产业链的经济体，发展战略新兴产业，实现基础研究和关键核心技术的突破。要利用科技的优势，减少能源消耗并提高使用效率，加强可再生能源的利用以促进能源结构的优化，实现生产生活的绿色转型。

(三)中国资本市场发展的新使命

从基础设施建设、传统工业企业到科技创新、新兴产业，中国经济增长的内生驱动力正在由投资驱动向消费驱动转型，由此需要构建强大的内需体系。具体有两种途径，一是通过国产技术和产品对国外技术和产品进行替代，提升国内产业链、供应链的地位以达到扩大内需的目的；二是通过运用全新的技术创造新的产品和服务，打破国外技术封锁和垄断，实现供给的增加和落后技术的替代。这两种途径都依赖于国内企业大批量的科技创新，后者的要求则更高。由于科技创新往往在总体上呈现出高投入、高风险、高回报、长周期的特征，需要经历很长的发展路径才能实现市场回报。资本市场的功能能够与这些特征相匹配，那么推动大量的科技创新自然就离不开资本市场的支持。因此，服务科技创新、推动产业升级转型，成为中国资本市场发展的新使命。

然而，中国资本市场发展仍存在一些缺陷和不足，制约着其功能的发挥和效率的提升。归根而言，这些缺陷和不足主要集中于法制建设的问题上，大致表现为两个方面，一是基础性制度的缺失，如完整的退市制度；二是透明度不足。进一步来看，透明度不足既因为信息披露等规则的不完善或漏洞，又因为市场参与者自律性不足以及监管与执法不到位。正是因为法制建设的缺陷和不足，才引发了一系列问题。具体地，中国资本市场比较突出的问题包括以下几个方面。

第一，缺乏常态化的退市机制。

目前，中国资本市场已经实现 IPO 常态化，每年上市公司的数量都有几百家，但退市的公司数量则十分有限。以 2021 年为例，IPO 公司数量达 524 家，退市公司数量达 23 家，整

体新增上市公司达 501 家，市场容量快速扩张。这是当前退市机制仍不完善造成的，特别是缺乏完善的退市后监管机制，无法妥善安置大批量退市的企业。尽管新上市的公司能够为资本市场带来新鲜血液，但是进出失衡的市场没有形成良好的生态，导致投资效应较弱，甚至可能会加剧市场投机行为，进一步限制市场的价值发现和财富管理功能的发挥。

第二，内部人控制引发中小股东利益保护问题。

股权高度集中是中国上市公司治理的突出特征。大股东凭借对公司的相对或绝对控制权以及信息优势，通过侵占公司资产(叶康涛等，2007)、关联交易(Jian 和 Wong, 2010)、股权质押(郝项超、梁琪，2009)等方式“掏空”上市公司，造成对中小股东利益的侵占。因此，上市公司作为市场信息的主要生产者，要及时、真实、准确、完整地披露信息，对全体股东和投资者负责。

第三，中介机构的监督作用有待进一步提升。

市场效率的提升不仅依赖上市公司主体的信息披露和投资者的积极参与，还需要市场相关机构如保荐机构、承销商、会计事务所等中介机构发挥相应的职能，促进市场信息的有效流动。中国资本市场存在的一些问题如 IPO 高抑价率问题、财务造假、分析师预测过度自信(丘心颖等，2016)等，很多与中介机构没有在职能范围内向市场传递有效的信息有关，其中近期典型的案例如康美药业的审计师失职问题。随着市场规模的扩大，这些中介机构在维护市场透明度方面应发挥相应的作用，促进市场的良性发展。

第四，行政监管资源的有限性。

随着上市公司数量的不断增加，各类投资者、中介机构等市场参与者也随之增加，加上从发行到交易再到退市的各个环节，使得市场每天都会产生海量信息，尤其是对大量的违法违规行为的甄别和惩处，无疑都会给监管部门造成巨大的负担和压力。如何维护好公平且有效的市场秩序，既需要监管部门继续加强基础性制度建设，促进市场自律机制的形成，还要求监管部门提高监管透明度和监管机构之间的协调与配合。

总之，中国资本市场能否有效地完成新使命，取决于如何妥善地处理法制建设中亟须解决的问题。只有处理好以上问题，才能更好地发挥市场的价值发现和财富管理等功能，使科技创新型和成长型企业得到更有效的支持，居民财富整体上能够更好地保值增值，进而推动中国创新驱动战略的实施和强大内需体系的构建。

三、中国资本市场新探索：第三种模式

金融深化理论认为，发展中国家要想使经济得到发展，就应发挥金融对经济的促进作用，

放弃“金融压制”政策，实行“金融深化”或“金融自由化”(McKinnon, 1973; Shaw, 1973)。中国的金融改革是晚于经济改革的，对金融部门的管制形成金融压抑，导致金融自由化滞后于经济自由化。随着中国经济的改革开放，金融脱媒的趋势随之加深，市场也催生出多样化的融资需求和投资需求。但不可否认的是，政府在规范制定方面有着天然优势，具有权威性、强制性和普遍适用性。中国资本市场从地方性自发市场到全国性规范市场，从单一市场到多层次市场，法制建设从无到有、从粗到细，逐步推动对外开放，处处体现了政府在资本市场顶层设计中的作用。

重视顶层设计是中国经济发展模式的一个显著特征，也是中国经济发展的重要经验(吴晓求，2021)。中国资本市场的发展也不例外，既重视市场在资源配置中的决定性作用，也不否定政府在市场基础性制度建设中的特殊地位。在经济的不同发展阶段，根据国家发展规划和宏观调控需要，政府向市场明确传递宏观决策信号，引导市场与长期发展战略同向而行。不过，中国资本市场在创立之初，就存在诸多管制，加上理论和经验的不足，导致制度上存在较多缺陷。随着市场化改革的推进，要求资本市场逐步弥补这些缺陷，并在政府减少干预的同时，与国家发展战略目标相配合。

现阶段，中国经济发展正面临从高速增长向高质量发展转变，从要素驱动向创新驱动转变，从规模扩张向结构优化转变。创新成为引领高质量发展的第一动力。由于资本市场的功能和特性能够兼容科技创新投入的风险特征，能够更好地发挥金融对科技创新和新兴产业的支撑作用。当前，监管部门尤为重视“建制度、不干预、零容忍”的指导原则，来满足市场化改革的需要，但中国经济面临严峻的内外压力，要求资本市场的发展仍要与国家发展战略相联系，为中国经济向高质量发展转型提供有力的支持。因此，中国资本市场需要在顶层设计上强调科技创新的地位和作用，同时顺应经济发展规律进行改革，逐步形成一个符合中国发展实际的新模式。

(一)市场主导与银行主导下的金融体系

从全球范围来看，金融体系发展模式大体可以分为两种：一种是以美国、英国为典型的市场主导型金融体系，资本市场为企业活动和经济发展提供强大的推动力；另一种是以德国、日本为典型的银行主导型金融体系，银行采取一些不同于英美的创新性金融安排，部分替代了资本市场对科技创新的推动作用(吴晓求等，2005)。市场主导与银行主导两种金融模式下，有着不同的资本市场发展模式，这与一国的经济发展有很大的关联。以美国和德国为例，两种模式之间的差异既与金融体系自身发展有关，也与创新体系有密切联系。

1.美国模式

早在独立战争时期,现代金融业就在美国诞生了。银行是美国当时最早产生的金融组织形式,并长期作为美国金融体系的重要组成部分。美国金融体系经历了四次大的调整,其中在很长一段时期内,商业银行占据了绝对主导地位。到大萧条之后,美国资本市场开始在一个严格的规章制度框架下,逐渐取代商业银行体系成为科技创新的主要推动者。这种金融结构变化背后的原因主要体现在三个方面:第一,美国民众对权力集中的“根深蒂固的恐惧和反感”,导致国家在金融政策制定过程中采取了抵制大银行的思路,并体现在若干金融法案中,这种分散化政策严格限制了商业银行的发展;第二,大萧条后美国资本市场建立了高效全面的制度体系,促进了美国资本市场的规范、快速、健康发展;第三,在 20 世纪 70 年代,美国信息革命的兴起推动了电子、信息、生物等新兴产业的蓬勃发展,促进了美国产业升级和经济快速增长。因此,美国产业在资本市场强有力的支持下,实现了资本市场与科技创新的有机结合,完成了产业结构由重工业向高新技术产业的成功转型。

从美国技术创新发展的特点来看,美国政府和企业长期在基础研究中大量投入。美国政府在诸多新兴产业如半导体和互联网等投入巨额资金,吸引众多企业参与,为美国在相关领域保持世界领先地位奠定了坚实的基础。同时,美国大量企业设立了著名的企业实验室,如贝尔实验室(AT&T)、杜邦中心实验室等,这些企业的发展证明了基础研究对企业盈利能力和成长性具有巨大而深远的影响。时至今日,美国仍然保持着超大规模的研发投入,长期居于世界首位。美国企业在全世界顶尖企业创新榜上占据一大半的份额,如普华永道全球企业创新报告(2018)显示美国有 7 家企业进入前 10 强。现在美国大型企业逐渐退出基础研究,但是美国政府长期高度重视基础研究,形成了新的“创新分工”体系,即大学专注于基础研究,大型公司专注于技术的应用和商业化。

2. 德国模式

德国是典型的“银行”主导型金融体系,其银行体系延续商业银行(私人所有的银行)、储蓄银行(国有或公共银行)和信用社(合作制银行)的三支柱框架,并保留了规模较大的政策性银行。德国是实行混业经营最为典型的国家,其银行逐步发展成全能银行(Universal Bank,又称为综合银行),在企业贷款、股权融资、公司治理中占据重要地位。德国选择发展以银行业为主体的金融体系的原因在于以下几个方面。第一,德国企业不喜欢股权融资的方式。这既是因为德国的资本市场不够发达,又因为家族企业在德国经济体系中占有很高的比重,而相关企业担忧在公开上市后出现企业控制权转移问题(Vitols, 2001)。第二,德国的全能银行与企业之间有着多方面的密切联系。这些银行通常会与企业建立长期稳定的信贷关系,同时还会通过持有企业的大量股票及在董事会中任职等方式,强化与企业的联系,并给予相应指

导(Hirsch-Kreinsen, 2011)。第三，德国金融体系的监管宽容度较低。英美法系对私人缔约予以完全的自由与保护，而德国属于大陆法系国家，更偏向于公共利益，并对私人缔约予以一定的限制。这一特征使得整个金融体系运行比较稳健，不易出现由金融危机引发的经济危机，但由于对更多的金融创新进行了限制，导致金融业活力不足(黄宪等，2019)。

从德国的创新体系来看，企业处于中心的地位。德国中小企业具有以创新为导向的企业文化，加上大部分德国中小企业是家族企业，采取扁平化的管理结构，使得创新效率能够保持较高的水平。虽然这种企业引领的创新模式较少出现划时代意义的创新，但该模式更加注重产业应用和推广，能够在革命性创新出现后迅速跟进，深度挖掘创新的价值，并通过成果转化延伸出创新的价值链。这种模式的突出优势还包括和谐的劳资关系、企业和行业协会深度合作下的职工培训制度、个人对职业和企业的忠诚、精益求精的工匠精神以及表现为社团主义的集体主义文化(刘舫舸等，2021)。

虽然在德国的经济转型过程中，资本市场对企业并没有太多的直接支持，但是德国的创新型企业并没有陷入融资难题(张晓朴等，2021)。一方面，德国中小企业虽然数量众多，但是多数中小企业有着较强的创新能力、盈利能力和内源融资能力，对外源融资依赖较低；另一方面，德国银行体系和金融政策形成了长期稳定的贷款政策和银企关系，特别是对创新型中小企业的支持。但是，资本市场的不发达抑制了德国风险资本的发展。一方面，德国风险资本的资金主要来源于银行体系，而其他出资人如养老金等参与较晚，且出资规模很小；另一方面，资本市场不发达导致 IPO 退出机制不畅通，限制了风险资本的退出，阻碍了整个行业的良性循环。因此，与美国发达的资本市场相比，德国上市公司规模及占 GDP 比重都远远小于美国(见图 8)。

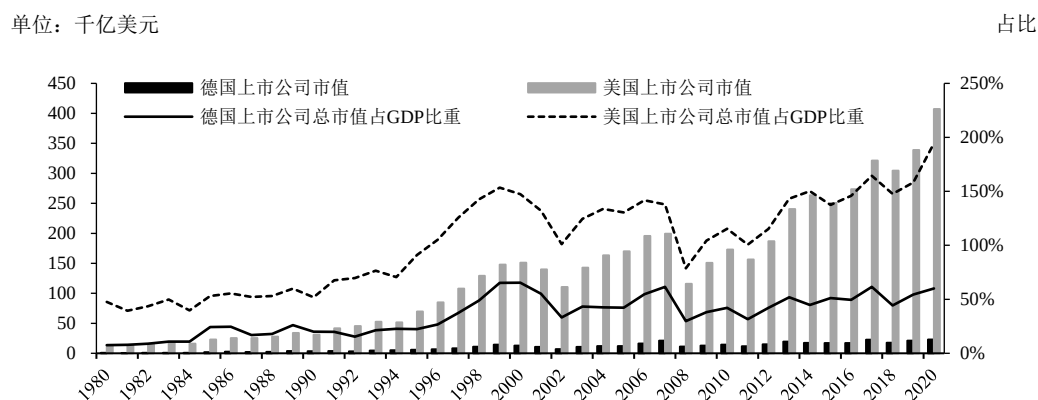


图 8 美国与德国上市公司总市值及其占 GDP 比重

资料来源：CEIC 数据库。

(二)基于大陆法系架构的英美法系融合

La Porta 等(1998)较早研究了法律制度对金融体系的影响和作用, 并指出多国资本市场和银行业发展的现状都可以追溯到其法律渊源的不同, 其中普通法系国家对外部投资者保护更好, 资本市场也相对发达, 而大陆法系则相反。中国资本市场的发展, 除了遵循资本市场一般性原则和英美市场的理论内核外, 还做出了自己的一些探索, 形成了适应中国经济发展的资本市场制度体系。特别地, 中国资本市场的法制化不仅从体系上进行全面完善, 还在大陆法系的基本架构上针对资本市场一些新的变化吸取英美法系的特点, 在一定程度上促进了大陆法系与英美法系的融合。

第一, 独立董事制度。

大陆法系的公司主要通过“独立第三方”的监事会制度来监督大股东和高管, 属于“二元制”公司治理结构。自《公司法》颁布实施以后, 中国上市公司就采取大陆法系的“双层治理模式”, 即股东大会下设董事会和监事会。然而监事会制度在中国存在“缺位”和“虚置”的问题, 一直无法解决“一股独大”、内部人控制等公司治理问题。独立董事制度是英美法系下的产物, 通过单设董事会把决策权与监督权集于一体, 形成了“一元制”的构造, 并在英美资本市场中能够有效地规避内部人控制等问题, 因而被学者和监管部门认为是解决中国公司治理问题的替代方案。2001 年 8 月, 中国证监会开始推行并实施独立董事制度。2006 年 1 月, 新《公司法》要求上市公司聘任独立董事, 标志着我国最终从法律层面确立了独立董事制度。自此, 监事会和独立董事共同成为中国上市公司内部治理体系的重要组成部分。

第二, 特殊投票权制度。

受大陆法系传统理念的影响, 中国上市公司治理方式长期秉持一股一权原则。随着互联网经济和高新技术产业的快速发展, 一些高科技型企业担心上市后发生控制权转移, 便倾向于选择发行双重股权结构的股票。美国资本市场率先探索双重股权结构的上市制度, 如谷歌、脸书等美国高科技企业以及京东、百度、优酷等在美国上市的中国企业。同时, 还出现了其他形式的具有“不平等投票权”本质的股权结构, 如阿里合伙人制度、腾讯“大股东背书”模式。2018 年 7 月, 香港证券交易所开始尝试双重股权结构的上市安排, 而小米则成为港交所首家采取“同股不同权”架构的内地企业。注册制改革后, 科创板和创业板先后推出特殊投票权制度, 积极适应了高科技企业治理架构的新趋势。

第三, 代表人诉讼制度。

2020 年实施的新《证券法》对“代表人诉讼制度”做出了相关规定, 在学理上突破了关于“代表人必须同时是案件当事人”的传统认识, 在实践上直接赋予了投保机构基于当事人委托而成为代表人的法律地位。2021 年 4 月, 中证中小投资者服务中心针对上市公司康美

药业提起了全国首例特别代表人诉讼案件，并由广州市中级人民法院于 2021 年 11 月做出一审判决。作为中国资本市场历史上具有开创意义的标志性案件，在证券纠纷代表人诉讼规则的完善等方面，具有较高的理论价值与示范意义，同时对促进中国资本市场法制体系完善、加强投资者权益保护具有里程碑意义。

(三)资本市场发展的中国探索：第三种模式的形成

中国资本市场过去的发展模式是以融资为主的、金融压抑的、制度缺陷的。现如今，中国资本市场的发展面临三个方面的需要，一是日益多样化的市场需求，二是提升市场财富管理功能的要求，三是积极响应国家发展战略转型的需要。中国进入高质量发展阶段，既要向创新驱动战略转型，推动产业升级，又要维护供应链、产业链安全，构建起强大的内需体系。与此同时，中国要构建现代金融体系，一方面，必然要顺应金融“脱媒”的趋势，充分发挥市场配置资源的效率优势；另一方面，在中国长期以银行体系主导的社会融资模式下，仍需要有效利用信贷资金的规模优势。由此，中国正在探索出一种与经济发展战略相适应的、市场与银行“双峰”主导型金融体系下的资本市场发展新模式。

中国资本市场发展是与国家经济转型战略深度耦合的，正在形成有别于美、德模式的第三种资本市场发展模式。这是由中国经济规模、结构和高质量发展要求所决定的。吴晓求等(2020)从经济发展路径角度分析发现，虽然市场主导和银行主导的金融体系都能在金融资源配置上做得很成功，但是市场主导型国家可能在创新技术、新兴产业上更成功，比如英国和美国；而银行主导型国家在学习和推广成熟技术产业方面效率更高，比如日本和德国。相比于资本市场，商业银行更侧重于满足低风险产业的融资需求，更有助于传统成熟产业的发展(Allen 和 Gale, 2000)。但资本市场更能适应科技创新所具有的高投入、高风险、长周期等特征，并在未来时期给予与风险相匹配的市场回报。由此可见，中国资本市场发展战略之所以是市场与银行“双峰”主导型金融体系下的新模式，是因为中国既会像英国和美国那样发挥资本市场对科技创新的推动作用，又会类似德国和日本那样借助银行来保持工业的持续繁荣。

除了与经济战略的耦合，中国资本市场的发展模式还有两个典型的特征：一是重视顶层设计；二是基于大陆法系构建与英美法系融合的法律体系。在顶层设计指导下，这种模式的精髓在于，通过吸收发达国家资本市场发展历史中所形成的一般性原则，适度地引入国家战略意图的引导作用，改变了原有法律结构的某些约束，从而有效地吸收了有利于资本市场发展的独立董事制度、特殊投票权制度等英美法系元素，使资本市场的法律规范走上了大陆法系和英美法系的“融合”之路。

由此可见,中国资本市场要发展的第三种模式是基于中国的制造业大国地位和创新型国家发展战略,是一种能与经济体量相匹配、与科技创新相适应的市场化模式。中国模式不仅依赖于银行提供的大量信贷资金对整个经济稳定运行的支持,也需要资本市场风险分散机制下的投融资功能对科技创新的推动。在未来,中国资本市场的发展道路一定要立足于中国发展实际,坚持建设大国金融下的现代金融体系和资本市场健康、稳定的发展目标,持续推进市场化、法制化、国际化。同时,中国资本市场要继续发挥顶层设计优势,充分考虑本土性因素,更好地促进大陆法系与英美法系的融合关系,将弥补法制和透明度建设不足作为资本市场改革和发展的重点。

四、 发展第三种模式的重点：以透明度建设为核心

习近平总书记高度重视资本市场基础性制度在透明度方面的建设,先后做出了一系列重要指示和批示。2019年2月22日,习近平总书记在主持中共中央政治局第十三次集体学习时强调,“要建设一个规范、透明、开放、有活力、有韧性的资本市场,完善资本市场基础性制度,把好市场入口和市场出口两道关,加强对交易的全程监管”,明确了中国资本市场的发展方向。十九届四中全会和中央经济工作会议对加强资本市场基础制度建设做出了重要部署,指出应“加强资本市场基础制度建设,健全具有高度适应性、竞争力、普惠性的现代金融体系,有效防范化解金融风险”。只有加强资本市场基础制度建设,特别是以透明度为核心的法制建设,才能更好地发挥资本市场的功能和效率,从而促进中国资本市场新模式的发展。

资本市场的发展需要一套完整的市场基础设施,包括统一的信息披露规则、严格的证券立法和有效的证券执法体系、高质量的会计准则、高效率的结算支付体系等。资本市场秩序的核心是维护市场透明度,这是因为市场透明度是资本市场赖以存在和发展的基础,是资本市场功能得以有效发挥的必要条件(吴晓求等,2004)。因此,基于法制和透明度融合而成的市场完整性,是市场基础设施建设的重要目标。

(一)基于法制与透明度的资本市场基础设施建设

资本市场是一个基于信息进行交易的市场,交易者或投资者基于对信息的判断确定价格,而股票、债券等有偿证券则成为价格相关信息的交易载体。价格相关信息的有效产生与透明公开,直接影响资本市场的稳定运行和资源配置。保持市场竞争性和信息有效性的法制化和透明度,是资本市场存在和发展的基础性要求。从历史来看,中国资本市场的规范存在实践先于制度的现象,包括信息披露制度等基础设施是在市场建立以后逐步形成的。随着中国资

本市场在市场化、法制化、国际化的方向上不断前进，法制与透明度为基础设施的建设成为资本市场发展的重点。

科创板的设立与运行标志着中国进入注册制时代。注册制的运行理念在于，保证市场信息公开及时、完整、真实，使市场机制得以有效运行，发挥优胜劣汰的作用。注册制对信息披露的要求更为严格，并不是对资本市场放任自流，而是将有限的公共资源更好地用在信息披露监管之上，对信息的判断则交由投资者自身负责。监管部门的职责在于通过资本市场的法制建设，以保证相关信息的有效公开，不以行政手段形成对市场运行的干预，但对破坏市场秩序的行为予以严厉打击。作为一种市场化的运行模式，注册发行制度效益的实现往往需要与核准制下的实质性审查相配合。虽然注册制并不完全对应形式审查，但仍需要包含一定的实质审查的内容，如美国联邦层面和州层面的双重注册制下的实质审核(沈朝晖，2011)。因此，透明度建设既要保证信息的充分公开，也要在法制不断完善的条件下形成一套有效的体制机制加以保证。

(二)中国资本市场违规行为分析

中国资本市场一直存在大量的违法违规事件，从被侦查和处罚的案件数来看，整体上呈快速上升趋势(见图 3)。这些违规处罚事件主要来自上市公司自身、大股东、管理层、中介机构、机构或个人投资者等，涉及的违法违规行为通常为违规披露、财务造假、内幕交易、欺诈上市、操纵股价等。从表 1 来看，上市公司违规事件主要集中在信息披露上，其中披露不实、重大遗漏、虚假记载、违规买卖股票等违规行为发生频率较高。保荐机构是与上市公司紧密相关的中介机构，是市场信息生产的重要参与者，但保荐机构的违规处罚案件也在频频发生。此外，保荐机构的违规事件主要发生在重大事项、年报审计、IPO 等问题上，都与公司的信息披露密切相关。然而，由于监管部门对违法违规行为的侦查和认定存在一定的概率，实际上可能还存在大量违法违规行为尚未被侦查出来。

从信息公开的角度来看上市公司的各类违规事件，披露不实、虚假记载、虚构利润、虚列资产、欺诈上市、擅自改变资金用途、一般会计处理不当等都属于信息公开的真实性和准确性问题，重大遗漏、内幕交易、违规担保、占用公司资产、操纵股价、违规买卖股票等主要涉及信息公开的完整性问题。实际上，大量违规的产生都与信息公开的时效性和公平性有关，只要及时地向全体股东或投资者披露企业真实、准确、完整的信息，就能大幅挤压弄虚作假的可乘之机。因此，绝大多数违法违规案件是与信息公开的及时性、公平性、真实性、准确性、完整性等相关，归根到底就是透明度不足问题。

表 1 中国上市公司违规处罚案件分类统计情况

年份 违规类型	1999-2021	2021	2020	2019	2018	2017
操纵股价	29	6	5	1	2	5
内幕交易	260	31	28	28	32	24
违规买卖股票	2369	399	284	293	266	234
违规担保	492	93	98	105	26	18
占用公司资产	745	181	140	109	36	33
擅自改变资金用途	190	19	23	27	12	14
披露不实(其它)	4533	640	669	608	510	367
推迟披露	434	12	48	23	27	36
虚构利润	440	94	51	38	44	46
虚假记载(误导性陈述)	2534	462	390	378	283	205
虚列资产	67	8	12	5	8	5
一般会计处理不当	785	99	110	76	49	55
重大遗漏	2722	384	376	287	221	234
欺诈上市	9	-	-	-	-	-
其他	6119	1084	967	830	641	486
合计	21728	3512	3201	2808	2157	1762

资料来源：国泰安数据库。

不可否认的是,近年来各类违法处罚事件的增加,既可能与市场规模快速扩张有关,也可能是因为资本市场法制建设和监管部门执法水平的提高。就目前而言,法制建设仍是中国资本市场长远发展的重中之重,除一些基础性制度的缺失外,关键在于如何加强透明度建设。透明度建设的作用至少体现在两个方面:一是促进市场信息的有效公开,使违法违规行为无所遁形;二是在完整的市场体系下,抑制违规行为的动机。因此,透明度建设既要充分考虑如何细化规则来明确相关主体责任,实现法律强制促进信息有效公开,又要提升监管部门的侦查能力和判决水平,形成法治威慑力和自我约束力来降低违规的动机,同时要推动市场自律体系下的外部监督机制的形成,作为有限行政资源的有效补充。

(三)推动透明度建设的两种机制

基于上文可知,透明度建设主要从三个方面入手:一是法律法规的完善和细化,二是监管部门执法能力的提升,三是市场自律体系的形成。前两项都与法律体系密切相关,所以透明度建设可以进一步分为法律机制和市场机制。因此,本文从这两种机制出发,探究相关可行的路径来推动透明度建设。

1.法律机制

上市公司虽在法律上是独立主体,在经济上却是众多投资者的集合体;上市公司虽是法定的信息披露义务人,在事实上却是董监高和控股股东行为结果的承受者(叶林,2020)。实际上,信息披露的违法违规行为可能会牵涉上市公司、董监高、控股股东、中介机构等市场参与者中的多方合谋。新《证券法》将“信息披露”单列出来,将“信息披露义务人”概念

加以明确，对公司信息披露范围进行拓宽，把公司董监高和控股股东在信息披露中的地位、义务和责任放在突出位置，这对公司信息披露的基础规则进行了初步的整合和完善。然而，法制的制定和完善需要经历实践的反复考验，通过大量案例总结经验，从而细化和优化规则，所以法制的实践过程对透明度建设十分重要。

从实践中来看，一方面，对一些违规行为的判定依据仍存在法律漏洞，加大了对违规行为认定的难度；另一方面，由于相关违规行为缺乏可参考的判罚案例，这些违规行为的侦查和判决存在一定困难。以内幕交易为例，其判定依赖于三个基本要素，即内幕信息、内幕交易主体、交易行为。在内幕信息判定上，《证券法》以“有重大影响”来判定未公开信息是否为内幕信息¹，容易造成内幕交易行为认定的难度。因为对内幕交易行为的查处都是事后进行的，如果某人利用内幕信息进行了内幕交易，但这一内幕信息实际上并未引起证券价格的重大波动，则在现行法律规定下不能被认定为内幕信息，也就不构成内幕交易。在法律可能存在漏洞的情况下，需要从大量案例中进行总结，或是为相关案件判定提供参考，或是为相关法律法规的完善提供依据。因此，可以从弥补法律漏洞、细化法律解释和扩大有效判例等方式，来完善法律制度和提高执法能力，从而推动透明度建设。违规案件判定以后，还需要合理的处罚才能有效促进法律威慑力的形成。尽管新《证券法》和《刑法修正案(十一)》已经大幅提高违法违规行为的处罚上限，但是由于违规处罚的高低是一个区间概念，处罚的力度取决于监管部门的自由裁量权。以内幕交易为例，监管部门存在处罚裁量空间利用有限、处罚裁量逻辑和标准不明确等问题(吕成龙，2020)。例如，在“倍率数距式”内幕交易处罚中，证监会较多采用“一倍”罚款，多倍罚款的使用频率则十分有限。如此一来，可能会导致实际违规处罚力度有限或不明确等问题。实际上，由于多层级的内部行政程序、模糊的行政处罚委员会机制、存疑的听证程序矫正功能等问题的存在，对监管部门的裁量之治形成了制约。因此，可以从改善组织机制、优化处罚程序、合理使用裁量空间等方面入手，逐步形成一套有效的行政判罚机制来合理判罚违规行为。

总之，法律机制不仅强调法律制度的完善，而且重视如何在法制框架下有效、合理地判罚违规违法行为。不论提高违规的稽查概率，还是加大违规的处罚力度，都是为了提高违法成本、增强法律的威慑力，反过来促进市场自律机制的形成，以达到透明度建设的目的。

2. 市场机制

行政监管能够促进法律威慑力的形成，并推动法制约束力的内生性，由此引发市场自律

¹ 我国新《证券法》第五十二条规定：“证券交易活动中，涉及发行人的经营、财务或者对该发行人证券的市场价格有重大影响的尚未公开的信息，为内幕信息。”

行为。随着市场的不断扩大, 监管资源越来越显得捉襟见肘, 导致监管压力越来越大。在行政监管资源有限的情况下, 合理有效的市场机制成为推动透明度建设的重要内生力量。市场机制中起基础性作用的是竞争机制和激励机制, 二者共同决定企业或个人的市场回报或机会成本的大小。一方面, 巨大的市场回报会对业绩或工作表现良好的企业或个人予以正向激励; 另一方面, 市场通过股价下跌、迫使高管离职等方式对企业或中介机构予以惩罚, 形成负向激励效应。

中国资本市场一直在快速扩张, 不仅有大量的上市公司和投资者, 还有大量的中介机构、律师、分析师、新闻媒体等专业化机构。市场除企业之间、投资者对企业的监督外, 还可以依赖于这些专业化机构的监督, 但其监督作用的发挥需要一套有效的激励机制。以“康美药业案”为例, 该案的成功判决创下了多项纪录, 对投资者权益保护具有里程碑意义。值得注意的是, 该案缘起于案件判决三年前的一篇财务分析文章¹。该文一经发布, 便迅速引起了市场的剧烈反应和监管部门的高度重视。该文的分析师无疑对市场透明度的提升产生了显著的积极作用, 市场与监管部门的快速响应则是对其工作的认可和激励, 有助于他们迅速积累声誉资产。后续案件的审理和判决会对投资者和法务工作者形成正向激励, 反过来对有违规倾向的企业形成负向激励。因此, 市场监督有助于增强市场透明度, 但市场监督动机的产生依赖于激励机制, 既取决于市场予以合理的反应和一定的价值认可, 也取决于监管部门在法律制度建设和市场秩序维护方面的积极作为。

由于声誉是企业或个人的一项资产, 会影响其在市场的收益, 所以同样存在激励效应。以独立董事为例, 其声誉会因为所在公司的违规诉讼而受到损失, 导致其丧失去其他公司任职的席位(Fich 和 Shivdasani, 2007)。在这种情况下, 独立董事的勤勉和尽职有助于维护好自身声誉, 从而在独立董事市场中保持较强的竞争力。然而, 声誉机制能够发挥作用的前提是, 独立董事的任命主要取决于其背景和工作经历形成的良好声誉, 而非如社会关系等影响其独立性的因素。同样地, 市场中的各类中介机构如保荐机构等都应受声誉机制约束, 使得维护声誉的收益大于违规的成本。目前而言, 中国资本市场中尚未形成良好的声誉机制, 应在各类市场如职业经理人、独立董事、会计师等建立起一套背景和经历的公开和审查制度, 对其背景和工作经历是否有遗漏或存在虚假成分、是否有失败的工作经历等方面进行排查, 从而

¹ 2018 年 10 月 16 日, 质疑康美财务造假的研究报告——《康美药业盘中跌停, 疑似财务问题自爆: 现金可疑, 人参更可疑》在网上公开发表。当天, 康美药业的股票跌停, 此后三天连续跌停。当晚, 证监会紧急成立康美药业核查小组, 并在第二天迅速进入康美药业, 调取相关财务凭证, 就此展开对康美药业的财务调查。此外, 原作者表示该文于发布前两个多月便写成, 但考虑到当时 A 股整体下行压力较大, 不忍雪上加霜, 所以隐藏了多篇财务造假质疑文章, 暂缓发表, 给市场以喘息空间。

促进声誉机制的逐步形成。

此外，市场往往通过“用脚投票”形成负向激励效应，典型的方式如卖空行为。例如，2020 年初，瑞幸咖啡因严重的财务造假被美国浑水公司做空，同时让市场深刻意识到卖空者的巨大作用。已有文献表明，中国股市融资融券形成的卖空机制能够提高公司信息透明度，并会造成公司违规被稽查概率的增加和违规倾向的降低，从而抑制公司违规行为(孟庆斌等，2019)。然而，中国的融资融券制度实施已经长达 10 多年，遭到了诸多讨论和争议，特别是在 2015 年股市危机期间。其问题在于，这种卖空机制较为单一、标的有限，且受现有的涨停板制度和 T+1 交易制度等限制，尚不能充分发挥卖空机制的作用。因此，如何建立多样化的卖空制度，既能够发挥增加市场透明度、抑制公司违规的作用，又能避免造成市场大幅波动甚至引发系统性风险，是当前交易制度完善亟须解决的问题。

【参考文献】

- [1] 郝项超、梁琪:《最终控制人股权质押损害公司价值么?》,《会计研究》2009 年第 7 期。
- [2] 黄宪、刘岩、童韵洁:《金融发展对经济增长的促进作用及其持续性研究——基于英美、德国、法国法系的比较视角》,《金融研究》2019 年第 12 期。
- [3] 刘舫舸、胡通、何青:《如何走好“工业型”人民币国际化之路——来自德国隐形冠军和美国高科技企业发展的启示》,《国际金融》2021 年第 8 期。
- [4] 吕成龙:《内幕交易的“源头规制”: 动因、经验与路径》,《证券市场导报》2020 年第 9 期。
- [5] 孟庆斌、邹洋、侯德帅:《卖空机制能抑制上市公司违规吗?》,《经济研究》2019 年第 6 期。
- [6] 沈朝晖:《流行的误解:“注册制”与“核准制”辨析》,《证券市场导报》2011 年第 9 期。
- [7] 丘心颖、郑小翠、邓可斌:《分析师能有效发挥专业解读信息的作用吗?——基于汉字年报复杂性指标的研究》,《经济学(季刊)》2016 年第 4 期。
- [8] 吴晓求:《通向未来的崎岖之路——中国经济发展与应用经济学的使命》,《应用经济学评论》2021 年第 1 期。
- [9] 吴晓求、方明浩:《中国资本市场 30 年: 探索与变革》,《财贸经济》2021 年第 4 期。
- [10] 吴晓求、汪勇祥、应展宇:《市场主导与银行主导: 金融体系变迁的金融契约理论考察》,《财贸经济》2005 年第 6 期。
- [11] 吴晓求、许荣、孙思栋:《现代金融体系: 基本特征与功能结构》,《中国人民大学学报》2020 年第 1 期。
- [12] 吴晓求、许荣、解志国、李悦:《构建以市场透明度为核心的资本市场秩序》,《中国人民大学学报》2004 年第 1 期。
- [13] 叶康涛、陆正飞、张志华:《独立董事能否抑制大股东的“掏空”?》,《经济研究》2007 年第 4 期。
- [14] 叶林:《上市公司信息披露规则的制度转型》,《证券日报》2020 年 4 月 23 日。
- [15] 张晓朴、朱鸿鸣等:《金融的谜题——德国金融体系比较研究》,中信出版集团 2021 年版。
- [16] Allen F. & Gale D., Financial Contagion. *Journal of Political Economy*, Vol.108, No.1, 2000, pp.1-33.
- [17] Fich E M & Shivdasani A., Financial fraud, director reputation, and shareholder wealth. *Journal of Financial Economics*, Vol.86, No.2,2007, pp.306-336.
- [18] Hirsch-Kreinsen H., Financial Market and Technological Innovation. *Industry and Innovation*, Vol.18, No.4, 2011, pp.351-368.
- [19] Jian M. & Wong T.J., Propping through related party transactions. *Review of Accounting Studies*, Vol. 15, No. 1, 2010, pp.70-105.
- [20] La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. W., Law and Finance. *Journal of Political Economy*, Vol. 106, No.6, 1998, pp.1113-1155.
- [21] McKinnon, R. I., *Money and Capital in Economic Development*. Washington D. C.: The Brookings Institution, 1973.
- [22] Shaw, E. S., *Financial Deepening in Economic Development*. Oxford University Press, 1973.
- [23] Vitols S., The Origins of Bank-based and Market-based Financial Systems: Germany, Japan, and the United States. WZB Berlin Social Science Center, 2001.

外部冲击下系统性金融风险的生成机制

方 意¹ 荆中博²

【摘 要】 本文将降价抛售传染机制和破产传染机制同时纳入到模型中，以研究变动冲击下的风险生成机理。特别地，本文构造了适合分析多轮传染、不同冲击下的时间维度以及机构、资产空间维度系统性风险相关指标，并创新性构建度量机构之间、资产之间的间接关联性指标。研究发现，不同力度的冲击作用下，由于大量银行去杠杆或者存在银行破产现象而导致系统性风险呈现跳跃式上升趋势。在小冲击下，主要通过去杠杆降价抛售传染机制生成风险，大冲击下则主要通过银行破产传染机制生成风险。影响因素方面，银行体系间接关联性越强、银行杠杆偏度越低以及杠杆水平越高，银行业系统性风险越大。特别地，杠杆偏度指标对系统性风险的影响作用比杠杆水平指标更强。

【关键词】 系统性金融风险；外部冲击；银行监管；直接传染；间接传染

一、引言

党的十九大要求，“健全金融监管体系，守住不发生系统性金融风险的底线”。2018年5月，九部委联合提出的《“十三五”现代金融体系规划》指出，积极稳妥防范处置近中期金融风险、建立健全的系统性金融风险监测评估防范体系。这一系列国家政策明确表明，系统性风险的防范和处置是当前金融体系规划的重要组成部分。

本文将银行业系统性风险界定为：外部冲击被银行体系自身的特征所放大，导致银行体系整体崩溃并对实体经济有较大负向外部性的可能性。由此可知，银行业系统性风险的关键要素包括冲击、银行体系的风险放大作用。对于冲击而言，其刻画了引发风险的来源。例如，银行持有的各项市场类资产的折价冲击以及贷款资产面临的不良率冲击等。银行体系运行过程中，时刻会遭遇各种力度大小的冲击。对于银行体系的风险放大作用而言，其则以银行之间的业务关联为实现路径，例如银行之间相互持有债权的直接关联性、银行持有共同资产的间接关联性等。

根据定义可知，冲击的出现是导致银行业系统性风险爆发的重要导火索。然而，如何刻

¹ 方意，中央财经大学金融学院。

² 荆中博，中央财经大学管理科学与工程学院。

画冲击则具有一定的难度。就冲击力度而言, 银行资产端遭受 1% 的损失与遭受 10% 的损失这两种情形, 会对单家银行以及整个银行体系的风险生成带来显著的差异。因此, **如何刻画外部冲击作用下, 银行业系统性风险的生成机制成为我国监管部门的重要工作, 也是本文需要解决的关键问题。**

此外, 银行之间的关联性会对外部冲击进行放大, 进而将个体性风险转换为系统性风险。因此, 关联性在冲击导致系统性风险的过程中充当放大角色, 其作用同样不可小觑。目前, 关于银行关联性的研究多聚焦于商业银行通过同业拆借市场形成的直接关联网络。Upper(2011)对此类网络模型在国际主要国家的应用进行了深入分析。马君潞等(2007)、黄聪和贾彦东(2010)、范小云等(2012)、方意(2016)、杨子晖和李东承(2018)利用直接关联网络模型研究中国银行业系统性风险。另一类研究考虑的网络模型, 聚焦于金融机构通过持有共同资产而形成的间接关联。该模型的核心传染机制是非流动性资产的降价抛售传染。其中, 降价抛售的动机主要有两点: 内生杠杆要求(Adrian 和 Shin, 2010; Danielsson 等, 2012; Capponi 和 Larsson, 2015; Greenwood 等, 2015; Duarte 和 Eisenbach, 2015)以及外生监管杠杆约束(Cifuentes 等, 2005; Cont 和 Schaanning, 2014; 方意和黄丽灵, 2019)。遗憾的是, 目前的研究大多将直接关联性与间接关联性进行区分研究, 较少探讨两种关联性共同作用下的银行业系统性风险生成机制, 而且对不同冲击力度下的系统性风险生成也缺少关注。

综上所述, 本文的研究目标是: 研究不同冲击力度下中国银行体系通过直接关联和间接关联形成系统性风险的内在机制。具体而言, 本文的研究贡献主要包括以下几个方面。

第一, 本文重点考虑不同冲击力度影响下的银行业系统性风险生成机制。在冲击力度方面, 本文通过选择不同程度的冲击力度来进行模拟分析。特别地, 本文提出了两类冲击概念: 去杠杆最小冲击(本文定义为“小冲击”)与全部破产最小冲击(本文定义为“大冲击”)。本文发现, 小冲击下以去杠杆降价抛售溢出机制作为核心传染机制, 大冲击下以破产传染机制作为核心传染机制。**银行破产传染机制依赖于银行破产数量, 该机制在冲击力度逐步增加的前提下将成为一种核心的传染机制。**具体而言, 随着外部冲击逐渐增大至 0.04 以上, 银行破产机制带来的损失逐渐超过 40%。

第二, 本文模型同时考虑了银行间的破产传染机制(直接关联)和非流动性资产的降价抛售溢出机制(间接关联), 完整地分析系统性风险的发生机理。

从理论角度来看, 两类传染机制存在相互作用的渠道。一方面, 银行破产的直接关联机制导致债权银行资产受到损失, 结合监管杠杆的限制引发债权银行的非流动资产降价抛售以及后续的价格传染机制。另一方面, 非流动性资产的降价抛售机制导致卖出资产的银行出现

损失，如果损失过大则会导致银行资本金下降为零(即银行破产)，进而引发破产传染机制。本文同时考虑以上两类传染机制，能够更加全面、准确地分析系统性风险的生成机理。此外，本文还可以量化分析两种传染机制的相互作用情形，以及各传染机制对系统性风险的相对贡献程度。

第三，本文的模型是对现有理论研究的重要补充。与本文研究比较接近的文献包括 Greenwood 等(2015)和方意(2016)。

相较于 Greenwood 等(2015)，本文模型的贡献包括：加入银行破产以及后续的直接传染机制，构建多轮传染；提出按照遭遇冲击损失之后的比例来抛售资产这一更实际的规则，且同时考虑了非流动性资产抛售时的盯市损失以及抛售损失。相较于方意(2016)，本文模型最重要的贡献是将非流动资产的降价抛售机制纳入到模型之中，更加准确地将持有共同资产网络模型和破产传染模型整合到一起。此外，本文模型可动态地刻画银行资产结构随资产抛售而发生的变化。

第四，本文提出了多种金融风险指标以及系统性风险的影响因素指标。

具体而言，本文从银行层面出发，提出并构建识别系统重要性机构和系统脆弱性机构的指标。然后，从资产层面出发，本文构建了系统重要性资产指标。本文还构建了适合变动冲击下的各家机构以及各项资产风险贡献的影响因素指标(相关性指标)。在考虑系统性风险影响因素指标时，本文构建了机构之间以及资产之间的关联性指标，并提出杠杆偏度指标比通常的杠杆水平指标对于风险的形成更重要。

本文结构安排如下：第二节介绍理论模型的构建、风险指标的设计；第三节对本文用到的数据进行说明和描述性统计，并对相关参数进行校准；第四节对固定冲击下银行业系统性风险的特征和生成机制进行分析；第五节将固定冲击更换为不同冲击力度进行动态分析；第六节则以大样本为例进行稳健性分析；第七节是结论和政策建议。

二、理论模型与风险指标

本部分主要构建资产负债表网络模型，并在此基础上构建系统性风险相关指标。

(一) 资产负债表传染网络模型

1. 基本资产负债表结构

假设银行体系有 N 家银行，银行之间的直接关联性由银行间的资产负债矩阵 $X = (X_{ij})_{N \times N}$ 表示。其中， X_{ij} 为银行 i 持有银行 j 的资产或者银行 j 对银行 i 的负债。对于中国的银

行体系而言, 银行之间的双边敞口数据不可得, 只能获得银行对其它银行的总资产 ($IA_i = \sum_{j=1}^N X_{ij}$) 和总负债 ($IB_i = \sum_{j=1}^N X_{ji}$) 数据。因此, 本文利用最大化信息熵方法构建银行之间的双边敞口矩阵。有关最大化信息熵方法的算法详见文章附录一。

假设 t 时刻^①, 银行 i 的银行间资产为 $IA_{i,t} (= \sum_{j=1}^N X_{ij,t})$, 且银行间资产完全流动, 在卖出时不存在价格折扣。其持有银行体系之外的资产总价值为 $OA_{i,t} (= \sum_{k=1}^K (OA_{ik,t} \times P_{k,t}))$ 。其中, K 为银行体系之外资产的种类, $OA_{ik,t}$ 为银行 i 持有资产 k 的数量, $P_{k,t}$ 为资产 k 的价格。假设在未遭遇冲击时 (即 $t=0$), $P_{k,0} = 1 (k \in [1, 2, \dots, K])$ 。为方便起见, 假设银行体系之外的第一项资产 (即 $k=1$) 为现金资产, 且其资产价格永远为 1 (即 $P_{1,0} = 1$)。借鉴 Cifuentes 等 (2005), 假设银行间资产具有完全的流动性, 卖出资产不存在价格损失。因此, 对于银行间资产而言, 本文主要考虑交易对手方的信用风险, 对于银行体系之外的资产主要考虑资产流动性风险。

假设银行 i 的银行间负债为 $IB_{i,t} (= \sum_{j=1}^N X_{ji,t})$, 其他负债为 $OB_{i,t}$ (主要由居民和企业的零售存款组成), 权益数量为 $E_{i,t}$ 。

由此, 银行 i 的总资产 $A_{i,t}$ 和总负债 $B_{i,t}$ 分别为:

$$A_{i,t} = IA_{i,t} + OA_{i,t}; \quad B_{i,t} = IB_{i,t} + OB_{i,t} \quad (1)$$

2. 外部冲击下资产负债结构的变化

假设在第 $t=1$ 期, 银行体系之外的资产遭受冲击, 资产价格由 $P_{k,0} (= 1)$ 降至 $P_{k,1}$, 即有 $P_{k,1} \leq P_{k,0}$, 且至少有一项资产价格满足 $P_{k,1} < P_{k,0}$ 。因此, $t=1$ 期银行 i 的损失等于降价抛售损失, 即 $Loss_{i,1} = Loss_{i,1}^{OA} = \sum_{k=2}^K (OA_{ik,1} \times (P_{k,0} - P_{k,1}))$ 。在 $t>1$ 期时, 银行 i 除了遭受降价抛售损失外 ($Loss_{i,t}^{OA}$), 还面临交易对手方银行破产导致其银行间资产遭受损失 ($Loss_{i,t}^{IA}$, 为银行间破产传染机制)。此时, $Loss_{i,t} = Loss_{i,t}^{OA} + Loss_{i,t}^{IA}$ 。在遭遇冲击之后 (时刻为 t' 期), 银行 i 的资产负债情况如下:

$$E_{i,t'} = \max \{E_{i,t} - Loss_{i,t}, 0\}; \quad B_{i,t'} = \min \{B_{i,t}, A_{i,t} - Loss_{i,t}\}; \quad A_{i,t'} = \max \{A_{i,t} - Loss_{i,t}, 0\} \quad (2)$$

其中, $\max$ 、 $\min$ 分别表示取最大值、最小值。当银行 i 破产时, 其资本和资产都变为 0, 其将收回所有剩余资产用以偿债, 从而负债为 0。银行 i 一旦破产, 即退出银行网络, 不再参与之后的传染过程。

3. 破产情形下银行资产损失的度量

如果银行 i 对其债权方银行 j 进行违约, 则破产银行 i 对银行 j 的银行间负债实际价值变为:

$$X_{ji,t'} = \frac{X_{ji,t}}{B_{i,t}} \times B_{i,t'}, i \in \{Default Set\}_t \quad (3)$$

根据(3)式，可以计算银行*j*受其它银行破产导致其银行间资产、权益的名义总损失 $Loss_{j,t+1}^{IA,n}$ 为：

$$Loss_{j,t+1}^{IA,n} = \sum_{i \in \{Default Set\}_t} \left(X_{ji,t} - \frac{X_{ji,t}}{B_{i,t}} \times B_{i,t'} \right) \quad (4)$$

其中， $\{Default Set\}_t = \{i | i \in \{E_{i,t'} = 0 \text{ 且 } E_{i,t} \neq 0\}\}$ 为在第 *t* 时期的破产银行集， $\in (\notin)$ 为属于（不属于）。破产银行*i*对应的债权方银行*j*的银行间资产转化为银行*j*的现金资产，进而有：

$$OA_{j1,t'} = OA_{j1,t} + \sum_{i \in \{Default Set\}_t} X_{ji,t'} \quad (5)$$

4. 去杠杆情形下银行资产损失的度量

借鉴方意（2016），引入监管杠杆率，即资本/总资产 $\geq LEV$ 。其中，*LEV* 为最低的杠杆率要求。在遭遇冲击之后，如果银行*i*还未破产 ($i \notin \bigcup_{t=1}^t \{Default Set\}_t$)，其杠杆会上升。当其杠杆上升至不满足监管要求时，银行会通过卖出资产来降低杠杆（即去杠杆）以满足监管要求。令 $i \in \{Deleverage Set\}_t$ ，其中 $\{Deleverage Set\}_t$ 为去杠杆银行集合，进而有：

$$\frac{E_{i,t'}}{A_{i,t'}} < LEV \quad (6)$$

由(6)式可知， $\{Deleverage Set\}_t = \{i | E_{i,t'}/A_{i,t'} < LEV \text{ 且 } i \notin \bigcup_{t=1}^t \{Default Set\}_t\}$ 。由此可知，去杠杆银行集合一定是非破产银行集合的子集。为了达到监管要求，银行*i*将卖出（或回收）资产 $DEL_{i,t}$ 以达到监管要求。也即，有：

$$DEL_{i,t} = A_{i,t'} - \frac{E_{i,t'}}{LEV} \quad (7)$$

从而，银行去杠杆之后的资产负债情况如下所示（ $i \in \{Deleverage Set\}_t$ ）：

$$E_{i,t+1} = E_{i,t'} ; B_{i,t+1} = B_{i,t'} - DEL_{i,t} ; A_{i,t+1} = A_{i,t'} - DEL_{i,t} \quad (8)$$

根据上述分析，当银行*i*既未破产，又未去杠杆时，则有 $E_{i,t+1} = E_{i,t'}$ 、 $B_{i,t+1} = B_{i,t'}$ 和 $A_{i,t+1} = A_{i,t'}$ 。

5. 总体资产损失的度量

借鉴 Cont 和 Schaanning(2014)、方意(2016)，假设银行去杠杆时，其对各类资产没有任何偏好，从而所有类别资产按当前比例同时卖出。有关去杠杆之后的资产变化，详见附录二。

为了引入多轮传染以及考虑资产价格的变动, 需要引入资产的需求方。因此, 借鉴 Cifuentes 等(2005)、Zhou 等(2016), 本文引入资产需求方程。资产需求的倒函数为:

$$P_{k,t+1} = P_{k,t} \times \exp[-\lambda_k gFS_{k,t}], k \in [2, 3, \dots, K] \quad (9)$$

其中, 参数 λ_k 度量了资产 k 的流动性。 λ_k 值越大, 资产 k 的流动程度越低。 $FS_{k,t}$ (Fire Sale 的缩写)度量了资产 k 降价抛售的数量。具体由(10)式可得:

$$FS_{k,t} = \sum_{i \in \{Deleverage\ Set\}_t} (OA_{ik,t} - OA_{ik,t+1}) + \sum_{i \in \{Default\ Set\}_t} OA_{ik,t}, k \in [2, 3, \dots, K] \quad (10)$$

借鉴 Cont 和 Schaanning(2015), 银行卖出资产会从两方面导致资本金遭受损失: (1)被卖出资产在卖出时的价格下跌损失; (2)银行剩余资产的盯市损失。为计算第(1)部分, 根据 Cont 和 Schaanning(2015), 假设卖出资产时, 资产价格连续下跌, 其遭受的损失为 $1/2 \times \sum_{k=2}^K (OA_{ik,t} - OA_{ik,t+1}) (P_{k,t} - P_{k,t+1})$ 。第(2)部分的损失为 $\sum_{k=2}^K OA_{ik,t+1} (P_{k,t} - P_{k,t+1})$ 。因此, 卖出银行体系之外资产导致的名义总损失为两者之和。基于以上分析, 可以计算每轮传染的名义总损失如(11)式。有关实际损失与名义损失之间的关系见附录三。

$$Loss_{i,t+1}^n = Loss_{i,t+1}^{IA-n} + Loss_{i,t+1}^{OA-n} \quad (11)$$

(二) 系统性风险相关指标构建

1. 整体风险指标: SR 指标

SR 指标为整个银行体系的系统性风险指标, 是时间维度系统性风险指标。本文定义银行体系系统性风险指标(Systemic Risk, 简称 SR)为网络模型中银行体系的累积传染损失(Accum_Loss)与初始总权益之比, 即有:

$$SR = \sum_{t \geq 2} Loss_t / \sum_{i=1}^N E_{i,0} = Accum_Loss / \sum_{i=1}^N E_{i,0} \quad (12)$$

其中, $E_{i,0}$ 为第 i 家银行的初始权益。借鉴 Greenwood 等(2015)、方意(2016), SR 指标并不考虑初始冲击带来的权益损失。

2. 银行机构层面指标: SVB 指标与 SIB 指标

系统脆弱性银行指标(Systemic Vulnerable Bank, 简称 SVB), 度量了单家银行受整个银行体系风险传染导致的累积权益损失(Accum_Loss_{*i*})。一家银行的系统脆弱性银行指标越高, 其受银行体系整体的传染风险越严重, 进而其脆弱性越高。系统脆弱性银行指标(SVB)的定义为:

$$SVB(i) = \sum_{t \geq 2} Loss_{i,t} / E_{i,0} = Accum_Loss_i / E_{i,0} \quad (13)$$

系统重要性银行指标(Systemic Important Bank, 简称 *SIB*), 给出了某家银行在风险传染过程中的作用。该指标计算出了, 在银行体系累积传染损失中, 每家银行带来的传染损失贡献。式(14)给出了该指标的计算方式。其中, 分子为第 i 家银行带来的累积传染损失, 分母为网络中所有银行带来的传染损失。

$$SIB(i) = \sum_{t \geq 2} Loss_{i,t} / \sum_{k=1}^N \sum_{t \geq 2} Loss_{i,t} = Accum_Loss_i / Accum_Loss \quad (14)$$

3. 资产层面指标: *SIA* 指标

系统重要性资产指标(Systemic Important Asset, 简称 *SIA*), 给出了某项资产在整个传染中的作用。由于本文的核心传染之一是每项非流动性资产被出售而带来的降价抛售溢出。式(15)给出了 SIA_k 指标, 该指标刻画了每项非流动性资产带来的降价抛售溢出损失贡献。

$$SIA_k = \frac{(P_{k,2} - P_{k,收敛}) \times \sum_{i=1}^N OA_{i,k}}{\sum_{k=1}^K (P_{k,2} - P_{k,收敛}) \times \sum_{i=1}^N OA_{i,k}} \quad (15)$$

(15)式中, $P_{k,2}$ 为遭遇外部冲击之后的第 k 项资产的价格, $P_{k,收敛}$ 为第 k 项资产遭遇冲击之后最后收敛的价格, $OA_{i,k}$ 为第 i 家银行持有的第 k 项资产初始的数量。 N 为网络中的银行数量。

三、样本选取与参数校准

本部分主要包含样本选取说明、样本描述性统计、参数校准以及风险阶段划分等四个部分。

(一) 样本选取说明

为满足较大的空间维度(大横截面样本数量)要求, 本文选择 Bankfocus 数据库进行分析, 但是该数据库的财务数据为年度数据。由于长时间维度、大空间维度以及平衡面板的要求无法同时满足, 故本文的实证过程主要选取两组样本进行分析: 第一, 较小的银行样本和较长的时间跨度(后文简称, 小样本)。该样本包含 9 家大型及股份制银行。此时, 样本区间为 2008 年至 2017 年。第二, 较大的银行样本和较短的时间跨度(后文简称, 大样本)。该样本包含 124 家银行, 区间为 2013 年至 2017 年。

(二) 样本描述性统计

表 1 与附录表 1 给出了本文研究所需数据指标及其所对应的英文变量名。为便于比较大

样本以及小样本的基础指标差异, 这里用每期各家银行的总资产数据对相应的原始数据进行标准化处理。原始数据的单位为 10 亿美元。

银行间债权债务关联方面。*Net_loans_andA* 和 *RREPOCC* 均属于银行间资产, 两者之和为银行间资产(*IA*)。 *Bank_deposits* 和 *RSC* 均属于银行间负债, 两者之和为银行间负债(*IB*)。银行间资产(*IA*)与银行间负债之和为 *IAB*。以上指标是本文模型刻画银行机构间直接关联以及破产传染机制的数据基础。

其他资产方面。从 *Cash_balances_with_CB* 到 *Intangible_assets* 为每家银行持有的银行间资产之外的全部各项资产。其中, *Cash_balances_with_CB* 为现金资产, 在降价抛售过程中不会遭受价格损失。从 *DFIL* 到 *Intangible_assets* 共 10 项非流动资产, 在抛售过程中会面临价格折扣损失。因此, 外部冲击只对上述 10 项金融资产的价格具有影响作用。因此, 该部分资产是降价抛售机制的重要媒介。

表 1 数据描述性统计 (小样本, 2008 年~2017 年)

1	中文指标	英文指标	变量名	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
2	存放同业和其他金融机构款项+拆出资金	Net loans and advances to banks	<i>Net_loans_andA</i>	90	0.0531	0.0305	0.0066	0.1943
3	买入返售金融资产	Reverse repos, securities borrowed & cash collateral	<i>RREPOCC</i>	90	0.0445	0.0416	0.0000	0.1801
4	现金及存放中央银行款项	Cash & balances with central banks	<i>Cash_balances_with_CB</i>	90	0.1436	0.0269	0.0809	0.2130
5	衍生金融资产	Derivative financial instruments	<i>DFIL</i>	90	0.0024	0.0024	0.0001	0.0122
6	以公允价值计量且其变动计入当期损益的金融资产	Financial assets: trading and at fair value through P/L	<i>FA</i>	90	0.0108	0.0079	0.0000	0.0314
7	可供出售金融资产	Financial assets: available for sale	<i>FAAFS</i>	90	0.0644	0.0234	0.0228	0.1526

8	持有至到期投资	Financial assets: held to maturity	<i>FAHeld_mat</i>	90	0.0929	0.0414	0.0282	0.1743
9	其他证券	Other securities	<i>Other_securities</i>	90	0.0510	0.0546	0.0000	0.2627
10	其他权益工具投资	Investments in associated companies	<i>equi_investments</i>	90	0.0005	0.0007	0.0000	0.0031
11	发放贷款及垫款	Net loans and advances to customers	<i>Net_loans_andC</i>	90	0.5144	0.0375	0.4298	0.5987
12	递延所得税资产	Deferred tax assets	<i>Defer_Tax_Assets</i>	90	0.0025	0.0013	0.0009	0.0080
13	其他资产	Other assets	<i>Other_assets</i>	90	0.0191	0.0067	0.0096	0.0384
14	无形资产	Intangible assets	<i>Intangible_assets</i>	90	0.0011	0.0013	0.0000	0.0076
15	总资产	Total assets	<i>TotalAssets</i>	90	1.0000	0.0000	1.0000	1.0000
16	同业和其他金融机构存放款项+拆入资金	Bank deposits	<i>Bank_deposits</i>	90	0.1381	0.0656	0.0030	0.2907
17	卖出回购金融资产款项	Repurchase agreements, securities loaned, cash collateral	<i>RSC</i>	90	0.0141	0.0146	0.0000	0.0811
18	其他负债	Other debt	<i>Other_debts</i>	90	0.7859	0.0700	0.6267	0.9487
19	总权益（杠杆率）	Total equity	<i>Total_equity</i>	90	0.0619	0.0103	0.0318	0.0805
20	银行间资产	Interbank assets	<i>IA</i>	90	0.0975	0.0522	0.0299	0.2530
21	银行间负债	Interbank liability	<i>IB</i>	90	0.1522	0.0697	0.0091	0.3184
22	银行间资产	Interbank assets	<i>IAB</i>	90	0.2497	0.0971	0.0603	0.4674

	负债之和	and liability						
--	------	---------------	--	--	--	--	--	--

从表 1 可以看出, 银行间之外资产规模的均值从大到小依次为发放贷款及垫款、现金及存放中央银行款项、持有至到期投资、可供出售金融资产、其他证券、其他资产等, 递延所得税资产、衍生金融资产、无形资产都是规模极小的资产种类。

(三) 参数校准

本模型中有三个重要的参数: 法定杠杆率参数(LEV)、资产流动性参数(λ_k)和外部冲击参数($1 - P_{k,1}$, k 为贷款资产)。由于外部冲击参数是本文的研究重点, 故将在下一部分单独论述。本部分主要确定法定杠杆率参数和资产流动性参数。

首先, 确定法定杠杆率参数。依据《商业银行杠杆率管理办法》, 本文假设法定杠杆率参数为 4%。

其次, 确定资产流动性折扣率参数。资产流动性折扣率参数反映了卖出资产导致资产价格下跌的程度。根据(9)式可知, λ_k 表示降价抛售 $FS_{k,t}$ 单位导致资产价格下降的百分比, 其在一定程度上类似于 Greenwood 等(2015)的参数值 L , 即 $\lambda_k=L$ 。借鉴 Greenwood 等(2015), 本文取小样本银行网络的资产流动性折扣率参数(λ_k)为 $10^{-5}/10$ 亿美元。

特别地, 不同样本下的银行网络结构需要设定不同的资产流动性折扣率参数。原因在于: 大样本下包含的银行数量更多, 银行总资产规模更高。给定同等资产价格冲击, 同样的折扣率(λ_k)参数, 资产规模越大的银行网络资产价格被抛售带来的最终折扣越高, 从而具有越高的系统性风险水平。因此, 为对比不同银行网络的系统性风险水平, 本文以 2013 年大样本银行网络的总资产规模(184199.39 亿美元)除以 2013 年小样本银行网络的总资产规模(13353.085 亿美元)的比值(1.38)以调低大样本银行网络的资产流动性折扣率参数。

(四) 冲击阈值与风险阶段

本文考虑两类冲击: 去杠杆最小冲击和全部破产最小冲击。第一, 去杠杆最小冲击, 是指导致传染发生的最小外部冲击(本文定义为“小冲击”)。即, 当外部冲击低于去杠杆最小冲击时, 银行体系将不存在传染风险。第二, 全部破产最小冲击, 是指导致银行体系全部破产的最小外部冲击(本文定义为“大冲击”)。超过此阈值的冲击, 除了导致全部银行破产之外, 还会导致银行体系之外的债权人(比如存款者)遭受存款损失。

(1)常规风险阶段。在该阶段, 银行业面临的外部冲击是较小的冲击, 不会造成银行业的风险传染。传统的银行业压力测试(如《中国金融稳定报告》给出的压力测试), 关注的都是该类风险, 是一种微观金融风险。

(2)系统性风险阶段。在该阶段，外部冲击导致银行之间发生风险传染。当外部冲击接近“小冲击”时，传染风险较小；当冲击接近“大冲击”时，风险传染的可能性和系统性风险水平较高。在这一阶段，外部冲击从“小冲击”增加至“大冲击”时，能够准确地刻画出系统性风险的传染机制大小及其演进路径，是系统性风险生成和扩散的阶段，也是本文关注的核心环节。

(3)系统性危机阶段。在该阶段，银行业面临的外部冲击极大，不仅造成银行之间的风险传染，而且导致全部银行破产以及银行体系之外的债权人遭受巨大损失。该情形出现的概率极低。

附录表 2 给出了代入实际数据之后模拟得到的各种关键外部冲击阈值。在具体操作时，本文对上述 10 项非流动性资产造成同样的冲击力度，且冲击取值为 $[0.001, 1]$ ，以 0.001 为步长，依次选择不同大小的冲击代入模型进行模拟。其中，在去杠杆最小冲击下，银行体系首次出现去杠杆现象；在首次破产最小冲击下，银行体系开始出现破产现象；在全部破产最小冲击下，全部银行会破产。

由于本文主要关注系统性风险生成阶段，故用 $[-0.001, 1]$ 作为不同冲击的变化区间。特别地，为了保证大样本以及小样本下各个年份都会出现风险传染，本文选择基准模拟下的冲击大小为 0.025。

四、固定冲击下的系统性风险

根据前文所述，本部分主要论述固定冲击(0.025)下，中国银行业系统性风险的时变特征及其生成机理。

(一) 基本结果分析

1. 系统性风险指标的时变特征分析

图 1 给出了小样本下各年份冲击为 0.025 下的系统性风险指标(SR)及其与去杠杆最小冲击、首次破产最小冲击和全部破产最小冲击之间的相关性。由图 1 可知，中国银行业系统性风险的走势呈现出两阶段特征：(1)2008 年至 2011 年，风险较高且呈现上升阶段；(2)2012 年至 2017 年，风险较低且呈现水平波动阶段。该结果与方意和黄丽灵(2019)的结果较为一致。

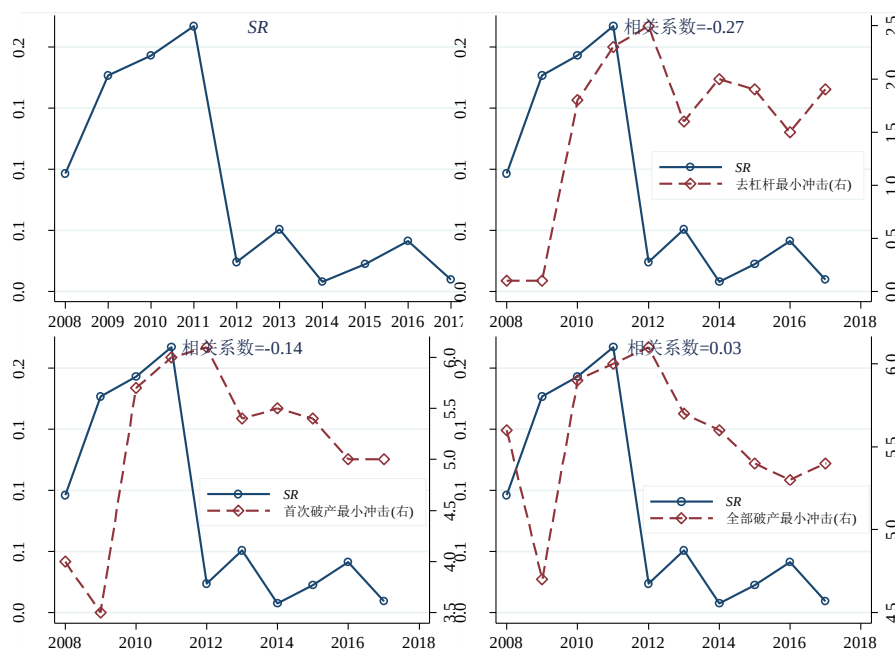


图 1 外部冲击阈值与系统性风险

注：右坐标轴单位为 1%。

从图 1 可以看出, 系统性风险指标与去杠杆最小冲击之间具有较强的负相关性, 而且从 2011 年以后表现得更加明显。此外, 由于外部冲击取值为 0.025, 该阈值与导致银行破产的最小冲击之间相差较大(见附录表 2), 所以首次破产最小冲击与系统性风险指标之间存在较弱的负向关系, 全部破产最小冲击则与系统性风险指标之间几乎不相关。尽管如此, 在 2008 年至 2010 年期间, 首次破产最小冲击、全部破产最小冲击与系统性风险指标之间具有较明显的负相关关系。这说明, 在 2008 年至 2010 年, 中国银行业存在较高的破产可能性。该结论与系统性风险指标在 2008 年至 2011 年有较高的水平相一致。

2. 多轮传染机制对系统性风险的影响作用

根据前面所述可知, 本文的贡献之一便是构建多轮传染机制进行分析。因此, 本部分将整个系统性风险水平按照冲击轮次进行分解, 以明确本文模型改进的实际应用价值。图 2 给出外部冲击发生之后, 各轮冲击损失与银行体系初始权益的比例。需要指出的是, 第 1 轮冲击为外部冲击, 其他轮次冲击则为传染冲击, 是系统性风险的重要组成部分。由图 2 可以得出如下结论:

首先, 外部冲击是系统性风险的重要导火索。具体而言, 外部冲击所带来的损失几乎都为最大, 故外部冲击发生对银行业系统性风险的生成具有重要的影响作用。

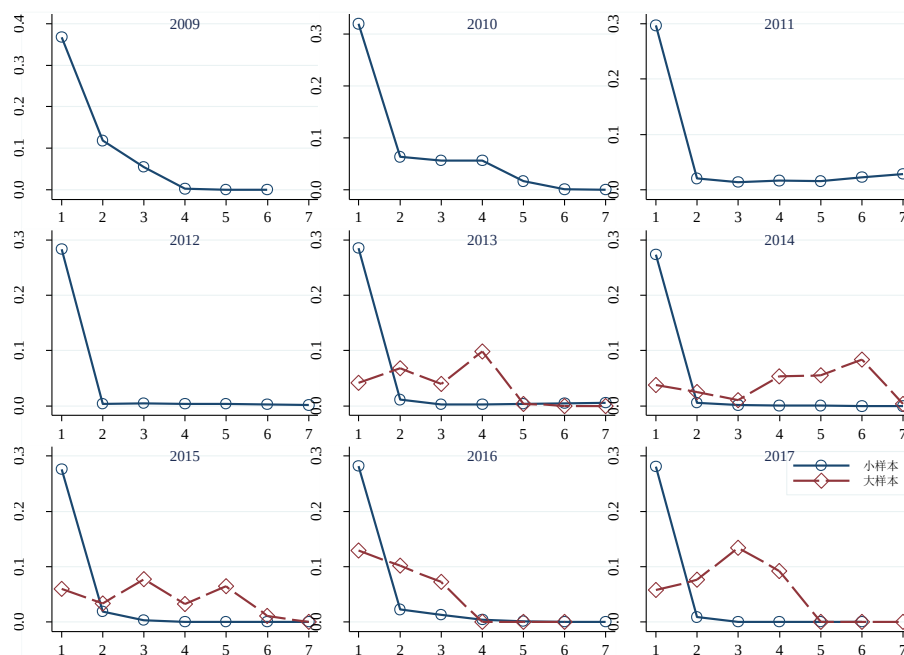


图2 各轮传染损失趋势

注：横坐标轴为传染轮次，纵坐标为各轮传染损失比例。

其次，构建多轮传染可以更加准确地刻画风险传染机制。根据图2的结果可知，第2轮冲击带来的系统性风险水平并不是所有传染冲击中最大的，后续轮次的传染风险同样很重要。例如，2010年、2011年后续传染冲击均不低于第2轮冲击。现有研究中，Greenwood等(2015)以及Duarte和Eisenbach(2015)均只用第二轮传染损失构建系统性风险(AV)指标。该思路不仅会低估系统性风险水平，还可能误判系统性风险走势。

最后，不同样本下的结果具有差异性。相同之处在于：各轮冲击带来的系统性风险呈现出大致下降且收敛的状态。不同之处主要包括两个方面。第一，小样本下外部冲击带来的损失大于大样本。第二，大样本下的传染损失呈现出先上升后下降的趋势，而小样本的传染损失几乎都呈现下降趋势。由此可知，多轮传染机制的引入在大样本研究时具有更加重要的贡献。

(二) 风险生成机制分析

本部分将重点分析外部冲击下，中国银行业系统性风险的生成机制。具体而言，本部分将从银行体系、银行机构和银行资产等三个方面进行经验分析。其中，银行体系的角度是站在时间维度上考虑，银行机构和银行资产的角度则是站在空间维度上考虑。

1. 银行体系网络下风险生成机制

本部分包含两方面内容：影响因素的构建以及影响因素的相关性分析。

(1) 影响因素构建

本部分首先介绍影响银行业系统性风险的影响因素及其度量方式。

首先, 分析杠杆及杠杆偏度。本文利用 DFIL 至 Intangible_assets 等 10 项非流动性资产构建杠杆指标, 原因在于: 这 10 项资产不仅是外部冲击的唯一来源, 也是降价抛售冲击的唯一来源, 是核心的风险传染资产。假设银行 i 的上述 10 项资产规模总和为 $Asset_size_{i,t}$ 。其杠杆 $leverage_{i,t}$ 由(17)式定义。

$$Asset_size_{i,t} = DFIL_{i,t} + \dots + Intangible_assets_{i,t} \quad (16)$$

$$leverage_{i,t} = Asset_size_{i,t} / Total_equity_{i,t} \quad (17)$$

对于银行体系而言, 本文以同一时点所有银行的杠杆均值来刻画银行体系的杠杆水平。事实上, 杠杆均值只反映银行体系杠杆分布的均值。为了更加准确地刻画银行杠杆分布, 本文引入杠杆偏度指标 ($leverage_skw$), 用某一时点银行体系所有银行杠杆计算的偏度指标作为代理变量来刻画银行体系杠杆分布对称特征。杠杆偏度指标的经济学含义在于: 杠杆偏度越低, 银行体系杠杆分布的右尾越短, 高杠杆银行的数目越高, 从而遭遇去杠杆的银行数量以及抛售资产的数量越多, 系统性风险越高。关于杠杆偏度的研究还可参考 Jorda 等 (2017), 该文对实体经济变量(GDP, 消费、投资等)取偏度, 分析了宏观金融杠杆(Credit/GDP)与实体经济之间的非线性关系。

其次, 分析直接关联性指标 ($IABE_{i,t}$)。该指标由银行间资产与银行间负债之和除以银行权益得到。其中, 银行间资产($IA_{i,t}$)由 Net_loans_andA 和 RREPOCC 项目构成, 银行间负债($IB_{i,t}$)由 Bank_deposits 和 RSC 项目构成。由于直接关联性主要与破产机制相关, 而破产等价于权益小于等于 0, 因此本文利用权益来对直接关联性指标进行标准化。整个银行体系的直接关联性由同一时点的直接关联性指标进行平均得到。

该指标的经济学含义是: 在出现破产现象时, 银行的直接关联性越强, 破产银行对其债权方银行带来的传染损失越大, 从而会有越高的系统性风险。

最后, 分析间接关联性指标。间接关联性指标, 又叫非流动性资产集中度指标(Illiquidity Asset Concentration, 简称为 IAC), 其定义见附录四。非流动性资产集中度指标的经济学含义是: 两家银行如果同时持有较多的某类非流动性资产, 意味着两家银行的间接关联性越强, 银行抛售资产给其他银行带来的溢出损失就会越大, 从而系统性风险就越高。原因在于: 当一家银行抛售资产进而导致资产价格下跌时, 如果另一家银行同时大量持有与其相同的资产时, 则其遭受的损失就较大。

综合前述内容, 从单家银行层面而言, 其风险形成的影响因素, 包括资产规模、杠杆、直接关联性、间接关联性等指标。其中, 单家银行的规模是该银行的 10 项非流动性资产规

模占整个银行体系 10 项非流动性资产规模之和的比值。就银行体系而言，系统性风险形成的影响因素包括银行机构的杠杆均值、杠杆偏度、直接关联性、间接关联性指标。因此，单家银行和银行体系的风险指标影响因素并不完全一致。

(2) 影响因素相关性分析

本文通过构建风险指标与影响因素之间的相关系数来分析各个影响因素的相对重要性。图 3 给出了系统性风险指标(SR)与杠杆水平(*leverage*)、杠杆偏度(*leverage_skw*)、直接关联性(*IABE*)以及间接关联性(*IAC*)之间的相关性。

首先，间接关联性、杠杆偏度、杠杆水平都与系统性风险之间有非常高的相关性。这种结果与理论预期完全一致。也即，**银行体系的间接关联性越强、银行杠杆偏度越低以及杠杆水平越高，银行体系的系统性风险越大**。其中，间接关联性越强，意味着越大的降价抛售溢出损失；杠杆偏度越低，意味着银行体系杠杆分布中，高杠杆银行占比越高，从而银行体系抵御冲击能力越弱以及抛售溢出损失越高；杠杆水平越高，意味着银行体系整体杠杆水平较高，从而抵御冲击能力越弱以及抛售溢出损失越高。**特别地，杠杆偏度指标对系统性风险的影响作用比杠杆水平指标更强。**

其次，直接关联性与系统性风险之间的相关性最弱。其原因在于：在本部分的模拟过程中，冲击力度较小使得银行体系中并未出现银行破产现象。

最后，根据图 3 可知，2008 年至 2011 年的高风险阶段、2012 年至 2017 年的低风险阶段的形成主要源于杠杆和间接关联性的作用。此外，受间接关联性和杠杆偏度的驱动，系统性风险在 2011 年达到局部顶点。

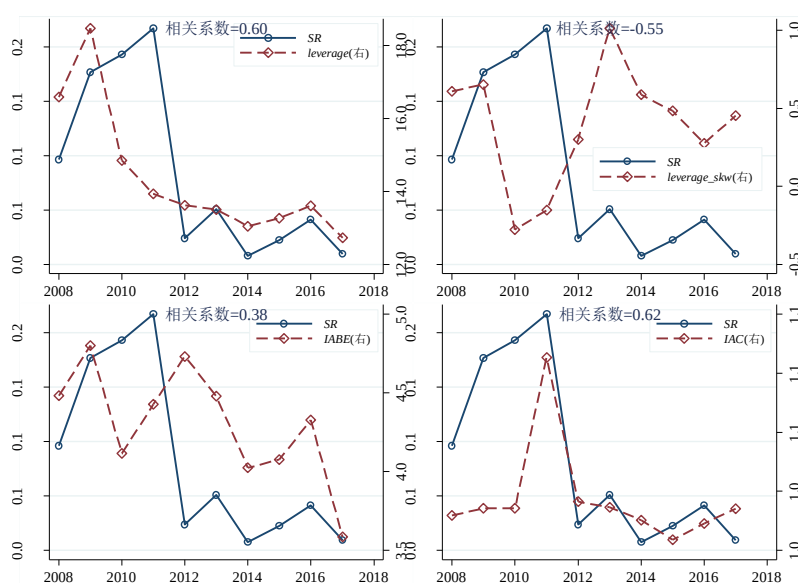


图 3 银行特征指标与系统性风险之间的相关性

2. 机构视角下的风险生成机制

本部分首先从系统脆弱性银行(SVB)角度分析中国银行业系统性风险的生成机制。系统脆弱性银行指标刻画了给定冲击下，每家银行的累积传染损失与该银行初始权益的比例。因此，系统脆弱性银行指标是从银行层面上对整体系统性风险指标进行分解，以此来探讨系统性风险的形成。

附录图 2 给出了每一年外部冲击下的各银行系统脆弱性银行指标。根据附录图 2，可以得到以下结论：**整个银行体系的风险水平决定了单家银行的绝对脆弱性水平，银行自身特征只是决定单家银行的相对脆弱性水平。**具体原因包括两个方面。一方面，系统脆弱性银行并不一直都脆弱，其只在整个银行网络体系处于高风险时，才会呈现出较高的系统脆弱性。另一方面，银行体系的特征比银行机构自身的特征对系统脆弱性机构指标的影响程度更大。

接下来，本部分从系统重要性银行(SIB)角度分析中国银行业系统性风险的生成机制。系统重要性银行指标测算的是各银行累积传染损失占银行体系总累积传染损失的比值，刻画了每家银行对于整个银行体系系统性风险的贡献。

附录表 3 展示了每一年每一家银行的系统重要性银行指标数值。其中，每 1 列总和为 100（%），衡量了每家银行在整个银行体系传染损失的占比。由表可知，三家大型商业银行的贡献遥遥领先于其他银行。从整个样本的平均值来看，这三家银行的贡献也远超其他银行。五家大型商业银行则占据前 5 位，与监管当局对系统重要性银行的界定完全一致。

进一步地，表 2 给出了系统重要性银行指标与各银行的规模、杠杆、直接关联性、间接关联性等因素之间的相关系数。根据表 2 可知，**决定银行是否成为一家系统重要性银行的特征指标是资产规模和间接关联性，杠杆和直接关联性并不是重要的决定因素。**将这个结论与图 3 的结论进行结合可知，**银行杠杆水平高低对于整个银行体系的系统性风险水平具有重要的作用，但是对每家银行系统重要性的影响程度较弱。**此外，由于我们考虑的冲击力度较小，在模拟过程中银行体系并未出现银行破产现象，故直接关联性与系统性风险之间的相关性同样较弱。

表 2 *SIB* 指标与各银行特征指标之间的相关系数 (%)

年份	<i>Asset_size_{i,t}</i>	<i>leverage_{i,t}</i>	<i>IABE_{i,t}</i>	<i>IAC_{i,t}</i>
2008 年	88.91	-65.16	-62.76	-2.37
2009 年	88.67	-74.11	-73.6	4.45
2010 年	89.55	-93.65	-66.59	-2.74
2011 年	91.62	-87.07	-60.74	2.56
2012 年	99.12	-63.79	-84.55	6.2
2013 年	98.69	-67.54	-87.15	14.25
2014 年	99.8	-74.9	-89.57	31.39
2015 年	99.46	-80.5	-93.8	28.07
2016 年	99.59	-89.55	-98.43	58.05
2017 年	99.66	-85.33	-92.73	35.58
平均	95.51	-78.16	-80.99	17.54

3. 资产视角下的系统性风险生成机制

本部分从资产的角度出发探究银行业系统性风险的生成机制。为量化论证资产价格变动与各轮传染损失之间的关系。本部分以每一年的样本为对象，构建各轮传染损失与各轮资产价格变动之间的相关系数(*Asset_Loss_Cor_k*)进行分析。计算步骤见附录五。

表 3 给出了相关系数的结果。可以发现，除其他权益工具投资(*equi_investments*)之外，其他各项资产与传染损失之间的相关系数均接近于 90%。这说明，本文的系统性风险几乎来源于各项资产的价格下跌，且系统性风险的逐轮生成与各项资产价格的逐轮下跌紧密相关。

表 3 Asset_Loss_Conk 指标(%)

年份	DFIL	FA	FAAFS	FAHeld_ mat	Other_ securities	equi_inv estments	Net_loan s_andC	Defer_Ta x_Assets	Other_ assets	Intangibl e_assets
2008 年	98.58	99.73	99.86	93.96	98.8	-41.51	99.5	99.45	99.81	99.61
2009 年	62.9	99.58	90.42	85.6	92.87	55.9	88.01	91.59	84.79	99.24
2010 年	35.45	72.55	71.16	56.31	85.11	34.18	70.25	82.05	59.99	96.06
2011 年	99.05	86.8	96.27	91.05	54.23	67.11	93.18	49.91	99.31	77.88
2012 年	86.74	98	99.41	97.23	96.13	33.1	99.93	99.1	99.2	98.91
2013 年	97.19	41.99	99.51	56.53	94.18	71.7	100	89.16	98.78	42.68
2014 年	99.35	99.82	99.99	99.95	98.83	-20.45	100	100	99.98	98.95
2015 年	99.91	99.97	100	100	99.97	99.74	100	100	99.99	99.67
2016 年	99.76	99.24	99.52	98.69	98.3	92.38	99.97	98.66	99.99	98.74
2017 年	100	100	100	100	100	——	100	100	100	100
各资产 平均	87.89	89.77	95.61	87.93	91.84	43.57	95.08	90.99	94.18	91.17

类似于系统重要性银行的分析部分, 本文计算各项资产累积传染损失占全部资产累积损失的比例(也即系统性重要性资产指标, *SIA*)来分析各项资产的重要性。表 4 给出了各项资产的 *SIA* 指标结果。由表可知, 发放贷款及垫款(Net_loans_andC)的 *SIA* 指标平均为 92.6%, 具有绝对优势, 其次为持有至到期投资(FAHeld_mat)、可供出售金融资产(FAAFS)、其他证券(Other_securities)等。

表 4 各项资产的累积传染损失占总传染损失的比例 (*SIA*, %)

年份	DFIL	FA	FAAFS	FAHeld_ mat	Other_ securities	equi_inv estments	Net_loan s_andC	Defer_Ta x_Assets	Other_ assets	Intangibl e_assets
2008 年	0.0022	0.0153	2.7424	4.6015	3.0128	0.0003	89.4457	0.0012	0.1782	0.0002
2009 年	0.0005	0.0109	1.9836	4.5746	1.5345	0.0004	91.7535	0.0013	0.1407	0.0001
2010 年	0.0007	0.0056	1.4729	5.8798	0.4301	0.0004	92.0765	0.0015	0.1324	0.0001
2011 年	0.0006	0.0178	1.0800	4.8464	0.3153	0.0002	93.6322	0.0015	0.1050	0.0009
2012 年	0.0002	0.0467	1.1943	4.0348	0.3994	0.0000	94.1877	0.0036	0.1320	0.0012
2013 年	0.0006	0.1078	1.0023	3.3441	0.8732	0.0000	94.5414	0.0043	0.1257	0.0007

2014 年	0.0015	0.0775	1.0248	1.4176	2.0889	0.0000	95.2606	0.0024	0.1264	0.0003
2015 年	0.0025	0.0696	1.2143	2.2610	5.1939	0.0000	91.0932	0.0028	0.1623	0.0002
2016 年	0.0093	0.1541	3.2966	2.4702	2.5802	0.0000	91.3415	0.0032	0.1445	0.0005
2017 年	0.0165	0.2122	2.2067	4.2168	0.6763	0.0000	92.5641	0.0057	0.1011	0.0005
平均值	0.0035	0.0718	1.7218	3.7647	1.7105	0.0001	92.5896	0.0028	0.1348	0.0005

最后,本部分构建相关影响因素指标以解释系统重要性资产指标差异较大的原因。其中,

资产规模 ($Asset_ratio_{k,t}$) 为银行体系中第 k 项资产总规模与所有资产总规模的比值。 $IBC_{k,l}$

为资产 k 与资产 l 之间的关联性, IBC_k 为资产 k 与其他所有资产之间的关联性。

与前文类似,这里只考虑 DFIL 至 Intangible_assets 这 10 项非流动性资产。因此, (18)

式中 K 取值为 10。 N 为银行体系中银行家数, $OA_{i,k}$ 为第 i 家银行持有第 k 项资产的数量。

$\varpi_{i,k}$ 为资产 k 中被银行 i 持有的数量占资产 k 总规模的比值, ϖ_k 为资产 k 在各家银行的分布。

$IBC_{k,l}$ 为资产 k 与资产 l 之间的关联性, IBC_k 为资产 k 与其他所有资产之间的关联性。

$$Asset_ratio_k = \sum_{i=1}^N OA_{i,k} / \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^N OA_{i,k} \quad (18)$$

$$\varpi_{i,k} = OA_{i,k} / \sum_{i=1}^N OA_{i,k} \quad (19)$$

$$\varpi_k = (\varpi_{1,k}, \varpi_{2,k}, \dots, \varpi_{N,k}) \quad (20)$$

$$IBC_{k,l} = \frac{\varpi_k \varpi_l^T}{\sqrt{\sum_{i=1}^N (w_{i,k})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^N (w_{i,l})^2}} \quad (21)$$

$$IBC_k = \frac{1}{K-1} \sum_{l \neq k} IBC_{k,l} \quad (22)$$

表 5 给出了 SIA 指标与资产规模、资产关联性之间的相关性。由表可知,资产规模与 SIA 指标之间呈现出非常紧密的正相关关系。相比之下,各项资产的资产关联性与 SIA 指标之间也呈现出正相关关系,但关系稍弱。由此可知,资产规模以及资产关联性指标越大,该项资产对系统性风险的贡献越高,且规模的重要性强于关联性。

表 5 SIA 指标与各项资产的规模以及资产关联性之间的相关系数 (%)

年份	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年
$Asset_ratio_{k,t}$	97.45	97.86	97.99	98.36	98.38	98.47	98.26	97.94	97.88	98.04
$IBC_{k,t}$	31.68	31.27	33.73	32.8	29.66	33.68	29.98	26.35	31.15	34.36

五、不同冲击下的系统性风险与风险生成机制

第四部分研究的是固定冲击下系统性风险的生成原因。现实生活中，金融体系面临的冲击随机变动。而且，第四部分的固定冲击力度较小，没有出现银行破产现象，难以考察银行破产传染机制对系统性风险的影响作用。作为拓展，本部分重点考虑不同冲击力度下的系统性风险生成机制。

（一）基本结果分析

1. 风险变动趋势分析

图 4 给出了各年份从去杠杆最小冲击到全部破产最小冲击(-0.001)的银行系统性风险指标，可以得出以下结论。首先，**随着外部冲击力度的增大，系统性风险基本呈现出增大的趋势**。其原因比较直观：随着外部冲击的增加，银行抛售资产的可能性和数量均会增加，进而导致资产价格折扣越大，系统性风险越大。

其次，**冲击对系统性风险的影响存在非线性特征**。具体而言，在大部分时期，系统性风险与冲击之间的关系是连续的。但是，**在一定情形下，冲击增加会导致系统性风险的变化出现跳跃**，其原因包括两方面：(1)冲击力度的增加导致大量的银行同时去杠杆，进而导致系统性风险出现跳跃上升；(2)冲击力度的增加导致银行破产。一方面，银行破产会导致其债权方银行受损。另一方面，破产的银行会清算其全部资产(资产出清数量较大)，导致各项资产产生高额的折价损失。

最后，在一定条件下，**继续增大冲击可能导致系统性风险的下降**。例如，图 4 中的 2017 年、2008 年即是这种结果。其可能的原因是：**增加冲击力度可能使得某些银行在传染过程中更快地破产，从而降低其在网络中发生多次传染的可能性**。

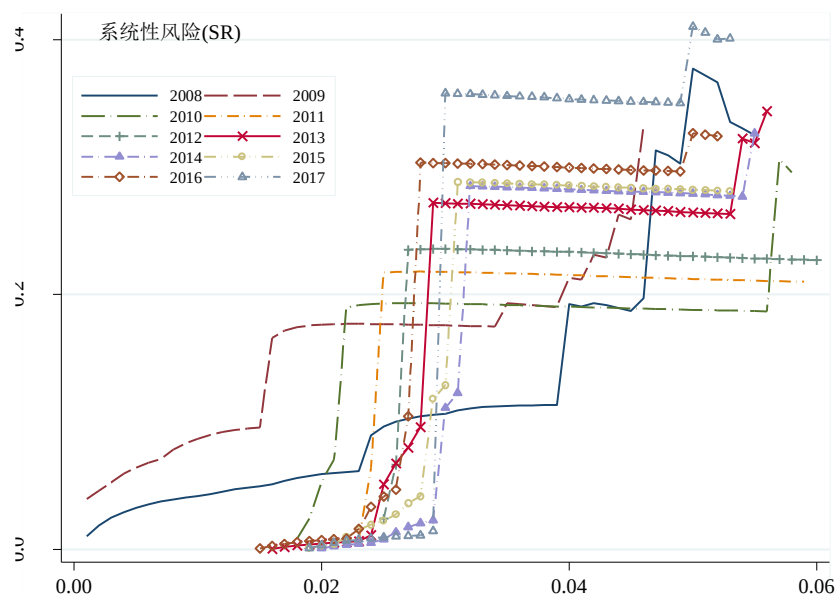


图 4 不同冲击下的系统性风险变化趋势

2. 外部冲击大小与传染损失

前一部分从传染轮次(数量效应)的角度进行分析, 这部分将从传染损失(价格效应)的角度进行分析。关于从传染轮次(数量效应)的角度进行分析可以参考附录图 4。图 5 给出了初始外部冲击与传染损失之间的关系。其中, 横坐标轴为初始外部冲击给银行体系带来的损失与初始权益的比例。实际上, 该指标的变动与初始外部冲击的变动之间完全正相关。纵坐标轴为传染相关的指标, 包含累积传染损失(左轴)、去杠杆数量(右轴)和破产数量(右轴)。由图 5 可以得出以下结论:

(1)直接冲击与传染冲击之间呈现出高度的正相关关系。这说明, 银行遭遇的直接冲击越大, 银行后续抛售资产数量以及破产的可能性都越大, 从而导致更高的传染损失以及更大的系统性风险。

(2)在直接冲击较高时, 传染损失可能随着直接冲击的增加而下降。这种结果在小冲击下不会出现, 在较大的冲击时才会出现。其原因主要包括两点: 首先, 对于银行体系而言, 在大的外部冲击下, 大量银行快速破产, 从而较快地退出银行网络, 降低了网络整体的传染风险。其次, 对于单家银行而言, 其直接冲击与传染冲击之和为 1。在大的外部冲击下, 如果某一家银行破产, 直接冲击增加使得传染冲击的占比下降, 从而使得传染风险下降。

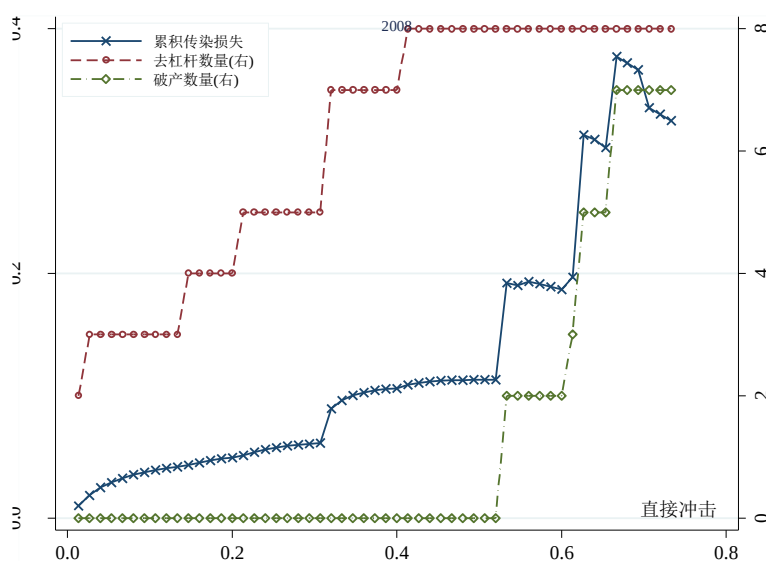


图 5 直接冲击与传染冲击之间的对比

(二) 系统性风险生成机制

与第四部分分析类似, 这里从银行体系、单家机构以及各项资产视角看待不同外部冲击下的系统性风险生成机制。

1. 去杠杆降价抛售溢出机制和银行破产传染机制

附录图 5 给出了系统性风险指标与破产银行数量、去杠杆银行数量以及破产传染损失占比 ($Loss_{\%}^A$) 之间的关系。为节省篇幅, 本文主要利用 2008 年的数据进行分析。由附录图 5 可以得出以下结论:

(1)随着冲击增加, 银行破产数量、去杠杆数量也逐渐增加, 并且银行破产数量、去杠杆数量都与系统性风险指标正相关。根据模型机理可知, 冲击会通过增加银行去杠杆数量、破产数量来导致银行系统性风险的上升。

(2)银行破产一旦发生, 其对系统性风险的作用强度高于去杠杆(降价抛售溢出)机制。具体而言, 银行破产数量的增加必然会导致系统性风险指标出现跳跃, 而银行去杠杆数量的增加只会在某些条件下才会导致系统性风险指标出现跳跃。由此可见, 银行破产数量增加会明显地提高系统性风险水平。相对而言, 银行去杠杆数量上升则只会温和地导致系统性风险攀升。

(3)银行破产传染机制依赖于银行破产数量, 该机制在冲击力度逐步增加的前提下将成为一种核心的传染机制。具体而言, 随着外部冲击逐渐增大至 0.04 以上, 银行破产机制带来的损失逐渐超过 40%以上。而且, 随着破产银行数量的进一步攀升, 该机制的重要性还会增加。这在一定程度上论证了将去杠杆降价抛售溢出机制和银行破产传染机制同时纳入模

型的必要性。

为进一步分析破产传染机制与银行破产之间的关系，附录图 6 给出了 2008 年至 2017 年破产数量与银行破产传染损失之间的关系。由图可以看出，**破产数量与银行破产传染损失占比之间呈现出显著的正相关关系**，拟合的 R^2 达到 87.3%。根据拟合回归式可知，破产银行数量每增加 1 家，破产传染损失占比贡献增加 9.3%。因此，根据拟合式可知，当破产银行超过 6 家时，破产传染损失将成为比降价抛售溢出损失更重要的传染渠道。

2. 机构视角下的系统性风险生成机制

根据系统脆弱性银行指标的定义可知，系统脆弱性银行指标与系统性风险指标的相关性分析，实质上考虑了不同冲击下各家银行累积传染损失在整个银行体系累积传染损失中发挥的作用。

这里，(23)式和(24)式给出了不同冲击下银行体系累积传染损失向量 ALS 与第 i 家银行的累积传染损失向量 ALS_i 。其中， $Accum_Loss(shock_1)$ 、 $Accum_loss_i(shock_1)$ 分别表示在外部冲击 $shock_1$ 下，银行体系的累积传染损失、银行 i 的累积传染损失。外部冲击 $shock_1$ 至 $shock_M$ 的取值范围为每年的[去杠杆最小冲击,全部破产最小冲击-0.001]。(25)式中的 $Bank_Loss_Cori$ 为相关性指标。

$$ALS = [Accum_Loss(shock_1), Accum_Loss(shock_2), ..., Accum_Loss(shock_M)] \quad (23)$$

$$ALS_i = [Accum_Loss_i(shock_1), Accum_Loss_i(shock_2), ..., Accum_Loss_i(shock_M)] \quad (24)$$

$$Bank_Loss_Cori = correlation(ALS, ALS_i) \quad (25)$$

附录表 4 给出了各年份 SR 指标与各银行 SVB 指标之间的相关系数 ($Bank_Loss_Cori$)。由附录表 4 可知，**外部冲击下每家银行的传染损失与银行体系的累积传染损失高度一致，但是不同银行之间存在差异**。具体而言，一些大中型银行的传染损失与银行体系传染损失之间的相关系数超过 90%。这说明，无论银行体系面临的是小冲击还是大冲击，这些银行均需要得到重点关注。

根据前面论述可知， $Bank_Loss_Cori$ 指标与系统重要性银行指标类似，用于刻画单家机构在系统性风险中的传染作用。相比之下，**SIB 指标只适合单一冲击下的分析，而 $Bank_Loss_Cori$ 指标适合不同外部冲击下的分析**。表 6 从单家银行特征指标角度考虑单家银行系统重要性的影响因素。与表 2 类似，**银行资产规模、间接关联性与银行系统重要性之间正相关**。对比表 2 可知，银行资产规模的相关性大大下降，而银行关联性(IAC_{it})的正相关性则有所增加。由此可知，**在大冲击下，银行规模对单家银行系统重要性的影响作用在**

下降，而银行关联性的作用则上升。

表 6 $Bank_Loss_Cor_i$ 与单家银行特征指标之间的相关性

年份	$Asset_size_{i,t}$	$leverage_{i,t}$	$IABE_{i,t}$	$IAC_{i,t}$
2008 年	48.08	-92.26	-85.97	-9.96
2009 年	60.76	-76.98	-51.99	-6.52
2010 年	38.5	-65.16	-26.17	6.44
2011 年	16.64	-26.3	15.58	-10.48
2012 年	56.37	-90.4	-67.05	15.27
2013 年	34.59	-92.72	-69.92	36.21
2014 年	65.2	-97.43	-79.94	59.9
2015 年	72.89	-95.6	-87.94	54.93
2016 年	75.17	-93.4	-83.24	59.59
2017 年	61.22	-86.31	-76.01	-19.76
平均	52.94	-81.66	-61.27	18.56

3. 资产视角下的系统性风险生成机制

接下来，本部分从资产角度出发，探究系统性风险的生成机制。附录图 9(a,b)分别给出了 10 项非流动性资产在不同冲击下各轮传染的资产价格走势。由图可以得到如下结论。

第一，整体来看，在不同力度冲击下，各年份的资产价格走势呈现衰减式下降并收敛。该结论与前面的逐轮传染损失、逐轮资产价格等部分的结论类似。

第二，从资产价格变动走势看，外部冲击力度越大时，资产价格下降的速度就越快，从而意味着有更高的传染损失。

第三，不同的外部冲击对银行业系统性风险的影响存在聚合性特征。(1)不同的外部冲击之间存在聚合性特征。根据附录图 9(a,b)可知，3 条小冲击的曲线之间距离比较接近，中等冲击曲线距离其他曲线较远，3 条大冲击曲线之间的距离比较接近。(2)从曲线特征看，小冲击的曲线变化和缓，中等冲击的曲线变化较为陡峭，大冲击的曲线最为陡峭。结合图 5 可知，小冲击下，银行体系不存在破产风险，系统性风险的波动比较平缓。中等冲击下，部分银行处于破产边缘，各家银行的去杠杆压力较大，导致系统性风险水平出现较大波动。大冲击下，银行体系已经出现破产现象，从而会将破产风险以及资产清算带来的降价抛售风险传导至其他银行，进而导致较高的系统性风险。

表 7 从资产规模和资产关联性的角度对相关系数指标的波动原因进行解释。整体而言，资产规模越高、资产关联性越强，该项资产对系统性风险的影响作用就会越强。而且，资产关联性的风险贡献作用强于资产规模。该结论与表 5 的结果相反。其原因在于：表 5 仅以小冲击为研究对象，而表 7 则考虑了不同冲击力度情形。由此可知，在小冲击下，资产规模的风险贡献作用强于资产关联性；在大冲击下，资产关联性的风险贡献作用强于资产规模。而且，该结论与单家银行视角的结论类似，进一步说明本结论具有较高的稳健性。

表 7 $Asset_Loss_Cor_k$ 与各项资产的规模、资产关联性的关系 (%)

年份	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年
$Asset_ratio_{k,t}$	31.91	25.39	15.44	4.19	0.9	17.37	16.19	18.25	11.94	10.08
$IBC_{k,t}$	87.3	56.2	32.6	72.21	64.14	58.43	41.38	17.04	35.99	53.77

六、基于大样本的稳健性分析

作为稳健性检验，本部分将以大样本银行为对象进行对比分析，并重点检验中国银行业系统性风险生成机制的稳健性。

(一) 基本结果分析

1. 系统性风险与去杠杆银行数量

图 6 的左半部分给出了小样本和大样本下的系统性风险指标结果。由图可知，大样本下的系统性风险指标水平高于小样本下的系统性风险指标水平。由于在冲击力度为 0.025 时，两个样本下的破产银行数量均为 0，因此系统性风险主要来源于银行的去杠杆行为。由于小样本银行在 2012 年至 2018 年的去杠杆数量均为 3 家，去杠杆比例是 1/3，而大样本银行的去杠杆数量最低为 94 家，去杠杆比例超过 75%。由此可见，大样本下去杠杆的银行数量(以及比例)远远超过小样本，这导致大样本的系统性风险水平更高。

图 6 的右半部分通过给出大样本下的系统性风险指标(SR)与去杠杆银行数量走势来进一步论证大样本下系统性风险指标更高的原因。由图 6 右可知，系统性风险指标与去杠杆银行数量的相关系数高达 90%。因此，大样本下的系统性风险指标主要由去杠杆银行的数量决定，且大量的银行去杠杆导致银行体系有较高的系统性风险水平。

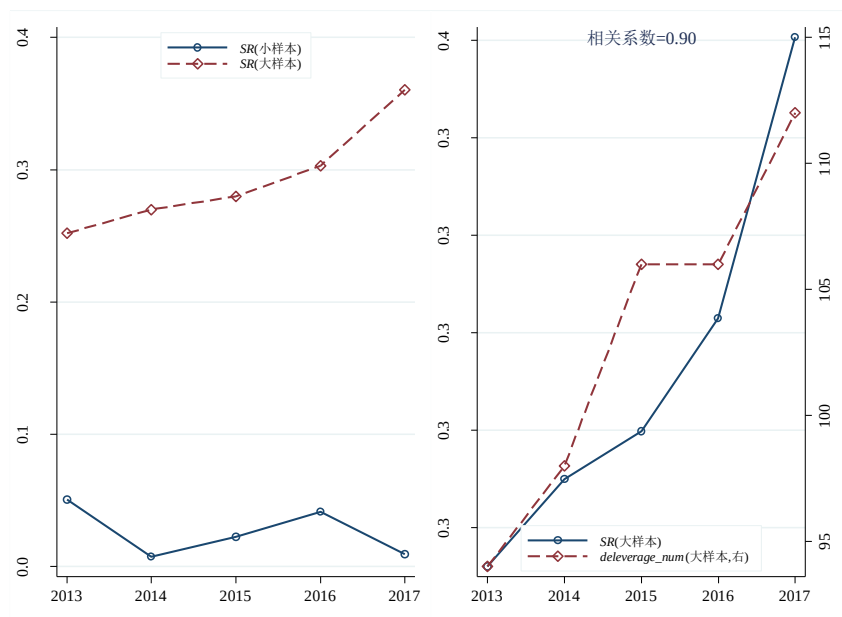


图 6 大小样本下的系统性风险指标对比分析及去杠杆的作用

注: deleverage_num 为去杠杆银行数量。

2.SR 指标与银行网络初始特征

图 7 给出了大样本下的系统性风险指标(SR) 与杠杆均值(*leverage*)、杠杆偏度(*leverage_skw*)、直接关联性(*IABE*)和间接关联性之间(*IAC*)的关系。由图可知, 决定大样本系统性风险走势的首要因素是杠杆偏度, 其次是杠杆水平, 直接关联性和间接关联性的作用则较弱。同时, 杠杆偏度对系统性风险的影响作用强于杠杆水平。

该结论与图 3 的结论基本一致, 唯一的差异之处在于: 大样本下, 间接关联性对系统性风险的影响作用有所减弱。事实上, 对比图 3 和图 7 的间接关联性指标在 2013 年至 2017 的走势可以发现, 两个样本计算的间接关联性走势一致, 但是系统性风险指标的走势并不同。

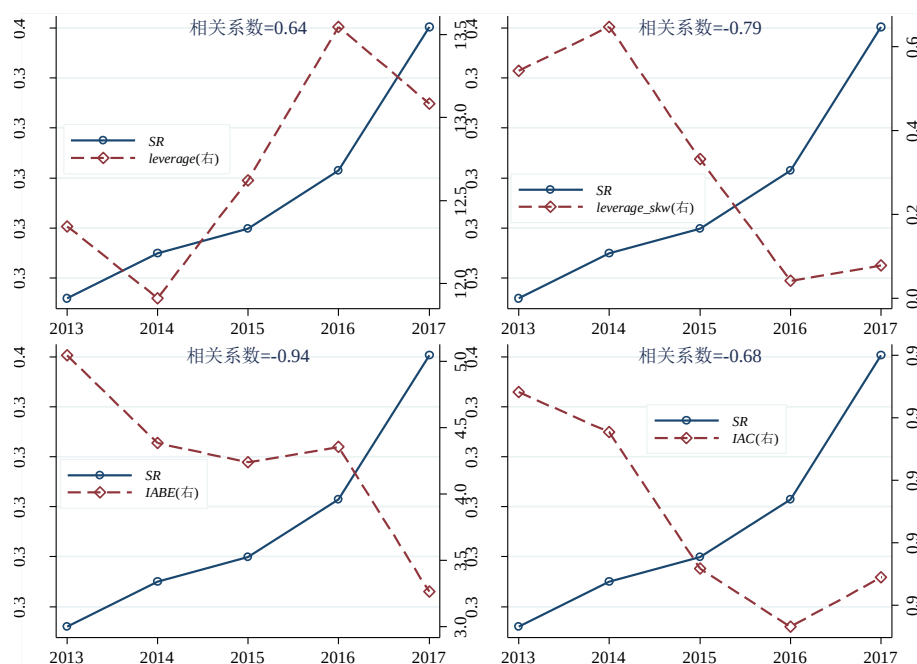


图 7 大样本系统性风险指标与银行特征变量之间的相关性

3. 两组样本下的银行网络初始特征对比

图 8 给出了大小样本下的银行初始特征指标(影响因素)结果。由图可知,小样本下的杠杆、间接关联性整体高于大样本,两个样本下的直接关联性大致相当。根据这些指标特征可以推测小样本银行的系统性风险高于大样本,而这与实际结果相违背,从而这些影响因素并不是大样本下系统性风险水平高于小样本的原因。然而,从杠杆偏度来看,小样本银行的杠杆偏度明显高于大样本银行的杠杆偏度,尤其是样本后两年,两个样本的杠杆偏度最高。由于杠杆偏度越低,高杠杆银行的数目会越多,从而导致更高的系统性风险。由此,图 8 再次论证了在大样本银行下,更低的杠杆偏度是导致系统性风险较高的主要原因。

下面将图 8 的结论与图 6 的研究发现相结合进行分析。由图 6 可知,大样本相对于小样本有更高的系统性风险主要源于大样本中有更高比例的去杠杆银行。由图 8 发现,大样本杠杆偏度相对于小样本更低,是导致大样本具有较高系统性风险的原因。将两个结论相联系则会诱导出以下问题:是否是杠杆偏度低导致更高的去杠杆数量,进而提高系统性风险水平?为解决这一问题,附录图 11 展示了两个样本下杠杆偏度与去杠杆数量之间的相关系数。可以发现,杠杆偏度与去杠杆数量之间有高达-0.86 的负相关性。该结论说明,杠杆偏度越低,银行体系内便会有越多的银行去杠杆,进而带来越高的系统性风险水平。

整体而言,小样本下,去杠杆机制是系统性风险波动的关键因素。同时,杠杆偏度对系统性风险的驱动作用同样非常重要。而且,这一结论在大样本下依然不变。与此同时,本部

分结果既解释了大样本系统性风险水平高于小样本的原因, 同时又验证了本文系统性风险生成机制的稳健性。



图 8 大小样本下的银行特征变量对比分析

(二) 机构视角下的系统性风险生成机制

由于大样本与小样本的差异主要在于银行机构数量, 而不是资产项目的差异。为此, 本部分主要从单家机构视角论证系统性风险生成机制的稳健性。

1. 系统脆弱性银行 (SVB) 及其影响因素

表 8 给出了大样本下系统脆弱性最高的 20 家银行的 SVB 指标与银行特征指标之间的相关性。整体而言, SVB 指标与杠杆、间接关联性正相关, 与银行资产规模负相关。也即, 银行的杠杆越高、间接关联性越强、银行的资产规模越小, 银行的系统脆弱性越强, 这一结论符合理论预期。此外, 直接关联性与系统脆弱性银行指标具有负相关性, 这一结论与图 8 的结论一致。其原因可能是, 模型中没有出现破产现象, 而银行直接关联性只与银行破产传染机制具有较高相关性。

表 8 大样本下 SVB 指标与其影响因素 (%)

年份	$Asset_size_{i,t}$	$leverage_{i,t}$	$IABE_{i,t}$	$IAC_{i,t}$
2013 年	-1.89	68.77	1.07	42.29
2014 年	-18.8	55.54	-6.32	11.26
2015 年	-20.26	-2.35	-42.5	2.98
2016 年	-13.75	8.79	-2.56	-33.28
2017 年	14.44	-45.19	-26.58	-24.15

2. 系统重要性银行 (SIB) 及其影响因素

表 9 进一步给出了 SIB 指标与银行特征指标之间的关系。该表与表 2 得到的结果完全类似。也即，整体而言，SIB 指标与规模、间接关联性正相关，而与银行杠杆、直接关联性负相关。也即，**银行的规模越大，银行的间接关联性越强，银行的系统重要性越强**，这些都符合理论预期，且与小样本下的结论完全一致。

表 9 大样本下 SIB 指标与其影响因素(%)

年份	$Asset_size_{i,t}$	$leverage_{i,t}$	$IABE_{i,t}$	$IAC_{i,t}$
2013 年	92.02	-1.34	-18.74	13.97
2014 年	92.78	-4.13	-15.75	12.23
2015 年	90.49	-10.84	-15.73	6.74
2016 年	93.81	-18.90	-19.88	-0.81
2017 年	94.78	-19.23	-13.68	2.20

综合来看，本部分可以得到如下结论：第一，小规模、高杠杆且高间接关联性是系统脆弱性银行的主要特征；大规模且高间接关联性则是系统重要性银行的主要特征。第二，间接关联性是系统脆弱性和系统重要性银行的关键特征，其原因可能是 SVB 和 SIB 指标都以传染损失作为构建指标的基础。此外，在小冲击下，银行体系的传染损失只来源于去杠杆降价抛售传染，而去杠杆传染机制与间接关联性紧密相关。第三，小冲击下，直接关联性对于系统性风险的驱动作用不太重要，主要原因是小冲击下银行体系并没有出现破产银行。第四，综合来看，大样本单家银行 SVB 指标和 SIB 指标的风险生成机理与小样本银行下的结论完全一致，从而论证了本文的风险生成机理具有稳健性。

七、结论

本文构建了一个全新的银行网络模型以同时考虑直接关联和间接关联等两种风险传染机制,并基于此网络模型探讨了从风险起点(外部冲击指标)→风险传导过程(传导过程类指标)→风险生成中间结果(机构风险与资产风险)→风险生成最终结果(银行业整体)的全链条机制。本文主要得出以下结论:

第一,整体而言,中国银行业系统性风险存在两阶段特征。(1)2008 年至 2011 年,风险较高且呈现上升特征;(2)2012 年至 2017 年,风险较低且呈现水平波动特征。多轮传染的基本结果显示,外部冲击是系统性风险的重要导火索。具体而言,外部冲击在传染损失占比中几乎都为最大,后续轮次的传染冲击几乎均没有超过初始外部冲击。尽管如此,后续轮次冲击带来的系统性风险水平仍然占据较高比例。

第二,风险生成机制可以分为三个层面。(1)整体而言,银行体系的间接关联性越强、银行杠杆偏度越低以及杠杆水平越高,银行体系的系统性风险越大。特别地,杠杆偏度指标对系统性风险的影响作用比杠杆水平指标更强。(2)机构层面,整个银行体系的风险水平决定了单家机构的绝对脆弱性水平,银行自身特征只是决定单家银行的相对脆弱性水平。此外,银行的杠杆越高、间接关联性越强、银行的资产规模越小,银行的系统脆弱性越强。决定银行是否成为一家系统重要性银行的特征在于其本身的资产规模以及其与其他银行之间的间接关联性。(3)资产层面,各项非流动性资产在被抛售过程中的价格下降导致了传染损失的发生以及系统性风险的产生。因此,降价抛售溢出机制是核心的传染机制。同时,资产规模以及资产关联性指标越大,该项资产对系统性风险的贡献越高,且规模的重要性强于关联性。

第三,不同冲击的结果可以分为以下四点。(1)整体而言,随着外部冲击力度的增加,银行破产数量、银行去杠杆数量、系统性风险水平也逐渐增加,意味着冲击力度是系统性风险的核心要素。(2)冲击力度与风险传染机制相结合,导致系统性风险发生波动。具体而言,在没有出现破产的条件下,冲击力度增加会导致系统性风险连续增加。当冲击力度进一步增加,破产现象出现时,其对系统性风险的作用强度高于去杠杆(降价抛售溢出)机制,并在冲击力度进一步增加的前提下成为一种核心的传染机制。(3)小冲击下,以去杠杆降价抛售溢出机制作为核心传染机制,大冲击下以破产传染机制作为核心传染机制。(4)对于单家机构或单项资产的风险贡献而言,规模和间接关联性都起正向贡献作用,且随着冲击力度增加,规模的贡献下降而间接关联性的贡献上升。

第四,当本文利用 124 家银行 2013 年至 2017 年的样本进行稳健性分析时,在整体时间

维度风险以及机构、资产两个空间维度的传导机制结论与小样本结果一致。这说明，本文的核心结论具有较强的稳健性。

结合研究成果，本文提出了如下两条针对性的政策建议。

第一，密切关注国内外环境变化对银行体系的冲击。本文研究发现，冲击力度、受冲击资产的不同会导致银行业系统性风险生成机制出现变化。此时，监管当局应当借助压力测试系统实时、准确评估外部环境突变，并需要在此基础上，采取针对性措施有效应对风险。

第二，系统性风险的防范化解需要重点关注金融机构(资产)规模和关联性(包括机构、资产的间接关联性)。本文研究发现，大小两类冲击下，规模和关联性都起着非常大的作用，且规模的贡献大于关联性，但是随着冲击增大，关联性的作用逐渐增强、规模的作用逐渐下降。因此，从宏观审慎角度而言，监管部门应当在平稳时期加强对大中型银行、银行持有敞口较大规模的资产进行监管，在压力时期注重对关联性较高银行以及资产进行救助。

【参考文献】

- [1] 范小云、王道平、刘澜飏:《规模、关联性与中国系统重要性银行的衡量》,《金融研究》,2012 年第 11 期。
- [2] (2) 方意:《系统性风险的传染渠道与度量研究——兼论宏观审慎政策实施》,《管理世界》,2016 年第 8 期。
- [3] (3) 方意、黄丽灵:《系统性风险、抛售博弈与宏观审慎政策》,《经济研究》,2019 年第 9 期。
- [4] (4) 黄聪、贾彦东:《金融网络视角下的宏观审慎管理——基于银行间支付结算数据的实证分析》,《金融研究》,2010 年第 4 期。
- [5] (5) 马君潞、范小云、曹元涛:《中国银行间市场双边传染的风险估测及其系统性特征分析》,《经济研究》,2007 年第 1 期。
- [6] (6) 杨子晖、李东承:《我国银行系统性金融风险研究——基于“去一法”的应用分析》,《经济研究》,2018 年第 8 期。
- [7] (7) Adrian, T., and Shin, H. S., 2010, “Liquidity and leverage”, *Journal of financial intermediation*, 19(3), pp.418~437.
- [8] (8) Capponi, A., and Larrson, M., 2015, “Price Contagion through Balance Sheet Linkages”, *Review of Asset Pricing Studies*, 5 (2), pp.227~253.
- [9] (9) Cifuentes, R., Ferrucci, G., and Shin, H. S., 2005, “Liquidity Risk and Contagion”, *Journal of the European Economic Association*, 3 (2-3), pp.556~566.
- [10] (10) Cont, R., and Schaanning, E., 2014, “Fire sales and price mediated contagion: modeling, monitoring and prudential policy”, https://www.stochastik.uni-hannover.de/fileadmin/institut/pdf/LUH_Cont.pdf.
- [11] (11) Cont, R., and Schaanning, E., 2015, “A threshold model for fire sales and price-mediated contagion”, http://sfi.epfl.ch/files/content/sites/sfi/files/shared/Swissquote%20Conference%202015/Schaanning_a_mamef.pdf.
- [12] (12) Danielsson, J., Shin, H. S., and Zigrand, J. P., 2012, “Procyclical Leverage and Endogenous Risk”, https://papers.ssrn.com/sol3/papers2.cfm?abstract_id=1360866.
- [13] (13) Duarte, F., and Eisenbach, T., 2015, “Fire-sale spillovers and systemic risk”, Federal Reserve Bank of New York, Staff Report, No.645.
- [14] (14) Greenwood, R., Landier, A., and Thesmar, D., 2015, “Vulnerable banks”, *Journal of Financial Economics*, 115(3), pp.471~485.
- [15] (15) Jorda, O., Schularick, M., and Taylor, A. M., 2017, “Macrofinancial History and the New Business Cycle Facts”, Chapter in NBER book NBER Macroeconomics Annual 2016., 31 (2017), pp.213~263.
- [16] (16) Upper, C., 2011, “Simulation methods to assess the danger of contagion in interbank markets”, *Journal of Financial Stability*, 7, pp.111~125.
- [17] (17) Zhou, C., Du, D., Cao, Z., Wang, Y., and Yang, X., 2016, “Assets Overlapping Networks and Stress Testing on stability of Financial Systems”, Proceedings of the 35th Chinese Control Conference.

面向高质量发展的新增长分析框架、 TFP 测度与驱动因素

刘晓光¹

龚斌磊²

【摘要】本文首次尝试构建面向高质量发展的新增长分析框架，打开全要素生产率（TFP）“黑箱”，系统重估中国 1978-2017 年间的生产函数变迁，分析各时期的增长源泉并厘清其驱动机制。研究发现：改革开放以来，中国总量生产函数形式不断变迁，要素质量和规模经济持续增强，要素无关型和要素嵌入型 TFP 增长分别在前 20 年和后 20 年发挥了主要作用，科技创新和基础设施持续发挥积极作用，国际贸易和产业转型则在不同时期和地区表现差异较大。

【关键词】高质量发展；新增长核算；全要素生产率

一、引言

十九大报告指出，我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，必须推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革，提高全要素生产率。这是首次在党的全国代表大会报告中提出对于提高全要素生产率（Total Factor Productivity，以下简称 TFP）的要求，可见国家对通过推动 TFP 增长来实现高质量发展寄予了厚望。然而，关于 TFP 的内部构成及其驱动因素，传统增长核算却难以提供有足够价值的信息。改革开放 40 多年来，中国通过数轮基础性的改革，在推动经济效率不断提升的同时，也在时空维度上不断重塑中国的产业结构和投入-产出关系，中国总量生产函数（包括各要素的投入产出弹性和 TFP 内部构成等）都在持续发生基础性的变化。因此，基于新古典增长理论的传统增长核算面临两方面主要挑战。一是对各投入的产出弹性（简称为投入弹性）的过强假设难以准确测度中国各要素的投入-产出关系在时间维度上的不断变化和在空间维度上的巨大差异，这种方法下的传统研究使我们长期忽视了中国经济增长中的生产要素质量提升等核心特征事实；另一个更为重要的缺陷是，传统核算法下的 TFP 作为残差项，实际上是一个“黑箱”，无论对于理解过去高速增长中的发展质量，还是展望未来高质量发展中的增长，都缺乏统一框架，存在很多有待深入挖掘的信息。

特别地，传统增长核算框架，人为地分割了要素投入与生产率对经济增长的作用，也在初始

¹ 刘晓光，中国人民大学国家发展与战略研究院。

² 龚斌磊，浙江大学社会治理研究院、中国农村发展研究院、中国特色社会主义研究中心。

模型设定上就自动否定了中国经济实现内生增长的可能性。这不仅忽略了中国经济发展中的“干中学”效应、投资中的“嵌入式”技术进步等特征事实（即要素投入和生产率可能存在重叠部分），也忽略了中国经济发展日益显现的规模经济等具有内生增长特征的基本事实。这就需要创新增长核算框架，重新系统估算中国的生产函数变迁和 TFP 增长的内在机理。与西方成熟经济体相比，改革开放 40 年中，中国的总量生产函数在持续发生不容忽视的基础性变化。解决传统增长核算方法的缺陷不单是一个理论问题，实际上已经成为理解中国经济发展道路的重大现实问题，特别是由于其无法合理地评估和识别中国 TFP 的增长来源及其传导机制，导致长期以来促进经济增长的政策手段单一、推动 TFP 提升的政策工具匮乏。如果孤立地看待要素投入与生产率对经济增长的贡献，很可能在压低要素数量增长贡献的同时也间接削弱了与要素相关的生产率的改善效应，不仅难以有效实现 TFP 的提升，反而可能互相叠加导致增速与 TFP 同步下滑。

本文基于内生增长理论，采用变系数模型，构建面向高质量发展的新增长分析框架，进而从改革开放的时空维度考察中国 1978-2017 年间的生产函数变迁，系统重估不同改革时期的增长源泉、TFP 内部构成及其驱动因素与机制。特别地，在新增长核算框架下，本文将 TFP 分解为“与生产要素相关”部分（Input-embedded TFP，以下简称要素嵌入型 TFP）和“与生产要素无关”部分（Input-free TFP，以下简称要素无关型 TFP），从而克服传统增长核算的缺陷，打开 TFP“黑箱”。如图 1 所示，相比传统增长核算，本文构建的新增长核算框架不仅能够测算某种驱动因素对经济增长和 TFP 的总体影响，还能厘清具体的传导机制，识别相关驱动因素通过不同途径对 TFP 和经济增长的边际影响，从而使相关经济政策更具针对性。其中，新方法识别出要素质量的改善效应（即要素嵌入型 TFP），正是要素投入与生产率的重叠部分，使我们不再孤立地看待两者对经济增长的贡献，为实现增长路径的平稳转换提供了新的分析工具和政策空间。

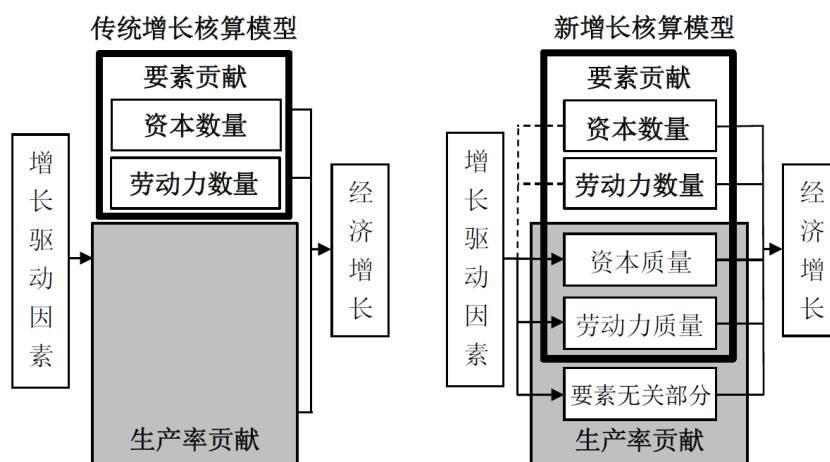


图 1 传统增长核算模型与新增长核算模型比较

基于新增长核算框架，利用中国 31 个省市 1978-2017 年平衡面板数据，本文研究发现：

第一，伴随不同阶段的改革开放进程，中国资本产出弹性呈现上升趋势直至近年来增速趋缓、劳动产出弹性呈现“U型”变化趋势、总产出弹性呈波动上升趋势，说明中国总量生产函数不断发生变迁，特别是要素质量的提高和规模经济的增强，为2019年中央提出的“超大规模市场优势”提供了学理支持。第二，从各时期增长核算看，要素投入对中国经济增长确实产生了强有力的拉动作用，但中国经济增长并非简单的要素数量驱动型增长模式，要素嵌入型TFP增长和要素无关型TFP增长均发挥了关键性支撑作用，特别是资本投入具有明显的“改革周期波动”特征，并带来了资本嵌入型TFP较快增长。第三，从TFP增长来源看，要素嵌入型TFP和要素无关型TFP增长贡献大体相当，但在不同时期的贡献差异巨大：前20年的改革开放带来了要素无关型TFP的高速增长，对TFP增长的贡献率达到80%，对经济增长的贡献率达到40%，但它在后20年中显著回落，TFP增长转变为主要来源于要素嵌入型TFP增长，对TFP增长的贡献率达80%，对经济增长的贡献率达35%。第四，从TFP增长的驱动因素看，科技创新、基础设施、国际贸易、工业化转型对TFP增长具有显著的正向影响，但服务化转型则对TFP增长产生了负向影响。第五，从不同时期看，科技创新和基础设施对TFP增长具有持续且稳定的促进作用，而国际贸易和产业转型则在不同时期的表现差异较大。第六，从不同地区看，经济增长来源及TFP驱动因素存在一定差异，并导致了中西部地区和东北地区面临相应的短板效应。

相比已有研究，本文的创新贡献主要体现在三个方面。第一，在研究视角方面，首次尝试构建面向高质量发展的新增长分析框架，并从时空的维度系统考察了中国不同改革时期增长源泉、TFP内部构成及其驱动要素，为中国经济增长之路提供了新的特征事实；第二，在研究方法方面，不仅通过采用变系数模型，有效地克服了传统增长核算固定弹性系数假设的缺陷，而且通过将TFP分解为要素嵌入型TFP和要素无关型TFP，为寻找最优增长路径提供新的分析工具；第三，在研究内容方面，基于新构建的新增长核算模型，测算相关驱动因素对经济增长和TFP的总体影响，并识别相关驱动因素通过不同途径对TFP和经济增长的边际影响，为促进TFP增长和经济高质量发展提供了有针对性的政策启示。

本文结构安排如下：第二部分是文献综述；第三部分构建新增长核算模型以及介绍基础数据；第四部分汇报和讨论实证结果；第五部分提出政策建议。

二、文献综述

上世纪90年代末至本世纪初，鉴于中国在改革后实现了持续20多年的高速增长，相对于多数转型经济体的增长表现非常突出，国际经济学界掀起了对中国经济增长核算特别是TFP测算的高潮。基于传统增长核算，Borensztein and Ostry（1996）研究发现，中国在1979-1994年间

TFP 的年增长率为 3.8%, 较改革开放前显著提高, 但他们认为, 从技术进步的角度来看, 真正的潜在生产率增长率要低得多而不可持续, TFP 的提高可能更多的是水平效应而非增长效应。Young(2003)在对 1978-1998 年增长核算分解后认为, 中国 TFP 年均增长率可能仅为 1.4%, 且主要来源于农业劳动力转移等带来的劳动力再配置效应, 改革带来的生产率改进效应并不突出。系列研究的总体结论是, 中国经济的技术效率改善并不显著, 经济增长主要依赖于要素投入驱动型模式, 不具有可持续性。稍晚于国际经济学界的讨论, 国内经济学界也从各个维度对中国的 TFP 进行了测算, 但由于多是沿用新古典增长框架, 假设产出弹性不变, 所得结论与国际经济学界基本一致(胡永泰, 1998; 孙琳琳和任若恩, 2005; 尹恒和杨龙见 2019)。虽然不同研究的具体测算结果存在差别, 但均认为不同时期存在巨大差异, 这为在时间维度上采用变系数生产函数模型进行估计提供了证据。在空间维度上, TFP 差异对于理解中国区域经济差异也具有重要意义(彭国华, 2005; 郭庆旺等, 2005; 鲁晓东和连玉君, 2012), 这为空间维度上采用变系数生产函数模型估计提供了证据。

针对中国经济增长主要依赖于要素投入驱动而不可持续的观点, 易纲等(2003)较早进行了反驳, 指出传统方法下的 TFP 指标难以准确反映中国经济真实的技术进步。易纲等(2003)、林毅夫和张鹏飞(2005)等人指出, 中国技术进步具有“资本嵌入式”特征, 通过技术引进和模仿创新, 中国技术水平不断进步, 但这部分支出大都体现在资本存量数据中或者说内嵌于资本投入的增长中。李杨和殷剑峰(2005)、刘晓光和卢锋(2014)等研究表明, 中国技术进步具有明显的“干中学”或“投资中学”的特征, 即对于中国经济发展来说, 不仅新增投资中包含了当时较为先进的技术, 而且在进行设备投资和使用新资本品的过程中实现了人力资本积累和知识溢出效应, 这种投资与技术进步之间的良性互动关系使得中国的技术水平不断提高。因此, 如果基于传统增长核算, 要素的嵌入型 TFP 增长将难以得到很好识别。从另一个角度对中国经济增长不可持续和要素投入依赖观点的重要回应是, 程名望等(2019)基于新经济地理学, 在空间计量模型中引入“市场潜能”, 考察区域间经济增长溢出效应大小及其对中国整体经济增长的贡献。通过测算市场潜能、资本、劳动力和 TFP 对省级经济增长的贡献率, 他们发现 1978 年以来中国创造“增长奇迹”是高投入增长和高效率增长共同作用的结果, 依赖于“汗水”与“灵感”的双轮驱动, 且越来越依赖于“灵感”, 从而有力地反驳了“克鲁格曼质疑”。虽然引入了空间因素, 但该文采用固定弹性生产函数, 基本分析框架仍建立在新古典增长理论之上。本文与程名望等(2019)的研究中的相关概念具有一定的联系和区别, 相比该文讨论的“灵感还是汗水”, 本文利用新增长核算框架, 给出的答案是中国经济增长不仅依赖于灵感与汗水的交替, 也依赖于灵感与汗水的交织。

从国际视野来看, 全球范围内的 TFP 增速下滑趋势也引起了国际学者的关注和研究。在许

多发达经济体，生产率增长自上世纪 90 年代以来一直处于下降趋势，目前已经处于历史最低水平（Adler et al., 2017; Crafts and Mills, 2020）。对于一些发展中经济体而言，资源错配和要素市场摩擦曾导致较低的 TFP 水平和较大的增长空间（Hsieh and Klenow, 2009），但随着这方面的改革进入深水区，所产生的 TFP 增进效应开始递减。在此背景下，本文尝试打开 TFP 黑箱，更精准地识别 TFP 增长的主要构成及其驱动因素，考察不同时期各潜在影响因素的作用差异及传导机制，有望为促进新时代经济高质量发展提供决策参考。

三、新增长核算模型和基础数据

（一）传统生产函数与增长核算法

传统柯布-道格拉斯生产函数为：

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 k_{it} + \beta_2 l_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， y_{it} 、 k_{it} 和 l_{it} 分别是第 t 期 i 省的 GDP、资本存量和就业人数的对数。 β_1 和 β_2 分别是资本和劳动的产出弹性，反映投入与产出之间的关系。 α_{it} 是 TFP 的对数， ε_{it} 是随机扰动项。传统增长核算模型在式（1）的基础上，构建 TFP 决定模型：

$$TFP_{it} = \gamma_{it} + \tau\theta_{it} + \rho T_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $TFP_{it} = \hat{\alpha}_{it}$ 是 TFP 的对数，由式（1）解得。 θ_{it} 是增长驱动因素的向量， τ 衡量增长驱动因素对 TFP 的边际影响。 T_t 是时间虚拟变量。在此基础上，传统的增长核算公式为：

$$\Delta y_{it} = \underbrace{\hat{\beta}_1 \Delta k_{it}}_{\text{资本数量变动贡献}} + \underbrace{\hat{\beta}_2 \Delta l_{it}}_{\text{劳动数量变动贡献}} + \underbrace{\Delta TFP_{it}}_{\text{全要素生产率贡献}} + \underbrace{\Delta \varepsilon_{it}}_{\text{残差项贡献}} \quad (3)$$

其中，经济增长(Δy_{it})源于投入要素数量的变化(Δk_{it} 和 Δl_{it})、全要素生产率的变化(ΔTFP_{it})和残差项的变化($\Delta \varepsilon_{it}$)。再由式（2）可进一步分解 $\Delta TFP_{it} = \Delta \gamma_{it} + \hat{\tau} \Delta \theta_{it} + \Delta \varepsilon_{it}$ ，得出经济增长中增长驱动因素的贡献为 $\hat{\tau} \Delta \theta_{it}$ ，贡献率为 $\hat{\tau} \Delta \theta_{it} / \Delta y_{it}$ 。

上述传统生产函数与增长核算法的一个重要假设是固定系数，即式（1）中产出弹性 β_1 和 β_2 不变。然而，这种假设与现实存在一些矛盾。首先，改革开放 40 年以来，中国整体经济的投入产出关系在数轮基础性改革中已经发生了本质性变化，因此衡量投入产出关系的 β_1 和 β_2 可能随时间变化。第二，不同产业遵循不同的生产函数，因此各地区整体生产函数取决于其产业结构，体现为 β_1 和 β_2 存在地区间差异。许多学者在利用省级数据测算生产函数后，分时间段或区域做异质性分析，往往得出不同时期和不同区域的 β_1 和 β_2 存在差异，这也印证了可变产出弹性的可能性。

在理论上，该假设也存在一些挑战。特别是与内生增长理论相矛盾。在规模效应不变的假定下，Romer（1986）认为微观层面的生产函数是 $y_{jt} = \alpha_{jt} + \beta k_{jt} + \gamma k_t + (1 - \beta)l_{jt}$ ，即第 t 期企

业 j 的产出 y_{jt} 不但取决于自身的投入 k_{jt} 和 l_{jt} , 还取决于整个产业的资本存量 k_t , 从而强调了技术溢出和“Learning by Investing”, 导致投入产出弹性和技术的变化。在此基础上, Barro (1999) 通过推导得出, 宏观层面的第 t 期产业或地区 i 对应的生产函数为 $y_{it} = \alpha_{it} + (\beta + \gamma)k_{it} + (1 - \beta)l_{it}$, 由于不同时期和地区技术溢出的大小不同, 导致 γ 不同, 即产出弹性是可变的。因此, 有必要放松生产函数中固定系数假设。

同时, 内生增长理论也为生产函数中弹性系数如何变化提供了指引。如在 Romer (1986) 构建的模型中, γ 是影响弹性系数的核心变量, 即实物资本和人力资本的溢出效应。基础设施是影响国内不同地区间人员交流和物质交换的重要因素, 国际贸易则是影响国内外人员交流和物质交换的重要途径。同时, 这种溢出效应在同产业间能够更快的传递, 也会随着科研投入提高而增加, 因此产业结构和科技创新也决定了弹性系数的大小。此外, 根据诱致性技术创新理论, 要素相对价格差异诱致技术研发方向差异并最终导致发展路径的区别。基础设施和国际贸易可以显著改变要素相对价格差异, 科研投入和产业结构也决定着技术进步方向。最后, 我国数轮基础性改革也可能重塑整体经济的投入产出关系。综上, 科技创新、基础设施、国际贸易、产业结构和时间均可能影响弹性系数。

(二) 变系数生产函数与新增长核算法

本文放松生产函数中固定系数假设, 构建了变系数生产函数模型:

$$y_{it} = \delta_{it} + \beta_{1it}k_{it} + \beta_{2it}l_{it} + \varepsilon_{it} = h_0(\theta_{it}) + h_1(\theta_{it})k_{it} + h_2(\theta_{it})l_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, β_{1it} 和 β_{2it} 分别是随时间和省份变化的资本和劳动产出弹性, 本文利用一个关于变量 θ_{it} 的非参数方程来预测弹性系数, 如上文所述, 产业结构、科研创新、基础设施、开放贸易、时间等因素均会影响产出弹性, 因此均被视为变量 θ_{it} 。本文遵循 Gong (2018) 提出的方法求解式 (4)。

值得注意的是, β_{1it} 和 β_{2it} 除了是产出弹性之外, 也反映了投入要素对产出的贡献, 是衡量投入要素质量变化的指标 (Gong, 2020)。即代表技术进步和效率提升的 TFP 增长中, 有一部分体现为生产要素的技术进步和质量提升。例如, 十年前的一台机械设备与最新的机械设备, 即使功率一样, 其效率不同, 这是由于机器的技术进步所导致的。当系数 β_1 固定时, 这种技术进步只能被包含在索罗余值中。但当我们允许 β_1 变化后, 模型会将与这种技术进步相关的变动从索罗余值中转移到可变的 β_{1it} 中, 从而满足估计量的信息准则。换句话说, 资本质量的差异会导致对产出贡献的差异, 而这部分变动 (variation) 将被 β_{1it} 从索罗余值中吸收过来。综上, 本文认为允许 β_{1it} 和 β_{2it} 变化将从 TFP (索罗余值) 中分离出与生产要素 (劳动和资本) 相关的部分。因此, 式 (4) 中的 δ_{it} 不再代表 TFP, 而只代表 TFP 中与生产要素无关的部分, 主要反映了未嵌入于生产要素的技术进步和制度红利等。更直观地, 当式 (4) 为真实的数据生成过程, 但如果我们利

用固定系数生产函数估计出产出弹性 $\hat{\beta}_1$ 和 $\hat{\beta}_2$ ，则式（4）可以写成：

$$y_{it} = \hat{\beta}_1 k_{it} + \hat{\beta}_2 l_{it} + (\beta_{1it} - \hat{\beta}_1)k_{it} + (\beta_{2it} - \hat{\beta}_2)l_{it} + \delta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

利用索罗余值得出，式（1）中 TFP（的对数） $\alpha_{it} = (\beta_{1it} - \hat{\beta}_1)k_{it} + (\beta_{2it} - \hat{\beta}_2)l_{it} + \delta_{it}$ ，其中第一部分与资本相关（资本嵌入型 TFP）、第二部分与劳动相关（劳动嵌入型 TFP）、第三部分与生产要素无关（要素无关型 TFP）。

在变系数生产函数基础上，可以构建新增长核算法：

$$\Delta y_{it} = \underbrace{(\beta_{1it} + \beta_{1it-1})\Delta k_{it}/2}_{\text{资本数量变动贡献}} + \underbrace{(\beta_{2it} + \beta_{2it-1})\Delta l_{it}/2}_{\text{劳动数量变动贡献}} + \underbrace{\Delta T\hat{F}P_{it}}_{\text{全要素生产率贡献}} + \underbrace{\Delta \hat{\varepsilon}_{it}}_{\text{残差项贡献}} \quad (6a)$$

其中，

$$\Delta T\hat{F}P_{it} = \underbrace{\Delta \beta_{1it}(k_{it} + k_{it-1})/2}_{\text{资本嵌入型生产率}} + \underbrace{\Delta \beta_{2it}(l_{it} + l_{it-1})/2}_{\text{劳动嵌入型生产率}} + \underbrace{\delta_{it}}_{\text{要素无关型生产率}} \quad (6b)$$

进一步，构建生产率和投入弹性决定模型：

$$\delta_{it} = \gamma_{it}^0 + \tau^0 \theta_{it} + \rho^0 T_t + \varepsilon_{it}^0 \quad (7)$$

$$\beta_{jit} = \gamma_{it}^j + \tau^j \theta_{it} + \rho^j T_t + \varepsilon_{it}^j, \quad \forall j = 1, 2 \quad (8)$$

其中， δ_{it} 和 β_{jit} 均由式（4）估计得出。式（7）和（8）能够识别各类增长驱动因素影响经济增长的不同途径及边际影响水平。将式（7）和（8）带入式（6），即能测算各增长驱动因素通过各条途径对经济增长的贡献率。最后，通过公式推导可以得出，式（2）中的 $\tau \approx \tau^0 + \tau^1 k_{it} + \tau^2 l_{it}$ 。这说明传统模型只能测算增长驱动因素 θ_{it} 对经济增长的总体影响（ τ ），而新增长核算模型可以识别出增长驱动因素 θ_{it} 对经济增长的多途径影响（ τ^0 、 τ^1 和 τ^2 ）。以科研创新为例，识别其影响经济增长的各条途径并比较其回报率，进而将有限的科研经费更多地投入到效率最高的途径，能够提高政策的针对性和可操作性。

（三）基础数据与统计描述

本文利用中国 1978-2017 年 31 个省（市、区）的平衡面板数据进行模型估计，核心变量主要包括：（1）产出变量：采用各省实际 GDP 来衡量。为保证数据的可比性，选用以 1978 年为基期的不变价地区生产总值来衡量。（2）要素投入变量：劳动投入，采用各省总就业人数来衡量。资本存量采用永续盘存法进行估算。尽管本文仅需要 1978-2017 年的资本存量数据，但为了减少基期资本存量误差的影响，在估算时同样选择了以 1952 年为基期来系统估算 1952-2017 年的各省资本存量。具体估算公式为： $K_{it} = I_{it}/P_{it} + (1 - \delta)K_{it-1}$ ，其中， K_{it} 为*i*省*t*期的资本存量， I_{it} 为*i*省*t*期的固定资产投资， P_{it} 为*i*省*t*期的固定资产投资价格指数，将名义固定资产投资调整为固定基期的实际固定资产投资， δ 为折旧率，遵循单豪杰（2008）设定为 10.96%。（3）临界变量：产业结构，分别采用第一产业、第二产业、第三产业增加值占 GDP 的比重来衡量；科技创新，采

用各省发明专利授权数的存量, 并用各省实际 GDP 进行标准化处理来衡量, 其中对于发明专利授权数存量的估算, 参考已有文献, 采用永续盘存法, 利用各省历年发明专利授权数, 按照 10% 的折旧率计算得到; 国际贸易, 采用各省贸易总额占 GDP 比重来衡量, 作为对外开放程度的代理变量; 基础设施, 选取各省公路密度作为代理变量, 采用各省公路里程数 (公里) 除以各省国土面积 (平方公里) 来衡量。以上变量的原始数据均来自中国国家统计局、科技部、商务部以及交通运输部等官方数据。表 1 报告了各变量的描述性统计结果, 具体不再赘述。

表 1 核心变量的描述性统计结果

变量	单位 (或释义)	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
实际 GDP	亿元	1,240	1574.456	2577.060	6.650	20591.860
资本存量	亿元	1,240	3459.170	6490.814	3.960	47531.900
就业人数	万人	1,240	2032.202	1477.204	93.030	6766.000
一产占比	一产 GDP/GDP	1,240	0.210	0.126	0.004	0.606
二产占比	二产 GDP/GDP	1,240	0.437	0.099	0.119	0.774
三产占比	三产 GDP/GDP	1,240	0.352	0.104	0.130	0.806
科技创新	发明专利存量/实际 GDP	1,240	1.123	2.643	0.000	41.229
国际贸易	贸易总额/GDP	1,240	0.251	0.41 1	0.001	3.725
基础设施	公路里程/国土面积	1,240	0.324	0.274	0.013	1.951

四、模型估计和新增长核算结果分析

(一) 变系数生产函数估计

由于本文利用半参数方法估计生产函数, 适合利用图形汇报弹性估计结果。图 2 描绘了劳动和资本产出弹性随时间的变化趋势。结果显示, 1978-2017 年中国劳动弹性的均值为 0.67, 资本弹性的均值为 0.30, 与已有文献关于常弹性的估计结果水平一致。

本文根据高尚全 (2018) 对改革开放 40 年主要阶段的划分和经验总结, 分四个阶段对实证结果进行分析。第 I 阶段 (1978-1991): 中国的劳动弹性呈现较快下降趋势, 从 0.711 持续下降至 0.668, 资本弹性呈现较快上升趋势, 从 0.205 持续上升至 0.272; 第 II 阶段 (1992-2000): 中国的劳动弹性呈温和下降趋势, 从 0.663 持续下降至 0.643, 资本弹性继续呈现较快上升趋势, 从 0.281 持续上升至 0.326; 第 III 阶段 (2001-2007): 中国的劳动弹性开始呈现企稳趋势, 从 0.641 企稳回升至 0.644, 资本弹性上升的趋势开始放缓, 从 0.333 温和上升至 0.358; 第 IV 阶段 (2008-2017): 中国的劳动弹性开始呈现较快回升的趋势, 从 0.646 持续上升至 0.671, 资本弹性上升的速度进一步放缓, 从 0.360 缓慢上升至 0.370。

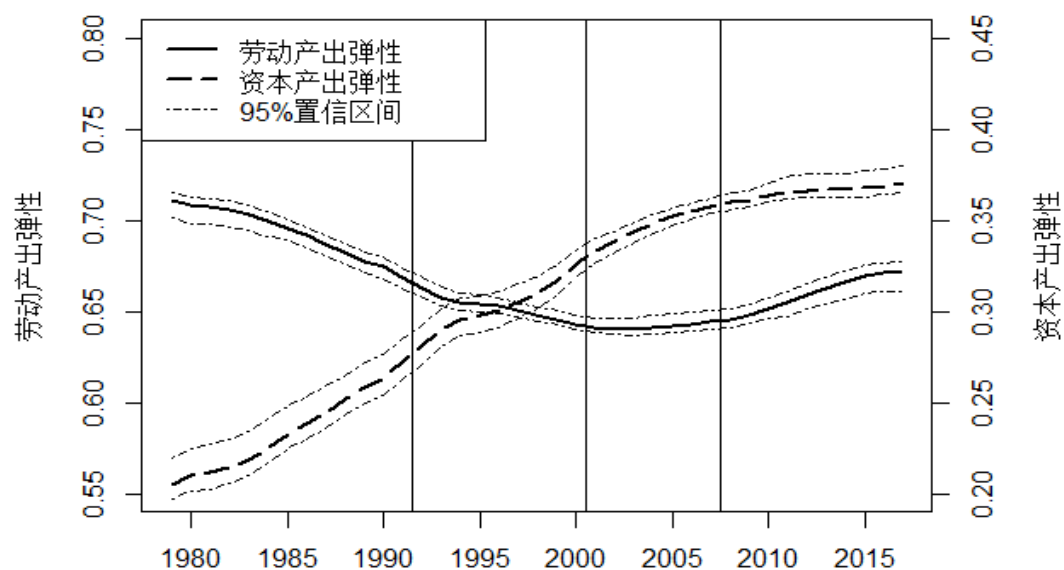


图2 中国劳动和资本产出弹性变化趋势（1979-2017）

结合不同阶段劳动弹性和资本弹性的变化趋势可见，第 I 阶段（1978-1991）和第 II 阶段（1992-2000），中国生产函数的变化特征主要表现为资本替代劳动的过程，尤其是第 I 阶段更为明显；但第 III 阶段（2001-2007）和第 IV 阶段（2008-2017），资本替代劳动的过程明显放缓，开始转变为劳动弹性和资本弹性的双双提升，中国经济开始步入“规模经济”阶段。图 3 以劳动弹性与资本弹性之和为指标，考察中国的“规模经济”情况。结果发现，1978-2017 年中国总体产出弹性呈现持续上升的变化趋势，从最初的 0.92 持续上升至 2017 年的 1.04，特别是以 2001 年加入 WTO 为分界点，总产出弹性上升速度明显加快，说明规模经济效应不断增强，并于 2007 年超过 1，正式进入规模报酬递增阶段。随着中国规模经济效应的持续增强，超大规模市场优势正在发展成为中国一项新的比较优势。

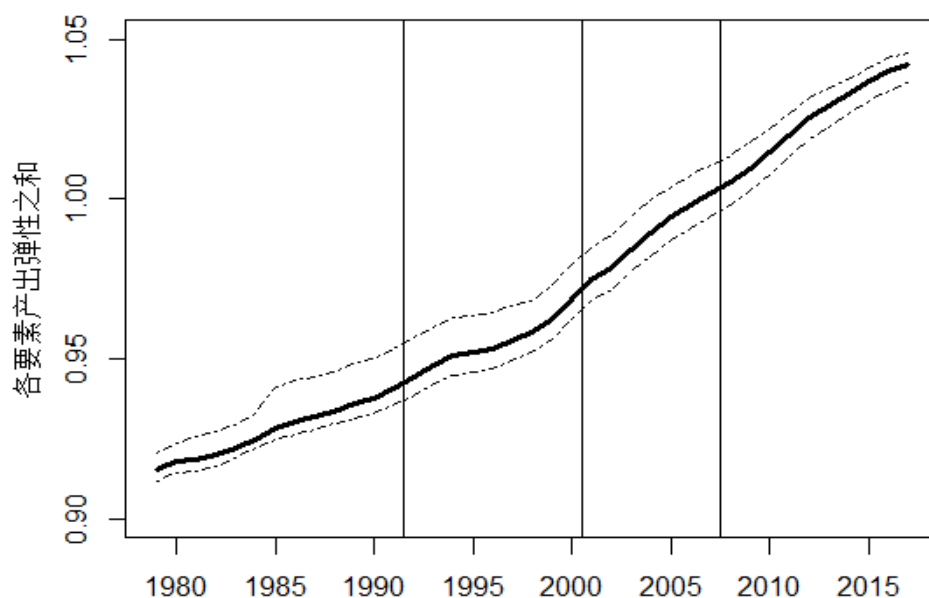


图3 中国经济规模效应变化趋势（1979-2017）

以上估计结果,也为解释收入分配领域的劳动收入份额变化问题提供了更为直接的经验证据。由于已有文献往往基于总体经济或分部门生产函数的固定弹性假设,对劳动收入份额变化的解释只能借助于各种间接渠道,形成了各种分散性的解释。本文基于时变弹性的估计结果表明,中国劳动收入分配的变化趋势与劳动生产弹性的变化趋势高度一致,这说明中国生产函数变迁或者更具体的说是劳动要素投入与产出关系的变化,是导致改革开放以来中国劳动收入份额持续下降以及近十年来企稳回升的基础性驱动力量,从而将已有研究统一到生产函数变迁的基本框架中。

从新增长核算(详见式(6))的角度看,要素弹性的变化可以推导出要素嵌入型 TFP 增长,用以衡量要素质量的提升。以资本为例,图 4 将投资拉动分为数量驱动和质量驱动,描绘了资本数量和资本嵌入型 TFP 随时间的变化趋势。结果显示,资本投入对中国经济增长产生了持续有力的拉动,但具有明显的“改革周期波动”特征,并带来了资本要素嵌入型 TFP 的较快增长。40 年来,每轮基础性的改革开放都会带来投资数量增长拉动作用的增强以及投资嵌入型 TFP 的高速增长,而后随着改革动力的减弱而逐渐放缓。近 10 年来,中国投资数量增长的拉动作用持续减弱,但资本嵌入型 TFP 增长以 2013 年为分界点经历了先同步回落后企稳回升的态势,这说明 2013 年以来的改革开放开始逐渐发挥积极作用,虽然近几年要素数量的增长贡献迅速回落,但要素质量的增长贡献有所上升,反映了近年来供给侧结构性改革中投资结构的优化和增长动力的转换,体现了高质量发展的内涵,但总体来看,资本增长的贡献处于历史较低水平。

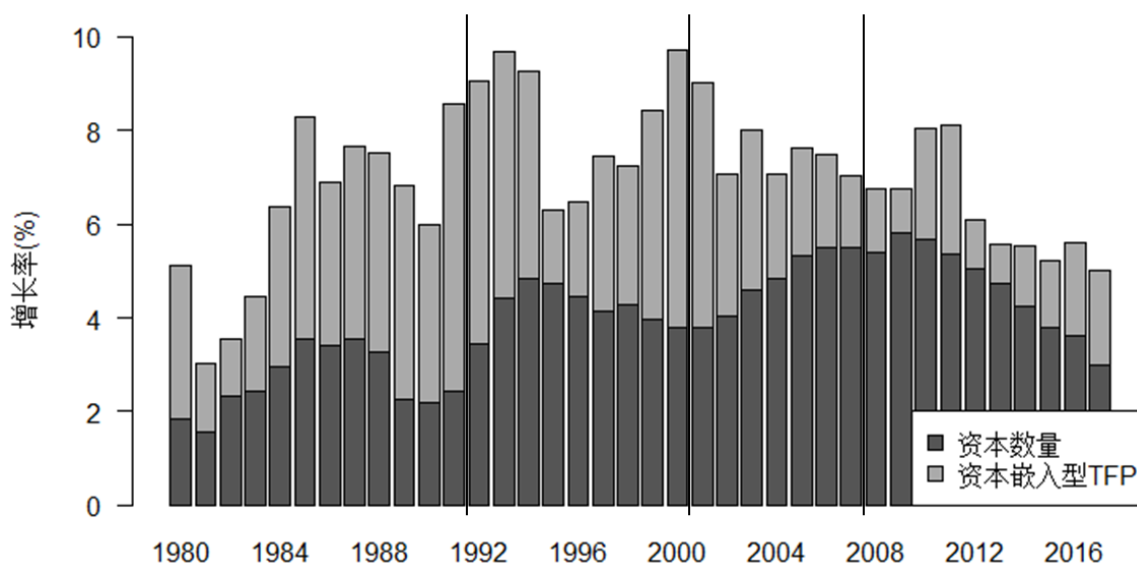


图 4 资本数量和资本质量对经济增长贡献率的变化趋势

图 5 将经济增长分解为要素数量、要素嵌入型 TFP 和要素无关型 TFP 三部分的贡献,得到以下三个结论。第一,要素数量对中国经济增长产生了强有力的拉动作用,要素嵌入型 TFP 增长和要素无关型 TFP 增长也发挥了巨大支撑作用。在 1978-2017 年期间,要素数量、要素嵌入型

TFP 和要素无关型 TFP 三者对经济增长的贡献率分别为 53%、22%和 25%。这蕴含了两层含义：一是将要素嵌入型 TFP 和要素无关型 TFP 贡献相加，可得总体 TFP 的增长贡献率为 47%，说明中国经济增长中有近一半来自 TFP 的改善，中国经济并非数量型粗放式增长；二是将要素嵌入型 TFP 和要素数量的贡献相加，可得与要素投入相关的总体增长贡献率为 75%，说明中国经济增长还离不开要素投入的快速增长，否则可能面临较大的经济失速风险。

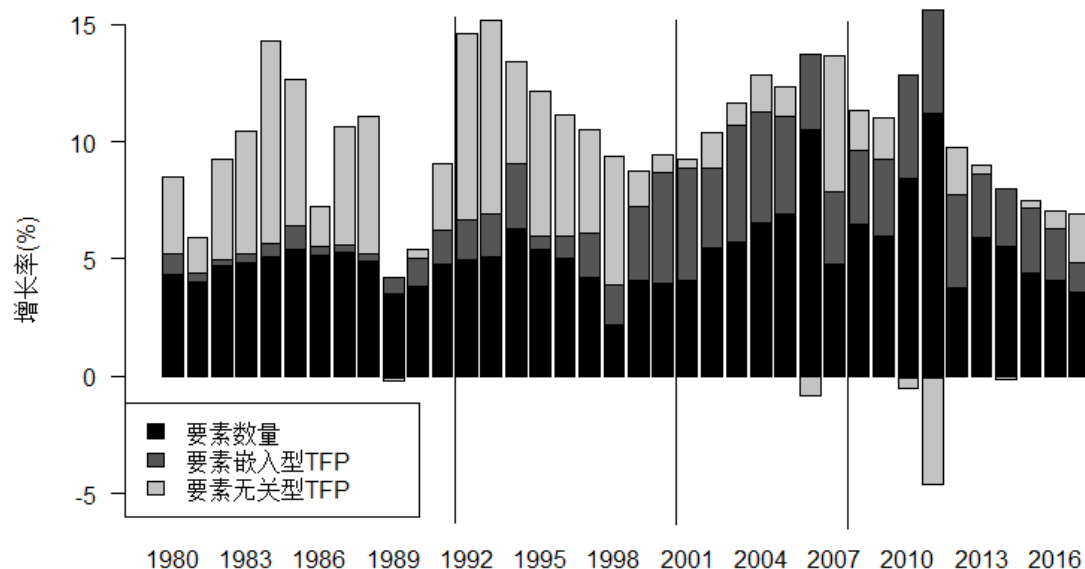


图 5 要素数量、要素嵌入型 TFP 和要素无关型 TFP 对经济增长贡献率的变化趋势

第二，中国 TFP 增长在不同时期的主要来源不同。总得来说，要素无关型 TFP 和要素嵌入型 TFP 分别在前 20 年和后 20 年对中国 TFP 改善和经济增长发挥了关键性支撑作用。具体来看，第 I 轮和第 II 轮的改革带来了要素无关型 TFP 的高速增长，对 TFP 增长的贡献率平均达到 80%，对经济增长的贡献率平均达到 40%；但是，在第 III 轮和第 IV 轮，要素无关型 TFP 增速显著回落，TFP 增长改为主要来源于要素嵌入型 TFP 增长，对 TFP 增长的贡献率达到 80%，对经济增长的贡献率达到 35%。值得注意的是，要素无关型 TFP 也具有明显的改革周期特征。

第三，从近期的变化情况看，尽管要素无关型 TFP 增长开始企稳回升，反映了新一轮改革开放的积极作用开始显化，但要素数量的增长拉动作用和要素嵌入型 TFP 的改善效应持续减弱，导致中国经济增速持续放缓。背后原因可能有很多，但其中一个原因在于，由于孤立地看待要素投入和生产率的增长贡献而忽略了两者的重叠部分，导致一段时期以来部分试图扭转要素依赖型发展方式的政策举措，不仅未能有效实现 TFP 的提升，反而在降低要素数量增长的同时也间接削弱了要素相关型 TFP 改善，导致经济增速持续下滑。

以上分析表明，为实现新时代经济高质量发展，全面深化改革开放既有必要性，又有紧迫性。

从 TFP 增长来源看, 当前面临“要素无关型 TFP 增速处于历史较低水平、要素嵌入型 TFP 增速又随着要素投入持续下滑而显著放缓”的双重困局。因此, 未来深化改革开放的着力点在于: 要么启动新一轮具有 1978 年和 1992 年深度或广度的基础性改革, 以促进要素无关型 TFP 增速恢复至前 20 年的中高速水平; 要么找到具有 2001 年加入 WTO 深度或广度的新开放发展机遇, 以保持要素投入高质量增长的方式, 实现如后 20 年要素嵌入型 TFP 的较快增长。从改革动力学的角度看, 历次深刻的改革开放总是发生在要素数量增长跌入谷底之际才得以全面启动, 未来需要建立一套激励相容的改革动力机制, 能够主动扩大改革开放, 从而引领新时代经济高质量发展。

在此基础上, 图 6 进行了地区维度的比较分析。从分省层面看, 各地区生产函数与全国总体一致, 但具体仍存在两方面的细微差别: 一方面, 从生产函数的形式来看, 如左图所示, 相比中西部欠发达地区, 东部发达地区的劳动弹性较小、资本弹性较大、总弹性较大, 表明资本替代劳动的程度越高, 同时“规模经济”较强, 反映了开放条件下融入国际市场的程度更高带来的规模效应。另一方面, 从增长来源来看, 如右图所示, 相比中部地区, 西部地区要素嵌入型 TFP 增长率较低, 东北地区要素数量型增长和要素无关型 TFP 增长率均较低, 而东部沿海地区要素数量型增长和要素无关型 TFP 增长率均较高, 反映了各地区的增长来源差异和短板效应不同。以上跨地区差异与中国总体结果的跨时空差异具有内在一致性。我们认为, 之所以产生地区层面的短板效应, 与当地贸易情况、产业结构等特质有关。后文还将结合增长核算结果作进一步阐述。

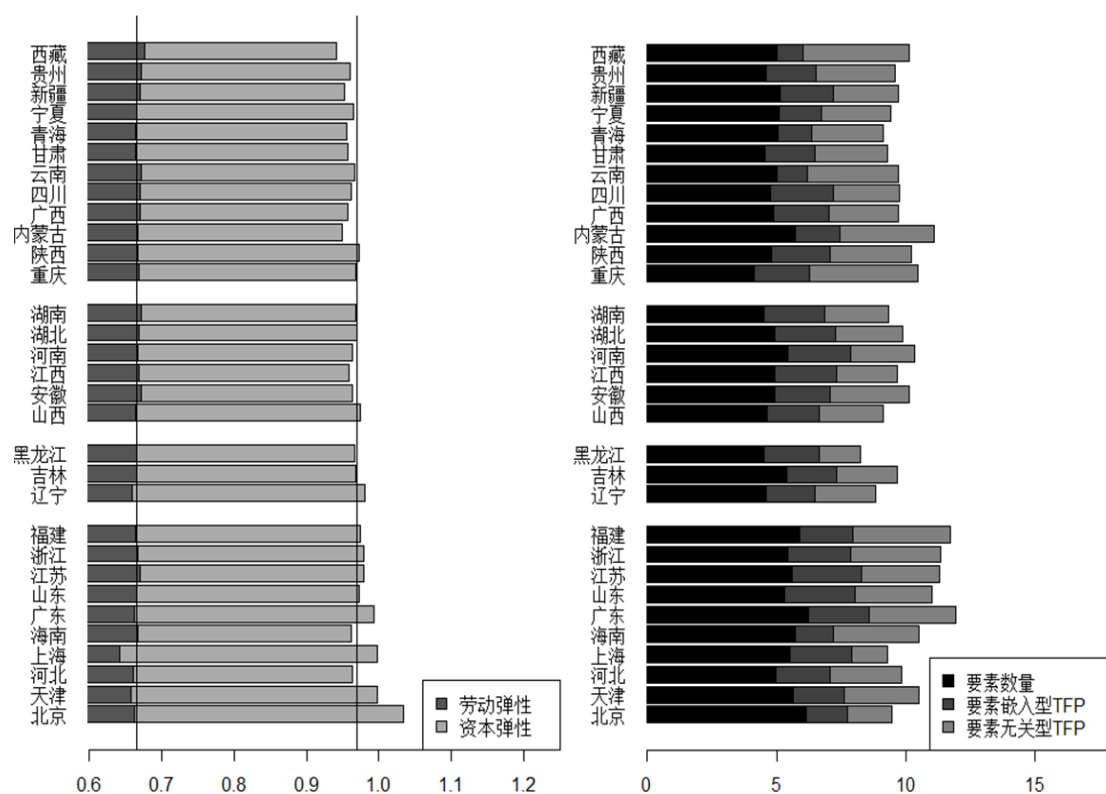


图 6 不同地区的生产函数估计和增长核算

（二）经济增长源泉估计

表 2 利用新增长核算方法对要素投入和非要素投入增长贡献进行测算，并与传统增长核算方法进行比较。在传统增长核算下，劳动力和资本投入分别拉动 GDP 增长 1.27 和 4.12 个百分点，TFP 拉动经济增长 4.87 个百分点，要素投入的增长贡献略高于 TFP 增长贡献。在新增长核算下，劳动力和资本数量分别拉动 GDP 增长 1.32 和 3.95 个百分点，TFP 拉动经济增长 4.99 个百分点。由此可见，两种模型就“要素数量—TFP”二分法中的贡献比例得出稳健结论，但新模型可以进一步分解 TFP，从而实现“要素数量—要素质量（要素嵌入型 TFP）—要素无关型 TFP”三分法的核算体系。

但是相比传统方法，利用新增长核算方法可以深入考察 TFP 增长的来源和驱动因素：首先，从 TFP 增长来源中，要素投入质量的提高拉动 TFP 增长 2.26 个百分点，要素无关型 TFP 拉动 TFP 增长 2.73 个百分点。其次，从 TFP 增长的驱动因素来看，科技创新、基础设施、国际贸易以及从第一产业向第二产业的“工业化转型”都对 TFP 增长具有正向影响，但是从第二产业向第三产业的“服务化转型”则对 TFP 增长产生了负向影响。以上结果反映了中国 1978-2017 年 40 年间的总体情况，而由于在不同时期特别是在不同的改革阶段，中国的生产函数及 TFP 的驱动因素在不断发生变化，各时期增长来源可能存在显著差异。因此，需要在以上分析的基础上，进一步考察不同时期中国经济增长的来源。

表 2 传统增长核算与新增长核算下的中国经济增长来源对比（1978-2017）

增长源泉	传统增长核算		新增长核算				
	合计	合计	发明专利	国际贸易	基础设施	产业转型	
						从一产到二产	从二产到三产
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
A. 投入数量	5.39%	5.27%	≈0%	≈0%	≈0%	≈0%	≈0%
1. 劳动力	1.27%	1.32%	≈0%	≈0%	≈0%	≈0%	≈0%
2. 资本	4.12%	3.95%	≈0%	≈0%	≈0%	≈0%	≈0%
B. 全要素生产率	4.87%	4.99%	0.28%	0.10%	0.15%	0.32%	-0.34%
1) 要素嵌入型	--	2.26%	-0.08%	0.07%	0.15%	0.11%	-0.01%
1. 劳动力	--	-0.73%	-0.21%	0.04%	0%	-0.21%	0.27%
2. 资本	--	2.99%	0.13%	0.03%	0.15%	0.32%	-0.28%
2) 要素无关型	--	2.73%	0.36%	0.03%	0%	0.21%	-0.33%
GDP增速	10.26%	10.26%	0.28%	0.10%	0.15%	0.32%	-0.34%

表 3 报告了分不同时期增长核算结果。结果表明，近 40 年来，劳动增长对经济增长的拉动总体呈现下滑的趋势，资本对增长的拉动则呈现先上升后下降的变化趋势，TFP 对经济增长的贡

献也呈现先升后降的变化趋势,但出现峰值(拐点)的时间较早。具体来看:第 I 阶段(1980-1991 年):中国 GDP 增长率平均为 9.05%,其中,劳动投入拉动 GDP 增长 2.0 个百分点,资本拉动 GDP 增长 2.65 个百分点,TFP 拉动 GDP 增长 4.41 个百分点。第一阶段的改革开放不仅释放了劳动、投资要素投入的快速增长,也通过提高要素质量和配置效率推动了 TFP 的快速增长。第 II 阶段(1992-2001 年):中国 GDP 增长率平均为 11.37%,其中,劳动投入拉动 GDP 增长 0.34 个百分点,较第 I 阶段明显放缓;资本拉动 GDP 增长 4.19 个百分点,较第 I 阶段明显加快;TFP 拉动 GDP 增长 6.84 个百分点,较第 I 阶段明显加快。第 II 阶段的改革开放,使得高投资和 TFP 提升成为经济增长的主要动力。第 III 阶段(2002-2008 年):中国 GDP 增长率平均为 12.13%,其中,劳动投入拉动 GDP 增长 1.6 个百分点,低于第 I 阶段,但较第 II 阶段明显提升,资本拉动 GDP 增长 5.03 个百分点,较第 II 阶段继续加快,TFP 拉动 GDP 增长 5.5 个百分点,较第 II 阶段回落,但高于第 I 阶段。第 IV 阶段(2009-2017 年):中国 GDP 增长率平均为 9.18%,其中,劳动投入拉动 GDP 增长 1.29 个百分点,资本拉动 GDP 增长 4.58 个百分点,TFP 拉动 GDP 增长 3.31 个百分点,均较第 III 阶段出现回落。第 IV 阶段又可以分为两个小阶段:1) 2009-2012 年,投资拉动 GDP 增长 5.47 个百分点,达到历史峰值,反映了“4 万亿”刺激计划下投资驱动的增长模式达到顶峰,但 TFP 增速也从上阶段的 5.5%显著下降至 3.7%,创历史新低,反映了投资质量和要素配置效率的下降;2) 2013-2017 年,投资拉动 GDP 增长 3.87 个百分点,较 2009-2012 年明显放缓,既反映了投资驱动的增长模式衰减,也与这段时期中国开始有意地转变经济发展方式有关,同时劳动红利进一步下降,拉动 GDP 增长 0.83 个百分点,TFP 增长拉动 GDP 增长 2.99 个百分点,为改革开放以来的较低水平,中国经济开始转向中高速增长。以上四个阶段的经济增长表现差异,主要源于不同阶段的改革重点和政策差异。

从 TFP 增长的驱动因素来看,科技创新和基础设施在各时期都对 TFP 增长具有显著且稳定的正向影响,平均拉动 TFP 增长 0.28 和 0.15 个百分点。相比之下,国际贸易和产业转型在不同时期的表现差异较大:1) 在 2001 年中国加入 WTO 后,国际贸易的贡献明显提高,2002-2008 年平均达到 0.66 个百分点,但是在 2009 年国际金融危机后开始由正转负;2) 在产业转型中,从第一产业向第二产业转型带来的工业化红利主要在第 I 阶段和第 III 阶段较为明显,分别达到 0.53 和 1.1 个百分点,但进入第 IV 阶段以来已经明显减弱;同时,从第二产业向第三产业的服务化转型的负向影响呈现先缩小后扩大的变化趋势,第 IV 阶段负向拉动 0.65 个百分点,尤其 2013 年以来,负向拉动 0.88 个百分点。总体来看,改革开放 40 年来,随着劳动人口红利、全球化红利、工业化红利的相继衰竭,传统推动中国经济增长的动力反而成为近期拖累中国经济增长的不利因素,中国经济迫切需要通过新一轮基础性的改革,来提高要素投入的质量和要素配置的效率,

以进一步推动 TFP 增长，延缓中国经济增速的持续放缓趋势。基于本研究结果，可选择的政策工具包括大力促进科技创新、加强基础设施建设、实施新一轮对外开放和新型工业化。

表 3 新增长核算下不同改革时期的中国经济增长来源

不同时期	GDP 增速	劳动 贡献	资本 贡献	生产率 贡献	各生产率驱动因素贡献				
					发明 专利	国际 贸易	基础 设施	产业转型	
								从一产 到二产	从二产 到三产
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
1980-2017	10.26%	1.32%	3.95%	4.99%	0.28%	0.10%	0.15%	0.32%	-0.34%
1980-1991	9.05%	2.00%	2.65%	4.41%	0.53%	0.40%	0.07%	0.53%	-0.39%
1992-2001	11.37%	0.34%	4.19%	6.84%	0.18%	0.05%	0.25%	-0.07%	-0.34%
2002-2008	12.13%	1.60%	5.03%	5.50%	0.20%	0.66%	0.16%	1.10%	0.12%
2009-2017	9.18%	1.29%	4.58%	3.31%	0.24%	-0.67%	0.14%	0.19%	-0.65%
2009-2012	11.05%	1.87%	5.47%	3.71%	0.27%	-0.72%	0.16%	0.16%	-0.36%
2013-2017	7.69%	0.83%	3.87%	2.99%	0.21%	-0.63%	0.13%	0.23%	-0.88%

在总体分析的基础上，表 4 进一步汇报了不同地区的增长核算结果。结果显示，各地区经济增长的动力来源及其驱动因素在与全国基本一致的基础上，也存在一定的差异：首先，从增长来源看，相比中西部地区，东部地区的劳动力、资本和 TFP 增长的拉动力都更强，因此总体经济增速也相对更高；其次，从驱动因素来看，科技创新对各地区的促进作用一致，但东部地区国际贸易、基础设施、产业结构转型的作用显著高于中西部地区。具体来看，国际贸易拉动东部地区增长 0.15 个百分点，是中西部地区的 2-3 倍，这反映了东部地区对外开放程度较高、国际贸易发展水平较高（样本期内，东部地区进出口总额占 GDP 比重均值达 52.1%，而中部、西部地区则仅为 8.0%、8.1%）；基础设施拉动东部地区增长 0.17 个百分点，是中西部地区的 1.3-1.4 倍，这反映了东部地区基础设施的建设水平显著高于中西部地区（样本期内，东部、中部、西部地区的公路密度分别为 0.495、0.275、0.162）；工业化转型拉动东部地区增长 0.49 个百分点，效应是中西部地区的 7 倍，不过东部地区从二产向三产转型的负向拉动效应也更强，约为中西部地区的 1.3 倍，但总体而言，产业转型对东部地区的增长效应远高于中西部地区，这可能与东部地区的细分产业结构与中西部地区存在差异，例如东部地区以市场开放和竞争程度更高的轻工业主导。此外，在中部和西部地区之间也存在细微差异，集中表现为西部地区的要素投入增长拉动效应较弱，而中部地区的 TFP 增长拉动效应较弱，这可能与中部地区劳动力要素较为密集的禀赋结构有关，同时这有利于资本要素的积累，但也很容易形成粗放式发展模式。由此来看，中西部地区特别是中部地区仍有较大空间深化改革开放和制定合意的增长政策。

表 4 新增长核算下不同区域的经济增长来源

不同区域	GDP 增速	劳动 贡献	资本 贡献	生产率 贡献	各生产率驱动因素贡献				
					发明 专利	国际 贸易	基础 设施	产业转型	
								从一产 到二产	从二产 到三产
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
全国	10.26%	1.32%	3.95%	4.99%	0.28%	0.10%	0.15%	0.32%	-0.34%
西部	9.86%	1.12%	3.65%	5.03%	0.27%	0.07%	0.12%	0.07%	-0.28%
中部	9.75%	1.32%	3.71%	4.73%	0.27%	0.05%	0.13%	0.07%	-0.30%
东部	10.61%	1.34%	4.20%	5.07%	0.28%	0.15%	0.17%	0.49%	-0.38%

五、结论与政策建议

针对中国改革开放 40 年来经济增长的动态变化，本文构建新增长核算框架，为理解中国经济增长之路提供了新的视角。结果显示，过去 40 年间中国劳动弹性呈现先下降后上升的“U 型”变化趋势，而资本弹性和总产出弹性则持续上升，说明中国生产函数在不断变迁且要素质量增强和规模经济的特点得到印证。通过打开 TFP 黑箱，本文发现，中国经济并非简单的要素数量驱动型增长，改革开启之初的要素无关型 TFP 的大幅改善与随后的要素质量提升带动的要素嵌入型 TFP 提升对经济增长的贡献同样重要，两类 TFP 分别在改革开放前半程与后半程发挥了主要作用。基于本文现有发现，我们提出以下政策建议。第一，加快开启新一轮全方位基础性改革，解决中国经济面临的深层次结构性与体制性问题。基础性、全局性的改革开放不仅是中国要素无关型 TFP 增长的根本保障，同时也是中国要素投入以及要素嵌入型 TFP 增长“改革周期波动”特征的内在要求。第二，正确认识中国技术进步的阶段性特征，克服“投资恐惧症”，通过稳定高质量投资促进要素嵌入型 TFP 增长。第三，加大研发创新和基建投资补短板力度，促进 TFP 增速提升。第四，推动更高质量和更大空间范围的对外开放，促进 TFP 提升和发挥规模经济。目前对外开放的积极作用主要体现在东部地区，其对中西部地区的贡献相对较弱。未来一方面需要推动更高质量的对外开放，另一方面需要在空间范围上扩大对外开放，使各地区共享开放发展的红利。第五，客观认识中国经济的服务化转型，在制定产业发展目标时要结合各地区的实际情况，避免盲目追求服务业占比甚至动用行政力量过早地“去工业化”。

【参考文献】

- [1] 程名望、贾晓佳、仇焕广,“中国经济增长(1978-2015):灵感还是汗水?”,《经济研究》2019年第7期,第30-46页。
- [2] 单豪杰,“中国资本存量K的再估算:1952-2006年”,《数量经济技术经济研究》,2008年第10期,第17-31页。
- [3] 高尚全,“改革开放40年的重要成就和基本经验”,《学习时报》,2018年8月20日。
- [4] 郭庆旺、赵志耘、贾俊雪,“中国省份经济的全要素生产率分析”,《世界经济》,2005年第5期,第46-53页。
- [5] 胡永泰,1998,“中国全要素生产率:来自农业部门劳动力再配置的首要作用”,《经济研究》,1998年第3期,第31-39页。
- [6] 李杨、殷剑峰,“劳动力转移过程中的高储蓄、高投资和中国经济增长”,《经济研究》,2005年第2期,第4-15页。
- [7] 林毅夫、张鹏飞,“后发优势、技术引进和落后国家的经济增长”,《经济学(季刊)》,2005年第5卷第1期,第53-74页。
- [8] 刘晓光、卢锋,“中国资本回报率上升之谜”,《经济学(季刊)》,2014年第13卷第2期,第817-836页。
- [9] 鲁晓东、连玉君,“中国工业企业全要素生产率估计:1999-2007”,《经济学(季刊)》,2012年第11卷第1期,第541-558页。
- [10] 彭国华,“中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析”,《经济研究》,2005年第9期,第19-29页。
- [11] 孙琳琳、任若恩,“中国资本投入和全要素生产率的估算”,《世界经济》,2005年第12期,第3-13页。
- [12] 易纲、樊纲、李岩,“关于中国经济增长与全要素生产率的理论思考”,《经济研究》,2003年第8期,第13-20页。
- [13] 尹恒、杨龙见,“投入产出异质性与中国制造业企业生产率估计:1998-2013”,《中国工业经济》,2019年第4期,第23-41页。
- [14] Young, A., “Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People’s Republic of China during the Reform Period,” *Journal of Political Economy*, 2003, 111(6), 1220-1261.
- [15] Gong, B., “Agricultural Reforms and Production in China Changes in Provincial Production Function and Productivity in 1978-2015,” *Journal of Development Economics*, 2018, 132, 18-31.
- [16] Gong, B., “New Growth Accounting,” *American Journal of Agricultural Economics*, 2020, 102, 641-661.
- [17] Hsieh, C., and P. J. Klenow, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4), 1403-1448.
- [18] Borensztein, E., and J. D. Ostry, “Accounting for China’s Growth Performance”, *The American Economic Review*, 1996, 86(2), 224-228.
- [19] Adler, G., R. Duval, D. Furceri, S. Kilic Celik, K. Koloskova, and M. Ribeiro, “Gone with the Headwinds: Global Productivity,” 2017, *IMF Staff Discussion Note* 17/04.
- [20] Crafts, N., and T. Mills, “Is the UK Productivity Slowdown Unprecedented?”, *National Institute Economic Review*, 2020, 251, 47-53.
- [21] Romer, P. M., “Increasing Returns and Long-Run Growth,” *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5), 1002-1037.
- [22] Barro, R. J., “Notes on Growth Accounting,” *Journal of Economic Growth*, 1999, 4(2), 119-137.

流动性冲击、利率衍生工具和商业银行 期限转换功能

辛兵海¹ 张琳²

【摘要】基于 2006—2020 年沪深股市 37 家上市银行半年度非平衡面板数据，本文以久期缺口反映银行期限转换程度，实证检验使用表外利率衍生工具对银行期限转换功能的影响。实证结果显示，利率衍生工具具有减弱流动性冲击对银行期限转换负向影响的调节效应。异质性分析表明，在多元化银行组内和资本充足率较高的银行组内，利率衍生工具调节效应更明显。本文研究明确了使用利率衍生工具对商业银行的积极影响，为进一步发展利率衍生品市场提供支持证据。

【关键词】流动性冲击；利率衍生工具；期限转换

引言

期限转换是商业银行的基本功能。在“借短贷长”过程中，商业银行通过对接不同期限资金支持实体经济，但也因此承担了期限错配带来的风险。一方面，随着利率市场化改革不断推进，包括存贷款利率在内的各类利率波动性明显上升，商业银行在发挥期限转换功能过程中面临越来越大的利率风险（Akhigbe et al., 2017）。另一方面，随着银行竞争加剧，商业银行对同业业务和批发融资依赖程度有所上升，这导致商业银行在期限转换过程中积累较大流动性风险。在市场流动性充裕时，由于商业银行能够方便地从外部获得低成本资金，期限错配带来的风险可能不足为虑。然而一旦市场流动性转向紧缩，商业银行必须承担较高融资成本以支持“借短贷长”，或者被迫降低信贷供给。这种对资产负债表结构的调节虽然降低银行自身期限错配程度，但也抑制其期限转换功能的发挥，从而对实体经济运行产生负面影响。

在此背景下，一个值得思考的问题是：如何在流动性转向紧缩时，既有效发挥商业银行期限转换功能，又尽量降低期限错配带来的风险呢？既有研究表明，规模越大（Kashyap & Stein, 2000; Berger & Bouwman, 2017）、资产流动性和负债稳定性越强（Cornett et al., 2011; 廉永辉和张琳, 2015）以及资本充足率越高（李明辉等, 2014）的银行，其信贷供给受市场流动性冲击的影响程度越低。换言之，具有上述特征的商业银行，在流动性紧缩环境下仍能够较好地执行期限转换功能。不过，银行规

¹ 辛兵海，河北经贸大学金融学院副教授。

² 张琳，北京工商大学经济学院副教授。

模、流动性和资本充足性在短期内难以快速调整，这就制约了上述发现的实际应用价值。将视线从银行资产负债表内转向表外，一个重要事实是，越来越多的商业银行开始使用各类表外利率衍生工具，如利率互换、利率远期、国债期货等。那么，使用表外利率衍生工具，能否有效缓解流动性冲击对商业银行期限转换功能的抑制作用呢？

在中国以银行业为主导的金融体系下，银行期限转换职能关乎金融服务实体经济能力。同时，伴随着利率衍生工具推广使用，其对商业银行乃至金融体系所产生的经济效应，受到监管部门高度关注。有鉴于此，在流动性冲击情境下考察利率衍生工具对银行期限转换职能的影响，对于深化金融供给侧改革，提升银行服务实体经济质效，以及积极推进利率市场化进程均具有极为重要的现实意义。

本文贡献主要体现在以下三个方面：第一，首次结合市场流动性环境考察利率衍生品对银行期限转换职能的影响，为利率衍生工具积极后果提供来自中国的支持证据，肯定了培育和发展基础利率衍生工具市场的重要性。第二，揭示出利率衍生工具的使用一定程度上降低了紧缩性货币政策的传导效率，对“货币政策的银行信贷渠道”研究领域文献形成有益补充。第三，基于异质性视角识别利率衍生工具发挥调节作用的条件，有助于为不同类型银行有效利用利率衍生工具提供更具针对性的建议。

一、文献综述、理论分析与研究假设

（一）商业银行使用利率衍生工具的经济后果

利率衍生工具对商业银行绩效和风险的影响。国外研究中，由于研究视角和样本差异性，结论不尽相同。一类观点认为，使用利率衍生工具有助于提高银行效率，改善银行绩效（Mommel & Schertler, 2013; Ghosh, 2017），并增强银行经营稳健性（Keffala, 2018; Bazih & Vanwalleghem, 2021）。金融衍生品合理使用还可以有效对冲金融危机对商业银行的负向冲击，降低银行系统性风险（Bendima et al., 2019; Gubareva & Keddad, 2020）。另一类观点认为，利率衍生工具兼具复杂性和高杠杆性，商业银行参与利率衍生品交易会降低盈利性并放大自身风险敞口（Chang et al., 2018; Takn & Saryer, 2020）。当衍生产品市场结构欠合理且发展不均衡时，衍生工具未能发挥应有对冲功能，反而助推了短期和长期金融风险压力（Hayali, 2019）。

利率衍生品使用对商业银行期限转换职能的影响。既有文献多是从 Diamond（1984）代理监督模型出发，考察利率衍生工具对银行信贷投放的影响。考虑到信贷资产属于银行长久期资产，因此信贷投放在一定程度上反映银行期限转换职能。研究发现，表外利率衍生工具使用显著促进银行信贷增速（Brewer et al., 2000; Brewer et al., 2001），印证了利率衍生工具对银行期限转换职能的积极影响。并且，利率衍生工具对银行信贷的促进作用，不会因不同利率衍生工具选择而存在显著差异（Zhao & Moser, 2017）。在此基础上，相关文献对于利率衍生工具影响银行信贷投放的机理，进行更为深入探讨。例如：Brewer et al.（2014）指出，利率衍生工具使用有助于提高银行负债融资灵活性，引致更为稳定的银行信贷增长，提高银行金融中介能力。Beutler et al.（2020）发现利率风险会通过侵蚀银行资

本的渠道降低银行信贷。而利率衍生工具使用,可以有效对冲利率风险,提升银行期限转换职能。

国内文献对于商业银行使用衍生金融工具的研究尚处于起步阶段:刘志洋和曹树玲(2020)发现利率衍生工具有助于降低银行利率风险敞口。郭飞等(2018, 2019)则考察衍生品复杂性对商业银行盈余管理决策和审计费用的影响,发现随着衍生品经济和计量复杂性增强,审计费用会显著提高,且商业银行会减少计提操纵性贷款损失准备。总体而言,既有文献大多从风险或盈利视角考察利率衍生工具对商业银行带来的影响,涉及利率衍生工具影响商业银行期限转换功能的文献一般考察利率衍生工具对银行信贷投放的影响,没有结合银行资产负债期限结构直接考察利率衍生工具对商业银行期限转换的影响,也没有涉及到利率衍生工具经济后果是否依赖于市场流动性环境。

(二) 流动性冲击与银行期限转换功能

根据现代金融中介理论,银行在经济中发挥流动性创造和风险转移两项核心职能。这两项职能存在一定重合之处,故也被统一定义为资产属性转换(QAT)职能(Bhattacharya & Thakor, 1993)。市场流动性收紧会促使商业银行负债端增加久期、资产端降低久期(Bernanke & Gertler, 1995; Kashyap & Stein, 1997)。一方面,商业银行负债端成本上升,且存在较大的资金滚动风险,因此对于长久期负债具有更大需求。另一方面,为降低利率上升对资产价值造成的负面影响,商业银行会将长久期资产转换为短久期资产。这一过程中,商业银行期限转换功能受到抑制,流动性创造水平有所降低(李明辉等, 2014)。

(三) 利率衍生工具影响流动性冲击与银行期限转换功能关系的理论分析

从负债端看,利率衍生工具增强银行融资能力,降低流动性冲击下银行难以获得融资的可能性。首先,使用利率衍生工具的银行在融资方式上拥有更多选择。利率衍生工具增加银行负债管理手段。例如,当银行面临利率变动,直接调整负债结构成本较高时,可以应用利率互换在(利率非敏感性)负债和(利率敏感性)负债之间直接进行互换操作,增强银行负债管理灵活性和主动性。其次,使用利率衍生工具的银行具有更强融资能力。根据Diamond(1984)代理监督模型,银行在监督贷款使用方面具有成本效率优势,故银行扮演着存款方代理监督者角色。由于存在代理成本,这种传统委托代理问题一定程度上抑制银行融资能力。上述理论模型引申出的机理是,银行使用利率衍生工具可以更有效地管理风险敞口,降低代理监督成本,并产生中介服务净收益。基于此,利率衍生工具可以发送商业银行能够有效管理风险的信号,缓解债权人-银行之间的代理问题(Brewer et al., 2001),提升银行融资能力。

从资产端看,利率衍生工具提高银行资产配置灵活性和流动性,降低流动性冲击下银行抛售长久期资产可能性。一方面,银行资产端大部分信贷和债券定价水平和模式在较长期限内保持稳定,而负债端短期融资成本却是随行就市、不断波动,期限错配加剧银行利率风险。流动性冲击下,市场利率波动加大,无法很好对冲利率风险的银行会降低资产组合久期、减轻资产负债期限错配程度。利率衍生工具则为银行提供有效管理利率风险的工具,使商业银行在流动性冲击下可以保持资产配置稳定。

另一方面，Froot et al. (1993) 理论研究表明，在市场流动性收紧时，衍生品通过生成较多现金流，使得银行资产负债期限管理政策对宏观经济冲击敏感性降低。

综合两方面因素可知，在面临宏观流动性冲击时，使用利率衍生工具的银行负债端存款流失可能性和资产端抛售贷款必要性均较低。基于上述分析，本文提出如下研究假设：

假设 1：使用利率衍生工具有助于弱化流动性冲击对银行期限转换功能的负向影响。

二、研究设计

（一）模型设定与变量选择

为检验上述假设，本文设定如下计量模型：

$$MT_{it} = \alpha_0 + \beta_1 IRD_{it} + \beta_2 LiqShock_t + \beta_3 IRD_{it} \times LiqShock_t + \sum \gamma control + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 和 t 分别表示银行个体和时间，不可观测随机变量 μ_i 代表个体异质性， ε_{it} 为随个体和时间而改变的扰动项。各变量解释如下：

被解释变量 (MT) 为银行期限转换程度。本文使用银行表内久期缺口来度量银行期限转换程度。表内久期缺口 $Gap = D^A - D^L \cdot (\frac{\text{总负债}}{\text{总资产}})$ 。其中， D^A 和 D^L 分别表示资产加权久期缺口和负债加权久期缺口。依据样本银行资产负债期限结构信息，将其划分为 4 类期限等级，分别为 3 个月内、3 个月至 1 年、1 年至 5 年、5 年以上，各等级对应权重依次为 0.16、0.71、3.07 和 5.08。由于收益率曲线变动除水平位移外，还伴随着长短期收益率变动差异所引致的斜率变化。因此，参照 Ferrero et al. (2019)，在计算银行久期缺口时，进一步考虑收益率曲线非水平位移情况，分别设定“收益率曲线水平位移”、“收益率曲线斜率下降”和“收益率曲线斜率上升”三种收益率曲线变化情境。基于三种利率情境对应权重，依次计算三个久期缺口变量，并取其自然对数值，分别用 $Gap1$ 、 $Gap2$ 和 $Gap3$ 表示。具体期限划分和不同收益率曲线变化情境下权重设定见表 1。此外，出于稳健性考虑，本文参照 English (2018) 思路，应用简化久期缺口计算公式 $Gap = D^A - D^L$ ，按照上述三种情形，计算银行久期缺口，并用 $Gap4$ 、 $Gap5$ 和 $Gap6$ 表示。

表 1 不同收益率变动情境下久期权重设定

期限	年化期限 (A)	收益率曲线平行移动		收益率曲线斜率下降		收益率曲线斜率上升	
		变动基点 (B)	权重因子 (A)×(B)	变动基点 (C)	权重因子 (A)×(C)	变动基点 (D)	权重因子 (A)×(D)
(1 月, 3 月]	0.16	100	0.16	96	0.15	56	0.09
(3 月, 1 年]	0.71	100	0.71	88	0.62	64	0.45
(1 年, 5 年]	3.07	100	3.07	76	2.33	76	2.33
5 年以上	5.08	100	5.08	68	3.45	84	4.27

资料来源：Ferrero et al. (2019)

注：各期限的基点变化均相同，对应收益率曲线平行位移；各期限的基点变化依次递减，对应收益率曲线斜率下降；各期限的基点变化依次递增，对应收益率曲线斜率上升。

解释变量 (*LiqShock*) 为流动性冲击。本文选用上海银行间同业拆放利率 SHIBOR 度量流动性冲击程度, 在计量分析中主要使用交易较为活跃的 1 周 SHIBOR 利率。解释变量 (*IRD*) 为利率衍生工具使用。*IRD* 为 0-1 变量, 如果银行 *i* 在 *t* 期使用利率衍生工具则赋值为 1, 否则赋值为 0。式 (1) 通过设定 *IRD* 和利率变量 *LiqShock* 交互项 $IRD \times LiqShock$, 考察利率衍生工具使用对流动性冲击与银行期限转换关系的调节效应。

control 表示控制变量合集。参考既有文献, 微观层面选取银行规模 *size*、存款比率 *deposit*、银行增长率 *growth*、流动比率 *liquid* 以及资本充足率 *car* 五项指标作为微观控制变量。宏观层面, 选取 1 周 SHIBOR 标准差 *SDIR*、国债收益率曲线斜率 *SLOPE*、银行业景气指数 *JQ* 和宏观经济增速 *GDP* 作为控制变量。

(二) 样本选择及统计性特征

本文选用沪深股市 37 家上市银行作为研究样本, 2006—2020 年半年度频次数据。借助于上市银行半年报和年报, 对每家银行每期资产负债期限结构数据和表外利率衍生工具使用情况进行手工整理。本文所使用的银行微观财务数据、银行业景气指数、SHIBOR 数据以及 GDP 数据均来源于 WIND 数据库, 国债收益率数据来源于中国债券信息网 (<http://yield.chinabond.com.cn/>)。

表 2 比较分析使用利率衍生工具观察值 (*User*) 和未使用利率衍生工具观察值 (*NonUser*) 之间各变量均值统计特征差异。平均而言, *User* 规模显著大于 *NonUser* 规模。尽管 *User* 和 *NonUser* 均依赖于存款作为最稳定融资来源, 但相对而言 *User* 进入批发融资市场能力更强, 因此 *User* 对存款融资依赖性略低于 *NonUser*, *User* 保持相对较低流动资产和资本金作为库存缓冲。并且, *User* 久期缺口显著高于 *NonUser*, 表明使用利率衍生工具的银行可以更有效利用期限错配方式进行经营。

表 2 变量比较性统计特征

变量	<i>User</i>	<i>Nonuser</i>	<i>User-Nonuser</i>	T 值	P 值
<i>Gap1</i>	15.109	12.208	2.901	24.460	0.001
<i>size</i>	14.712	12.105	2.607	25.910	0.001
<i>deposit</i>	0.674	0.698	-0.024	-2.972	0.003
<i>growth</i>	0.077	0.095	-0.018	-3.344	0.001
<i>liquid</i>	0.465	0.492	-0.026	-2.599	0.010
<i>car</i>	12.563	13.830	-1.267	-6.436	0.001

三、经验结果及分析

(一) 基本计量分析

基于式 (1), 实证检验市场流动性冲击对银行久期缺口的影响, 以及衍生品使用在其中所发挥的调节作用。以 *Gap1* 为被解释变量, 本文分别汇报混合回归、随机效应模型回归和固定效应模型回归结果。表 3 呈现计量回归结果: 在不同回归方法设定下, 流动性冲击变量 *LiqShock* 对银行久期缺口 *Gap1*

均具有显著负向影响。这表明在利率上升伴随市场流动性收紧情形下，银行将降低期限错配程度，对应于资产负债久期缺口缩减。交互项 $IRD \times LiqShock$ 系数 β_3 符号显著为正，与预期相符，且 $|\beta_2| > |\beta_3|$ 。这表明使用利率衍生工具的银行，部分抵消因市场流动性紧缩所引致的资产负债久期缺口缩减，即利率衍生工具具有减弱流动性冲击对银行久期缺口负向影响的调节效应。估计结果验证本文研究假设 1。 BP 检验表明随机效应模型优于混合回归， $Hausman$ 检验表明固定效应模型优于随机效应模型。故后文均基于固定效应模型进行回归分析。

表 3 基本计量分析

	<i>pool</i>	<i>RE</i>	<i>FE</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>LiqShock</i>	-0.394*** (-4.703)	-0.345*** (-3.641)	-0.341*** (-3.676)
<i>IRD</i> × <i>LiqShock</i>	0.241*** (4.106)	0.170*** (2.875)	0.157** (2.675)
<i>Constant</i>	-1.136* (-1.672)	-1.934*** (-2.668)	-3.818* (-1.877)
<i>Controls</i>	yes	yes	yes
<i>BP-test</i>		407.77 [0.000]	
<i>Hausman-test</i>			19.58 [0.075]
<i>Obs</i>	705	705	705
R^2	0.972	0.881	0.882
<i>N</i>	37	37	37

注：（）内为 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著。下同。

（二）稳健性检验¹

第一，自变量 IRD 替代变量。本文分别选用各家银行利率衍生工具实际使用金额，以及利率衍生工具占全部衍生品比例，来反映利率衍生工具使用程度。回归结果表明，使用利率衍生工具越多的银行，其久期缺口对市场流动性的敏感性越低。

第二，因变量 MT 替代变量。在 $Gap1$ 基础上，本文使用不同收益率曲线情形下权重依次计算的久期缺口变量 $Gap2$ 和 $Gap3$ ，以及简化公式计算的 $Gap4$ 、 $Gap5$ 和 $Gap6$ 进行重新回归。并且，在差值算法基础上，本文进一步使用资产久期和负债久期比率对因变量进行重新界定。回归结果显示，在不同 MT 变量设定下，估计结果保持稳健。

第三，流动性冲击 $LiqShock$ 替代变量。本文进行如下替代变量选择：使用剔除政策因素后的流动

¹ 文章篇幅有限，稳健性检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

性冲击变量进行回归分析¹。参照 TED 利差计算思路, 使用 3 个月同业拆放利率减去 3 个月无风险利率 (用国债收益率表示) 作为流动性冲击替代变量。选取银行间市场 7 天回购利率 *FR007*、*R007* 和 *DR007* 作为流动性冲击替代变量。估计结果依然稳健。

第四, Heckman 修正。利率衍生工具使用具有一定政策属性, 监管部门会首选规模较大且经营较为稳健的银行开展衍生品业务。旨在缓解基本模型设定中潜在样本自选择问题, 本文应用 Heckman 两阶段估计方法, 来检验研究结论稳健性。在控制样本自选择问题后, 估计结果依然稳健。

第五, 动态面板回归。本文将因变量一阶滞后项加入计量模型, 分别使用差分 GMM 和系统 GMM 两种方法进行回归分析, 并将所有的微观控制变量设定为内生变量, 估计结果依然稳健。

四、进一步分析

(一) 按照银行类型分组

本文参考廉永辉和张琳 (2015), 并结合 Wind 数据库银行业分类标准, 将上市银行分为多元化银行和区域性银行两组²。两类银行在规模、经营区域、业务种类、融资能力和风控能力等多方面具有显著差异性。相较于区域性银行组, 多元化银行组规模较大、经营区域范围更广、业务种类更多元、融资能力更强且风险管理水平更高 (Goetz et al., 2016)。本文感兴趣的是, 利率衍生工具使用弱化流动性冲击对银行期限转换的负向影响这一结论, 是否在两类银行之间存在明显异质性。表 4 呈现分组估计结果, *LiqShock* 系数显著为负, 交互项 *IRD*×*LiqShock* 系数显著为正, 且分组回归系数大小存在显著差异。多元化银行内, 交互项 *IRD*×*LiqShock* 系数更大, 即利率衍生工具使用所发挥的调节作用更明显。进一步地, *LiqShock* 和 *IRD*×*LiqShock* 组间系数差异检验 *P* 值均拒绝两组系数不存在显著差异的原假设。

多元化银行组利率衍生工具使用所发挥的调节作用更明显, 原因在于: 第一, 相较于区域性银行, 多元化银行更早获批使用利率衍生工具进行利率风险管理, 在利率衍生工具使用经验和业务规模方面更具优势 (Brewer et al., 2001)。监管部门会首选规模较大、经营稳健的多元化商业银行开展利率衍生工具业务。第二, 与一般业务品种相比, 衍生品兼具复杂性和高杠杆性 (郭飞等, 2019), 对商业银行业务操作能力和风险管理水平要求更高。与区域性银行相比, 多元化银行具有规模优势、融资优势、产品优势以及完善的风控体系, 便于进行产品创新和业务转型。得益于此, 多元化银行可以更为有效发挥利率衍生工具在对冲风险和调节流动性方面的积极作用。

¹ 本文将央行发布的货币政策感受指数, 作为政策维度的代理变量。使用 1 周 SHIBOR 对该指数进行回归, 并提取回归残差作为剔除政策预期因素后的流动性冲击变量。

² 按照 Wind 银行业分类, 多元化银行组包括: 平安银行、浦发银行、华夏银行、民生银行、招商银行、浙商银行、兴业银行、农业银行、交通银行、工商银行、邮储银行、光大银行、建设银行、中国银行和中信银行; 区域性银行组包括: 上海银行、宁波银行、杭州银行、南京银行、北京银行、厦门银行、江苏银行、青岛农商行、苏州银行、重庆农商行、郑州银行、常熟银行、长沙银行、江阴银行、青岛银行、张家港银行、贵阳银行、西安银行、苏州农商行、紫金银行、无锡银行、成都银行。

（二）按照资本充足率分组

在巴塞尔委员会监管框架下，资本监管长期受到高度重视。那么，在不同资本储备情形下，利率衍生工具调节作用是否存在异质性？本文按照每家银行样本期间内资本充足率水平均值，将样本银行排序并均分为高 *car* 组和低 *car* 组。表 4 呈现分组回归结果，高 *car* 组和低 *car* 组交互项系数显著性和大小存在明显差异：低 *car* 组内交互项系数不显著且数值较小，而高 *car* 组内交互项系数显著为正。进一步地，*LiqShock* 和 *IRD*×*LiqShock* 组间系数差异检验 *P* 值均拒绝两组系数不存在显著差异的原假设。总之，使用利率衍生工具能减弱流动性冲击对高资本充足率银行久期缺口的负向影响，但对于低资本充足率银行，利率衍生工具调节效应并不明显。可能的原因在于，风险共担效应（*skin in the game*）在其中发挥主导作用，即由于存在道德风险问题，资本充足率较低的商业银行表现为更高风险承担偏好。资本充足率较低的银行在信贷投资方面较为激进，当面临负向流动性冲击时，也不会显著降低其期限错配程度，表现为表 4 中低 *car* 组银行中 *LiqShock* 系数不显著。在这种情况下，利率衍生工具对银行久期缺口的调节效应自然也就不显著或程度较低。

表 4 银行异质性分析

	按银行类型分组		按资本充足率分组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	多元化银行	区域性银行	高 <i>car</i> 组	低 <i>car</i> 组
<i>LiqShock</i>	-0.202** (-2.781)	-0.362*** (-3.455)	-0.529*** (-6.691)	-0.067 (-0.637)
<i>IRD</i> × <i>LiqShock</i>	0.172*** (9.637)	0.139* (1.917)	0.259*** (3.096)	0.023 (0.267)
<i>Constant</i>	0.814 (0.654)	-9.433** (-2.132)	-7.401 (-1.726)	-1.028 (-0.607)
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes
<i>SUEST-P</i> 值: <i>LiqShock</i>	0.044**		0.000***	
<i>SUEST-P</i> 值: <i>IRD</i> × <i>LiqShock</i>	0.088*		0.002***	
<i>Obs</i>	379	326	289	416
<i>R</i> ²	0.958	0.825	0.857	0.939
<i>N</i>	15	22	18	19

五、政策启示

本文具有重要政策启示意义。第一，政府和监管部门应积极推进基础利率衍生工具市场的发展。利率衍生工具不仅有助于扩展银行利率风险管理手段，增强银行经营稳健性，还可以有效缓解流动性冲击对银行期限转换功能的负面影响，降低流动性冲击对实体经济的不利影响。借助于表外利率衍生工具的使用，商业银行金融中介职能得以更有效发挥，为实体经济注入更多流动性支持，增强金融服

务实体经济质效。

第二，为充分发挥利率衍生工具积极作用，管理部门应优化利率衍生工具定价机制，丰富利率衍生工具种类，并在交易、清算和风险控制等多环节促进利率衍生工具市场的发展。同时扩大市场参与主体，引导中小银行准入基础利率衍生工具交易，提高利率衍生工具市场流动性。需要特别指出的是，监管部门应注重资本充足率监管和衍生品监管有效配合。本文研究表明，表外利率衍生工具在资本充足银行组可以发挥更显著的调节作用。在筛选审批利率衍生工具使用资格时，监管部门要强化对申请银行资本充足率的审查；同时对已使用利率衍生工具的银行机构资本充足情况进行动态监测，保证利率衍生工具功能更有效发挥。

第三，商业银行也应提升自身驾驭金融衍生工具的能力。与区域性银行相比，多元化银行使用利率衍生工具能够更为有效地缓解流动性冲击对期限转换的负面影响，一个重要原因就在于多元化银行拥有更为完善的风控体系。包括利率衍生品在内各类金融衍生品具有“双刃剑”属性，使用得当可以帮助银行对冲风险和调节流动性，但使用不当则会引致大量风险。因此，商业银行应根据自身情况，稳步开展利率衍生品活动，同时注意健全内部控制机制与风险管理体系，促使金融衍生品更大程度地发挥其积极效应。

【参考文献】

- [1] 郭飞, 李薇, 张桂玲. 衍生品复杂性影响商业银行盈余管理决策吗?[J]. 国际金融研究, 2019, (2): 77-86
- [2] 郭飞, 原盼盼, 周建伟. 金融衍生品复杂性影响审计费用吗?——来自我国上市银行的实证研究[J]. 会计研究, 2018 (7): 72-78
- [3] 李明辉, 孙莎, 刘莉亚. 货币政策对商业银行流动性创造的影响——来自中国银行业的经验证据[J]. 财贸经济, 2014 (10): 50-60
- [4] 廉永辉, 张琳. 流动性冲击、银行结构流动性和信贷供给[J]. 国际金融研究, 2015 (4): 64-76
- [5] 刘志洋, 曹树玲. 利率衍生工具运用与中国银行利率风险敞口[J]. 系统管理学报, 2020(4): 26-32.
- [6] Akhigbe A, Makar S, Li W, Whyte A M. Interest Rate Derivatives Use in Banking: Market Pricing Implications of Cash Flow Hedges[J]. Journal of Banking & Finance, 2017, 86: 113-126
- [7] Bazih J H, Vanwalleghem D. Deriving Value or Risk? Determinants and the Impact of Emerging Market Banks' Derivative Usage[J]. Research in International Business & Finance, 2021, 56 (4): 1-16
- [8] Bendima N, Benbouziane M, Bendob A, Naima B. Does the Usage of Financial Derivatives Decrease the Systemic Risks in the GCC Banks? An Empirical Study[J]. International Journal of Management & Enterprise Development, 2019, 18 (1-2): 119-150
- [9] Berger A N, Bouwman C. Bank Liquidity Creation, Monetary Policy, and Financial Crises[J]. Journal of Financial Stability, 2017, 30 (6): 139-155
- [10] Bernanke B S, Gertler M. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9 (4): 27-48
- [11] Beutler T, Bichsel R, Bruhin A, Danton J. The Impact of Interest Rate Risk on Bank Lending[J]. Journal of Banking & Finance, 2020, 115 (4): 1-20
- [12] Bhattacharya S, Thakor AV. Contemporary Banking Theory[J]. Journal of Financial Intermediation, 1993, 3 (1): 2-50
- [13] Brewer E, Minton B A, Moser J T. Interest-rate Derivatives and Bank Lending[J]. Journal of Banking & Finance, 2000, 24 (3): 353-379
- [14] Brewer E, Jackson W E, Moser J T. The Value of Using Interest Rate Derivatives to Manage Risk at US Banking Organizations[R]. Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago, 2001, 25 (3): 49-65
- [15] Brewer E, Deshmukh S, Opiela T P. Interest-rate Uncertainty, Derivatives Usage, and Loan Growth in Bank Holding Companies[J]. Journal of Financial Stability, 2014, 15: 230-240
- [16] Chang C C, Ho K Y, Hsiao Y J. Derivatives Usage for Banking Industry: Evidence from the European Markets[J]. Review of Quantitative Finance & Accounting, 2018, 51 (4): 1-21
- [17] Cornett M, McNutt J, Strahan P, Tehranian H. Liquidity Risk Management and Credit Supply in the Financial Crisis[J]. Journal of Financial Economics, 2011, 101 (2): 297-312
- [18] Diamond D W. Financial Intermediation and Delegated Monitoring[J]. Review of Economic Studies, 1984, 51 (3): 393-414
- [19] English W B. Interest Rate Risk and Bank Equity Valuations[J]. Journal of Monetary Economics, 2018, 98 (C): 80-97
- [20] Ferrero G, Nobili A, Sene G. Credit Risk-Taking and Maturity Mismatch: The Role of the Yield Curve[R]. Bank of Italy Working Paper, 2019, No.1220

- [21] Froot K A, Scharfstein D S, Stein J C. Risk Management: Coordinating Corporate Investments and Financing Policies[J]. Journal of Finance, 1993, 48(5): 1629-1658
- [22] Gubareva M, Keddad B. Emerging Markets Financial Sector Debt: A Markov-Switching Study of Interest Rate Sensitivity[J]. International Journal of Finance & Economics, 2020, 10: 1-13
- [23] Ghosh A. How Do Derivative Securities Affect Bank Risk and Profitability? Evidence from the US Commercial Banking Industry[J]. The Journal of Risk Finance, 2017, 18 (2): 186-213
- [24] Goetz M R, Laeven L, Levine R. Does the Geographic Expansion of Banks Reduce Risk?[J]. Journal of Financial Economics, 2016, 120 (2): 346-362
- [25] Hayali A S. Looking Back Again to the Brazilian Crises of the 1990s: the Role of Financial Derivatives[J]. Journal of Innovation Economics, 2019, 29 (2): 95-131.
- [26] Memmel C, Schertler A. Bank Management of the Net Interest Margin: New Measures[J]. Financial Markets & Portfolio Management, 2013, 27 (3): 275-297
- [27] Kashyap A K, Stein J C. The Role of Banks in Monetary Policy: A Survey With Implications For the European Monetary Union[R]. Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago, 1997 (9-10): 3-18
- [28] Kashyap A K, Stein J C. What Do A Million Observations On Banks Say About the Transmission of Monetary Policy?[J]. American Economic Review, 2000, 90 (3): 407-428
- [29] Keffala M R. Analyzing the Effect of Derivatives on the Financial Soundness of Commercial Banks in Italy: An Approach Based On the CAMELS Framework[J]. Review of Financial Economics, 2018, 36 (3): 267-283
- [30] Takn D, Saryer G. Use of Derivatives, Financial Stability and Performance in Turkish Banking Sector[J]. Quantitative Finance & Economics, 2020, 4 (2): 252-273
- [31] Zhao F, Moser J. Bank Lending and Interest-Rate Derivatives[J]. International Journal of Financial Research, 2017, 8 (4): 23-37

不确定性宏观经济波动

——基于企业预防性定价和居民失业风险视角

王博¹ 徐飘洋²

【摘要】新冠疫情的爆发使得宏观经济不确定性达到历史新高，不确定性对宏观经济的影响不断加大，使得保就业、保市场主体和保物价稳定成为当前经济工作的重点。本文通过构建 TVP-SV-VAR 和 DSGE 模型，从企业预防性定价和居民失业风险两个角度出发，对不确定性影响宏观经济的影响机制进行了分析。研究表明：第一，不确定性冲击会导致经济在短期进入滞胀状态，而在长期陷入通缩，其中短期通胀上升主要是因为短期企业预防性定价在不确定性对宏观经济的影响中占主导作用，而长期通缩则是因为失业风险所导致的居民有效需求下降；第二，模型模拟显示，在遭遇不确定性冲击后，存在失业风险的居民消费复苏的慢，没有失业风险的居民消费复苏的快；第三，总量上，宽松的货币政策能有效的减缓不确定性对经济的负面影响，但同时也存在明显的边际递减效应，结构上，搭配不同的财政政策能够有效的缓解异质性居民之间的福利损失。

【关键词】不确定性；经济波动；企业预防性定价；失业风险

一、引言

新冠疫情爆发后，全球经济均陷入衰退，各国失业率大幅攀升。与此同时，自 2020 年 2 月起，在需求不足的情况下中国通胀在短期却出现了上升趋势。为了缓解新冠疫情对经济的负面影响，2021 年 4 月 8 日，国务院金融稳定发展委员会第五十次会议强调：“就业是最大的民生，宏观政策的首要目标是保就业和保市场主体。要保持物价基本稳定，特别是关注大宗商品价格走势”。当前中国疫情已经得到了有效控制，但是海外疫情依旧严峻、新冠病毒变异速度较快，疫苗的有效性和有效期都较为有限，未来中国经济依旧面临较大的不确定性。

¹ 王博，南开大学金融学院教授、博士生导师。

² 徐飘洋，南开大学金融学院博士研究生。

如何减轻因极端事件所导致的不确定性对中国宏观经济的影响, 推动中国经济在不确定性条件下稳步复苏逐渐成为了各界人士关注的焦点。

Baker et al.(2020)、Altig et al.(2020)从多个角度对新冠疫情所引发的不确定性进行了测度, 发现由 COVID-19 所引起的不确定性将对经济造成极大的负面影响。在此之前, 已有较多的文献对不确定对宏观经济的影响及影响机制进行了探讨, 现有文献在不确定性会引起产出下降方面已经达成了共识, 但是对于不确定性的影响具体是通缩还是滞胀, 却并没有一直的结论。Leduc and Liu(2016)、Basu and Bundick(2017)以及许志伟和王文甫(2018)对不确定性的宏观经济影响的研究表明, 由于价格粘性的存在, 不确定性会导致市场不能及时出清, 经济陷入通缩状态。但 Mumtaz and Theodoridis(2015) 对不确定性的跨国研究则表明, 当遭遇不确定性冲击后, 企业和工人为了对抗 Calvo 定价所带来的负面影响, 会要求提高价格和工资, 进而导致使得经济在短期陷入滞胀状态。朱军和蔡恬恬(2018)对中国货币及财政政策的实证研究发现, 政策不确定性冲击会导致经济在短期呈现滞胀状态, 而在长期则呈现通缩状态, 他们认为这主要是因为短期实物期权效应占据了主导, 而在长期则是预防性储蓄动机占据了主导。此外, Carriero et al.(2018)、Katayama and Kim(2018)的研究则认为, 不确定性虽然对产出和就业有显著的负向影响, 但对通货膨胀率的影响并不显著。

而在遭遇不确定性冲击时, 还有一个值得关注的问题, 即失业风险。而在劳动力市场, 居民并不是完全同质的, 这就会导致一部分的居民失业风险高, 另一部分失业风险低, 这将会进一步加剧宏观经济波动。对于失业风险, Challe et al.(2017)在搜寻匹配摩擦的基础上引入异质性居民, 发现不同居民所面临的失业风险并不相同, 对于高收入、有失业保险且拥有较多资产的居民, 他们并不存在失业风险, 因为其持有的资产及失业保险足够帮助其在失业期间平滑他的个人消费, 但对于低收入群体则不同, 失业会导致个人收入陡降, 对其生活影响较大。Ravn and Sterk(2017)通过建立包含劳动力市场摩擦的 DSGE 模型也发现, 劳动力市场的恶化会增加居民的预防性储蓄动机, 进而导致整个经济的总需求不足, 而总需求不足又会进一步恶化劳动力市场, 进而使得经济陷入大衰退。Oh and Rogantini Picco(2020)研究了不确定性、失业风险与居民消费之间的关系, 发现不确定性所引致的失业风险会导致异质性居民之间出现消费分化, 即, 存在失业保险的人消费下滑幅度较小, 但不存在失业保险的人消费

下滑幅度较大。

鉴于现有文献对不确定性的价格效应还未达成共识，对失业风险在不确定性对宏观经济的影响也未进行深入的探讨，故而本文一方面通过实证分析了不确定性对中国宏观经济的影响，另一方面通过构建包含企业预防性定价和居民失业风险的 DSGE 模型，深入分析了不确定性的价格效应和失业风险在不确定性对宏观经济的影响中所起的作用，同时分析了货币政策和财政政策在应对不确定性冲击时的有效性。研究发现：第一，企业预防性定价的存在使得不确定性冲击在短期会导致中国经济陷入滞胀状态，而居民失业风险则会使中国经济在长期逐步转向通缩状态；第二，在遭遇不确定性冲击后，存在失业风险的居民的预防性储蓄动机增强，使得消费大幅下滑，这部分居民的消费复苏的也相对较慢；第三，相比财政政策，宽松的货币政策能更有效的减缓不确定性对经济的负面影响，但财政政策能够更加精准、有效的缓解异质性居民之间的福利损失。

本文的研究贡献主要体现在以下三个方面：第一，现有有关中国不确定性的研究认为，在出现不确定性冲击后，经济会立即进入通缩状态，但本文的实证及理论研究却发现，经济会先短暂的进入滞胀状态，然后才步入通缩状态，本文通过建立相关的理论模型对这一现象进行了很好的解释；第二，现有文献并没有明确企业定价决策在经济不确定性对中国宏观经济的影响中所起的作用，本文从模型的角度出发，厘清企业定价决策在不确定性对宏观经济影响中的作用，并进一步分析了企业的定价机制；第三，本文构建了一个包含失业风险的理论模型，能较好的解释不确定性对中国宏观经济的影响，同时我们在此模型基础上进行了政策分析，发现从总量上来看，货币政策能够较好的缓解不确定性对宏观经济的负面影响，但其边际递减效应也较为明显，从结构上来看，不同的财政政策对异质性居民的福利影响不同，搭配不同的财政政策能更好的平衡不同类型居民的福利损失。

二、典型事实

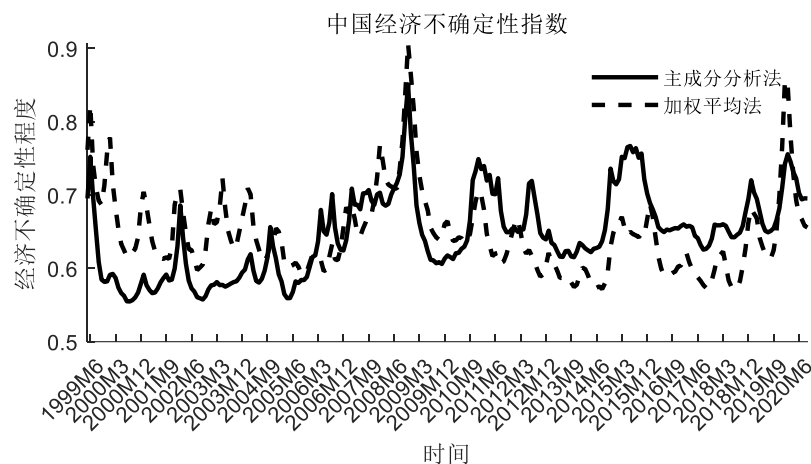


图 1 中国经济不确定指数

在进行实证分析之前, 本文首先对中国经济的不确定性进行测度。参照王博等(2019)的研究, 本文采用了 Jurado et al.(2015)基于大量宏观经济指标进行 SVAR 模型的识别和估计的方法, 这种方法从不确定性的定义出发, 构建的不确定性指数能够很好的符合中国经济运行的现实情况。我们根据 Jurado et al.(2015)的方法所计算的中国经济不确定性指数如图 1 所示。¹在完成对中国经济的不确定性的测度后, 我们将通过构建一个四变量 TVP-SV-VAR 模型²来分析经济不确定性冲击对宏观经济变量的总量影响及时变效应, 从而更好的理解不确定性对宏观经济影响的传导机制。

结合本文的研究, 我们选取了本文所构建的中国经济不确定性指数、求人倍率、通货膨胀率和 Fernald et al.(2014)构建的用于衡量中国经济波动的 CCAT 指数(China Cyclical Activity Tracker)。其中, 通货膨胀率我们采用的是以 2015 年为基期定基处理后的 CPI 指数, 对其进行了对数一阶差分处理使其平稳。对于求人倍率, 我们同样采用一阶差分的方式使其平稳。CCAT 指数和本文所构建的中国经济不确定性指数经单位根检验后均为平稳序列。通货膨胀率和求人倍率的数据均来源于 Wind 数据库, 时间区间均为 2001 年 Q1-2020 年 Q3。图 2 即为 TVP-SV-VAR 模型得到的脉冲响应图。从图中可以看出, 当经济不确定性上升时, 产出下降, 求人倍率下降, 即失业率上升, 通货膨胀率下降, 经济面临通缩风险, 这一点与现有有

¹ 因篇幅原因, 具体的构建方法不在此处阐述, 读者可参考 Jurado et al.(2015)。

² 因篇幅限制, 与 TVP-SV-VAR 模型相关的设定可参考 Nakajima(2011)。

关不确定的研究大体一致。此外，从图中还可以看出，在遭遇不确定性冲击后，经济并没有直接进入通缩状态，而是会先进入短暂的滞胀状态，然后进入通缩状态。这一点与朱军和蔡恬恬(2018)的结论相同，且与我国现有事实相符，2020年在新冠疫情的冲击下，许多服务业开工后并没有通过降低价格来吸引大量的消费者，反而通过提高价格来弥补企业损失。故而，我们总结出本文的典型事实：**不确定性冲击会导致经济先进入滞胀状态，然后转向通缩状态。**

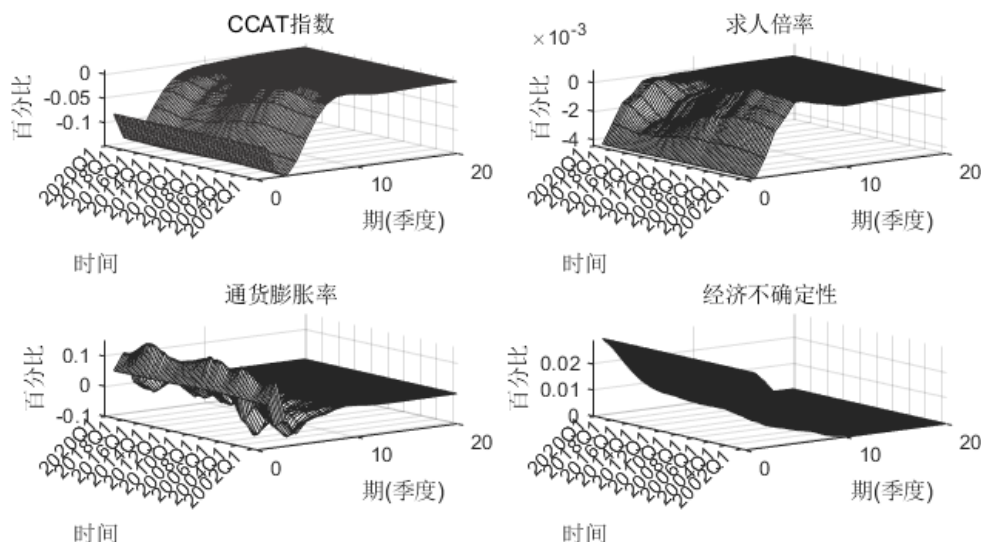


图2 经济不确定性对宏观经济的影响

三、理论模型

本文将通过建立一个包含异质性居民和搜寻匹配的DSGE模型来匹配以上典型事实，并在此基础上分析不确定性对宏观经济的影响机制和应对不确定性冲击时货币政策和财政政策的有效性。具体模型如下。

(一) 居民部门

考虑一个包含大量无限生命期居民的经济体，每个居民都有一单位的劳动禀赋，如果在期初居民被雇佣，那么居民将无弹性的提供这一单位的劳动禀赋。每一期失业工人中会有 $f_t \in [0,1]$ 的人找到工作，而原本有工作的人中会有 $s_t \in [0,1]$ 的人失业。本文假设有两种居民，一种是存在失业风险的工人，占总人口的比重为 $\Omega \in [0,1]$ ；另一种是没有失业风险的企业家，占总人口的比重为 $1 - \Omega$ 。存在失业风险的工人失业后会失去收入来源，只能依靠失业前的储蓄和固定的政府补助来生活；而没有失业风险的企业家失业后其生活并不受影响，这主要因

为没有失业风险的企业家可以通过家庭内部风险共担的方式来完全分散失业风险, 使得企业家家庭在失业与就业两种状态下的收入都一致, 此外, 其除了工资性收入以外还可获得企业分红。而工人家庭内部并没有内部风险共担机制, 其可能会因为失业导致其消费的大幅波动, 故其具有较强的预防性储蓄动机。假设所有的居民的效用函数均为 $u_{i,t} = (c_{i,t} - h\tilde{c}_{i,t-1})^{1-\sigma_h} / (1 - \sigma_h)$, 其中, σ_h 为居民的风险厌恶系数, i 为居民类型, h 表示居民的消费习惯。在考虑居民的失业状态后, 居民类型可以分为企业家和连续失业期数为 $N \geq 0$ 的工人。 $c_{i,t}$ 为居民自己在 t 期的消费, $\tilde{c}_{i,t-1}$ 则表示与居民类型相同的所有居民在 $t-1$ 期的平均消费。其他有关居民部门的具体设定如下。

1. 工人

假设所有存在失业风险的工人在区间 $[0,1]$ 上均匀分布, 其通过调整消费和储蓄来最大化总效用。工人家庭目标函数为:

$$V_{I,t} = \max_{\{a_{I,t+1}(N), c_{I,t}(N)\}_{N \in \mathbb{Z}_+}} \left\{ \sum_{N \geq 0} n_{I,t}(N) u_{I,t}(N) + \beta_I E[V_{I,t+1}] \right\} \quad (1)$$

其中, $V_{I,t}$ 为工人家庭的值函数, $\sum_{N \geq 0} n_{I,t}(N) u_{I,t}(N)$ 为工人家庭的在 t 期的总效用, β_I 为工人的主观折现因子, $N \geq 0$ 表示工人连续处于失业状态的时长, $c_{I,t}(N)$ 为在 t 期已经连续失业 N 期的工人的消费, $\tilde{c}_{I,t-1}(N)$ 表示在 $t-1$ 期所有已经连续失业 N 期的工人的平均消费。

为了在模型中引入借贷限制, 我们假设工人在资本市场中为储蓄方, 工人将根据其每一期的收入来进行储蓄决策。参照 Challe et al. (2017), 我们假设工人处于失业状态时, 即 $N \geq 1$ 时, 其储蓄会变为 0。根据这一假设, 我们可将存在失业风险的工人分为三类, $N = 0$ 、 $N = 1$ 和 $N \geq 2$ 。其中, $N = 0$ 的工人处于就业状态, 其当期收入为工资性收入与上一期储蓄及利息的总和, 这一类居民在进行消费的同时还将储蓄一部分资产用于平滑未来消费。 $N = 1$ 的工人处于刚失业的状态, 其当期收入为政府补助与上一期储蓄及利息的总和, 这一类居民将只进行消费决策, 不再进行储蓄。 $N \geq 2$ 的工人则经历了多期失业, 其当期收入只有政府补助, 这一类居民也不再进行储蓄。由此可得处于就业状态的工人的预算约束为:

$$(1 + \tau_{c_I})c_{I,t}(0) + a_{I,t}(0) \leq (1 - \tau_{I,w})w_t + A_t R_{t-1} / (n_t(0)\pi_t) \quad (2)$$

其中, $c_{I,t}(0)$ 和 $a_{I,t}(0)$ 分别表示在 t 期处于就业状态的工人的消费和储蓄, τ_{c_I} 和 $\tau_{I,w}$ 分别为增值税税率和工人的个人所得税税率, w_t 为有工作的工人所获的工资性收入, R_t 和 π_t 分别表示名义无风险收益率和通货膨胀率。本文假设处于就业状态的工人, 其失业风险可以被完全

分担，这样可以保证处于就业状态的工人的消费决策都一样，故资产 A_t 的运动方程为：

$$A_t = (1 - s_t)n_{I,t-1}(0)a_{I,t-1}(0) + f_t \sum_{N \geq 1} a_{I,t-1}(N)n_{I,t-1}(N) \quad (3)$$

其中， $n_{I,t}(0)$ 表示一直连续处于就业状态的工人占总工人人数的比重， $n_{I,t}(N)$ 则表示已经失业 N 期的工人占总工人人数的比重， $a_{I,t}(N)$ 则表示已经失业 N 期的工人储蓄。此外，处于失业状态的工人($N \geq 1$)的预算约束为：

$$(1 + \tau_{c_I})c_{I,t}(N) + a_{I,t}(N) \leq b_u + a_{I,t-1}(N-1)R_{t-1}/\pi_t \quad (4)$$

其中， b_u 为政府补助。除了预算约束外，处于失业状态的工人还受到借贷约束 $a_{I,t}(N) \geq 0$ 的限制。处于就业状态的工人($N = 0$)的随机折现因子为：

$$M_{I,t,t+1}(0) = \beta_I E_t[(1 - s_{t+1})u'_{c,I,t+1}(0) + s_{t+1}u'_{c,I,t+1}(1)]/u_{c,I,t}(0) \quad (5)$$

处于失业状态的工人($N \geq 1$)的随机折现因子为：

$$M_{I,t,t+1}(N) = \beta_I E_t[(1 - f_{t+1})u'_{c,I,t+1}(N+1) + f_{t+1}u'_{c,I,t+1}(0)]/u_{c,I,t}(N) \quad (6)$$

其中， $u'_{c,I,t}(0)$ 有工作的工人在 t 期的边际效用， $u'_{c,I,t}(1)$ 为在 t 期刚失业的工人在 t 期的边际效用， $u'_{c,I,t}(N)$ 为连续失业 N 期的工人在 t 期的边际效用。

2. 企业家

同样，假设所有企业家在区间 $[0,1]$ 上均匀分布，其通过调整消费和储蓄来最大化总效用。

企业家目标函数为：

$$V_{P,t} = \max_{\{a_{P,t+1}, c_{P,t}\}_{N \in \mathbb{Z}_+}} \{u_{P,t} + \beta_P E[V_{P,t+1}]\} \quad (7)$$

企业家的预算约束为：

$$(1 + \tau_{c_P})c_{P,t} + a_{P,t+1} \leq (1 - \tau_{P,w})w_{P,t}n_{P,t} + a_{P,t}R_{t-1}/\pi_t + \Pi_t \quad (8)$$

其中， $c_{P,t}$ 表示企业家在 t 期的消费， $a_{P,t}$ 表示企业家在 t 期所进行的储蓄， $n_{P,t}$ 表示在 t 期有工作的企业家的占企业家总数的比重， Π_t 为企业分红， $\tau_{P,w}$ 表示企业家的所得税税率， τ_{c_P} 为增值税税率。由于企业家之间能够完全分担风险，故此企业家的工资收入可表示为 $(1 - \tau_{P,w})w_{P,t}n_{P,t}$ ，即相当于每个企业家都不会失业，但是每期企业家提供的劳动时间会发生变化。 $u'_{c,P,t}$ 为企业家在 t 期的边际效用，企业家的随机折现因子为：

$$M_{P,t,t+1} = \beta_P E_t(u'_{c,P,t+1}/u'_{c,P,t}) \quad (9)$$

(二) 企业

参照 Gertler and Trigari(2009)，我们假设经济体中有四种企业类型：最终产品生产商、零售商、中间产品生产商和就业中介。

1. 最终产品生产商

最终产品生产商主要负责对零售商生产的零售品 $y_t(j)$ 进行打包并出售, 最终产品的生产函数如下:

$$y_t = \left(\int_0^1 y_t(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (10)$$

其中, ε 为中间产品之间的替代弹性。根据最终产品生产商成本最小化可得:

$$y_t(j) = (P_t(j)/P_t)^{-\varepsilon} y_t \quad (11)$$

其中, $P_t(j)$ 为零售品 j 的名义价格。最终产品生产商利润为 0, 可得最终产品的价格指数为:

$$P_t = \left(\int_0^1 P_t(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (12)$$

2. 零售商

参照 Calvo(1983), 假定每一期零售商有 $1 - \theta$ 的概率可以将价格调整为最优, θ 的概率价格保持不变。零售商选择最优价格来最大化其利润:

$$\max E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k M_{p,t,t+k} \left[\frac{P_t^*(j)}{P_{t+k}} - \frac{P_{m,t+k}}{P_{t+k}} \right] y_{t+k}(j) \quad (13)$$

由于中间产品生产具有同质性, 故所有可以重新设定价格的企业所设定的最优价格都一样, $P_t^* = P_t^*(j)$, 同时, 根据零售商最大化其利润的一阶条件可得最优价格的决定方程为:

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k M_{p,t,t+k} \left((1 - \varepsilon) \left(\frac{P_t^*}{P_{t+k}} \right)^{1-\varepsilon} + \varepsilon \frac{P_{m,t+k}}{P_{t+k}} \left(\frac{P_t^*}{P_{t+k}} \right)^{-\varepsilon} \right) y_{m,t+k} = 0 \quad (14)$$

总价格指数为:

$$P_t = [(1 - \theta) P_t^{*1-\varepsilon} + \theta P_{t-1}^{1-\varepsilon}]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (15)$$

其中, 价格分散指数为 $\Delta_t = \int_0^1 \left(\frac{P_t^*(j)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} dj$:

$$\Delta_t = (1 - \theta) (P_t^*/P_t)^{-\varepsilon} + \theta (P_t/P_{t-1})^{\varepsilon} \Delta_{t-1} \quad (16)$$

3. 中间产品生产商

假设所有的中间产品生产商在区间 $[0,1]$ 上均匀分布, 处于完全竞争市场, 他们通过雇佣劳动来生产中间产品, 中间产品生产函数为:

$$y_{m,t} = z_t \tilde{n}_t \quad (17)$$

假定全要素生产率 z_t 服从对数 AR(1)过程, $\ln z_t = \rho_z \ln z_{t-1} + \varepsilon_{z,t}$, $\varepsilon_{z,t} \sim N(0, \sigma_{z,t}^2)$ 。全要

素生产率的波动率 $\sigma_{z,t}$ 也服从对数 AR(1)过程, $\ln\sigma_{z,t} = (1 - \rho_z)\ln\sigma_z + \rho_z\ln\sigma_{z,t-1} + \varepsilon_{\sigma_z,t}$, $\varepsilon_{\sigma_z,t}$ 为全要素生产率的波动率的一阶矩冲击, 即不确定性冲击, $\varepsilon_{\sigma_z,t} \sim N(0, \sigma_{\sigma_z})$ 。

4. 就业中介

就业中介同时雇佣工人和企业家, 将其打包后为中间品生产商提供劳动服务。假设每一期都有一个外生的概率 ρ 使得上一期处于就业状态的居民失业。与此同时, 劳动中介会提供 u_t 个工作岗位, 假设劳动中介每提供一个工作岗位所需付出的成本为 κ 。就业中介每雇佣一单位工人所需付出的工资为 w_t , 可得就业中介雇佣工人的值函数 $J_{I,t}$ 为:

$$J_{I,t} = (1 - \tau_F)p_{m,t}z_t - w_t + E_t[(1 - \rho)M_{P,t,t+1}J_{I,t+1}] \quad (18)$$

同时, 我们假设企业家的劳动技能要高于普通工人, 其每提供一单位劳动力, 可以产生 ψ 单位的劳动力服务, 故企业家的工资为 ψw_t 。就业中介雇佣企业家的值函数 $J_{P,t}$ 为:

$$J_{P,t} = \psi(1 - \tau_F)p_{m,t}z_t - \psi w_t + E_t[(1 - \rho)M_{P,t,t+1}J_{P,t+1}] \quad (19)$$

假定每个空缺岗位招到合意员工的概率为 λ_t , 在完全竞争的劳动力市场中, 就业中介的利润为 0。由于每一期期初会有 ρ 的就业工人离开当前的工作岗位, 故每一期的找工作的人有 $u_t = 1 - n_{t-1} + \rho n_{t-1}$ 。企业与工人之间的匹配函数为:

$$m_t = \mu u_t^\chi v_t^{1-\chi} \quad (20)$$

其中, m_t 表示匹配成功的人数, μ 表示匹配效率, χ 表示匹配成功的人数对失业人数的弹性。从而可得失业工人找到工作的概率为 $f_t = m_t/u_t$, 企业招到合意工人的概率为 $\lambda_t = m_t/v_t$ 。由于每一期期初, 工人离开当前的工作岗位后可以立马进入劳动力市场找寻新的工作, 故每期期初有工作的人失业的概率为 $s_t = \rho(1 - f_t)$ 。进而可得整个劳动力市场的运动方程为 $n_t = f_t(1 - n_{t-1}) + (1 - s_t)n_{t-1}$, 整个劳动市场的失业率 $U_t = 1 - n_t$ 。我们假设工资调整方程遵循以下规则:

$$w_t = w_{t-1}^{\gamma_w} (w(n_t/n)^{\phi_w})^{1-\gamma_w} \quad (21)$$

其中, w 和 n 分别表示实际工资和就业率的稳态值, γ_w 和 ϕ_w 分别表示当期工资对上期工资和劳动供给的反应系数。

(三) 政府部门

政府部门需要根据经济运行状况来制定财政政策和货币政策。对于财政政策, 政府部门主要通过税收和发债的方式筹集资金, 然后进行财政支出, 本文假设财政支出只包含政府消费、失业救助和偿还原有借款。政府部门的财政预算约束如下:

$$c_{G,t} + \Omega b_u(1 - n_t) + a_{G,t}R_{t-1}/\pi_t \leq a_{G,t+1} + T_t \quad (22)$$

其中, $T_t = \Omega(\tau_{l,w}w_t n_{l,t} + \tau_{c_l}c_{l,t}) + (1 - \Omega)(\tau_{p,w}\psi w_t n_{p,t} + \tau_{c_p}c_{p,t}) + \tau_F p_{m,t} y_{m,t}$ 为政府总税收, $c_{G,t}$ 和 $a_{G,t}$ 分别表示政府消费和政府债务。鉴于我国政府财政支出具有“稳增长”的特性, 我们假设财政政策规则如下:

$$c_{G,t} = c_G(a_{G,t}/a_G)^{\phi_{Gb}}(y_t/y)^{\phi_{Gy}} \quad (23)$$

c_G 、 a_G 和 y 分别为政府消费、政府债务和产出的稳态值, ϕ_{Gb} 和 ϕ_{Gy} 分别表示政府支出对政府债务和产出缺口的反应系数。对于货币政策规则, 假设其满足泰勒规则:

$$R_t = R(\pi_t/\pi)^{\phi_\pi}(y_t/y)^{\phi_y}\xi_{R,t} \quad (24)$$

R 和 π 分别为名义利率和通货膨胀率的稳态值, ϕ_π 和 ϕ_y 分别表示利率对通胀和产出的反应系数。假设货币政策冲击 ξ_R 服从对数 AR(1) 过程, $\ln \xi_{R,t} = \rho_R \ln \xi_{R,t-1} + \varepsilon_{R,t}$, $\varepsilon_{R,t} \sim N(0, \sigma_R)$ 。

(四) 市场出清

由于所有的居民面临同样的找到合意工作的概率 f_t 和失业的概率 s_t , 因而两种类型的居民在就业市场上的求职状况都是一样的 $n_{l,t} = n_{p,t} = n_t$, 劳动力市场出清:

$$\tilde{n}_t = \Omega n_{l,t} + (1 - \Omega)\psi n_{p,t}$$

其中, $\tilde{n}_t$ 为生产中间产品所使用的有效劳动。在资本市场中, 工人为贷款者, 企业家和政府部门均为借款者, 资本市场出清时:

$$\Omega A_t + (1 - \Omega)a_{p,t} + a_{G,t} = 0 \quad (25)$$

中间产品市场出清:

$$\Delta_t y_t = y_{m,t} - \kappa_y \quad (26)$$

最终产品市场出清:

$$c_t + \kappa v_t = y_t \quad (27)$$

其中, 总消费 c_t 为:

$$c_t = \Omega(n_{l,t}(0)c_{l,t}(0) + n_{l,t}(1)c_{l,t}(1) + n_{l,t}(N)c_{l,t}(N)) + (1 - \Omega)c_{p,t} \quad (28)$$

四、参数的校准和估计

居民部门的参数校准。我们将稳态时的通货膨胀率 π 设为 1.005, 对应 2% 的年度通货膨胀率, 进而将企业家的主观折现因子设为 0.993, 对应 3% 的年化名义无风险收益率。居民的风险厌恶程度 σ_h , 本文统一设为 1, 使得效用函数为对数形式, 同时参照大多数文献的设定, 将居民消费习惯系数 h 设为 0.7。参照 Challe et al.(2017), 将工人占总人口的比重 Ω 设为 0.6。

最后，参照 Oh and Rogantini Picco(2020)，我们将工人的主观折现因子设为 0.961，并进而倒推出工人的长期失业时的消费 b_u 。

企业部门的参数校准。我们将中间产品之间的替代弹性 ε 设为 6，对应 20%的价格加成，价格黏性系数 θ 设为 0.75，对应平均价格调整时间为四个季度。我们将工人丢失工作的概率 s 的稳态值设为 0.052，以匹配 5.2%的中国平均城镇调查失业率。同时，我们分别将企业岗位填补率 λ_t 和工人找到工作的概率 f_t 的稳态值分别设定为 0.71 和 0.73，从而使得模型中的求人倍率的稳态值为 1.028，与实际数据中 2001Q1 至 2020 Q3 求人倍率的平均值相一致，并进而倒挤出求职者与企业的匹配效率 μ 。对于匹配函数的弹性系数 χ ，根据 Petrongolo and Pissarides(2001)，我们将其设定为 0.5。对于就业中介发布招聘岗位的成本 κ ，我们通过将招聘成本占总产出的比重设为 1%来倒挤出 κ 。工资对就业率的反应系数 ϕ_w 则参照 Challe et al.(2017)，设为 1.5。最后，我们通过将工人消费占总消费的比重设为 42%来倒挤出企业家的劳动溢价 ψ 。

政府部门的参数校准。对于财政政策，参照黄志刚和许伟(2017)，我们将政府支出对政府债务的反应系数 ϕ_{gb} 设为 0，政府支出对产出的反应系数 ϕ_{gy} 设为 0.5。对于企业税收和政府，我们则参照汪勇等(2018)，将企业所得税 τ_F 设为 0.25，政府支出占 GDP 比重的稳态值校准为 20%。参考刘海波等(2019)，将模型中的消费税税率 τ_c 设为 0.15。刘海波等(2019)将个人所得税税率设为 0.128，由于本文为异质性居民模型，企业家的劳动收入要高于工人的劳动收入，故而我们将工人的个人所得税税率 τ_{lw} 设为 0.1，企业家的个人所得税税率 τ_{pw} 设为 0.2。对于货币政策，参照大多数文献的设定，我们将利率对产出的反应系数 ϕ_y 设为 0.25，利率对通胀的反应系数 ϕ_π 设为 1.5，货币政策冲击的一阶自相关系数设为 0.8，货币政策一阶冲击的方差设为 0.021。

对于全要素生产率 and 不确定性冲击的一阶自相关系数和方差，我们则选取产出、通货膨胀率和求人倍率数据，采用 Born and Pfeifer(2014b)矩匹配的方法，对其进行估计，使得所模型所产生的方差与实际数据的方差的距离最小，数据区间为 2001Q1 至 2020Q4。估计可得全要素生产率和不确定性冲击的一阶自相关系数分别为 0.974 和 0.8592，全要素生产率的一阶矩冲击和不确定性冲击的方差分别为 0.0022 和 0.7436。

五、数值模拟与机制分析

本部分将在上述校准和估计的基础上, 对前文中典型事实的成因及不确定性影响宏观经济的影响机制进行进一步探讨。

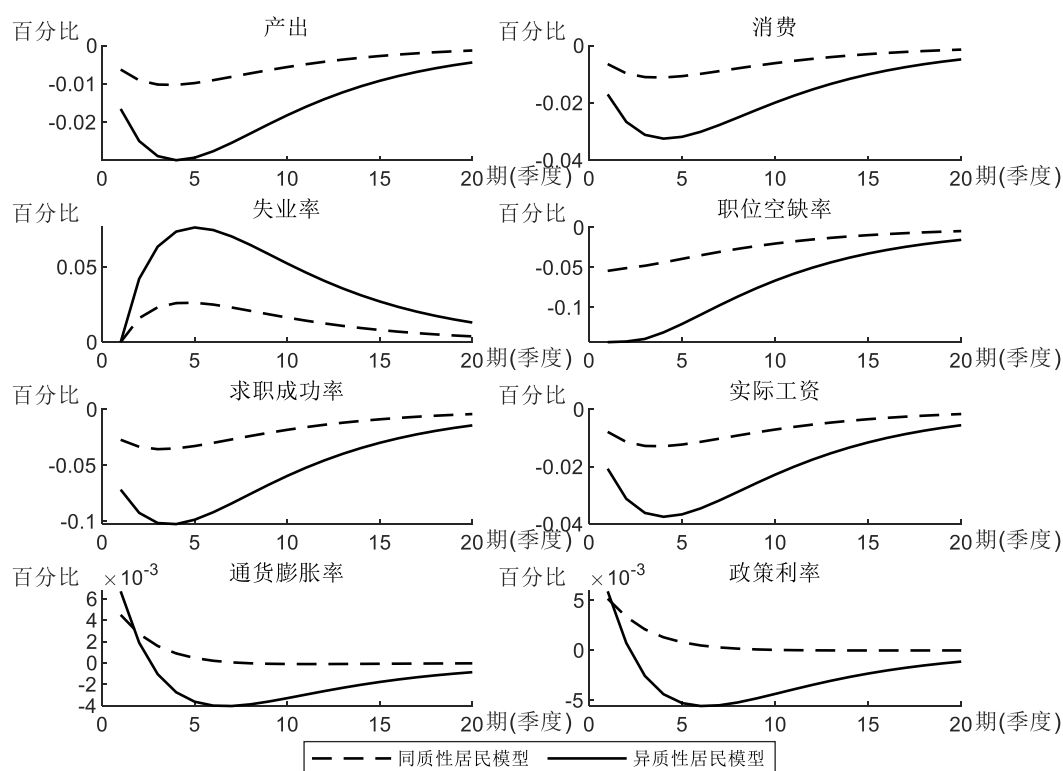


图 3 同质性居民模型和异质性居民模型下的不确定性冲击

为了更好的理解不确定性影响宏观经济的传导机制, 我们在上述模型的基础上, 还通过舍弃工人部门构建了一个同质性居民模型, 即假设经济体中只存在一种同质性的居民, 其提供劳动且均为企业的所有者。¹图 3 对比了同质性居民模型和异质性居民模型下的不确定性对宏观经济影响的脉冲响应图。从图中可以看出, 相比异质性居民模型, 同质性居民模型中的产出下滑程度要更小。这主要是因为, 企业家失业时不会面临借贷约束, 即不存在失业风险, 不确定性冲击对这部分居民消费的冲击较小, 当经济体中只存在企业家这一种居民类型时, 遭遇不确定性冲击后, 经济体的有效需求并不会会有太大的波动, 这使得在同质性居民模型中, 不确定性对经济的负面影响较小。从图中还可以看出, 在同质性居民模型中, 遭遇不确定冲击后, 通货膨胀率会上升然后逐渐回归稳态, 而在异质性居民模型中, 通货膨胀率会先上升

¹ 鉴于篇幅原因, 同质性居民模型的具体设定不再文章展示, 读者可向作者索取。

再下降，经济体在短期内会先面临滞胀，然后逐步进入通缩状态，异质性居民模型中的通胀反应与我们的典型事实相一致。根据这一模拟结果，我们认为，不确定性所导致的短期内的滞胀主要是由企业价格调整所导致的，而长期转向通缩则是由失业风险所引发的异质性居民消费分化、有效需求下降所导致的。接下来我们将从企业价格调整和居民失业风险这两个方面来论述不确定性对宏观经济的影响机制。

（一）企业预防性定价

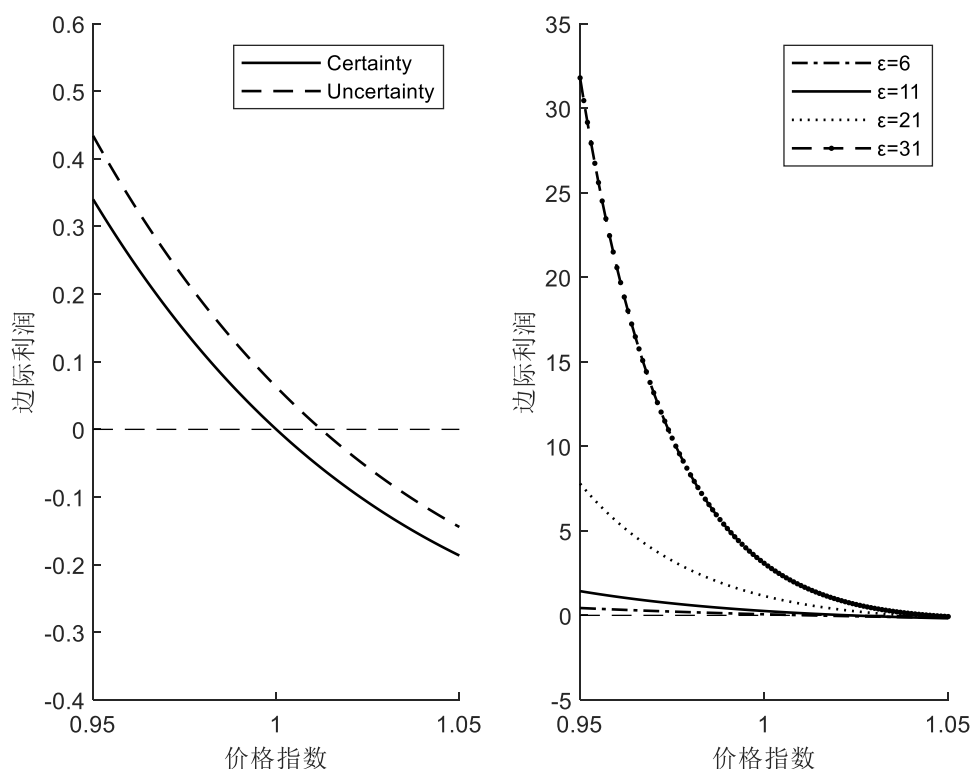


图4 确定性稳态和不确定性稳态下企业边际利润与最优价格的关系图

参考 Born and Pfeifer(2021)，我们利用企业在稳态时的边际利润函数来解释企业的定价决策。当企业处于确定性稳态时，根据模型中的(14)式可得企业每一期的边际利润都为：

$$mp_{certainty} = \left((1 - \epsilon)(P_{certainty}^*/P)^{1-\epsilon} + \epsilon(P_{certainty}^*/P)^{-\epsilon} P_m/P \right) y_m \quad (29)$$

而当企业处于不确定稳态时，即总价格指数存在不确定性时，企业每一期的边际利润则为：

$$\begin{aligned} mp_{uncertainty} = & q \left((1 - \epsilon)(P_{uncertainty}^*/P^l)^{1-\epsilon} + \epsilon(P_{uncertainty}^*/P^l)^{-\epsilon} P_m/P \right) y_m \\ & + (1 - q) \left((1 - \epsilon)(P_{uncertainty}^*/P^h)^{1-\epsilon} + \epsilon(P_{uncertainty}^*/P^h)^{-\epsilon} P_m/P \right) y_m \end{aligned} \quad (30)$$

假设在不确定状态下, 价格总指数为 $P^l = 0.95$ 的概率为 $q = 0.5$, 价格总指数为 $P^h = 1.05$ 的概率为 $1 - q$ 。

根据(29)式和(30)式, 我们画出了在不同状态下, 企业的边际利润与最优价格的关系图。从图 4(左)可以看出, 企业的边际利润是最优价格的凸函数, 这意味着企业在调整价格时像居民部门一样, 为风险厌恶型, 企业存在预防性定价动机。对比在有无不确定性时, 企业边际利润与最优价格的关系可以发现, 不确定状态下的最优价格 $P_{uncertainty}^*$ 要高于确定性状态下的最优价格 $P_{certainty}^*$ 。在不确定性条件下, 企业增加价格虽然导致销量下降, 但可以提高总利润, 降低价格却只会导致利润下降。在理性预期下, 企业家为了弥补未来价格下降所造成的损失, 故而会先提高价格, 这就使得经济在遭遇不确定性冲击的初期会陷入滞胀状态。2020 年新冠疫情期间, 中国部分服务业企业在面对巨额亏损的条件下, 就试图通过提高价格来弥补企业损失, 我们的模型与这一典型事实一致。我们在图 4(右)中展示了不同价格加成下企业稳态时的边际利润与最优价格的关系, 从图中可以看出当价格加成越低时, 企业的预防性定价动机越强。这主要是因为, 当企业的价格加成率越低时, 意味着企业所处的市场越接近完全竞争市场, 在产能既定的情况下, 降低价格并不能使企业获得更多的市场份额, 这时企业更倾向于进行预防性定价, 进而获取更多的利润。这一点与我们现实生活中的必需消费品相对应, 必需消费品的价格加成率较低, 加之需求弹性较小, 在新冠疫情期间, 其价格反而出现了上升。

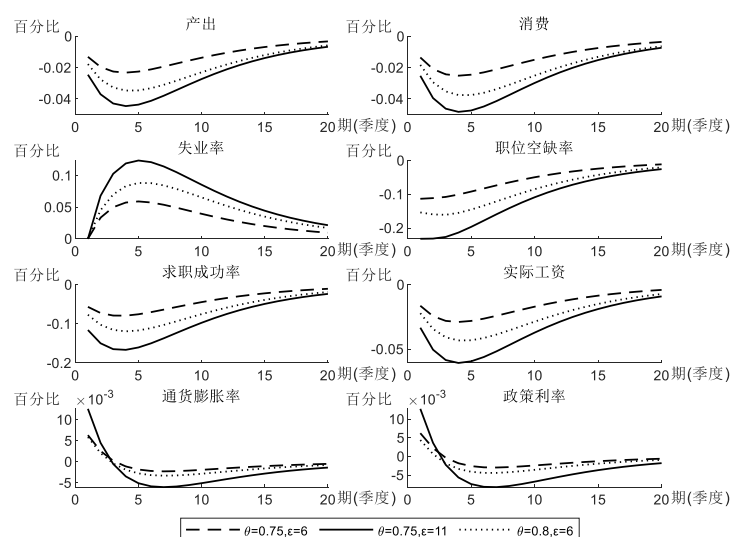


图 5 不同的价格黏性和价格加成下不确定性对宏观经济的影响

在上述局部分析的基础上，为了进一步验证企业预防性定价在不确定性对宏观经济影响中所起的作用，我们模拟了在不同价格黏性系数和价格加成率下不确定性对宏观经济的影响，如图 5 所示。其中， θ 分别取 0.75 和 0.8，分别表示企业平均调整价格的时间为 4 个季度和 5 个季度， ε 分别取 6 和 11，表示企业的价格加成率为 20% 和 10%。从图 5 中可以看出，当企业价格加成率越低时，其越倾向于进行预防性定价，同时还可以发现当企业的价格调整时间越长时，不确定性对经济的负面影响越大。在这里，将价格黏性和企业预防性定价区别开来具有重要意义，我们认为价格黏性并不是不确定性影响宏观经济的直接传导机制，价格黏性只能起到放大作用，而真正影响不确定性对宏观经济影响的是企业的定价决策。图 5 很好的佐证了这一点，从图 5 可以看出当价格黏性增加时，通胀的脉冲响应图相对基准模型会整体下移，这主要是因为价格黏性会放大有效需求的通缩效应，使得通缩效应增强，同时，价格黏性增加后的脉冲响应曲线并没有与基准模型的脉冲响应曲线相交，这说明价格黏性主要放大的是有效需求不足这一影响机制，否则价格黏性增加后，通胀会在期初更高，在长期通缩效应也会更明显。与价格黏性不同，而当价格加成下降时，通胀的脉冲响应图会穿过基准模型的脉冲响应图，表明企业的定价决策随着不确定性的变动而变动，使得不确定的对宏观经济的影响也在变动。

（二）工人失业风险

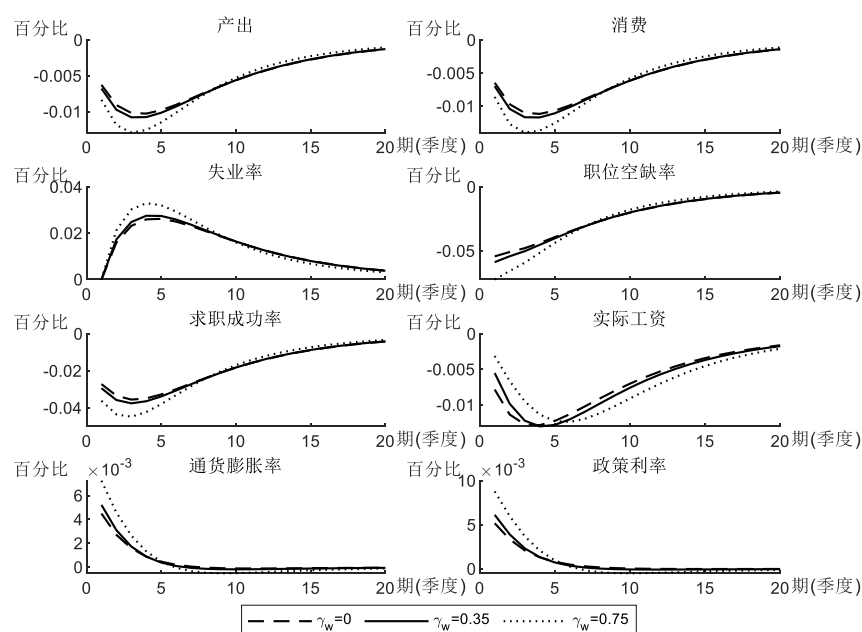


图 6 不同工资黏性下不确定性对宏观经济的影响

从图 3 中可以看出, 单纯的企业预防性定价机制并不能完全解释不确定性对宏观经济影响的典型事实。故我们将从工人失业风险的角度来解释为什么不确定性会导致有效需求不足并使经济逐步陷入通缩。现有研究主要认为, 当出现不确定性冲击时, 会出现一种 Basu-Bundick 效应, 即 Basu and Bundick(2017)认为的, 价格黏性会导致市场不能及时出清, 企业存货上升, 劳动力需求下降, 进而导致失业率上升。但这一机制难以解释, 新冠疫情冲击后, 中国通货膨胀率水平已逐步恢复常态, 但居民需求却不及预期。故本部分将从居民失业风险的角度出发, 论述一种新的不确定性影响宏观经济的传导机制。

我们首先在模型中引入了工资黏性, 以对应 Basu-Bundick 效应。当出现有效需求不足时, 企业会减少劳动力需求, 失业率会上升, 但如果劳动力市场中的工资可以迅速调整, 那失业率将会得到较大的改善, 故我们认为引入工资黏性可以在一定程度上对应 Basu-Bundick 效应。为了与 Basu and Bundick(2017)模型中的同质性居民相对应, 同时避免异质性居民结构对工资黏性的影响, 我们在同质性居民模型中模拟了不同工资黏性下, 不确定性对宏观经济的影响, 如图 6 所示。从图 6 中可以看出, 当工资黏性越大时, 在遭遇不确定性冲击后, 期初的失业率会较高, 但工资黏性机制同样有助于经济复苏, 即当经济处于复苏阶段时, 工资黏性使得市场工资低于均衡工资, 此时失业率将会下降的更快。

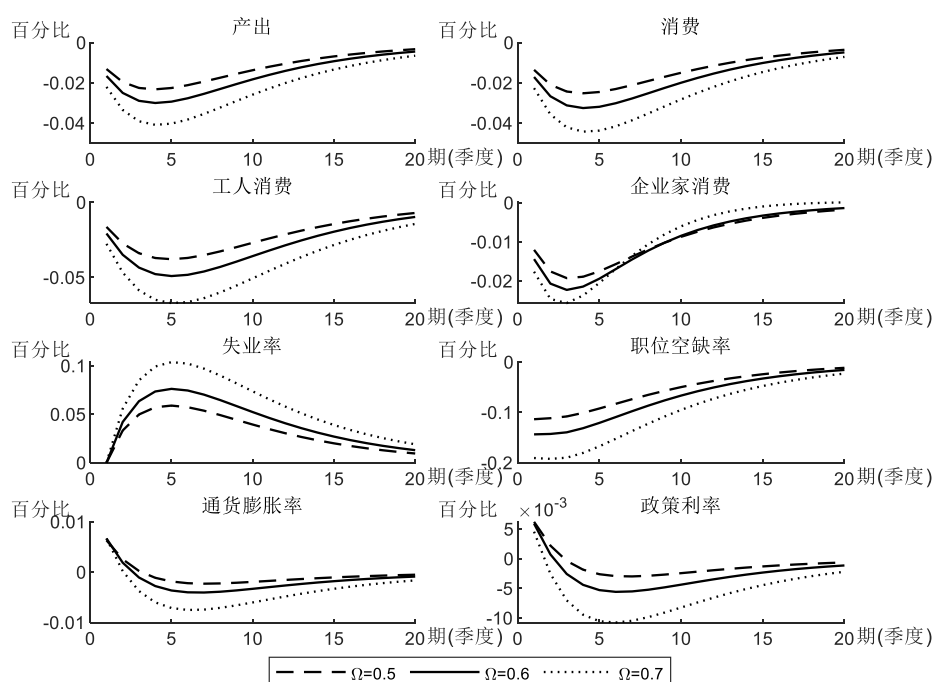


图 7 不同工人占比下不确定性对宏观经济的影响

Basu and Bundick(2017)的研究表明失业率上升,会导致居民的预防性储蓄动机增强,这一点与中国遭遇新冠疫情冲击后,居民储蓄率上升相一致。但新冠疫情之后中国也出现了一些不一样的情况,根据贝恩对中国市场奢侈品的调查报告可以看出,疫情之后,中国市场对奢侈品的需求恢复的很快,同时在全球奢侈品销售额下降的情况下,中国市场的奢侈品销售额实现了大幅上涨,与此相对的是,中国社会消费品零售总额复苏缓慢。表明中国在遭遇不确定性冲击后,居民的消费出现了一定的分化,以往的同质性居民模型在解释这一点上存在缺陷。故接下来我们将在异质性居民模型中讨论居民的失业风险。

在异质性居民模型中,处于就业状态的工人($N = 0$)的随机折现因子为:

$$M_{I,t,t+1}(0) = \beta_I E_t[(1 - s_{t+1})u'_{c,I,t+1}(c_{I,t+1}(0)) + s_{t+1}u'_{c,I,t+1}(c_{I,t+1}(1))]/u'_{c,I,t}(c_{I,t+1}(0)) \quad (31)$$

由于 $s_{t+1} > 0$,意味着工人存在异质性失业风险。同时,由于 $c_{I,t+1}(0) > c_{I,t+1}(1)$,这表明,当 s_{t+1} 上升时,工人的随机折现因子也随之上升,预防性储蓄动机加大,消费进一步下滑。而企业家的随机折现因子为:

$$M_{P,t,t+1} = \beta_P E_t(u'_{c,P,t+1}/u'_{c,P,t}) \quad (32)$$

从(32)式可以看出,企业家的随机折现因子则与 s_{t+1} 无关,失业风险的变动并不会影响企业家的预防性储蓄动机。为了更好的理解由于工人的失业风险所导致的总需求不足,我们模拟了不同工人占比下,不确定性对宏观经济的影响,如图7所示。从图7中可以看出,当工人占比越高时,不确定性对经济的负面影响越大,总需求下滑的越厉害,经济转向通缩所需要的时间也越短,同时,失业风险的边际效应随着工人占比的提高也在不断提高。此外,从图中还可以看出,工人消费的复苏速度要显著慢于企业家消费的复苏速度。

六、政策及福利分析

在厘清不确定性对宏观经济的影响机制的基础上,我们将进一步在模型中讨论货币政策和财政政策在应对不确定冲击时的有效性。由于企业预防性定价机制会将经济体推向滞胀状态,而工人失业风险所导致的需求不足则会将经济体推向通缩。故而在进行政策和福利分析时将主要关注通胀、产出和两种居民的消费这四个变量。

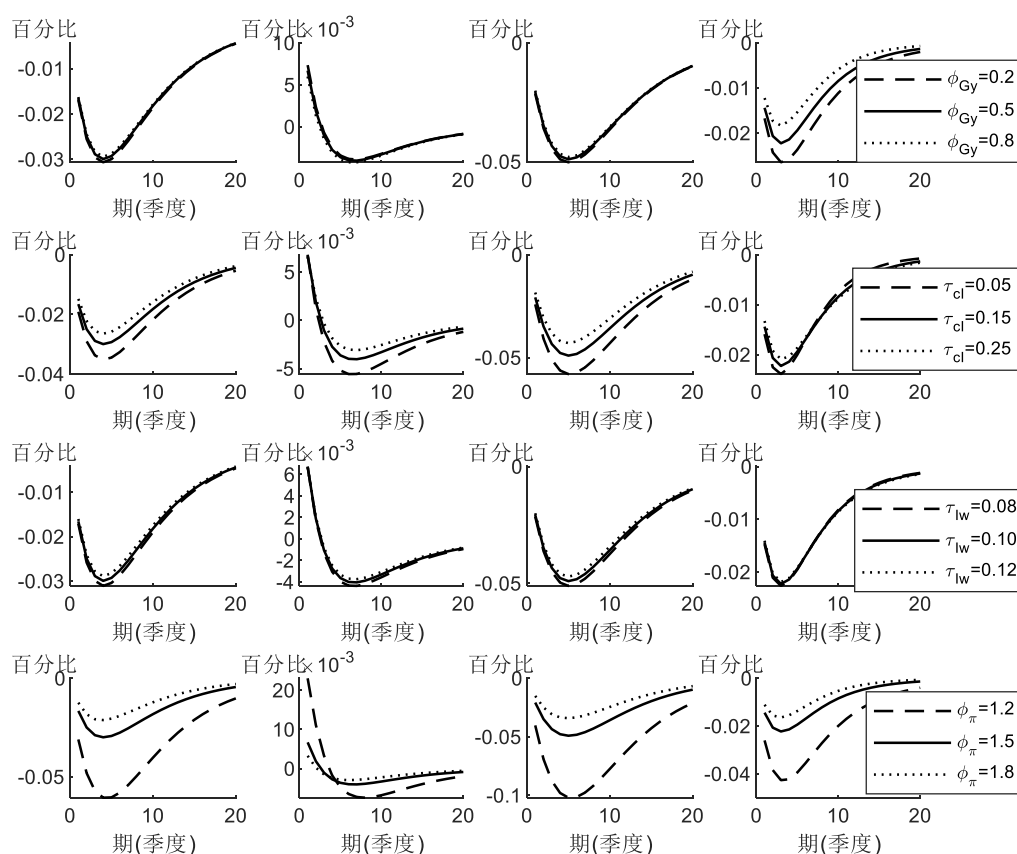


图 8 不同的财政及货币政策下不确定性对宏观经济的影响

图 8 即为在不同的财政政策反应系数、税率和货币政策反应函数下, 不确定性冲击对宏观经济影响的对比图。如图 8 所示, 在应对不确定性冲击时, 货币政策比财政政策更加有效, 能够更加有效的抑制衰退, 其对不同类型的居民的影响也都近似。相比之下, 财政政策对不同居民则表现出一定的差异性, 当财政政策反应系数 ϕ_{Gy} 上升时, 表示政府总消费对总产出变动的反应加大, 此时遭遇不确定性冲击, 企业家的消费下降的幅度会明显减小, 工人消费和产出相对基准模型, 变动幅度并不大。当提高工人的消费税 τ_{cl} 后, 面对不确定性冲击, 工人和产出下降的幅度会减少, 此时企业家消费相对基准模型, 变动幅度并不大, 这表明稳定工人消费是稳需求的关键。此外, 我们还模拟了工人在面临不同的个人所得税时, 不确定性对异质性居民消费的影响, 我们发现当税收越高时, 遭遇不确定性冲击, 工人消费下降的越少, 这主要是由于工人存在预防性储蓄动机, 当税收减少时, 其会将一部分收入储蓄起来, 这会使得整个经济体的总需求不足, 而政府部门则会将税收都消费掉, 故而当税收较高时,

工人的消费下降的反而较低。

在上述脉冲响应分析的基础上,我们进一步从福利分析的角度出发,分析不同政策在稳定经济和应对不确定性上所起的作用。由于当调整部分税率后,模型的稳态值会发生变化,故我们根据 Elekdag and Tchakarov(2007),用无条件消费补偿变化来衡量不同类型居民福利的变化,工人和企业家的无条件消费补偿的决定方程如下:

$$E[u_I(c_{I,t})] = u_I((1 + \Delta_I)c_I); \quad E[u_P(c_{P,t})] = u_P((1 + \Delta_P)c_P) \quad (33)$$

其中, Δ_I 和 Δ_P 分别表示工人和企业家的无条件消费补偿, c_I 和 c_P 分别为工人和企业家在稳态时的消费。此外,我们在衡量不同政策下不确定性冲击对不同类型居民福利影响的同时,我们还参考马文涛(2011),使用损失函数法来衡量在不同政策条件下,不确定性对整个经济的福利影响,损失函数如下:

$$L_{wel} = E_0 \sum_{t=0}^n \beta_p^t [\hat{\pi}_t^2 + \lambda_{wel} \hat{y}_t^2] \quad (34)$$

其中, $\hat{\pi}_t$ 和 $\hat{y}_t$ 分别表示通胀和产出相对稳态的偏离。由于不确定性冲击不可能一直持续,且其对经济的影响也具有时效性,故我们将 n 取为 20,以衡量近 5 年不确定性对整个经济体所造成的福利损失。对于政府部门对产出和通胀的相对关注程度 λ_{wel} ,我们参照马文涛(2011),分别将 λ_{wel} 的值设为 0.5、1 和 2,同时,我们将企业家的主管折现因子作为政府损失函数的主观折现因子。福利分析的结果如表 1 所示。

表 1 福利分析结果

政策		系数	政府损失函数 $\lambda_{wel} = 0.5$	政府损失函数 $\lambda_{wel} = 1$	政府损失函数 $\lambda_{wel} = 2$	企业家稳态时的福利	工人稳态时的福利	补偿比例(企业家) Δ_P	补偿比例(工人) Δ_I
财政政策	调整政府支出	0.2	0.0038	0.0074	0.0146	-178.6521	-63.8366	-0.0167	-0.0215
		0.5	0.0036	0.0071	0.0140	-178.6521	-63.8366	-0.0144	-0.0207
		0.8	0.0035	0.0069	0.0135	-178.6521	-63.8366	-0.0122	-0.0201
	调整消费税	0.01	0.0051	0.0099	0.0195	-188.7958	-61.5177	-0.0159	-0.0241
		0.11	0.0036	0.0071	0.0140	-178.6521	-63.8366	-0.0144	-0.0207
		0.21	0.0028	0.0055	0.0108	-170.6549	-65.9610	-0.0133	-0.0184
	调整所得税	0.08	0.0039	0.0077	0.0151	-180.9262	-63.2834	-0.0147	-0.0215
		0.10	0.0036	0.0071	0.0140	-178.6521	-63.8366	-0.0144	-0.0207

	税	0.12	0.0034	0.0066	0.0130	-176.4136	-64.4020	-0.0141	-0.0200
货 币 政 策	通胀 反应 系数	1.2	0.0162	0.0312	0.0614	-178.6521	-63.8366	-0.0260	-0.0403
		1.5	0.0036	0.0071	0.0140	-178.6521	-63.8366	-0.0144	-0.0207
		1.8	0.0017	0.0034	0.0068	-178.6521	-63.8366	-0.0111	-0.0150

从表 1 可以看出, 在遭遇不确定性冲击后, 工人的福利损失要明显大于企业家的福利损失, 同时在提高政府支出时, 企业家的福利损失下降程度要大于工人福利损失的下降程度, 这主要是因为当政府支出增加时, 虽然工人可以通过就业和工资上涨来获取政策收益, 但其所获得收益要远小于企业家通过企业利润获取的收益。从工人消费税的调整可以看出, 当降低消费税税率后, 面对不确定性冲击, 社会总福利、企业家福利和工人福利下降的幅度都更大了, 但是从工人和企业家稳态时的福利来看, 降低消费税后, 这两者稳态时的福利都有所提高, 可见降低消费税虽然会增加经济的波动性, 但也可以用于降低不确定性所导致的社会福利下降。工人所得税调整的影响机制与工人消费税的影响机制大体一致, 但是所得税调整的影响力度要明显弱于消费税的影响力度, 这主要是因为工人具有预防性储蓄动机, 与消费税相比, 调整所得税的财政支出乘子较小。与财政政策相比, 货币政策对不同居民的影响则相同, 能同时提高两种居民及整个社会的福利, 但从数据中也可以看出, 货币政策具有边际效用递减的特性, 且并不能定向的对某一类居民福利进行补贴。

七、结论及政策建议

本文从企业预防性定价和居民失业风险两个方面探讨了不确定性对宏观经济的影响, 研究表明: (1)企业的预防性定价使得经济在遭遇不确定性冲击后, 在短期会陷入滞胀状态; (2)由于经济体中存在一部分居民, 他们的消费支出与工资性收入息息相关, 当失业风险加大时, 他们的预防性储蓄动机会加大, 进而会导致整个经济体的总需求不足, 经济由滞胀转向通缩; (3)货币政策能够有效的缓解不确定性对经济的负面影响, 财政政策能够更加精准的帮助不同类型的居民快速复苏。

依据本文的研究结论, 本文提出如下政策建议: 第一, 政府部门在应对新冠疫情等直接冲击时也需要考虑到疫情所引发的不确定性冲击, 要坚持积极、稳健的货币政策, 加大央行沟通, 稳定市场主体信心, 进而减少疫情等所带来的不确定性冲击对宏观经济的影响; 第二,

在不确定性冲击下，因企业预防性定价所引起的短期滞胀现象，货币政策应及时通过降准降息来减缓企业成本、稳定企业收益，进而减缓企业预防性定价的动机，从而稳定通胀；第三，在应对不确定性冲击时，财政政策也应有所作为，尤其是可以通过定向发放消费券的方式来缓解中低收入群体的预算约束，刺激消费需求，缓解不确定冲击下的消费两极分化；第四，政府部门还需进一步加强劳动力市场建设、完善就业服务体系、建立合理的失业保险制度，进而缩短居民找工作的时间，减少未来收入的不确定性对居民消费的影响。

【参考文献】

- [1] 黄志刚, 许伟. 住房市场波动与宏观经济政策的有效性[J]. 经济研究, 2017, (5): 103-116.
- [2] 刘海波, 邵飞飞, 钟学超. 我国结构性减税政策及其收入分配效应——基于异质性家庭 NK-DSGE 的模拟分析[J]. 财政研究, 2019, (3): 30-46.
- [3] 马文涛. 货币政策的数量型工具与价格型工具的调控绩效比较——来自动态随机一般均衡模型的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2011, (10): 92-110+133.
- [4] 汪勇, 马新彬, 周俊仰. 货币政策与异质性企业杠杆率——基于纵向产业结构的视角[J]. 金融研究, 2018, (5): 47-64.
- [5] 王博, 李力, 郝大鹏. 货币政策不确定性、违约风险与宏观经济波动[J]. 经济研究, 2019, (3): 119-134.
- [6] 许志伟, 王文甫. 经济政策不确定性对宏观经济的影响——基于实证与理论的动态分析[J]. 经济学(季刊), 2019, (1): 23-50.
- [7] 朱军, 蔡恬恬. 中国财政、货币政策的不确定性与通货膨胀预期——基于中国财政-货币政策不确定性指数的实证分析[J]. 财政研究, 2018, (1): 53-64.
- [8] Altig D, Baker S, Barrero J M, Bloom N, Bunn P, Chen S, Davis S J, Leather J, Meyer B, Mihaylov E. Economic Uncertainty before and During the Covid-19 Pandemic[J]. Journal of Public Economics, 2020, 191(9): 104274.
- [9] Baker S R, Bloom N, Davis S J, Terry S J. Covid-Induced Economic Uncertainty[J]. NBER Working Paper, 2020, No. 26983.
- [10] Basu S, Bundick B. Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand[J]. Econometrica, 2017, 85(3): 937-958.
- [11] Born B, Pfeifer J. Risk Matters: The Real Effects of Volatility Shocks: Comment[J]. American Economic Review, 2014b, 104(12): 4231-4239.
- [12] Born B, Pfeifer J. Uncertainty-driven business cycles: Assessing the markup channel[J]. Quantitative Economics, 2021, 12(2): 587-623.
- [13] Calvo G A. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework[J]. Journal of Monetary Economics, 1983, 12(3): 383-398.
- [14] Carriero A, Clark T E, Marcellino M. Measuring Uncertainty and Its Impact on the Economy[J]. Review of Economics and Statistics, 2018, 100(5): 799-815.
- [15] Challe E, Matheron J, Ragot X, Rubio-Ramirez J F. Precautionary Saving and Aggregate Demand[J]. Quantitative Economics, 2017, 8(2): 435-478.
- [16] Elekdag S, Tchakarov I. Balance Sheets, Exchange Rate Policy, and Welfare[J]. Journal of economic dynamics and control, 2007, 31(12): 3986-4015.
- [17] Fernald J G, Spiegel M M, Swanson E T. Monetary Policy Effectiveness in China: Evidence from a Favar Model[J]. Journal of International Money and Finance, 2014, 49(12): 83-103.
- [18] Gertler M, Trigari A. Unemployment Fluctuations with Staggered Nash Wage Bargaining[J]. Journal of political Economy, 2009, 117(1): 38-86.
- [19] Jurado K, Ludvigson S C, Ng S. Measuring Uncertainty[J]. American Economic Review, 2015, 105(3): 1177-1216.
- [20] Katayama M, Kim K H. Uncertainty Shocks and the Relative Price of Investment Goods[J]. Review of Economic Dynamics, 2018, 30(10): 163-178.
- [21] Leduc S, Liu Z. Uncertainty Shocks Are Aggregate Demand Shocks[J]. Journal of Monetary Economics, 2016, 82(9): 20-35.
- [22] Mumtaz H, Theodoridis K. The International Transmission of Volatility Shocks: An Empirical Analysis[J].

Journal of the European Economic Association, 2015,13(3):512-533.

[23] Nakajima J. Time-Varying Parameter Var Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications[J]. Monetary and Economic Studies, 2011,29(11):107-142.

[24] Oh J. Rogantini Picco A. Macro Uncertainty and Unemployment Risk[J]. Working Paper, Sveriges Riksbank (Central Bank of Sweden), 2020.

[25] Petrongolo B, Pissarides C A. Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function[J]. Journal of Economic literature, 2001,39(2):390-431.

[26] Ravn M O, Sterk V. Job Uncertainty and Deep Recessions[J]. Journal of Monetary Economics, 2017, 90(7):125-141.

人民币汇率变动影响企业跨国并购的微观机理及经 验证据

司登奎¹ 刘云² 刘喜华³

【摘要】本文以 2009—2019 年中国 A 股上市公司数据为研究样本, 实证探析了人民币汇率变动影响企业跨国并购的潜在特征, 并重点分析了其中的内在机理。研究发现, 人民币汇率升值有助于促进我国企业从事跨国并购行为, 且人民币实际有效汇率每升值 1 单位标准差, 企业跨国并购规模平均增加 0.105 单位标准差, 研究结论对于替换核心指标、改变参数估计方法和弱化内生性问题后保持稳健。人民币汇率升值促进企业跨国并购的效应在非连续并购、高行业竞争度企业中尤为明显。特别地, 人民币实际有效汇率升值可以通过促进国际资本流入、提高市场竞争程度助推企业跨国并购。基于此, 完善人民币汇率形成机制、谨慎推进人民币国际化并维持人民币汇率水平的基本稳定对于助力国内国际“双循环”格局的演化具有重要的理论启示和现实意义。

【关键词】汇率; 跨国并购; 国际资本流动; 市场竞争

引言

改革开放以来, 经济的快速发展推动了对外直接投资 (OFDI) 规模的不断扩大, 跨国企业通过国际投融资实现了全球范围内的资源配置。2020 年 5 月, 中央政治局常委会会议提出“构建国内国际双循环相互促进的新发展格局”, 鼓励中国企业走出去, 培养和提高利用国际国内两个市场、两种资源的能力。同时, 我国对外直接投资也取得了长足发展, 其中, 跨国并购旨在帮助企业快速打开海外市场、获取生产资源, 已成为对外直接投资的重要方式。据商务部、国家统计局和国家外汇管理局数据显示, 2019 年中国企业实施的跨国并购实际交易总额为 342.8 亿美元, 约占对外直接投资的 25%。特别地, 企业实施跨国并购的投资策略, 不仅有助于获取海外战略性资产并提高其投资效率, 还有助于推动产业结构转型升级、优化全球产业链并提升其国际竞争力, 因而具有极为重要的现实意义。

伴随着中国对外开放程度的不断提高, 企业跨国并购行为受人民币汇率变动的影响愈加明显。同时, 在人民币汇率形成机制渐进完善的过程中, 人民币汇率波动方向和幅度更具弹

¹ 司登奎, 青岛大学经济学院教授, 博士生导师, 山东省青年泰山学者。

² 刘云, 青岛大学经济学院硕士研究生。

³ 刘喜华, 青岛大学经济学院教授, 博士生导师。

性，即人民币汇率双向波动特征日趋明显。为不断完善人民币汇率形成机制，我国对人民币汇率制度进行了多轮改革。其中，2005 年我国开始实施以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。进一步地，2015 年 8 月 11 日，中国还进行了旨在增强人民币汇率中间价市场化程度和基准性的改革，这一改革初步实现了提高中间价市场化程度和基准地位的改革目标（江春等，2018）。与此同时，伴随着资本市场与外汇市场之间的联系愈发紧密，特别是在中国企业进行跨国并购、拓展海外市场的规模不断扩大的情景下，人民币作为投资货币的需求也随之增加。因此，人民币汇率的剧烈波动会对国际资本流动产生重要冲击，由此会对企业跨国并购行为产生影响。

图 1（a）显示了人民币实际有效汇率与企业跨国并购规模水平的动态演化，容易发现，2012—2014 年跨国并购规模呈下降趋势，其余年份与人民币实际有效汇率基本呈相同变化趋势。以 2015 年为时间分割点，在此之前人民币实际有效汇率呈明显升值态势，2015 年人民币实际有效汇率达到极大值 129.485，继而开始呈现大幅贬值迹象，一个主要的原因体现于 2015 年 8 月 11 日我国实施了人民币汇率中间报价机制改革（即“811 汇改”）。同时，从跨国并购的动态演化趋势还可以发现，其在 2016 年达到极大值（为 2.59 亿元）。

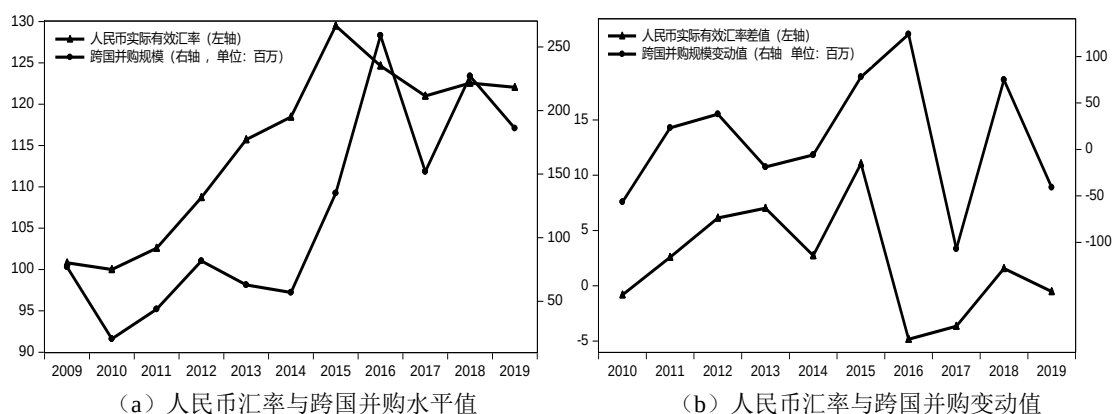


图 1 人民币实际有效汇率与跨国并购规模及其变动趋势图

图 1（b）显示了人民币实际有效汇率变动值与跨国并购规模变动的演化趋势，不难发现，跨国并购规模变动与人民币实际有效汇率变动呈现极为相似的动态变化特征。需要指出的是，自 2015 年“811 汇改”后，人民币实际有效汇率出现较大幅度的贬值态势，且一直延续至 2017 年波动幅度才逐渐减小，虽然 2018 年又呈现增大态势，但其幅度仍小于“811 汇改”前的波动幅度，这也进一步体现了人民币汇率在“811 汇改”后处于基本稳定状态。同时，跨国并购规模呈现较大幅度的波动特征，且在 2016 年波动幅度达到最大值，尽管 2017 年有下降态势，但 2018 年波动幅度相对增加。由此可见，人民币汇率与企业跨国并购规模的动态演化特征基本相似，隐含着人民币汇率与企业跨国并购之间具有明显的联动性。

一、文献综述

关于跨国并购的研究，现有研究主要从制度环境、金融发展水平、政策不确定性等宏观

因素探讨跨国并购的成因。冀相豹(2014)认为,完善的制度体系有助于降低市场环境的信息不对称性并促进企业跨国并购。与此同时,金融发展在企业跨国并购中发挥着重要作用。特别地,东道国金融发展水平越高,其越有利于跨国企业进行海外融资,对于跨国并购具有重要的促进作用(Kandilov & Petkova, 2017)。张建红和周朝(2010)发现,降低企业在并购过程中面临的不确定性有助于提高并购成功率。部分研究发现文化距离、制度距离是影响并购的因素(Ahern et al., 2015; 孙淑伟等, 2018)。

还有学者发现并购经验、管理层特征、人力资本是影响企业跨国并购的重要因素(Malmendier et al., 2018)。然而,关于并购经验对跨国并购的影响,现有研究结论尚未达成一致:一种观点认为,具有并购经验的企业能够有效了解东道国的法律制度及投资环境,有助于提高并购成功的可能性(Collins et al., 2009);另一种观点则认为由于发展中国家的企业进行跨国并购时间较短,无法在实际交易中合理运用跨国并购经验,因此并购经验对企业跨国并购行为产生的实质性促进作用并不明显(Baker et al., 2012)。

伴随着全球经济一体化的逐步推进,汇率变动对企业跨国投资的影响逐渐受到学术界关注。一些学者基于财富效应与相对成本假说研究发现,汇率升值意味着以东道国货币计价的投资国企业财富相对增加,此时将有利于外商直接投资流入国内市场(Li & Rengifo, 2018)。还有一些学者从资本流向视角来分析汇率变动对跨国投资的影响,当人民币汇率升值时,将促进中国对外直接投资流向制度落后、但资源禀赋优越的国家(Li & Rengifo, 2018)。此外,学术界还考察了汇率变动对企业跨国并购的影响,但研究观点不尽一致,一种观点认为,根据实物期权理论,汇率波动增加倾向于提高国际投资风险,此时企业将减少当期跨国投资(Di Giovanni, 2005);另一种观点则认为,当汇率波动程度较大时,企业将跨国并购作为一种风险对冲,通过实现多国经营以降低汇率波动带来的风险(Hutson & Laing 2014)。

与现有研究所不同,本文从汇率变动视角为企业跨国并购提供一种可行性诠释,并重点围绕如下关键且具有重要现实意义的问题展开论证:人民币汇率变动是否会影响我国企业跨国并购行为?如果会影响,其中的影响机制究竟是什么?人民币汇率变动对企业跨国并购的影响在不同类型企业以及不同行业中是否存在显著异质性?中国政府应当如何进一步完善人民币汇率形成机制以提高企业跨国并购绩效?对于上述问题的厘清,不仅有助于决策部门进一步完善人民币汇率形成机制提供启示,还能为企业采取最佳投资决策以规避汇率风险提供参考,因而具有非常重要的现实价值。

本文的边际贡献及主要工作体现在:第一,与已有研究中的成本渠道及相对财富渠道不同,本文创新地探索了国际资本流动和市场竞争是人民币汇率变动影响企业跨国并购的潜在作用机制,且发现市场竞争效应占据主导,本文的研究能够丰富人民币汇率变动影响企业跨国并购的传导渠道。第二,本文以 2015 年“811 汇改”为外生冲击,依据内外资企业融资差异构造准自然实验,通过采用双重差分模型进一步识别了人民币汇率变动对企业跨国并购的潜在影响,研究结果能够较为真实地印证人民币汇率变动对企业跨国并购的影响,特别是

能从稳定人民币汇率视角为促进企业跨国并购提供可靠的经验证据。

二、理论分析与研究假说

汇率不仅是连接国内外经济的重要因素，还是维护国际资本有序流动的核心力量。特别地，汇率变动会首先影响贸易和经常账户变动，由此会对国际资本流动产生重要影响，而且 Dornbusch & Fischer（1980）基于流量导向模型解释了汇率变动会通过资产价格的相对变动引发国际资本的流动。类似地，Krugman（1986）依据“依市定价（price to market）”理论研究发现，汇率变动会影响贸易和资产价格的相对变化，此时二者所呈现的叠加效应会进一步对国际资本流动产生重要影响。此外，还需指出的是，国际资本流动还会通过投资组合（Tsai，2012）、货币流动性（Walid et al., 2011）等关键渠道对汇率产生显著的反馈效应。

从中国的发展现实看，由于资本账户尚未实现完全开放，现存的资本管制使得个体投资者无法在外汇市场上直接进行投资，取而代之的是国际资本主要通过银行间市场进行交易（韩乾等，2017）。特别地，当国际资本流入至国内市场时，金融机构的可贷资金相对增加，企业的融资约束相对缓解，有利于促进企业投资。需要指出的是，国际资本流入还会引发资产价格的上涨，一方面，抵押品价值增加会使得企业信贷可得性提高，特别地，融资约束的相对缓解能够为企业从事跨国并购行为提供必要的条件支撑。另一方面，资产价格的上涨有利于提升企业的财务实力，资产负债表的相对改善也能在一定程度上促进企业跨国并购。据此，本文提出如下研究假说：

假说 1：人民币汇率升值有助于引发国际资本流入促进企业跨国并购。

汇率变动还会通过改变产品价格的相对变化而对市场竞争程度产生重要影响。特别地，人民币汇率升值会使得出口产品在国际市场中的相对价格提高，由此会降低出口企业价格优势并抑制出口规模（许家云等，2015），但出口规模的降低会加剧国内市场竞争。伴随着市场竞争程度的不断增加，企业市场份额及产品的边际利润下降。为应对汇率升值冲击，企业倾向于实施跨国并购的行为以提高其市场份额。一方面，跨国并购有利于企业提高其国际竞争力；另一方面，相较于绿地投资需要较长的建设周期而言，跨国并购可以帮助企业更快获得经营资源及管理经验，进入东道国市场。还有一点需要指出的是，当人民币汇率升值时，市场竞争程度的增加所引起的“净化效应（clearing effect）”还会导致经营绩效较低的企业退出市场，通过优化资源配置并促进规模较大企业的生产率水平增加，对于企业实施跨国并购行为具有重要的促进作用。基于此，本文提出如下研究假说：

假说 2：人民币汇率升值有助于加剧市场竞争促进企业进行跨国并购。

三、研究设计

（一）模型设定

为探析人民币汇率变动对企业跨国并购行为的潜在影响, 本文构建如下计量模型:

$$\ln MA_{it} = \beta_0 + \beta_1 RER_t + \beta_2 Controls + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别代表企业个体与年份, $\ln MA_{it}$ 为被解释变量, 用来刻画上市公司 i 在 t 年的跨国并购规模; RER_t 为核心解释变量, 表示中国在 t 时期的人民币实际有效汇率。 $Controls$ 为控制变量。 γ_i 为个体固定效应。 β_1 是本文关注的重点, 根据前文分析, 本文预期其符号显著为正, 即人民币汇率升值有助于促进企业跨国并购, ε_{it} 为随机误差。

(二) 变量选取

对于跨国并购的刻画, 本文使用 2009-2019 年中国企业跨国并购的相关数据, 选取企业并购交易金额作为跨国并购规模的衡量指标, 数据主要来源于 Wind 数据库以及国泰安 (CSMAR) 数据库。此外, 本文对并购数据进行以下筛选与处理: 第一, 删除两个数据库中相同的跨国并购事件; 第二, 合并两数据库中同一企业、同一年份不同的跨国并购事件; 第三, 剔除 ST 公司及 *ST 公司; 第四, 若企业并购重组事件的进度为签署转让协议、股东大会通过、达成转让意向及证监会受理则剔除, 仅保留最终完成的跨国并购数据; 第五, 仅保留并购方为中国企业, 被收购方为其他国家 (地区) 的并购事件; 第六, 剔除变量缺失的观测值。为避免异方差对实证结果的影响, 本文对其进行对数化处理。

伴随着全球经济一体化的逐步推进, 人民币汇率与世界各国货币之间的联系愈发紧密, 因此, 本文采用间接标价法的人民币实际有效汇率 (RER) 作为人民币汇率的代理变量。其中, RER 上升表示人民币实际有效汇率升值, 反之则为贬值。

借鉴韩立岩和陈庆勇 (2007)、吴超鹏等 (2008)、Erel et al. (2012)、毛日昇等 (2017) 的研究, 本文所涉及的控制变量及其度量方式阐述如下: 第一, 资产负债率 (Lev), 用企业债务总额占总资产的比重衡量; 第二, 平均个股回报率 (EPS), 用企业税后利润与股本总数的比率表示; 第三, 资产收益率 (ROA), 用净利润与总资产余额之比衡量; 第四, 企业规模 ($Size$), 用企业总资产的对数值衡量; 第五, 企业性质 ($Owner$), 若为国有企业则为 1, 否则为 0; 第六, 股权集中度 ($Shrcr3$), 采用公司前三位大股东持股比例表示; 第七, 跨国并购经验 ($Maeid$), 若企业在自然年之前具有成功跨国并购的经历, 则认为企业具有跨国并购经验, 此时取值为 1, 否则为 0; 第八, 对外贸易 (Tfi), 采用企业所在行业的进出口价值刻画; 第九, 支付方式 ($Payid$), 若企业进行并购时使用现金支付则取值为 1, 否则为 0¹; 第十, 地区生产总值 ($PGDP$), 选取企业所在地区 GDP 作为生产总值的代理变量。

(三) 数据说明

本文所使用的数据主要来自沪深 A 股上市公司的并购及特征数据, 其中跨国并购数据主要来源于国泰安 (CSMAR) 数据库以及 Wind 数据库。人民币实际汇率数据来源于国际清算银行 (BIS), 其余数据均来源于国泰安 (CSMAR) 数据库。为了避免异常值对实证结果的干扰, 本文对所有的连续变量在 1% 和 99% 分位数上实施缩尾处理²。

¹ 考虑到企业并购的支付方式包括“现金支付”“换股支付”“杠杆收购”和“资产置换”等多种, 而不同支付方式对汇率变动的响应存在差异, 且现金支付方式对汇率变动的响应相对敏感。因此, 本文借鉴韩立岩和陈庆勇 (2007)、吴超鹏等 (2008) 的研究, 将支付方式作为汇率变动影响企业跨国并购决策的控制变量。

² 文章篇幅有限, 主要变量的描述性统计结果未予以列示, 感兴趣的读者可向作者索取。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表 1 为人民币汇率变动对企业跨国并购的基准回归结果。从第 (1) 列可以看出, 在不加入任何控制变量时, 汇率变动对企业跨国并购的影响系数显著为正 (0.067), 表明人民币升值能够显著促进企业跨国并购。第 (2) — 第 (6) 列为逐步加入控制变量的参数估计结果。特别地, 在逐步纳入控制变量后, 核心解释变量人民币汇率对跨国并购的影响系数依然显著为正, 进一步体现了人民币升值对企业跨国并购具有重要的影响作用。从表 1 第 (6) 列可知, 人民币实际有效汇率变动对企业跨国并购的影响依然显著为正 (0.053), 表明人民币升值能够显著促进企业跨国并购, 从经济意义上而言, 人民币汇率每增加 1 单位标准差, 企业跨国并购平均增加 0.105 单位标准差 (0.053*8.242/4.169)。

表 1 人民币实际有效汇率变动影响中国企业跨国并购的基准回归结果

变量	(1) <i>lnMA</i>	(2) <i>lnMA</i>	(3) <i>lnMA</i>	(4) <i>lnMA</i>	(5) <i>lnMA</i>	(6) <i>lnMA</i>
<i>RER</i>	0.067*** (0.016)	0.071*** (0.017)	0.053*** (0.019)	0.056*** (0.018)	0.065*** (0.019)	0.053** (0.024)
<i>Lev</i>		-0.055 (1.373)	-1.182 (1.524)	-1.511 (1.519)	-1.648 (1.515)	-1.241 (1.633)
<i>EPS</i>		0.929*** (0.358)	0.315 (0.504)	0.386 (0.504)	0.257 (0.504)	0.170 (0.520)
<i>ROA</i>			7.282 (5.263)	6.226 (5.253)	5.678 (5.239)	6.520 (5.495)
<i>Size</i>			0.773*** (0.298)	0.756** (0.298)	0.915*** (0.305)	0.680* (0.410)
<i>Owner</i>				0.872 (2.799)	1.585 (2.808)	1.721 (2.853)
<i>Maeid</i>				0.968*** (0.315)	0.960*** (0.315)	0.900*** (0.329)
<i>Shrcr3</i>					0.052** (0.021)	0.059*** (0.022)
<i>Tfi</i>					-0.097 (0.361)	0.072 (0.385)
<i>Payid</i>						-1.804*** (0.645)
<i>PGDP</i>						0.663 (1.080)
截距项	9.996*** (1.946)	9.095*** (1.987)	-5.774 (5.874)	-6.046 (6.025)	-13.607** (6.740)	-12.834 (8.265)
个体效应	是	是	是	是	是	是
调整 R^2	0.030	0.041	0.055	0.071	0.082	0.091

观测值	1539	1539	1539	1539	1539	1465
-----	------	------	------	------	------	------

注: () 内为标准误, *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著。下同。

(二) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

为进一步印证研究结果的稳健性, 本文采用企业并购支付金额与总资产之比 (相对并购规模 *RMA*) 作为企业并购的另一代理变量, 结果见表 2 第 (1) — 第 (2) 列所示。与此同时, 本文还将企业当年是否发生并购 (*Mer*) 作为企业跨国并购的又一代理变量, 结果见表 2 第 (3) — 第 (4) 列所示。具体而言, 从表 2 第 (1) — 第 (2) 列的回归结果可以发现, 无论是否加入控制变量, 人民币汇率对企业跨国并购的影响系数均显著为正, 表明人民币汇率升值能够显著促进企业跨国并购的结论具有较强的稳健性。

表 2 替换跨国并购度量方式

变量	(1) <i>RMA</i>	(2) <i>RMA</i>	(3) <i>Mer</i>	(4) <i>Mer</i>
<i>RER</i>	0.612*** (0.147)	0.589*** (0.182)	0.068*** (0.007)	0.062*** (0.008)
截距项	-61.465*** (16.548)	165.425*** (36.284)	-8.781*** (0.829)	-23.005*** (2.055)
控制变量	否	是	否	是
个体效应	是	是	是	是
调整 R^2	0.010	0.104	0.044	0.119
观测值	1539	1465	1539	1465

2. 改变参数估计方法

借鉴司登奎等 (2021) 的研究, 本文进一步采用极大似然估计 (*MLE*) 与广义最小二乘法 (*GLS*) 对参数进行再估计, 结果分别如表 3 第 (1) — 第 (2) 列所示。不难发现, 在变换参数估计方法后, 人民币汇率对企业跨国并购的影响系数依然显著为正, 再次表明本文研究结论具有一定的稳健性。

表 3 改变计量方法

变量	(1) <i>MLE</i>	(2) <i>GLS</i>
<i>RER</i>	0.039*** (0.013)	0.036*** (0.014)
截距项	0.066 (2.995)	-2.504 (3.722)
控制变量	是	是
个体效应	是	是
观测值	1465	1465

(三) 基于准自然实验的进一步估计

为验证上述结论的有效性，本文进一步选取2015年“811汇改”作为人民币实际有效汇率变动的外生冲击，并以此识别该事件对企业跨国并购的影响。需要特别指出的是，在本文的样本企业中，由于内资企业与外资企业的融资来源存在较大差异，且其对于汇率变动的响应弹性不同，基于此，本文根据企业是否为外资企业划分实验组和对照组，构建的双重差分模型如式（2）所示：

$$\ln MA_{it} = \varphi_i (Enter \times Treated) + \mu_i + Controls + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $\ln MA_{it}$ 为企业跨国并购规模， $Controls$ 为控制变量，且与前文一致。 $Enter$ 为时间虚拟变量，其中，在2015年前， $Enter = 0$ ；2015年及以后， $Enter = 1$ 。 $Treated$ 为根据企业性质设置的虚拟变量，外资企业为实验组 ($Treated = 1$)，内资企业为控制组 ($Treated = 0$)。

为检验实验组与控制组在事件年前有无显著差异，本文构建如下所示的动态DID模型：

$$\ln MA_{it} = \varphi_{1i} (before \times treated) + \varphi_{2i} (after \times treated) + \mu_i + Controls + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $before$ 是事件年前虚拟变量。 $after$ 是事件年后虚拟变量。需要提及的是，由于外资企业而非外资企业在创新研发能力以及治理特征方面存在显著差异，这也有可能会导致企业的并购决策存在系统性差异。为避免样本自选择而对结果产生影响，本文进一步采用倾向得分匹配法 (PSM) 进行回归分析，特别地，利用企业所有权性质对企业其他相关控制变量，包括资产负债率、平均个股回报率、资产收益率、企业规模、企业性质、股权集中度、对外贸易进行Probit模型回归，根据所得的预测概率对处理组进行临近匹配后，进一步采用PSM-DID方法进行参数估计。

表4为基于双重差分模型的回归结果，可以看出， did 的回归系数均显著为正。这表明，人民币汇率升值能够显著促进企业跨国并购，这与前文结论相一致。此外，根据第（2）列与第（4）列的平行趋势检验结果可知， $treated_before$ 的回归系数并不显著，而 $treated_after$ 的系数显著为正。这表明，在“811汇改”之前，人民币汇率变动并未显著影响企业跨国并购，而在汇率制度改革之后，人民币汇率升值则显著促进企业跨国并购，证明了DID回归结果满足平行性趋势假设。此外，为进一步弱化因样本自选择而引起的统计结果偏误，本文基于Bootstrap方法对样本随机抽样1000次，参数估计结果见第（5）—第（6）列所示，研究结果再次证明了人民币汇率升值能够显著促进企业跨国并购。

表 4 基于双重差分法的回归结果

变量	(1) DID	(2) DID 平行趋势	(3) PSM-DID	(4) PSM-DID 平行趋势	(5) Bootstrap DID	(6) Bootstrap DID 平行 趋势
<i>did</i>	1.579** (0.767)		1.470* (0.764)		0.820* (0.465)	
<i>post</i>	-1.040** (0.456)		-0.973** (0.460)		-0.066 (0.236)	
<i>treat</i>	-2.145 (1.357)		-2.182 (1.348)		-0.147 (0.398)	
<i>treated_before</i>		-0.114 (0.393)		-0.102 (0.395)		-0.114 (0.377)
<i>treated_after</i>		0.647** (0.286)		0.656** (0.287)		0.647** (0.286)
截距项	-31.588*** (10.255)	4.026 (2.760)	-30.443*** (10.415)	3.994 (2.770)	3.815 (2.797)	4.026 (2.594)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是
调整R ²	0.096	0.126	0.095	0.124	0.126	0.126
观测值	1465	1465	1446	1446	1465	1465

(四) 有效性检验

为验证本文所选择的2015年“811汇改”事件具有一定的有效性, 本文首先对实施“811汇改”前的样本进行回归。若结果显著, 则表明人民币汇率变动对企业跨国并购行为的影响受到其他因素的冲击。从表5第(1)列可以发现, *RER*系数并不显著, 进一步证实了人民币汇率变动对企业跨国并购的影响在实施“811汇改”之前没有产生实际影响。

同时, 本文还应考虑到这样一种可能性, 即有并购计划的企业预期到人民币汇率制度将要进行改革时, 会适当调整并购计划以保证企业的有效投资。因此, 这可能导致政策未实施时, 企业并购行为已受预期效应的影响, 此时, 实验组与控制组可能不具有事前可比性。为排除这一影响, 本文对政策实施前两年(即2013、2014年)设置虚拟变量, 进行预期效应检验。结果如表5第(2)列所示, 人民币实际有效汇率与政策实施前2年的交互项系数并不显著, 而在2015年实施“811汇改”后, 人民币汇率变动(*RER_did*)对企业跨国并购的影响显著为正, 进一步表明本文所进行的准自然实验具有有效性。

表 5 DID 有效性检验

变量	(1) <i>lnvalue</i>	(2) <i>lnvalue</i>
<i>RER</i>	-0.120 (0.092)	
<i>RER_did</i>		0.005* (0.003)
<i>RER_YR2013</i>		0.003 (0.003)
<i>RER_YR2014</i>		0.002 (0.003)
截距项	-38.156 (40.240)	3.640 (2.802)
控制变量	是	是
个体效应	是	是
调整 R^2	0.144	0.126
观测值	512	1465

五、拓展性分析

1. 并购形式

相较于国内并购，跨国并购面临的交易成本和市场摩擦更大，且由于制度、文化存在差异，不确定性也随之增加（李小林等，2021）。企业出于全局层面的战略性考量，将根据国际环境变化及企业发展制定一系列并购计划。因此，企业进行跨国并购的过程中，往往存在“单次并购”与“连续并购”并存的现象，且出于战略化经营目的，企业往往会实施“连续并购”策略。一方面，当企业进行多次跨国并购时，先前并购事件通常被认为是“并购经验”，为后续并购以及并购后的经营提供借鉴和经验。但由于跨国并购对企业的资金要求较为严格，因此企业进行“连续并购”时往往面临较大的资金压力。另一方面，首次并购成功后的企业并购绩效往往较高，随着并购次数的增加，并购绩效并非随之增加，甚至可能呈现下降趋势（韩立岩和陈庆勇，2007；吴超鹏等，2008）。换言之，人民币汇率升值对企业跨国并购的影响主要体现在“单次并购”，而非“连续并购”。

为进一步验证人民币汇率变动与企业并购的关系是否受并购形式的影响，本文借鉴 Aktas et al.（2013）的研究，若企业两次并购的时间间隔在一年之内，则将其认定为连续并购。表 6 汇报了基于“连续并购”和“单次并购”的异质性分析结果，可以发现，无论是否加入控制变量，人民币实际有效汇率升值对企业跨国并购的影响在“非连续并购”中显著，而在“连续并购”样本中并不显著。这一结果符合前文理论推断，也进一步印证了人民币汇率升值会促进企业跨国并购。

表 6 基于并购形式的异质性分析

变量	非连续并购		连续并购	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnMA</i>	<i>lnMA</i>	<i>lnMA</i>	<i>lnMA</i>
<i>RER</i>	0.090*** (0.017)	0.082*** (0.028)	-0.036 (0.068)	0.003 (0.087)
截距项	7.187*** (2.035)	-11.560 (9.201)	22.800*** (8.238)	23.599 (31.940)
控制变量	否	是	否	是
个体效应	是	是	是	是
调整R ²	0.081	0.142	0.004	0.133
观测值	1302	1239	237	226

2. 行业竞争

企业进行跨国并购不仅与自身经营状况有关, 还会受到行业竞争程度的影响。当人民币汇率升值时, 国内企业出口优势减弱, 出口规模降低, 由此会加剧国内市场竞争。在这一情景下, 企业倾向于采取跨国并购来缓解汇率冲击。此外, 在竞争程度较高的行业中, 经营绩效较好的企业往往生产效率和创新能力较高, 更倾向于从事跨国并购行为。换言之, 人民币汇率变动对企业跨国并购的影响在行业竞争更为激烈的样本中更为明显。

为验证上述推断, 本文依据行业竞争度年度均值将企业划分为高行业竞争度与低行业竞争度企业, 结果见表 7 所示。可以发现, 无论是否加入控制变量, 在高行业竞争度企业中, 人民币实际有效汇率的系数显著为正 (0.042、0.032), 而在低行业竞争度企业中, 人民币汇率变动对企业跨国并购的影响系数并不显著, 表明人民币汇率升值可以显著促进高行业竞争度企业的跨国并购, 而对低行业竞争度企业跨国并购的影响不明显。

表 7 基于行业竞争的异质性分析

变量	低行业竞争度		高行业竞争度	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnMA</i>	<i>lnMA</i>	<i>lnMA</i>	<i>lnMA</i>
<i>RER</i>	0.066 (0.053)	0.066 (0.043)	0.042*** (0.014)	0.032** (0.016)
截距项	10.490 (6.780)	-39.385** (19.595)	12.891*** (1.681)	5.974* (3.484)
控制变量	否	是	否	是
个体效应	是	是	是	是
调整R ²	0.018	0.155	0.007	0.107
观测值	473	445	1066	1020

六、机制检验

由前文分析可知, 人民币汇率升值能够显著促进企业跨国并购, 然而, 人民币汇率变动

影响企业跨国并购的机制是什么？结合前文理论分析可知，国际资本流动及市场竞争是人民币汇率影响跨国并购的重要机制。为验证上述机制，本文首先借鉴韩乾等（2017）的研究，采用央行外汇占款变动值与贸易顺差及实际利用外商直接投资之差作为国际资本流动的代理变量。需要提及的是，考虑到国际资本流动会通过影响企业融资约束而对跨国并购产生影响，本文还构造国际资本流动与企业层面融资约束的交互项刻画企业层面上的国际资本流动冲击，并以此分析国际资本流动在人民币汇率变动影响企业跨国并购中所发挥的作用。对于市场竞争渠道而言，参考何玉润等（2015）的研究，采用（折旧+息税前利润）/主营业务收入衡量价格成本边际（*PCM*），并以此刻画企业市场竞争力。其中，*PCM* 数值越小，表示企业面临的市场竞争越大。

表 8 第（1）—第（2）列为人民币汇率变动通过国际资本流动渠道影响企业跨国并购的机制分析结果，可以看出，人民币汇率变动对国际资本流动的回归系数显著为负（-1.231），且国际资本流动对企业跨国并购的影响同样显著为负（-0.274），表明人民币汇率升值可以通过引发国际资本流入促进企业跨国并购。一方面，人民币汇率升值所引起的国际资本流入能够缓解企业的融资约束，为企业进行跨国并购提供资金条件支持。另一方面，国际资本流入可在一定程度上助推资产价格上升，特别是通过资产负债表渠道并放松借贷限制而提高企业获得银行信贷的可能性，由此会促进企业从事跨国并购的行为，研究假说 1 得以验证。

表 8 第（3）—（4）列为人民币汇率变动通过市场竞争渠道对企业跨国并购产生影响的回归结果。不难发现，人民币汇率变动（*RER*）对市场竞争（*PCM*）的回归系数显著为负（-0.050），且市场竞争（*PCM*）与企业跨国并购（*lnMA*）的回归系数亦显著为负（-1.117），隐含了人民币汇率升值可以通过提高市场竞争程度促进企业跨国并购。该结果所隐含的潜在经济学含义可概述为，人民币汇率升值有利于促进国内市场竞争，处于扩大市场份额的目的，企业会通过实施跨国并购策略。同时，市场竞争而存在的“净化效应”还有利于资源配置优化，在提高生产率的基础上助推企业跨国并购。因此，研究假说 2 得证。

表 8 汇率变动影响企业跨国并购的机制分析

变量	国际资本流动		市场竞争	
	(1) <i>Sgcf</i>	(2) <i>lnMA</i>	(3) <i>PCM</i>	(4) <i>lnMA</i>
<i>RER</i>	-1.231*** (0.085)		-0.050** (0.022)	
<i>Sgcf</i>		-0.274** (0.134)		
<i>PCM</i>				-1.117** (0.442)
截距项	268.850*** (29.580)	451.083*** (114.758)	-12.522 (8.849)	73.717 (60.491)
控制变量	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是

调整 R^2	0.551	0.151	0.289	0.351
观测值	1465	1465	1461	1461

七、研究结论与政策建议

企业实施跨国并购的投资策略,不仅有助于获取海外战略性资产、优化资源配置并提高其投资效率,还有助于推动产业结构转型升级,对于提高全球价值链地位及国际竞争力具有重要的现实意义。本文以 2009—2019 年中国 A 股上市公司数据为研究样本,实证研究了人民币汇率变动对企业跨国并购的影响效应,并重点检验了其中的作用机制。结果表明,人民币汇率升值有助于促进企业跨国并购行为,且人民币汇率每升值 1 单位标准差,企业跨国并购规模平均增加 0.105 单位标准差,上述效应在非连续并购、行业竞争较高的企业中尤为明显。特别地,国际资本流动、市场竞争是人民币汇率变动影响企业跨国并购的重要机制。

结合研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,由于人民币汇率能够显著影响企业进行跨国并购决策,因此决策部门应不断完善汇率形成机制,维持人民币汇率在合意均衡水平上的基本稳定,避免汇率过度波动及其对企业投资行为带来的不利冲击,这对于维护经济的平稳发展至关重要。第二,国际资本流动和市场竞争是人民币汇率变动影响企业跨国并购行为的重要作用机制,且人民币汇率升值倾向于引发国际资本流入和加剧行业竞争,因此决策部门可考虑对国际资本的有序流动进行有效监控,通过对资本账户开放条件进行深度评估以避免国际资本的剧烈波动。同时为应对行业竞争所引起的不利冲击时,企业可考虑通过提高投资效率以应对非预期外部冲击,这对于促进实体企业的有序运营与健康发展尤为重要。第三,由于不同属性特征企业的协调发展是促进实体经济高质量发展的关键,因此,决策部门在完善人民币汇率形成机制并推进汇率市场化改革过程中,应充分考虑不同企业的响应弹性差异,特别地,决策部门可通过提高汇率政策的可预期性,降低汇率波动的非预期冲击,为企业进行跨国并购、提高投资效率提供支撑。

【参考文献】

- [1] 韩立岩, 陈庆勇. 并购的频繁程度意味着什么——来自我国上市公司并购绩效的证据[J]. 经济学 (季刊), 2007 (4): 1185-1200
- [2] 韩乾, 袁宇菲, 吴博强. 短期国际资本流动与我国上市企业融资成本[J]. 经济研究, 2017 (6): 77-89
- [3] 何玉润, 林慧婷, 王茂林. 产品市场竞争、高管激励与企业创新——基于中国上市公司的经验证据[J]. 财贸经济, 2015 (2): 125-135
- [4] 冀相豹. 中国对外直接投资影响因素分析——基于制度的视角[J]. 国际贸易问题, 2014 (9): 98-108
- [5] 江春, 司登奎, 李小林. 泰勒规则、股价波动与人民币汇率动态决定[J]. 国际金融研究, 2018 (1): 65-74
- [6] 李小林, 常诗杰, 司登奎. 货币政策、经济不确定性与企业投资效率[J]. 国际金融研究, 2021 (7): 86-96
- [7] 毛日昇, 余林徽, 武岩. 人民币实际汇率变动对资源配置效率影响的研究[J]. 世界经济, 2017 (4): 29-54
- [8] 司登奎, 李小林, 赵仲匡. 非金融企业影子银行化与股价崩盘风险[J]. 中国工业经济, 2021 (6): 174-192
- [9] 孙淑伟, 何贤杰, 王晨. 文化距离与中国企业海外并购价值创造[J]. 财贸经济, 2018 (6): 130-146
- [10] 吴超鹏, 吴世农, 郑方镛. 管理者行为与连续并购绩效的理论与实证研究[J]. 管理世界, 2008 (7): 126-133
- [11] 许家云, 佟家栋, 毛其淋. 人民币汇率、产品质量与企业出口行为——中国制造业企业层面的实证研究[J]. 金融研究, 2015 (3): 1-17
- [12] 张建红, 周朝. 中国企业走出去的制度障碍研究——以海外收购为例[J]. 经济研究, 2010 (6): 80-91
- [13] Ahern K R, Daminelli D, Fracassi C. Lost in translation? The Effect of Cultural Values on Mergers Around the World[J]. Journal of Financial Economics, 2015, 117 (1): 165-189
- [14] Aktas N, Bodt E, Roll R. Learning from Repetitive Acquisitions: Evidence from the Time Between Deals[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 108 (1): 99-117
- [15] Baker H K, Shantanu D, Samir S, Zhu P C. Are Good Performers Bad Acquirers?[J]. Financial Management, 2012, 41 (1): 95-118
- [16] Collins J D, Holcomb T R, Certo S T. Learning by Doing: Cross-border Mergers and Acquisitions[J]. Journal of Business Research, 2009, 62 (12): 1329-1334
- [17] Di Giovanni J. What Drives Capital Flows? The Case of Cross-border M & A Activity and Financial Deepening[J]. Journal of International Economics, 2005, 65 (1): 127-149
- [18] Dornbusch R, Fischer S. Exchange Rates and the Current Account[J]. The American Economic Review, 1980, 70 (5): 960-971
- [19] Erel I, Rose C L, Michael S W. Determinants of Cross—Border Mergers and Acquisitions[J]. Journal of Finance, 2012, 67 (3): 1045-1082
- [20] Hutson E, Laing E. Foreign Exchange Exposure and Multinationality[J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 43 (5): 97-113
- [21] Kandilov I T A, Petkova N. Cross-border Mergers and Acquisitions: The Importance of Local Credit and Source Country Finance[J]. Journal of International Money & Finance, 2017, 21 (70): 288-318
- [22] Krugman P R. Pricing to Market When the Exchange Rate Changes[J]. National Bureau of Economic

Research, 1986, 23 (5): 46-89

[23] Li Y, Rengifo E W. The Impact of Institutions and Exchange Rate Volatility on China's Outward FDI[J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2018, 112 (54): 2778-2798

[24] Malmendier U, Moretti E, Peters F S. Winning by Losing: Evidence on the Long-run Effects of Mergers[J]. The Review of Financial Studies, 2018, 31 (8): 3212-3264

[25] Tsai I C. The Relationship between Stock Price Index and Exchange Rate in Asian Markets: A Quantile Regression Approach[J]. Journal of International Financial Markets, 2012, 22 (3): 609-621

[26] Walid C, Aloui C, Omar M, John Fry. Stock Market Volatility and Exchange Rates in Emerging Countries: A Markov-state Switching Approach[J]. Emerging Markets Review, 2011, 12 (3): 272-292

外部经济政策不确定性与人民币汇率稳定

刘 强¹

陶士贵²

【摘 要】本文采用滚动格兰杰因果检验和 TVP-SV-VAR 模型研究美国经济政策不确定性、美元流动性对人民币汇率稳定的影响。结果表明：外部冲击对人民币汇率稳定的影响存在显著的动态时变特征。在经济不景气的时段，美国经济政策不确定性对汇率稳定产生短期负向影响，美元流动性对人民币汇率稳定的中长期影响更为显著。不断深化的市场汇率在一定程度上可以改变外部冲击对人民币汇率稳定的影响方向。因此，政府部门要关注外部经济政策不确定性的冲击，同时继续完善汇率市场化形成机制，充分发挥市场吸收外部冲击的功能，维持外汇市场的金融稳定。

【关键词】美国经济政策不确定性；美元流动性；人民币汇率稳定；TVP-SV-VAR 模型

一、引 言

汇率稳定是央行货币政策调控的重要目标之一。2019 年 G20 财长和央行行长会议上，中国人民银行行长易纲指出央行将继续深化汇率市场化改革，保持人民币汇率在合理均衡水平的基本稳定。保持币值稳定，并由此为经济增长营造适宜的货币环境，是货币政策的根本目标（易纲，2019）。人民币汇率稳定是宏观经济增长的基石，稳健的汇率走势有利于稳外贸、稳外资、稳就业，有利于金融更好地服务实体经济，推动中国经济高质量发展。人民币汇率稳定也有利于世界经济的稳定。

2008 年次贷危机之后，全球经济政策不确定性开始上升，欧债危机、英国脱欧、中美贸易摩擦以及新冠疫情的全球爆发进一步加剧全球经济政策不确定性。以美国经济政策不确定性为代表的外部冲击对全球金融市场特别是外汇市场产生了较大影响。面对外部冲击，中国政府也采取措施积极应对，次贷危机期间人民币盯住美元，拒绝竞争性贬值的政策，稳定了市场预期，推动了全球经济的复苏。2010 年 6 月央行重启汇率市场化改革，2015 年 8 月完善人民币兑美元汇率中间价报价机制。随着汇率市场化改革的深入，央行逐步退出常态化的外汇市场干预，人民币汇率双向波动趋势明显。在外部经济政策不确定性上升，内部市场化

¹ 刘强，江苏海洋大学商学院讲师。

² 陶士贵，南京师范大学商学院教授。

改革深化的背景下, 本文试图回答以下问题: 以美国经济政策不确定性为代表的外部冲击对人民币汇率稳定产生怎样的影响? 美国经济政策不确定性影响人民币汇率稳定的机制是什么? 汇率市场化改革能否改变外部冲击对人民币汇率稳定的影响?

论文其他部分的安排如下, 第二部分为文献综述, 第三部分是美国经济政策不确定性影响人民币汇率稳定的机制分析, 第四部分为模型设定和变量选取, 第五部分为实证分析, 第六部分为结论与政策建议。

二、文献综述

与本研究紧密相关的文献主要包括三个方面, 首先是货币政策等外部冲击对汇率的影响。Dornbush (1976) 以货币供应量为代理变量, 从动态角度研究货币政策变动对汇率的影响, 并提出了汇率超调理论。之后, 围绕货币政策对汇率波动影响的研究逐渐成为国内外学者关注的研究方向。随着货币政策调控由数量型工具转向价格型工具为主, 学者们开始选取利率作为代理变量, 研究货币政策变化对汇率的冲击。2008 年金融危机之后, 围绕着美国量化宽松政策实施与退出对新兴市场汇率的影响, 学者们展开大量研究, Tillmann (2016) 基于面板 VAR 模型研究发现, 美国量化宽松这种非常规货币政策对新兴市场的跨境资本流动、股票价格和汇率波动有较大的溢出效应。窦菲菲和田素华 (2016) 通过引入虚拟变量研究发现, 美联储量化宽松政策的退出会引发金融市场套利活动增加和短期资本跨境流动, 从而导致人民币汇率的贬值压力上升。欧阳志刚和张圣 (2016) 基于 SVAR 模型研究金融危机后美国货币政策对人民币汇率的溢出作用, 发现美联储基准利率和美元指数对人民币汇率的冲击较显著。在一些发达经济体进入长期零利率甚至负利率的背景下, 以利率作为货币政策变化的代理变量就值得商榷了。Mueller 等 (2017) 以美联储公告作为美国货币政策不确定性的代理变量, 研究了货币政策冲击对汇率收益的影响, 发现超额收益会随着货币政策不确定性的上升而增加。货币政策变动不仅影响汇率收益和波动, 美国货币政策对新兴市场汇率还具有显著的溢出效应。除货币政策外, 其他经济政策变化也会对汇率产生重要影响。

其次是经济政策不确定性指数对汇率的影响。Gulen 和 Ion (2016) 认为经济政策不确定性是指经济主体由于无法准确预知政府未来是否、何时以及如何改变现行经济政策而面临的不确定性。随着 Baker 等 (2016) 经济政策不确定性指数^①的构建, 有些学者以美国经济政策不确定性指数作为外部冲击的代理变量, 研究其对汇率收益或波动的影响。Krol (2014)

^① Baker 等的经济政策不确定性指数构建的论文正式发表于 2016 年, 但经济政策不确定性指数早在 2012 年就公布在经济政策不确定性网站, 并得到了学者们的广泛应用。

基于 VAR 模型发现在经济不景气的时候，对于发达经济体，本国和美国经济政策不确定性都会增加汇率波动，而对于新兴市场国家，只有本国经济政策不确定性才会增加汇率波动。Kido（2016）基于 DCC-GARCH 模型研究发现美国经济政策不确定性与高收益货币的回报负相关，与日元回报正相关。Kido（2018）运用 FAVAR 模型进一步研究发现，随着美国经济政策不确定性的上升，很多货币会贬值，而美元、日元、人民币会升值，体现了它们的避险功能。上述研究大都基于市场比较汇率的视角，也有学者从实际有效汇率出发，如 Al-Yahyaee 等（2020）基于非参数分位数回归研究发现，经济政策不确定性与实际有效汇率负相关，经济政策不确定性对汇率波动的影响较汇率收益更显著。与本国经济政策不确定性相比，美国经济政策不确定性与人民币汇率的相关性更显著。国内方面，朱孟楠和闫帅（2015）基于波动溢出指数研究发现中国经济政策不确定性对人民币汇率收益率的溢出效应大于美国经济政策不确定性，这与 Krol（2014）的研究结论正好相反。向古月等（2020）进一步研究发现美国、欧洲和日本是经济政策不确定性国际间溢出的主要输出方，中国是最大的受害者之一。因此研究美国等外部经济政策不确定性对人民币汇率的冲击和传导路径有助于更好地维持人民币汇率的稳定。

最后是关于人民币汇率稳定的相关研究。有些学者从定性的角度研究了人民币汇率稳定的意义。周颖刚（2017）认为人民币市场化改革和相对稳定有助于提升人民币汇率的国际影响力。张建平（2019）指出人民币汇率稳定是经济增长的基石，稳健的人民币汇率走势不仅可以推动中国经济高质量发展，推进金融业扩大对外开放，提升金融服务实体经济的质量，还有利于提高人民币的国际地位，促进世界经济稳定。也有些学者从定量的角度研究了人民币汇率稳定的影响因素。郭敏和贾君怡（2016）认为境内外人民币汇率价差的扩大会影响人民币汇率稳定，货币当局可以将影响人民币汇率预期和调节利率水平作为政策工具，通过控制境内外人民币汇率价差在合理水平以保障人民币外汇市场稳定。谢建国和贾珊山（2019）基于 2014-2017 年国家相关机构的公开市场表态研究发现，公开市场表态并没有有效稳定人民币汇率，反而使得人民币汇率有进一步贬值的趋势。在全球经济政策不确定性不断上升的背景下，从外部冲击的视角研究人民币汇率稳定的文献还较为鲜见。

回顾上述文献，学者们从美国货币政策变化和经济政策不确定性指数等视角，研究了外部冲击对汇率收益或汇率波动的影响，探讨了经济政策不确定性对人民币汇率的溢出效应，分析了人民币汇率稳定的意义及其国内影响因素，这些文献对本文的研究具有极大的启发和借鉴。但较少有学者将二者结合，从外部冲击的视角研究经济政策不确定性对人民币汇率稳定的影响；从研究方法上看，现有研究方法已较为丰富，有 DCC-GARCH 模型、SVAR 模

型、FAVAR 模型、分位数回归方法以及事件分析法等, 但较少有学者从动态时变参数的角度对此展开研究。在外汇市场上, 美元流动性是一个非常重要的指标, 外部冲击对汇率的影响往往首先改变的是美元流动性, 基于此, 本文引入美元流动性指标, 综合运用滚动格兰杰因果检验和随机波动时变向量自回归模型研究美国经济政策不确定性对人民币汇率稳定的影响, 探讨在中国汇率市场化改革进程中, 美国经济政策不确定性、美元流动性对人民币汇率稳定的影响方向和程度, 以期得到一些有益的结论。

三、美国经济政策不确定性影响汇率稳定的机制分析

Krugman (1999) 提出的“三元悖论”指出, 一个国家不可能同时实现货币政策独立性、汇率稳定和资本自由流动三大目标, 只能同时选择其中的两个。自 2005 年实行有管理的浮动汇率制度以来, 中国的货币政策逐渐进入“三元悖论”时期, 资本账户虽未完全自由兑换, 但开放程度不断深化, 意味着货币当局要想同时控制汇率稳定和独立的货币政策变得越发困难。对一个开放的经济体而言, 汇率稳定不仅要考虑内部目标, 同时还需关注外部冲击的影响。

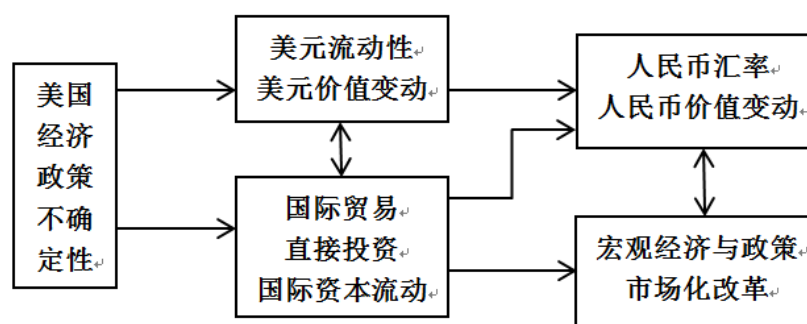


图 1 美国经济政策不确定性影响人民币汇率稳定的机制

美国经济政策不确定性对人民币汇率稳定的影响机制如图 1 所示, 根据凯恩斯的预期理论, 不确定性会对人们的经济行为产生决定性影响作用, 短期影响是价格预期, 长期影响则是资本的流动性偏好。美国经济政策不确定性的上升, 一方面会改变人们对美元价值的预期, 美元价值的变化会影响中美两国间国际贸易和对外直接投资, 从而引发国际资本流动的变化; 另一方面, 不确定性的上升会直接影响两国间贸易与投资, 比如中美贸易摩擦的爆发直接导致两国间贸易的不畅, 贸易、投资与国际资本流动的变化反过来又会影响美元价值和美元流动性的变动。这些外部冲击的共同作用一方面会直接影响人民币兑美元汇率的变动, 另一方面会通过国际贸易、直接投资和国际资本流动的变化影响中国宏观经济, 进而造成人民币价值的变动, 影响人民币汇率稳定。

汇率的变化不仅受外部冲击的影响，还与内部宏观经济发展、货币政策的变化等有关。如果本国宏观经济发展向好，货币政策稳健，在一定程度上可以对冲外部不确定性的负面影响，维持人民币价值和汇率的稳定。另一方面，人民币汇率市场化形成机制改革的不断深化，金融市场功能的不断完善则可以增强汇率弹性，让市场主动吸收外部冲击的影响，维持人民币汇率稳定。因此外部冲击和内部因素的多重影响未必会导致人民币汇率稳定的变动，这有赖于内外两股势力的平衡。

基于上述分析，选取美元流动性指标作为美国经济政策不确定性影响人民币汇率稳定的中介变量，通过滚动格兰杰因果检验和 TVP-SV-VAR 模型，探究在汇率市场化形成机制改革的进程中外外部冲击对人民币汇率稳定的影响。

四、模型设定与变量选取

（一）模型设定

随着时间的变化和样本量的增加，时间序列变量之间的关系会出现结构性突变，这将导致全样本因果检验无效（Balcilar and Ozdemir, 2013）。而滚动窗口估计可以很好捕捉变量的结构性变化。滚动窗口宽度的设定非常关键，窗宽设定过大虽然可以提高结果的准确性，但由于异质性的存在会降低结果的代表性，窗宽设定太小虽然减少异质性，提高参数的代表性，但会降低估计结果的精确性。Pesaran 等（2005）通过蒙特卡洛模拟指出，当存在多个结构变点时，最小滚动窗口为 10~20。综合考虑 VAR 模型的滞后以及本文实际样本情形，设定窗宽为 24 进行滚动格兰杰检验。

考虑现实中政策法规、现实环境、经济结构等多种因素往往随着时间的推移而不断变化，模型的参数也很难固定不变，因此传统的 VAR 模型很难准确描述这种现实状况。Primiceri（2005）提出了带随机波动的时变参数自回归模型（TVP-SV-VAR），该模型系数可以很好地捕捉模型滞后结构时变性和非线性特征，能有效地刻画变量之间的动态作用关系，从而使得实证结果具有更好的说服力。但随机游走的假设会导致极大似然估计过程极为困难，并且容易引起过度参数化问题，为此借鉴 Nakajima 等（2011）采用的马尔科夫链蒙特卡洛（MCMC）方法对模型参数进行贝叶斯估计，从而能够得到较为准确可靠的参数估计结果。

（二）变量选取与数据说明

美国经济政策不确定性指标（EPU）。Baker 等（2016）构造的经济政策不确定性指数具有较好的客观性和外部性，是研究经济政策不确定性的重要工具。美国 EPU 能较好的描述美国经济不确定性冲击和政策变动的趋势，采用 EPU 变化率表示美国经济政策不确定性的

变动¹。

美元流动性指标 (*LIQ*)。采用美元泰德利差作为美元流动性指标,即用三个月伦敦同业拆借美元利率与三个月美国国债收益率之间的差额衡量市场美元资金的流动性状况,利差越大,表示市场美元流动性越紧张。

人民币汇率稳定指标 (*STA*)。参考 Aizenman 等 (2013) 的研究方法,构造人民币汇率稳定指标: $STA = \frac{0.01}{0.01 + stdev(\Delta \log(exchangerate))}$, *stdev* 为标准差, *exchangerate* 为美元/人民币即期汇率,根据汇率日数据计算月度标准差, *STA* 越大,表明人民币汇率越稳定。

2005 年“721 汇改”开启了人民币汇率市场化之路,因此样本期选定为 2005 年 8 月至 2020 年 3 月。所有指标采用月数据,美元流动性指标与人民币汇率稳定指标涉及的相关数据来源于 Wind 数据库。表 1 给出 3 个变量的描述性统计结果。J-B 统计量表明,在 5%显著性水平,3 个变量都不服从正态分布,偏度显著大于零,呈现明显的右偏性。从变量之间的相关系数看, *EPU* 与 *LIQ* 之间存在正相关关系,即美国经济政策不确定性上升,美元流动性会趋紧。*EPU*、*LIQ* 与 *STA* 之间存在负相关关系,表明美国经济政策不确定性上升、美元流动性的趋紧会导致人民币汇率稳定下降。

表 1 描述性统计分析

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	偏度	峰度	J-B 统计量	P 值
<i>EPU</i>	176	0.057 6	0.346 3	-0.601 0	1.934 5	1.792 6	8.970 6	355.67	0.000 0
<i>LIQ</i>	176	0.429 9	0.427 3	0.118 0	3.341 1	3.387 2	17.55 7	1 890.55	0.000 0
<i>STA</i>	176	0.478 5	0.207 2	0.106 9	0.971 4	0.395 4	2.367 1	7.524	0.023 2
<i>EPU</i> 与 <i>LIQ</i> 相关系数							0.127 0		
<i>EPU</i> 与 <i>STA</i> 相关系数							-0.121 7		
<i>LIQ</i> 与 <i>STA</i> 相关系数							-0.077 2		

五、实证分析

(一) 数据检验

首先对变量序列进行平稳性检验,综合采用 ADF 检验和 PP 检验,平稳性检验结果见表 2。在 5%显著性水平,美元流动性指标在 PP 检验下不存在单位根;在 1%显著性水平,其他变量在两种检验方法下均不存在单位根,说明变量序列为平稳序列,可以进行后续分析。

¹ 数据来源于经济政策不确定性网站 www.policyuncertainty.com。

表 2 单位根检验结果

变量	ADF 统计量	1%临界值	P 值	PP 统计量	1%临界值	P 值
<i>EPU</i>	-16.014 0	-3.467 9	0.000 0	-20.094 0	-3.467 9	0.000 0
<i>LIQ</i>	-3.530 9	-3.467 9	0.000 0	-3.446 4	-3.467 9	0.010 7
<i>STA</i>	-3.899 5	-3.468 1	0.002 5	-7.130 3	-3.467 9	0.000 0

接下来对变量之间的关系进行全样本格兰杰因果检验，结果如表 3 所示，在给定的滞后期下，在 1%的显著性水平，拒绝 *EPU* 不是 *LIQ* 的格兰杰原因的原假设，即美国经济政策不确定性是美元流动性的格兰杰原因。在 10%显著性水平，拒绝 *LIQ* 不是 *STA* 的格兰杰原因的零假设，即美元流动性是人民币汇率稳定的格兰杰原因。通过全样本格兰杰因果检验的结果和变量间相关系数的符号，可以梳理出变量之间的传导机制，即美国经济政策不确定性的上升，会导致美元流动性趋紧，而美元流动性紧张会引发美元资本流出，美元升值，本币贬值，进而引发人民币汇率稳定性的变化。

表 3 格兰杰因果检验结果

零假设	滞后期	F 统计量	P 值
<i>LIQ</i> 不是 <i>EPU</i> 的格兰杰原因	1	0.001 7	0.967 1
<i>EPU</i> 不是 <i>LIQ</i> 的格兰杰原因	1	7.438 2	0.007 0***
<i>STA</i> 不是 <i>EPU</i> 的格兰杰原因	1	0.222 1	0.638 0
<i>EPU</i> 不是 <i>STA</i> 的格兰杰原因	1	0.629 2	0.428 8
<i>STA</i> 不是 <i>LIQ</i> 的格兰杰原因	4	0.880 9	0.476 8
<i>LIQ</i> 不是 <i>STA</i> 的格兰杰原因	4	2.2002	0.071 2*

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平显著。

（二）滚动窗口格兰杰因果分析

变量之间的关系往往会随时间而改变，滚动窗口估计可以很好捕捉变量的结构性变化，因此进一步通过滚动窗口格兰杰因果检验考察变量之间的因果关系。

由图 2.a 可知，在 2008 年 6 月至 2010 年 9 月、2014 年 10 月至 2015 年 11 月、2016 年 6 月至 8 月、2017 年 11 月至 2018 年 7 月以及 2018 年 10 月至 12 月的时间段内 P 值小于 0.1，拒绝美国经济政策不确定性不是美元流动性格兰杰原因的原假设。结合图 6 中 *EPU* 与 *LIQ* 的时变同步关系为“正相关”，意味着在这些时间段内，随着美国经济政策不确定性的上升，美元流动性会趋于紧张。

图 2.b 中，在 2015 年 9 月至 11 月、2017 年 1 月、2018 年 12 月以及 2019 年 2 月至 9 月的时间段内 P 值小于 0.1，美元流动性是美国经济政策不确定性的格兰杰原因，即美元流动性的紧张会导致美国经济政策不确定性指数的上升。

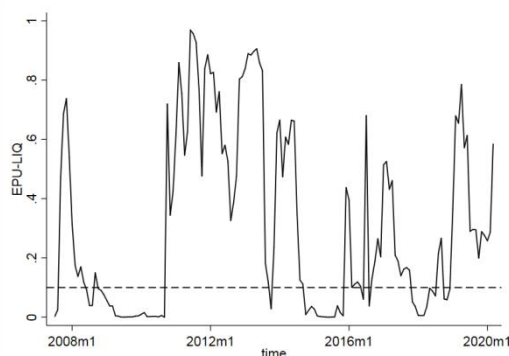
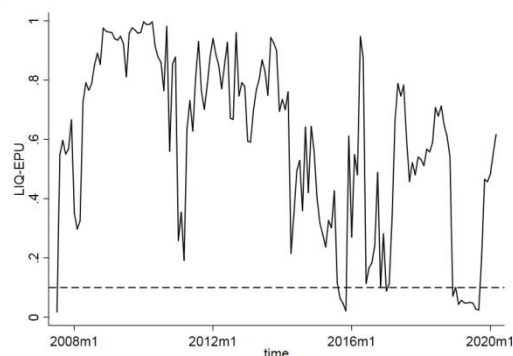
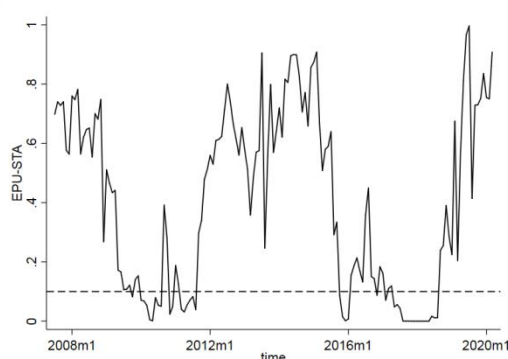
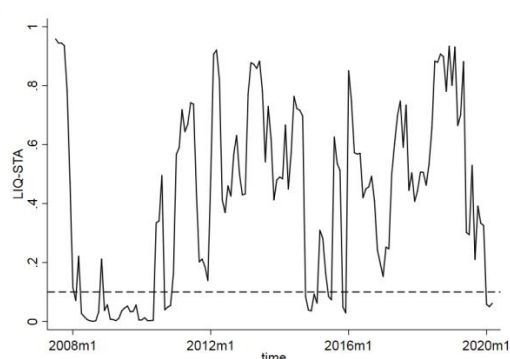
图 2.a EPU 不是 LIQ 格兰杰原因的 P 值图 2.b LIQ 不是 EPU 格兰杰原因的 P 值

图 3 显示, 在 2009 年 10 月至 2010 年 8 月、2010 年 11 月至 2011 年 8 月、2015 年 10 月至 2016 年 2 月以及 2017 年 5 月至 2018 年 8 月的时间段内 P 值小于 0.1, 美国经济政策不确定性是人民币汇率稳定的格兰杰原因, 结合图 6 中 EPU 与 STA 的时变同步关系的变化发现, 在 2010 年 8 月之前, EPU 与 STA 正向同步关系, 美国经济政策不确定性的上升, 人民币汇率稳定指标上升。2010 年 8 月之后, EPU 与 STA 呈现负向同步关系, 美国经济政策不确定性上升会导致人民币汇率稳定下降。

图 4 显示, 在 2008 年 4 月至 2010 年 5 月、2010 年 9 月至 11 月、2014 年 10 月至 2015 年 2 月、2015 年 6 月至 7 月、2015 年 11 月至 12 月以及 2020 年 1 月至 3 月时间段 P 值小于 0.1, 美元流动性是人民币汇率稳定的格兰杰原因, 结合图 6 中 LIQ 与 STA 的时变同步关系的变化发现, 除 2015-2019 年外的时间段, 美元流动性与人民币汇率稳定同步负相关, 意味着美元流动性的紧张会导致人民币汇率稳定性的下降。

图 3 EPU 不是 STA 格兰杰原因的 P 值图 4 LIQ 不是 STA 格兰杰原因的 P 值

滚动窗口格兰杰因果检验表明, 在经济不景气的某些时段, 美国 EPU 与美元流动性互为因果关系, 美国 EPU 是人民币汇率稳定的格兰杰因果原因, 同时美国 EPU 通过影响中介变量美元流动性, 进而影响人民币汇率稳定, 美元流动性是人民币汇率稳定的格兰杰原因。

变量之间的关系存在显著的动态时变特征。

(三) TVP-SV-VAR 模型实证结果

进一步通过时变向量自回归随机波动模型检验美国经济政策不确定性、美元流动性与人民币汇率稳定之间的传导关系。根据 LR、FPE、AIC、SC 和 HQ 信息准则，确定 TVP-SV-VAR 模型的最优滞后阶数为 3，如表 4 所示。

表 4 滞后阶数确定

滞后阶数	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	9.57e-04	1.561 8	1.617 6	1.584 4
1	331.126 9	1.41e-04	-0.350 1	-0.127 0*	-0.259 6
2	34.432 2	1.27e-04	-0.456 9	-0.066 4	-0.298 4
3	43.520 1*	1.07e-04*	-0.625 2*	-0.067 3	-0.398 8*
4	14.663 4	1.09e-04	-0.612 6	0.112 6	-0.318 3

注：*表示该信息准则下选定的滞后阶数。

表 5 给出模型部分参数的估计结果，参数的 Geweke 诊断值低于 1.96 的临界值，表明在 5%显著性水平，没有拒绝参数收敛到后验分布的原假设，非有效因子值较低，表明对参数和状态变量进行了有效采样，非有效因子最大值为 55.68，意味着即使是无效因子最大值的参数亦能抽取 $10\,000/55.68 \approx 179$ 个有效值，足以进行后验推断，说明模型参数估计结果较为稳健。

表 5 模型参数估计结果

参数	均值	方差	95%上界	95%下界	Geweke	无效因子
sb1	0.022 9	0.002 7	0.019 0	0.027 8	0.586	7.35
sb2	0.022 8	0.002 6	0.018 9	0.027 5	0.093	11.79
sa1	0.044 5	0.009 2	0.032 4	0.061 4	0.013	28.79
sa2	0.055 4	0.013 5	0.037 7	0.080 8	0.088	31.78
sh1	0.361 8	0.096 2	0.221 3	0.535 7	0.290	50.90
sh2	0.686 2	0.144 6	0.471 4	0.947 4	0.056	55.68

1. 时变同步关系分析

TVP-SV-VAR 模型可以进行变量间时变同步关系分析，图 5 反映美国经济政策不确定性、美元流动性与人民币汇率稳定指标之间的时变同步关系，可以看出 3 个变量之间的同步关系具有较强的时变性。美国经济政策不确定性与美元流动性的同步关系呈现相对“正相关”，特别在次贷危机、中美贸易摩擦和新冠疫情期间，同步正相关性显著上升。美国经济政策不确定性与人民币汇率稳定指标之间的时变同步关系分为两个阶段，在 2011 年之前，美国经济政策不确定性与人民币汇率稳定呈现相对“正相关”，这应该与中国为应对次贷危机的冲击，维持金融和货币稳定，在 2008 年 7 月至 2010 年 6 月期间采用重新盯住美元的固

定汇率制度有关。2011 年之后, 二者之间的同步关系呈现“负相关”, 美国经济政策不确定性的上升在一定程度上会导致人民币汇率稳定性的下降。美元流动性与人民币汇率稳定之间的时变同步关系在 2015 年之前呈现相对“负相关”, 随着 2012 年央行开始放宽人民币汇率波幅, 特别是 2015 年“811 汇改”之后二者负向的同步关系趋于收敛, 甚至在某些时间段还呈现出微弱的正向同步关系。但在 2020 年初新冠疫情的全球爆发期间, 由于全球美元流动性紧张, 美元流动性与人民币汇率稳定又呈现负向同步关系。但与次贷危机和欧债危机期间相比, 美元流动性对人民币汇率稳定性的负向影响程度要小的多。这说明随着人民币汇率市场化形成机制改革的不断深化, 市场化的改革并没有加剧美元流动性对人民币汇率稳定的负向影响, 相反在一定程度上却能够消化外部冲击的影响, 维持人民币汇率的稳定。

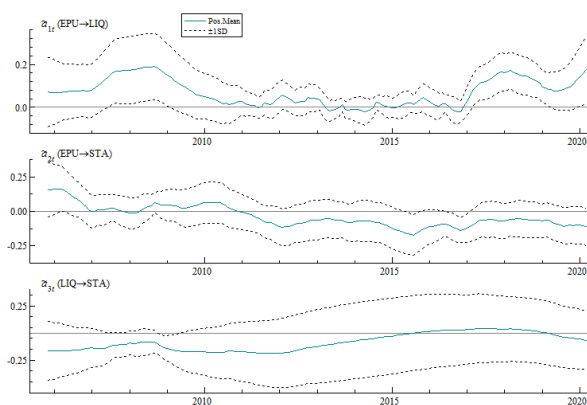


图 5 变量间时变同步关系图

2. 脉冲响应分析

(1) 不同时点的脉冲响应

在模型参数估计的基础上, 进行时变脉冲响应函数分析, 图 6 为不同时点的时变脉冲响应函数估计, 选定 2008 年 9 月、2011 年 6 月和 2018 年 4 月三个时点, 分别对应次贷危机期间、欧债危机期间和中美贸易摩擦期间。

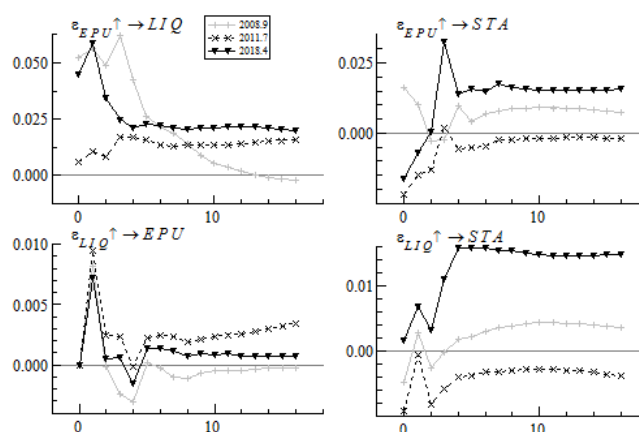


图 6 不同时点的时变脉冲响应图

从图 6 可以看出，美元流动性对美国经济政策不确定性冲击（ $\varepsilon_{EPU} \uparrow \rightarrow LIQ$ ）的脉冲响应为正，意味着随着 EPU 的上升， LIQ 会趋于紧张。且在不同时点存在较大差异，具有较为明显的时变特征。在第一时间点， LIQ 在第 0 期就存在较大的脉冲响应，第 3 期达到最大值，之后开始缓慢下降。在第二时点， LIQ 在第 0 期的正向脉冲响应较弱，之后开始上升，3 期以后达到最大值并趋于稳定。在第三时点， LIQ 在第 0 期也存在较大脉冲响应，第 1 期达到最大响应，3 期以后趋于稳定。从美元流动性对美国经济政策不确定性冲击的响应强度看，次贷危机 > 贸易摩擦 > 欧债危机。

美国经济政策不确定性对美元流动性冲击（ $\varepsilon_{LIQ} \uparrow \rightarrow EPU$ ）的脉冲响应在不同时点响应方向和趋势基本一致，不存在明显的时变特征。 EPU 在初始响应为 0，1 期后达到最大值，之后开始下降并收敛于横坐标轴。说明 LIQ 的上升，会导致 EPU 的上升，但这种响应是短期的。比如在次贷危机和新冠疫情期间，为应对美元流动性冲击，美国政府推出了量化宽松政策。

人民币汇率稳定对美国经济政策不确定性冲击（ $\varepsilon_{EPU} \uparrow \rightarrow STA$ ）的脉冲响应在不同时点存在一定的差异，具有明显的时变特征。在第一时间点， STA 对 EPU 冲击的初始响应为正，第 2 期降为负值，第 4 期为正并趋于稳定。说明次贷危机期间重新盯住美元的措施降低了美国经济政策不确定性对人民币汇率稳定的负向冲击。在第二时点 STA 对 EPU 冲击的初始响应为负，之后负向影响开始减弱，于第 3 期达到最大值，并开始收敛于横坐标轴。在第三时点， STA 对 EPU 冲击的初始响应为负，第 2 期开始为正，并于第 3 期达到最大值，之后下降并趋于收敛。从第二时点和第三时点的脉冲响应看， STA 的初始响应为负，但之后负向影响开始减弱，说明美国经济政策不确定性对人民币汇率稳定的负向影响是短期的。

人民币汇率稳定对美元流动性冲击（ $\varepsilon_{LIQ} \uparrow \rightarrow STA$ ）的脉冲响应在不同时点响应趋势基本一致，但影响程度存在较大差异。在第一时间点， STA 对 LIQ 冲击的初始响应为负，1 期后变为正值，第 2 期又降为负值，之后开始回升为正并趋于收敛。在第二时点， STA 对 LIQ 冲击的响应始终为负值，初始响应为负，1 期后接近 0，第 2 期负向影响又开始增大，之后开始回升为并趋于收敛。在第三时点， STA 对 LIQ 冲击的响应始终为正值，初始响应为正，1 期后开始上升，第 2 期有所下降，但之后开始回升，于第 4 期达到最大值并趋于收敛。从不同时间点脉冲响应的差异看，在次贷危机和欧债危机期间，美元流动性的上升会造成人民币汇率稳定性的下降，而在“811 汇改”之后的中美贸易摩擦期间，美元流动性的紧张并没有造成人民币汇率稳定性的下降，甚至在某种程度上提升了人民币汇率的稳定性。

（2）不同提前期的脉冲响应

不同时间点的脉冲响应分析仅刻画某些时间点的脉冲响应路径,为了完整地刻画脉冲响应在整个样本期内的变化,进一步进行不同提前期的脉冲响应分析。为了反映变量冲击响应的短期、中期和长期的动态变化,提前期分别选择 1 个月为短期、3 个月为中期、6 个月为长期进行分析,结果如图 7 所示。

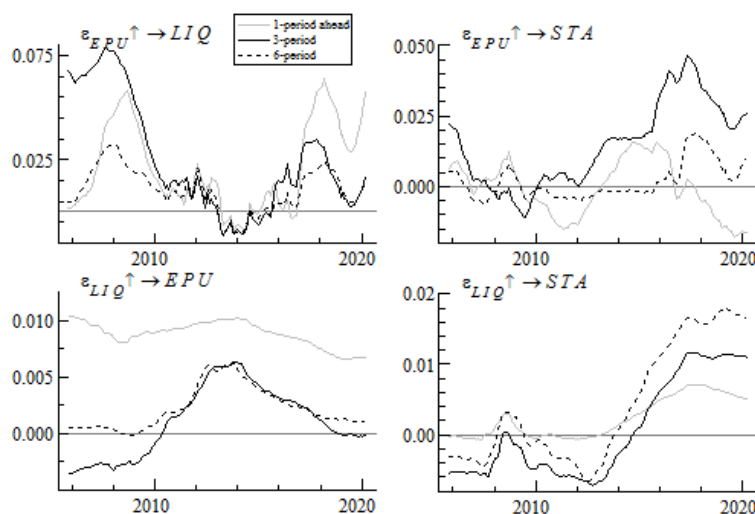


图 7 不同提前期的时变脉冲响应图

首先是美国经济政策不确定性冲击对美元流动性的影响,在次贷危机和 2018 年前后一段时间正向影响较为明显。短期、中期和长期的影响变化趋势基本一致,但影响程度存在较大差异,具有明显的时变特征。在次贷危机期间,中短期影响大于长期影响,而在 2018 年之后,短期影响大于中长期影响。

其次是美元流动性冲击对美国经济政策不确定性的影响,短期影响大于中长期影响。 EPU 的短期响应为正,且较为稳定,除 2012-2016 年外,中长期响应基本在 0 上下波动。说明面对美元流动性的正向冲击,美国政府可能会在短期内采取应对策略,造成美国经济政策不确定性的上升。

再次考察美国经济政策不确定性冲击对人民币汇率稳定的影响,短期、中期和长期影响存在较大差异。在 2010 年之前,短期、中期和长期响应较弱,在 0 上下波动。短期响应在 2010 年之后开始变为负值,之后开始回升,于 2013 年底变为正值,并趋于上升,2018 年之后,人民币汇率稳定的短期响应变为负值,并负向增加。中期响应在 2010 年之后一直为正值,在 2012 年开始上升,特别是在 2016-2018 年期间,正向响应较为显著。长期响应在 0 上下波动,只是在 2018 年前后出现了脉冲上升。说明美国经济政策不确定性对人民币汇率稳定的负向影响主要体现在短期,要特别关注外部经济政策不确定性的变化,采取科学策略精准应对,减少外部冲击对人民币汇率的负向影响。

最后考察美元流动性冲击对人民币汇率稳定的影响。在 2015 年“811 汇改”之前，中长期影响为负值，中期影响大于长期，短期影响在 0 上下波动，“811 汇改”之后，短期、中期和长期影响为正，且长期 > 中期 > 短期。中长期影响大于短期影响说明美元流动性对人民币汇率稳定的影响具有一定的时滞性，前后影响方向的变化说明市场化汇率改革可以降低甚至改变美元流动性对人民币汇率稳定的负向冲击，市场在一定程度上可以化解外部冲击的负向影响，因此要进一步深化人民币汇率市场化改革。

（四）稳健性检验

首先通过替换关键变量的方式进行稳健性分析，采用 Baker 等（2016）构造的美国经济政策不确定性总指数替换前文采用的新闻指数，重新进行 TVP-SV-VAR 模型分析，结果发现美国经济政策不确定性对美元流动性和人民币汇率稳定的影响方向和程度基本保持不变。其次通过改变变量次序的方式，调整前述模型中美国经济政策不确定性、美元流动性和人民币汇率稳定的冲击顺序，重新进行 TVP-SV-VAR 模型分析，脉冲响应结果并未出现明显差异，说明前述实证分析结果是稳健的。

六、结论与建议

本文基于 2005 年 8 月至 2020 年 3 月的月度数据，分别采用滚动格兰杰因果检验和 TVP-SV-VAR 模型从美国经济政策不确定性、美元流动性角度研究外部冲击对人民币汇率稳定的影响。结果发现：（1）在次贷危机、欧债危机和中美贸易摩擦的某些时间段，美国经济政策不确定性与美元流动性互为格兰杰原因，二者之间存在正向的同步关系。美国经济政策不确定性、美元流动性是人民币汇率稳定的格兰杰原因。（2）美国经济政策不确定性、美元流动性对人民币汇率稳定的影响存在明显的时变特征。在次贷危机和中美贸易摩擦期间，美国经济政策不确定性的上升短期内会导致人民币汇率稳定性的下降，但中长期并不会产生负向影响。美元流动性对人民币汇率稳定的中长期影响大于短期影响，在“811 汇改”之前美元流动性对人民币汇率稳定产生负向影响，之后美元流动性冲击对人民币汇率稳定产生正向影响。（3）采取科学的应对之策可以降低外部冲击对人民币汇率稳定的负向影响。次贷危机期间重新盯住美元的举措降低了美国经济政策不确定性的负向冲击，以“811 汇改”为代表的汇率市场化形成机制改革在一定程度上改变了外部冲击对人民币汇率稳定的影响方向。

基于以上研究结论，提出如下政策建议：（1）要将美国等其他重要国家或地区经济政策不确定性纳入中国系统性金融风险监控体系，加强对它们的测度与监控，明晰其对外溢出效应和传导路径。在世界经济下行风险加剧，不稳定不确定性因素显著增多的背景下，面对外

部经济政策不确定性的冲击更要科学决策，精准应对。（2）在加强风险防范的同时要继续推进金融领域的市场化改革，深化人民币汇率市场化形成机制改革，加强多层次资本市场体系建设，稳步推进金融领域的对外开放，通过灵活的汇率机制来应对外部冲击，通过开放的金融市场为汇率稳定提供新的支撑，通过完善的市场化建设提高市场本身吸收内外部冲击的能力，维持中国的金融安全与稳定。

【参考文献】

- [1] 窦菲菲、田素华, 2016.美国量化宽松货币政策退出与人民币汇率波动——基于市场套利行为和央行货币政策因素的实证研究.上海经济研究, (05): 30-38.
- [2] 郭敏、贾君怡, 2016.人民币外汇市场稳定性管理——基于内地与香港人民币汇率价差的视角.国际贸易问题, (01): 155-165.
- [3] 欧阳志刚、张圣, 2016.后金融危机时代美国货币政策对人民币汇率的传导效应.国际经贸探索, 32 (04): 63-76.
- [4] 向古月、周先平、谭本艳, 2019.经济政策不确定性在国际间的动态溢出效应——基于方向性溢出模型的实证研究.商业研究, (03): 95-104.
- [5] 谢建国、贾珊山, 2019. 公开市场表态稳定了人民币汇率吗?——基于 2014~2017 年人民币汇率干预事件的研究.世界经济研究, (01): 18-30+135.
- [6] 易纲, 2019.坚守币值稳定目标实施稳健货币政策.中国金融家, (12): 25-28.
- [7] 张建平, 2019.人民币汇率稳定是经济增长基石.环球时报, 2019-04-24 (015) .
- [8] 周颖刚, 2017.人民币汇率改革与稳定提升其国际影响力.《IMI 研究动态》2017 年下半年合辑: 中国人民大学国际货币研究所, 711-717.
- [9] 朱孟楠、闫帅, 2015.经济政策不确定性与人民币汇率的动态溢出效应.国际贸易问题, (10): 111-119.
- [10] Aizenman, J., 2013.The impossible trinity — from the policy trilemma to the policy quadrilemma. Global Journal of Economics , 2 (01): 1-17.
- [11] Al-Yahyaee, K.H., Shahzad, J., and Mensi, W., 2020.Tail dependence structures between economic policy uncertainty and foreign exchange markets: nonparametric quantiles methods. International Economics, 161 (C): 66-82.
- [12] Baker, S.R., Bloom, N., and Davis, S.J., 2016.Measuring economic policy uncertainty, the Quarterly Journal of Economics, 131 (11): 1593-1636.
- [13] Balcilar, M., and Ozdemir, Z.A., 2013.The export——output growth nexus in Japan: a bootstrap rolling window approach. Empirical Economics, 44 (2) : 639-660.
- [14] Dornbusch, R., 1976.Expectations and exchange rate dynamics. Journal of Political Economy, 84 (6): 1161-1176.
- [15] Gulen, H., and Ion, M., 2016.Policy uncertainty and corporate investment, Review of Financial Studies, 29 (3): 523-564.
- [16] Kido, Y., 2016.On the link between the US economic policy uncertainty and exchange rates. Economics Letters, 144 (7): 49-52.
- [17] Kido, Y., 2018.The transmission of US economic policy uncertainty shocks to Asian and global financial markets. The North American Journal of Economics and Finance, 46 (11): 222-231.
- [18] Krol, R., 2014.Economic policy uncertainty and exchange rate volatility. International Finance, 17 (2): 241-256.
- [19] Krugman , P. , 1999. O Canada — a neglected nation gets its Nobel. Slate , http://www.slate.com/articles/business/the_dismal_science/1999/10/o_canada.html.
- [20] Mueller, P., Tahbaz-Salehi, A., and Vedolin, A., 2017.Exchange rates and monetary policy uncertainty. Journal of Finance, 72 (3): 1213-1252.
- [21] Nakajima, J., Kasuya, M., and Watanabe, T., 2011.Bayesian analysis of time-varying parameter vector

autoregressive model for the Japanese economy and monetary policy. *Journal of The Japanese and International Economies*, 25 (3): 225-245.

[22] Pesaran, H., Timmermann, A., and Pettenuzzo, D., 2005. The forecasting time series subject to multiple structure breaks. *Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference*, 33.

[23] Primiceri, G.E., 2005. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *The Review of Economic Studies*, 72 (3): 821-852.

[24] Tillmann, P., 2016. Unconventional monetary policy and the spillovers to emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 66: 136-156.

征稿启事



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

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

作品要求:

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

投稿方式:

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

邮寄地址:

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

《国际货币评论》编辑部

HDFH
瀚信网



Global FinTech Lab
全球金融科技实验室

HDFH
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN
金融联盟链



扫码关注