

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰

双循环战略与中国资本市场

夏斌

金融学在中国的发展

张杰

基于银行流动性管理视角的宏观审慎与货币政策协调研究

罗煜、张祎、朱文字

“走出去”对企业融资约束的影响

罗长远、曾帅

贸易摩擦、宏观经济波动与经济开放程度的选择

肖祖炳、彭红枫、向丽锦

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 苏 治 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：邓欣雨

栏目编辑：韩美娟 陈 婷

美术编辑：包 晗

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：www.imi.org.cn

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

邮 箱：imi@ruc.edu.cn



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

目 录

【卷首】

双循环战略与中国资本市场 ————— 夏斌 01

金融学在中国的发展：

基于本土化批判吸收的西学东渐 ————— 张杰 09

基于银行流动性管理视角的宏观审慎与货币政策协调研究 ————— 罗煜、张祎、朱文字 33

“走出去”对企业融资约束的影响：

基于“一带一路”倡议准自然实验的证据 ————— 罗长远、曾帅 53

贸易摩擦、宏观经济波动与经济开放程度的选择 ————— 肖祖沔、彭红枫、向丽锦 76

经济政策不确定性与银行流动性创造：

来自中国的经验证据 ————— 田国强、李双建 99

货币政策与宏观审慎政策双支柱调控下的地方政府债务风险治理 ——— 李力、温来成、唐遥、张偲 124

双循环战略与中国资本市场

夏斌¹

回顾中国资本市场 30 年，发展确实迅猛，成就巨大。35 年前的 1985 年，中央制定“七五”规划时候，连“金融市场”“资本市场”这样的概念都不敢提。在当时的金融学术界还引发了关于“金融市场”概念和“资金市场”概念哪个正确的讨论。今天被学术界普遍认为的一流学术刊物——中国人民银行主办的《金融研究》，当时曾经组织了很多著名的专家学者、包括我读研究生期间的老师讨论什么是“金融市场”、什么叫“资金市场”。因为意识形态方面的原因，涉及姓“资”姓“社”问题，中央文件用的是“资金市场”概念，连“金融市场”概念都不敢用，更别说“资本市场”的概念了。

今天，我国金融市场已全面发展。债券市场规模为全球第二；30 年前，股票市场两个证券交易所上市公司的数量为 13 家，现在是 4100 多家。在深圳证券交易所成立初期，最惨的时候综合指数跌到 100 点以下。在这样的情况下，我主持深圳证券交易所工作，编制了今天大家都知道的成份股票指数。编制成份股指数基数确定为 1000 点就是为了让投资者感觉好一点，因为当时的市场很不成熟。

中国资本市场 30 年的发展不是一帆风顺的，有不少经验和教训。其中我认为一个重要的认识，就是经过 30 年的实践，大家都充分认识到上市公司是资本市场的基石，要搞好资本市场必须提高上市公司的质量。证券监管部门曾在 2005 年印发了《国务院批转证监会关于提高上市公司质量的通知》。今年，面对市场出现的新情况和新问题，国务院又印发了《关于进一步提高上市公司质量的意见》，提出了 17 条意见，涉及 6 个方面。有的是关于公司内部治理结构，有的关于加快制度供给的监管，有的关于公司风险化解等等方面，要求政府有关部门要分别落实这 17 条意见。

简单地讲，我认为，落实国务院 17 条意见就是要确保上市公司的高质量发展。但同时我还认为，上市公司能不能真正高质量发展，国务院的 17 条意见是必要条件，并不是充分条件。公司是提供产品与服务的一类机构，能不能真正提供高质量的产品与服务，它不仅仅取决于约束与激励机制下微观企业的主观积极性，还要取决于此主观积极性能否转化为产品与服务，能否适应市场的需求，能不能卖得出去。所以，要能创造符合需求的产品与服务，需要了解市场。在中国

¹ 夏斌，中国人民大学国际货币研究所顾问委员会委员、国务院发展研究中心金融研究所名誉所长、国务院参事。

已经成为世界第一贸易大国的全球化背景下，要了解市场必须了解国内国外的经济发展形势。今天我想从这个角度讲一讲，作为微观企业如何认识明年及今后一段时期的宏观形势，如何认识中央关于要加快形成“以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”的重要判断。

一、关于“双循环”判断提出的背景

我们应该了解，其实在双循环为主体的概念提出之前，我国政府早在 2008 年危机之后就清醒地认识到了我国经济存在的结构性问题，并且一以贯之地在强调结构调整问题。从时间顺序上看，2013 年党的十八届三中全会就提出我国发展中不平衡、不协调和不可持续问题仍然突出，结构不合理，发展模式粗放，城乡差距大，社会矛盾明显增多。2015 年召开的十八届五中全会在讨论“十三五”规划的时候，又进一步明确必须把经济增长动力更多地放在创新驱动和扩大内需特别是消费需求上。

今天我们讲的几个关键词：创新、内需和消费，在十八届五中全会时已经提出。六、七年过去了，习近平总书记在今年经济社会领域专家座谈会上再次强调：发展不平衡、不充分问题仍然突出。必须扭住扩大内需这个战略基点。具体来说，我的理解就是除了生态环保和社会治理（这不纯粹是经济领域问题）外，经济领域要解决的就是创新问题、农业问题、城乡收入差距问题以及民生保障问题。因为这些结构问题并没有得到彻底的解决。既然过去以出口、投资为导向的发展方式难以为继，那么只能转向扩大内需，特别是以扩大消费为主导的发展方式，这样经济才能可持续发展。

事实上，在 2008 年以后的 10 年里，中国政府始终坚持不懈地按照这个方向努力，一直在强调经济结构调整和发展方式转变。只是由于方方面面的原因，这个目标任务虽然取得了一些进展，但是迄今为止没有得到根本解决。如今我们提出双循环问题，既是我国经济发展阶段发生变化、经济结构调整和发展方式改变这个内在逻辑运行的必然结果，也是在新形势下特别是在新的国际形势下对我国经济发展格局深刻认识的又一次重大表述。可以说从十八大以来，经济结构调整和发展方式转变，这一核心内容始终没有变，变化的只是看问题的角度和部分提法。

特别是从去年以来，我国面临外部环境发生了剧烈的变化。美国对华遏制、全球经济保护主义、逆全球化浪潮对我们的外需形成了很大的冲击。中国经济的发展遇到了改革开放 40 年以来从来没有遇到过的恶劣形势和外部环境。在内部改革任务没有完成、外部环境又突变的情况下，进

一步提出推动形成“国内大循环为主、国内国际双循环相互促进的新发展格局”，我认为这是对当前经济发展趋势做出非常形象的描述，是极为自然的和与时俱进的。也是对“十四五”和未来更长时期我国经济发展战略提出的重大调整和完善。

二、关于双循环发展格局的内涵

对双循环发展格局的内涵，社会上不少专家学者有很多阐述。我认为双循环本身涉及的内容非常多，也很具体。其实从 2008 年国际金融危机以来，我国政府持续地在调整政策，国民经济也一直处于向国内大循环为主体的方向转变过程中。习近平总书记今年说过：国内需求对经济增长的贡献率已经有 7 个年份超过了 100%。由此可见，我国经济发展的重点实际上已经转向了以内需为主。

在当前国际形势下，要进一步理解双循环的内涵及所需要解决的问题，我个人认为首先需要理清三个角度。一是不要把本来就是统一体的国内循环和国际循环拆开来分析。不能说国内循环怎么循环、国际循环怎么循环。其实，如果无法解决好国内和国际之间的循环，也就无法很好地解决好国内的循环问题。因为在全球化中，大国经济体在供应链、国际资金流通、国际技术交往、国际投资往来方方面面已经是息息相关、相互影响。到今年年底，我国 100 万亿的 GDP 产出中，其中间投入品 3/4 是靠进口的。每年进口所需要的 4 万多亿美元必须靠大量的出口换汇才能维持。这说明内外循环是连在一块儿的，不可能分开。进一步分析可以发现，那些出口赚外汇的行业进口依存度又相当之高。因此，可以说如果不能解决好国内国际之间的循环问题，就不可能解决国内循环问题。二是怎样才算解决好大循环问题？大家都在讲大循环、双循环，那么怎么叫解决好这个问题了？国民经济循环是对国民经济运行状态的一种描述，这是非经济增长结构和增长动力的一种经济学解释，不是在直接讲经济结构、讲增长动力，是在讲循环、讲运行状态，因此要解决好双循环问题，就其实质而言也很简单，就是要追求中国经济能够有效率、高质量、可持续发展问题。三是从可比较、可计量和可操作的角度看，有效率、高质量和可持续发展问题。这是什么性质的问题呢？就是可以转化为 GDP 的持续增长问题。因此进一步看，如果从 GDP 可持续增长这个角度来思考新发展格局问题，它的经济学解释的进一步理解，就可以按照 GDP 支出法中的投资、消费、出口三方面的工作内容，从具体工作的内容出发，寻找解决发展中迫切需要解决的问题，就是解决好双循环的问题了。

那么，如何进一步实现我国经济有效率、可持续的发展？当前，我国经济运行中或者说双循环中的矛盾、问题和困难很多，千头万绪。如果我们以问题为导向，找出重点问题进行分析，就容易解决问题。当前我国消费、投资和进出口的良性循环中突出的梗阻现象是什么？有什么问题？解决好这些问题就可以实现新发展格局。刘鹤副总理曾经说过：双循环就是要解决好各类“卡脖子”和“瓶颈”的问题，这是构建新发展格局的根本要求和当务之急。

解决“梗阻”和“卡脖子”问题，从哪个地方入手？中央经济工作会议对 2021 年的经济工作提出了八项重点任务，关键词是科技、供应链、内需、改革开放、种子、反垄断、房价和碳排放。这是从 2021 年经济工作许许多多任务中挑选出的八项重点工作任务，并不是明年经济工作任务的全部。下面我按照经济运行的逻辑，从解决好双循环中“卡脖子”问题出发，从 GDP 循环中的投资、出口和消费三个维度讲讲“卡脖子”卡在哪里？从而引出我们的工作任务在哪里。

第一方面是关于扩大消费问题。怎么样进一步扩大消费？首先，要解决好有钱不敢消费的后顾之忧问题。大家都知道，教育、医疗、养老和住房等领域还存在各种问题。使得很多人特别是中产不敢消费。他们不是不会消费、不愿消费，而是有后顾之忧。现实生活中小学幼儿园负担多；农村养老一年才五六百块，和城市差距很大；几亿农民工的住房更是问题。要解决后顾之忧，就要解决民生中的几大公共产品问题，而这些问题不是理论问题，最后都涉及到谁拿钱的问题，是个中央与地方的财政问题。要解决这些问题，最后都指向改革，关键词是财政改革，是收入分配改革。其次，是要解决没钱消费的问题。有的低收入群体根本没钱扩大消费，怎么办？面对中国现在巨大的产能供给，消费需求从哪里来？城里人消费了，农村只是基本解决了温饱，扩大消费的钱怎么解决？纯靠农业能赚钱？能加快提高收入？城乡收入差距那么大，我个人认为靠农业赚钱很难。怎么办？40 年以来中国的工业化、城市化发生了翻天覆地的变化，GDP 快速增长，相当大的部分是农村在卖地收入中，大头被政府、企业拿了，极少部分给了农民。下一步，能不能加快提高农民在土地收入的分配比例？要加快土地制度改革。如果要变革，要提高土地收入中的农民过低的比例，政府债务怎么办？欠了这么多钱怎么办？这又涉及到财政改革问题。还有收入分配的改革中，怎么样控制高收入、扩大中产阶级、扶植低收入群体，这一系列收入分配改革怎么加快推进？所以总体看，不是消费问题，是改革问题。第三，要解决有钱人没地方消费的问题。有钱人到海外去消费，“马桶盖”“境外查身体”、国外旅游，有人为什么到瑞士和日本去做体检？你的服务跟不上嘛，这是什么问题？一方面如何加快企业的科技创新、产品的升级换代。另一方

面，如何加快政府管理体制改革，放宽相关管制，有更好的营商环境，提供更好的产品给老百姓消费。简单讲，扩大消费要解决后顾之忧问题、扩大消费要解决没钱问题、扩大消费要解决有钱没地方消费问题，背后都是改革问题，是改革不彻底。

第二个方面是关于扩大投资问题。在中国讲投资涉及五个问题，首先要讲效率问题，然后讲怎样进一步扩大投资的问题。中国是一个全球大国经济体中绝对高储蓄率的国家，和德国、日本、美国 and 英国等国比，他们的储蓄率要远低于我们。资料显示，储蓄率超过我们的国家和地区只有科威特等少数国家。科威特是个很小的国家，因为地下有上帝恩赐的石油资源储蓄率才比我们高。在 G7 国家或者是 G20 国家这些大国中没有像我国储蓄率这么高的。加上我国对外开放政策较有吸引力，引外资数量较多。这两块资金加起来，从总体上看，应该说中国从来不缺建设资金。从经济潜在增长率和资金供给率来说，中国的资金是相当丰裕的。

投资的第一个问题是如何提高投资效率。用中国社会科学院的一个研究报告来说：我国国有企业资产近 300 万亿，如果再含没有开发的资源性资产，有近 500 万亿元。还有一个重要数据是，在全国的银行贷款中给国企的贷款比给民企的贷款多一倍。然而，全社会都在讲民企的贡献率“56789”。即 50% 的税收是民企上缴的，GDP 60% 是民企创造的，70% 的创新是民企创造的，80% 的就业是民企创造的，新增就业的 90% 也是民企创造的。那么国企占有这么大的资金干什么去了？GDP 贡献为什么比民企少？这样比较分析说明国企的潜力很大，因此要扩大投资水平，首先要提高投资效率。核心问题是国企改革，解决好国企的“代理人”问题，寻找合理的约束机制和激励机制，实现国企的“真改革”。

什么是“真改革”？共产党员的初心是为人民服务，不忘人民。共产党员当上国企董事长、总经理后作为企业家的初心是什么？每天早晨一醒来，是想想当官保官，还是想公司经营、想赚钱？那么共产党员的初心和作为国企董事长、总经理的初心矛盾吗？想尽办法为国有企业多赚钱，通过上缴国家、通过财政收入分配政策再造福于人民、实现为人民服务初心，从理论上是可以说通的。所以，国企的“真改革”，核心就是围绕共产党的初心使命，对企业家建立有效的约束机制和激励机制，让企业家真的想为人民多赚钱才行。如果企业家每天早起床后不想为企业赚钱，就想当官那些事，还怎么为人民服务？我讲的是通俗的道理，就是解决好经济学讲的代理人的问题。

投资的第二个问题是要进一步扩大投资水平。要真正发挥好民企的积极性，确立民企在境内长期投资的信心问题，这需要一系列的配套改革。民企搞得不好、民企积极性能不能发挥，

核心要让民企有信心，有钱不要往外走，要加快境内的实体投资。我这里重点讲的是相对较大的企业，不是小企业。

投资的第三个问题是要稳住并扩大当前的实体经济投资。中国经济已经长期被房地产市场绑架，必须牢牢稳住房价，防止市场资金像过去那样大量涌入房市，这需要在各级政府采取不得已的临时行政调控措施的同时，合理推进房市长效机制的改革。特别是如这次中央经济工作会议重点指出的，要加快发展长租房市场。关于房地产市场，2009 年以来我一直在说，中国房地产市场不整顿早晚会出大事。2014 年我又说，房地产市场整狠了马上出事。问题积累到现在，必须稳住房地产市场是无奈的和唯一的选择。房地产市场大涨不行，大跌也不行。从经济良性循环角度来说，必须让更多的资金进入实体经济，而不是进入投机市场和房地产市场炒作中。所以，一定要建立房地产市场长效机制。建立长效机制要求首贷比、利率、税收和租赁政策等各种配套政策逐步健全。当前迫切需要解决长租房问题，突出一城一策购租并举的措施。

投资的第四个问题是尽快解决好供应链和生产链的短板、卡脖子问题。这需要在政策调整的引导下，加快推进举国创新体制的改革。中央经济工作会议的 8 项重点任务中首先讲了这项任务，涉及很多方面，具有重大意义。

投资问题很多，我认为从重点卡脖子问题出发，一是国企，二是民企，三是房地产，四是创新。如果这四个问题解决了，解决中国的投资问题就有答案了。但是现实中特别是国企问题能否解决？通常，我们讲中国经济运行和改革问题时，首先不是看金融而是看国企。中国经济中的很多问题和金融界的很多问题，折射的都是国企改革不到位的问题。进一步分析，这些问题折射的原因是刚性兑付问题。如果我们完全按市场机制办，系统性风险隐患一旦暴露，就不好说了。总之，关于双循环战略的投资问题，我们要牢牢抓住这四件事。

第三方面是关于促进外需增长问题。首先，继续贯彻“一带一路”战略，总结好经验教训，进一步改善“走出去、请进来”的各项政策措施。其次，在当前国际上逆全球化、保护主义的逆流下，要善于运用策略，将政治与经贸分开，分化“五眼联盟”。要按照零关税、零壁垒和零补贴的“三零”方向，加快和世界各地经贸投资的磋商合作，广交朋友。特别在分化“五眼联盟”中，应该把政治与经贸分开，想办法赚钱，扩大出口。最近签订的 RCEP、与欧盟的全面投资协定谈判等都是非常好的迹象。关于环太平洋协定，我们也可以有更积极的作为。外部环境越是恶劣，我们越要想尽办法继续拥抱全球化，团结一切可以团结的力量。特别在五眼联盟中，有各种反华杂音，前

一阵子是澳大利亚，现在是英国。应当采取灵活策略，团结一切可以团结的力量，集中精力干我们要干的事情，想办法对五眼联盟分而治之。第三要稳定外需。必须解决好国际货币秩序的长期稳定，削弱美元霸权的负面影响。中国作为一个大国经济体，要实现在全球经济中长期的良性循环和在全球的资源配置，方向必然是以人民币的自由使用为基础。历史上没有一个国家的货币是不可以自由使用的，否则不可能成为大国，这是战略方向。但鉴于当前人民币在世界外汇储备中比例不到 2%，全球国际支付货币占比中人民币也不到 2%。在两个关键指标不到 2%的情况下，我们不应太高调。在人民币国际化策略上，我们要讲市场规律，讲水到渠成，切忌高调和空话。战略上我们要想尽办法消除美元霸权影响，在策略上我们要明白现在能做什么，要按市场规律做事。

作为当前的策略之一，我们要鼓励企业运用欧元，支持欧元体系的发展。对这个问题要区分短期与长期视角，当前要支持欧元体系的发展。最近欧元在上述两个指标中有一个指标超过美元了，这可能对我们不是一件坏事，我们现在的矛盾、压力全集中来自于美国。以上只是策略性思考，总之，对外经贸中要讲统一战线，对“五眼联盟”要各个击破。在人民币国际化上要讲策略，按照市场规律慢慢来，不能着急，想清楚当前要支持什么、反对什么。

要解决好新发展格局中投资、出口和消费中卡脖子的重大矛盾问题，其中每一个问题如果要展开分析，每项任务最后都指向复杂的制度改革和政策调整。因此，唯有改革才能前进，只有通过改革和创新制度才能真正确保构建新发展格局。就此意义上讲，新发展格局就等同于改革，不改革没有出路。

三、稳定中国经济必须守住三条底线

在我们力图加快改革、尽快构建新发展格局之时，可以预测“十四五”期间，包括“十五五”的今后 10 年内，我们将会遇到过去 40 年改革开放从未遇到的恶劣的发展环境，中国发展存在严重的不确定性。面对未来的严峻形势，我们需要抓好不断进取的制度改革，确保建立有效率、高质量和可持续发展的运行机制，确保建立新发展格局。但是，作为处于全球经济中心的大国经济体，中国社会的稳定特别是一个人口大国的社会稳定，不仅仅取决于自身在国内经济上取得良好的经济运行机制，同时也取决于国际政治、军事和经济等诸多方面的因素。

因此，在当前百年未有之大变局之下，要稳住中国的基本盘，必须在推进上述一系列改革的

同时，牢牢守住三条底线。守住三条底线与一系列改革并行不悖，即使改革速度慢了，也必须守住基本底线。一是要确保大国的能源供给安全。作为大国，在今天 GDP100 万亿元产出的情况下，不管是居民生活用电、工业用电还是国家的安全用电，都是不得了规模，因此要想办法确保大国能源供给的安全。二是要确保大国的粮食供给安全。14 亿人的饭碗必须牢牢端住。目前，我国小麦、水稻、玉米三大主粮供给似乎问题不大，但是我们的粮食种子绝大部分被外资公司控制，在农业领域讨论这些问题时感到压力很大。大豆 80%—90% 依靠进口，每年进口大豆 9000 万吨左右，进口量占世界出口量的 50%。大豆进口关系到养猪和食用油等行业。目前，我国猪肉冷储问题没解决，猪肉供给过剩时价格下降，农民不愿养猪；养猪少了时猪肉价格又上涨。要尽快建设大量冷储库，解决猪肉价格循环波动问题。粮食种子是农业的“芯片”，必须掌握在我们手中。三是守住确保不发生系统性风险的底线。这三大底线是构建新发展格局中必须同时兼顾的基础性的工作。

总之，建立新发展格局绝不是对当前形势判断做出的一种简单的新提法，它意味着中国经济未来发展的趋势更加复杂、更加严峻；未来的改革任务更加繁重、更加艰难。构建新发展格局不能仅仅停留于对理想状态的一种描述，重要的是要研究解决达到理想彼岸“应干什么、怎么干”的问题。必须抓紧实干，切忌空话套话空谈误国。

金融学在中国的发展：

基于本土化批判吸收的西学东渐¹

张杰²

【摘要】 尽管中国人很早就有记述和评价货币金融现象的传统，但金融学成为一门专门学问或者学科是近代以来“西学东渐”的结果。第一次西学东渐延续百余年，经历从引进、消化到初创的黄金时期，奠定了现代金融学在中国的最初基础。第二次西学东渐时间不长，短短二十余年间模仿苏联做法，折射出当时特殊体制选择对货币金融学科的深刻影响。第三次西学东渐伴随改革开放进程与中国经济金融的迅速崛起，经过从一开始引进欧美之学到随后与国内传统货币银行学产生冲突磨合的曲折过程，国内金融学体系渐趋成熟。在三次西学东渐过程中，国人的本土化努力贯穿始终。进入新世纪，中国金融故事逐渐引起全球瞩目，金融学的本土化或者中国特色金融学的创新发展迎来新机遇与新挑战。

【关键词】 金融学；西学东渐；中国金融故事；本土化批判吸收

一、引言

金融学在中国的发展过程受到经济社会变迁与国运兴衰的深刻影响。近代以来，随着“西学东渐”，现代金融学逐步传入中国。金融学是对金融实践的总结，但对于中国而言，情况则有些特殊。现代金融学在中国的起步与中国本土的金融实践并无直接关系，国人最初接触的金融学在很大程度上是对欧美金融实践的总结。这并不是说当时中国没有自己的金融实践，而是相对于西方，中国的金融实践被认为处于落后地位。正因如此，当时模仿欧美金融实践便成为推动金融进步的方式，而基于欧美金融实践的所谓现代金融学当时就自然而然地被奉为圭臬或指南。从 19 世纪中叶中国开始出现现代意义上的金融机构以及此后不久西方货币金融理论的传入，加上 20 世纪中后期对苏联货币信用理论的遵奉以及改革开放以来欧美主流金融学的流行，这一过程先后持续了一个多世纪的时间。

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Papers No. 2104。

² 张杰，中国人民大学国际货币研究所执行理事兼所长、中国人民大学财政金融学院教授。

从宽泛的意义上讲，金融学在中国其来久矣。自先秦时代起，中国人便有记叙和评价货币金融现象的传统。自《史记》中《货殖列传》和《平准书》专门记述货币经济状况以来，包含货币经济的专门部分便成为了历代官方修史的一种传统或者“标配”。自班固修《汉书》始，历代官方修史大都辟有《食货志》，且通过专条对货币情况进行记述。从某种意义上讲，《史记·平准书》末尾的“太史公曰”的部分，便是司马迁阐释其货币观点的一篇专文。

中国历史上丰富的货币金融实践不断刺激着人们的理论探索与政策思考，提出过不少著名的命题与观点，即便着眼于世界货币金融理论的发展历史，其中也不乏首创者(参见彭信威，1965;萧清，1987;张家骧等，2001;叶世昌等，2003)。诸如，《管子》(不论是属战国的还是属西汉的)在世界上首次提出和阐述了货币数量论;¹西汉贾谊最早发现“劣币驱逐良币”现象，此后北宋叶适基于纸币与钱币流通重新加以强调，²前者的《谏除盗铸钱令》应当是世界货币理论史上有关国家统一货币发行权的最早讨论，而此后桓宽的《盐铁论·错币》则在很大程度上开了铸币权论争的先河;北宋以著述《梦溪笔谈》闻名于世的沈括最早提出了货币流通速度观点;³元代许衡已经认识到纸币和通货膨胀是政府对人民的负债;明代邱濬已对劳动价值观点有朴素阐发;⁴等等。粗略看来，中国早期作者先后提出过极具中国特色的货币范畴，诸如子母相权、轻重、本末、虚实以及称提等等，这些范畴土生土长，是对中国千百年来货币实践的提炼与总结。遗憾的是，此后数百年随着中国经济逐步落后于西方强国，上述货币观点渐次淡出世界货币理论的历史视野，从而未能汇流到近现代以来全球货币金融学创立与发展的历史长河之中，最终使得现代金融学成为一个中国货币金融实践及其理论贡献长期缺席的理论体系。

迄今，中国古代货币金融思想在很大程度上只是一种孤立且不无封闭的知识体系，缺乏与现代主流货币金融学的对接与融合，因此，中国古代货币金融思想在世界货币金融理论发展历史中的角色，是一个尚待深度发掘的学术领域。不过，中国传统货币金融思想虽然未能汇流到现代金融学发展的主流，但对于未来中国金融学的成长却具有无可替代的基础性作用。从某种意义上讲，只有找回或者重新站立于自己的货币金融思想根基，中国的金融学才会重拾融入现代金融学发展进程的脚步。

¹ 根据查尔斯·金德尔伯格的考证，在西欧，1568年法国人让·博丹第一次完整地提出了货币数量论;威廉·戈兹曼(2016)甚至认为《管子》作者所阐释的“刀币者，沟渎也”的深刻含义，欧洲的哲学家花了2000年的时间才完全理解。

² 直到1560年，英国人托马斯·格雷欣才发现这一现象并提出所谓的“格雷欣法则”。

³ 直到1691年，英国人约翰·洛克才首次提出此观点。

⁴ 有学者认为邱濬的劳动价值观点比英国人威廉·配第早了170年(姚遂，2012)。

值得关注的是，20世纪70年代末期启动的改革开放进程，不仅迅速改变了中国的社会经济面貌，而且逐步树立了本土学人们的理论自信。特别是，中国持续四十余年的高速经济增长过程并没有一味遵循主流理论范式的指引，而是在艰苦探索过程中走上了中国道路，其中涌现出了众多极具中国特色的金融故事。基于这种情况，梳理和总结这些金融故事无疑成为本土学人义不容辞的责任，而金融学的本土化问题也就随之被提上议事日程。

本文试图着眼于西学东渐与本土化努力以系统描述和解析金融学在中国的发展历程。具体内容安排如下：第二部分至第四部分梳理近代以降百余年来金融学在三次西学东渐过程中的发展过程及其影响；第五部分讨论在新世纪中国金融制度变迁引起全球瞩目的背景下金融学本土化或者中国特色金融学创新发展面临的机遇与挑战；结论部分，除了总结全文，还就如何讲述中国金融故事以及由此推动金融学的新发展等问题给出初步解释。

二、第一次西学东渐中的引进与消化

对于中国，金融学成为一门学问乃至发展为一种学科，是近代以来“西学东渐”的结果。这就意味着，金融学在中国作为一门独立学科属“另起炉灶”，与中国既往的货币金融思想几乎不存在任何联系。

既然金融学在近代中国的起步是“西学东渐”的结果，借鉴和模仿“西学”就注定难免。黄达教授曾经考证过，“金融”一词并非古已有之，最大可能是来自明治维新的日本，因为那个时期，西方经济学的不少概念都是经由日本传入中国的(黄达，2001)。众所周知，日本是近代以来全面模仿欧美模式并致力于“脱亚入欧”的东亚国家。

不管是直接从欧美引进，还是经由日本传入，现代金融学在中国土地上踩下的第一批脚印都带有浓郁的移植或者“搬运”色彩，就如同现代金融业在中国的初创情形一样。从引进到消化再到结合中国货币金融实际，那个时期的中国学人想必走过了一段在摸索中前行的曲折路程。尽管根据现有资料，我们一时难以断定究竟是谁在何时将欧美货币金融学最早引入中国，但在20世纪的最初25年间，一批名为《货币学》的外文著作的陆续翻译出版则证据凿凿。在这一时期，清华大学似已开设货币银行学课程。另据统计，在1949年之前的30年间，总共有将近40部货币银行类译著面世(张家骥主编，2001)，其中具有较大影响者如王怡柯编译自美国金莱(D. Kinley)的《货币学》(商务印书馆1924年版)，这本译著还在原著基础上增加了中国货币状况的内容，可谓货币金

融学“中国化”为数不多的最初成果之一。

需要指出，货币金融学之所以在近代形成传入中国的热潮，首先是当时世界经济金融发展大势使然。而另一个不可忽视的因素则是，晚清以来大量国人走出国门、负笈欧美研习西学，其中不乏经受西方经济学正规教育者，这些人的学成归国，极大地推动了西方货币金融学在中国的传播。在随后中国金融学的转型与发展进程中，这种现象还将反复出现。

引进消化之后，合乎逻辑的结果便是自立门户。令人惊叹的是，中国人学习领会西学的进度与效率是如此之高，经过短短十余年时间的研习与师承，国人便开始推出自编的货币金融学著作。据不完全统计，在 1919 年至 1949 年的 30 年间，国人共计撰写出版货币金融学著作 133 部(张家骥主编，2001)。从总体上讲，这些著述中的绝大部分内容仍是介绍和阐释西学中的货币金融知识及原理，从严格意义上讲，虽然是自编，但无疑具有浓厚的“搬运”成分，因此可视为此前引进消化过程的延续。

这种现象渐为一些志在为中国大学编写适用教材的学者所关注。比如，杨端六的《货币与银行》(商务印书馆 1941 年版)曾被学术界誉为中国现代货币金融学的奠基著作之一，他本人在该书自序中所发的一番感叹颇具代表性：“货币与银行为大学经济及商业学系学生必修科目，惟依著者多年的经验，迄无善本可供教授之用。西文原书可以供参考者虽然甚多，而均不免有缺点。英人所著，偏于一部分的精深学说，对于本学科的全体机构素不顾及。美人之书，虽可采作教本，但往往立论肤浅，读之索然寡味。且英美人著书偏重各该国事实，在我们中国人观之，并不十分重要。反之，中国现状，西书中亦无从探讨。因此，货币银行学书虽汗牛充栋，竟无一本可适用于我国教学者。”黄宪章在《货币学总论》(笔垦堂书屋 1947 年版)的自序中也谈及：在当时大学讲授的货币学中，中国货币学的书籍“大体都是抄袭英美货币学的理论体系，似不甚合货币现象应有的解释及中国经济的需要”，由此明确提出国人需要编撰“合乎中国需要的金融学”。

应当看到，这一时期的著述中也不乏结合中国货币金融实际从而令人耳目一新的开风气作品。在一批秉持中西结合、学以致用理念的学者的倡导与推动之下，自编货币金融教程需联系中国实际渐成一种风气。比如朱彬元编写的《货币银行学》(黎明书局 1930 年版)，系第一本由国人自编的同类教材，马寅初曾在序言中点出该书恰逢其时的缘由：“各大学虽有货币银行学之学程，然所采用之教本类皆欧美书籍，每觉详略失当，不切国情；是故教本之编著，实为亟需”云云。其实，马寅初早在 1929 年出版的《中华银行论》的自序中就已强调：国内大学货币银行学科“所选用的教材，

固当取诸西书，尤当讨论本国事实，引举本国证例，庶于学理与实际，均能顾及，俾学者一读，不仅可得一种知识，即于基本学理所由生之环境与关系，亦可稍稍窥悉，此实著述家之使命也”。另如，滕茂桐的《货币新论》(正中书局 1945 年版)曾被评价为“注意了中国和西方国家的不同历史条件，因而在执行经济政策上应有所区别，同时考虑到了学习西方的货币理论要从中国的实际出发”(引自叶世昌等，2003)。此后，王亚南在《中国经济原论》(福建经济科学出版社 1946 年版)一书中有关货币问题的讨论，紧密结合中国实际，深刻勾勒中国货币特性，由此彰显的货币理论“中国化”取向则更是自不待言。

近代以来特别是 1919 年五四运动以来之所以一度出现货币金融学的繁荣景象，其中的一个重要原因是，那个时期涌现出一大批兼具西学功底与国学修养的学者，如杨端六曾留学日本、英国，受过正规西学训练，同时具有深厚的国学功底，熟稔中国货币金融演进历史，所著《清代货币金融史稿》(三联书店 1962 年版)也是该领域扛鼎之作。与此同时，中国的货币制度改革、现代银行业的发展以及债券发行、股票交易等金融实践，都在这一时期风起云涌，也给本土金融学的发展提供了难得的现实条件。当然，中国的现代大学在这一时期也迎来创建与转型高潮，其中经济、商学诸学科发展迅速，对现代货币金融学的教材与著述提出前所未有的需求，进而刺激了货币金融学的发展。

值得特别关注的是，这一时期马克思主义货币理论在中国开始传播，直接奠定了新中国成立后货币理论的基础与发展方向。据不完全统计，1920 年至 1949 年期间，国人翻译自德、俄、日、英等外文版本的马克思主义经济学和货币学著作近 30 部;国人自己撰写包含货币金融理论的著作 40 部以及 10 余部货币银行学方面的专门著作(张家骥，2001)。早期的马克思主义货币理论主要通过经济学著作传播。1920 年有关马克思“资本论”入门的德文版书籍在上海翻译出版，1921 年北京大学学生邓中夏等译出《资本论》第一卷初稿，后有多人接续努力，最后由郭大力、王亚南完成全译本并于 1938 年出版。与此同时，国人开始自己撰写介绍和研究马克思主义货币理论的著作。早在 1929 年，陈启修即在其撰写的《新经济学》中介绍马克思货币理论，为该领域之滥觞。1935 年，李达的《货币学概论》出版，系国内首部阐释马克思主义货币学原理的专门著作，后被三联书店列入“新大学丛书”，影响广泛。此外，彭迪先的《新货币学讲话》、杨培新的《新货币学》以及前述黄宪章的《货币学总论》，均为当时该领域的代表性著作。

应当看到，在第一次“西学东渐”过程中，由于针对当时落后货币制度的改革已经迫在眉睫，

因此，国人一开始关注的焦点便集中在欧美的货币制度，包括货币本位、主辅币关系、货币职能以及货币铸造权等方面。不难看出，上述概念和理论的最初引进并非只是停留在教科书和著作层面，而是因应了十分紧迫的现实需求，甚至在很大程度上直接推动了晚清以来的币制改革运动。不过，当时国人对欧美货币制度的认识尚属肤浅，不少人认为只要货币制度定得好，国家就可以富强(彭信威，1965);就连孙中山也曾主张推行“钱币革命”似可解决中国面临一切问题(参见张家骥，2001)。当然，并非所有人都对西学趋之若鹜。比如，陈焕章(1911)就曾以《孔门理财学》作为其在美国哥伦比亚大学的博士学位论文，虽借用西学框架，但对中国古典文献中的货币数量论、铸币权、纸币流通以及劣币驱逐良币等思想均有详尽阐发。最先在中国译介斯密《原富》的严复，在货币认识方面就不接受古典经济学价值观点而固守中国传统看法。实际上，人们每逢谈论货币问题特别是币制改革问题，往往是西学国学杂糅，这种现象在当时的学人层面十分普遍。传统与西学的冲突以及伴随于此的国人选择，展现出“西学东渐”过程的复杂性。直到 1933 年 4 月实施“废两改元”后，随着西方货币理论的广泛流播，中国传统货币学说逐渐淡出人们的视野。

在有关银行制度的认识方面，国人体悟到开办现代银行的必要性，起初也是为了应对外国银行大量侵入导致利权丧失的困境。自 1859 年洪仁玕在《资政新篇》中最早提及银行，后经郑观应、陈炽以及黄遵宪等的进一步阐发，国人不仅对现代银行制度的功能、运作以及对社会经济的作用有了初步了解，更为重要的是由此推动了中国货币银行理念的现代启蒙。比如，黄遵宪等有关银行体系纸币发行需要十足准备的评介，明显受到欧美金本位下银行券发行理念的影响，这对于长期奉行政府单方面发行(铸造)货币传统的国家而言显然具有革命性意义。若仅着眼于理论发展的层面，上述讨论大都属于复述和照搬欧美说法与做法，因此似乎乏善可陈，但其在推动现代银行体系落脚于中国本土方面的作用则不应忽视。当然，囿于近代以来中国工商业等实体经济的长期衰微，大多数本土银行建立后仅着眼于发行钞票或者依靠发钞来维持运转，从而疏离于社会经济发展和人民福利增进，因此仅具现代银行制度的外壳。与此同时，有人则过分强调银行体系的作用，如康有为虽在 1905 年前后撰写的《理财救国论》中首次提出在中国建立金融体系的构想，却极力夸大银行体系的作用，认为只要发行银行券与公债，中国的贫穷与落后问题便可迎刃而解，殊不知当时中国金融业由外国银行把持，孤立强调银行券发行不但无益反而有害(参见姚遂，2012)。可以说，这种状况贯穿于第一次“西学东渐”以来国人金融知识启蒙与现代货币金融体系初创进程的始终。

三、第二次西学东渐中的照搬与反思

新中国成立后，金融学经历了第二次“西学东渐”。只不过这时的“西学”已非此前的欧美之学，而是苏联之学。1952年，中国开始摒弃欧美大学模式，全面采用苏联大学体制，系科、专业、课程设置一概因循苏联做法。一时间，编译苏联经济学以及货币信用学领域的教材和论著成为风气。

早在20世纪30年代末期，苏联的货币信用学教程已在国内翻译出版。例如，1939年，苏联经济研究所科兹洛夫主编的《货币信用论》第一卷《资本主义下的货币》，以《货币信用论教程》为名由上海光明书局翻译出版。这本书影响较大，它在某种程度上成为新中国成立伊始不少学校教师编著货币信用学教材以及教授此类课程的一个蓝本。根据黄达教授(2010)的回忆，1950年，中国人民大学(在华北大学基础上组建)指定他给一年制的专修科讲授货币银行学，当时可资参考的书籍中便有前述李达的《货币学概论》，应当是基于此书。

既然是“一边倒”地遵从苏联做法，在国内一时缺乏相关教材和教师的情况下，有条件的学校聘请苏联专家亲自上课就成为迫不得已的选择。例如，在当时的中国人民大学，先由苏联专家(据黄达教授回忆，1950年9月至1951年7月，先后到校的苏联专家共36位)“手把手”地将相关内容传授给国内教师，再由这些教师“转述”给中国学生。至于教材建设，从没有教材到翻译教材再到自编教材，更是走过了一段摸索前行的艰苦过程。翻译既有的苏联教材无疑是解决货币信用学教材短缺问题的一条捷径。20世纪50年代早期由中国人民大学组织翻译的布列格里所著《资本主义国家的货币流通与信用》无疑是一个里程碑。改革开放初期，这本书依然被不少国内高校指定为货币信用学课程的基础教材，可见影响之久远。

尽快得到苏联货币信用理论的“真经”，还有另一条路径，那就是直接到苏联留学。例如，改革开放以后长期担任我国金融体制改革工作重要领导职务的刘鸿儒教授，1951年由东北人民大学(1958年更名为吉林大学)选派到中国人民大学财贸系的银行教研室听苏联专家讲课，后于1955年赴当时苏联最高学府莫斯科大学经济系学习深造，先是主攻《资本论》，紧接着跟随货币信用学权威吉·阿特拉斯教授研读金融学，获得经济学副博士学位后回国效力，可谓得了真传(邓加荣和张艳花，2019)。有了坚实的货币信用理论基础，加上此后对中国货币金融实际的深刻了解、体悟与反思，最终造就了后来在改革开放过程中一展身手的金融理论家、教育家与实干家。

翻译引进苏联教材无疑解决了燃眉之急，但也存在后遗症。一开始，由于全面引进苏联教材，

教师在课堂上只讲苏联教材和苏联故事,对中国货币金融情况不甚了了,教学效果自然难言理想。根据林继肯教授(2004)的记述,基于这种教学方式,教师通常难以直接回答学生有关中国现实货币金融问题的提问,而总是以“苏联的今天就是我们的明天”这种“两段式”的回应了事。就这样,自编包含“中国部分”的货币金融教材很快提上议事日程。

按照常理,经过了翻译、转述以及消化过程之后便是自编讲义以及教材,而自编的要义除了用自己的语言和逻辑重新梳理、表述既有的知识与观点(主要是资本主义国家以及苏联社会主义的货币流通与信用)外,则是要体现中国的货币金融实际。其实,根据前述,此类问题在 20 世纪 40 年代就已有人(如马寅初、杨端六等)关注过。1951 年,中国人民大学财政金融系提出编写《中国的货币流通与信用》(相当于苏联相应教材的“中国部分”)的计划,三年草成初稿,其油印本随即在国内相关院校教学过程中使用,1959 年以《货币信用学》(上)成稿出版,成为该领域教材之滥觞。

无论是基于苏联教材的改编还是结合中国实际的自编,当时毕竟难以摆脱苏联范式的窠臼。20 世纪 50 年代后期,先是中苏关系出现裂痕,紧接着遭遇三年自然灾害,国民经济面临困境。前者在某种程度上营造了突破苏联范式的氛围,而后者则提供了反思包括货币银行问题在内的经济理论与政策问题的机遇。在此背景下,中国人民银行曾在 1962 年召开专门会议,讨论编写摆脱苏联束缚、从中国实际出发的货币信用学教材问题。与此同时,一批结合中国货币金融实际的研究成果陆续出版。其中具有代表性的是 1963 年发表的周升业和侯梦蟾合写的《信贷收支差额问题》、1964 年出版的由刘鸿儒和王兰合著的《社会主义的银行信贷问题》以及黄达撰写的《社会主义经济中的货币与货币流通》等。尽管在随后的“文革”期间,包括货币银行学在内的国内高校文科课程被全部叫停,作为货币银行学教学研究重镇的中国人民大学甚至一度停办,但这段时期结合中国货币银行实践的探索,在很大程度上为改革开放初期我国货币金融理论与货币金融学科教学科研的恢复作了十分可贵的前期准备。

若着眼于货币金融理论视角,这一时期的最大特色是马克思主义货币理论在中国的具体运用,而人民币制度便自然而然地成为首要研究对象。人们对于人民币问题的研究以货币本质、价值基础以及基本职能开其端,随即因应现实需求将关注重心转移到货币流通层面,并成为该时期货币金融理论研究的亮点,其中不乏基于中国经验的发现。比如,作为马克思货币必要量原理的中国化,1959 年,中国人民银行计划局的陈穆根据经验数据提出著名的“1:8”公式,在当时特定条件下不乏现实指导价值(邓加荣和张艳花, 2019)。再如,1962 年至 1963 年间,黄达教授等基于当时

中国货币流通实践，揭示现金与存款共同构成经济中的货币总量，确认银行信贷为调控货币总量的枢纽，并进一步借由信贷差额的财政弥补机制，初步搭建了财政信贷综合平衡分析框架。从总体上看，由于受到苏联范式的束缚，这一时期的货币金融研究显得单调并缺乏重大理论发现，西方货币理论、中国传统货币观点受到漠视、排斥甚至批判，还有一些重要领域如通货膨胀成为理论禁区，人们甚至认为无通货膨胀、无内债外债、低利率甚至取消利率等是社会主义制度优越性的体现。尽管如此，这一时期的部分理论努力特别是有关货币流通问题的研究，在某种程度上为改革开放以后中国货币供求、宏观经济管理以及通货膨胀问题的深入探索提供了初步基础。

不应忽视，在中国传统货币理论遭受冷遇和打压的特殊背景之下，仍有一些学者筚路蓝缕、执着探索，相关学术成果不乏传世之作，其中最具代表性者当属彭信威的《中国货币史》。这部著作初版于1954年，1958年和1965年作者生前两次修订再版。这不是一部普通的货币史著作。作为货币史家，作者对中国数千年货币金融历史演进过程的记述、考证与梳理极为严谨精深，同时作为货币理论家，作者还提出了不少极富思想性的命题，从而将中国货币金融历史的研究提升到一个前所未有的理论高度。比如，透过中国古代货币职能由不同材质的货币形制担当(金银充当贮藏功能而铜币充当交易手段)这一特殊现象，考察了财富分配制度扭曲导致的社会裂痕，进而探寻了中国历代王朝周期性兴衰更替的货币机理。再如，中国人自古以来倾向于选择窖藏而舍弃存款，大致因不少财富非由正道获取而不能轻易示人以及缺乏金融产权保护(彭信威，1965)，据此十分令人信服地论证了财富获取方式与产权保护制度决定人们金融选择这一重要命题。

四、第三次西学东渐中的冲突与融合

走出十年“文革”，处于恢复中的中国货币金融学科百废待兴，亟需适用教材。1977年，中国人民银行召开专门会议讨论货币银行学的教材建设问题，可视为前文提及的十五年前那次“无果而终”会议的接续。1980年，早在1979年即已完稿的刘鸿儒教授撰写的专门著作《社会主义货币与银行问题》出版，金融界反响强烈，一度成为当时高等院校的教科书与教学参考书。1981年，由黄达、陈共、侯梦蟾、周升业、韩英杰合著的《社会主义财政金融问题》出版，这本教材完全摆脱苏联框框，立足中国实际，特别是对新中国成立以来经济金融运行的经验教训多有梳理总结，而且贯通财政金融两大学科，对于此后相当长一段时期国内货币金融学教材的建设产生了重要影响。

伴随国内经济金融诸学科的全面恢复，在经济改革与对外开放浪潮的推动下，我国金融学迎来第三次“西学东渐”。始于 20 世纪 70 年代末期的改革开放进程，其目标是在中国建立社会主义市场经济体制，欧美成熟市场经济国家自然成为当时师从的不二对象。反映在货币金融学领域，国内各高等院校和科研院所逐渐掀起向欧美同类学科学习的热潮，甚至在某些阶段出现“一边倒”的局面。基于此背景，一度淡出人们视线的欧美之学便又“卷土重来”。

向欧美先进的货币金融学科学习的方向已定，但到实际操作起来，发现需要面对专业课程教材和专业课程教师的双重短缺困境。“十年树木、百年树人”，教师短缺问题最难解决，人才成长不能“拔苗助长”，按理说需要从长计议。但形势所迫，需要想办法。前面述及，“文革”一结束，中国人民银行便急切地召开专门会议，安排编写货币银行学方面教科书的事宜，其中的一个意图是打算通过短期培训的方式先解决师资问题；有了初步的师资基础，随后就可以培训更多熟悉金融业务的人员，最终满足教学单位和业务部门“等米下锅”的人才需求。当时，中国人民银行所属的几个院校都被要求开办师资培训班，可见改革开放过程对金融学专业师资需求之大之急。1982 年，中国人民银行研究生部(简称“五道口”，2012 年并入清华大学)就曾借用第二次“西学东渐”时期中国人民大学外聘苏联教师的做法解决这个问题。不过，此次邀请的是美国大学的教授，安排他们讲授经济学、货币银行学、国际金融等课程，收到良好效果，也积累了不少经验。

相比于师资难题，教材问题的解决方式则相仿于近代的第一次“西学东渐”，即从翻译和引进以欧美作者为主的外版教材以及著作着手。改革开放伊始，随着国内大学经济金融类专业的逐步恢复，教材短缺问题十分严重。由于当时国门渐开，人们对全球大学经济金融学科的发展态势有所了解，其中欧美大学相关学科的办学模式与理念迅速吸引了人们的注意力。国内一些高校开始尝试性地借鉴这种模式开办经济金融相关专业，吸引不少学校纷纷跟进。基于此，欧美通行的货币金融学教科书自然成为大学课堂内外师生们竞相追逐的对象。借此背景，欧美教科书以及著作强势进入中国，并迅速占领了大部分教科书市场。与此形成鲜明对照的是，大约到了 20 世纪 80 年代中后期，前面提及的属于苏联范式的大部分货币信用教科书则受到冷落并很快退出大学课堂。

顺应于此，国内不少出版机构竞相推出西方学术著作的译介系列或者丛书。例如，商务印书馆 1897 年甫创就致力于译介世界各国学术名著，在出版界久负盛名。如前文所述，近代以来不少货币学译著由商务印书馆首次印行。1981 年该馆将此前印行的单行本汇编成《汉译世界学术名著丛书》(2015 年又单独推出《经济学名著译丛》)，迄今已刊行 700 余种，其中经济金融类作品(蓝

色本)约占五分之一弱,这套丛书以其选题之权威、翻译之精到而受到读者欢迎,数十年间畅销不衰。改革开放以来,不少大学的教师和学生便是通过这套丛书初次接触到诸如凯恩斯、弗里德曼等欧美著名学者的完整著作与系统观点的。1988年,上海三联书店组织出版《当代经济学系列丛书》,其中的《当代经济学译库》以及《教学参考书系》迄今已印行70种以上,其中不乏被国内各大学广泛采用者。1995年,中国人民大学出版社推出《经济科学译丛》(2000年专门推出《金融学译丛》;2015年推出《诺贝尔经济学奖获得者丛书》),汇集国外名家名作约180种,一经出版,即引起社会极大反响。尽管近年来同类图书市场竞争加剧,但该译丛中的一些经典教材仍是不少大学经济类专业教材以及参考书之必选。1997年以来,中国社会科学出版社先后推出《当代经济学教科书译丛》、《国外经济学名著译丛》以及《哈佛剑桥经济学著作译丛》,1998年,经济科学出版社出版《当代金融名著译丛》,它们皆以选材之权威、翻译之精到而受到读者青睐。此外,中国金融出版社、机械工业出版社以及首都经贸大学出版社等都相继编辑出版不同类别的经济学教材与著作译丛,为这次经济学传播历史上规模空前的译介行动推波助澜。

需要提及,早在1980年,由中国人民大学王传纶教授主持翻译的一本美国大学通行教材《货币银行学》(作者为L. V. 钱德勒和S. M. 哥德菲尔德)出版,此为改革开放以来最早出版的译自欧美作品的金融学教材,也似乎是当时国内最早名曰“货币银行学”的翻译教材。1990年,中国财政经济出版社翻译出版了美国哥伦比亚大学S. 米什金教授的《货币银行金融市场学》(后由中国人民大学出版社出版,书名改为《货币金融学》),该教材一经面世即受到追捧,被不少大学列为货币金融学课程的基本教材,目前已出至第12版,畅销势头依然不减。在某种意义上,将其视作改革开放以来最为流行的货币金融学教材当不为过。在此期间,也不乏高水平的自编教材,如香港大学饶余庆的《现代货币银行学》和刘絜敖的《国外货币金融学说》在1983年几乎同时面世,前者偏重基本知识介绍,后者侧重流派观点述评,皆为一时之所重。仅就前者而言,尽管岁月荏苒,现在看来这本货币银行学教材篇幅稍显单薄,不少内容或嫌陈旧,但其行文之简洁畅达,表述之精到通透,仍为不少自诩与国际接轨教材所不能及。

粗略算来,改革开放以来各类出版机构翻译出版的国外经济学教科书以及著作不下数百种,其中属于货币金融学领域者,亦在一二百种之谱。客观地说,翻译或直接采用国外教材,不但在很大程度上弥补了当时的教材短缺,而且促进了国内货币金融学教学研究与国际同类学科的联系与接轨。但也应当看到,在此次大量翻译和采用国外教材的过程中,第一次“西学东渐”出现的问

题重新涌现。流行的货币金融学教科书自然是清一色基于欧美主要市场经济国家的货币金融实践，几乎看不到任何中国的货币金融痕迹。在这种情况下，按照林继肯教授(2004)的说法，原来引进苏联范式时期的“两段式”便转换成了“三段式”(即一开始讲欧美如何先进，紧接着谈中国如何落后，到最后说中国如何赶上)。

一开始人们采用此类教材传授欧美成熟的货币金融知识与做法，这完全可以理解，但随着中国经济改革进程的推进、经济规模的扩大以及货币金融全球影响力的迅速提升，在大学课堂上仍然一味采用只讲欧美货币金融故事的教科书，就有些不合时宜了。黄达教授(2010)曾经针对这段时期人们面临的教材选择困局讲过一段发人深思的话，他说：当时货币银行学课堂上的教材状况是，中国人自编的赶不上改革形势，翻译过来的大多是国外高水平的书，但与中国的实际距离过大；就翻译教材而言，固然可以从中学到一些有关市场经济的金融知识，但同时极易产生中国体制落后、改革迟缓的抱怨，而无助于引导如何在了解中国实际的基础上寻求推进改革之路。

另需提及，20 世纪 90 年代以降，随着改革开放初期那几批出国留学人员的陆续归国，国内金融学教学科研的“市场结构”悄然改变。尽管原有的教师队伍中不乏早年留洋归国者，后来还有不少国内大学教师以访问学者身份游历欧美日澳诸地，但师资力量主体依然是在本土培育出来的。不过，随着留学归国人员的陆续加盟，这种格局逐渐被打破。本土教师并非完全缺乏现代经济金融学的系统学习，他们中的绝大多数都在国内大学受过严格的经济金融学专业锤炼，但或许是由于各自专业教育背景以及对国情文化认知了解程度的不同，在有关货币金融学的角色定位方面，本土教师与海归教师存在不小的差异甚至分歧。令人印象深刻的是，双方一度围绕何为金融学的正宗以及货币银行学算不算金融学这样如今看来疑似“伪问题”的话题展开过长期的争论。到后来，随着改革开放进程的持续推进和国内金融学教学科研水平的迅速提升，上述争论渐次平息或者无果而终，但由此留下的学科裂痕迄今似乎并未得到完全弥合。

问题发端于改革开放以来欧美商学院“金融学”伴随第三次“西学东渐”强势传入。与前述第一次“西学东渐”将货币银行纳入金融范畴不同(如 20 世纪 30 年代马寅初在为朱彬元撰写的《货币银行学》作序时表明“货币与银行构成金融之两大要素”)，此次海归人员带来的是重新认识金融学的“商学院视角”。基于该视角，正宗的金融学架构围绕金融市场与公司财务(或译为公司金融)搭建，其核心是投资决策、资产估值与资产组合等被称之为微观金融的内容。照此衡量，传统的货币银行学显然不是正宗的金融学，而是属于宏观经济学的范畴(由此形成考量金融学的“经济学院视

角”)。这种“新视角”迅速扩散,影响所及,引发国内部分教师的不解、惶恐甚至抵触。在金融学专业学习甚至讲授了几十年的货币银行学,竟然不属于“正宗”的金融学,这让不少本土教师难以接受。不过,当时的现实情况是,货币银行学不管属不属于正宗的金融学,经过几代人多年积淀与传承,其在大学金融学专业的基础课程地位一时难以改变,但考虑到要与国际接轨,加上原有货币银行学的内容和结构也需要扩展以顺应新的学科发展要求,因此又不能不顾及“商学院视角”。在这种情况下,两个视角似乎逐渐产生了某种默契,“土”“洋”双方倾向于各让一步。作为妥协的结果,货币银行学被认为属于金融学的范畴,但应当与正宗的商学院金融学加以区分,于是乎名曰宏观金融。不知不觉间,将金融学区分为微观金融与宏观金融的提法,至少从学科结构层面上逐渐被金融学专业“圈子”所默认。

关于金融学的微观宏观分野甚至金融(finance)范畴本身的来龙去脉,黄达教授(2001)曾经做过专门梳理。应当承认,在欧美国家,名曰金融学或者金融经济学的教材大都只讲前述纯粹的微观金融学,如全球十分流行的博迪、默顿和克利顿的《金融学》就只讲微观内容。但同时也有专门讲述货币问题和银行问题的课程与教科书(西方的货币学源于19世纪,可谓源远流长;银行学发展稍晚,但在20世纪初已趋成熟)。不过,后来有一种在欧美较为流行的涵盖货币、银行与金融体系诸部分的教材通常也涉及一些金融市场的内容。特别是最近20年来,银行学开始采用微观分析方法(如1997年出版的弗雷克斯和罗歇的《微观银行学》),使得传统的货币银行学面目为之一变。1998年面世的托宾和戈卢布的学术专著《货币、信贷与资本》,更是融货币、银行、资产组合、资产定价于一炉。可见,金融学所谓的宏观与微观部分在欧美国家并没有想象的那样壁垒森严,或者说,两者的相互靠近甚至结合早就成为一种趋势。实际上,兼容宏观微观的金融学结构早在20世纪80年代就已经出现在前述米什金的《货币金融学》的早期版本之中。至于货币银行、金融市场、资本资产定价等,到底哪个属于金融学哪个又不属于金融学、属于金融学的哪个是正宗的哪个又是非正宗的,这样的问题似乎就没有人专门留意过。说来说去,这依然是一个只在中国某个特殊时期曾经存在过的极具中国特色的特殊问题。

应当看到,几乎就在“商学院视角”对货币银行学的“金融学”角色提出质疑的同时,国内便有人(如黄达教授)开始冷静客观地看待这种质疑,认为两者之间的关系应当是互补而非替代更非对立,并特别提醒原属传统货币银行学“阵营”的人们,要承认有关金融学的新视角与新理念对原有货币银行学的更新、转型与发展有所贡献。在此基础上,倡导“商学院视角”金融学与传统货币银

行学的兼容并蓄，探寻整合金融学微观部分与宏观部分的可行路径。这一理念随即转化为通过沟通金融学的宏观微观分析改造甚或重建金融学全新体系的行动，其初步努力的成果之一便体现在黄达教授主编、2003 年出版的《金融学》教材之中。在随后修订的第三版至第五版中，这一宏微观结合的理念与结构得到更为明确的体现。尽管构建宏观金融的微观基础仍是金融学的未尽使命(就此而言，国内外似乎处于同一条起跑线上)，但上述努力毕竟意味着我们在此方向上迈出了步伐。实际上，推动构建金融学的宏微观兼容结构，既是对金融学发展整体趋势的合理顺应，也是改革开放以来几代学人学科包容情怀的具体体现。从某种意义上看，后者对于中国金融学科的长远发展更为难得也更为可贵。

换一角度看，经过此次“西学东渐”，欧美货币金融理论及其工具至少在中国大学教育层面渐次普及，理论研究范式通过对主流方法的长期研习模仿也基本完成了与国际接轨。不仅如此，不少人在此过程中过犹不及，一定程度上出现了片面追求形式化的倾向。尽管如此，仍有不少学者潜心观察研究中国金融改革与发展过程中不断出现的新现象与真问题，从而推动这一时期中国货币金融理论研究取得了不少重要进展。比如，1984 年黄达教授《财政信贷综合平衡导论》出版，标志着具有中国特色的财政信贷综合平衡分析框架的正式形成。该分析框架所涉及的问题全部来自于中国经济生活，直面中国特定体制背景下特别是经济改革以来财政赤字和信贷扩张对宏观经济调控造成的挑战，系统梳理了财政信贷相互作用的深层逻辑，从而在很大程度上开了经济改革以来中国宏观经济分析之先河。樊纲、张曙光等(1990)基于公有制宏观经济理论视角考察中国货币扩张的特殊机理，其中有关货币扩张过程的“父子争议”与“兄弟竞争”以及企业拥有“间接货币发放权”等命题，极具中国特色和现实解释能力。易纲(1991, 1994, 1996a)提出“货币化假说”对中国经济改革过程存在的“超额货币之谜”给出解释，并据此初步确立了包含制度变迁因素的中国货币需求函数。谢平(1996)则由居民储蓄行为入手提出包含“制度变迁预期”因素的货币需求函数，合理解释了中国经济改革过程长期存在的高储蓄现象。李扬(1998)着眼于中国改革开放过程中国际资本流入和国内储蓄过剩的并存现象，在国内首次提出“资本外流假说”并论证了资本外流问题。平新乔(1998)借由“预算软约束”新理论的“事后有效假说”，有力论证了经济改革过程中国有银行具有“软预算约束”性质的贷款行为的合理性，进而为中国国有银行制度的有效性提供了实证基础。张杰(1998)运用制度分析方法对中国金融制度的结构与变迁过程进行刻画与考察，初步揭示了中国渐进改革与金融制度演进之间的逻辑联系。樊纲(1999)针对经济改革过程中国有银行不良资产高

企和政府负债偏低这一特殊现象，提出“国家综合负债”概念，论证了国有企业对银行的坏账具有“准政府债务”性质的命题，为客观认识和估计整体金融风险特别是破解中国金融稳定之谜提供了全新角度。

从总体上看，这一时期的绝大多数成果倾向于借助主流理论解释中国问题或用中国问题验证主流理论，展现出本土学人在主流理论与中国货币金融实践之间建立联系并期望尽快融入主流的学术努力过程。不过，若将这些个体的学术贡献“组合”起来，仍可初步勾勒出中国货币金融学的成长线索与基本轮廓。

五、新时代的中国金融故事与本土化努力

进入新世纪，中国金融学面临新的发展机遇与挑战。伴随中国经济的迅速崛起以及金融的改革与发展，如何将中国金融故事讲进既有的金融学框架就成为引人注目的崭新课题。

其实，在金融学的教材和课堂中讲述中国的金融故事，或者金融学的“中国化”，是第一次“西学东渐”以来绵亘中国金融学领域一个半世纪的老话题。只不过，如今面临的国情背景与此前有所不同：当时的中国积贫积弱、落后挨打，而如今的中国正在走向富强。在这种情况下，金融学的“中国化”便被赋予了全新的含义与使命。

首先要面对的问题是如何推进现代金融学基本原理与中国金融改革发展实践相结合。对此，一开始人们普遍存在一种倾向，认为在金融学的教材中和课堂上，主要讲述欧美金融故事那是天经地义的事情，因为金融学的基本原理都是由欧美国家的金融经验提炼而来，这样做不是崇洋媚外赶时髦，而是实事求是守规范。基于这种考虑，在改革以来不算短的时间里，对于国内绝大部分开设该课程的高校，金融学基本原理与中国金融故事的结合就仅仅体现在强调中国与欧美的差距上面(即前述所谓“三段式”)，与真正从中国货币金融实践当中梳理提炼出具有中国特色的逻辑与命题这样的目标还相去甚远。

当时人们可能不太在意，我们竞相采用的欧美流行金融学教材有一个特点，那就是它们大都在讲述“本土”的金融故事。这样做的一个简单理由是，向本国的学生讲清楚或者向全球的读者讲述其本土的货币金融运行状况，与其说是一种学科要求，毋宁说是一种公民义务或者责任。因此，对于中国大学的教师来说，依托欧美金融故事讲授金融学基本原理只是一种过渡性或者补课性的暂时现象，而非金融学讲授内容的常态。常态是回归欧美金融学讲述“本土”故事的既有做法，也

就是讲述中国本土的金融故事，或者依托中国故事讲授金融学原理。近些年来，国内不少金融学教材都在增加中国故事内容，这种现象值得关注与肯定，但从总体上讲，绝大多数教材中的中国故事只是个案性和补充性的，而非框架性和基础性的，更不用说基于中国金融故事建立全新的金融学范式了。当然，也有部分教材(如黄达教授编著的《金融学》)从一开始就秉持基于“中国金融故事”讲述金融学基本原理的传统，从而体现了金融学“中国化”的探索与努力。

基于中国故事讲授金融学原理之所以重要和必要，除了上述学科传统的通常要求之外，还有更为现实的理由，那就是随着中国经济改革的推进与金融业的快速发展，所谓“主流金融学”(基于欧美金融故事)的解释力在迅速减弱。此前，我们强调将主流金融学基本原理与中国金融改革发展实践相结合，或者运用现代金融学的原理讲述中国金融故事，那是认定这些基本原理本身的解释力没有问题，问题在于中国的金融实践与此尚存差距甚至还“不合格”。可以说，改革四十余年来我们针对于此已经做了足够多的努力，取得的成果也可以说是汗牛充栋，目前此项工作完全应当告一段落。可是，一旦主流金融学的解释力出了问题，那就意味着需要重建金融学的分析框架。主流学者敏感地意识到了这一点，比如美国经济学家艾伦和盖尔(2002)就曾惊叹：“与传统共识相比，中国恰好提供了一个反例。”米什金在前文已经提及的那本《货币金融学》第 11 版第 8 章的一个“应用”中也提出同样的问题：“中国是金融发展重要性的反例吗？”实际情况是，中国的经济崛起与金融发展并未遵循主流经济学划定的路线图，中国改革开放过程陆续涌现出不少极具本土特色的经济金融故事，既有的主流框架一时无法给出合理解释。既然如此，有些迥异于欧美“样板”的金融问题就不能简单归结为“中国差距”，而属于实实在在的“中国特色”了。重要的是，对于具有中国本土特色的金融问题，就需要用中国视角、中国逻辑以及中国框架加以解释了。正是从这种意义上讲，随着具有中国特色金融发展道路的不断拓展，金融学在中国“本土”的重建或者金融学的“中国化”将面临千载难逢的机遇。几个世纪以来，在大学讲台讲述金融故事的话语权长期被西方教材与教师垄断。如今，随着中国经济金融的崛起，这种状况需要改变。讲授中国金融故事的权力，应当掌握在中国人自己手中。

不过，中国人要在金融学教材中和在大学课堂上讲好自己的金融故事并非易事。本文一开始就已提及，讲好中国金融故事的第一要务是要找回或者重新站立于本土的货币金融实践与思想根基。林继肯教授(2004)曾谈及继承发扬中国古代金融思想以及总结中国古代金融实践经验的问题，以助力于建设中国特色社会主义金融学科。此后，黄达教授(2018)更是反复强调，国人应当依靠东

方文化传统的精髓为世界现代货币金融理论的发展作出自己的贡献，建设具有“东方神韵”的货币金融理论。眼下，对于国人来说，构建讲述“本土金融故事”的金融学的必要(客观)条件(经济崛起、金融发展)已经具备，但充分(主观)条件(基础理论、哲学基础)远未成熟。对于后者，需要人们在熟稔中国货币金融思想脉络的同时具备回望历史进而从传统文化中汲取哲学智慧的能力。黄达教授(2018)进一步将哲学基础视为“更为基础的基础”，认为只有夯实了这个基础，才能“使中华文化传统的精华渗透到货币金融理论里面来”，进而方能建设和发展具有中国特色的金融学。

应当承认，在中国，金融学哲学基础的重建尚需时日。仅就货币金融基础理论而言，长期以来，我们对此有所忽视，其中对思想史或者理论史的忽视尤甚。目前国内不少院校没有系统开设中国经济思想史方面的课程，与货币思想史、金融思想史有关的课程就更属零敲碎打。对金融学的“中国化”来说，这无疑是一个极大的缺陷或者隐患。懂工具和技术的人多，懂历史和思想的人少，熟悉哲学基础的人更少，学科本身如同一个跛子，一瘸一拐的，何谈长远发展！在目前国内金融学的师资队伍中，不知有多少人阅读或者浏览过“经史子集”当中与经济金融问题有关的经典原著；或者再退一步，不知又有多少人熟读过《管子》以及《史记》中的《平准书》、《货殖列传》抑或其余各史中的《食货志》。无论如何，在全球经济金融变迁和中国经济金融迅速发展的今天，言必凯恩斯、弗里德曼而无视原汁原味的中国货币金融思想，是有问题的。

应当看到，随着中国经济崛起和金融改革进程的推进，国内学者越来越关注中国本土的货币金融经验，并尝试做出理论努力。相较于上个世纪八九十年代那一代亲历中国经济金融改革开放过程的学人，新一代学者更加青睐西学研究范式甚至盲目追求形式化，因此结合本土经验的高水平研究成果似乎有所缩减。但与此同时，还是有越来越多的学者不得不承认，主流框架并非具有“包打天下”的普适解释能力。更为重要的是，不少学人意识到新时期中国经济学的学术使命已不单纯是凭借临摹西学“章法”被动融入所谓主流，而是需要通过讲述自己的经济金融故事和提炼中国假说命题，使主流框架中包含更多的中国因素和中国贡献，进而推进主流经济学的创新发展。由此角度看，这一时期取得重要进展的领域包括人民币汇率之谜(卢锋，2006)、中国金融腐败(谢平和陆磊，2005)、中国经济增长的最优金融结构(林毅夫，2012)、中国国家资产负债表的理论与方法(李扬、张晓晶等，2013)以及自20世纪90年代持续至今的中国金融资产结构分析(谢平，1992；易纲，1996b，2020；易纲和宋旺，2008)等。

近些年来，国内不少学者基于近代以来货币金融演进案例对具有中国特色的金融学问题进行

了有益探索。举其要者如，杜恂诚(2004)运用制度变迁理论揭示中国近代金融制度的演进过程以及区别于西方金融制度演进的特征，其中当时在华外国银行与中国本土钱庄之间存在的所谓“拆票制度”极富金融制度均衡含义。戴建兵(2005)认为近代中国存在一种十分独特且难以用主流货币银行理论的本位概念加以刻画的“白银核心型”货币体系，这种货币体系以银两与银元为核心形成一个包含众多货币类型、无所谓主辅币的货币制度层圈，该层圈的结构与变迁又进一步深刻塑造和改变着外商银行、钱庄、本土商业银行以及政府之间的金融关系，由此逻辑出发，近代中国货币金融制度的演进便具有了新的样貌。叶世昌(2007, 2008)透过 19 世纪 80 年代初期上海股市危机案例，和银行、钱业公会抵制 1931 年《银行法》案例，得出借鉴西方资本市场制度和银行管理制度若不立足于金融国情则会陷入“东施效颦”和“逾淮而枳”窘境的命题，至今仍具现实启示意义。王宏斌(2015)试图根据清代银钱比价波动廓清长期流行于近代货币著作的“中式”货币数量学说，为深入研究清代以及近代以来中国的货币流通状况提供了新的思路。姜建清和蒋立场(2016)梳理了近代百年外商银行在中国的兴衰变迁历史，客观评价了在此过程中不同金融制度和金融文化的碰撞融汇，特别是揭示了外来金融本土化的一般规律，对重新认识新一轮金融开放逻辑以及中国商业银行的国际化发展道路不无借鉴价值。尤需关注的是，刘平(2019)通过一个银行职员 1921 年至 1942 年的档案资料讲述“微观金融史”，从极细微处入手耙梳和展现了近代本土民营银行家艰难创业的心路历程，为人们研究近代以来中国银行业的演进逻辑提供了有价值的样本。

值得特别提及的是，自 20 世纪 90 年代末开始，一些学者从中国经济改革以来原汁原味的金融制度变迁案例出发梳理逻辑和淬炼理论，内容涉及股票交易、外汇额度交易、非正规金融部门发展以及民间借贷等方面(参见张曙光执行主编，1996, 1999, 2002, 2005);还有一些国内大学的研究机构组织专门力量系统解读新中国金融制度变迁事件(参见陈雨露和郭庆旺主编，2013);另有学者试图在主流理论、中国传统文化和制度结构以及金融发展经验之间搭建桥梁并据此构建新的金融分析范式(张杰，2017;潘越等，2019);等等。可以预想，如果中国学人由此往后注重从中国优秀传统文化中汲取营养，坚持走向金融改革与发展的“田间地头”，持之以恒地讲述中国金融故事和总结中国金融经验，金融学在中国的未来发展前景值得期待。

六、结语

本文对近代以来金融学在中国的发展历程做了力所能及的梳理，结果发现，这基本上是一段

国人搬运、模仿和传播西方所谓主流金融学范式以及知识体系的历史。经历西学东渐浪潮的冲击，在近代以降国力衰微和变法图强的背景之下，源于欧美(包括苏联)货币金融实践的理论范式以及知识体系逐步成为主流，而原生于本土实践的货币金融思想则遭受疏离与冷落。尽管此间国人的本土化努力从未停歇，如早在 20 世纪 40 年代初期，就有人明确提出需要编撰“合乎中国需要的金融学”，但在经济金融实力相对落后以及谋求与国际接轨的总体趋势之下，通过讲述中国金融故事掌握金融学的“话语权”明显力有不逮。转机出现在 20 世纪 70 年代末期，此时启动的改革开放进程使得中国经济迅速崛起，而与此伴随的“增长奇迹”不仅改变了全球经济金融格局，也让国人在很大程度上重拾了理论自信。由于四十余年来绝大部分经济金融改革与增长成果是在没有按照主流理论“出牌”的情况下取得的，因此金融学的本土化问题便被自然而然地提上议事日程。

金融学本土化首先碰到的是独具特色的中国金融故事，这些故事是亿万国人参与金融改革实践的真实记录。国外文献并非没有留意中国经济金融故事的特殊性，比如，一些研究成果曾经揭示中国自古以来就拥有十分独特的金融市场制度，¹还有一些学者注意到了中国经济增长过程存在的金融悖论，²更有学者将中国改革开放以来逐步成形且独具特色的经济模式直呼为“中式市场经济”。³不过，尤为重要的是，在中国经济金融改革过程中，并非简单模仿欧美经验，而是立足中国本土实际的成功例证俯拾皆是。中国的银行主导型金融体系被主流理论认为是低效的，可正是基于这种金融体系的有力支持，改革开放以来的中国经济实现了长期稳定增长；利率控制曾被主流理论判定是金融抑制的标志，但在中国改革过程中却与居民部门的储蓄增长与金融深化并行不悖；中国人民银行被主流理论认为缺乏独立性，却以其独特而有效的货币政策操作维持了高增长与低通胀的长期搭配；中国的国有银行体系一度被主流学者诊断为缺乏竞争性，却以其超强的金融汲取与金融支持能力不但满足了改革与增长进程中的金融资源配置需求，而且在此过程中成长为全球最

¹ 王国斌和罗森塔尔(2014)认为，中国自古以来一直存在一种特殊的“内部金融市场”，这种市场与源于欧洲的外部市场相映成趣；“中国的信用交易由来已久且形式多样，只要抛弃经济发展必须依靠欧洲式金融制度的执念，未来的研究者一定会发掘出更多理解中国信用市场的维度”；“20 世纪末期中国迎来新一轮投资热潮，其资本市场与欧美和其他亚洲地区迥异，因此需要考虑，历史上的中国或许和今天一样，凭借着一个独特的金融市场来应对各种资金需求”。

² 艾伦和盖尔(2000)判断，“按照传统标准，中国的金融体系是一个失败的系统，但实际上，中国已经取得了超过世界上任何国家的经济增长”(中文版序言)。无独有偶，奥尔利克(2011)也持相似的看法，他认为，“中国的银行是一群怪兽，政府是它们的主要股东，监管机构限定存款利率的上限和贷款利率的下限，贷款既要听命于政治逻辑，也要听命于金融逻辑”。即便是这样的银行体系，也照样“为经济带来增长，为投资者带来回报”。

³ 科斯和王宁(2012)发现，“中国市场经济确实与英国、美国或者其他现存的市场经济模式不同，这在很大程度上是基于历史原因以及中国所具有的众多独一无二的特性”；“对于中国经济危害全球市场秩序的指控，更大程度上是基于恐惧与不了解，而不是逻辑”；“更为重要的是，中国活力四射而又独一无二的市场经济，充分证明市场经济可以在西方社会之外扎根并繁荣发展。中式市场经济的崛起为其他文化与历史有别于西方社会的国家树立了一个鲜明的榜样”。

大和最稳健的商业银行体系;等等。诸如此类原汁原味的中国金融故事都无疑是金融学本土化的基本内容。可以说,只有讲好中国金融故事,金融学的本土化方能寻找到步入正途的逻辑起点。

剩下的问题就是如何讲述中国金融故事了。对于中国学者而言,这无疑是一个极具挑战性和紧迫性的重大课题,其中最为关键者当属寻找甚或重建讲好中国金融故事的方法论与哲学基础。在此过程中,需要基于中国金融实践背景重构金融学与金融哲学之间的关系,特别是要致力于推动既有主流金融学与中国货币金融实践的深度对话与互动。金融学的本土化并非意味着盲目排斥或者摒弃现有的金融理论及其知识体系,当然更非“另起炉灶”,而是要将传承于中国数千年文明传统的哲学观点以及思维方法,和直接萃取于本土货币金融实践的知识、思想以及逻辑,浸润乃至深植于既有的金融学体系,以期形成更具包容性和解释力的全新金融学框架。对此宏大主题,显然需要专文讨论。

参考文献

- [1] 艾伦·盖尔, 2002:《比较金融体系》, 中文版序言, 王晋斌、朱春燕等译, 中国人民大学出版社。
- [2] 奥尔利克, 2011:《中国的银行:不可爱但管用》, 原载美国《华尔街日报》3月27日, 中译文载《参考消息》3月28日, 第5版。
- [3] 陈焕章, 1911:《孔门理财学》, 韩华译, 中华书局, 2010年版。陈雨露、郭庆旺主编, 2013:《新中国财政金融制度变迁事件解读》, 中国人民大学出版社。
- [4] 戴建兵, 2005:《白银与近代中国经济(1890—1935)》, 复旦大学出版社。邓加荣、张艳花, 2019:《中国金融改革探路人刘鸿儒》, 中国金融出版社。
- [5] 杜恂诚, 2004:《金融制度变迁中的中外比较》, 上海社会科学院出版社。
- [6] 樊纲, 1999:《论“国家综合负债”——兼论如何处理银行不良资产》, 《经济研究》第5期。
- [7] 樊纲、张曙光等, 1990:《公有制宏观经济理论大纲》, 上海三联书店。
- [8] 戈兹曼, 2016:《千年金融史》, 张亚光、熊金武译, 中信出版集团, 2017年版。
- [9] 黄达, 1984:《财政信贷综合平衡导论》, 中国金融出版社。
- [10] 黄达, 2001:《金融——词义、学科、形势、方法及其他》, 中国金融出版社。
- [11] 黄达, 2010:《与货币银行学结缘六十年》, 中国金融出版社。
- [12] 黄达, 2018:《金融学研究基础, 必须强调再强调》, 《国际金融研究》第2期。
- [13] 黄达、张杰编著, 2020:《金融学》(第五版), 中国人民大学出版社。
- [14] 姜建清、蒋立场, 2016:《近代中国外商银行史》, 中信出版集团。
- [15] 科斯、王宁, 2012:《变革中国:市场经济的中国之路》, 徐尧、李哲民译, 中信出版社, 2013年版。
- [16] 李扬, 1998:《中国经济对外开放过程中的资金流动》, 《经济研究》第2期。
- [17] 李扬、张晓晶、常欣等, 2013:《中国国家资产负债表2013——理论、方法与风险评估》, 中国社会科学出版社。
- [18] 林继肯, 2004:《金融学科历史经验的回顾与思考》, 载林继肯主编, 2007:《中国金融学教育与金融学科发展:历史回顾与经验总结》, 中国金融出版社。
- [19] 林毅夫, 2012:《新结构经济学:反思经济发展与政策的理论框架》, 苏剑译, 北京大学出版社。
- [20] 刘平, 2019:《微观银行史:一个银行职员的档案寻踪》(上、下), 中国出版集团、东方出版中心。
- [21] 卢锋, 2006:《人民币实际汇率之谜(1979—2005)——基于事实比较和文献述评的观察》, 《经济学(季刊)》第5卷第3期。
- [22] 米什金, 1986:《货币银行金融市场学》, 李扬、贝多广等译, 中国财政经济出版社, 1990年版。

- [23] 米什金, 2016:《货币金融学》(第十一版), 郑艳文、荆国勇译, 中国人民大学出版社。
- [24] 潘越、宁博、纪翔阁、戴亦一, 2019:《民营资本的宗族烙印:来自融资约束视角的证据》,《经济研究》第 7 期。
- [25] 彭信威, 1965:《中国货币史》(第二版), 上海人民出版社。
- [26] 平新乔, 1998:《“预算软约束”的新理论及其计量验证》,《经济研究》第 10 期。
- [27] 王国斌、罗森塔尔, 2014:《大分流之外:中国和欧洲经济变迁的政治》, 周琳译, 江苏人民出版社, 2018 年版。
- [28] 王宏斌, 2015:《清代价值尺度:货币比价研究》, 生活·读书·新知三联书店。萧清, 1987:《中国古代货币思想史》, 人民出版社。
- [29] 谢平, 1992:《中国金融资产结构分析》,《经济研究》第 11 期。
- [30] 谢平, 1996:《中国金融制度的选择》, 上海远东出版社。
- [31] 谢平、陆磊, 2005:《中国金融腐败的经济学分析:体制、行为与机制设计》, 中信出版社。姚遂, 2012:《中国金融思想史》(上、下), 上海交通大学出版社。
- [32] 叶世昌, 2007:《银行、钱业公会抵制 1931 年〈银行法〉》, 载复旦大学中国金融史研究中心编, 2007:《近代上海金融组织研究》, 复旦大学出版社。
- [33] 叶世昌, 2008:《上海股市的第一次高潮和危机》,《复旦学报(社会科学版)》第 2 期。
- [34] 叶世昌、李宝金、钟祥财, 2003:《中国货币理论史》, 厦门大学出版社。
- [35] 易纲, 1991:《中国经济改革过程中的货币化进程》, 原文发表于英文期刊《中国经济评论》(ChinaEconomic Review)1991 年春季卷, 中文版载易刚, 2003:《中国的货币化进程》, 商务印书馆。
- [36] 易纲, 1994:《中国货币需求的估测》,《中国社会科学季刊》(香港)夏季卷, 总第 8 期。易纲, 1996a:《中国的货币、银行和金融市场:1984—1993》, 上海三联书店、上海人民出版社。
- [37] 易纲, 1996b:《中国金融资产结构分析及政策含义》,《经济研究》第 12 期。
- [38] 易纲, 2020:《再论中国金融资产结构及政策含义》,《经济研究》第 3 期。
- [39] 易纲、宋旺, 2008:《中国金融资产结构演进:1991—2007》,《经济研究》第 8 期。
- [40] 张家骥主编, 2001:《中国货币思想史》(上、下), 湖北人民出版社。
- [41] 张杰, 1998:《中国金融制度的结构与变迁》, 山西经济出版社。
- [42] 张杰, 2007:《金融分析的制度范式:制度金融学导论》, 中国人民大学出版社。
- [43] 张曙光执行主编, 1996, 1999, 2002, 2005:《中国制度变迁的案例研究》(第 1 至 4 集), 上海人民出版社, 中国财政经济出版社。

Economics of Money and Finance in China:

From the Introduction of the Western Paradigm to Localization

ZHANG Jie

Summary: China has a long tradition of documenting and evaluating historic events in association with monetary issues. Since the first such study by Sima Qian in the *Shi Ji* (refer to the sections of *Huo Zhi Lie Zhuan* and *Ping Zhun Shu*), such assessments have become essential aspects of the official historical record. The many detailed accounts of monetary practices and the relevant theoretical explorations of policy implications gave rise to propositions for a quantitative theory of money in the *Guanzi*. During the Northern Song dynasty, SHEN Kuo examined how the velocity of monetary circulation affects the economy. These were the first studies of such monetary issues anywhere in the world. However, as the economy of China declined for hundreds of years afterward, these valuable studies came to be neglected, and they failed to inform the broader world. Only after the introduction of the Western paradigm in modern times did Chinese leaders begin to reconsider the study of economics, money, and finance as a scholarly discipline. Altogether, there were three waves of learning about economics from the West.

The first wave lasted about a century, and it involved a process of introduction, digestion, and imitation, thus laying the foundation for the modern science of economics, money, and finance in China. It should be noted that the spread of Marxism during this period directly set the orientation for this discipline after 1949.

The second wave lasted only a little over 20 years. During this period, China turned from the Western model to the Soviet model of education in economics, and followed Soviet practices for constructing departments, majors, and courses. Indeed, this large-scale imitation limited the development of the discipline, but even in this period, innovative Chinese research in economics continued. The work of economists during this period provided valuable preparation for the reconstruction of the discipline in both theory and practice.

The third wave was accompanied by the opening reform and the rapid rise of China's

economy. From the initially comprehensive introduction of the Western paradigm to its gradual integration with China's traditional theories of monetary banking, the study of economics has taken shape and matured as an international discipline with Chinese characteristics. The most important achievement during the third wave was the construction of a macro-micro compatible structure of finance. The emergence of new economic theories informed the actual practice of economic expansion in China, which enabled a long-term process of healthy development in the discipline of economics.

During the three waves of learning from the West, consistent efforts were made to localize theory and practice. During the early 1940s, Chinese economists explicitly indicated the need to compile China's own textbooks on finance to suit the nation's particular needs. Since then, numerous scholars have advocated the integration Chinese and Western knowledge, and the practical application of such knowledge. It has become customary to compile textbooks that are relevant to the specific localities concerned. Even during the second wave, such efforts never ceased.

In the 21st century, with China's financial success capturing the attention of the world, practitioners of economics with Chinese characteristics are sure to explore new opportunities and challenges. Nowadays, the most urgent problems are how to rebuild the philosophical foundation of finance and how to apply traditional Chinese culture as a basic component of the economics framework. Only by rooting economics studies in China's local conditions while pursuing compatibility with the Western paradigm can Chinese researchers on economics, money, and finance build their theoretical confidence and embark on the road toward more robust development. During this process, it is necessary to reconstruct the relationship between the discipline of finance and the philosophy of finance, and to do so on the basis of Chinese realities, with a focus on deepening the interaction between mainstream theory and the particular practices developed in China. This localization effort is in no way intended as a rejection of established theory and of the prevailing system of knowledge. Rather, it aims to incorporate the practical approach of traditional Chinese philosophy and culture into the prevailing economic system to formulate a better and more inclusive interpretative framework.

Keywords: Economics of Money and Finance; Introduction and Learning of Western Paradigm; Chinese Financial Story; Localization Effort

基于银行流动性管理视角的宏观审慎与货币政策协调研究¹

罗煜² 张祎³ 朱文字⁴

【摘要】 本文从商业银行流动性管理视角出发，探究银行微观主体行为如何影响宏观审慎与货币政策的协调。我们借鉴净稳定资金比例的设计理念，将商业银行的流动性管理行为纳入传统理论模型，刻画出两种流动性管理行为对货币政策信贷传导渠道效率的潜在影响及传导路径。在此基础上，本文采用我国 50 家商业银行 2012 年第 1 季度—2018 年第 2 季度面板数据对该影响进行了实证检验。我们发现，银行为提升长期流动性水平而进行的优化信贷资产结构的行为，能够显著提高货币政策传导效率。但是，部分净稳定资金比例较低的股份制银行和城市商业银行调整非信贷资产结构的行为则有可能降低货币政策传导效率。因此，在贯彻既有流动性监管措施的同时，关注与引导银行资产结构调整方式，对增进宏观审慎与货币政策的协调大有裨益。

【关键词】 宏观审慎；净稳定资金比例；货币政策传导；信贷渠道

一、引言

2008 年金融危机后，为了降低金融顺周期行为和跨市场风险传染对宏观经济和金融稳定造成的冲击，防范系统性风险，各国央行和监管当局开始着手构建宏观审慎监管框架。自 2016 年起，中国人民银行建立了宏观审慎评估体系，从资本、杠杆率、流动性等方面对金融机构开展宏观审慎评估，十九大报告更是明确提出要健全货币政策和宏观审慎政策“双支柱”调控框架。从全球范围来看，政策界和学术界都较为关注宏观审慎政策与货币政策的协调性问题。以往对二者关系的研究，主要从资本监管和逆周期监管角度出发，而对宏观审慎监管的另一个重要方面——流动性监管的关注相对较少。

商业银行通过存贷款期限错配向经济提供流动性，然而商业银行这种脆弱的资产负债结构也蕴含着流动性风险。最近一二十年的多次银行倒闭事件和金融危机表明，金融机构的破产往往不是由于真正资不抵债，而是陷于流动性危机，且流动性危机又极易诱发系统性风险。因此，流动性风险是悬于每一家商业银行头上的“达摩克利斯之剑”。2008 年美国金融危机演化历程生动展

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Papers No. 2034。

² 罗煜，中国人民大学国际货币研究所研究员、中国人民大学财政金融学院副教授、中国财政金融政策中心、中国银行业研究中心。

³ 张祎，中国人民大学财政金融学院博士研究生。

⁴ 朱文字，中国人民大学财政金融学院经济学博士、助理教授。

示了从机构的流动性风险到系统性风险的转化过程。鉴于此，巴塞尔委员会将流动性风险的标准、计量和监测列入《巴塞尔协议 III》（下文简称“巴 III”），其中包含两个核心指标：一是“流动性覆盖率”（Liquidity Coverage Ratio，简称“LCR”），旨在确保商业银行在设定的严重流动性压力情景下，能够保持充足的、无变现障碍的优质流动性资产，并通过变现这些资产来满足未来 30 日的流动性需求；二是“净稳定资金比例”（Net Stable Funding Ratio，简称“NSFR”），旨在针对商业银行中长期期限错配风险进行监测和控制。根据巴 III 标准实施进度，流动性监管框架最迟应于 2019 年年初全面实施。NSFR 指标作为银行业流动性监管新规的重要新增环节，是宏观审慎监管框架中不可或缺的组成部分¹。根据巴 III 最终标准，NSFR 被定义为可用的稳定资金（Available Stable Funding，简称“ASF”）与所需的稳定资金（Required Stable Funding，简称“RSF”）之比。

在中国，随着近几年金融改革和“去杠杆”过程的不断深化，流动性风险已成为中国经济金融平稳运行的一个突出问题。为了提升商业银行的流动性管理水平，我国银保监会从 2012 年起对中国商业银行的流动性监管指标设定了为期五年的过渡期。2018 年 5 月，银保监会发布《商业银行流动性风险管理办法》，该办法的核心内容是新引入三个量化指标监管流动性风险，其中，资产规模在 2000 亿元（含）以上的商业银行应在 2018 年 7 月 1 日前达到 NSFR 最低监管要求。自 NSFR 监管要求实施以来，我国商业银行的流动性管理能力持续提升，为近年来我国银行业的稳健运行打下了坚实的基础。流动性监管新规的落地不仅对防范商业银行的流动性风险具有积极意义，稳健的资产负债结构也是货币政策传导渠道保持畅通的重要保障。长期以来，信贷传导渠道在我国货币政策传导中发挥着重要的作用。贷款是我国商业银行资产结构中最重要组成部分，商业银行调整信贷资产的规模与结构也是管理流动性的重要手段。那么，商业银行是否通过资产结构调整行为管理流动性水平？商业银行的资产结构调整行为是否影响货币政策信贷传导渠道的效率？对于这些问题的探索将有助于理解宏观审慎政策与货币政策之间的协调关系。

本文的学术贡献在于，我们通过理论建模与实证研究，从微观视角揭示了银行流动性管理行为与货币政策传导效率之间的关系，这是宏观审慎与货币政策协调研究的一个重要子课题。以往不少文献通过复杂理论模型来刻画宏观审慎政策与货币政策的关系，但模型的设定相对抽象，难以捕捉金融机构的微观行为；研究银行流动性的相关文献，也多聚焦于商业银行的风险承担问题，而不是银行对货币政策反应的敏感程度（本文中界定的“货币政策传导效率”）；对银行流动性管理行为的探讨，也有助于我们理解 NSFR 指标的设计理念与作用机理。由于商业银行对外披露的数据较少，目前我们对银行行为描述的还不够精确。面对宏观审慎监管，银行会采取什么行为，这些行为又会产生哪些效果，还是目前欠缺的研究问题。本文从微观经济主体的行为出发，希望揭开金融机构行为和货币政策信贷传导渠道的“黑箱”（Bernanke and Gertler, 1995），加深我们对宏观审慎与货币政策协调问题的理解。

本文余下部分结构如下：第二部分是文献回顾，第三部分是理论模型，第四部分是实证检验，

¹ 流动性覆盖率指标着眼于短期（30 天以内）流动性监管目标，不适用于商业银行中长期资产负债结构调整分析，且数据可得性较低，故本文以净稳定资金比例作为流动性监管的代表指标进行研究。

最后是结论与建议。

二、文献回顾

宏观审慎监管理念在国际金融危机以来被各国监管当局普遍认同，但其与货币政策的协调问题一直是国内外研究的重点（马骏和何晓贝，2019）。现有文献对宏观审慎政策与货币政策协调性的探索主要以国际经验梳理或理论探讨为主（马勇，2019；王信和贾彦东，2019），且往往运用复杂宏观模型对“双支柱”协调方式进行研究（王爱俭和王璟怡，2014；黄益平等，2019），而对两种政策之间的微观机制关注较为有限。本文尝试通过研究商业银行微观行为的潜在影响，探讨宏观审慎政策与货币政策协调的内在机理。

（一）货币政策信贷渠道的提出及其影响因素

对货币政策传导机制的研究开始于 20 世纪 70 年代，长期以来经济学家将货币政策的作用机理归纳为利率渠道，即紧缩的货币政策提升利率水平，造成利率敏感的投资下降，从而降低宏观经济产出(Mishkin, 1995)。然而，仅依靠货币和债券权衡的利率渠道并未完整解释货币政策在宏观经济中的传导过程。对此，Bernanke and Blinder(1988)重新审视了银行贷款在货币政策传导中的角色，提出了货币政策传导的信贷渠道。考虑货币、债券和贷款三种资产组合的信贷渠道是对传统利率渠道的补充，也揭示了货币政策与微观主体——银行之间的互动关系。无论采用宏观加总数据（Bernanke and Blinder, 1992；周英章和蒋振声，2002）还是微观银行层面数据（Kashyap and Stein, 1995；刘书祥和吴昊天，2013），实证研究结果均验证了货币政策信贷渠道的存在性。

在货币政策信贷渠道的存在性得到基本证明之后，国内外学者开始探讨影响货币政策信贷传导效率的主要因素，并尝试为这些发现提供合理解释。基于美国银行层面数据的实证研究表明，银行规模、流动性和资本状况等因素在货币政策信贷传导渠道中扮演着重要角色(Kishan and Opiela, 2000; Gambacorta, 2005)。一般来说，银行规模越大、流动性水平越高、资本充足状况越好，银行信贷供给对货币政策敏感性越低。然而，这一结论在其他国家或地区并未达成共识(Ehrmann et al., 2001)。徐明东和陈学彬（2011）实证检验了微观银行特征对我国货币政策信贷传导效率的影响。结果表明，流动性充裕的大型银行，其信贷行为易受资本充足状况影响，而中小银行往往受流动性水平的制约。

（二）商业银行流动性管理对货币政策信贷传导渠道的影响机制

尽管不同学者对货币政策信贷传导效率的影响因素研究结论不一，但是国内外学者都认可银行流动性在货币政策信贷传导渠道中扮演的重要角色。传统观点认为，由于银行面临存款准备金约束，货币政策变化导致存款规模变化，使得银行面临流动性压力，这是银行信贷调整行为产生的原因(Woodford, 2010)。而现代观点认为，信贷渠道通过货币政策影响银行外部融资成本而实现，

而银行外部融资成本高低取决于资产负债表张力¹和投资者对银行的风险预期(Disyatat, 2011)。实际上,这两种作用机制在国外研究中均得到了验证。

第一,资产负债表张力与资产结构转换。在外部融资存在摩擦的情况下,流动性资产的持有能够帮助银行调剂资金余缺,保持最优资产组合结构。正如 Kashyap and Stein(2000)、Gambacorta(2005)所指出的,当央行采取紧缩型货币政策时,流动性较高的银行可以减少流动性资产持有以保有信贷组合,因而其信贷供给受货币政策影响较小。银行流动性对货币政策信贷渠道是否产生影响,取决于商业银行资产结构的调整 and 不同流动性水平资产之间的转换,如商业银行将贷款等低流动性资产替换为政府债券等高流动性资产,则会造成信贷规模下降(Bonner and Eijffinger, 2016),而银行将短期银行间贷款替换为高流动性资产则不会对银行信贷规模造成影响(Banerjee and Mio, 2018)。

第二,信息不对称与外部融资成本。与资产规模、资本充足状况等银行微观特征类似,银行具有良好的流动性状况就意味着银行资产负债表稳健程度较高。这有助于减少因信息不对称而造成的金融摩擦并影响外部投资者对银行的风险预期,进而影响银行外部融资成本或外部资金资金可获得性,从而对银行信贷行为形成制约(Bernanke and Blinder, 1992)。该影响机理在市场化程度较高、市场约束有力的国家作用更为明显。一般来说,信息不对称程度越低,银行外部融资成本越低,该银行信贷行为受货币政策冲击的影响就越小。Giordana and Schumacher(2013)采用银行优化模型进行数据模拟发现,期限错配程度较高的中小银行,其贷款行为受货币政策冲击影响较大。

相比之下,国内学者虽有探讨银行流动性对货币政策信贷传导渠道的影响(李明辉等, 2016; 庞晓波和钱锟, 2018),但几乎不涉及微观机制的研究。现有相关研究的局限之处在于:第一,现有文献仅从实证角度上验证了商业银行流动性对货币政策信贷传导效率的影响,缺乏对流动性影响货币政策传导的微观机制研究。第二,部分文献将 NSFR 与传统流动性指标等同起来,并未揭示流动性监管指标的设计意图和监管逻辑。第三,现有研究对实证结果的解释大多基于信息不对称和外部融资成本机制,这一机制在市场约束作用有限、银行特征信号不强的中国很难成立,而对资产负债表约束与资产结构转换机制的研究关注较少。

鉴于此,本文基于现有研究成果,尝试通过理论建模刻画商业银行流动性管理行为对货币政策信贷传导的作用机制,并通过实证研究揭示我国商业银行近年来采取的主要流动性管理方式及其影响,以期从微观视角为宏观审慎监管与货币政策的协调提供有益经验。

三、理论模型

(一) 理论假设

¹ “资产负债表张力”(Balance Sheet Strength)概念出自 Kashyap and Stein(2000),他们将资产负债表张力定义为“(证券资产+联邦基金)/总资产”,作为测度银行流动性状况的变量。当银行面临外部融资冲击时,持有较多流动性资产的银行能够为其继续开展信贷活动提供缓冲,因而资产负债表更具张力。

借鉴 Peek and Rosengren(1995)、Kishan and Opiela(2000)的模型设置, 本文将资本充足率和净稳定资金比例约束加入模型。考虑一个简化的银行资产负债表, 资产方包括贷款 (L)、证券投资 (SEC)、准备金存款 (R), 负债方仅包括存款 (D), 权益资本为 K , 满足基本的资产负债表约束:

$$R + SEC + L = D + K \quad (1)$$

假设准备金存款仅包括法定存款准备金, 与存款总额呈固定比例, 即 $R = \rho D$, $0 < \rho < 1$ 。银行存款由外生需求决定, 仅与存款基准利率相关, 银行没有控制存款规模的能力:

$$D = a_0 + a_1 r_b, \quad r_b \text{ 为存款基准利率, } a_1 > 0 \quad (2)$$

银行持有的证券投资规模受资产负债表约束和 NSFR 监管要求的制约, 证券投资也可作为负值, 表示银行通过证券融资, 因此证券投资可视为银行应对流动性冲击的资金来源之一。银行贷款供应量简化为关于贷款利率的函数, 随着贷款利率的上升, 贷款规模也会增加:

$$L = b_0 + b_1(r_l - \bar{r}_l), \quad \bar{r}_l \text{ 为贷款基准利率, } b_1 > 0 \quad (3)$$

同时, 权益资本 K 应满足资本充足率要求, 即权益资本不低于风险加权资产 (由贷款和证券投资构成) 的固定比例 θ , 如公式 (4) 所示。一般来说, 资本充足率要求 θ 设定在 8%, σ^l 和 σ^s 分别表示贷款 L 和证券投资 SEC 的风险权重, 由于贷款资产的信用风险显著高于证券投资资产, 因而两类风险资产的风险权重满足 $0 \leq \sigma^s < \sigma^l \leq 1$ 。

$$K \geq \theta(\sigma^l L + \sigma^s SEC) \quad (4)$$

为简化经济系统中利率结构间的关系, 本文将贷款基准利率 \bar{r}_l 、证券投资平均收益率 \bar{r}_s 简化为关于存款基准利率的线性函数: $\bar{r}_l = e_0 + \phi r_b$ 、 $\bar{r}_s = g_0 + \phi r_b$, $\phi > 0$ 。

(二) 理论模型与推导

银行是利润最大化的个体, 其利润函数为:

$$\pi = r_l L + \bar{r}_s SEC - r_b D \quad (5)$$

银行在资产负债表约束、资本充足率约束和流动性约束三种约束下进行贷款 L 与证券投资 SEC 的权衡选择, 以追求利润最大化。其中, 资产负债表约束如公式 (1) 所示, 资本充足率要求如公式 (4) 所示。流动性约束的设置借鉴 NSFR 监管要求, 本文引入银行资产负债内部结构参数 ω_1 、 ω_2 、 ω_3 , 分别定义为存款、信贷资产、非信贷资产的加权平均折算因子, 可通过各细分项目与其相应折算因子的乘积之和与项目总规模的比值计算得到:

$$\omega_1 = \frac{\sum_{i=1}^m \omega_1^i D_i}{D}, \quad \omega_2 = \frac{\sum_{i=1}^n \omega_2^i L_i}{L}, \quad \omega_3 = \frac{\sum_{i=1}^k \omega_3^i SEC_i}{SEC} \quad (6)$$

其中, m 、 n 、 k 分别表示 NSFR 测算要求中存款、信贷资产、非信贷资产的细分项目数量。 D_i 、 L_i 、 SEC_i 分别表示存款、信贷资产、非信贷资产项目中第 i 个细分项目, ω_1^i 、 ω_2^i 、 ω_3^i 分别表示该细分项目对应的折算因子。根据 NSFR 的测算要求 (见表 1), NSFR 折算因子取值均应介于 0%—100% 之间, 权益资本 K 对应的折算因子为 100%。按照现行监管要求, 商业银

行的 NSFR 水平应满足不低于 100% 的最低监管要求，即：

$$NSFR = \frac{100\%K + \sum_{i=1}^m \omega_1^i D_i}{\sum_{i=1}^n \omega_2^i L_i + \sum_{i=1}^k \omega_3^i SEC_i} = \frac{K + \omega_1 D}{\omega_2 L + \omega_3 SEC} \geq 100\% \quad (7)$$

为简化计算，本文借鉴缺口概念将上述约束转化为线性约束：

$$K + \omega_1 D - \omega_2 L - \omega_3 SEC \geq 0 \quad (8)$$

由于流动性约束是对资产负债项目按照资金稳定性进行调整加权，该约束紧于资产负债表约束，因此在求解中我们仅需在约束（4）、约束（8）下求解利润函数最大化的一阶条件即可，将最优贷款规模对基准利率求导可得¹：

$$\frac{\partial L}{\partial r_b} = -\frac{b_1 \phi}{2} \left(1 + \frac{\theta \sigma^l - \omega_2}{\omega_3 - \theta \sigma^s} \right) < 0 \quad (9)$$

（9）式对结构参数 ω_2 、 ω_3 进一步求导可得：

$$\frac{\partial^2 L}{\partial r_b \partial \omega_2} = \frac{b_1 \phi}{2(\omega_3 - \theta \sigma^s)} > 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial^2 L}{\partial r_b \partial \omega_3} = -\frac{b_1 \phi (\omega_2 - \theta \sigma^l)}{2(\omega_3 - \theta \sigma^s)^2} < 0 \quad (11)$$

（三）模型含义与实证假设

1. 货币政策传导效率的衡量

由于基准利率由央行货币政策决定，因而模型中将基准利率作为货币政策松紧的代理变量。如（9）式所示，商业银行信贷规模与货币政策方向呈现反向关系，即 $\partial L / \partial r_b < 0$ 。一般来说，当基准利率上调、货币政策紧缩时，商业银行会收缩贷款规模；当基准利率下调、货币政策扩张时，商业银行会扩张信贷规模。进一步地，本文将商业银行信贷规模对于货币政策的反应敏感程度（ $\partial L / \partial r_b$ ）定义为货币政策信贷传导渠道的效率（简称“货币政策传导效率”），货币政策传导效率取决于 $\partial L / \partial r_b$ 绝对值的大小： $\partial L / \partial r_b$ 绝对值越大，货币政策传导效率越高。鉴于此，本文提出如下假设：

H1：货币政策的信贷传导渠道在我国显著存在。商业银行贷款规模会对基准利率变动作出负向反馈，即 $\partial L / \partial r_b < 0$ 。

2. 商业银行的资产结构调整行为与流动性管理

为了管理商业银行的长期流动性水平，商业银行可采取两种资产结构调整方式：第一种是传统资产结构调整方式，即信贷资产与非信贷资产之间的比例转换。根据 NSFR 测算要求，由于非信贷资产的平均权重设定低于信贷资产，因而信贷资产转增非信贷资产的行为有助于提高银行长期流动性水平。第二种调整方式是在不改变信贷资产与非信贷资产比例的情况下，仅依靠调整信贷资产内部结构和非信贷资产内部结构，实现银行长期流动性水平的提升。在本文的模型设

¹ 由于我们假设贷款基准利率是存款基准利率的线性函数，故模型中基准利率统一用存款基准利率表示。囿于篇幅，本文省略了部分中间推导过程。如有兴趣，可向作者索取。

定下， ω_1 、 ω_2 、 ω_3 不仅与监管测算要求有关，也与银行的资产负债调整决策有关：由于存款规模与结构取决于存款需求，并不能完全由银行所控制，所以本文将 ω_1 设定为固定值；贷款总额中抵押类贷款所赋予的折算因子较低，因而当其占比增加时， ω_2 将相应下降；证券投资中现金及同业资产同样被赋予较低折算因子，因而当其占比增加时， ω_3 将相应下降。而 ω_2 、 ω_3 的下降，也有助于提升银行长期流动性水平。

本文的模型推导建立在信贷资产与非信贷资产比例稳定的前提假设之上，主要考虑到商业银行信贷与非信贷资产的比例受到银行自身业务经营特点与其他监管指标的约束，基于流动性管理目的进行信贷资产与非信贷资产之间的腾挪，调整成本相对较高，因此一般来说商业银行信贷资产占比相对稳定，表 3 中列示的我国三类商业银行的资产结构变化特征也印证了这一假设。因此，本文主要以第二种资产结构调整方式的影响为研究对象。

3. 商业银行资产结构调整行为对货币政策传导效率的影响

商业银行提高信贷资产中抵押类贷款的占比（导致 ω_2 下降），或提高非信贷资产中现金及存放同业款项的占比（导致 ω_3 下降），都将有利于商业银行提升净稳定资金比例水平。然而，这种资产结构调整行为将对货币政策传导效率产生不同的影响。由（10）、（11）式可知，商业银行调整信贷资产内部结构（ ω_2 下降）将会增强货币政策传导效率，而调整非信贷资产内部结构（ ω_3 下降）将会削弱货币政策传导效率。因此，货币政策传导效率取决于商业银行对资产调整行为的选择及调整力度。对此，本文提出如下假设：

H2a: 商业银行调整信贷资产内部结构会影响货币政策传导效率。商业银行调整信贷资产内部结构（ ω_2 下降）将会同时提升 NSFR 水平和货币政策传导效率。

H2b: 商业银行调整非信贷资产内部结构也会影响货币政策传导效率。商业银行调整非信贷资产内部结构（ ω_3 下降）在提升 NSFR 水平的同时，可能会降低货币政策传导效率。

商业银行的资产结构调整行为对货币政策传导效率产生不同影响，为我们提供了识别银行微观行为的实证思路：在信贷资产与非信贷资产比例稳定的前提下，若银行的流动性管理行为同时提高了 NSFR 水平和货币政策传导效率，则表明商业银行调整了信贷资产内部结构。反之，若该行为在提升 NSFR 水平的同时影响了货币政策传导效率，则表明商业银行更多地进行了非信贷资产内部结构的调整（作用机制如图 1 所示）。由此，本文提出如下假设：

H3: 商业银行的资产结构调整行为能够提高长期流动性水平，还可能会影响货币政策信贷渠道传导效率，其影响效果取决于信贷资产内部结构 ω_2 、非信贷资产内部结构 ω_3 对货币政策信贷渠道传导效率的相对作用大小。

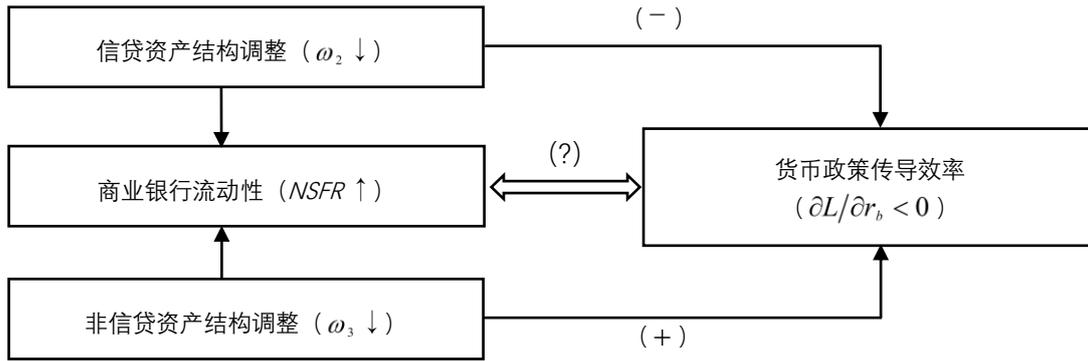


图 1 商业银行资产结构调整行为对银行流动性及货币政策传导效率的影响机制

基于以上理论分析，本文采用我国 50 家商业银行 2012 年第 1 季度—2018 年第 2 季度的非平衡面板数据对本文提出的相关假设进行实证检验，并进一步探究商业银行流动性管理行为与货币政策传导效率之间的关系，为宏观审慎监管与货币政策协调提供有益的切入点。

四、实证研究

(一) 模型基本设定

综合考虑银行规模、流动性状况及资本充足状况等微观特征的影响，本文尝试建立动态面板模型研究商业银行流动性管理行为对货币政策信贷传导渠道的影响。为了识别商业银行在流动性管理中的资产结构调整行为，本文首先研究了商业银行长期流动性水平对货币政策传导效率的影响。借鉴 Kashyap and Stein(2000)、Giordana and Schumacher(2013)、曹廷求和朱博文（2013）的模型设定，本文将基准模型形式设定如下：

$$\begin{aligned} \ln(\text{LOAN}_{i,t}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{LOAN}_{i,t-1}) + \beta_2 \text{MP}_t + \beta_3 \text{NSFR}_{i,t} + \beta_4 \text{MP}_t \times \text{NSFR}_{i,t} \\ & + \beta_5 \text{character}_{i,t} + \beta_6 \text{control}_t + v_i + u_{i,t} \\ v_i : & \text{IIN}(0, \sigma_v^2), \quad u_{i,t} : \text{IIN}(0, \sigma_u^2) \end{aligned} \quad (12)$$

其中， $\ln(\text{LOAN}_{i,t})$ 表示第 i 家银行第 t 期末贷款规模的对数值，考虑到银行贷款行为的持续性特征，本文在模型中加入了贷款规模的滞后项 $\ln(\text{LOAN}_{i,t-1})$ 及调整系数 β_1 ，该调整系数越大则表明银行跨期贷款规模变动越小，或表明长期稳定贷款占比较高。

MP_t 表示第 t 期的货币政策代理变量，与理论推导一致，本文在实证研究中选取央行贷款基准利率为货币政策代理变量，以银行间拆借利率、法定存款准备金率作为稳健性检验的替代变量，辅助检验价格型、数量型调控工具的传导效率。在基准模型设定下，货币政策传导效率为 $\partial L / \partial r_b = \beta_2 + \beta_4 \overline{\text{NSFR}}$ 。其中， $\overline{\text{NSFR}}$ 为 NSFR 的样本均值。若货币政策信贷传导渠道存在，那么货币政策传导效率预期符号应为负值，即 $\partial L / \partial r_b < 0$ 。

$\text{NSFR}_{i,t}$ 表示第 i 家银行第 t 期的净稳定资金比例水平，它不仅代表了商业银行长期流动性水

平，也蕴含着商业银行对资产负债结构调整行为的信息。结合理论模型推导结果（10）、（11）式可以判断，若系数 $\beta_4 < 0$ 则表明商业银行提升流动性水平的行为提升了货币政策传导效率，此时可判断商业银行更多地采用优化信贷资产内部结构的方式进行流动性管理；反之， $\beta_4 > 0$ 则表明商业银行主要采用调整非信贷资产内部结构的方式进行流动性管理。

此外，本文选取银行层面特征变量 $character_{i,t}$ 包括银行总资产规模的对数值（ TA ）、资本充足率（ CAR ）、短期流动性比率（ $SLIQ$ ）¹三大控制变量，以剔除其他银行异质性特征对实证结果的潜在影响；宏观经济层面的控制变量 $control_t$ 主要包括 GDP 季度增长率（ ΔGDP ）、M2 季度增长率（ $\Delta M2$ ），以减少需求端因素对银行贷款行为的影响。

（二）变量设计与数据选择

由于 NSFR 在我国监管实践中的过渡期安排自 2012 年 1 月 1 日开始，到 2018 年 7 月 1 日 NSFR 正式列入监管指标，商业银行经历了较长的缓冲调整过程，也为我们的实证检验提供了良好的观察窗口。同时，由于 NSFR 监管要求仅适用于资产规模不小于 2000 亿元人民币的商业银行，因此本文在过渡期内选择 2017 年年末各商业银行的资产规模进行样本筛选，进一步剔除政策性银行、外资银行以及财报连续披露时间低于 3 年的银行样本后，得到 2012 年第 1 季度—2018 年第 2 季度我国 50 家商业银行的季度数据样本，其中包括 5 家国有大型商业银行²、10 家股份制商业银行以及 35 家城市商业银行。各商业银行财务报表数据来源于 BankFocus 数据库，宏观经济数据来源于 CSMAR 数据库。由于部分商业银行财报初始披露时间较晚且披露频率存在差异，因而所得到面板数据为非平衡面板数据类型。对于部分季度数据缺失的情况，统一采用线性插值法予以补充，以保证样本量以及时间上的连续性。

结合我国现行监管要求以及 King(2013)、Dietrich et al.(2014)所采用的资产负债分类方法，本文分别对 BankFocus 数据库中的对应项目进行识别和归纳，并据此计算各商业银行 NSFR 指标。具体计算项目及折算因子如表 1 所示。

表 1 NSFR 测算中所涉及的项目及相应的折算因子

I. 可用的稳定资金（ASF）			II. 所需的稳定资金（RSF）		
分类	BankFocus 对应项目	折算因子	分类	BankFocus 对应项目	折算因子
	总权益	100%	资产 (信贷资产)	抵押贷款	65%
权益	优先股及作为负债的混合资本	100%		非抵押贷款	85%
	优先股及作为权益的混合资本	100%		其他贷款	100%

¹ 短期流动性比率定义为现金及存放中央银行款项、存放同业和其它金融机构款项在总资产中的占比。

² 根据中国银保监会 2018 年底公布的银行业金融机构法人名单，国有大型商业银行还应包括中国邮政储蓄银行股份有限公司（即邮储银行）。由于数据缺失的问题，我们在实证分析的样本中并未包括邮储银行。

	长期资金总额	100%	资产	现金及存放同业款	0%
负债	客户存款总额	90%	(非信贷资产)	项	
	回购和现金担保	50%		证券投资	40%
	其他负债	0%		其他资产	100%
			表外项目	—	5%

注：笔者根据国际清算银行《巴塞尔 III：净稳定资金比例》、银保监会《商业银行流动性风险管理办法》等文件对 BankFocus 数据库项目整理所得。表外项目具体包括担保与保证、承兑汇票和表外报告跟单信用证、信用承诺额度、其他或有负债。

从描述性统计结果来看，50 家样本商业银行的 NSFR 均值达到 136.79%，高于监管设定 100% 的最低流动性监管要求。但是，在区分不同银行类型后不难发现，各类商业银行的流动性水平存在较为显著的差异。表 2 对不同类型商业银行的特征变量差异进行组间均值 t 检验。结果表明，国有大型商业银行在贷款规模、资产规模方面严格占优；国有大型商业银行的资本充足率与股份制商业银行相当，且两者均优于城市商业银行；国有大型商业银行和城市商业银行的短期流动性水平均优于股份制商业银行，而城市商业银行的净稳定资金比例水平则显著高于国有大型商业银行和股份制商业银行。其原因可能在于，城市商业银行的高流动性资产持有比例较高，而占用稳定资金较多的资产持有比例相对较低。

表 2 主要银行特征变量的描述性统计与组间均值检验

变量名称	样本量	均值	标准差	最大值	最小值	组间均值 t 检验		
						(1) - (2)	(2) - (3)	(1) - (3)
ln(LOAN)	1140	26.6894	1.6022	22.5623	30.3414	1.8531***	2.0999***	3.9530***
NSFR	1168	1.3679	0.2055	0.1607	3.2798	0.0804***	-0.1886***	-0.1082***
CAR	1255	0.1257	0.0153	0.0700	0.2305	0.0023	0.0066***	0.0043***
TA	1079	27.7248	1.3360	26.0258	30.9380	1.6592***	1.8166***	3.4758***
SLIQ	1079	0.1762	0.0562	0.0770	0.4566	0.0299***	-0.0384***	-0.0085

注：(1) 表示国有大型银行，(2) 表示股份制银行，(3) 表示城市商业银行。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著（下同）。

表 3 展示了过渡期内我国三类样本商业银行的资产结构调整行为及变化特征。在近六年的过渡期内，商业银行的信贷资产与非信贷资产结构并没有显著变化（样本期间信贷资产比例的标准差较小），表明商业银行并未通过大幅度的传统资产结构调整手段进行流动性管理。同时，不同类型商业银行的资产结构调整行为具有明显的分化特征。具体来看，国有大型商业银行信贷资产内

部结构发生了显著变化，抵押类贷款占比显著增加（对应 ω_2 下降），而股份制商业银行和城市商业银行则侧重于非信贷资产内部结构调整，具体表现为现金、存放同业款项及证券投资占比的显著提升（对应 ω_3 下降）。

表 3 2012 年—2017 年三类商业银行资产结构变化特征

项目		信贷资产比例	信贷资产内部结构	非信贷资产内部结构
大型 商业 银行	2012 年	52.51%	16.78%	90.76%
	2013 年	53.52%	18.23%	90.29%
	2014 年	54.23%	19.47%	92.30%
	2015 年	53.46%	21.60%	91.47%
	2016 年	53.00%	28.02%	93.54%
	2017 年	54.09%	30.08%	93.03%
	标准差	0.65%	5.45%	1.28%
股 份 制 商 业 银 行	2012 年	48.80%	12.52%	75.09%
	2013 年	46.67%	11.34%	72.71%
	2014 年	46.10%	10.93%	80.09%
	2015 年	45.58%	11.47%	85.80%
	2016 年	46.36%	15.93%	94.31%
	2017 年	51.19%	16.73%	94.32%
	标准差	2.14%	2.53%	9.36%
城 市 商 业 银 行	2012 年	44.28%	10.28%	81.21%
	2013 年	41.72%	8.28%	83.59%
	2014 年	41.00%	8.45%	88.62%
	2015 年	39.07%	8.07%	90.72%
	2016 年	37.70%	9.33%	94.95%
	2017 年	39.08%	10.76%	93.82%
	标准差	2.36%	1.12%	5.50%

注：“信贷资产比例”是指信贷资产与总资产比值。“信贷资产内部结构”是指抵押类贷款与总信贷资产比值，该数值升高对应 w_2 下降。“非信贷资产内部结构”是指现金、存放同业款项及证券投资与总非信贷资产比值，该数值升高对应 w_3 下降。

（三）实证检验结果与分析

考虑到面板的非平衡性、被解释变量滞后项的加入可能带来的内生性问题，本文采用一阶系统 GMM 进行参数拟合(Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998)，以保证参数估计的有效性。参数拟合结果如表 4 所示。

表 4 基准模型的参数估计及稳健性检验结果

解释变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
L. ln (LOAN)	0.6554***	0.6674***	0.6582***	0.6591***

	(0.1229)	(0.1264)	(0.1244)	(0.1245)
NSFR	-0.0179	-0.0054	-0.0458	0.0092
	(0.0478)	(0.0490)	(0.0556)	(0.0424)
MP	-113.1724***	-169.8956***	-43.3724***	-103.2561***
	(35.5578)	(65.5751)	(13.4703)	(35.7624)
NSFR×MP	81.4240***	122.9064***	31.3700***	75.5442***
	(24.7140)	(47.6835)	(9.5544)	(26.1382)
Δ GDP	1.7041	1.6451	1.5935	1.6967
	(1.3863)	(1.5265)	(1.2928)	(1.3929)
Δ M2	-0.3598	-0.2389	-0.4649	-0.2553
	(0.4136)	(0.4694)	(0.4369)	(0.4649)
TA	0.3621***	0.3504**	0.3554***	0.3607***
	(0.1350)	(0.1408)	(0.1361)	(0.1381)
CAR	2.6877**	2.9568***	3.1549**	2.4024***
	(1.0525)	(1.0318)	(1.2623)	(0.8977)
SLIQ	0.3201*	0.1593	0.2957*	0.0593
	(0.1645)	(0.2674)	(0.1692)	(0.2783)
TA×MP		1.1012	-0.8978**	1.6669*
		(1.9761)	(0.4423)	(0.9927)
CAR×MP		412.1428	255.9570	-82.8255
		(976.4360)	(220.3299)	(268.6257)
SLIQ×MP		-313.2035	48.7502	-241.9330*
		(264.2068)	(30.3277)	(135.7951)
常数项	-0.9788**	-0.9858*	-0.8520*	-1.0211*
	(0.4938)	(0.5325)	(0.4799)	(0.5239)
观测数	1001	982	982	982
样本银行	50	50	50	50
Wald 统计量	164810.92***	197259.39***	161587.69***	180673.44***
AR(2)-p 值	0.440	0.558	0.191	0.246
Hansen 检验-p 值	0.999	0.999	0.999	0.998

注：基于一阶系统 GMM 的参数估计结果。括号内为按银行个体聚类稳健标准差。AR(2) 检验的原假设为残差不存在二阶自相关，Hansen 检验的原假设为所有工具变量有效。下同。

1. 基准模型及稳健性检验

模型(1)为不包含银行特征变量交互项的基准回归模型，初步检验了净稳定资金比例与货币政策传导效率的相关关系，通过计算得到货币政策传导效率为 $\partial L/\partial r_b = -1.79 < 0$ ，由此可验证假设 H1 成立，即在 NSFR 监管要求存在的条件下，货币政策信贷传导渠道仍然有效。模型(1)也表明，在控制银行层面特征变量、宏观经济变量后，NSFR 本身对银行贷款规模并没有显著影响，

但商业银行的流动性管理行为可能对货币政策传导效率产生间接影响，这就验证了本文提出的假设 H3，也与 Giordana and Schumacher(2013)得到的结论类似。为了控制其他银行特征变量对货币政策传导过程的潜在影响，模型（2）考虑加入其他银行特征变量与货币政策的交互项，结果仍然与模型（1）一致。

NSFR 与货币政策变量的交互项系数显著为正，表明商业银行的微观行为在推升净稳定资金比例水平的同时，造成了货币政策传导效率的下降，结合前述理论推导结果（10）和（11）式，可以进一步识别商业银行管理长期流动性的行为主要体现在非信贷资产内部结构的调整上，而非优化信贷资产内部结构。这种行为可能与银行贷款期限结构及调整成本的权衡有关：由于贷款合约往往具有黏性，并不能随时灵活调整，因而信贷资产结构的调整成本相对较高。非信贷资产结构调整行为确实能够提高银行长期流动性水平，但其流动性管理目标相对短视，提升资金运用端的资产质量、减少稳定资金占用，才是流动性监管的应有之意。

为确保基准模型估计结果的有效性，本文从以下方面进行了模型的稳健性检验¹：第一，关于模型设定和工具变量有效性的 Hansen 检验、Arellano-Bond 检验和 Wald 联合检验均表明，工具变量选取有效，参数估计结果稳健。第二，模型（3）、模型（4）分别由 7 天银行间同业拆借利率（季度均值）、法定存款准备金率替代基准贷款利率作为货币政策的代理变量，对基准模型进行稳健性检验，估计结果仍然稳健。第三，为剔除其他银行特征变量对银行信贷行为的影响，本文尝试加入非利息收入比、总资产收益率、不良贷款率等变量作为控制变量，估计结果并未改变。第四，本文尝试采用已披露的 LCR、流动性比例等短期流动性指标替代原有 SLIQ 变量，对基准模型进行稳健性检验，估计结果仍然稳健。此外，本文也尝试构建双向固定效应模型，以缓解因遗漏变量而造成的内生性问题，结论并未发生改变。

2. 分组估计结果

为了进一步识别不同类型商业银行的流动性管理行为特征，本文仍然以 2012 年第 1 季度至 2018 年第 2 季度为时间窗口，分别按照 NSFR 水平高低和银行类别进行了分组估计，以便更清晰地了解商业银行的流动性管理行为与货币政策传导效率之间的内在联系。

首先，本文以 2012 年—2018 年商业银行每年度 NSFR 中位数作为筛选标准，将样本分为高 NSFR 组、低 NSFR 组。不同 NSFR 水平样本组的比较，一方面可以检验 NSFR 监管对商业银行经营管理的潜在影响，另一方面也有助于我们理解银行流动性管理的内在动机。

表 5 商业银行经营效率与稳定性指标的组间均值检验（按 NSFR 高低分组）

指标名称	高 NSFR 组	低 NSFR 组	均值差异	t 值
NSFR	1.5163	1.2159	0.3004***	33.86
资产收益率	0.0025	0.0024	0.0001***	2.98
资本收益率	0.0408	0.0393	0.0015**	2.33

¹ 囿于篇幅，本文仅展示了部分稳健性检验结果，其他结果未在文中列示，如有需要可向作者索取。

不良贷款率	0.0117	0.0128	-0.0011***	-3.31
资本充足率	0.1277	0.1240	0.0037***	4.29
拨备覆盖率	3.0777	2.5820	0.4957***	3.11
存贷比	0.6019	0.7136	-0.1117***	-18.49

表 5 展示了高 NSFR 样本组和低 NSFR 样本组在经营效率与稳定性指标方面的差异。不难看出，具有较高 NSFR 水平的商业银行，无论是盈利能力还是流动性状况均显著优于低 NSFR 样本组，其资产质量也显著优于低 NSFR 样本组。这也意味着，流动性监管要求的落地实施，为商业银行降低经营风险、提升资产负债表稳健性奠定了良好基础。在此基础上，进一步探究商业银行的流动性管理行为更具实际意义。

其次，考虑到国有大型商业银行、股份制商业银行、城市商业银行三类商业银行的资产结构调整方式差异明显（如表 3 所示），本文还按照银行类别进行了分组估计。回归模型仍然沿用基准模型（2）的设定¹。参数估计结果如表 6 所示。

表 6 按 NSFR 高低和按银行类别的分组估计结果

解释变量	按 NSFR 高低		按银行类别		
	低 NSFR 组	高 NSFR 组	国有大型 商业银行	股份制 商业银行	城市 商业银行
L.ln(LOAN)	0.2313** (0.1114)	0.6747*** (0.0604)	0.1393 (0.2816)	0.9782*** (0.0171)	0.6908*** (0.0524)
NSFR	-0.0851 (0.0749)	-0.0537 (0.1368)	-0.0011 (0.0634)	0.0955 (0.0634)	-0.0468 (0.0750)
MP	-251.5588** (110.0909)	-51.6799 (65.9295)	-12.2718 (24.8752)	-113.1216*** (42.5497)	-208.3677*** (73.5439)
NSFR×MP	168.3357** (74.1481)	36.5091 (51.7512)	2.3303 (17.5335)	87.3853*** (29.8837)	150.4458*** (51.1659)
常数项	-2.6170*** (0.7769)	-0.9311*** (0.2312)	0.7080 (0.4345)	-0.0305 (1.3810)	0.0815 (1.0658)
观测数	442	520	130	252	600
样本银行	48	41	5	10	35
Wald 统计量	21786.37***	77838.60***	63.08***	359.04***	14706.68***
AR(2)-p 值	0.782	0.118	0.127	0.199	0.771
Hansen 检验-p 值	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

对不同 NSFR 水平的分组估计结果表明，低 NSFR 样本银行的流动性水平与货币政策传导效率之间存在显著的正向关系，这也意味着处于低 NSFR 样本组的银行更倾向于调整非信贷资产内部结构进行流动性管理，而 NSFR 较高的银行则没有表现出明显的资产结构调整行为。对不同类

¹ 表 6 和表 7 中所有模型均控制了银行特征变量及其与货币政策交互项、宏观经济变量等控制变量，限于篇幅，控制变量参数估计结果未作汇报，如有需要，可向作者索取。

型商业银行的分组估计结果表明，在股份制商业银行和城市商业银行两个样本组中，商业银行的流动性管理行为降低了货币政策信贷传导效率，因而可识别出股份制商业银行和城市商业银行的流动性管理方式以调整非信贷资产内部结构为主，且调整力度大于信贷资产内部结构调整，这也与表 3 所示的经验事实相符。相比之下，国有大型商业银行的流动性管理行为更为平衡，兼顾了非信贷资产的结构调整与信贷资产的优化配置，并未对货币政策传导效率造成显著影响。

3. 对资产结构调整行为的进一步讨论

在对商业银行流动性管理行为进行识别和分析后，本文进一步对理论模型中提及的两种资产内部结构调整行为进行实证检验。我们仍采用基准模型（2）的设定，验证两种资产内部结构调整方式对货币政策传导效率的可能影响，进而佐证本文的银行行为识别策略是有效的。这里所采用的信贷资产内部结构 ω_2 和非信贷资产内部结构 ω_3 数据依照公式（6）计算得到。模型（5）—模型（7）分别将原有的 NSFR 变量替换为不同资产内部结构变量，以检验资产内部结构调整行为与货币政策传导效率的内在作用机制。参数估计结果如表 7 所示。

表 7 关于商业银行资产结构调整行为的参数估计结果

解释变量	模型（5）	模型（6）	模型（7）
L.ln(LOAN)	0.7684*** (0.1261)	0.7110*** (0.1035)	0.7652*** (0.1262)
MP	-734.8821*** (281.6333)	99.5607* (54.4081)	-1,061.8939*** (348.1443)
ω_2	0.3955 (0.5411)		0.5339 (0.5831)
ω_3		-0.1996*** (0.0741)	-0.1350*** (0.0492)
$\omega_2 \times \text{MP}$	796.2475** (309.8653)		1,264.5979*** (385.2559)
$\omega_3 \times \text{MP}$		-130.7687** (65.9201)	-129.4092*** (32.0267)
常数项	-0.9039* (0.4796)	-0.5622 (0.4901)	-0.8557* (0.4998)
观测数	962	962	962
样本银行	50	50	50
Wald 统计量	348309.97***	196316.20***	393014.12***
AR(2)-p 值	0.315	0.847	0.438
Hansen 检验-p 值	1.000	1.000	1.000

从实证结果来看，商业银行调整信贷资产内部结构和调整非信贷资产结构都会有效地提升长期流动性水平，且两种资产结构调整行为都会对货币政策传导效率产生影响，但两者的作用方向不同。不论是单独考察单一调整方式，亦或是同时纳入两种内部结构调整方式，其作用效果均保

持稳健，这也验证了本文提出的假设 H2a 和 H2b。具体来看，调减 ω_2 意味着商业银行加大抵押贷款在信贷资产中的比重，这种调整方式一方面反映了银行对信贷资产结构的优化和风险控制，另一方面也有助于传递货币政策意图，因而调整信贷资产内部结构有助于实现提升银行长期流动性水平与货币政策有效传导的“双赢”局面。而调减 ω_3 与货币政策导向关联度较低，仅仅作为银行提高流动性水平的短期方法之一，并不能实质性地提高商业银行资产负债表的稳健程度。

五、结论与建议

本文探讨了商业银行为满足宏观审慎监管要求而进行的流动性管理中的微观行为对货币政策信贷渠道产生影响及其作用机制。我们借鉴 NSFR 指标的设计理念，将影响 NSFR 的结构因素纳入理论模型，推导出商业银行的两种流动性管理行为对货币政策传导效率的潜在影响。在此基础上，本文借助 NSFR 过渡期的时间窗口，采用我国 50 家商业银行 2012 年第 1 季度—2018 年第 2 季度的面板数据对该影响进行了实证检验。结果表明：第一，流动性监管要求试运行以来，商业银行的经营效率与稳定性有所增强，且货币政策信贷传导渠道仍然有效。第二，商业银行流动性管理中的资产结构调整行为会对货币政策传导效率造成影响。商业银行信贷资产结构的优化，在提升 NSFR 水平的同时能够显著提高货币政策传导效率，有助于实现流动性监管与货币政策传导的“双赢”目标。第三，部分 NSFR 较低的股份制商业银行和城市商业银行采用非信贷资产结构调整方式提升流动性水平，这种资产结构调整行为着眼于短期目标，可能会降低货币政策传导效率。

鉴于此，本文提出以下政策建议：第一，充分发挥宏观审慎监管框架下流动性监管的积极作用。流动性监管的引入有助于商业银行形成稳健的资产负债结构，在提升商业银行经营效率与稳定性的同时，也为货币政策的信贷传导提供支持。第二，监管部门应关注并合理引导商业银行践行有效的流动性管理模式，保障货币政策信贷渠道的传导效果。优化商业银行信贷资产结构、提升稳定资金运用的质效是商业银行提升长期流动性水平的有效方式，也是流动性监管的应有之意。监管部门应关注商业银行流动性管理行为，避免商业银行由于“短视”的流动性管理目标对货币政策传导效率造成无谓的外部性影响。第三，商业银行也应积极调整资产负债结构，资产端应重视信贷资产内部结构管理，如增加抵押类贷款占比、优化贷款期限等，负债端应更加注重稳定融资渠道的维护与使用，降低对特定融资渠道的依赖度，从而有效控制商业银行期限转换中存在的风险，提升银行经营的稳健性与安全性。

参考文献

- [1] 曹廷求和朱博文, 2013,《银行治理影响货币政策传导的信贷渠道吗?——来自中国银行业的证据》,《金融研究》第1期,第107~121页。
- [2] 黄益平、曹裕静、陶坤玉和余昌华, 2019,《货币政策与宏观审慎政策共同支持宏观经济稳定》,《金融研究》第12期,第70~91页。
- [3] 李明辉、刘莉亚和黄叶菴, 2016,《巴塞尔协议 III 净稳定融资比率对商业银行的影响——来自中国银行业的证据》,《国际金融研究》第3期,第51~49页。
- [4] 刘书祥和吴昊天, 2013,《货币政策冲击与银行信贷行为的差异——基于银行信贷渠道理论的一种解释》,《宏观经济研究》第9期,第46~56页。
- [5] 马骏和何晓贝, 2019,《货币政策与宏观审慎政策的协调》,《金融研究》第12期,第58~69页。
- [6] 马勇, 2019,《“双支柱”调控框架的理论及经验基础》,《金融研究》第12期,第18~37页。
- [7] 庞晓波和钱锟, 2018,《货币政策、流动性监管与银行风险承担》,《金融论坛》第1期,第27~38页。
- [8] 王爱俭和王璟怡, 2014,《宏观审慎政策效应及其与货币政策关系研究》,《经济研究》第4期,第17~31页。
- [9] 王信和贾彦东, 2019,《货币政策和宏观审慎政策的关联及启示——基于英格兰银行的经验》,《金融研究》第12期,第38~57页。
- [10] 徐明东和陈学彬, 2011,《中国微观银行特征与银行贷款渠道检验》,《管理世界》第5期,第24~38页。
- [11] 周英章和蒋振声, 2002,《货币渠道、信用渠道与货币政策有效性的实证分析》,《金融研究》第9期,第34~43页。
- [12] Arellano, M. and O. Bover. 1995. “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models” *Journal of Econometrics*, 68(1): 29~51.
- [13] Banerjee, R. N. and H. Mio. 2018. “The Impact of Liquidity Regulation on Banks” *Journal of Financial Intermediation*, 35: 30~44.
- [14] Bernanke, B. S. and A. S. Blinder. 1992. “The Federal Funds Rate and the Transmission of Monetary Policy” *American Economic Review*, 82(4): 901~921.
- [15] Bernanke, B. S. and A. S. Blinder. 1988. “Credit, Money, and Aggregate Demand” NBER Working Paper, No. 2534.
- [16] Bernanke, B. S. and M. Gertler. 1995. “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission” *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 27~48.
- [17] Blundell, R. and S. Bond. 1998. “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models” *Journal of Econometrics*, 87(1): 115~143.
- [18] Bonner, C. and S. C. Eijffinger. 2016. “The Impact of Liquidity Regulation on Bank Intermediation” *Review of Finance*, 20(5): 1945~1979.
- [19] Dietrich, A., K. Hess and G. Wanzenried. 2014. “The Good and Bad News about the New Liquidity Rules of Basel III in Western European Countries” *Journal of Banking & Finance*, 44: 13~25.
- [20] Disyatat, P. 2011. “The Bank Lending Channel Revisited” *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(4): 711~734.
- [21] Ehrmann, M., L. Gambacorta, J. Martínez-Pagés, P. Sevestre and A. Worms. 2001. “Financial Systems and the Role of Banks in Monetary Policy Transmission in the Euro Area” ECB Working Paper, No. 105.
- [22] Gambacorta, L. 2005. “Inside the Bank Lending Channel” *European Economic Review*, 49(7): 1737~1759.
- [23] Giordana, G. A. and I. Schumacher, 2013, “Bank Liquidity Risk and Monetary Policy. Empirical Evidence on the Impact of Basel III Liquidity Standards” *International Review of Applied Economics*, 27(5): 633~655.
- [24] Kashyap, A. K. and J. C. Stein. 1995. “The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets” *Carnegie-*

Rochester Conference Series on Public Policy, 42: 151~195.

[25] Kashyap, A. K. and J. C. Stein. 2000. "What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy" *American Economic Review*, 90(3): 407~428.

[26] King, M. R. 2013. "The Basel III Net Stable Funding Ratio and Bank Net Interest Margins" *Journal of Banking & Finance*, 37(11): 4144~4156.

[27] Kishan, R. P. and T. P. Opiela. 2000. "Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel" *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(1): 121~141.

[28] Mishkin, F. S. 1995. "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism" *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 3~10.

[29] Peek, J. and E. S. Rosengren. 1995. "Bank Lending and the Transmission of Monetary Policy" *Conference Series-Federal Reserve Bank of Boston*, 39: 47~68.

[30] Woodford, M. 2010. "Financial Intermediation and Macroeconomic Analysis" *Journal of Economic Perspectives*, 24(4): 21~44.

Macro-prudential Regulation and Monetary Policy Coordination: Evidence from Bank Liquidity Management

LUO Yu ZHANG Yi ZHU Wenyu

Summary: Since the 2007-08 financial crisis, central banks and regulatory authorities have been focusing on macroprudential regulatory frameworks to ensure financial stability and to prevent systematic risks. While macroprudential policy and monetary policy tools are complementary in general, the coordination between the two remains an important research question. While there are several studies on the capital regulation from countercyclical buffer perspective, little attention has been paid to the liquidity regulation in the macroprudential regulatory framework.

Starting from 2012, China Banking and Insurance Regulatory Commission (CBIRC) has introduced the Basel III liquidity regulatory framework and set up a five-year plan for implementation. How did commercial banks response to the liquidity regulations during the transition period? Did their liquidity adjustment affect the transmission effectiveness of monetary policy? By answering these questions, we will have a better understanding of the interactions between macroprudential policy and monetary policy.

From both theoretical and empirical perspectives, our paper sheds light on the impact of bank liquidity adjustment behavior in responses to the liquidity regulation on bank lending and monetary policy transmission,

Theoretically, we extend a simple bank asset and liability management model to capture the effect of banks' asset adjustment behavior. We model a bank's profit maximization problem with (1) balance sheet constraint, (2) capital adequacy ratio constraint, and (3) liquidity constraint under the Basel III liquidity regulation (i.e., net stable funding ratio (NSFR)). Our model predicts that the bank lending channel still exists even after the introduction of NSFR requirement. Our model also shows that different asset adjustments, namely loan adjustment and non-loan asset adjustment, have different impact on the effectiveness of monetary policy transmission.

Using a quarterly sample of 50 major commercial banks in China from 2012Q1 to 2018Q2 (which is exactly the transition period of Basel III implementation in China), we empirically test our theoretical predictions regarding the effectiveness of monetary policy transmission. Specifically, we construct a panel data set and use the first-order system-GMM to estimate the models. Our empirical results show that the effectiveness of monetary policy transmission will be improved when banks increase their long-term liquidity level by adjusting their loan structure. However, the adjustment of non-loan assets may negatively affect the transmission efficiency of monetary policy, which is consistent with our theoretical predictions. For banks with different ownership types, we find that joint-stock commercial banks and city commercial banks with lower level of NSFR tend to adjust non-loan assets to improve their liquidity, which may adversely affect the effectiveness of monetary policy transmission.

Our results also have some policy implications. First, we suggest that the regulatory authorities should

closely monitor the asset adjustment behavior of commercial banks brought about by the macro-prudential regulation, which may impose positive or negative effects on the effectiveness of monetary policy transmission. In addition, we recommend that commercial banks should improve their liquidity for the NSFR requirement by adjusting their asset and liability structure (such as optimizing loan structure and expanding stable financing channels).

This paper contributes to the literature in the following three ways. Firstly, this paper looks at the interactions between bank liquidity management and the monetary policy transmission with both a theoretical framework and empirical evidence. Secondly, this paper constructs a novel measure of NSFR to capture banks' liquidity management. Our identification strategy is helpful for future researchers to understand the potential impact of the liquidity regulation and macroprudential policy in general. Finally, this paper expands related literature on the credit channel of monetary policy transmission, which plays an important role in China's monetary policy practice.

However, our paper is subject to some limitations in terms of data availability and data quality, especially for the construction of different liquidity measures. In general, how banks respond to different macroprudential policies, and the unintended consequences of their behavior are important questions that need further exploration. For future research in this area, we will study the mechanism through which macroprudential policy may affect commercial banks' behavior, and unveil the "black box" of the credit channel of monetary policy transmission.

Keywords: Macroprudential Regulation; Net Stable Funding Ratio; Monetary Policy Transmission; Bank Lending Channel

“走出去”对企业融资约束的影响：

基于“一带一路”倡议准自然实验的证据

罗长远¹ 曾帅²

【摘要】本文基于“一带一路”倡议这一准自然实验，使用双重差分法，以中国 2007-2017 年 A 股上市企业为样本，实证检验了“走出去”对企业融资约束的影响。研究发现，参与“一带一路”倡议的企业与未参与的企业相比，融资约束水平有所上升。处于重点对接省份的参与“一带一路”倡议企业的融资约束更有可能加剧。与国有企业不同，参与“一带一路”倡议的私人企业的融资约束明显提高，而且处在重点对接行业和省份的参与“一带一路”倡议的私人企业融资约束更有可能加剧。从机制上看，由于观察周期尚短和其它因素的限制，企业参与“一带一路”倡议以后，它们在信贷资源获取、利润率和生产率等方面还未体现出优势来。从政策上说，需要进一步拓宽思路对企业形成更有效的金融支持，以提高“一带一路”建设的可持续性。

【关键词】走出去；“一带一路”倡议；融资约束；双重差分法

一、引言

本文关注“走出去”对企业融资约束的影响，研究的动机源于中国经济的两个典型事实。一是“走出去”战略实施以来，企业参与国际市场的步伐明显加快，对外投资规模不断扩大。2013 年，中国提出“一带一路”倡议，鼓励企业提高国际化水平，利用好国内、国际两个市场和两种资源。据商务部和外汇管理局的统计，2018 年中国对外全行业直接投资 1298.3 亿美元，同比增长 4.2%。对“一带一路”沿线 56 个国家非金融类直接投资 156.4 亿美元，同比增长 8.9%，新签对外承包工程合同 7721 份，新签合同额 1257.8 亿美元。二是企业特别是民营企业、中小企业面临较为严重的融资约束（田国强和赵旭霞，2019）。根据世界银行的调查，中国有 75% 的私人企业把融资困难视为企业发展的主要障碍（Claessens and Tzioumis, 2006）。由于金融改革滞后、歧视性安排等因素，

¹ 罗长远，经济学博士，教授，复旦大学世界经济研究所

² 曾帅，经济学博士生，复旦大学经济学院

很多企业难以获得必要的融资支持，制约了它们“走出去”的步伐（李磊和包群，2015；张先锋等，2017）。全球化智库和西南财经大学发展研究院联合发布的《中国企业全球化报告 2018》显示，民营企业已成为中国对外投资的主力军，但与此同时，44%的受访企业对“走出去”的金融政策并不满意。在“走出去”的过程中，民企融资的便利度大幅提升，但现有融资模式还难以满足它们的资金需求。¹

与上述两个事实相关的问题是，企业“走出去”与融资约束之间存在何种关系？融资约束是否阻碍了企业“走出去”？反过来，“走出去”又如何影响了企业的融资约束？现有文献对前一问题的讨论比较丰富，比较一致的发现是，融资约束对企业对外投资有显著影响，而影响的大小则因生产率 and 所有制的不同而异。

对后一问题的研究相对欠缺，而这是本文所关注的，“一带一路”倡议给我们提供了机会。本文把“一带一路”倡议的提出视为一个准自然实验，通过使用双重差分法，以中国 2007-2017 年 A 股上市企业为样本，考察“走出去”对企业融资约束的影响。我们发现，参与“一带一路”建设的企业尚未得到有效的金融支撑，具体地：参与“一带一路”倡议的企业，其融资约束并没有得到缓解，反而有恶化的趋势；处于重点对接省份的参与“一带一路”倡议的企业，其融资约束更有可能加剧；与国有企业不同，参与“一带一路”倡议的私人企业的融资约束明显提高，处在重点对接行业和省份的参与“一带一路”倡议的私人企业融资约束更有可能加剧；从机制上看，参与“一带一路”倡议之后，企业尤其是私人企业并没有体现出在银行信贷、利润率和生产率等方面的优势。

本文余下部分的结构如下：第二节是文献综述；第三节是理论思考；第四节是数据和识别策略；第五节是基准估计结果和假设检验；第六节是拓展性分析；第七节是机制分析；最后是结论与政策建议。

二、文献综述

与本文相关的一支文献是，企业融资环境与国际化之间的互动关系。企业国际化包括出口、对外直接投资、对外承包工程等方式。在融资约束影响企业出口方面，Chaney（2005）和 Manova（2008）做出了开创性的贡献。Chaney（2005）将流动性约束引入异质性企业模型，发现只有流动性充足的企业才能克服进入国外市场的沉没成本，从而有可能成为出口企业。Manova（2008）

¹ 中华全国工商业联合会，《2019 年中国民营企业“一带一路”可持续发展报告》。

在异质性企业的框架下，发现金融发达、金融制度完善的经济体出口的产品种类更多，出口企业也拥有更多的贸易伙伴。孙灵燕和李荣林(2011)、李志远和余淼杰(2013)、文东伟和冼国明(2014)等基于中国企业数据的研究表明，融资约束是影响中国企业出口的重要因素。在融资约束影响对外投资方面，Buch et al. (2010) 是这一领域较早的文献，他们构建了一个包含企业出口和对外直接投资的理论模型，并使用德国企业数据进行实证研究，结果显示金融因素会同时影响出口和对外投资。施炳展和齐俊妍(2011)基于 Helpman et al. (2004) 的分析框架，提出金融发展水平较低时，金融发展会增加出口企业数量。而当金融发展水平较高时，金融发展会促使企业从出口转向对外投资。Buch et al. (2014) 进一步研究发现，金融因素会限制企业对外投资，特别是对最有可能考虑对外投资的企业而言。李磊和包群(2015)考察了融资约束对中国企业对外直接投资的影响，融资能力强的企业倾向于对外直接投资、进行多次投资，以及在多个国家进行投资。刘莉亚等(2015)、王碧珺等(2015)也从不同角度证实融资约束抑制了企业对外直接投资。

企业出口和对外投资对其融资约束也有反作用。Campa and Shaver (2002)、Greenaway et al. (2007)、Guariglia and Mateut (2010) 等的研究发现，从事出口的企业面临的融资约束更低。在中国情境下，韩剑和王静(2012)认为，出口能够缓解企业面临的融资约束，导致中国企业“舍近求远”表现出很高的出口倾向。他们的研究发现，出口无法缓解企业内部融资约束和商业信用融资约束，但可以有效解决企业面临的银行贷款难的问题。张先锋等(2017)基于中国工业企业数据，使用 PSM-DID 的方法，发现企业对外直接投资可以通过直接效应、生产率效应和出口效应缓解融资约束。与本文相关的另一支文献是关于“一带一路”的研究。其中，有文献关注“一带一路”建设对宏观经济的影响。Luo et al. (2019) 使用双重差分法就“一带一路”倡议如何影响中国招商引资进行了研究，结果发现“一带一路”倡议降低了重点对接省份外资利用的水平，而且这种负向效应在发展水平低、财政负担重、市场化程度低的重点对接省份更为突出。也有文献关注“一带一路”建设对微观企业的影响。Du and Zhang (2018) 发现，“一带一路”倡议实施之后，中国企业对外投资显著增加，国有企业在基础设施行业的投资起到领导角色，而非国有企业投资则主要集中在非基础设施行业。此外，还有研究发现，“一带一路”倡议提升了中国企业的创新水平(王桂军和卢潇潇，2019a)，提高了中国企业的全要素生产率，推动了企业升级(王桂军和卢潇潇，2019b)。徐思等(2019)的研究与本文的关注点最为相关，他们使用双重差分法，基于中国上市公司数据，发现“一带一路”倡议降低了企业的融资约束水平。

与现有文献相比，本文的边际贡献在于：一是基于“一带一路”倡议这一准自然实验，为企业“走出去”影响其融资约束提供进一步的证据，丰富企业国际化与金融环境互动的文献；二是使用普通和多时点双重差分，更稳健地识别企业在参与“一带一路”倡议前后，融资约束的变化；三是通过多维度的异质性分析，考察“一带一路”倡议的影响如何随企业的特征而异，为各级政府更好地引导和支持企业走出去、参与“一带一路”建设提供了经验依据。

三、理论思考

由于资本市场的不完全，现实世界中企业常常会面临融资约束。企业融资的渠道主要是内源融资、商业信贷融资和外源融资。内源融资主要依靠企业自身的资金和利润。商业信贷融资主要是买卖双方通过应收账款或应付账款而产生的赊销、延迟付款等融资手段（韩剑和王静，2012）。外源融资主要包括金融机构信贷、债券融资等。结合已有研究，我们认为企业通过参与“一带一路”建设而实现“走出去”，可能从正反两个方面影响它们的融资约束。

一方面，“走出去”可能缓解企业的融资约束。首先，“走出去”可能通过信号效应缓解企业的融资约束。企业进行对外投资，可能意味着它的生产率较高，或者在其他方面优于没有对外投资的企业（Helpman et al., 2004）。对于资金出借方而言，“走出去”是具有较高生产率和竞争力的信号（余子良和佟家栋，2016），对这类企业出借资金是符合自身利益的。其次，“走出去”可能通过多元化和逆向技术溢出缓解企业的融资约束。“走出去”意味着经营的多元化，分散了风险，增加了收益。“走出去”也意味着融资渠道的多元化，企业有可能获得在国外的融资机会。“走出去”还可能获得逆向技术溢出，即通过学习国外的先进技术和经验，提升自身的生产率和管理水平（蒋冠宏等，2013；蒋冠宏和蒋殿春，2014）。最后，政府可能为“走出去”的企业施以“援手（helping hand）”。“一带一路”倡议提出之后，政府的支持力度进一步加大，“走出去”的企业可能会在资源竞争中胜出（Luo et al., 2019）。比如拥有更多的信贷便利、税收优惠等，从而缓解了融资约束。

另一方面，“走出去”也可能加剧企业的融资约束。首先，“走出去”需要企业投入相应的资源，在缺少外部支持的情况下，融资约束可能恶化。企业国际化需要支付固定成本，考虑到“一带一路”的实际，这一成本可能会更高。同时，早期参与“一带一路”具有探路性质，对于后来跟进的企业而言，这是具有正外部性的活动。如果不能从政府或其他方面得到补偿，这些活动就会“内化”为企业的负担，进而加剧它们的融资约束。其次，“走出去”可能与企业的其他活动产生资源竞争关

系，从而恶化融资约束。罗长远和季心宇（2015）发现，由于融资约束的缘故，企业同时从事出口和研发的空间被压缩，二者的互补性减弱，企业不得不在这些活动中做出权衡取舍。类似的，“走出去”与其他企业活动的资源竞争可能加剧，从而加重企业的融资约束。再次，盲目或跟风“走出去”可能加剧企业的融资约束。“走出去”是企业实施多元化战略的一个途径，然而，盲目地“走出去”可能面临投资失败。在“一带一路”沿线，地缘关系复杂、历史文化差异大、宗教冲突频繁、政局不稳，企业面临较大的不确定性。在金融机构看来，参与“一带一路”的企业可能有更高的违约风险，从而不愿意提供资金支持。还有企业出于获得政策支持或其他优惠的考量，跟风“走出去”，也可能加剧融资约束（徐思等，2019）。最后，简单地跟随政府意志也可能加剧企业的融资约束。在某些地方，“走出去”较多地受到政府力量的推动，有文献将这类企业称为“政府塑造性”企业（Carvalho and Goldstein, 2008）。不考虑企业实际情况而推动“走出去”，很可能造成企业的资金损失，恶化它们的融资约束。

总结起来，在理论上，“走出去”既有可能缓解也有可能加剧企业的融资约束。但究竟如何，还有待实证检验。从政策上说，与可能存在的缓解效应相比，我们更担心的是“走出去”对企业融资约束的负向影响。

四、 变量、数据与识别策略

（一）变量与数据

1、融资约束

目前融资约束的衡量主要有如下几种思路：一是敏感度分析框架。Fazzari et al.（1988）提出投资-现金流敏感度分析思路，成为考察企业融资约束的基础范式。此外，还有投资-负债敏感度和现金-现金流敏感度等。然而，这类分析的局限是，只能判别样本企业整体上是否面临融资约束，却无法衡量每一个企业的融资约束程度；二是使用单一指标。李志远和余淼杰（2013）把利息支出作为融资约束的代理变量，认为融资约束越低的企业利息支出越高。王雅琦和卢冰（2018）使用企业的现金流指标来衡量融资约束，该指标数值越高，融资约束越低；三是使用综合指标。Kaplan and Zingales（1997）、Lamont et al.（2001）发展的 KZ 指数，先采取有序 Logit 模型对现金流等进行回归，利用估计系数构建融资约束指标。Hadlock and Pierce（2010）根据企业规模和年龄构建 SA 指数，避免了其他指数存在的内生性问题。

中国拥有特殊的制度环境和特定的金融发展水平，基于外国企业数据得出的指数，可能与中国企业的实际状况存在距离。在本文，我们参考 Musso and Schiavo (2008)、王碧珺等 (2015)、魏浩等 (2019) 的方法，构建企业的融资约束：首先，选取经营活动现金净流量比率（经营活动现金净流量/总资产）、应收账款周转率（销售收入/应收账款平均余额）、利息保障倍数（息税前利润/利息费用）、流动比率（流动资产/流动负债）、清偿比率（所有者权益/总负债）、有形资产净值率（有形资产/总资产）、盈利水平（净利润/总资产）等七项财务指标。前两个指标衡量的是企业的内源融资约束，其余五个指标衡量的是企业的外源融资约束。每项指标的值越高，企业的融资约束越低。其次，针对每家企业的分项指标，依据其在同行业企业中的分位数，赋予不同的数值，取值范围为 1-5，对应 80%-100%、60-80%、40%-60%、20%-40%、0-20% 五个分位；最后，对每家企业七项指标的赋值加总，标准化到 1-10 的赋值区间，最终得到企业的融资约束指标 FC，其值越大，融资约束越严重。

2、企业参与“一带一路”的界定

文献中，对于企业参与“一带一路”的认定有三种办法：一是根据企业注册地是否位于“一带一路”重点对接省份来认定（王桂军和卢潇潇，2019a）；二是根据商务部公布的《境外投资企业（机构）备案结果公开名录》来认定（王桂军和卢潇潇，2019b）；¹三是基于同花顺数据库（IFIND）的“一带一路”概念板块来认定（徐思等，2019）。

然而，上述认定办法都各有局限。对于第一种办法，可能存在两种情况：一是企业对“一带一路”国家投资，却不处于重点对接省份；二是企业位于重点对接省份，却没有参与“一带一路”建设（徐思等，2019）。对于第二种办法，商务部的《名录》只包含投资企业、投资目的国等基本信息，缺乏投资的具体时间、投资金额等更详细的数据。企业可能在“一带一路”倡议提出之前对沿线国家有投资，但在提出之后却没有投资。对于第三种办法，同花顺数据库没有明确说明筛选企业的标准，也可能存在偏误。

考虑到这些因素，在本文，我们采用如下三种认定办法：一是根据“一带一路”官网（简称为 NDRC），列入名录的企业视为参与“一带一路”的企业；二是借鉴徐思等 (2019) 的思路，属于 IFIND 的“一带一路”概念板块的企业视为参与“一带一路”的企业；三是根据“中国全球投资跟踪”数据库

¹ 该《名录》统计的带有年份信息的数据只到 2015 年。另外，该《名录》报告的是商务部审批的有对外投资资格的企业名录，并不是企业实际投资的情况（吕越等，2019）。

(China Global Investment Tracker, 简称 CGIT) 来认定。该数据库详细地记录了中国企业对外投资金额超过一亿美元的投资和工程承包的信息。¹从 2013 年开始, 它还公布了每笔投资的目的地是否位于“一带一路”的信息。在刘晓光和杨连星 (2016)、Du and Zhang (2018) 的研究中都曾用到这一数据。

为了与现有文献保持一致, 本文把中方之前认定的 64 个国家视为“一带一路”沿线国家 (王桂军和卢潇潇, 2019b)。参考 Luo et al. (2019)、吕越等 (2019) 的做法, 将 2013 年作为“一带一路”倡议的启动时间。

3、控制变量

参考相关文献, 本文选取了一系列的企业特征作为控制变量, 包括: 企业规模 (Size), 用企业总资产的自然对数衡量; 企业的上市年龄 (Age), 以当年年份与上市年份的差值再加 1 后, 取自然对数; 成长性 (Growth), 用营业收入增长率衡量; 总资产报酬率 (Roa), 计算方法为息税前利润*2/(期初总资产+期末总资产), 用来衡量企业的盈利能力; 人均工资水平 (Wage), 用企业人均工资的自然对数值表示; 资本密集度 (Cap), 用企业固定资产与员工人数的比值表示, 取自然对数; 是否出口 (Export), 有则取值为 1, 否则为 0; ²前十大股东的持股比例 (Top10); 独立董事比例 (Ind), 用独立董事人数与董事会人数的比值衡量。

4、样本选取

我们的样本是 2007-2017 年中国沪深两市上市的 A 股企业。按照通常的做法, 样本剔除了金融类企业、ST 类企业以及变量缺失过多的企业, 最终得到 1332 家上市企业。我们根据 NDRC、IFIND 和 CGIT 提供的企业信息与上市企业进行匹配。CGIT 数据库中只提供了企业的英文简称, 我们手动将企业的英文简称与企业的中文名称进行了对应, 从而得到参与“一带一路”倡议的企业信息, 再与上市企业数据进行匹配。在 NDRC 口径下, 我们得到 115 家参与“一带一路”的企业; IFIND 口径下有 114 家; CGIT 口径下有 69 家。³三种不同口径下得到的“一带一路”参与企业构成了双重差分的处理组, 其他企业则视为对照组。

¹ 虽然这种划分方法也有可能“遗漏”某些投资金额在 1 亿美元以下的参与“一带一路”倡议的企业, 但这已是目前条件下相对准确、稳妥的方法。根据商务部“走出去”公共服务平台, 本文所说的对“一带一路”投资的企业同时包括对外直接投资和对外承包工程两种方式。

² 企业出口的数据, 来自于国泰安上市公司财务附注中产品销售分部的相关信息。

³ CGIT 口径下得到的处理组企业数量较少, 可能的原因有两个: 一是 CGIT 数据库中只包含金额 1 亿美元以上的投资信息; 二是无法将某些企业的英文简称与中文名称完全对应。在未来的研究中, 计划尝试并购数据库和 FDI market 绿地数据库, 以更好地识别处理组企业 (此处感谢匿名审稿专家的建议)。

企业层面的数据来自万得数据库和国泰安数据库。为了消除异常值的影响，我们对连续变量进行了缩尾处理。¹

（二）模型设定

NDRC 和 IFIND 只提供了相关的企业名称，并没有企业参与“一带一路”的具体时间。针对这两种认定办法，我们使用普通双重差分估计，模型设定如下：

$$FC_{it} = \alpha + \beta D_{2013_t} * D_{ndrc_i} + \gamma Z_{it} + \varepsilon_i + \delta_t + \mu_{it}, \quad (1)$$

$$FC_{it} = \alpha + \beta D_{2013_t} * D_{ifind_i} + \gamma Z_{it} + \varepsilon_i + \delta_t + \mu_{it}, \quad (2)$$

CGIT 所包含的投资信息为使用多时点双重差分法提供了可能。我们参考宋弘等（2019）的做法，针对 CGIT 的认定办法，模型设定如下：

$$FC_{it} = \alpha + \beta BRI_{it} + \gamma Z_{it} + \varepsilon_i + \delta_t + \mu_{it}, \quad (3)$$

式（1）-（3）中， i 为企业， t 为年份。如果 t 大于或等于 2013， D_{2013} 取值为 1，否则为 0。如果企业 i 为 NDRC、IFIND 下的处理组企业， D_{ndrc} 、 D_{ifind} 取值为 1，否则为 0。如果 i 企业在 t 年对“一带一路”沿线国家进行了投资，则 t 年及之后 BRI_{it} 取值为 1，否则为 0。 Z_{it} 表示一系列控制变量。 ε_i 为企业固定效应， δ_t 为年份固定效应， μ_{it} 为随机误差项。 β 是本文关注的系数，反映了参与“一带一路”对企业融资约束的影响。

五、实证分析

（一）基准估计

表 1 报告了基准估计结果。列（1）以 2013 年为企业参与“一带一路”的年份，并以 NDRC 的口径来认定企业是否参与“一带一路”，在控制了企业和时间固定效应的情况下， $D_{2013} * D_{ndrc}$ 的估计系数显著为正。这意味着，在 2013 年之后，与没有参与“一带一路”的企业相比，参与“一带一路”的企业的融资约束显著提高。在列（1）的基础上，列（2）引入了更多的控制变量， $D_{2013} * D_{ndrc}$ 的估计系数依然显著为正。²

列（3）和列（4）同样以 2013 年为企业参与“一带一路”的年份，并以 IFIND 的口径来认定企业是否参与“一带一路”。不论有无控制企业层面的控制变量， $D_{2013} * D_{ifind}$ 的估计系数均显著

¹ 限于篇幅，未报告变量的描述性统计，如有需要可向作者索取。

² 限于篇幅，未报告控制变量的估计结果，如有需要可向作者索取。

为正。这也意味着，在 2013 年之后，相对于没有参与“一带一路”的企业，参与“一带一路”的企业融资约束显著提高。

与列 (1) - (4) 不同，列 (5) 和列 (6) 以 CGIT 的口径来认定参与“一带一路”的企业和时间，并采用多时点双重差分法进行估计。在列 (5)，BRI 的估计系数为正且显著。在列 (6)，在引入更多控制变量的情况下，BRI 的估计系数为正且显著。

表 1 基准估计

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
D_2013*D_ndrc	0.215*** (0.069)	0.254*** (0.058)				
D_2013*D_ifind			0.467*** (0.069)	0.240*** (0.059)		
BRI					0.258** (0.101)	0.156* (0.086)
N	14443	14176	14443	14176	14443	14176
Adj. R2	0.5655	0.6963	0.5667	0.6962	0.5654	0.6959

注：括号内为标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。所有的回归均控制了企业固定效应和年份固定效应。列 (1)、(3)、(5) 没有加入控制变量，列 (2)、(4)、(6) 加入了控制变量。

在控制变量中，企业规模 (Size) 的估计系数显著为正，显示规模越大，融资约束加剧。企业年龄 (Age) 越大，企业面临的融资约束水平越高，这与卢盛峰和陈思霞 (2017) 的发现一致，原因可能是企业上市时间长，经营风格偏向于保守，不利于获得融资支持。成长性 (Growth) 越好、总资产报酬率 (Roa) 越大，意味着有较好的投资回报，融资约束水平越低，这与现有文献是一致的 (潘越等, 2019)。人均工资水平 (Wage) 的估计系数显著为负，可能意味着企业劳动生产率越高，融资约束越低。资本密集度 (Cap) 的估计系数显著为正，显示重资本密度的企业，可能需要大量的资金支持，从而面临更严重的融资约束。出口 (Export) 的估计系数为负值，但并不显著。前十大股东的持股比例 (Top10) 的估计系数显著为负，这意味着，企业股权集中度越高，运转效率越高，融资约束越低。独立董事占比 (Ind) 的估计系数为负，但并不显著，可能与独立董事并没有在上市企业中发挥应有作用有关。

从表 1 的结果来看,参与“一带一路”并没有缓解反而可能加剧企业的融资约束,¹这与徐思等(2019)的发现有所不同。需要说明的是,我们控制了双向固定效应。另外,他们使用 KZ 指数来衡量融资约束。

(二) 双重差分法的适用性检验²

1、平行趋势检验

在本文使用双重差分法的一个前提是,在冲击发生前,处理组和对照组企业的融资约束应当满足平行趋势假设。为此,我们使用事件研究法来对这一假设进行检验。针对普通双重差分估计,我们借鉴 Chen et al. (2018) 的做法,相应的方程设定如下:

$$FC_{it} = \alpha + \sum_{k=-6, k \neq -1}^4 \beta_k D_{ndrc}_i * year_{2013+k} + \varepsilon_i + \delta_t + \mu_{it}, \quad (4)$$

$$FC_{it} = \alpha + \sum_{k=-6, k \neq -1}^4 \beta_k D_{ifind}_i * year_{2013+k} + \varepsilon_i + \delta_t + \mu_{it}, \quad (5)$$

针对多时点双重差分模型,我们借鉴 Wang (2013)、宋弘等(2019)的做法,相应的方程设定如下:

$$FC_{it} = \alpha + \sum_{j \geq -6, j \neq -1}^4 \beta_j BRI_{i,t-j} + \varepsilon_i + \delta_t + \mu_{it}, \quad (6)$$

其中, $year_{t}$ 为年度虚拟变量,当年取值为 1,其他年份取值为 0。 $BRI_{i,t-j}$ 为一系列虚拟变量,如果 i 企业在 $t-j$ 年参与了“一带一路”,那么取值为 1,否则为 0。 k 的取值范围为-6~4。 j 的取值范围为-6~4。 k 和 $j < 0$ 时, β_k 和 β_j 反映的是参与“一带一路”之前的情况。 k 和 $j > 0$ 时, β_k 和 β_j 反映的是参与“一带一路”之后的情况。 β_0 则反映参与“一带一路”当期的效果。我们把参与“一带一路”的前一年设定为基准组 (Wang, 2013), 所以省去 β_{-1} 。

检验结果显示,在参与“一带一路”之前, β_k 和 β_j 的变化趋势比较平缓,绝大多数并不显著,而且基本为负值;在参与“一带一路”之后,系数变为正值,具有明显的上升趋势。由此看来,处理组和对照组大致符合平行趋势假设,双重差分估计是适用的。

2、安慰剂检验

使用双重差分法另一个需要注意的问题是,估计结果是否受到其他随时间变化的不可观测因素的影响。参考 Chen et al. (2018)、蒋灵多和陆毅(2018)的做法,我们针对企业参与“一带一路”

¹ 需要注意的是,我们的处理组是参与“一带一路”投资的企业,对照组是其余企业(既包括对外投资但不是一带一路沿线,也包括未参与对外投资的企业)。因此,基准回归的结果表明,对“一带一路”沿线国家投资之后,企业的融资约束可能会加剧。

² 限于篇幅,省略了平行趋势和安慰剂检验的结果,如有需要可向作者索取。

的时间和参与“一带一路”的企业进行了间接性的安慰剂检验。具体而言，随机抽取某一年份作为“一带一路”倡议提出的时间，在所有企业中随机抽取产生处理组的企业名录，并且把这一过程重复 1000 次。然后，基于式（1）-（3）进行回归，从而得到 1000 个“错误”的估计系数值。结果显示，三种口径下 1000 个估计系数值的分布基本符合均值为零的正态分布，大致可以排除其他不可观测因素的影响。

（三）稳健性检验

针对基准估计结果，我们进行了一系列的稳健性检验，包括对融资约束的不同度量、内生性的考虑，以及对样本的调整。¹

首先，我们换用 Hadlock and Pierce（2010）提出的 SA 指数。其中，企业规模和企业年龄分别为企业总资产的自然对数和企业上市年龄。在使用 SA 指数进行回归时，我们把控制变量中的企业规模和年龄做了滞后一期的处理。其次，考虑到企业对“一带一路”沿线国家投资可能存在自选择问题，另外也不排除融资约束和企业对外投资之间存在双向因果关系的可能，我们参考 Ding et al.（2018）的做法，使用 PSM-DID 方法再次对式（1）-（3）进行估计。其中，匹配变量包括上文中的一系列控制变量，采用了半径匹配方法。最后，我们还对样本进行了调整。主要包括两方面，一是考虑到外资企业的特殊性，将它们从样本中剔除；二是针对无企业对“一带一路”沿线投资的省份，把它们从样本中剔除。稳健性检验的结果与基准估计的结论一致，即企业参与“一带一路”之后，融资约束并没有得到缓解，反而有恶化的倾向。

六、拓展性分析

基准估计回答了我们的第一个问题，即从整体上看，企业参与“一带一路”之后，融资约束并没有缓解，反而有恶化的倾向。接下来，我们想进一步讨论的是：处于重点对接行业和省份的企业，融资约束的变化是否有所不同；参与“一带一路”对国有企业和私人企业融资约束的影响是否有差异。

（一）重点对接行业和省份²

商务部划定了“一带一路”倡议重点对接行业，包括新兴优势行业如信息通信行业，以及产能

¹ 限于篇幅，省略了稳健性检验的结果，如有需要可向作者索取。

² 重点对接省份包括内蒙古、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆、辽宁、吉林、黑龙江、广西、重庆、云南、西藏、上海、浙江、福建、广东、海南。

过剩的行业如钢铁业、建筑业等。具体行业划分标准上,我们借鉴了徐思等(2019)和吕越等(2019)的做法。¹企业所属行业的不同、所在省份的不同,其融资约束受到的影响是否也会有所差异?因此,我们把式(1)-(3)拓展为三重差分模型:增加 Sector 和 Prov 两个虚拟变量(若企业属于重点对接行业,那么 Sector 取值为 1, 否则为 0; 若企业位于重点对接省份, Prov 取值为 1, 否则为 0); 构造这两个虚拟变量与 D_2013*D_ndrc、D_2013 *D_ifind 和 BRI 的交互项。这些交互项的系数反映的是参与“一带一路”对不同行业、不同省份的企业融资约束的异质性影响。

从重点对接行业的估计结果来看,我们所关注的系数都不显著,说明参与“一带一路”对企业融资约束的影响在不同行业之间并不存在明显的异质性。²

从表 2 的估计结果来看, D_2013*D_ndrc*Prov、D_2013*D_ifind* Prov、BRI* Prov 的系数均在 1%的水平上显著为正。这说明,位于重点对接省份的企业在参与“一带一路”之后融资约束加剧。

表 2 三重差分: 重点对接省份

解释变量	(1)	(2)	(3)
D_2013*D_ndrc*Provi.	0.480*** (0.122)		
D_2013* D_ndrc	-0.023 (0.081)		
D_2013* D_ifind* Provi.		0.582*** (0.122)	
D_2013* D_ifind		-0.080 (0.089)	
BRI* Provi.			0.818*** (0.177)
BRI			-0.249** (0.114)

¹ 按证监会(2012)行业分类代码, 新兴优势行业具体包括 A01、C27、C35、C37、C38、C39、D44、G、I、M, 富余产能行业包括 B、C25、C30、C31、D45、E、K70。

² 限于篇幅, 未汇报重点对接行业的估计结果, 如有需要可向作者索取。

N	14175	14175	14175
Adj. R2	0.6980	0.6983	0.6979

注：括号内为标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；模型中控制了交互项中两两的交互项和单独项。模型中加入了控制变量、企业固定效应和年份固定效应，下同。

在参与“一带一路”之后，融资约束恶化主要体现在重点对接省份的企业上。结合前文的理论分析，可能的原因包括：首先，企业参与“一带一路”建设需要投入资源，但重点对接省份的政府和金融机构未给予有效支持；其次，企业在“一带一路”的投资不排除有盲目性和跟风性，恶化了财务状况，增加了风险；最后，重点对接省份急于推动向“一带一路”沿线投资，但忽视了企业条件和投资环境的相容性。

（二）国有企业和私人企业

参与“一带一路”对于国有企业和私人企业融资约束的影响可能不同。在这里，国企包括中央和地方国有企业，私企则是剔除了外资企业后的其他企业。具体地：在式（1）-（3）中增加Nonsoe虚拟变量，若为私人企业，取值为1，否则为0；构造Nonsoe与D_2013*D_ndrc、D_2013 *D_ifind和BRI的交互项。¹估计结果见表3。

表3 三重差分：企业所有制

解释变量	(1)	(2)	(3)
D_2013* D_ndrc*Nonsoe	0.811** (0.343)		
D_2013* D_ndrc	0.129** (0.061)		
D_2013* D_ifind* Nonsoe		0.635*** (0.137)	
D_2013* D_ifind		0.018 (0.069)	
BRI* Nonsoe			0.574*** (0.213)
BRI			-0.027

¹ 我们也对国有企业和民营企业进行了分样本回归，估计结果是相似的。

(0.097)

N	13816	13816	13816
Adj. R2	0.6984	0.6989	0.6984

注：括号内为标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；模型控制了交互项中两两的交互项和单独项。

从估计结果来看， $D_{2013} * D_{ndrc} * Nonsoe$ 、 $D_{2013} * D_{ifind} * Nonsoe$ 、 $BRI * Nonsoe$ 三者的估计系数在1%的水平上显著为正。这说明，参与“一带一路”倡议后，融资约束恶化主要体现在私人企业上。尽管国有企业和私人企业都有机会参与“一带一路”建设，但后者在信贷、税收等方面仍然面临比较不利的环境。

进一步地，我们还想考察，参与“一带一路”对不同行业和省份的私人企业的影响是否也有差异。我们根据企业所属行业和所处省份的不同，将样本划分为重点对接行业与非重点对接行业、重点对接省份与非重点省份，并基于三重差分进行分样本估计。综合表4和表5的估计结果来看，重点对接行业和重点对接省份的私人企业，在参与“一带一路”之后，其融资约束显著加剧。

表4 不同行业的私人企业

解释变量	重点对接行业		非重点对接行业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$D_{2013} * D_{ifind} * Nonsoe$	0.688*** (0.160)		0.519* (0.281)	
$D_{2013} * D_{ifind}$	-0.009 (0.077)		0.120 (0.166)	
$BRI * Nonsoe$		0.878*** (0.254)		-0.131 (0.394)
BRI		-0.103 (0.116)		0.165 (0.181)
N	7911	7911	5905	5905
Adj. R2	0.6992	0.6987	0.6990	0.6986

注：括号内为标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；模型控制了交互项中两两的交互项和单独项；根据NDRC口径，重点行业中的处理组全部是国有企业，并没有私人企业的样本。

表 5 不同省份的私人企业

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
解释变量	重点对接省份			非重点对接省份		
D_2013* D_ndrc	0.950**			0.191		
*Nonsoe	(0.439)			(0.567)		
D_2013* D_ndrc	0.339***			-0.008		
	(0.098)			(0.077)		
D_2013* D_ifind		0.793***			0.177	
* Nonsoe		(0.180)			(0.217)	
D_2013*D_ifind		0.190*			-0.166*	
		(0.098)			(0.096)	
BRI* Nonsoe			0.851***			-0.086
			(0.307)			(0.305)
BRI			0.304*			-0.208*
			(0.169)			(0.117)
N	7331	7331	7331	6485	6485	6485
Adj. R2	0.6740	0.6752	0.6741	0.7254	0.7255	0.7256

注：括号内为标准误；* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01；模型控制了交互项中两两的交互项和单独项。

七、进一步的机制分析

在这一部分，我们选取银行信贷、净利润和生产率三个直接关系企业融资状况的指标，做进一步的机制分析。银行信贷属于企业的外源融资，净利润反映企业的经营绩效，生产率反映企业的技术效率。后两者可以提高企业的内源融资，也可以通过降低信息不对称使企业获得更多的外源融资。在各地大力推进的背景下，企业参与“一带一路”建设可能获得更多的信贷支持。然而，考虑到“所有制偏好”等因素，“走出去”的私人企业在获得信贷资源方面可能存在劣势。另外，“一带一路”沿线国家发展程度各异，地缘关系复杂，企业参与“一带一路”建设能否实现盈利水平和生产率的提高，都面临比较大的不确定性。

（一）银行信贷

银行信贷是企业融资的主要来源。我们参考徐思等（2019）的做法，将融资约束指标替换为信贷支持（Loan）进行回归分析。在这里，信贷支持（Loan）为企业银行贷款与营业收入的比值，银行贷款包括长期和短期借款，估计结果见表 6。

针对全样本的双重差分估计见列（1）-（3）：在列（1）， $D_{2013} * D_{ndrc}$ 为负但不显著；在列（2）， $D_{2013} * D_{ifind}$ 为正且显著；在列（3），BRI 为负但不显著。聚焦私人企业的三重差分估计见列（4）-（6）：在列（4）， $D_{2013} * D_{ndrc}$ 依然为负但不显著， $D_{2013} * D_{ndrc} * Nonsoe$ 为正但不显著；在列（5）， $D_{2013} * D_{ifind}$ 依然为正且显著， $D_{2013} * D_{ifind} * Nonsoe$ 为负且显著；在列（6），BRI 依然为负且不显著， $BRI * Nonsoe$ 为负且不显著。

除了列（2）和列（5），其他各列的估计结果说明，参与“一带一路”没有提升企业获得的信贷支持，私人企业也不例外。而列（2）和列（5）的估计结果则说明：从全样本看，参与“一带一路”改善了企业获得的信贷支持；但对于私人企业来说，参与“一带一路”却减少了它们获得的信贷支持。这说明，如果参与“一带一路”倡议有助于提升企业的信贷资源，也可能比较多地体现为对国有企业的支持上。金融机构在服务于“一带一路”建设的过程中，可能仍然存在“所有制偏好”。一方面是体制惯性使然，另一方面也可能是因为“一带一路”投资面临较大的风险，金融机构更倾向于贷款给抗风险能力更强的国有企业。

表 6 机制讨论：银行信贷（loan）

解释变量	双重差分			三重差分		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$D_{2013} * D_{ndrc}$	-0.019			-0.020		
	(0.036)			(0.038)		
$D_{2013} * D_{ndrc} * Nonsoe$				0.240		
				(0.201)		
$D_{2013} * D_{ifind}$		0.067**			0.126***	
		(0.034)			(0.040)	
$D_{2013} * D_{ifind} * Nonsoe$					-0.215***	
					(0.077)	

				-0.011		-0.038
BRI				(0.048)		(0.055)
						-0.018
BRI*Nonsoe						(0.112)
N	8848	8848	8848	8594	8594	8594
Adj. R2	0.6914	0.6916	0.6914	0.6989	0.6993	0.6989

注：括号内为标准误；* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ ；模型控制了交互项中两两的交互项和单独项。

（二）净利润

接下来，我们考察企业在参与“一带一路”之后，经营利润发生了怎样的变化。我们用利润率（profit，用净利润/总资产衡量）做被解释变量，估计结果见表7。

针对全样本的双重差分估计见列（1）-（3）：在列（1）， $D_{2013} * D_{ndrc}$ 为负且显著；在列（2）， $D_{2013} * D_{ifind}$ 为负且显著；在列（3），BRI 为负但不显著。聚焦私人企业的三重差分估计见列（4）-（6）：在列（4）， $D_{2013} * D_{ndrc}$ 依然为负且显著， $D_{2013} * D_{ndrc} * Nonsoe$ 为正但不显著；在列（5）， $D_{2013} * D_{ifind}$ 依为负但不显著， $D_{2013} * D_{ifind} * Nonsoe$ 为负且显著；在列（6），BRI 依然为负且不显著， $BRI * Nonsoe$ 为正且不显著。

列（1）和列（4）的估计结果说明，参与“一带一路”削弱了企业的净利润。列（2）和列（5）的估计结果则说明，参与“一带一路”对净利润的削弱，主要体现在私人企业上；列（3）和列（6）的估计结果说明，参与“一带一路”没有改善企业的净利润，私人企业也不例外。

中国企业对“一带一路”沿线国家的投资项目大多带有金额大、工期长、成本回收慢等特点。另外，在推进“一带一路”建设的背景下，各地推出了一批大型投资项目，泡沫化风险比较高（张述存，2017）。在一定时期内，企业可能面临投资资金损失，盈利状况受到拖累，导致净利润下降。严兵（2019）的调研报告也有类似的结论。

表7 机制讨论：净利润（profit）

解释变量	双重差分			三重差分		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$D_{2013} * D_{ndrc}$	-0.004*** (0.001)			-0.003*** (0.001)		

D_2013*D_ndrc*Nonsoe				0.001		
				(0.006)		
D_2013* D_ifind		-0.002**			-0.000	
		(0.001)			(0.001)	
D_2013* D_ifind*Nonsoe					-0.006***	
					(0.002)	
BRI			-0.002			-0.002
			(0.001)			(0.002)
BRI*Nonsoe						0.002
						(0.003)
N	14320	14320	14320	13959	13959	13959
Adj. R2	0.9332	0.9332	0.9332	0.9331	0.9331	0.9330

注：括号内为标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；模型控制了交互项中两两的交互项和单独项。

（三）生产率

最后，我们考察企业在参与“一带一路”倡议之后，生产率发生了怎样的变化。我们使用LP方法计算了上市企业的全要素生产率，估计结果见表8。

针对全样本的双重差分估计见列（1）-（3）：在列（1）， $D_{2013} * D_{ndrc}$ 为正且显著；在列（2）， $D_{2013} * D_{ifind}$ 为负但不显著；在列（3），BRI 为正但不显著。聚焦私人企业的三重差分估计见列（4）-（6）：在列（4）， $D_{2013} * D_{ndrc}$ 依然为正且显著， $D_{2013} * D_{ndrc} * Nonsoe$ 为负且显著；在列（5）， $D_{2013} * D_{ifind}$ 依然为负但不显著， $D_{2013} * D_{ifind} * Nonsoe$ 为正但不显著；在列（6），BRI 依然为正且不显著， $BRI * Nonsoe$ 为正且不显著。

列（1）和列（4）的估计结果说明：从全样本来看，参与“一带一路”改善了企业的生产率；但对于私人企业来说，参与“一带一路”却恶化了生产率。列（2）和列（5）的估计结果则说明，参与“一带一路”没有改善企业的生产率，私人企业也不例外。列（3）和列（6）的估计结果，与列（2）和列（5）类似。

“一带一路”沿线总体上以发展中国家为主。一般而言，企业可以从对发达国家的直接投资中获得逆向技术溢出带来的好处，提高生产率水平。但在沿线发展中国家，中国企业是技术优势

方，它们从投资中获得逆向技术溢出的空间相对较小，这可能是参与“一带一路”建设并没有提升企业生产率的一个原因。

表 8 机制讨论：生产率 (Intfp)

解释变量	双重差分			三重差分		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
D_2013*D_ndrc	0.071*** (0.023)			0.092*** (0.024)		
D_2013*D_ndrc*Nonsoe				-0.297** (0.135)		
D_2013* D_ifind		-0.023 (0.024)			-0.030 (0.028)	
D_2013* D_ifind*Nonsoe					0.052 (0.055)	
BRI			0.041 (0.034)			0.038 (0.039)
BRI*Nonsoe						0.087 (0.085)
N	13693	13693	13693	13351	13351	13351
Adj. R2	0.8768	0.8767	0.8767	0.8770	0.8769	0.8769

注：括号内为标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；模型控制了交互项中两两的交互项和单独项。

总地来看，企业参与“一带一路”倡议之后，没有一致的证据显示它们得到了更多的信贷支持，也没有一致的证据显示它们的利润率和生产率得到了提升。对于参与“一带一路”倡议的私人企业来说，它们的贷款、利润率和生产率甚至有可能下降。

八、结论与政策建议

本文基于“一带一路”倡议这一准自然实验，使用双重差分法，以中国上市企业为样本，实证研究了“走出去”对企业融资约束的影响。主要的研究结论如下：参与“一带一路”倡议的企业与未

参与的企业相比，融资约束水平有所上升；处于重点对接省份的参与“一带一路”倡议的企业，融资约束水平更有可能加剧；与国有企业不同，参与“一带一路”倡议的私人企业的融资约束水平明显提高，处在重点对接行业和省份的参与“一带一路”倡议的私人企业融资约束更有可能加剧；从机制上看，由于观察周期尚短和其它因素的限制，企业参与“一带一路”倡议以后，它们在信贷资源、利润率和生产率等方面还未体现出优势来。

“一带一路”倡议是新时期中国改革开放的重要举措，它给企业“走出去”提供了重要的机会。在贸易摩擦走向尚不明朗的背景下，协助企业把握住这一机会显得尤为可贵。然而，本文所做的研究显示，企业参与“一带一路”的过程中，还未得到有效的外部支撑，金融部门没有跟上实体企业国际化的节奏。为此，我们提出以下五点政策建议：一是优化商业性金融对参与“一带一路”企业的支持。避免过度依赖间接融资，扩大直接融资的介入。消除所有制和规模歧视，提高对私人企业和中小企业的资金支持。推动评级机构和其他中间组织对于“一带一路”建设的参与，降低金融部门和企业之间的信息不对称；二是强化政策性金融对参与“一带一路”企业的支持。“一带一路”建设是开创性和长期性的事业，企业在沿线所从事的活动具有探索性质和正外部性，仅仅依靠商业性金融是不够的，要加强政策性金融的参与；三是拓展国际性金融对参与“一带一路”企业的支持。“一带一路”是国际合作平台，仅有中国金融部门的参与是不够的，要引导企业从沿线国家和国际性金融机构获得融资支持；四是促进其他政策工具对参与“一带一路”企业的支持。除了金融工具之外，税务、海关等部门也应该出台相应的举措给以支持，让从事正外部性活动的企业获得一定的补偿，而不是全部内化为企业自身的负担；五是增强政府和市场在支持企业参与“一带一路”上的互补性。各级地方政府应当根据各自的实际情况，引导有条件的企业参与“一带一路”而不是“拉郎配”。政府在完成“铺路搭台”的使命之后，要尽快归位，尽可能地让市场力量发挥更大的角色，抑制企业的寻租行为。

参考文献

- [1]韩剑和王静, 2012,《中国本土企业为何舍近求远: 基于金融信贷约束的解释》,《世界经济》第 1 期, 第 98~113 页。
- [2]蒋冠宏、蒋殿春, 2014,《中国工业企业对外直接投资与企业生产率进步》,《世界经济》第 9 期, 第 53~76 页。
- [3]蒋冠宏、蒋殿春和蒋昕桐, 2013,《我国技术研发型外向 FDI 的“生产率效应”: 来自工业企业的证据》,《管理世界》第 9 期, 第 44~54 页。
- [4]蒋灵多和陆毅, 2018,《市场竞争加剧是否助推国有企业加杠杆》,《中国工业经济》第 11 期, 第 155~173 页。
- [5]李磊和包群, 2015,《融资约束制约了中国工业企业的对外直接投资吗?》,《财经研究》第 6 期, 第 120~131 页。
- [6]李志远和余淼杰, 2013,《生产率、信贷约束与企业出口: 基于中国企业层面的分析》,《经济研究》第 6 期, 第 85~99 页。
- [7]刘莉亚、何彦林、王照飞和程天笑, 2015,《融资约束会影响中国企业对外直接投资吗?基于微观视角的理论和实证分析》,《金融研究》第 8 期, 第 128~144 页。
- [8]刘晓光 and 杨连星, 2016,《双边政治关系、东道国制度环境与对外直接投资》,《金融研究》第 12 期, 第 17~31 页。
- [9]卢盛峰和陈思霞, 2017,《政府偏袒缓解了企业融资约束吗?——来自中国的准自然实验》,《管理世界》第 5 期, 第 59~73 页。
- [10]罗长远和季心宇, 2015,《融资约束下的企业出口和研发: “鱼”与“熊掌”不可得兼?》,《金融研究》第 9 期, 第 140~158 页。
- [11]吕越、陆毅、吴嵩博和王勇, 2019,《“一带一路”倡议的对外投资促进效应: 基于 2005-2016 年中国企业绿地投资的双重差分检验》,《经济研究》第 9 期, 第 187~202 页。
- [12]潘越、宁博、纪翔阁和戴亦一, 2019,《民营资本的宗族烙印: 来自融资约束视角的证据》,《经济研究》第 7 期, 第 94~110 页。
- [13]施炳展和齐俊妍, 2011,《金融发展、企业国际化形式与贸易收支》,《世界经济》第 5 期, 第 42~73 页。
- [14]宋弘、孙雅洁和陈登科, 2019,《政府空气污染治理效应评估: 来自中国“低碳城市”建设的经验研究》,《管理世界》第 6 期, 第 95~108 页。
- [15]孙灵燕和李荣林, 2011,《融资约束限制中国企业出口参与吗?》,《经济学(季刊)》第 1 期, 第 231~252 页。
- [16]田国强和赵旭霞, 2019,《金融体系效率与地方政府债务的联动影响: 民企融资难融资贵的一个双重分析视角》,《经济研究》第 8 期, 第 4~20 页。
- [17]王碧珺、谭语嫣、余淼杰和黄益平, 2015,《融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资》,《世界经济》第 12 期, 第 54~78 页。
- [18]王桂军和卢潇潇, 2019a,《“一带一路”倡议可以促进中国企业创新吗?》,《财经研究》第 1 期, 第 19~34 页。
- [19]王桂军和卢潇潇, 2019b,《“一带一路”倡议与中国企业升级》,《中国工业经济》第 3 期, 第 43~61 页。
- [20]王雅琦和卢冰, 2018,《汇率变动、融资约束与出口企业研发》,《世界经济》第 7 期, 第 75~97 页。
- [21]魏浩、白明浩和郭也, 2019,《融资约束与中国企业的进口行为》,《金融研究》第 2 期, 第 98~116 页。

- [22] 文东伟和冼国明, 2014, 《企业异质性、融资约束与中国制造业企业的出口》, 《金融研究》第 4 期, 第 98~113 页。
- [23] 徐思、何晓怡和钟凯, 2019, 《“一带一路”倡议与中国企业融资约束》, 《中国工业经济》第 7 期, 第 155~173 页。
- [24] 余子良和佟家栋, 2016, 《所有制、出口行为与企业融资约束》, 《世界经济》第 3 期, 第 26~48 页。
- [25] 严兵, 2019, 《境外经贸合作区案例及评价体系研究报告》, 南开大学国际经济研究所工作论文。
- [26] 张述存, 2017, 《“一带一路”战略下优化中国对外直接投资布局的思路与对策》, 《管理世界》第 4 期, 第 1~9 页。
- [27] 张先锋、杨栋旭和张杰, 2017, 《对外直接投资能缓解企业融资约束吗? 基于中国工业企业的经验证据》, 《国际贸易问题》第 8 期, 第 131~141 页。
- [28] Buch, C. M., I. Kesternich, A. Lipponer and M. Schnitzer, 2010, “Exports versus FDI Revisited: Does Finance Matter?” CEPR Discussion Paper No. DP7839.
- [29] Buch, C. M., I. Kesternich, A. Lipponer and M. Schnitzer, 2014, “Financial Constraints and Foreign Direct Investment: Firm-level Evidence,” *Review of World Economics*, 150(2), pp.393~420.
- [30] Campa, J. M. and J. M. Shaver, 2002, “Exporting and Capital Investment: On the Strategic Behavior of Exporters,” IESE Business School Discussion Paper No.469.
- [31] Chaney, T., 2005, “Liquidity Constrained Exporters,” University of Chicago.
- [32] Chen, Y. J., P. Li and Y. Lu, 2018, “Career Concerns and Multitasking Local Bureaucrats: Evidence of a Target-based Performance Evaluation System in China,” *Journal of Development Economics*, 133, pp. 84~101.
- [33] Claessens, S. and K. Tzioumis, 2006, “Measuring Firms’ Access to Finance,” World Bank and Brooking Conference Paper.
- [34] de Carvalho, F. P. and A. Goldstein, 2008, “The Making of National Giants: Technology and Governments Shaping the International Expansion of Oil Companies from Brazil and China,” MERIT Working Paper No. 21.
- [35] Ding, H., H. Fan, and S. Lin, 2018, “Connect to Trade,” *Journal of International Economics*, 110, pp.50~62.
- [36] Du, J. and Y. Zhang, 2018, “Does One Belt One Road Initiative Promote Chinese Overseas Direct Investment?” *China Economic Review*, 47, pp.189~205.
- [37] Fazzari, S. M., R. G. Hubbard and Petersen, B. C., 1988, “Financing Constraints and Corporate Investment,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 19(1), pp. 141~206.
- [38] Greenaway, D., A. Guariglia and R. Kneller, 2007, “Financial Factors and Exporting Decisions,” *Journal of Financial Economics*, 73(2), pp.377~395.
- [39] Guariglia, A. and S. Mateut, 2010, “Inventory Investment, Global Engagement, and Financial Constraints in the UK: Evidence from Micro Data,” *Journal of Macroeconomics*, 32(1), pp.239~250.
- [40] Hadlock, C. J. and J. R. Pierce, 2010, “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index,” *Review of Financial Studies*, 23(5), pp.1909~1940.
- [41] Helpman, E., M. J. Melitz and S. R. Yeaple, 2004, “Export versus FDI with Heterogeneous Firms,” *American Economic Review*, 94(1), pp.300~316.
- [42] Kaplan, S. N. and L. Zingales, 1997, “Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?” *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), pp.169~215.
- [43] Lamont, O., C. Polk, and J. Saaá-Requejo, 2001, “Financial Constraints and Stock Returns,” *The Review of Financial Studies*, 14(2), pp.529~554.
- [44] Luo, C., Q. Chai and Chen, H., 2019, “‘Going Global’ and FDI Inflows in China: ‘One Belt & One Road’ Initiative as a Quasi-natural Experiment,” *World Economy*, 42(6), pp.1654~1672.
- [45] Manova, K., 2008, “Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade,” NBER Working Paper

No.14531.

[46] Musso, P. and S. Schiavo, 2008, “The Impact of Financial Constraints on Firm Survival and Growth,” *Journal of Evolutionary Economics*, 18(2), pp. 135~149.

[47] Wang, J., 2013, “The Economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities,” *Journal of Development Economics*, 101(1), pp.133~147.

贸易摩擦、宏观经济波动与经济开放程度的选择

肖祖沔¹ 彭红枫² 向丽锦³

【摘要】本文构建一个包含关税冲击以及外汇风险溢价的两国开放经济 DSGE 模型，创新地揭示了关税冲击造成实际汇率波动的“直接效应”与“间接效应”，刻画了关税变动、贸易条件与实际汇率之间的动态关系与作用机制。我们深入分析了不同经济开放程度下贸易摩擦造成的宏观经济波动以及经济福利损失。结果表明，在一定贸易开放程度下，外国加收关税一方面会导致本国贸易条件恶化，引发出口及产出下降；另一方面会导致本国汇率贬值，引发出口及产出增长。关税冲击发生后短期中汇率贬值效应占优，本国产出会出现小幅上升，随后贸易条件恶化效应逐步显现，产出持续下降。福利分析结果表明，本国适度提升贸易开放度，虽然经济福利损失会小幅上升，但福利损失增加幅度小于外国，会在贸易摩擦竞争中形成相对优势；如果本国过度提高贸易开放度，则会导致本国福利损失大幅增加，并且大于外国福利损失增幅，会在贸易摩擦竞争中形成相对劣势。因此，应适度逐步有序地提升贸易开放度。此外，本国适度推进资本账户开放的政策能够改善贸易条件，促进本国经济增长。

【关键词】贸易摩擦；经济波动；风险溢价；资本管制；贸易开放度

一、引言

2017 年 8 月美国对中国发起“301”调查，随后 2018 年初中美之间爆发贸易摩擦，两国相互加征关税。在两国政府初步磋商中，美国政府要求中国提升经济开放程度，加大对美国产品进口，以解决两国间长期存在的贸易失衡问题。中国政府在原则上同意了依据需要扩大对美国产品的进口。但是，美国当局不满足于此，在 2018 年 7 月 6 日正式生效对中国产品加征关税的措施。直至 2020 年 1 月 15 日第一阶段谈判《中华人民共和国政府和美利坚合众国政府经济贸易协议》的达成，一年半时间内，中美两国之间共经历了“三轮五次”加征关税，并且协商范围从贸易开放扩大到金融开放、技术转让以及汇率稳定等领域。

¹ 肖祖沔，经济学博士，副教授，山东财经大学金融学院。

² 彭红枫（通讯作者），经济学博士，教授，博士生导师，山东财经大学金融学院。

³ 向丽锦，经济学博士，副教授，山东财经大学金融学院。

2020年2月10日，美国贸易代表办公室发布公告，拟取消包括中国在内25个经济体享有的WTO发展中国家优惠待遇。这样一来，美国将能够更容易对来自这些经济体企业的违法行为开出罚单。这意味着美国依然试图从其经济利益出发改写国际贸易规则。我们可以预见，伴随着中国国际经济地位逐渐提升，中美经贸关系将不断面临各种形式的摩擦与冲突，并且极大可能会在较长时期内存在与反复，最终对我国宏观经济产生显著而深远的影响。因此，有必要深入分析以下问题：贸易摩擦会对中国宏观经济产生何种冲击？面对美方对我国经济开放的要求，中国提升贸易和金融开放程度的限度在哪里？

本文研究目标便是在深入研究贸易摩擦影响宏观经济运行理论机制的基础上，探讨我国贸易和金融开放相关政策。我们需要认识到贸易摩擦所引发的经济后果是深刻而复杂的，产品市场与国际贸易会面临最为直接的冲击，但金融市场与整个宏观经济运行同样会受到显著的直接或间接影响。中美贸易摩擦不仅仅是一个贸易问题，更是一个金融和经济问题，直接影响到产品市场、金融市场以及劳动市场的一般均衡。

本文在经典开放宏观经济理论上构建了一个两国开放经济动态随机一般均衡模型（DSGE模型），以实现贸易摩擦冲击下宏观经济波动的研究以及相关经济对外开放政策选择的分析。本文进一步厘清了贸易摩擦冲击影响贸易条件与汇率水平的理论逻辑，创新地揭示了三者之间的动态关联及导致其他宏观变量波动的作用机制，使得针对宏观经济波动及相关政策的研究能够在更完善的理论框架下展开。

二、文献综述

历史上美国和英国、德国以及日本等国家均发生过不同程度的贸易摩擦，关税这一政策工具被广泛使用。根据贸易条件理论（the Terms of Trade Theory），一国可以通过征收关税来改善其贸易条件，进而促进净出口的增长。因此关税措施往往成为国家之间发生贸易摩擦时的一个最为直接的政策工具。但是，当其他国家也同时加征关税进行反制时，任何一个国家都不可能以牺牲邻国为代价来改善自身贸易条件了（见 Bagwell & Staiger, 1999; 2011）。陆前进（2017）还发现不同的产品替代弹性水平下，贸易条件与经常项目之间存在复杂的相关性。经典的贸易理论构成了分析贸易摩擦相关问题的核心机制，但与此同时贸易摩擦爆发后汇率以及其他宏观变量出现显著波动的特征事实也启发了学者们从开放经济动态一般均衡的视角来展开研究。本文遵循相关研究发

展的脉络对前期文献进行梳理与评述。

（一）贸易摩擦背景下的贸易条件变化及其经济后果

经典的国际贸易模型并不能分析贸易摩擦导致经济变量动态的波动。相关文献往往将人均实际产出（或类似度量）定义为经济福利水平，通过计算贸易摩擦（或贸易协定）造成的产出变化来计算福利损失（增益），分析贸易摩擦（或贸易协定）带来的经济后果。例如在贸易条件理论基础上，Eaton & Kortum（2002）构建了一个经典贸易模型，该模型可以量化衡量出单边以及多边贸易自由化的福利水平。结果表明，若各国达成贸易协定，多边取消 5% 的关税可以提升接近 0.5% 的福利水平。Alessandria & Choi（2014）基于拓展的 Melitz（2003）模型发现取消 8% 的关税会带来 1.02% 的经济福利增长。Ossa（2011）和 Caliendo & Parro（2015）分别研究了 WTO 贸易协定及北美自由贸易协定（NAFTA）引起的关税削减的福利效应，他们也都得到了贸易协定能够提升经济福利水平的结论。倪红福等（2018）基于 WIOT 数据的实证分析则表明，中美两国同时加征关税会导致美国价格水平提高幅度大于中国，进而福利损失总体上大于中国。

（二）贸易摩擦引致汇率变化与宏观经济波动

早期文献往往将贸易条件冲击视为发展中国家宏观经济波动的主要影响因素（如 Mendoza, 1995; Kose, 2002; Broda, 2004）。但是，Schmitt-Grohé & Uribe（2018）基于 SVAR 以及实际经济周期模型的研究提出了不同观点。他们针对 38 个国家数据用 SVAR 模型估计发现贸易条件冲击对于加总宏观变量波动的解释力不足 10%，同时实际经济周期模型估计结果同样显示贸易条件与加总宏观经济变量波动之间的联系并不紧密。

事实上，汇率同样是分析贸易摩擦问题时不容忽视的一个重要因素，关税冲击导致贸易品相对价格变化与两国通货膨胀的改变会直接造成实际汇率的波动，进而影响到其他宏观经济变量。Fender & Yip（2000）首次基于新开放宏观经济模型探讨了征收关税对于汇率动态的影响。他们发现在实际货币余额边际效用弹性大于 1 时，加征关税会导致一国名义汇率升值，相应的被征税国名义汇率贬值。

基于贸易模型的文献往往忽视了关税冲击会引致实际汇率的波动，以及随之而来汇率波动对宏观经济运行所产生的显著影响。因此，这类模型对加征关税经济福利损失的估计往往是一个非常小的数值。为了将汇率波动纳入分析框架，Ganelli & Tervala（2015）构建了一个新凯恩斯两国动态随机一般均衡模型，引入完全内生的汇率、劳动供给以及价格黏性，改进了贸易模型基本结

构，同时可以在几乎无弹性的劳动供给以及产品间存在完全替代弹性假设下得到与经典贸易模型一致的结果，是对这些模型的拓展。他们的分析表明，单边的贸易自由化（降低关税）会通过贸易条件效应减少一国经济福利，多边贸易自由化（贸易协定）能够提升福利水平，多边关税每 1% 的下降就能够带来 0.5~2% 的福利增加，显著高于贸易模型估计的结果。

虽然 Ganelli & Tervala (2015) 提出的模型有了很大的改进，但依然缺乏对关税、汇率与贸易条件三者之间动态关系的刻画，无法反映出关税变化对实际汇率产生的“间接效应”。Lindé & Pescatori (2019) 基于开放经济新凯恩斯动态随机一般均衡模型的研究指出，在完全国际资本市场假设下勒纳对称定理长期中不成立；在贸易报复滞后、汇率渐进调整或盯住汇率制度假设下勒纳对称定理短期中不成立。他们发现贸易摩擦会给两国宏观经济带来损失，在长期中降低产出、消费以及贸易额。

（三）中美贸易摩擦相关政策分析

中国加入 WTO 之后，就曾面临过一定程度的贸易摩擦。于铁流和李秉祥 (2004) 指出解决中美双边贸易摩擦应继续深化市场经济导向的体制改革，遵守和利用 WTO 规则，采取更有效的对策，诸如自动出口限制以及对外直接投资。尹翔硕 (2007) 认为我们对于美国具有优势领域的贸易摩擦问题缺乏重视，应当积极加强知识产权保护，促进技术进步。李成等 (2008) 基于博弈理论分析了汇率与贸易政策组合的效果，发现单纯采用汇率工具调节两国贸易是零和博弈，人民币升值并无法彻底改变两国贸易不均衡现状，汇率与贸易政策搭配调节出现无效，贸易政策会将汇率变动的效应抵消。

李春顶等 (2018) 认为短期内贸易报复和汇率贬值的政策组合是应对贸易摩擦可行的选择；中期内可以逐步推动中国进一步对外开放、自由贸易区建设；长期中则要推动中美合作甚至双边自贸区建设。黄鹏等 (2018) 则认为除了加强自贸区建设外，我国还需要在长期中不断深化内部经济结构调整、加强知识产权保护，并做好中美经贸关系调整的准备。

本文对于现有文献具备如下几个方面的贡献：（1）在一个包含关税冲击、外汇风险溢价、价格黏性和货币政策成本渠道的两国开放经济 DSGE 模型中，将关税冲击引致的实际汇率波动分解为“直接效应”与“间接效应”，厘清了关税冲击影响贸易条件和实际汇率的传导途径与作用机制。

（2）推导出能够刻画关税变动、贸易条件与实际汇率之间交互作用的动态方程，并在此基础上更为深入地分析关税冲击对于整体宏观经济运行的影响以及应对政策选择。（3）通过在模型中引入

外汇风险溢价来刻画我国资本管制政策引起的非抛补利率平价偏离，使得理论模型更为贴合经济现实。

三、理论模型

本文在 Gali & Monacelli (2005) 基础上构建了一个两国开放经济 DSGE 模型，并类似于 Fender & Yip (2000) 和 Ganelli & Tervala (2015) 在模型中引入了关税冲击。模型中字母 H 和 F 分别指代本国与外国¹，两国均有无穷多个家庭并可以用 $[0, 1]$ 上的实数一一标号。模型中外国变量用上标 * 表示。本文模型中两国经济开放程度的高低一方面体现在贸易开放度参数的取值，另一方面体现在本国政府放松或加强资本管制。

(一) 家庭

本国代表性家庭为本国厂商提供劳动 L_t （用工作时间表示），将获得的工资收入 $W_t L_t$ 用于消费组合 C_t 和购买债券 B_t ，其中 W_t 为工资率。本国及外国家庭约束效用最大化问题如下：

$$\begin{cases} \max U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{1}{1-\sigma} C_t^{1-\sigma} - \frac{1}{1+\varphi} L_t^{1+\varphi} \right) \\ s.t. P_t C_t + E_t (Q_{t,t+1} B_{t+1}) \leq B_t + W_t L_t + TR_t \end{cases} \quad (1)$$

式 (1) 中所有变量加上标 * 即为外国家庭约束效用最大化问题，后文中对于本国和外国完全对称的方程仅列示本国。其中， β 为贴现因子， σ 为风险厌恶系数， φ 为劳动供给弹性倒数， P_t 为本国消费者物价指数， B_t 为本国货币计价债券， TR_t 为本国政府转移支付。

我们将本国随机贴现因子记为 $Q_{t,t+1}$ ，若用 r_t 表示为本国无风险利率，则随机贴现因子满足如下方程：

$$E_t (Q_{t,t+1}) = 1/R_t = 1/(1+r_t) \quad (2)$$

对于外国随机贴现因子，只需要将式 (2) 所有变量加上星号即可得到。

本国与外国消费组合定义如下：

$$C_t = \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} C_{H,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} C_{F,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}, \quad C_t^* = \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t}^*)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t}^*)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (3)$$

其中， $\eta > 0$ 则是两国产品之间替代弹性， $\alpha \in (0, 1)$ 为本国消费组合中进口的外国产品所占权重。正如 Gali & Monacelli (2005) 所言， $1-\alpha$ 代表了家庭消费的“母国偏好”，于是参数 α 便成

¹ 理论模型中的本国指中国，外国则是中国以外世界其他国家的理论抽象。虽然两国模型无法详尽探讨中美贸易摩擦中其它因素带来的影响，但本文模型设定有助于从“美国及其盟友一同施压”的最严峻情形展开政策分析，避免出现高估我国应对政策效果的情况。

为经济体对外贸易开放度的一个自然的指标¹。Engel (2011) 也指出, “母国偏好” 参数常见于开放经济相关文献, 是刻画经济体 “开放性” 的一种简洁的设定²。本国消费组合为本国消费品 $C_{H,t}$ 和从外国进口消费品 $C_{F,t}$ 的加总, 外国消费组合为外国消费品 $C_{F,t}^*$ 和从本国进口消费品 $C_{H,t}^*$ 的加总。本国消费品与进口品分别由本国及外国生产的差异性产品以固定替代弹性 (CES) 加总得到:

$$C_{H,t} = \left[\int_0^1 C_t(h)^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} dh \right]^{\varepsilon/(\varepsilon-1)}, \quad C_{F,t} = \left[\int_0^1 C_t(f)^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} df \right]^{\varepsilon/(\varepsilon-1)}, \quad \varepsilon \text{ 为各国国内差异性产品间替代弹性。}$$

$C_{F,t}^*$ 和 $C_{H,t}^*$ 的定义则完全类似。

我们将本国及外国产品出厂价格记作 $P_t(h)$ 和 $P_t(f)$, 则本国与外国的生产者价格指数可以被定义为:

$$P_{H,t} = \left(\int_0^1 P_t(h)^{1-\varepsilon} dh \right)^{1/(1-\varepsilon)}, \quad P_{F,t}^* = \left(\int_0^1 P_t(f)^{1-\varepsilon} df \right)^{1/(1-\varepsilon)} \quad (4)$$

本文模型设定两国政府均对进口商品征收关税, 本国与外国进口产品价格并不等同于产品的生产者价格。考虑到随着贸易摩擦的加剧, 美国政府不断扩大对中国商品加征关税的范围, 我们在模型里设定所有进口产品都面临相同的税率以及关税冲击。将本国关税税率记作 τ_t^{-1} , 外国关税税率记作 $\tau_t^*^{-1}$, 本国进口外国产品 f 价格为 $\tau_t P_t(f) S_t$ (本国货币计价), 外国进口本国产品 h 价格为 $\tau_t^* P_t(h) / S_t$ (外国货币计价), S_t 为直接标价法下的名义汇率。则本国与外国家庭面临进口产品价格分别为:

$$\begin{cases} P_{F,t} = \left(\int_0^1 (\tau_t P_t(f) S_t)^{1-\varepsilon} df \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} = \tau_t P_{F,t}^* S_t \\ P_{H,t}^* = \left(\int_0^1 (\tau_t^* P_t(h) / S_t)^{1-\varepsilon} dh \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} = \tau_t^* P_{H,t} / S_t \end{cases} \quad (5)$$

因为关税扭曲了贸易价格, 购买力平价不再成立。本国及外国关税被设定为 AR(1)过程³。于是我们可以将两国家庭的消费者物价指数定义为:

$$P_t = \left[(1-\alpha) P_{H,t}^{1-\eta} + \alpha P_{F,t}^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}, \quad P_t^* = \left[(1-\alpha) (P_{F,t}^*)^{1-\eta} + \alpha (P_{H,t}^*)^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (6)$$

其中, 参数 α 和 η 定义同上。

求解约束最优化问题 (1) 和 (2) 可以得到本国劳动供给方程:

¹ 贸易摩擦之后进出口贸易结构性变化以及家庭消费偏好的改变等因素可能会导致贸易开放度的变动。本文模型沿用前期文献对贸易开放度参数完全外生的设定, 并没有将这些因素纳入模型之中。

² 2018年9月, 欧盟提出不利于中国的WTO改革方案。2018年10月, 美国与墨西哥、加拿大达成“美国-墨西哥-加拿大协定”(United States-Mexico-Canada Agreement, USMCA)。在本次贸易摩擦中, 中国事实上不仅面临着来自美国的关税冲击, 还面临着来自其盟友的潜在冲击。贸易摩擦演变为“中国”vs“美国及其盟友国”的情形。因此本文模型中假设本国与外国在国际贸易中具备对称的地位和贸易开放度。

³ $\tau_t = \rho_\tau \tau_{t-1} + \mu_t$, $\tau_t^* = \rho_\tau^* \tau_{t-1}^* + \mu_t^*$, 其中外生关税冲击服从相互独立正态分布 $\mu_t, \mu_t^* \sim i.i.d.N(0, \sigma_\tau^2)$ 。

$$L_t^o / W_t = C_t^\sigma / P_t \quad (7)$$

表示家庭消费与劳动最优替代关系。

我们还能得到家庭的跨期决策方程：

$$\beta E_t \left(\frac{C_{t+1}^{-\sigma} P_t}{C_t^{-\sigma} P_{t+1}} \right) = \frac{1}{R_t} \quad (8)$$

对于本国和外国居民而言，即期消费产生的效用水平等于这部分资金储蓄至下一期用于消费带来效用的贴现值。外国家庭跨期决策方程和本国对称，式（8）所有变量加上星号即为外国家庭跨期决策方程。

经典开放经济 DSGE 模型相关文献一般假设国家之间存在完备的金融市场，本国与外国利率、汇率满足非抛补利率平价。但由于我国目前依然存在针对资本账户的管制，利率汇率之间关系会偏离非抛补利率平价。我们借鉴 Svensson（2000）的方法，假定任一时期经济主体汇兑行为都面临一个外汇风险溢价 e^{δ_t} 。对于本国家庭而言，持有一单位本币债券一期的收益等于兑换为外币债券并持有一期的经风险溢价调整后的收益。具体而言可以表示为：

$$R_t = (1 / S_t e^{\delta_t}) E_t (S_{t+1} e^{\delta_{t+1}}) R_t^* \quad (9)$$

其中， e^{δ_t} 代表在本期将本币债券兑换为外币债券面临风险溢价， $e^{\delta_{t+1}}$ 代表预期下一期期初获得外币本息和兑换为本币面临的风险溢价。可以发现，当风险溢价取值满足 $E_t (S_{t+1} e^{\delta_{t+1}} / S_t e^{\delta_t}) > 1$ 时， $R_t > R_t^*$ 形成本国与外国之间的利差。我们假设风险溢价服从 AR(1) 过程 $\delta_t = \rho_\delta \delta_{t-1} + \xi_t$ ， $\xi_t \sim N(0, \sigma_\xi^2)$ 。正向的风险溢价冲击相当于提高了货币汇兑成本。于是可以用风险溢价冲击来刻画资本管制政策产生的经济后果。后文中针对资本管制政策相关分析以风险溢价冲击产生的脉冲响应函数为基础。

（二）贸易条件与国际风险分担

本文沿用 Clarida et al.（2002）、Gali & Monacelli（2005）以及 Engel（2011）对贸易条件（the Terms of Trade）的定义 $TOT_t = P_{F,t} / P_{H,t}$ ，代表了进口产品与本国产品的相对价格水平¹。我们将实际汇率定义为 $Q_t = S_t P_t^* / P_t$ ，结合式（5）（6）对数线性化后得到：

$$q_t = (1 - 2\alpha) tot_t + \alpha \hat{\tau}_t^* + (\alpha - 1) \hat{\tau}_t \quad (10)$$

其中， $q_t = \ln(Q_t)$ ， $tot_t = \ln TOT_t$ 分别代表实际汇率和贸易条件相对于稳态水平偏离的百分比， $\hat{\tau}_t$ 和 $\hat{\tau}_t^*$ 则分别代表本国与外国关税相对稳态水平（ $\bar{\tau}=1$ ）偏离的百分比。从式（10）我们可以发现，外国加征关税会使得实际汇率上升，本币贬值；本国加征关税则会使得实际汇率下降，本币

¹ TOT_t 上升代表进口产品相对于本国产品价格上升，贸易条件改善；反之则是进口产品相对价格下降，贸易条件恶化。

升值。

基于上述分析，我们可以得到如下命题：

命题一：存在关税冲击影响汇率波动的“直接效应”。

此外，式（10）还表明 $\alpha \in (0, 0.5)$ 时，贸易条件正向波动导致实际汇率上升，本币会贬值。 $\alpha \in (0.5, 1)$ 时，贸易条件正向波动则会导致实际汇率下降，本币升值。于是式（10）表明关税冲击发生后两国产品相对价格变动不仅仅改变贸易条件，汇率也会随之波动。只是汇率变动并无法完全抵消关税冲击造成的价格扭曲。

结合本国及外国家庭的跨期决策方程与风险溢价调整后利率平价关系推导可以得到国际风险分担条件：

$$\frac{C_t}{C_t^*(e^{\delta_t} Q_t)^{1/\sigma}} = E_t \frac{C_{t+1}}{C_{t+1}^*(e^{\delta_{t+1}} Q_{t+1})^{1/\sigma}} = \gamma \quad (11)$$

此处 γ 为一个常数，取决于经济系统初始状态。将国际风险分担条件对数线性化可以得到：

$$c_t = c_t^* + (q_t + \delta_t) / \sigma \quad (12)$$

其中 c_t 和 c_t^* 分别代表本国与外国消费相对稳态水平偏离的百分比， q_t 代表实际汇率相对于稳态水平偏离的百分比。后文所有小写字母均代表对应变量相对稳态水平偏离的百分比。式（10）代入式（12）后可以得到：

$$c_t = c_t^* + (1 - 2\alpha) \text{tot}_t / \sigma + \alpha \hat{t}_t^* / \sigma + (\alpha - 1) \hat{t}_t / \sigma + \delta_t / \sigma \quad (13)$$

可以发现，关税以及贸易条件的变化通过汇率波动会直接影响到国际风险分担条件，进而导致两国宏观经济变量的波动。

（三）厂商

本文代表性厂商在垄断竞争市场上利用其生产技术和居民提供劳动生产同质差异性产品，生产函数沿用 Gali & Monacelli（2005）给出的形式 $Y_t(h) = A_t L_t(h)$ ， $Y_t^*(f) = A_t^* L_t^*(f)$ 。其中，技术水平 A_t 的对数服从 AR（1）过程¹，稳态值标准化为 1。

本国及外国厂商总产出为如下 CES 加总形式：

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(h)^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} dh \right)^{\varepsilon/(\varepsilon-1)}, Y_t^* = \left(\int_0^1 Y_t^*(f)^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} df \right)^{\varepsilon/(\varepsilon-1)} \quad (14)$$

两国厂商所面临的需求曲线为：

$$Y_t(h) = (P_t(h) / P_{H,t})^{-\varepsilon} Y_t, Y_t^*(f) = (P_t^*(f) / P_{F,t}^*)^{-\varepsilon} Y_t^* \quad (15)$$

我们参照 Christiano et. al.（2005）和 Ravenna & Walsh（2006）等文献假设每一期企业在进行生产之前需要以无风险利率借入资金作为工资支付给家庭，在模型中引入货币政策传导的成本渠

¹ 本国： $a_t = \rho_a a_{t-1} + v_t$ ， $v_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ ；外国： $a_t^* = \rho_a^* a_{t-1}^* + v_t^*$ ， $v_t^* \sim N(0, \sigma_a^{*2})$ 。

道。于是本国和外国企业面临的名义工资为 $W_t R_t$ 和 $W_t^* R_t^*$ 。

本文根据 Calvo (1983) 交错定价模型设定本国与外国厂商在每一期保持价格不变的概率分别为 θ_H 和 θ_F ，重新对产品定价的本国与外国厂商分别选择最优价格 $\hat{P}_{H,t}$ 和 $\hat{P}_{F,t}^*$ ，实现利润最大化。厂商的约束最优化问题为：

$$\begin{cases} \max_{\hat{P}_{H,t}} E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_H)^k Q_{t,t+k} \left(\frac{\hat{P}_{H,t+k}}{P_{H,t+k}} - MC_{t+k} \right) \hat{Y}_{t+k} \quad s.t. \hat{Y}_{t+k} = \left(\frac{\hat{P}_{H,t+k}}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} Y_{t+k} \\ \max_{\hat{P}_{F,t}^*} E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_F)^k Q_{t,t+k} \left(\frac{\hat{P}_{F,t+k}^*}{P_{F,t+k}^*} - MC_{t+k}^* \right) \hat{Y}_{t+k}^* \quad s.t. \hat{Y}_{t+k}^* = \left(\frac{\hat{P}_{F,t+k}^*}{P_{F,t+k}^*} \right)^{-\varepsilon} Y_{t+k}^* \end{cases} \quad (16)$$

求解得到：

$$\begin{cases} \hat{P}_{H,t} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k} Y_{t+k} P_{H,t+k} MC_{H,t+k} / \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k} Y_{t+k} \\ \hat{P}_{F,t}^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k}^* Y_{t+k}^* P_{F,t+k}^* MC_{F,t+k}^* / \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k}^* Y_{t+k}^* \end{cases} \quad (17)$$

政府通过给厂商提供补贴 $\zeta = 1/\varepsilon$ 实现经济稳态时资源的有效配置，消除垄断竞争带来的市场扭曲，其中边际成本为：

$$MC_t = (1 - \zeta) W_t R_t / (P_{H,t} A_t), \quad MC_t^* = (1 - \zeta) W_t^* R_t^* / (P_{F,t}^* A_t^*) \quad (18)$$

在稳态时， $\hat{P}_{H,t} = MC_t P_{H,t} / (1 - \zeta)$ ， $\hat{P}_{F,t}^* = MC_t^* P_{F,t}^* / (1 - \zeta)$ 。

进一步对式 (17) 进行对数线性化，可以得到产品价格通胀方程：

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \pi_{H,t+1} + \vartheta mc_t, \quad \pi_{F,t}^* = \beta E_t \pi_{F,t+1}^* + \vartheta^* mc_t^* \quad (19)$$

其中参数 $\vartheta = (1 - \theta_H)(1 - \theta_H \beta) / \theta_H$ ， $\vartheta^* = (1 - \theta_F)(1 - \theta_F \beta) / \theta_F$ 。式 (19) 说明产品价格通胀受到当期以及预期边际成本的影响。

(四) IS 曲线及菲利普斯曲线

两国商品市场出清条件为：

$$Y_t(h) = C_t(h) + C_t^*(h), \quad Y_t^*(f) = C_t(f) + C_t^*(f) \quad (20)$$

将上述市场出清条件结合家庭及厂商部门一阶条件，运算可以得到：

$$tot_t = \frac{\sigma}{\chi_5} (y_t - y_t^*) - \kappa_1 \hat{\tau}_t^* - \kappa_2 \hat{\tau}_t + \frac{2\chi_4}{\chi_5} \delta_t \quad (21)$$

其中， $\chi_5 = 2\chi_1 + (1 - 2\alpha)$ ， $\kappa_1 = \alpha / (1 - 2\alpha)$ ， $\kappa_2 = (\alpha - 1) / (1 - 2\alpha)$ 。可以发现其他条件不变， $\alpha \in (0, 0.5)$ 时，外国加征关税对贸易条件影响是负面的； $\alpha \in (0.5, 1)$ 时正好相反。同时，前文式 (10) 表明贸易条件的变化会直接影响到实际汇率水平，因此关税冲击除了直接影响汇率之外还会经由贸易条件间接导致实际汇率波动。

基于上述分析我们可以得到如下命题：

命题二：存在关税冲击影响汇率波动的“间接效应”。

关税冲击不仅会改变贸易条件，还会对汇率产生直接以及间接影响，引发宏观经济波动。Eaton & Kortum（2002）以及 Ossa（2011; 2014）等基于贸易模型的研究一方面忽视了关税冲击（经由贸易条件）间接影响实际汇率的作用机制，另一方面也忽视了关税冲击发生后，贸易条件与实际汇率之间存在的动态作用机制。因此这类文献对关税冲击的福利损失（或贸易协定的福利增益）估计往往是一个很小的数值。

进行对数线性化后我们可以将本国与外国厂商边际成本表示为：

$$\begin{cases} mc_t = (\sigma\Omega + \sigma + \varphi)y_t - \sigma\Omega y_t^* - \kappa_3 \hat{\tau}_t^* - \kappa_4 \hat{\tau}_t + \kappa_5 \delta_t + r_t - (1 + \varphi)a_t \\ mc_t^* = (\sigma\Omega + \sigma + \varphi)y_t^* - \sigma\Omega y_t + (\kappa_3 + \alpha)\hat{\tau}_t^* + (\kappa_4 + \alpha)\hat{\tau}_t - \kappa_5 \delta_t + r_t^* - (1 + \varphi)a_t^* \end{cases} \quad (22)$$

其中， $\kappa_3 = (\alpha - \chi_1)\kappa_1 + \chi_2$ ， $\kappa_4 = (\alpha - \chi_1)\kappa_2 + \chi_3$ ， $\kappa_5 = 2(\alpha - \chi_1)\chi_4 / \chi_5 - \chi_4$ 。

根据产出缺口的定义 $x_t \equiv y_t - \bar{y}_t$ ， $x_t^* \equiv y_t^* - \bar{y}_t^*$ 我们可以进一步计算得出本国及外国 IS 曲线方程：

$$\begin{cases} x_t = E_t(x_{t+1}) - \frac{1}{\sigma(1+\Omega)}(r_t - E_t(\pi_{H,t+1})) - \frac{\Omega}{1+\Omega}E_t(x_{t+1}^* - x_t^*) - \frac{k_1\Omega\chi_5}{\sigma}E_t(\hat{\tau}_{t+1}^* - \hat{\tau}_t^*) \\ \quad - \frac{k_2\Omega\chi_5}{\sigma}E_t(\hat{\tau}_{t+1} - \hat{\tau}_t) + \frac{2\Omega\chi_4}{\sigma}E_t(\delta_{t+1} - \delta_t) + \frac{1}{\Xi_3}E_t(a_{t+1} - a_t) - \frac{1}{\Xi_4}E_t(a_{t+1}^* - a_t^*) \\ x_t^* = E_t(x_{t+1}^*) - \frac{1}{\sigma(1+\Omega)}(r_t^* - E_t(\pi_{F,t+1}^*)) - \frac{\Omega}{1+\Omega}E_t(x_{t+1} - x_t) + \frac{k_1\Omega\chi_5}{\sigma}E_t(\hat{\tau}_{t+1}^* - \hat{\tau}_t^*) \\ \quad + \frac{k_2\Omega\chi_5}{\sigma}E_t(\hat{\tau}_{t+1} - \hat{\tau}_t) - \frac{2\Omega\chi_4}{\sigma}E_t(\delta_{t+1} - \delta_t) - \frac{1}{\Xi_3}E_t(a_{t+1} - a_t) + \frac{1}{\Xi_4}E_t(a_{t+1}^* - a_t^*) \end{cases} \quad (23)$$

其中， $\Xi_3 = 1 / (2\sigma\Omega + \sigma + \varphi)$ ， $\Xi_4 = (1 + \varphi) / (2\sigma\Omega + \sigma + \varphi)$ 。

我们对数线性化式（6）然后结合式（23）计算后就可以得到本国与外国菲利普斯曲线：

$$\begin{cases} \pi_t = \pi_{H,t} + \frac{\alpha\sigma}{\chi_4}(y_t - y_{t-1}) - \frac{\alpha\sigma}{\chi_4}(y_t^* - y_{t-1}^*) - \alpha\kappa_1(\hat{\tau}_t^* - \hat{\tau}_{t-1}^*) - \alpha\kappa_2(\hat{\tau}_t - \hat{\tau}_{t-1}) + \frac{2\alpha\chi_4}{\chi_5}\delta_t \\ \pi_t^* = \pi_{F,t}^* + \frac{\alpha\sigma}{\chi_4}(y_t^* - y_{t-1}^*) - \frac{\alpha\sigma}{\chi_4}(y_t - y_{t-1}) + \alpha(\kappa_1 + 1)(\hat{\tau}_t^* - \hat{\tau}_{t-1}^*) + \alpha(\kappa_2 + 1)(\hat{\tau}_t - \hat{\tau}_{t-1}) - \frac{2\alpha\chi_4}{\chi_5}\delta_t \end{cases} \quad (24)$$

（五）政府和央行

本文模型中政府将全部关税收入以转移支付方式支付给家庭

$$TR_t = S_t(\tau_t - 1)P_{F,t}^*C_{F,t}, \quad TR_t^* = (\tau_t^* - 1)P_{H,t}^*C_{H,t}^* / S_t \quad (25)$$

中央银行制定货币政策。我们设定本国与外国央行均采用带利率平滑的泰勒规则，根据预期通胀、当期通胀以及产出缺口水平来调整利率

$$\begin{cases} r_t = \rho_r r_{t-1} + (1 - \rho_r)(\phi_{E\pi} E_t \pi_{t+1} + \phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t) + v_t \\ r_t^* = \rho_r^* r_{t-1}^* + (1 - \rho_r^*)(\phi_{E\pi}^* E_t \pi_{t+1}^* + \phi_\pi^* \pi_t^* + \phi_x^* x_t^*) + v_t^* \end{cases} \quad (26)$$

其中， ρ_r 和 ρ_r^* 分别为本国和外国利率平滑系数， u_t 和 u_t^* 分别为本国和外国货币政策冲击项，满足 $u_t \sim N(0, \sigma_r^2), u_t^* \sim N(0, \sigma_r^{*2})$ 。

四、宏观经济变量脉冲响应分析

（一）参数校准

本文模型参数采用校准的方法来确定，时间频度为季度。模型中涉及到本文关键创新之处的参数基于经济数据通过计量方法来进行校准；模型中那些已被现有研究校准并反复检验的相关参数，则直接引用对应的经典文献。贸易开放程度 α 我们根据 1996~2017 年中国进口总额在消费中所占比率的均值校准为 0.39¹。本国与外国关税持续性参数 ρ_τ 和 ρ_τ^* 根据 1996~2017 年度 WTO 关税数据回归结果校准为 0.93 和 0.96²。

参照康立和龚六堂（2014），贴现因子 β 校准为 0.99，风险厌恶系数 σ 校准为 2。两国商品替代弹性 η 沿用胡小文和章上峰（2015）的参数取值为 2。并且基于王彬等（2014）的研究，将劳动供给弹性倒数 φ 校准为 1.99，本国与外国价格黏性参数 θ_H 和 θ_F 的校准参照庄子罐等（2016）与 Engel（2011）分别取值 0.80 和 0.75。本国与外国厂商技术冲击持续性参数根据林仁文和杨熠（2014）及 Engel（2011）分别取 0.61 和 0.95，技术冲击标准差分别取值 0.01 和 0.02。风险溢价持续性参数则是沿用 Svensson（2000）校准为 0.80，冲击标准差为 0.20。外国与本国货币政策规则相关各项参数的校准分别参照 Smets & Wouters（2003）、庄子罐等（2016）取值，将本国与外国利率平滑参数 ρ_r 和 ρ_r^* 分别校准为 0.18 和 0.96，本国货币政策规则中通胀、通胀预期与产出缺口系数分别取值 2.99，2.64 和 1.03，外国货币政策规则中通胀、通胀预期与产出缺口系数分别取值 1.69，0.15 和 0.10。本文参数取值见表 1。

表 1 模型参数校准

参数	含义	取值
α	贸易开放度	0.39
β	贴现因子	0.99
σ	风险厌恶系数	2
η	两国商品替代弹性	2
φ	劳动供给弹性的倒数	1.99
θ_H	本国产品价格黏性参数	0.80

¹ 数据来源：Wind 数据库。

² 数据来源：WTO 官方网站。对外国关税持续性参数的校准选用美国、欧洲和日本数据分别进行回归后将估计结果取平均值。

θ_F	外国产品价格黏性参数	0.75
ρ_τ	本国关税冲击持续性参数	0.93
ρ_τ^*	外国关税冲击持续性参数	0.96
ρ_a	本国技术冲击持续性参数	0.63
ρ_a^*	外国技术冲击持续性参数	0.95
ρ_δ	风险溢价持续性参数	0.80
ρ_r	本国技术冲击持续性参数	0.63
ρ_r^*	外国技术冲击持续性参数	0.95
$\phi_{E\pi}$	本国货币政策规则通胀预期系数	2.64
ϕ_π	本国货币政策规则通胀系数	2.99
ϕ_x	本国货币政策规则产出缺口系数	1.03
$\phi_{E\pi}^*$	外国货币政策规则通胀预期系数	0.15
ϕ_π^*	外国货币政策规则通胀系数	1.69
ϕ_x^*	外国货币政策规则产出缺口系数	0.10

（二）脉冲响应分析

结合前文式（10）与（21）可以发现，关税冲击会对实际汇率存在直接和间接影响。首先，外国加征关税会直接导致实际汇率上升，本币贬值。其次， $\alpha \in (0, 0.5)$ 时，外国加征关税会引起的贸易条件恶化会导致实际汇率下降，本币升值¹。外国加征关税的“直接效应”与“间接效应”会对实际汇率造成截然相反的影响，因此关税冲击对实际汇率的综合效应无法简单确定方向。

需要注意的是，外国加征关税造成的贸易条件效应与实际汇率波动对于宏观经济变量会产生深远而复杂的影响。因此，关税冲击如何影响宏观经济波动的问题并不能通过对理论模型的简单分析得出结论。所以我们需要利用脉冲响应分析来确定各宏观经济变量受到何种影响。本文脉冲响应分析中对相应变量施加一个标准差的脉冲扰动冲击，然后利用数值模拟方法得到相关宏观经济变量受到冲击后出现的波动情况，绘制成为脉冲响应图形。模拟分析按照贸易摩擦爆发后经济受到不同因素影响先后顺序展开，首先是关税上升对于宏观经济的直接冲击，然后是可能的政策性因素变动引发的宏观经济波动，包括外汇风险溢价（资本管制政策）和利率变化（货币政策）对于宏观经济的影响。

图 1 是外国加征关税冲击(加税 20%)下基准模型中本国与外国宏观经济变量的脉冲响应图。

¹ 本文对贸易开放度参数校准与 Gali & Monacelli（2005）以及 Engel（2011）所指出居民消费存在“母国偏好”是一致的，因此后文关于贸易开放度与经济福利的反事实分析中将贸易开放度参数取值限定在 $\alpha \in (0, 0.5)$ ，不考虑超出此范围的情形。

从图中我们可以看出外国加征关税导致本国贸易条件恶化（负向波动），和前文理论模型分析结果是一致的。同时对实际汇率产生的综合影响是正向的，导致实际汇率贬值。由于贸易条件的恶化，本国产品相对于外国产品相对价格提高，本国企业面临出口需求减少，价格水平下降，引发本国产品价格通胀与消费品价格通胀的下降，造成经济产出的减少。

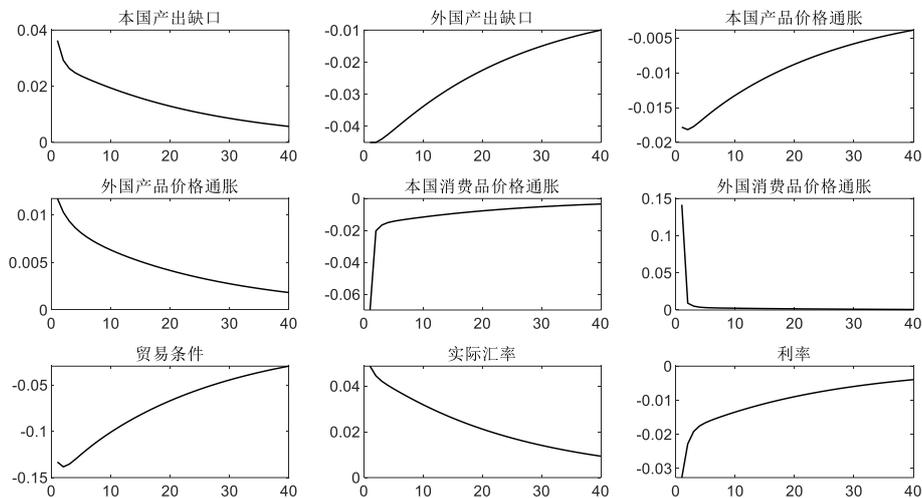


图 1 外国加征关税脉冲响应图

注：横轴单位为时间（季度），纵轴单位为百分比（%），后文同。

贸易摩擦发生后，一方面，关税使得出口价格上升、厂商出口减少，会对我国产出造成负面冲击；但另一方面，贸易摩擦后人民币汇率的贬值又会促进出口的增加¹，对于我国产出的影响是正面的。所以，本国产出最终是因为贸易摩擦而上升还是下降完全取决于这两种作用机制的相对强弱，而本文数值模拟的结果表明，关税冲击发生后短期汇率贬值效应占优，本国产出会出现小幅上升，随后贸易条件恶化效应逐步显现，产出持续下降。这一结果和 Ganelli & Tervala (2015) 的研究结论是一致的²。从短期的关税冲击经济效应来看，外国发动贸易摩擦不仅没有获益，反而搬起石头砸自己的脚。

从图 1 还可以看出，关税冲击下贸易条件变动幅度略大于实际汇率，并且两国经济中产出、通胀均发生了显著变化。上述结果验证了 Fender & Yip (2000) 关于关税冲击能够通过汇率波动影响一国宏观经济波动的结论。理论模型的分析表明，外汇风险溢价的波动会显著影响贸易条件与国际风险分担条件，对宏观经济产生冲击。而我国政府长期施行对跨国资本流动的管制政策，

¹ 基于美国官方统计的 2018 年中美贸易数据，可以发现 3 月中美贸易摩擦爆发后，中美贸易逆差反而呈现持续扩大的趋势（详见 <https://www.census.gov/foreign-trade/balance/c5700.html>）。此外，基于中国统计局官方数据，经季节调整后我国 GDP 在 2018 年第二季度之后呈现持续增长。这些特征事实能够从侧面验证本文模型所得出结论：外国加征关税冲击下本国汇率会出现贬值，进而刺激出口的增长，最终带来净出口和总产出的增长。但值得注意的是，这一结论是在关税冲击发生后的短期中成立。随着贸易条件恶化效应显现，贸易结构、消费偏好以及产业结构逐步调整，整个宏观经济体系在长期中会呈现出更为复杂的动态。

² Ganelli & Tervala (2015) 基于两国 DSGE 模型得到脉冲响应图显示，本国减少关税会导致本国产出上升、外国产出下降。于是对称的，本国加收关税会导致本国产出下降、外国产出上升。而本文中外国加收关税所产生影响便是本国产出上升、外国产出下降，和他们的结论一致。

任何管制政策的变动都会改变外汇风险溢价水平，进而导致贸易条件和国际风险分担变化。因此有必要分析外汇风险溢价出现波动时，各宏观经济变量的动态变化。

图 2 是外汇风险溢价 10% 正向变动下的脉冲响应图。正向的风险溢价波动可以视作是政府加强资本管制的后果。可以发现，外汇风险溢价的上升不仅会导致贸易条件的恶化，还会引起实际汇率下降，本国货币升值。这样一来，无论是贸易条件还是汇率方面的变化均对本国经济造成负面的影响，本国产出出现大幅下降。同时本国也会出现严重的通货紧缩。从冲击发生后本国产出缺口波动幅度来看，加强资本管制对产出造成的波动要远大于关税的影响，因此贸易摩擦中加强资本管制并无助于本国经济，相反还可能造成显著的负面冲击。

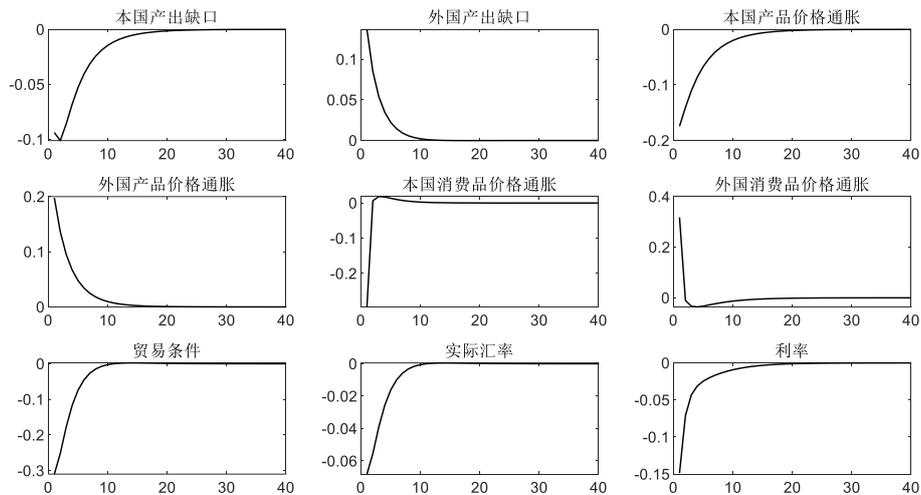


图 2 外汇风险溢价冲击下脉冲响应图

上述结果表明，如果本国政府在贸易摩擦期间加强对跨国资本流动的管制，会恶化贸易条件并引起实际汇率升值，对宏观经济产生负面影响。适度放松资本管制，推进资本账户开放则能够通过改善贸易条件，引发实际汇率贬值来改善本国经济。

本文模型中存在外汇风险溢价、价格黏性，货币政策是非中性的。同时，由于成本渠道的存在，利率的变动会直接影响厂商的边际成本，进而影响其生产决策。图 3 是在本国正向利率变动（加息 1%）冲击下脉冲响应图。由于利率的上升提高了本国企业边际成本，会使得本国产出水平下降。从式（21）可知，保持其他变量不变的前提下，本国产出相对外国产出的减少会导致贸易条件的恶化。图 3 中贸易条件脉冲响应曲线也体现出了这一点，紧缩性货币政策导致产出下降，贸易条件出现恶化。同时，由于本国利率的上升还引起实际汇率的下降，本币升值，对本国出口产生负面影响。

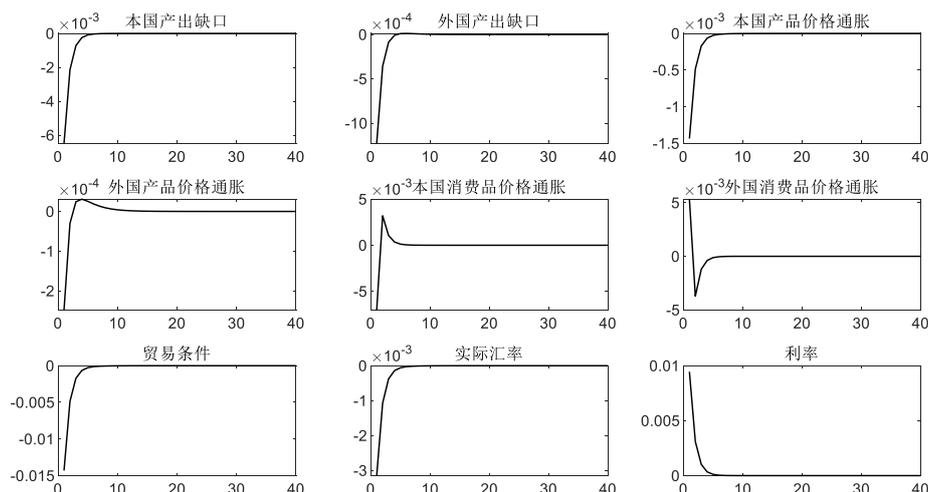


图 3 利率正向冲击下脉冲响应图

上述分析表明，贸易摩擦背景下本国央行应当实施较为宽松的货币政策。一方面能够直接刺激产出增长，另一方面还能通过引发汇率贬值、改善贸易条件等渠道来间接提升本国经济产出水平。

五、贸易摩擦背景下本国经济开放程度的选择

李春顶等（2018）指出短期内贸易报复和汇率贬值的政策组合是应对贸易摩擦可行的选择。事实上，基于贸易条件理论，对于贸易摩擦中被加征关税国家而言，关税手段是必须采取的反制措施。因此，本文理论模型的讨论均建立在两国同时加征关税的假设之上。除此之外，更加值得讨论的是本轮中美贸易摩擦中，美国对于中国提升经济开放程度的要求以及本国应对策略。提升经济开放程度相关要求既包括中国在国际贸易领域增加进口美国产品，也包括金融等领域扩大开放减少行政干预。

首先，就扩大贸易开放程度而言，从 2018 年上半年中美两国初步磋商结果便可以看出，虽然中国已经在扩大对美国产品进口以及对外开放方面作出了承诺，美国依然不满足于现有的结果，甚至威胁进一步对所有中国商品加征关税。随后，中国在后续贸易谈判中作出了更多的让步，承诺更有力度地增加对美国产品进口。但是，我国在国际贸易领域的让步存在限度，不能枉顾其负面影响不断增加对美国产品进口。

其次，就扩大金融对外开放而言，前文脉冲响应分析结果表明贸易摩擦期间加强资本管制，会恶化贸易条件并导致本币升值，对宏观经济产生负面影响，政策当局应当适当放松资本管制。

因此，在后续分析中，我们主要考察不同的贸易和资本账户开放程度下，外国加征关税会对本国宏观经济变量以及两国经济福利水平产生何种影响，本国政府应当如何权衡不同政策的组合。分析中本文以不同政策对应经济福利损失为标准。

Gali & Monacelli (2005) 以及 Engel (2011) 等研究对家庭消费组合中本国产品权重参数的校准均大于 0.5, 代表一国居民会更加偏好本国产品 (母国偏好), 这一参数的取值符合世界上大多数国家消费结构。对应本文模型, $1-\alpha$ 即为本国产品权重, 本国和外国居民均更加偏好自己国家产品就意味着 $\alpha < 0.5$ 。对于 $\alpha > 0.5$ 的情形, 脉冲响应分析显示主要宏观经济变量收敛速度很慢甚至不再收敛, 难以实现稳态均衡。因此, 后文对经济福利的反事实分析中仅考虑 $\alpha < 0.5$ (母国偏好) 情形。

为了分析政府选择不同贸易开放度对应的经济福利损失, 我们首先参考 Woodford (2003) 将家庭效用函数在稳态二阶近似展开得到

$$U_t = \bar{U} + U_c \bar{C} (c_t + (1-\sigma)c_t^2 / 2) + U_L \bar{L} (l_t + (1+\varphi)l_t^2 / 2) \quad (27)$$

经济福利损失定义为:

$$Welfare = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (U_t - \bar{U}) / \bar{U} \quad (28)$$

类似 Gali & Monacelli (2005) 和马勇 (2013), 可以得到如下福利损失方程

$$Loss = \frac{1}{2} \left[(1-\sigma) \frac{U_c \bar{C}}{\bar{U}} \text{var}(c_t) + (1+\varphi) \frac{U_L \bar{L}}{\bar{U}} \text{var}(l_t) \right] \quad (29)$$

我们将本国及外国劳动的稳态值校准为 0.33, 并结合稳态时 $\bar{C}^{1-\sigma} = \bar{L}^{1+\varphi}$ 得到福利损失方程中无条件方差项的系数。将所有变量加上星号即为外国福利损失方程。

考虑双边加收 20% 关税冲击时, 我们假设基准模型中不存在生产率及货币政策冲击, 数值模拟结果显示本国与外国家庭分别面临 12.82% 和 15.42% 的福利损失。这一数值要显著高于贸易模型的结果, 与 Ganelli & Tervala (2015) 基于 DSGE 模型的估计结果较为接近。其原因在于动态随机一般均衡模型中关税冲击对内生宏观经济变量影响渠道被刻画的更为全面, 贸易模型往往忽视了关税、贸易条件与实际汇率之间存在的动态作用机制。相较于贸易模型分析框架, 关税冲击在动态随机一般均衡模型中会造成宏观经济变量更大幅度的波动, 带来更高水平的福利损失。

事实上, 各种外生冲击在现实经济中是同时存在的, 对家庭福利损失的分析需要充分考虑外生冲击的综合影响。政府以居民福利为标准选择经济对外贸易开放程度时, 除了关税冲击外, 技术冲击、外汇风险溢价冲击以及货币政策冲击所引发的宏观经济波动均是不容忽视的重要因素。在不同贸易开放度下, 这些外生冲击会引致本国与外国家庭的不同程度福利损失。从图 4 可以发现在基准情形下 (贸易开放度为 0.39), 本国福利损失为 47.87%, 小于外国福利损失。本国相对外国福利损失较小的结果与倪红福等 (2018) 基于 WIOT 数据的实证研究所得结论是一致的。随着贸易开放度提高到 0.44, 本国福利损失开始超过外国并开始大幅上升。虽然外国福利损失同样上升, 但本国相对外国福利损失会增加的更快。

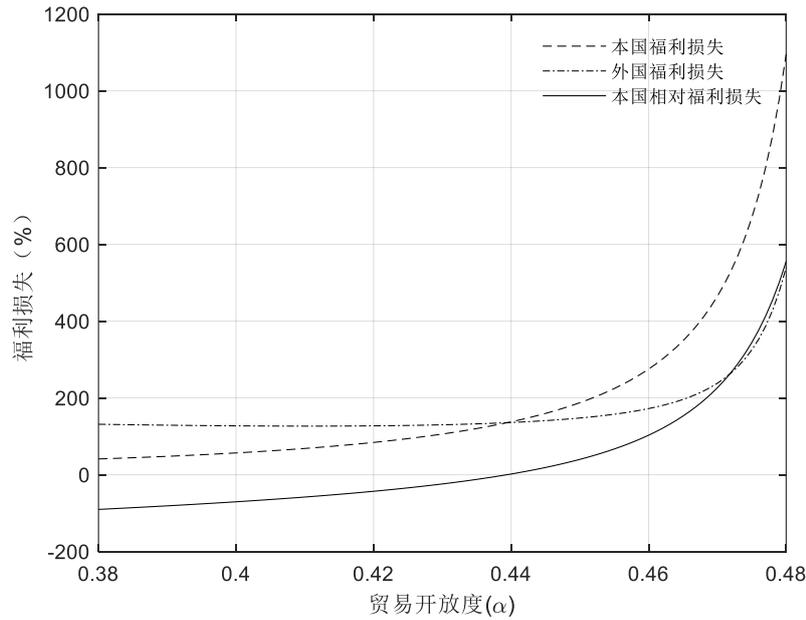


图 4 不同贸易开放程度下两国福利损失

注：本国相对福利损失为本国与外国福利损失之差。

这一分析结果表明，如果中国政府适度提升贸易开放度（小于 0.44 范围内），虽然本国经济福利损失小幅增加，但相对福利损失为负，外国会面临更大的福利损失。因此在贸易磋商中，中国政府承诺在这一范围内加大贸易开放程度是可行的，但承诺更大程度的贸易开放则会产生较为显著的负面影响。这是因为更大贸易开放程度下，一旦美国单方面撕毁协议，关税冲击会造成我国家庭的巨大福利损失，并且我国相对福利损失为正，会面临比外国更高的福利损失，使得我国处于极为不利的地位。美国政府在贸易磋商进程中不满足于中国政府“依据需要扩大对美国产品的进口”承诺的原因也在于此，因为如果中国政府仅仅是小幅度提高贸易开放度，关税冲击下美国会面临相对更大的福利损失。但值得注意的是，本文理论模型是对开放宏观经济的抽象，贸易开放度参数完全外生决定。因此，模型难以体现出贸易结构的变化与居民消费偏好所产生的影响，福利分析的结果仅能作为定性层面的政策建议。

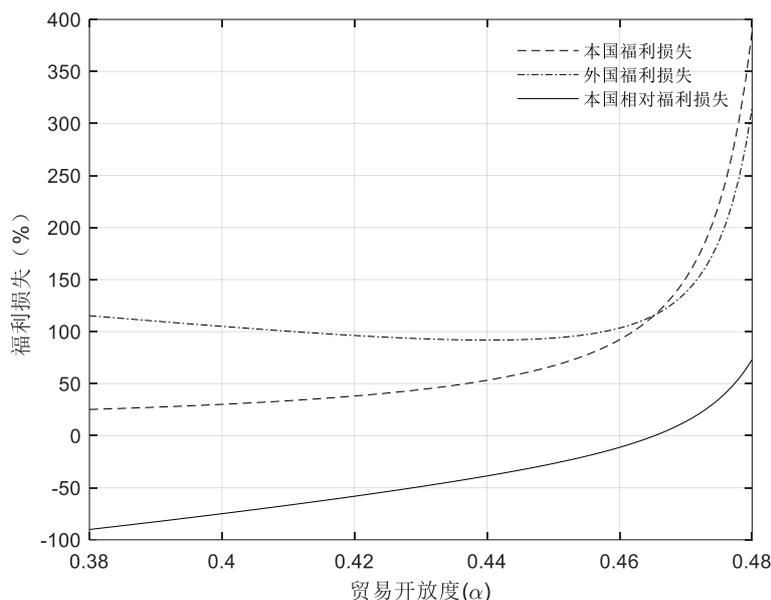


图5 不同贸易开放程度下两国福利损失（无外汇风险溢价）

前文脉冲响应相关分析表明，在面临关税冲击时放松资本管制有助于改善我国贸易条件，更好的应对贸易摩擦。我们在基准模型基础上假设外汇风险溢价消失，两国间资本流动不再面临管制，然后再计算不同贸易开放度下本国与外国福利损失，结果如图5所示。若不存在外汇风险溢价，在基准情形下（贸易开放度为0.39）时，双边加收20%关税对应本国福利损失为27.41%，小于外国福利损失。并且此时本国与外国福利损失均小于存在外汇风险溢价时的数值。可以发现，直到贸易开放度提高到0.465之前，本国福利损失都要小于外国；在贸易开放度大于0.465之后，本国相对福利损失才会变为正数并且急剧增加。相较于存在外汇风险溢价冲击时，本国政府提升贸易开放度的潜在政策空间变大。

从福利分析结果我们发现政府对贸易开放程度以及资本账户开放相关政策的选择都会显著影响宏观经济波动，因此制定相关政策时应当谨慎理性。

首先，本国小幅提高贸易开放度，本国家庭仅会面临较小幅度的经济福利损失。贸易磋商过程中在贸易开放度层面适度的让步，适宜范围内加大对外国产品进口，不会对宏观经济带来过大的负面影响。但如果本国贸易开放度直接提升到较高水平，则很有可能在外生冲击发生时引发经济福利损失急剧上升。因此，贸易磋商中本国应该坚持在合适范围内提升贸易开放程度的原则。

其次，贸易摩擦期间本国应当适度放松对资本流动的管制，稳步推进资本账户开放，会有助于改善贸易条件提升本国经济产出。但是正如彭红枫等（2018）所指出，应对本国长期内需不足以及维持金融稳定均是我国政府长期施加资本管制的重要原因。虽然推进资本账户开放有利于缓解贸易摩擦中我国面临严峻形势，拓展潜在政策空间，但也不能过于激进。适度的资本账户开放才能更好的兼顾其他政策目标的实现。为了兼顾其他政策目标的实现，对资本账户开放的推进应当谨慎适度，不能过于激进。

最后，外国增加关税会引发本国货币贬值，本国政府可以在有管理浮动汇率形成机制下顺势

放宽汇率波动幅度，利用本币的适度贬值对冲关税带来的负面影响，增加出口，提振本国经济产出。

六、结论及政策建议

本文构建了一个包含外汇风险溢价、价格黏性以及关税冲击的两国开放经济 DSGE 模型。分析了不同经济开放程度下，外国加收关税对于两国宏观经济的冲击。结果发现，在当前贸易开放程度下，外国加收关税冲击发生后即期本国产出略有提升，外国产出水平则出现小幅下降。这是因为贸易摩擦一方面会恶化本国贸易条件，另一方面还会造成本国汇率贬值。关税冲击发生后短期中汇率贬值效应占优，汇率贬值对经济产出的促进作用强于贸易条件恶化对经济产出的抑制效应。于是，短期中本国产出会出现小幅上升，随后贸易条件恶化效应开始逐步显现，产出持续下降。本国适度提升贸易开放度，虽然经济福利损失会小幅上升，但福利损失增加幅度小于外国，会在贸易摩擦竞争中形成相对优势；如果本国过度提高贸易开放度，则会导致本国福利损失大幅增加，并且大于外国福利损失增幅，会在贸易摩擦竞争中形成相对劣势。因此，我国政府应当适度地提升贸易开放度。贸易摩擦中，本国适度放松资本管制推进资本账户开放能够改善贸易条件、引起实际汇率贬值，促进经济发展。此外，在贸易摩擦期间，宽松的货币政策有利于改善贸易条件，刺激产出增长。

本文研究表明，适度提升贸易开放度，并稳步推进资本账户开放能够有利于应对贸易摩擦中外国关税对本国宏观经济的冲击。同时，福利分析结果表明，在扩大经济开放的进程不能过于激进。这是因为过高的贸易开放度下，如果出现美国政府单方面撕毁协议肆意加征关税的情况，本国宏观经济会出现较为剧烈的波动，进而导致经济福利损失激增。此外，我国政策当局应当实施偏宽松的货币政策并且适度放宽汇率波动幅度，刺激本国经济产出增长。

参考文献

- [1] 胡小文和章上峰, 2015, 《利率市场化、汇率制度改革与资本账户开放顺序安排——基于 NOEM-DSGE 模型的模拟》, 《国际金融研究》第 11 期, 第 14~23 页。
- [2] 黄鹏、汪建新和孟雪, 2018, 《经济全球化再平衡与中美贸易摩擦》, 《中国工业经济》第 10 期, 第 156~174 页。
- [3] 康立和龚六堂, 2014, 《金融摩擦、银行净资产与国际经济危机传导——基于多部门 DSGE 模型分析》, 《经济研究》第 5 期, 第 147~159 页。
- [4] 李成、姚洁强和王超, 2008, 《基于博弈理论对中美汇率政策的解析》, 《国际金融研究》第 7 期, 第 12~17 页。
- [5] 李春顶、何传添和林创伟, 2018, 《中美贸易摩擦应对政策的效果评估》, 《中国工业经济》第 10 期, 第 137~155 页。
- [6] 林仁文和杨熠, 2014, 《中国市场化改革与货币政策有效性演变——基于 DSGE 的模型分析》, 《管理世界》第 6 期, 第 39-52+187 页。
- [7] 陆前进, 2017, 《贸易条件与经常项目的动态变化关系——基于新开放经济宏观经济学框架的理论和“金砖五国”的实证研究》, 《金融研究》第 5 期, 第 32~46 页。
- [8] 马勇, 2013, 《植入金融因素的 DSGE 模型与宏观审慎货币政策规则》, 《世界经济》第 7 期, 第 68~92 页。
- [9] 倪红福、龚六堂和陈湘杰, 2018, 《全球价值链中的关税成本效应分析——兼论中美贸易摩擦的价格效应和福利效应》, 《数量经济技术经济研究》第 8 期, 第 74~90 页。
- [10] 彭红枫、肖祖沔和祝小全, 2018, 《汇率市场化与资本账户开放的路径选择》, 《世界经济》第 8 期, 第 26~50 页。
- [11] 王彬、马文涛和刘胜会, 2014, 《人民币汇率均衡与失衡: 基于一般均衡框架的视角》, 《世界经济》第 6 期, 第 27~50 页。
- [12] 尹翔硕、李春顶和孙磊, 2007, 《国际贸易摩擦的类型、原因、效应及化解途径》, 《世界经济》第 7 期, 第 74~85 页。
- [13] 于铁流和李秉祥, 2004, 《中美贸易摩擦的原因及其解决对策》, 《管理世界》第 9 期, 第 67-72+80 页。
- [14] 庄子罐、崔小勇和赵晓军, 2016: 《不确定性、宏观经济波动与中国货币政策规则选择——基于贝叶斯 DSGE 模型的数量分析》, 《管理世界》, 第 11 期, 第 20-31+187 页。
- [15] Alessandria, George, and Horag, Choi. 2014. "Establishment Heterogeneity, Exporter Dynamics, and the Effects of Trade Liberalization" *Journal of International Economics*, 94(2): 207~223.
- [16] Bagwell, Kyle, and Robert W., Staiger. 1999. "An Economic Theory of GATT" *The American Economic Review*, 89(1): 215~248.
- [17] Bagwell, Kyle, and Robert W., Staiger. 2011. "What Do Trade Negotiators Negotiate About? Empirical Evidence from the World Trade Organization" *The American Economic Review*, 101(4): 1238~1273.
- [18] Broda, Christian. 2004. "Terms of Trade and Exchange Rate Regimes in Developing Countries" *Journal of International Economics*, 63(1), 31~58.
- [19] Caliendo, Lorenzo, and Fernando, Parro. 2015. "Estimates of the Trade and Welfare Effects of NAFTA" *The Review of Economic Studies*, 82(1): 1~44.
- [20] Calvo, Guillermo A. 1983. "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework" *Journal of Monetary Economics*, 12(3): 383~98.
- [21] Christiano, Lawrence J., Martin, Eichenbaum, and Charles L., Evans. 2005. "Nominal Rigidities and the

Dynamic Effects of A Shock to Monetary Policy” *Journal of Political Economy*, 113: 1~45.

[22] Clarida, Richard, Jordi Gali, and Mark Gertler. 2002. “A Simple Framework for International Monetary Policy Analysis” *Journal of Monetary Economics*, 49(5): 879~904.

[23] Eaton, Jonathan, and Samuel Kortum. 2002. “Technology, Geography, and Trade”, *Econometrica*, 70(5): 1741~1779.

[24] Engel, Charles M. 2011. “Currency Misalignments and Optimal Monetary Policy: A Reexamination” *The American Economic Review*, 101(6): 2796~2822.

[25] Fender, John, and Chong K., Yip. 2000. “Tariffs and Exchange Rate Dynamics Redux” *Journal of International Money and Finance*, 19(5): 633~655.

[26] Gali, Jordi, and Tommaso Monacelli. 2005. “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in A Small Open Economy” *The Review of Economic Studies*, 72(3): 707~734.

[27] Ganelli, Giovanni, and Juha Tervala. 2015. “Value of WTO Trade Agreements in A New Keynesian Model” *Journal of Macroeconomics*, 45(37): 347~362.

[28] Johnson, Harry G. 1953. “Optimum Tariffs and Retaliation” *Review of Economic Studies*, 21(2):142~153.

[29] Kose, Ayhan M. 2002. “Explaining Business Cycles in Small Open Economies: How Much Do World Prices Matter?” *Journal of International Economics*, 56(2): 299~327.

[30] Lindé, Jesper, and Andrea Pescatori. 2019. “The Macroeconomic Effects of Trade Tariffs: Revisiting the Lerner Symmetry Result” *Journal of International Money and Finance*, 95:52~69.

[31] Melitz, Marc J. 2003. “The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity” *Econometrica*, 71(6): 1695~1725.

[32] Mendoza, Enrique G. 1991. “Real Business Cycles in a Small Open Economy” *The American Economic Review*, 81(4): 797~818.

[33] Ossa, Ralph. 2011. “A 'New Trade' Theory of GATT/WTO Negotiations” *Journal of Political Economy*, 119(1): 122~152.

[34] Ossa, Ralph. 2014. “Trade Wars and Trade Talks with Data” *The American Economic Review*, 104(12): 4104~4146.

[35] Ravenna, Federico and Carl E., Walsh. 2006. “Optimal Monetary Policy with the Cost Channel” *Journal of Monetary Economics*, 53(2): 199~216.

[36] Schmitt-Grohé, Stephanie and Martín Uribe. 2018. “How important are terms of trade shocks?” *International Economic Review*, 59(1): 85~111.

[37] Smets, Frank and Raf, Wouters. 2003. “An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area” *Journal of the European Economic Association*, 1(5): 1123~1175.

[38] Svensson, Lars E.O. 2000. “Open-Economy Inflation Targeting” *Journal of International Economics*, 50(1): 155~183.

[39] Woodford, Michael. 2003. “Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy” Princeton University Press.

Trade Friction, Macroeconomic Fluctuations and Choice of Economic Openness

XIAO Zumian PENG Hongfeng XIANG Lijin

Abstract: The trade friction between China and the United States broke out in early 2018. We can foresee that with the gradual improvement of China's international economic status, Sino-US economic and trade relations will continue to face various forms of friction and conflict. And it is very likely that they will exist and repeat in the long run, which will eventually have a significant impact on China's macro economy profound influence. Therefore, it is necessary to analyze the following questions in depth: What impact will trade frictions have on China's macro economy? Facing the United States' requirements for opening up China's economy, where is the limit?

According to the theory of international trade, a country can impose tariffs to improve its terms of trade, thereby promoting the growth of net exports. Therefore, tariff measures often become the most direct policy tool when trade frictions occur between countries. This article introduces tariff shocks, foreign exchange risk premiums, and monetary policy cost channels into an two-country open economy DSGE model to realize the study of macroeconomic fluctuations under the impact of trade frictions and the analysis of relevant economic opening up policy options. This article innovatively decomposes the real exchange rate fluctuations caused by tariff shocks into "direct effects" and "indirect effects", and clarifies the transmission channels and theoretical mechanisms that how tariff shocks affect the terms of trade and the real exchange rate.

First, the log-linearization of the real exchange rate equation shows that an increase in tariffs will directly trigger the devaluation of the domestic currency. However, such exchange rate changes cannot fully offset the price distortion caused by tariff shocks. Second, after expressing the terms of trade as the equation of the relative output levels of the two countries, tariffs and foreign exchange risk premiums, we find that tariff shocks will deteriorate the terms of trade, and the deterioration of the terms of trade will trigger the appreciation of the domestic currency. Therefore, tariff shocks will affect the real exchange rate through direct and indirect channels.

The results of impulse response analysis show that tariff shock changes the terms of trade and the real exchange rate. Under China's current trade openness, foreign tariffs will not only cause the deterioration in the country's terms of trade, which leads to a decline in exports and output; But also, it will cause the country's exchange rate to depreciate, which leads to a increase in exports and output. The overall effect of tariff shock on the macro economy is to cause a small increase in domestic output and a decline in home inflation; a decline in foreign output levels and an increase in foreign inflation.

Moreover, if the domestic government strengthens the control of cross-border capital flows during trade frictions, it will deteriorate the terms of trade and cause the real exchange rate to appreciate, which will have a negative impact on the export and output. The loose monetary policy can directly stimulate

output growth, and at the same time, indirectly increase the level of domestic economic output by depreciating exchange rate and improving the terms of trade.

The results of economic welfare analysis suggest that the government's choice of trade openness and capital account openness will significantly affect macroeconomic fluctuations. Therefore, relevant policy formation should be cautious and rational.

First, a moderate increase in domestic trade openness will cause a slight increase in economic welfare losses, while the foreign country is facing greater welfare losses; excessive increases in domestic trade openness will lead to a sharp increase in domestic welfare losses, which are greater than foreign welfare loss. Therefore, China should adhere to the principle of increasing trade openness within an appropriate scope during trade negotiations.

Secondly, in trade frictions, a moderate relaxation of capital controls improves the terms of trade, which leads to real exchange rate depreciation, and output improvement. So, the domestic government should moderately relax controls on capital flows. Although the liberalization of the capital account is conducive to alleviating the severe situation caused by the trade frictions and to expanding the potential policy space, it should not be too radical.

Finally, an increase in foreign tariffs will trigger the devaluation of the domestic currency. Chinese government can widen the exchange rate daily trading band under a managed floating exchange rate system. The moderate depreciation of the domestic currency helps hedge the negative impact of tariffs, increase exports, and boost domestic economic output.

In conclusion, facing the trade frictions, the Chinese government should adhere to the principle of increasing trade openness within an appropriate range and steadily promote capital account opening up to avoid substantial losses in economic welfare. In addition, the implementation of a loose monetary policy and the relaxation of exchange rate daily trading band will also help to mitigate the negative impact of trade frictions.

Keywords: Trade Friction; Economic Fluctuation; Risk Premium; Capital Control; Trade Openness

经济政策不确定性与银行流动性创造：来自中国的经验证据

田国强¹ 李双建²

【摘要】立足于中国经济政策不确定性环境特征和银行经营实践状况，本文系统梳理了经济政策不确定性影响银行流动性创造的内在机理，并利用 2007—2019 年中国 174 家商业银行非平衡面板数据对理论假说进行实证检验。经验结果显示，经济政策不确定性会显著抑制银行流动性创造，该结论在考虑潜在的内生性问题以及进行一系列稳健性检验后依然成立。异质性检验表明，经济政策不确定性对规模较小、资本充足率较低、市场势力较弱以及区域性银行流动性创造的负向影响更为明显；中介效应模型检验结果显示，提高贷款损失准备金是经济政策不确定性影响银行流动性创造的重要渠道。本文研究还发现，经济政策不确定性对银行流动性创造的影响表现为既降低了表内流动性创造又降低了表外流动性创造；同时研究表明，随着银行流动性创造水平的提高，经济政策不确定性对银行流动性创造的负向影响呈现“非对称 U 型”结构变化。据此，本文认为在新冠肺炎疫情导致经济政策频繁调整的背景下，确保银行等市场主体能够形成稳定合理的政策预期，才是提高银行流动性创造水平的关键所在。

【关键词】经济政策不确定性 银行流动性创造 银行异质性 中介效应

一、引言

2008 年国际金融危机以来，中国金融体系服务实体经济功能弱化已成不争的事实。一方面，实体经济多样化的金融需求尚未得到有效满足，“融资难、融资贵”问题异常严峻，掣肘经济高质量发展；另一方面，大量资金在金融体系内空转套利，“脱实向虚”问题突出，违背了金融服务实体经济的初衷。对此，中央政府高度重视，提高金融服务实体经济质效成为一系列重要会议的“高频词汇”。³商业银行是现代金融体系的关键支撑，根据现代金融中介理论，其流动性创造职能是服务实体经济的主要方式（Diamond & Dybvig, 1983; Berger & Bouwman, 2009）。可以说，在中

¹ 田国强，上海财经大学高等研究院、美国德州 A&M 大学经济系

² 李双建（通讯作者），上海财经大学高等研究院

³ 如党的十九大报告明确提出要求，要“深化金融体制改革，增强金融服务实体经济的能力”；2018 年中央经济工作会议指出，要“提高金融服务实体经济能力”；2019 年中央经济工作会议进一步明确要求，要“着力提升金融服务实体经济质效”。

国以商业银行为主导的金融体系下，金融服务实体经济能力主要表现为银行流动性创造水平的高低（吕思聪，2018；Jiang et al., 2019）。尤其是在 2020 年初突如其来的新冠肺炎疫情冲击背景下，实体企业面临债务偿还、扩大融资以及资金周转等困难，亟需银行等金融机构提供充裕的流动性。因此，致力于如何提高银行流动性创造水平的研究，既是短期内应对实体经济融资困境、提升金融服务实体经济质效的关键环节，也是深化中长期金融供给侧结构性改革、维持金融体系稳定的必要途径，极具理论价值和实践意义。

近年来，为应对国内外错综复杂的经济环境和适应经济高质量发展的要求，政策当局试图通过不断出台或调整经济政策以实现调控经济发展的目的，经济政策不确定性逐渐成为经济发展的“主旋律”（顾夏铭等，2018；刘贯春等，2019）。作为宏观经济政策的重要实施中介和连接各经济部门的关键纽带，银行不仅受经济政策不确定性的直接影响，而且经济政策不确定性对其他各经济主体的影响最终也会传导至银行，注定其对经济政策不确定性的敏感性强于其他经济主体。从日常经营活动来看，银行本质上是通过优化金融资源的跨期配置，以实现盈利和分散风险的目的，其决策行为无不纳入对未来不确定性的考量（易纲，2020）。特别是当前为对冲新冠肺炎疫情冲击的影响，政策当局密集出台了数百项金融纾困政策，以助力实体经济摆脱融资困境，使银行面临的经济政策不确定性空前高涨。根据 Baker et al.（2016）构造的中国经济政策不确定性指数显示，2020 年上半年中国经济政策不确定性指数的平均值高达 788.96。¹在此情景下，银行是否因规避经济政策不确定性而降低流动性创造水平，造成经济政策在落地时走样变形，是现阶段政策制定者面临的关键难题，这也正是本文的关注点。

纵观以往研究可以发现，自 Berger & Bouwman（2009）创造性地构建综合衡量银行流动性创造的指标后，对影响银行流动性创造因素的研究逐渐成为学术界关注的热点问题。既有文献主要围绕银行个体特征和外部经营环境两个方面，探究银行流动性创造的影响因素。在银行个体特征方面，国内外学者集中考察了资本充足率（Berger & Bouwman，2009）、银行竞争（Jiang et al., 2019）、超额贷款（钱崇秀等，2018）、内部治理结构（Díaz & Huang，2017）、风险承担状况（Andreou et al., 2016）以及同业业务期限错配（项后军和曾琪，2019）等因素对其流动性创造的影响。

在外部经营环境方面，学者分别从宏观经济状况（Berger & Sedunov，2017）、银行资本监管（Distinguin et al., 2013）、存款保险制度（Fungáčová et al., 2017）以及政府干预（Berger et al.,

¹ 数据来源于网站 http://www.policyuncertainty.com/china_monthly.html。

2016)等角度进行考察,但多数文献主要关注外部经济政策环境,尤其是货币政策对银行流动性创造的影响。如 Acharya & Naqvi (2012) 研究发现,宽松的货币政策能够激发银行流动性创造。进一步地, Berger & Bouwman (2017) 研究表明,货币政策对银行流动性创造的影响具有规模异质性,对小规模银行流动性创造的影响更为明显。李明辉等(2014)分析发现,宽松的货币政策能够促进银行总体流动性创造,表现为提高表内流动性创造,降低表外流动性创造。郭晔等(2018)研究发现,紧缩的货币政策降低了银行总体流动性创造增速和非同业流动性创造增速,但提高了同业流动性创造增速。然而, Donaldson et al. (2018) 通过理论分析却发现,宽松的货币政策反而会抑制银行流动性创造。此外,还有部分学者考察了宏观审慎政策和微观审慎政策(吕思聪,2018; Bowe et al., 2019)对银行流动性创造的影响,但结论不一。

整体而言,国内外学者对银行流动性创造影响因素的研究成果比较丰富,尤其是在经济政策对银行流动性创造影响的研究方面,但更多地聚焦于单一经济政策,以点带面研究经济政策变动对银行流动性创造的影响。尽管经济政策变动对银行流动性创造的影响在既有文献中得到印证,而经济政策不确定性对银行流动性创造的影响却鲜有涉及。通过梳理已有文献,发现仅 Berger et al. (2017) 基于美国银行业微观数据,考察了经济政策不确定性与银行流动性创造之间的关系。然而,考虑到处于经济转型期的中国,经济政策不确定性问题尤为严重(杨子暉等,2020),加之中国银行经营实践状况有其自身特殊性, Berger et al. (2017) 的研究结论是否具有普适性,急需依据具体事实进行客观、准确的检验。那么,在中国现实经济运行中,¹经济政策不确定性将如何影响银行流动性创造?这种影响是否会因银行异质性而存在较大差异?又通过何种渠道传导?在新冠肺炎疫情肆虐导致经济政策不确定性高居不下的背景下,对上述问题的探究不仅在有助于深层次理解经济政策不确定性的微观经济后果,也能为制定提高金融服务实体经济质效的经济政策提供经验数据支撑。

鉴于此,本文利用2007—2019年中国174家商业银行非平衡面板数据,实证研究了经济政策不确定性对银行流动性创造的影响和作用机理。相较于以往研究,本文的增量工作和边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,厘清了转型经济背景下银行流动性创造的内在逻辑,丰富和拓展了该领域的研究维度。本文跳出已有研究框架,以银行—实体经济部门资产负债业务的互动关联为切入点,将经济政策不确定性纳入到银行流动性创造的研究体系,条分缕析地考察了经济政策

¹ 限于篇幅,正文中并未列示经济政策不确定性与银行流动性创造的散点图,留存备索。

不确定性对各个经济行为主体的影响，以勾勒出经济政策不确定性对银行流动性创造影响机理全貌，这为后续研究提供了更广阔的研究视域和参考依据。第二，区别于已有研究（Berger et al., 2017），立足于中国经济政策环境特征和银行经营实践状况，在独立测算各家银行流动性创造的基础上，本文分别从银行规模、资本充足率、市场势力以及业务经营范围等方面，深入探索了不同银行主体间其流动性创造对经济政策不确定性反应的异质性。进一步地，本文揭示了经济政策不确定性如何影响银行流动性创造的“黑箱”问题，并拓展性地分析了经济政策不确定性对银行流动性创造影响的结构变化，弥补和细化了已有研究的不足。第三，在银行流动性供给难以满足实体经济融资需求的背景下，相较于信贷资金需求端，从信贷资金供给端的角度，考察经济政策不确定性对银行流动性创造的影响更为迫切。近年来围绕经济政策不确定性对中国微观经济主体影响的研究主要集中于信贷资金的需求端，考察了经济政策不确定性对企业投资（刘贯春等，2019）、创新（顾夏铭等，2018）、金融化（彭俞超等，2018）以及现金持有（王红建等，2014）等行为的影响。本文则通过建立经济政策不确定性与银行之间的连接，系统性分析了经济政策不确定性对银行流动性创造的影响，为统筹化解实体经济融资困境、提升金融服务实体经济质效拓展了新思路。

二、理论分析与研究假说

（一）经济政策不确定性与银行流动性创造

作为银行难以规避的系统性风险，经济政策不确定性不仅能通过改变银行资产负债配置行为影响表内流动性创造，还会通过影响银行表外业务开展作用于表外流动性创造，最终影响银行整体流动性创造。

从银行表内流动性创造来看，存款吸收能力和信贷供给规模直接关乎银行表内流动性创造水平。首先，实体经济部门的存款意愿和银行偿还债务的能力共同影响银行吸收存款能力。从实体经济部门的存款意愿上看，就企业而言，经济政策不确定性上升能显著提高企业现金流不确定性（王红建等，2014），导致企业融资成本上升和融资难度提高（谭小芬和张文婧，2017）。因而，在经济政策不确定性较高时期，企业一般会选择囤积大量现金，降低银行存款。对家庭居民而言，经济政策不确定性上升不仅会造成家庭居民的当期收入下降，还会加重家庭居民对未来收入恶化的预期，导致家庭居民向银行提供存款的能力下降（陈国进等，2017）。在银行偿还债务的能力方

面，经济政策不确定性上升会增加银行信贷合约违约风险（顾海峰和于家珺，2019），导致其持续偿还短期债务能力下降，容易引发存款者对银行偿债能力形成不良预期，从而对银行存款产生“挤出效应”（Diamond & Dybvig, 1983），不利于提高银行流动性创造水平。

其次，银行投资收益状况和风险承担意愿共同影响银行信贷供给规模。经济政策不确定性上升会限制银行判断投资机会的能力，使其所要求的风险补偿会相应增加，导致预期收益的信号噪声变大。出于盈利性考虑，银行会增多贷款审批程序、加大贷款审批难度，降低接受新贷款申请的概率，表现出明显的“惜贷”、“慎贷”行为。经济政策不确定性上升也会加剧银行与借款者之间的信息不对称，导致银行很难准确识别借款者的实际还款能力和借贷风险，容易形成借款者违约风险整体增加的预期。为应对潜在的贷款违约风险，作为“理性人”的银行会降低信贷资金供给规模。更重要的是，经济政策不确定性较高时期，监管部门往往会要求银行提高存款准备金比例，增强应对风险冲击的能力，这会缩减银行可支配资金规模，最终引致信贷规模缩减，不利于提高流动性创造水平。

从银行表外流动性创造来看，银行表外业务虽未列入资产负债表，但表外业务大多是其或有资产和或有负债，本质上是银行表内资产负债业务的延伸（祝继高等，2016），因而经济政策不确定性对银行表外流动性创造的影响与表内流动性创造类似。与表内业务不同的是，表外业务可以规避风险监管，当银行受到经济政策不确定性冲击时，出于最小化自身风险的考虑，银行可能会降低甚至直接拒绝提供表外业务，如缩减贷款承诺规模、降低信用证发放数量等，这显然不利于提高银行表外流动性创造水平。图 1 揭示了经济政策不确定性对银行流动性创造影响的内在机理。基于此，本文提出如下基础性研究假说：

假说 1：经济政策不确定性上升会抑制银行流动性创造，两者呈负相关关系。

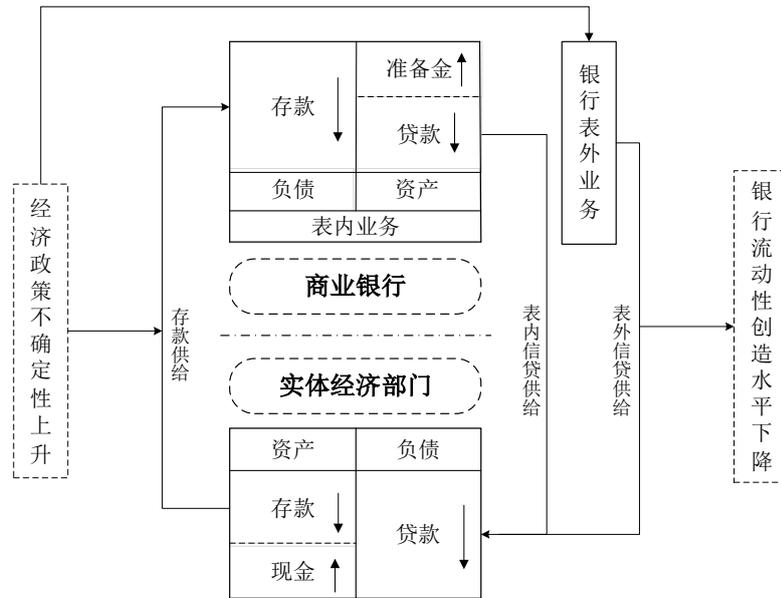


图 1 经济政策不确定性对银行流动性创造的影响机理

（二）经济政策不确定性、异质性与银行流动性创造

在中国特殊的银行体系中，各类银行在规模上的差异较大，这种差异可能会导致银行流动性创造对经济政策不确定性的敏感性不尽相同。其一，与小规模银行相比，大规模银行在经济社会中的地位举足轻重，背后的国家隐性信用担保较为明显，能够向外界释放一种“大而不能倒”的信号（童中文等，2018）。在这种信号作用下，大规模银行不仅能以更低的成本吸收更多存款，而且其放贷意愿和放贷能力也更强。当经济政策不确定性上升时，大规模银行的流动性创造水平也不会大幅降低。其二，与小规模银行相比，大规模银行的市场势力大、风险管控能力强，外部投资者对大规模银行具有较高的盈利预期和较低的违约风险预期，从而拓宽了大规模银行的外部融资渠道、降低了外部融资成本（徐明东和陈学彬，2011），这在一定程度上对冲了经济政策不确定性上升对其流动性创造的缩减效应。其三，与小规模银行相比，大规模银行具有庞大的销售渠道、强大的科技实力、高素质的人力资本等优势，有能力在多个领域开展业务，可以通过实施多元化战略以实现分散风险的目的，使得经济政策不确定性对其流动性创造的影响相对较小。由此，本文提出如下研究假说：

假说 2：相对于小规模银行，经济政策不确定性对大规模银行流动性创造的负向影响较弱。

探究经济政策不确定性对银行流动性创造的影响，自然绕不开资本充足率高低所造成的差异。一方面，银行在创造流动性时需要同时满足存款者的流动性需求和贷款者的信贷资金供给，较高的资本充足水平能够缓冲流动性创造带来的风险，诱使银行创造更多流动性（Berger & Bouwman，

2009)。根据风险共担逻辑，资本充足率较高的银行道德风险也较低，外部融资渠道相对较多、融资成本相对较低，银行能以更低的成本发放更多的贷款（王擎和吴玮，2012），从而能够提高流动性创造水平。另一方面，资本充足率是监管部门对银行实施微观审慎监管的重要指标，提高资本充足率可以避免因资本充足率未达标而受到的监管处罚。有经验研究表明，最低资本管制约束会通过“资本框架效应”影响银行放贷决策（Borio & Zhu，2012），改变其流动性创造意愿。当银行资本充裕时，高于监管要求的资本可以视为一种“缓冲垫”，促使银行吸收更多的流动性负债，并将资产配置到期限更长、风险更高的非流动性项目上，削弱经济政策不确定性对其流动性创造的不利影响。当资本充足率较低时，银行将会面临较大的资本补充压力（张琳和廉永辉，2015），一旦经济政策不确定性上升，银行可能会主动减少放贷规模，以增强抵御外部不确定性冲击的能力，从而不利于提高流动性创造水平。据此，本文提出如下研究假说：

假说 3：相对于资本充足率较低的银行，经济政策不确定性对资本充足率较高银行流动性创造的负向影响较小。

随着银行业市场化改革的不断深化、民营银行准入门槛的持续降低以及利率市场化改革的逐步推进，中国银行间市场竞争愈加激烈，银行市场势力日趋分散且差异明显。因此，探究经济政策不确定性对银行流动性创造的影响，不能忽视银行市场势力的变化。一是市场势力较弱的银行垄断利润相对较小，这会削弱了其风险缓冲能力（Jiménez et al.，2013）。当经济政策不确定上升时，为了避免承担过高风险，市场势力较低的银行必然会通过限制资产业务中风险过高、期限过长的额度和收缩有挤兑风险的负债业务等途径，缓冲经济政策不确定性带来的负向冲击，这显然不利于提高流动性创造水平（Jiang et al.，2019）。二是市场势力较强的银行凭借其垄断势力，容易与交易对手形成长期稳定的借贷关系，便于银行了解对手的还款信息和还款能力，降低信息不对称程度和信贷合约违约风险，使得银行倾向于提高放贷意愿和规模。当受到经济政策不确定性冲击时，市场势力较强的银行通常不会转变经营战略，提高信贷发放标准，最终使其流动性创造水平对经济政策不确定性冲击的反应并不敏感。基于此，本文提出如下研究假说：

假说 4：相对于市场势力较弱的银行，经济政策不确定性对市场势力较强银行流动性创造的负向影响较弱。

业务经营范围不同的银行在资产负债配置行为上存在明显差异，探究经济政策不确定性对银行流动性创造的影响，不能割裂银行业务经营范围的差异。一是与区域性银行相比，全国性银行

凭借资源禀赋优势和较强的信贷投放能力，放贷对象大多是高利率需求弹性、低风险溢价和还款能力较强的国有企业（张一林等，2019），其信贷合约的违约风险较低，经济政策不确定性上升对其流动性创造的影响更不敏感。二是与区域性银行相比，全国性银行具有规模较大、网点覆盖密度较高和风控体系较完善等优势（Goetz et al., 2016），便于进行业务转型和产品创新，能够通过扩大收入来源以减弱经济政策不确定性对其流动性创造的不利冲击。三是与区域性银行相比，全国性银行系统重要性较强，在国民经济中具有特殊地位和使命，经营决策通常会契合政府意图（张杰，2008）。经济政策不确定性上升时，全国性银行需要部分承担为实体经济提供流动性的责任，导致其流动性创造对经济政策不确定性冲击的反应较为迟钝。四是与区域性银行相比，全国性银行在利润转增资本、上市融资和发行次级债融资等资本补充渠道上更具优势（张琳和廉永辉，2015），可以在很大程度上缓冲经济政策不确定性对其流动性创造造成的负向影响。由此，本文提出如下研究假说：

假说 5：相对于区域性银行，经济政策不确定性对全国性银行流动性创造的负向影响较小。

（三）经济政策不确定性、贷款损失准备金与银行流动性创造

一般而言，若有客观证据显示贷款发生了减值损失，银行应及时准确提取贷款损失准备金。本质上讲，贷款质量是决定银行是否计提以及计提多少贷款损失准备金的关键因素，贷款质量越高，银行计提的贷款损失准备金就越低。从借款者的角度来看，在经济政策不确定性上升时，企业投资效率持续下降（谭小芬和张文婧，2017），使企业还款能力减弱，信贷合约违约概率上升，诱使银行不良贷款率大幅提升，迫使银行计提更多贷款损失准备金。从银行自身来看，经济政策不确定性上升时，银行对贷款这种风险投资的收益前景信心不足，预期会出现更多的贷款损失，因而银行会主动计提充足的贷款损失准备金（申宇等，2020），以缓冲未来政策不确定冲击造成的冲击。

然而，银行计提过多的贷款损失准备金会降低其流动性创造水平。一方面，计提较多的贷款损失准备金会使银行高估信用风险，引起信贷业务成本上升（Bouvatier & Lepetit, 2008），造成银行利润减少、放贷意愿减弱，不利于银行提高流动性创造水平。另一方面，银行计提充足的贷款损失准备金会拉低监管资本和降低资本充足率水平（Ng & Roychowdhury, 2014），这不仅会限制其放贷能力，而且为满足资本充足率监管要求，银行还需要降低风险资产比重，缩减贷款规模（丁友刚和严艳，2019），从而降低流动性创造水平。综上分析，在经济政策不确定性上升时，银行倾

向于计提较多的贷款损失准备金削减贷款供给，进而降低流动性创造水平。由此，本文进一步提出如下研究假说：

假说 6：经济政策不确定性可以通过提高贷款损失准备金的渠道降低银行流动性创造。

三、研究设计与研究数据

（一）样本选择与数据来源

本文选取 2007—2019 年中国商业银行年度数据为研究样本。对初始样本进行如下处理：（1）剔除三家政策性银行和邮政储蓄银行；（2）剔除银行资产和所有者权益为负值的异常样本；（3）剔除财务数据连续不足三年的异常样本；（4）考虑到样本期间内银行间有合并重组现象，合并前所有银行单独进入样本，合并后仅一家并购银行进入样本；（5）为减弱离群值对研究结论的干扰，对所有银行层面的连续性变量在上下 1%分位数上进行缩尾处理（Winsorize）。最终研究样本是由 174 家商业银行共 1866 个观察值构成的年度非平衡面板数据，其中包括 5 家大型国有商业银行，12 家股份制商业银行、109 家城市商业银行和 48 家农村商业银行。

在数据来源方面，银行层面数据主要来源于中国研究数据服务平台（Chinese Research Data Services Platform, CNRDS）和全球银行与金融机构分析库（ORBIS Bank Focus），其中部分变量的缺失数据利用 Wind 数据库、银行历年年报以及历年《中国金融年鉴》最大限度地手工将其补齐。宏观经济层面数据来源于 CEIC 数据库、历年《中国统计年鉴》和中国人民银行官方网站。

（二）计量模型设定和策略

为检验经济政策不确定性对银行流动性创造的影响，本文构建如下静态面板数据计量模型：

$$LC_{it} = \theta_0 + \theta_1 EPU_{t-1} + \gamma X_{it} + \lambda Y_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标 $i=1, \dots, N$ 表示银行个体， $t=1, \dots, T$ 表示观察年份； LC_{it} 表示银行 i 在第 t 年的流动性创造水平； EPU_{t-1} 表示第 $t-1$ 年的经济政策不确定性程度； X_{it} 为银行层面控制变量； Y_{it} 为其其他层面控制变量； μ_i 为银行个体固定效应； ε_{it} 为回归残差项。需要说明的是，由于经济政策不确定性是时间序列变量，若直接引入时间固定效应会引起多重共线性问题，造成时间虚拟变量与经

济政策不确定性变量对银行流动性创造的作用相互抵消，因而在模型中没有控制时间固定效应。

本文主要关注经济政策不确定性的估计系数 θ_1 ，预期符号显著为负。

（三）变量选取与说明

1. 银行流动性创造

在 Berger & Bouwman (2009) 方法的基础上，本文立足于中国银行经营实践状况，构造银行流动性创造指标。具体地，主要分为如下三个步骤：第一步，根据银行获得流动性资金的难易程度、交易成本和所需时间，将资产负债表和表外业务中的各科目分为流动性 (liquid)、半流动性 (semiliquid) 和非流动性 (illiquid) 三类。第二步，对第一步中的各科目赋予不同权重，将非流动性资产和流动性负债赋予 0.5 的权重，将半流动性资产和半流动性负债赋予 0 的权重，将流动性资产和非流动性负债赋予 -0.5 的权重。由于表外业务与资产业务类似，按照同样的逻辑，将非流动性、半流动性和流动性表外业务分别赋予 0.5、0 和 -0.5 的权重。¹第三步，根据前两步的科目分类和权重值，加权求和获得银行流动性创造指标。具体计算公式为：银行流动性创造 = $0.5 \times (\text{非流动性资产} + \text{流动性负债} + \text{非流动性表外业务}) + 0 \times (\text{半流动性资产} + \text{半流动性负债} + \text{半流动性表外业务}) - 0.5 \times (\text{半流动性负债} + \text{流动性资产} + \text{流动性表外业务})$ 。

为剔除规模因素对银行流动性创造的影响，本文采用单位资产流动性创造水平 (LC) 作为银行流动性创造的代理变量。类似地，本文还构建了银行表内流动性创造 ($LC-BS$) 和表外流动性创造 ($LC-OF$) 指标。

2. 经济政策不确定性

本文选用 Baker et al. (2016) 编制的经济政策不确定性指数 (EPU) 作为经济政策不确定性的代理变量。由于经济政策不确定性指数为月度数据，为更好地与银行年度数据匹配，参考顾夏铭等 (2018)、刘贯春等 (2019) 以及顾海峰和于家珺 (2019) 研究的做法，本文采取年度算术平均值的计算方法，将月度经济政策不确定性指数转化为年度数据，并将所得年度经济政策不确定性指数进行除以 100 的技术处理。在后文实证分析中，本文还尝试采用其他方法构建经济政策不确定性指标以及其他指标衡量经济政策不确定性进行稳健性检验。

3. 控制变量

¹ 限于篇幅，正文中并未列示资产负债表和表外业务科目的流动性具体划分和权重结果，留存备案。

本文选取的控制变量包括银行层面控制变量和其他层面控制变量。反映银行层面控制变量有：(1) 资产规模 (*Asset*)，采用银行总资产的自然对数表示；(2) 盈利能力 (*ROA*)，采用平均总资产回报率表示；(3) 资本充足率 (*CAR*)，采用银行资本净额与风险加权资产的比值表示；(4) 不良贷款率 (*NPL*)，用不良贷款占总贷款余额比值表示；(5) 贷存比 (*LDR*)，采用贷款总额与存款总额的比值表示；(6) 运营效率 (*CIR*)，采用运营成本与总收入的比值表示；(7) Lerner 指数 (*ALR*)，采用经税前利润调整的 Lerner 指数作为银行市场势力的代理变量。其他层面控制变量包括行业层面控制变量和宏观经济层面控制变量，反映行业层面控制变量为监管约束 (*REG*)，若在《商业银行资本管理办法（试行）》正式实施之前，则将 *REG* 定义为 1，反之定义为 0。此外，本文还加入监管约束与银行类别虚拟变量 (*OWN*) 的交互项，¹若银行为国有银行或是由地方政府控股，则将 *OWN* 设置为 1，反之设置为 0。宏观经济层面控制变量包括：(1) GDP 增速 (*GDPR*)，采用 GDP 的年增长率表示。由于样本中区域性银行（城市商业银行和农村商业银行）数目占比高达 86.79%，对大型国有商业银行和股份制商业银行用全国层面的 GDP 增长率匹配，而城市商业银行和农村商业银行用其所在省级层面的 GDP 增长率匹配。(2) 货币政策 (*MP*)，采用银行间 7 天同业拆借利率作为货币政策代理变量。²

四、经验结果及分析

（一）基准回归结果

表 1 报告了经济政策不确定性对银行流动性创造影响的基准回归结果。其中，第 (1) 列为没有添加任何控制变量的回归结果，并以此作为比较基础，容易发现经济政策不确定性 (*EPU*) 的回归系数在 1% 的水平上显著为负，表明经济政策不确定性上升会降低银行流动性创造，初步支持理论假说 1。第 (2) - (6) 列为逐次加入银行层面控制变量、行业层面控制变量和宏观经济层面控制变量的回归结果，结果显示，经济政策不确定性 (*EPU*) 的回归系数均在 1% 的水平上显著为负，意味着经济政策不确定性上升对银行流动性创造具有抑制效应，较好地验证了理论假说 1。

¹ 感谢匿名审稿专家就潜在遗漏变量问题提出的建设性意见。

² 限于篇幅，正文并未列示各变量描述性统计结果，留存备索。

表 1 经济政策不确定性与银行流动性创造：基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	LC	LC	LC	LC	LC	LC
L. EPU	-0.0166*** (0.00282)	-0.0214*** (0.00245)	-0.0178*** (0.00243)	-0.0160*** (0.00167)	-0.0164*** (0.00209)	-0.0167*** (0.00238)
Asset		-0.0275*** (0.00755)	-0.0275*** (0.00897)	-0.0293*** (0.00843)	-0.0299*** (0.00932)	-0.0296*** (0.00947)
CAR		-0.00804*** (0.00118)	-0.00854*** (0.00119)	-0.00871*** (0.00132)	- 0.00872*** (0.00131)	-0.00857*** (0.00134)
NPL		0.00257 (0.00321)	0.00778*** (0.00242)	0.00722*** (0.00263)	0.00747** (0.00294)	0.00669* (0.00353)
LDR		0.00176*** (0.000522)	0.00181*** (0.000571)	0.00182*** (0.000584)	0.00180*** (0.000617)	0.00178*** (0.000624)
ROA			0.0339 (0.0234)	0.0385* (0.0212)	0.0372* (0.0201)	0.0481** (0.0223)
CIR			-0.000132 (0.000419)	-0.000145 (0.000450)	-0.000129 (0.000450)	-0.000158 (0.000421)
ALR			0.0279 (0.116)	-0.0131 (0.0889)	-0.00113 (0.0761)	-0.0471 (0.0683)
REG				-0.00738 (0.00892)	-0.0101 (0.00862)	-0.00741 (0.00967)
REG \times OWN				-0.00544 (0.00478)	-0.00592 (0.00404)	-0.00468 (0.00467)
GDPR					-0.00102 (0.00256)	-0.000693 (0.00243)

MP						-0.00580 (0.00592)
观测值	1866	1866	1866	1866	1866	1866
银行数	174	174	174	174	174	174
Within-R2	0.0716	0.154	0.168	0.170	0.170	0.172

注：L 表示滞后一期；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；括号内为 D-K 标准误；采用固定效应模型回归。下表同。

（二）关于内生性问题的处理

1. 基于动态面板数据计量模型的进一步检验

考虑到银行流动性创造具有高度自相关性，即当期流动性创造水平可能受到前期值的影响而表现出惯性特征，且银行流动性创造与银行个体特征变量（如银行资产规模、资本充足率等）也可能存在互为因果的联立内生关系。为此，本文在计量模型（1）中引入被解释变量的一阶滞后项，建立动态面板数据计量模型进行稳健性检验。具体如下：

$$LC_{it} = \alpha_0 + \rho LC_{it-1} + \alpha_1 EPU_{t-1} + \gamma X_{it} + \lambda Y_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， LC_{it-1} 表示银行流动性创造的一阶滞后项； ρ 为滞后项的估计系数，表示收敛到均衡的速度，其值介于 0 到 1 之间。动态面板数据计量模型主要有差分 GMM (DIF-GMM) 和系统 GMM (SYS-GMM) 两种估计方法，为确保研究结论的可靠性，本文同时采用差分 GMM 方法和系统 GMM 方法进行回归。

表 2 中第（1）-（4）列为动态面板模型回归结果，其中，第（1）列和第（2）列为差分 GMM 方法的回归结果，第（3）列和第（4）列为系统 GMM 方法的回归结果。数值显示，AR（1）检验的 P 值均小于 0.1，拒绝原假设，说明残差项存在一阶自相关；AR（2）检验 P 值均大于 0.1，接受原假设，说明残差项不存在二阶自相关。Hansen 检验的 P 值均大于 0.1，无法拒绝工具变量有效的原假设，表明工具变量选取是合理的，以上检验结果验证了模型设定的合理性。从变量回归系数来看，银行流动性创造（ LC ）一阶滞后项的回归系数显著为正，表明银行流动性创造具有明显的惯性特征。经济政策不确定性（ EPU ）的回归系数依然显著为负，意味着基准回归结果不依赖于特定计量模型方法，本文结论是稳健的。

2. 采用工具变量方法处理内生性问题

为进一步减轻内生性问题对研究结论的干扰，本文借助外部工具变量来处理内生性问题。考虑到中美两国宏观经济政策具有较强的联动性（杨子晖等，2020），且美国经济政策不确定性可能并不直接影响中国银行流动性创造。因此，本文选取美国经济政策不确定性指数（滞后一期）作为工具变量，并采用面板工具变量 2SLS 方法进行稳健性检验。

表 2 中第（5）-（6）列为工具变量 2SLS 方法的回归结果。可以看出，在工具变量的相关性检验中，Anderson canon. corr. LM 统计量的 P 值均小于 0.1，拒绝工具变量识别不足的原假设；Cragg-Donald Wald F 统计量均大于相应的 Stock-Yogo 临界值 16.38，拒绝弱工具变量的原假设，说明工具变量的选取是适宜的。经济政策不确定性（*EPU*）的回归系数与基准回归结果一致，依然显著为负，这进一步说明本文的研究结论是可靠的。

表 2 内生性问题的处理

变量	DIF-GMM		SYS-GMM		IV-2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	LC	LC	LC	LC	LC	LC
L. EPU	-0.0143*** (0.00206)	-0.0126*** (0.00196)	-0.0140*** (0.00220)	-0.0120*** (0.00213)	-0.0146*** (0.00241)	-0.0141*** (0.00288)
L. LC	0.302*** (0.0478)	0.292*** (0.0483)	0.357*** (0.0491)	0.362*** (0.0480)		
银行层面变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
其他层面变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
观测值	1508	1508	1687	1687	1866	1866
银行数	174	174	174	174	174	174
Centered-R2					0.166	0.171
AR(1)-P 值	0.000	0.000	0.000	0.000		
AR(2)-P 值	0.563	0.587	0.482	0.498		
Hansen-P 值	0.119	0.166	0.197	0.181		

Anderson canon. corr. LM					0.000	0.000
统计量 P 值						
Cragg-Donald Wald F					1761.410	1535.720
统计量					<16.38>	<16.38>

注：小括号内为稳健性标准误。限于篇幅，省去了控制变量的回归结果，留存备案。下表同。

（三）稳健性分析¹

1. 排除宏观经济不确定性的影响

为剥离宏观经济不确定性的影响，本文在计量模型（1）中加入宏观经济不确定性变量加以控制。本文采用广义自回归条件异方差 GARCH(1,1) 模型获得年度层面上的条件方差（滞后一期）作为宏观经济不确定性代理变量。回归结果显示，控制宏观经济不确定后，经济政策不确定性上升仍然能显著降低银行流动性创造，研究结论依然成立。

2. 经济政策不确定性的其他构建方法

本文采用以下几种方法重新构建经济政策不确定性指标，以确保研究结论的稳健性。方法一：采用一年内经济政策不确定性月度数据的几何平均值作为经济政策不确定性代理指标；方法二：采用移动加权平均法计算年度经济政策不确定性代理指标；方法三：采用每年最后一个季度经济政策不确定性的算术平均值作为经济政策不确定性的代理指标。方法四：根据样本期间发生引起经济政策不确定性上升的重大事件，将事件发生期作为经济政策高度不确定性时期，以此引入虚拟变量作为经济政策不确定性的代理指标。回归结果显示，无论采用何种方法，经济政策不确定性回归系数的符号和显著性均与基准模型回归结果一致，说明研究结论是稳健的。

3. 经济政策不确定性的其他界定方式

为尽量减轻经济政策不确定性指标测量偏差对实证结果的干扰，本文还使用以下三种方式重新界定经济政策不确定性，一是采用 Huang & Luk（2020）基于中国内地《北京青年报》等十份报纸最新编制的中国经济政策不确定性指数作为经济政策不确定性的度量指标；二是使用 Davis et al.（2019）基于《人民日报》和《光明日报》构建的经济政策不确定性指数作为经济政策不确定性的衡量指标；三是选取中国股票市场的年波动率作为经济政策不确定性的代理变量。回归结果显示，经济政策不确定性的回归系数依然显著为负，再次说明研究结论是稳健的。

¹ 限于篇幅，正文中省略了稳健性分析的一些详细论证和回归结果，留存备案。

4. 剔除金融危机期间的样本

为确保样本选取具有随机性和代表性，本文剔除金融危机期间的样本进行稳健性检验。回归结果显示，在排除金融危机的影响后，经济政策不确定性上升仍然能显著降低银行流动性创造水平，进一步印证了研究结论的稳健性。

五、异质性分析与影响渠道检验

（一）异质性分析

1. 银行规模异质性

为考察不同银行规模下，经济政策不确定性对银行流动性创造的异质性影响，本文以银行资产规模的均值为临界值将样本划分为规模较大与规模较小两组，分别对计量模型（1）进行回归，表 3 中第（1）列和第（2）列为相应的回归结果。从表中可以看到，两组中经济政策不确定性（*EPU*）的回归系数均显著为负，但在规模较小组中，经济政策不确定性回归系数（*EPU*）的绝对值大于规模较大组中的回归系数（ $0.0167 > 0.0151$ ），表明经济政策不确定性对规模较小银行流动性创造的负向影响更大。进一步地，经济政策不确定性（*EPU*）组间系数差异性检验的 *P* 值在 1% 的显著性水平上拒绝了两组系数不存在差异的原假设，意味着经济政策不确定性对银行流动性创造的影响在不同规模银行之间存在异质性。以上结果验证了理论假说 2。

2. 资本充足率异质性

为分析不同资本充足率水平下，经济政策不确定性对银行流动性创造的异质性影响，本文以资本充足率的均值为临界值将样本分为资本充足率较高和资本充足率较低两组，分别对计量模型（1）进行回归，表 3 中第（3）列和第（4）列为相应的回归结果。从表中可以看出，两组中经济政策不确定性（*EPU*）的回归系数都显著为负，通过对比两组系数大小，发现资本充足率较低组中经济政策不确定性（*EPU*）的回归系数绝对值大于资本充足率较高组（ $0.0180 > 0.0176$ ），这一结果意味着在资本充足率水平较低的银行样本中，经济政策不确定性对银行流动性创造的负向影响效果更加明显。进一步地，经济政策不确定性（*EPU*）组间系数差异性检验的 *P* 值在 1% 的显著性水平上拒绝了两组系数不存在差异的原假设，表明经济政策不确定性对银行流动性创造的影响在不同资本充足率水平银行之间存在显著差异。以上结果支持理论假说 3。

3. 银行市场势力异质性

为研究不同市场势力下，经济政策不确定性对银行流动性创造的异质性影响，本文以经税前利润调整的 Lerner 指数均值为界将样本划分为银行市场势力较强和市场势力较弱两组，分别对计量模型（1）进行回归，表 3 中第（5）列和第（6）列为相应的回归结果。结果显示，银行市场势力较弱组中经济政策不确定性（*EPU*）的回归系数在 1%的水平上显著为负，系数大小为-0.0189；在银行市场势力较强组中经济政策不确定性（*EPU*）的回归系数依然显著，但其系数的绝对值出现了明显下降，变为-0.0135，表明经济政策不确定性对市场势力较弱的银行流动性创造抑制效应更加明显。进一步地，经济政策不确定性（*EPU*）组间系数差异性检验的 P 值在 1%的显著性水平上拒绝了两组系数不存在差异的原假设，意味着经济政策不确定性对银行流动性创造的影响在不同市场势力的银行之间存在异质性。上述结果印证了理论假说 4。

4. 业务经营范围异质性

为探究不同业务经营范围下，经济政策不确定性对银行流动性创造的异质性影响，本文将大型国有商业银行和股份制商业银行定义为全国性银行，将城市商业银行和农村商业银行定义为区域性银行，分别对计量模型（1）进行回归，表 3 中第（7）列和第（8）列为相应的回归结果。从中可知，在区域性银行子样本中经济政策不确定性（*EPU*）的回归系数显著为负且绝对值较大（为-0.0157），而在全国性银行子样本中经济政策不确定性（*EPU*）的回归系数虽然显著但绝对值较小（为-0.0106），这表明经济政策不确定性在更大程度上能够降低区域性银行流动性创造水平，而对全国性银行流动性创造水平的负向影响较小。进一步的，经济政策不确定性（*EPU*）组间系数差异性检验的 P 值在 1%的显著性水平上拒绝了两组系数不存在差异的原假设，说明经济政策不确定性对不同业务经营范围银行流动性创造的确产生了差异性影响。上述结果支持理论假说 5。

表 3 经济政策不确定性对银行流动性创造异质性影响的回归结果

变量	银行规模		资本充足率		银行市场势力		业务经营范围	
	较大组	较小组	较高组	较低组	较强组	较弱组	全国	区域
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	LC	LC	LC	LC	LC	LC	LC	LC
L. EPU	-0.0151*** (0.00260)	-0.0167*** (0.00174)	- 0.0176*** (0.00222)	- 0.0180*** (0.00355)	- 0.0135*** (0.00391)	-0.0189*** (0.00148)	-0.0106*** (0.00262)	-0.0157*** (0.00285)

银行层面变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
其他层面变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	221	1645	1103	763	867	999	215	1651
银行数	19	158	169	164	161	169	17	157
Within-R2	0.174	0.478	0.167	0.176	0.147	0.115	0.418	0.182
经验 P 值	0.000***		0.000***		0.000***		0.000***	

注：经验 P 值用于检验组间 EPU 系数差异的显著性，通过自抽样 (Bootstrap) 1000 次得到。

(二) 经济政策不确定性对银行流动性创造的影响渠道分析

根据前文理论分析，经济政策不确定性能够通过提高贷款损失准备金的渠道降低银行流动性创造水平。为验证这一影响渠道是否存在，本文采用温忠麟等 (2004) 提出的中介效应模型方法进行验证，具体构建如下递归计量模型：

$$LC_{it} = \theta_0 + \theta_1 EPU_{t-1} + \gamma X_{it} + \lambda Y_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$LLP_{it} = \beta_0 + \beta_1 EPU_{t-1} + \gamma X_{it} + \lambda Y_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$LC_{it} = \delta_0 + \delta_1 EPU_{t-1} + \delta_2 LLP_{it} + \gamma X_{it} + \lambda Y_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中，中介变量 (LLP) 为银行贷款损失准备金，采用贷款损失准备金与贷款总额之比表示。

θ_1 反映了经济政策不确定性对银行流动性创造影响的总效应， δ_1 表示经济政策不确定性对银行流动性创造影响的直接效应，中介效应的大小由 $\beta_1 \cdot \delta_2 = \theta_1 - \delta_1$ 来衡量。根据中介效应检验程序，若系数 θ_1 、 β_1 、 δ_2 均显著，且系数 δ_1 较 θ_1 变小或显著性下降，表明存在中介效应。

表 4 报告了经济政策不确定性对银行流动性创造影响渠道检验的回归结果。可以看出，第一步中，经济政策不确定性 (EPU) 的回归系数显著为负，表明经济政策不确定性上升能抑制银行流动性创造。第二步中，经济政策不确定性 (EPU) 的回归系数显著为正，说明经济政策不确定性越高，银行计提的贷款损失准备金就越高。第三步中，贷款损失准备金 (LLP) 的回归系数显著为负，表明银行计提较多的贷款损失准备金不利于流动性创造，且经济政策不确定性的回归系数绝对值较第一步中有所下降 ($0.0167 > 0.0147$)，意味着贷款损失准备金在经济政策不确定性与银行流动性创造之间起着部分中介效应的作用。从数值上看，中介效应大小约为 0.002，在总效应中

占比约为 11.98%，说明经济政策不确定性对银行流动性创造施加影响的过程中，存在经济政策不确定性 → 贷款损失准备金 → 银行流动性创造的传导渠道。由此，验证了理论假说 6。

为进一步确保中介效应的显著性，本文使用系数乘积方法对中介效应的显著性进行检验，结果显示统计量 Sobel Z 的绝对值大小为 2.362，大于 5% 显著性水平上的临界值 0.97，拒绝原假设，说明贷款损失准备金的中介效应显著存在。理论假说 6 得到进一步验证。

表 4 经济政策不确定性对银行流动性创造影响渠道检验的回归结果

变量	第一步	第二步	第三步
	(1)	(2)	(3)
	LC	LLP	LC
L. EPU	-0.0167*** (0.00238)	1.123*** (0.293)	-0.0147*** (0.00246)
LLP			-0.00177*** (0.000578)
银行层面变量	YES	YES	YES
其他层面变量	YES	YES	YES
观测值	1866	1866	1866
银行数	174	174	174
Within-R2	0.172	0.753	0.185

六、进一步讨论

(一) 经济政策不确定性对银行流动性创造各组成部分的影响

前文理论分析发现，经济政策不确定性上升不仅能促使银行调整资产负债配置行为，继而影响表内流动性创造；也可以引导银行表外业务开展，影响表外流动性创造。为此，本文将银行流动性创造划分为表内流动性创造和表外流动性创造，进一步探究经济政策不确定性对银行流动性创造各组成部分的影响。

表 5 报告了经济政策不确定性对银行表内和表外流动性创造影响的回归结果，其中，第（1）-（3）列为经济政策不确定对表内流动性创造影响的回归结果，第（4）-（6）列为经济政策不确定性对表外流动性创造影响的回归结果。从中可以发现，经济政策不确定性（ EPU ）的回归系数均显著为负，意味着经济政策不确定性上升不仅能显著抑制表内流动性创造，也显著降低了表外流动性创造水平，最终降低银行整体流动性创造水平。

表 5 经济政策不确定性对银行表内、表外流动性创造影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	LC_BS			LC_OF		
L. EPU	-0.0128*** (0.00413)	-0.0147*** (0.00308)	-0.0141*** (0.00232)	-0.00374** (0.00168)	-0.00279** (0.00117)	-0.00251** (0.000982)
银行层面变量	NO	YES	YES	NO	YES	YES
其他层面变量	NO	NO	YES	NO	NO	YES
观测值	1866	1866	1866	1866	1866	1866
银行数	174	174	174	174	174	174
Within-R2	0.0535	0.187	0.199	0.0158	0.0521	0.0628

（二）经济政策不确定性对银行流动性创造边际影响效应的演化分析

实践中，我们更关注的是在不同流动性创造水平下，经济政策不确定性的边际影响效应是否存在显著结构性变化？为此，本文利用面板分位数回归模型分析方法，探究不同银行流动性创造水平下经济政策不确定性边际效应的演化轨迹。具体地，构建如下面板分位数回归模型：

$$Q_{\tau}(LC_{it} | EPU_{t-1}) = \varphi_{\tau 0} + \varphi_{\tau 1} EPU_{t-1} + \gamma_{\tau} X_{it} + \lambda_{\tau} Y_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中， $Q_{\tau}(LC_{it} | EPU_{t-1})$ 为给定经济政策不确定性（ EPU_{t-1} ）情况下，银行流动性创造在第 τ 分位数上的值； $\varphi_{\tau 1}$ 为经济政策不确定性（ EPU_{t-1} ）在第 τ 分位数上的回归系数向量。参考已有文献的做法，本文选取极具代表性的五个分位点（0.1、0.25、0.5、0.75、0.9）进行分析说明。

表 6 报告了经济政策不确定性对银行流动性创造影响的面板分位数回归结果，第（1）-（5）列分别为 0.1、0.25、0.5、0.75、0.9 分位点的回归结果。从中可以看出，各个分位点上经济政策不确定性（ EPU ）的回归系数均显著为负，意味着经济政策不确定上升能显著降低银行流动性创造

水平。通过对比不同分位点上经济政策不确定性 (EPU) 的回归系数,发现随着分位点的增加,经济政策不确定性的系数呈现先下降后上升的“非对称 U 型”结构,五个分位点上经济政策不确定性的系数依次为-0.0186、-0.0204、-0.0229、-0.0145、-0.00849。这些结果说明,经济政策不确定性对银行流动性创造的影响存在结构性差异,随着流动性创造水平的提高,经济政策不确定对银行流动性创造的负向影响愈发敏感,但当流动性创造水平超过一定阈值后,经济政策不确定性对银行流动性创造的负向影响逐渐减弱。

表 6 经济政策不确定性与银行流动性创造: 面板分位数模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	LC	LC	LC	LC	LC
	$\tau = 0.1$	$\tau = 0.25$	$\tau = 0.5$	$\tau = 0.75$	$\tau = 0.9$
L. EPU	-0.0186*** (0.0000953)	-0.0204*** (0.000109)	-0.0229*** (0.000254)	-0.0145*** (0.000177)	-0.00849*** (0.000419)
银行层面变量	YES	YES	YES	YES	YES
其他层面变量	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	1866	1866	1866	1866	1866
银行数	174	174	174	174	174

注: 括号内为采用 MCMC (Markov Chain Monte Carlo) 方法得到的估计标准误, 种子值设定为 12345, 抽样次数为 1000 次, burn-in 次数为 100 次, 接受概率设定为 0.5; τ 表示分位点符号。

七、研究结论与政策启示

在新冠肺炎疫情冲击的背景下,对以间接融资为主导的中国而言,提高银行流动性创造成为纾解实体经济融资困境、提升金融服务实体经济质效,缓解疫情冲击的关键性突破口。鉴于此,立足于中国经济政策环境特征和银行经营实践状况,本文系统梳理了经济政策不确定性影响银行流动性创造的内在机理,提出一系列待检验的理论假说。紧接着,本文以 2007—2019 年中国 174 家商业银行非平衡面板数据为研究对象,进行实证分析。经验结果显示:(1)经济政策不确定性上升能显著抑制银行流动性创造,在考虑潜在的内生性问题和进行一系列稳健性检验后,该结论依然成立。(2)异质性分析结果表明,经济政策不确定性对规模较小、资本充足率较低、市场势

力较弱以及区域性银行的流动性创造负向影响更为明显。(3) 中介效应模型检验方法发现, 经济政策不确定性对银行流动性创造施加影响的过程中, 存在经济政策不确定性 \rightarrow 贷款损失准备金 \rightarrow 银行流动性创造的传导渠道。(4) 在银行流动性创造各组成部分上, 经济政策不确定性上升不仅可以显著抑制表内流动性创造, 还能显著降低表外流动性创造水平。(5) 随着银行流动性创造水平的提高, 经济政策不确定性的边际效应呈现“非对称 U 型”结构变化。

本文研究结论蕴含着丰富的政策启示。首先, 经济政策不确定性是阻滞银行流动性创造的重要因素, 政策当局应维护经济政策环境的稳定性。在短期内, 政策当局须提高政策制定、实施等环节的透明度和可预测性, 便于银行等市场主体充分了解经济政策导向, 形成稳定合理预期。长期内, 尽量少频繁出台短期刺激政策, 注重通过市场化改革化解经济领域固有的结构性矛盾, 促使银行自主经营与服务实体经济之间形成稳定的激励相容关系, 从根本上激发银行流动性创造的内在动力。

其次, 银行需强化自身应对外部不确定性冲击的能力, 发挥好向实体经济提供流动性“主力军”的作用。特别是在当前新冠肺炎疫情冲击导致经济政策不确定性居高不下的背景下, 应通过贷款延期还本付息、减少收费、债转股等措施, 为实体经济补给流动性。考虑到经济政策不确定性对银行流动性创造的影响存在异质性, 银行需结合规模和经营范围等自身特征, 积极寻求特色化、差异性的发展道路, 逐步获得独特的竞争优势和长足发展的空间, 以更好地服务实体经济发展。

最后, 监管部门应密切关注银行贷款损失准备金动态变化, 在经济政策不确定性上升时, 通过“道义劝告”、“窗口指导”等途径指导银行合理计提贷款损失准备金, 阻断经济政策不确定性影响银行流动性创造的路径。同时, 监管部门需要继续完善多层次、系统化的银行监管规制框架, 可以将贷款损失准备金、银行流动性创造等指标纳入监管范畴, 从源头上助力实体经济发展。

总之, 面对新冠肺炎疫情冲击, 金融如何更好地服务实体经济并助力经济高质量发展, 是当前政策调控的首要问题。然而, 经济政策不确定性已成为对银行日常经营面临的最大的不确定性, 经济政策调控可能会陷入金融纾困政策调整越频繁, 银行流动性创造意愿越低的尴尬局面。为此, 经济政策应以科学性、可信性和延续性为基本特征, 做好顶层设计和统筹规划, 界定好政府“有形之手”的边界, 必要时辅以相应配套措施缓解经济政策不确定性带来的负向冲击, 提高银行流动性创造水平, 让金融真正发挥好“血脉”作用, 为经济高质量发展提供优质的金融支撑。

参考文献

- [1] 陈国进、张润泽、赵向琴, 2017:《政策不确定性、消费行为与股票资产定价》,《世界经济》第1期。
- [2] 丁友刚、严艳, 2019:《中国商业银行贷款拨备的周期效应》,《经济研究》第7期。
- [3] 顾海峰、于家珺, 2019:《中国经济政策不确定性与银行风险承担》,《世界经济》第11期。
- [4] 顾夏铭、陈勇民、潘士远, 2018:《经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析》,《经济研究》第2期。
- [5] 郭晔、程玉伟、黄振, 2018:《货币政策、同业业务与银行流动性创造》,《金融研究》第5期。
- [6] 李明辉、孙莎、刘莉亚, 2014:《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》,《财贸经济》第10期。
- [7] 刘贯春、段玉柱、刘媛媛, 2019:《经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资》,《经济研究》第8期。
- [8] 吕思聪, 2018:《外部监管和货币政策对中国商业银行流动性创造能力的影响研究》,《国际金融研究》第5期。
- [9] 彭俞超、韩珣、李建军, 2018:《经济政策不确定性与企业金融化》,《中国工业经济》第1期。
- [10] 钱崇秀、宋光辉、许林, 2018:《超额贷款、不良率与商业银行流动性——流动性螺旋还是流动性权衡》,《财贸经济》第7期。
- [11] 申宇、任美旭、赵静梅, 2020:《经济政策不确定性与银行贷款损失准备计提》,《中国工业经济》第4期。
- [12] 谭小芬、张文婧, 2017:《经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析》,《世界经济》第12期。
- [13] 童中文、解晓洋、邓熳利, 2018:《中国银行业系统性风险的“社会性消化”机制研究》,《经济研究》第2期。
- [14] 王红建、李青原、邢斐, 2014:《经济政策不确定性、现金持有水平及其市场价值》,《金融研究》第9期。
- [15] 王擎、吴玮, 2012:《资本监管与银行信贷扩张——基于中国银行业的实证研究》,《经济学动态》第3期。
- [16] 温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云, 2004:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》第5期。
- [17] 项后军、曾琪, 2019:《期限错配、流动性创造与银行脆弱性》,《财贸经济》第8期。
- [18] 徐明东、陈学彬, 2011:《中国微观银行特征与银行贷款渠道检验》,《管理世界》第5期。
- [19] 杨子晖、陈里璇、陈雨恬, 2020:《经济政策不确定性与系统性金融风险的跨市场传染——基于非线性网络关联的研究》,《经济研究》第1期。
- [20] 易纲, 2020:《再论中国金融资产结构及政策含义》,《经济研究》第3期。
- [21] 张杰, 2008:《市场化与金融控制的两难困局: 解读新一轮国有银行改革的绩效》,《管理世界》第11期。
- [22] 张琳、廉永辉, 2015:《我国商业银行资本缓冲周期性研究——基于银行资本补充能力的视角》,《管理世界》第7期。
- [23] 张一林、林毅夫、龚强, 2019:《企业规模、银行规模与最优银行业结构——基于新结构经济学的视角》,《管理世界》第3期。
- [24] 祝继高、胡诗阳、陆正飞, 2016:《商业银行从事影子银行业务的影响因素与经济后果——基于影子银行体系资金融出方的实证研究》,《金融研究》第1期。

- [25] Acharya, V., and H. Naqvi, 2012, "The Seeds of a Crisis: A Theory of Bank Liquidity and Risk Taking over the Business Cycle." *Journal of Financial Economics*, 106(2), 349-366.
- [26] Andreou, P. C., D. Philip, and P. Robejsek, 2016, "Bank Liquidity Creation and Risk-taking: Does Managerial Ability Matter?." *Journal of Business Finance & Accounting*, 43(1-2), 226-259.
- [27] Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis, 2016, "Measuring Economic Policy Uncertainty." *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636.
- [28] Berger, A. N., C. H. S. Bouwman, T. Kick, and K. Schaeck, 2016, "Bank Liquidity Creation following Regulatory Interventions and Capital Support." *Journal of Financial Intermediation*, 26(4), 115-141.
- [29] Berger, A. N., and C. H. S. Bouwman, 2017, "Bank Liquidity Creation, Monetary Policy, and Financial Crises." *Journal of Financial Stability*, 30(6), 139-155.
- [30] Berger, A. N., and C. H. S. Bouwman, 2009, "Bank Liquidity Creation." *The Review of Financial Studies*, 22(9), 3779-3837.
- [31] Berger, A. N., O. Guedhami, H. H. Kim, and X. Li, 2017, "Economic Policy Uncertainty and Bank Liquidity Creation." SSRN Working Paper.
- [32] Berger, A. N., and J. Sedunov, 2017, "Bank Liquidity Creation and Real Economic Output." *Journal of Banking & Finance*, 81(8), 1-19.
- [33] Borio, C., and H. Zhu, 2012, "Capital Regulation, Risk-taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?." *Journal of Financial Stability*, 8(4), 236-251.
- [34] Bouvatier, V., and L. Lepetit, 2008, "Banks' Procyclical Behavior: Does Provisioning Matter?." *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18(5), 513-526.
- [35] Bowe, M., O. Kolokolova, and M. Michalski, 2019, "Too Big to Care, Too Small to Matter: Macrofinancial Policy and Bank Liquidity Creation." SSRN Working Paper.
- [36] Davis, S. J., D. Liu, and X. S. Sheng, 2019, "Economic Policy Uncertainty in China since 1949: The View from Mainland Newspapers." Working Paper August.
- [37] Diamond, D. W., and P. H. Dybvig, 1983, "Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity." *Journal of Political Economy*, 91(3), 401-419.
- [38] Díaz, V., and Y. Huang, 2017, "The Role of Governance on Bank Liquidity Creation." *Journal of Banking & Finance*, 77(4), 137-156.
- [39] Distinguin, I., C. Roulet, and A. Tarazi, 2013, "Bank Regulatory Capital and Liquidity: Evidence from US and European Publicly Traded Banks." *Journal of Banking & Finance*, 37(9), 3295-3317.
- [40] Donaldson, J. R., G. Piacentino, and A. Thakor, 2018, "Warehouse Banking." *Journal of Financial Economics*, 129(2), 250-267.
- [41] Fungáčová, Z., L. Weill, and M. Zhou, 2017, "Bank Capital, Liquidity Creation and Deposit Insurance." *Journal of Financial Services Research*, 51(1), 97-123.
- [42] Goetz, M. R., L. Laeven, and R. Levine, 2016, "Does the Geographic Expansion of Banks Reduce Risk?." *Journal of Financial Economics*, 120(2), 346-362.
- [43] Huang, Y., and P. Luk, 2020, "Measuring Economic Policy Uncertainty in China." *China Economic Review*, 59(2): 1-18.
- [44] Jiang, L., R. Levine, and C. Lin, 2019, "Competition and Bank Liquidity Creation." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 54(2), 513-538.
- [45] Jiménez, G., J. A. Lopez, and J. Saurina, 2013, "How does Competition Affect Bank Risk-taking?." *Journal of Financial stability*, 9(2), 185-195.
- [46] Ng, J., and S. Roychowdhury, 2014, "Do Loan Loss Reserves Behave Like Capital? Evidence from Recent Bank failures." *Review of Accounting Studies*, 19(3), 1234-1279.

货币政策与宏观审慎政策双支柱调控下的地方政府债务 风险治理

李力¹ 温来成² 唐遥³ 张偲⁴

【摘要】本文构建了包含普通企业和地方政府融资平台企业“双违约”、货币政策和宏观审慎政策“双支柱”调控的新凯恩斯 DSGE 模型，通过贝叶斯估计研究发现：普通企业和地方政府融资平台企业的风险冲击是我国经济波动的重要来源，二者均会带来产出衰退和违约风险增加。扩张性货币政策在促进经济繁荣的同时，也会导致企业杠杆率的攀升，加大两类企业的债务风险；而基于动态准备金调控的逆周期宏观审慎监管政策，则能有效抑制企业债务规模，并降低两类企业的违约率，同时也会引起实体经济的小幅紧缩。“双支柱”的调控效果优于单一政策工具，且区分普通企业与地方政府融资平台企业的“差别准备金动态调整”的逆周期宏观审慎政策能进一步提高社会福利。

【关键词】货币政策；宏观审慎政策；地方政府融资平台；DSGE 模型

一、引言

2015年以来，我国地方政府隐性债务问题日益引起国内外的关注。截至2019年11月末，全国地方政府显性债务余额为213333亿(数据来源：财政部官网)，相当于当年中国GDP的约21%，而中金公司在2019年估计地方政府的隐性债务余额可能达到30万亿左右，地方政府隐性债务规模的扩大势必会对宏观经济稳定带来威胁。自2016年起，中国人民银行开始实施宏观审慎评估体系(Macro Prudential Assessment, MPA)，初步呈现宏观审慎政策和货币政策“双支柱”的调控框架，这一框架在党的十九大上得到了进一步的确立。其中，宏观审慎政策的核心就是要控制信贷规模和稳定杠杆率，防范系统性风险。

根据 Borio(2003)，宏观审慎监管旨在避免金融顺周期波动和跨部门传染带来的系统性风险和不稳定冲击，强调维护整体金融市场的稳定。自从 2008 年金融危机后各国纷纷推出宏观审慎政策以

¹ 李力，中山大学国际金融学院

² 温来成，中央财经大学财政税务学院

³ 唐遥（通讯作者），北京大学光华管理学院应用经济学系

⁴ 张偲，中信改革发展研究基金会

来, 各种宏观审慎政策工具也应运而生, 大部分政策工具的目标都是为了抑制金融系统资产和负债端的顺周期性(Procyclicality)。Claessens (2015) 总结了世界各国目前主要使用的宏观审慎政策工具, 它们主要包括: 逆周期的资本缓冲 (Countercyclical Capital Buffer)、杠杆率监管 (Leverage Ratio for Banks)、动态贷款损失拨备 (Dynamic Loan-loss Provisioning)、贷款价值比(Loan-to-value Ratio)、存款准备金比例(Reserve Requirement Ratios)等。不少学者对于各种不同的宏观审慎政策工具的具体效果进行了讨论(Vandenbussche et al.,2015; Jiménez et al.,2017; Kuttner & Shim, 2016)。2008 年金融危机后, 不少学者对我国宏观审慎监管的政策工具和调控框架等问题也进行了一系列的研究与探索(李文泓, 2009; 胡利琴等, 2012; 张晓慧, 2017)。方意(2016)以及方意和黄丽灵(2019)从系统性风险角度对我国宏观审慎政策的可行性进行了探讨。近年来, 不少文献也强调宏观审慎政策与货币政策之间的搭配组合问题(Angelini et al. ,2015; Collard et al. ,2017; Silvo ,2019)。一般认为宏观审慎政策和货币政策相互配合是福利增进的, 尤其面对金融冲击时, 宏观审慎政策能够带来较大的福利改善。一部分国内学者也讨论了货币政策和宏观审慎政策之间的协调问题。例如, 马勇 (2013) 在 DSGE 模型中对于货币政策与宏观审慎政策的协调搭配问题进行了讨论。王爱俭和王璟怡 (2014) 则指出宏观审慎政策在应对金融冲击时能起到辅助货币政策的作用, 二者应该互相配合发挥协同效应。

国内外众多研究围绕地方政府债务风险的形成机理(Alesina & Tabellini, 1992;D'Erasmus et al.,2016;龚强等,2011)以及地方政府债务风险的治理防范(Brixi,1998; Ma,2002; 郭玉清,2011)进行了有益的探讨。尽管也有一部分学者在 DSGE 模型中讨论了我国地方政府债务风险的影响和治理(熊琛和金昊, 2018; 梁琪和郝毅, 2019), 但并未考虑宏观审慎政策的作用。如何运用货币政策与宏观审慎政策“双支柱”调控来防范地方政府债务风险这一重要问题, 目前尚无相关研究, 而本文恰好填补了这一空白。基于以往学者的研究成果, 本文的边际贡献如下: (1)将普通企业和地方政府融资平台(Local Government Financing Vehicles, LGFV)企业“双违约”、货币政策和宏观审慎政策“双支柱”调控同时纳入到 DSGE 模型中, 探讨了货币政策和宏观审慎政策对于地方政府债务风险和宏观经济波动的具体影响。(2)基于 DSGE 模型的贝叶斯估计和方差分解技术, 测算了地方政府融资平台和普通企业的风险冲击在我国经济波动中的贡献度, 并分析了两类企业的风险冲击对经济波动的影响。(3)探究了在不同外生冲击下, 货币政策与宏观审慎政策的搭配组合对社会福利的具体影响, 并讨论了“差别准备金动态调整机制”的福利效果, 从社会福利视角为我国央

行当前实施的“双支柱调控”以及宏观审慎管理下的“差别化监管”提供了理论依据。

二、模型框架

(一) 家庭

考虑一个包含大量无限生命期的家庭的经济体，家庭部门的最优化问题可以表示成：

$$\max E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\ln C_t - \phi N_t^{1+\eta} / (1+\eta) + \theta \ln(M_t/P_t) \right) \quad (30)$$

其中， E_t 代表期望算子， β 是跨期贴现因子， C_t ， N_t 和 M_t 分别是家庭部门第 t 期的消费、劳动投入和货币持有量， P_t 为价格。 $\eta > 0$ 的倒数是家庭的劳动供给 Frisch 弹性，而 $\phi > 0$ 是闲暇的边际效用， $\theta > 0$ 是持有货币的边际效用。家庭的跨期预算约束如(2)式所示：

$$C_t + I_{p,t} + D_t/P_t = W_t N_t + R_{t-1} D_{t-1}/P_t + r_t^k K_{p,t-1} + \Pi_t - T_t \quad (31)$$

其中， W_t 是名义工资， D_{t-1} 是家庭的存款， R_{t-1} 是从第 $t-1$ 期到第 t 期的无风险利率。 T_t 是政府的税收， Π_t 是家庭的转移支付。 $I_{p,t}$ 和 $K_{p,t-1}$ 分别是家庭的投资和资本持有量， r_t^k 是资本收益率。假定投资的调整成本为 $\Omega_k (I_{p,t}/I_{p,t-1} - 1)^2 / 2$ ，如果资本折旧率为 δ_p ，则家庭部门的资本存量的运动方程为 $K_{p,t} = (1 - \delta_p) K_{p,t-1} + \left(1 - \Omega_k (I_{p,t}/I_{p,t-1} - 1)^2 / 2 \right) I_{p,t}$ 。家庭部门在预算约束条件下选择最优的 $C_t, N_t, M_t, D_t, I_{p,t}, K_{p,t-1}$ ，求解期望效用的最大化问题。

(二) 中间品生产商

假定中间品生产商¹ j 在区间 $[0,1]$ 上连续分布，它们从家庭部门雇佣劳动力和租赁私人资本品进行生产，并将中间产品以价格 P_t^w 卖给零售商。中间品生产商受到一个异质生产率 $\omega_{p,t}^j$ 的冲击，沿用 Bernanke et al.(1999)的假设，所有 $\omega_{p,t}^j$ 相互独立且服从对数正态分布， $\omega_{p,t}^j$ 的分布函数和密度函数分别为 $F(\omega_{p,t}^j)$ 和 $f(\omega_{p,t}^j)$ ， $E(\omega_{p,t}^j) = 1$ 。参照 Leeper et al.(2010)，中间品生产商可以

¹ 为了论述方便，我们也称模型中的中间品生产商为普通企业，称下文的地方政府融资平台为融资平台企业。

直接利用公共资本品 $K_{g,t}$ 进行生产，其生产函数设定为：

$$Y_t^j = \omega_{p,t}^j \left(K_{p,t-1}^j \right)^{1-\alpha} \left(A_t N_t^j \right)^\alpha K_{g,t-1}^\nu \quad (32)$$

其中，全要素生产率 A_t 假定服从对数 AR(1) 过程， $\log A_t = \rho_a \log A_t + \varepsilon_{a,t}$ ， $\varepsilon_{a,t} : N(0, \sigma_a^2)$ 。

Y_t^j 是中间品生产商 j 第 t 期的总产出。 $K_{p,t-1}^j, K_{g,t-1}$ 分别代表中间品生产商拥有的私人资本和公共资本品的存量。 $(1-\alpha)$ 和 α 则分别是私人资本品和家庭劳动力在总产出中所占份额， ν 是产出的公共资本品弹性。假定中间品生产商第 t 期初的净值为 $N_{p,t-1}$ ，第 t 期从银行获得贷款为 $B_{p,t}$ 。中间品生产商每期需要支付家庭部门的工资以及租赁资本所需要的资金，其面临的营运资本约束为： $(N_{p,t-1} + B_{p,t})/P_t = W_t N_t + r_t^k K_{p,t-1}$ 。中间品生产商选择最优的劳动力雇佣量和私人资本持有量以最小化成本：

$$\min_{N_t, K_{p,t-1}} W_t N_t + r_t^k K_{p,t-1} \quad (33)$$

$$s.t. Y_t = E_j \left(\omega_{p,t}^j \right) \left(K_{p,t-1}^j \right)^{1-\alpha} \left(A_t N_t^j \right)^\alpha K_{g,t-1}^\nu \quad (34)$$

通过最优化，我们可以得到 $Y_t/x_{p,t} = \mathcal{A}_{p,t} \left(N_{p,t-1} + B_{p,t} \right) / P_t$ 。其中， $x_{p,t} = P_t / P_t^w$ ， $\mathcal{A}_{p,t}$ 可以视为营运资本的总体回报率：

$$\mathcal{A}_{p,t} = \frac{1}{x_{p,t}} \left(\frac{1-\alpha}{r_t^k} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{\alpha A_t}{W_t} \right)^\alpha K_{g,t-1}^\nu \quad (35)$$

(三) 零售商

假定本国产品零售商 i 在区间 $[0,1]$ 上连续分布，零售商处在垄断竞争市场中，每期以批发价格 P_t^w 从本国中间品生产商购买差异化的中间商品 $Y_t(i)$ 然后重新包装后以价格 P_t 出售。同时假设所有零售商面临的价格调整成本为 $\Omega_p \left(P_t(i) / (\pi P_{t-1}(i)) - 1 \right)^2 Y_t / 2$ ，零售商的最优定价决策就是选择 $P_t^*(i)$ 使得自己的利润最大：

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \Lambda_{t,t+k} \left(\frac{P_t(i) - P_{t+k}^w}{P_{t+k}} Y_{t+k}(i) - \frac{\Omega_p}{2} \left(\frac{P_{t+k}(i)}{P_{t+k-1}(i)} \frac{1}{\pi} - 1 \right)^2 Y_{t+k} \right) \quad (36)$$

其中, $\beta^k \Lambda_{t,t+k} = \beta^k C_t / C_{t+k}$ 是随机折现因子。通过优化可以得到一阶条件为:

$$\frac{1}{x_{p,t}} = \frac{\psi - 1}{\psi} + \frac{\Omega_p}{\psi} \left(\frac{\pi_t}{\pi} - 1 \right) \frac{\pi_t}{\pi} - \beta \frac{\Omega_p}{\psi} E_t \frac{C_t}{C_{t+1}} \left(\frac{\pi_{t+1}}{\pi} - 1 \right) \frac{\pi_{t+1}}{\pi} \frac{Y_{t+1}}{Y_t} \quad (37)$$

其中, $x_{p,t} = P_t / P_t^w$ 代表价格的加成。 $\psi > 1$ 是不同中间商品之间的替代弹性, (8)式是 Rotemberg(1982)粘性定价条件下的最优价格决定方程。

(四) 融资平台企业

假定融资平台企业 j 在区间 $[0,1]$ 上连续分布。参考 Bi et al.(2018), 融资平台企业每期从零售商购买最终商品 $y_{g,t}^j$ 并利用土地 L_t^j 进行公共资本投资。融资平台也受到异质性生产率冲击 $\omega_{g,t}^j$ 的影响, $\omega_{g,t}^j$ 的分布函数和密度函数分别为 $F_g(\omega_{g,t}^j)$ 和 $f_g(\omega_{g,t}^j)$, 且 $E(\omega_{g,t}^j) = 1$ 。融资平台企业的投资函数为:

$$I_{g,t}^j = \omega_{g,t}^j (y_{g,t}^j)^\phi (L_t^j)^{1-\phi} \quad (38)$$

其中, $I_{g,t}^j$ 是融资平台企业 j 第 t 期进行的公共资本投资, ϕ 是最终商品在融资平台投资函数中的份额。假定融资平台第 t 期初的净值为 $N_{g,t-1}$, 每期从银行获得的贷款为 $B_{g,t}$ 。由于融资平台需要为购买最终商品和土地支付费用, 其营运资本约束为: $(N_{g,t-1} + B_{g,t}) / P_t = y_{g,t} + p_t^L L_t$ 。其中, p_t^L 是土地相对于最终商品的价格。融资平台在给定投资规模 $I_{g,t}$ 的条件下, 选择最终商品和土地以最小化成本:

$$\min_{y_{g,t}, L_t} y_{g,t} + p_t^L L_t \quad (39)$$

$$s.t. I_{g,t} = E_j(\omega_{g,t}^j) (y_{g,t}^j)^\phi (L_t^j)^{1-\phi} \quad (40)$$

通过优化可以推导出: $I_{g,t} / x_{g,t} = \mathcal{A}_{g,t}^\phi (N_{g,t-1} + B_{g,t}) / P_t$ 。其中, $x_{g,t} = P_t / P_t^g$ 是公共资本品和最终商品之间的相对价格, $\mathcal{A}_{g,t}^\phi$ 可以视为融资平台营运资本的总体回报率:

$$\mathcal{A}_{g,t}^\phi = \frac{1}{x_{g,t}} \left(\frac{1-\phi}{p_t^L} \right)^{1-\phi} \phi^\phi \quad (41)$$

假定公共资本品的折旧率为 δ_g ，则公共资本品运动方程为： $K_{g,t} = (1 - \delta_g) K_{g,t-1} + I_{g,t}$ 。

(五) 商业银行

商业银行从家庭部门吸收存款，并向中间品生产商和融资平台企业发放贷款，商业银行被假定为风险中性。中间品生产商和融资平台分别和商业银行签订金融契约获得贷款，为其日常运营开支进行融资。

1. 商业银行与中间品生产商

参照 Bernanke et al.(1999)，当中间品生产商面临的异质性生产率冲击 $\omega_{p,t}^j$ 的实现值较低时，其产出水平可能无法支付从银行获得的贷款本息，此时中间品生产商可能出现违约；而当 $\omega_{p,t}^j$ 的实现值较高时，违约则不会发生。因此，我们可以定义中间品生产商发生违约的临界值 $\varpi_{p,t}$ ：

$$\varpi_{p,t} (K_{p,t-1})^{1-\alpha} (A_t N_t)^\alpha K_{g,t-1}^\nu P_t^w = Z_{p,t} B_{p,t} \quad (42)$$

根据中间品生产商的营运资本约束， $\varpi_{p,t}$ 可以表示为： $\varpi_{p,t} = Z_{p,t} B_{p,t} / \mathcal{A}_{p,t}^\circ (N_{p,t-1} + B_{p,t})$ 。

企业家与商业银行债务契约安排如下： $\omega_{p,t} \geq \varpi_{p,t}$ 时，企业支付利息 $Z_{p,t} B_{p,t}$ ；当 $\omega_{p,t} < \varpi_{p,t}$ 时，

企业破产，全部资产 $\omega_{p,t} (K_{p,t-1})^{1-\alpha} (A_t N_t)^\alpha K_{g,t-1}^\nu P_t^w$ 归银行所有。假定商业银行在清算过程中会

花费比率为 μ 的监管成本。此时，商业银行的净收入为 $(1 - \mu) \omega_{p,t} (K_{p,t-1})^{1-\alpha} (A_t N_t)^\alpha K_{g,t-1}^\nu P_t^w$ 。

因此，商业银行向中间品生产商贷款的预期收入为：

$$\begin{aligned} & \left[1 - F_p(\varpi_{p,t}) \right] Z_{p,t} B_{p,t} + (1 - \mu) \int_0^{\varpi_{p,t}} \mathcal{A}_{p,t}^\circ \omega_{p,t} (N_{p,t-1} + B_{p,t}) dF_p(\omega_{p,t}) \\ & = \mathcal{A}_{p,t}^\circ (N_{p,t-1} + B_{p,t}) \left(\left[1 - F_p(\varpi_{p,t}) \right] \varpi_{p,t} + (1 - \mu) \int_0^{\varpi_{p,t}} \omega_{p,t} dF_p(\omega_{p,t}) \right) \end{aligned} \quad (43)$$

定义 $g_p(\varpi_{p,t}) = \left[1 - F_p(\varpi_{p,t}) \right] \varpi_{p,t} + (1 - \mu) \int_0^{\varpi_{p,t}} \omega_{p,t} dF_p(\omega_{p,t})$ ，则 $g_p(\varpi_{p,t})$ 可以看成商业银行与中间品厂商的贷款合约在扣除监管成本后的净收入份额。同时，商业银行必须满足下列

(15)式中的参与约束(Participation Constraint)，即商业银行在均衡时的预期收入应该等于资金的机会成本，而 $R_{p,t}$ 是商业银行向中间品厂商发放贷款的每单位资金的机会成本。

$$\mathcal{A}_{p,t}^\circ (N_{p,t-1} + B_{p,t}) g_p(\varpi_{p,t}) \geq R_{p,t} B_{p,t} \quad (44)$$

中间品厂商在参与约束下，最大化其预期收入：

$$\mathbb{A}_{p,t}^0 (N_{p,t-1} + B_{p,t}) \left(\int_{\varpi_{p,t}}^{\infty} \omega_{p,t} dF_p(\omega_{p,t}) - [1 - F_p(\varpi_{p,t})] \varpi_{p,t} \right) \quad (45)$$

令 $f_p(\varpi_{p,t}) = \int_{\varpi_{p,t}}^{\infty} \omega_{p,t} dF_p(\omega_{p,t}) - [1 - F_p(\varpi_{p,t})] \varpi_{p,t}$ ， $f_p(\varpi_{p,t})$ 可以看作中间品厂商与商业银行贷款合约的收入份额。中间品厂商和商业银行的金融契约的最优化条件可以写成：

$$N_{p,t-1} / (N_{p,t-1} + B_{p,t}) = -\mathbb{A}_{p,t}^0 g'_p(\varpi_{p,t}) f_p(\varpi_{p,t}) / R_{p,t} f'_p(\varpi_{p,t}) \quad (46)$$

为了避免中间品厂商无限期借贷，假设每期间中间品厂商的生存概率为 γ_p ，则中间品厂商净值 $N_{p,t}$ 的运动路径可为： $N_{p,t} = \gamma_p \mathbb{A}_{p,t}^0 (N_{p,t-1} + B_{p,t}) f_p(\varpi_{p,t})$ 。当 $\omega_{p,t} < \varpi_{p,t}$ 时，中间品厂商会破产而难以偿还银行贷款，我们可以定义中间品厂商的违约率： $P_{p,t} = \int_0^{\varpi_{p,t}} dF_p(\omega_{p,t}) = F_p(\varpi_{p,t})$ 。

参照 Christiano et al. (2014)， $\sigma_{p,t}$ 可以视为中间品生产商的风险冲击，假定其服从对数 AR(1) 过程， $\log(\sigma_{p,t}/\sigma_p) = \rho_{p\sigma} \log(\sigma_{p,t-1}/\sigma_p) + \varepsilon_{p\sigma,t}$ ， $\varepsilon_{p\sigma,t} : N(0, \sigma_{p\sigma}^2)$ 。

2. 商业银行与融资平台企业

当 $\omega_{g,t}^j$ 的实现值较低时，融资平台公共资本品的产出也比较低，此时融资平台可能会违约。当 $\omega_{g,t}^j$ 的实现值较高时，违约则不会发生。我们同样可以定义融资平台 $\omega_{g,t}^j$ 违约的门限值 $\varpi_{g,t}$ 为：

$$\varpi_{g,t} I_{g,t} P_t^g = Z_{g,t} B_{g,t} \quad (47)$$

如果 $\omega_{g,t} \geq \varpi_{g,t}$ ，此时没有违约发生，商业银行获得固定收入 $Z_{g,t} B_{g,t}$ ；如果 $\omega_{g,t} < \varpi_{g,t}$ ，则融资平台难以偿还贷款本息而发生违约。此时，商业银行需要付出的监管成本为 $\mu \omega_{g,t} I_{g,t} P_t^g$ 。与中间品生产商不同的是，考虑到我国政府对融资平台企业会有一定程度的隐性担保，本文假定在融资平台企业破产时，政府会介入对商业银行进行一定的补偿，补偿金额与商业银行的监管成本成比率 l_g 。因此，在融资平台发生破产时，商业银行获得的额外补偿为 $\mu l_g \omega_{g,t} I_{g,t} P_t^g$ 。因此，商业银行向融资平台发放贷款的预期收入为：

$$\left[1 - F_g(\varpi_{g,t}) \right] Z_{g,t} B_{g,t} + \int_0^{\varpi_{g,t}} (1 - \mu + \mu l_g) \mathbb{A}_{g,t}^0 \omega_{g,t} (N_{g,t-1} + B_{g,t}) dF_g(\omega_{g,t})$$

$$= \mathbb{A}_{g,t}^0 (N_{g,t-1} + B_{g,t}) \left(\left[1 - F_g(\varpi_{g,t}) \right] \varpi_{g,t} + (1 - \mu + \mu l_g) \int_0^{\varpi_{g,t}} \omega_{g,t} dF_g(\omega_{g,t}) \right) \quad (48)$$

定义 $g_g(\varpi_{g,t}) = \left[1 - F_g(\varpi_{g,t}) \right] \varpi_{g,t} + (1 - \mu + \mu l_g) \int_0^{\varpi_{g,t}} \omega_{g,t} dF_g(\omega_{g,t})$, 则 $g_g(\varpi_{g,t})$ 可以看成商业银行与融资平台企业的贷款合约在考虑监管成本和政府担保后的净收入份额。同理, 商业银行向融资平台发放贷款必须满足下列(20)式中的参与约束, $R_{g,t}$ 是商业银行向融资平台企业发放贷款的每单位资金的机会成本。

$$\mathbb{A}_{g,t}^0 (N_{g,t-1} + B_{g,t}) g_g(\varpi_{g,t}) \geq R_{g,t} B_{g,t} \quad (49)$$

融资平台在商业银行的参与约束下最大化其投资收益:

$$\mathbb{A}_{g,t}^0 (N_{g,t-1} + B_{g,t}) \left(\int_{\varpi_{g,t}}^{\infty} \omega_{g,t} dF_g(\omega_{g,t}) - \left[1 - F_g(\varpi_{g,t}) \right] \varpi_{g,t} \right) \quad (50)$$

令 $f_g(\varpi_{g,t}) = \int_{\varpi_{g,t}}^{\infty} \omega_{g,t} dF_g(\omega_{g,t}) - \left[1 - F_g(\varpi_{g,t}) \right] \varpi_{g,t}$, $f_g(\varpi_{g,t})$ 可以看作融资平台企业与商业银行贷款合约的收入份额。融资平台企业的最优化条件可以写成:

$$N_{g,t-1} / (N_{g,t-1} + B_{g,t}) = - \mathbb{A}_{g,t}^0 g'_g(\varpi_{g,t}) f_g(\varpi_{g,t}) / R_{g,t} f'_g(\varpi_{g,t}) \quad (51)$$

融资平台净值 $N_{g,t}$ 的运动路径为 $N_{g,t} = \gamma_g \mathbb{A}_{g,t}^0 (N_{g,t-1} + B_{g,t}) f_g(\varpi_{g,t})$ 。其中, γ_g 为融资平台企业的生存概率。当 $\omega_{g,t} < \varpi_{g,t}$ 时, 融资平台企业会破产而无法偿还银行贷款, 融资平台的破产违约率¹定义为 $p_{g,t} = \int_0^{\varpi_{g,t}} dF_g(\omega_{g,t}) = F_g(\varpi_{g,t})$ 。 $\sigma_{g,t}$ 为融资平台的风险冲击, 假定其服从如下对数 AR(1)过程: $\log(\sigma_{g,t}/\sigma_g) = \rho_{g\sigma} \log(\sigma_{g,t-1}/\sigma_g) + \varepsilon_{g\sigma,t}$, $\varepsilon_{g\sigma,t} \sim N(0, \sigma_{g\sigma}^2)$ 。

(六) 中央银行

参考 Chen et al.(2018), 假定中央银行的货币政策的反应遵循下列数量型规则:

$$g_t = (1 - \gamma_0) g_s + \gamma_0 g_{t-1} + \gamma_1 \log(\pi_t/\pi) + \gamma_2 \log(Y_t/Y_{t-1}) + \varepsilon_{g,t} \quad (52)$$

其中, $g_t = \log(M_t/M_{t-1})$ 是名义货币供应量的增长率, g_s 是稳态时的货币供应量增长率。

¹ 本文采用融资平台的违约率来度量地方政府债务风险主要有以下依据: (1) 不少文献(王永钦等, 2016; 牛霖琳等, 2016) 采用城投债的风险溢价来衡量地方政府债务风险, 而实际上城投债的风险溢价直接反映的是融资平台的违约风险。(2) 尽管我国融资平台进入转型发展, 但仍掌握大量重要地方公共设施的建设和运用。一般认为, 融资平台的债务是地方政府债务中的隐性债务。

γ_0 是货币政策平滑系数, γ_1, γ_2 分别是央行货币供应量增速对于通胀缺口和产出缺口的反应系数, $\varepsilon_{g,t}$ 是货币政策的随机冲击, $\varepsilon_{g,t} : N(0, \sigma_g^2)$ 。参考 Chang et al.(2019), 本文的宏观审慎政策设定为动态准备金率调控。假定准备金率为 φ_t , 商业银行通过家庭吸收存款后必须将 φ_t 部分的资金存入中央银行作为准备金。因此, 如果商业银行向中间品生产商和融资平台发放贷款的实际资金成本分别为 $R_{p,t}$ 和 $R_{g,t}$, 二者应该满足 $(R_{p,t} - 1)(1 - \varphi_t) = R_t - 1$, $(R_{g,t} - 1)(1 - \varphi_t) = R_t - 1$, 而

R_t 是无风险利率。动态准备金率 φ_t 的调整设定为:

$$\varphi_t = (1 - \varphi_0)\varphi_s + \varphi_0\varphi_{t-1} + \varphi_1 \log(\pi_t/\pi) + \varphi_2 \log(Y_t/Y_{t-1}) + \varepsilon_{\varphi,t} \quad (53)$$

其中, φ_s 是稳态时的准备金率水平, φ_0 是当前准备金率对于上一期准备金率的反应系数。

φ_1, φ_2 分别是央行准备金率水平对于通胀缺口和产出缺口的反应系数, $\varepsilon_{\varphi,t}$ 代表宏观审慎政策的随机冲击, $\varepsilon_{\varphi,t} : N(0, \sigma_\varphi^2)$ 。政府部门的预算约束为:

$$T_t = G_t^I + G_t^C + \mu \int_0^{\omega_{g,t}} \mathbb{1}_{g,t} (N_{g,t-1} + B_{g,t}) \int_0^{\omega_{g,t}} \omega_{g,t} dF_g(\omega_{g,t}) \quad (54)$$

其中, T_t 是税收收入, $G_t^I = I_{g,t}/x_{g,t}$ 是政府部门进行的公共资本投资, G_t^C 是政府部门的消费型支出, $\mu \int_0^{\omega_{g,t}} \mathbb{1}_{g,t} (N_{g,t-1} + B_{g,t}) \int_0^{\omega_{g,t}} \omega_{g,t} dF_g(\omega_{g,t})$ 是政府部门对融资平台违约时提供的救助金额。假定政府消费型支出 G_t^C 占总产出 Y_t 的比率为 τ_t , 即 $G_t^C = \tau_t Y_t$ 。假定 τ_t 服从 AR(1) 过程:

$\tau_t = \rho_\tau \bar{\tau} + (1 - \rho_\tau)\tau_{t-1} + \varepsilon_{\tau,t}$ 。其中, $\bar{\tau}$ 是稳态时政府消费支出与总产出的比值, $\varepsilon_{\tau,t}$ 是财政政策冲击, $\varepsilon_{\tau,t} : N(0, \sigma_\tau^2)$ 。

(七) 市场出清和均衡定义

国内产品市场的出清条件为:

$$Y_t = C_t + I_{p,t} + G_t^I + G_t^C + \Omega_p (\pi_t/\pi - 1)^2 Y_t/2 + \mu \int_0^{\omega_{p,t}} \mathbb{1}_{p,t} \omega_{p,t} (N_{p,t-1} + B_{p,t}) dF_p(\omega_{p,t}) + \mu \int_0^{\omega_{g,t}} \mathbb{1}_{g,t} \omega_{g,t} (N_{g,t-1} + B_{g,t}) dF_g(\omega_{g,t}) \quad (55)$$

给定外生冲击, 政府选择的货币政策, 财政政策与宏观审慎政策 $\{\tau_t, \mu_t, \varphi_t, G_t^C\}_{t=0}^\infty$, 模型的

均衡可以定义为价格序列 $\Xi \triangleq \{W_t, R_t, \pi_t, q_t, r_t^k, p_t^L, x_{p,t}, x_{g,t}, R_{p,t}, R_{g,t}, \tilde{A}_{p,t}, \tilde{A}_{g,t}\}_{t=0}^{\infty}$ 与分配序列 $\Theta \triangleq \{C_t, N_t, m_t, I_{p,t}, K_{p,t}, I_{g,t}, K_{g,t}, Y_t, n_{p,t}, b_{p,t}, n_{g,t}, b_{g,t}, y_{g,t}, L_t, \varpi_{p,t}, \varpi_{g,t}, P_{p,t}, P_{g,t}\}_{t=0}^{\infty}$, 使得价格序列 Ξ 和分配序列 Θ 能解决消费者的效用最大问题(1), 中间品生产商和融资平台企业的成本最小化问题(4)和(10), 零售商的利润最大化问题(7), 以及商业银行与中间品生产商和融资平台企业的最优契约问题(16)和(21), 并使得产品市场、劳动力市场和债券市场出清。

三、模型校准、估计和福利分析

(一) 参数的校准和估计

参考大部分 DSGE 的相关文献, 我们将资本产出弹性 α 校准为 0.5, 将劳动供给弹性 η 取值为 2, 相当于劳动供给的 Frisch 弹性为 0.5。中间品替代弹性 ψ 校准为 10, 相当于中间品生产商的加价率为 11.1%。我们将主观贴现率 β 取为 0.995。稳态下的劳动供给 N 标准化为 0.333, 这相当于每天的工作时长为 8 小时。参考 Chang et al.(2019), 我们将私人企业的季度资本折旧率 δ_p 取为 0.035, 相当于年度 14% 的资本折旧率。参考 Bi et al.(2018), 我们将公共资本的季度折旧率 δ_s 校准为 0.025。我们根据 1995-2017 年间我国 M2 环比增速的平均值, 将 g_s 校准为 1.04。我们选取 2010Q1-2018Q1 间法定准备金率、通货膨胀率和 GDP 增长率的数据来估计宏观审慎政策规则中相关参数。其中, 法定准备金率的稳态值 φ_s 取为 2010-2018 年间我国法定准备金率的平均值 0.18, 宏观审慎政策反应系数 φ_0 , φ_1 和 φ_2 根据 OLS 估计分别校准为 0.923, 0.439 和 0.907, 标准差 σ_φ 取为 0.004。参考 Chang et al.(2019), 我们将 TFP 冲击自回归系数校准为 0.90, 其标准差校准为 0.01。根据我国 1995-2018 年间政府支出和 GDP 比例的历史数据, 我们将 $\bar{\tau}$ 校准为 0.14, ρ_τ 校准为 0.84, σ_τ 校准为 0.05。银行的监管成本系数 μ 为 0.21, 这与 Bermanke et al.(1999)一致。参考 Leeper et al.(2010), 我们将公共资本品产出弹性 ν 设为 0.05。中间品厂商和平台企业的风险冲击标准差以及劳动边际效用 ϕ 的取值均为反推得出。本文将政府部门在违约时的担保份额 l_s 校

准为 15%¹，即政府在融资平台企业发生违约时，能弥补商业银行贷款违约损失的 15%。我们将普通厂商的季度违约率 $F_p(\varpi_p)$ 校准为 0.005，相当于年度 2% 的不良贷款率的水平²，这与 2006-2018 年间我国商业银行的平均年度不良贷款率(2.1%)较为接近。我们将融资平台企业的季度违约率 $F_g(\varpi_g)$ 校准为 0.6%，这样倒推计算出的融资平台企业的负债率恰好约为 80% 左右，与政府部门的监管要求吻合³。

表 1 主要参数贝叶斯估计情况

参数	后验众数	后验标准差	90%后验置信区间	先验分布	先验均值	先验标准差
γ_0	0.5236	0.0394	(0.4575 0.5862)	正态分布	0.694	0.08
γ_1	-0.7152	0.0630	(-0.8158 -0.6154)	正态分布	-0.080	0.12
γ_2	0.1388	0.0171	(0.1109 0.1633)	正态分布	0.108	0.14
$\rho_{p,\sigma}$	0.8275	0.0218	(0.7909 0.8675)	正态分布	0.900	0.10
$\rho_{g,\sigma}$	0.9823	0.0092	(0.9678 0.9967)	贝塔分布	0.800	0.10
σ_g	0.0088	0.0001	(0.0076 0.0100)	逆伽马分布	0.010	0.5
$\sigma_{p\sigma}$	3.4180	0.3840	(2.7177 4.0156)	逆伽马分布	1	0.5
$\sigma_{g\sigma}$	3.4514	0.3389	(2.9092 4.0189)	逆伽马分布	1	0.5

对于货币政策规则中的相关系数以及一些外生标准差，我们对其进行贝叶斯估计。选取我国 1995 年 Q1 至 2017 年 Q4 间的 GDP 环比增长率、CPI 通胀率、货币供应量(M2)增速、政府公共投资增速、私人投资增速等 5 个序列的季度数据进行贝叶斯估计，共 92 个观测值，数据来源于上海交大 SAIF 宏观金融研究中心的中国宏观经济数据库。表 1 给出了主要参数的先验以及后验分布情况。表 2 则给出了贝叶斯后验方差分解的主要结果。从表中可以看出，GDP 增长率的主要驱动力是来自需求侧的财政政策冲击(47.23%)和货币政策冲击(22.05%)，其次是来自供给侧的 TFP 冲击(13.34%)。来自实体经济部门的风险冲击能解释 GDP 增长率波动的 17.39%，其中来源于普通企业的风险冲击占 14%，而来着融资平台企业的风险冲击占 3.39%。对于 CPI 通胀率而言，货

¹ 我们也参考审稿专家的建议，对政府担保比率以及稳态下的融资平台企业违约率设定不同的值进行了敏感性分析，主要结论并不改变，限于篇幅没有在正文中列出，读者如有需要可向作者邮件索取。

² 前银监会主席刘明康曾指出银行业 2% 左右的不良贷款率比较合理。2019 年，银保监会也公开表示：“当前银行业不良贷款率稳定在 2% 左右，金融风险总体可控。”

³ 银监会 2013 年出台的《关于加强地方融资平台风险监管的指导意见》指出“对于资产负债率高于 80% 的融资平台，各银行要确保其贷款占本行全部平台贷款的比例不高于上年水平”。

币政策冲击能解释 46.09%，来自实体经济部门的风险冲击能解释 18.77%。对于 M2 增长率、普通企业和融资平台企业的投资增长率的变动而言，实体经济部门的风险冲击尤其是源自普通企业的风险冲击则是其主要驱动力量。方差分解的结果表明来自普通企业和融资平台企业部门的风险冲击是我国经济波动的重要来源，这与 Christiano et al.(2014)关于风险冲击与经济波动的结论类似。

表 2 贝叶斯后验方差分解（单位：%）

	货币政策	TFP	财政政策	普通企业	融资平台企业
	冲击	冲击	冲击	风险冲击	风险冲击
GDP 增长率	22.05	13.34	47.23	14.00	3.39
CPI 通胀率	46.09	24.85	10.09	18.03	0.74
M2 增长率	3.37	31.76	12.07	49.77	3.03
政府投资增长	17.46	8.50	21.29	31.47	21.28
私人投资增长	13.17	8.99	22.84	50.83	4.17

注：括号内数字为百分比，由于宏观审慎政策冲击对表格中变量波动的解释力度均接近于 0，因此没有列出。

（二）脉冲响应函数分析

图 1 给出了货币政策冲击的脉冲响应函数，我们给与货币政策冲击 1 个标准差的正向冲击，GDP、通货膨胀率、家庭的劳动供给以及企业的投资均出现了持续的正向反应。这说明扩张性的货币政策能刺激经济繁荣并带来通胀压力。与此同时，企业投资规模的扩大使得企业需要更多地从银行进行贷款融资，因而负债规模增加，而债务规模的扩大也会加大企业的违约风险，此时普通企业和融资平台企业的违约率均出现了大幅度上升。由于政府部门的隐形担保的存在，融资平台企业的净值不降反升，而普通企业的净值则出现显著下降。此时，准备金率出现上升，逆周期的宏观审慎政策要求央行应该上调准备金率以抑制信贷的过度繁荣。因此，宽松的货币政策环境虽然促进了经济的繁荣，但是也导致了信贷规模扩张和地方政府违约风险的上升。

图 2 给出了宏观审慎政策冲击的脉冲响应函数，我们给与准备金率 2 个标准差的正向冲击，即政府加强宏观审慎监管，提高银行的准备金率约 0.8%，GDP、通货膨胀率、家庭的劳动供给以及两类企业的投资均出现了轻度的负向反应。这说明加强宏观审慎监管一定程度上会紧缩经济，但是幅度较小，此时 M2 增速出现小幅正向反应，逆周期的货币政策要求适当增加货币增速以缓解经济下行的压力。值得注意的是，加强宏观审慎监管却能明显抑制企业的负债规模，降低企业的违约率。普通企业和融资平台企业的负债规模和违约率均出现了不同程度的下降。总体而言，宏观审慎监管能显著地降低企业债务规模，抑制企业杠杆率的攀升，进而降低了普通企业和融资

平台企业的违约率。同时必须注意的是，加强宏观审慎监管一定程度上也会对经济带来小幅的紧缩效应。

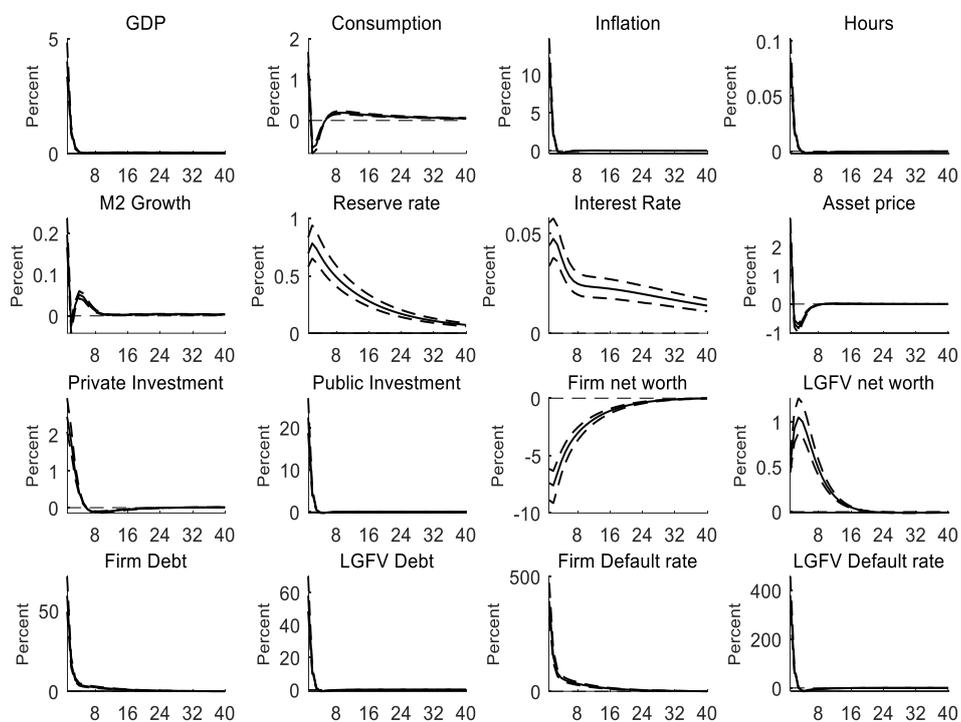


图1 货币政策冲击的脉冲响应

注：实线代表脉冲响应函数的后验中位数，而虚线代表95%的后验置信区间，下同。

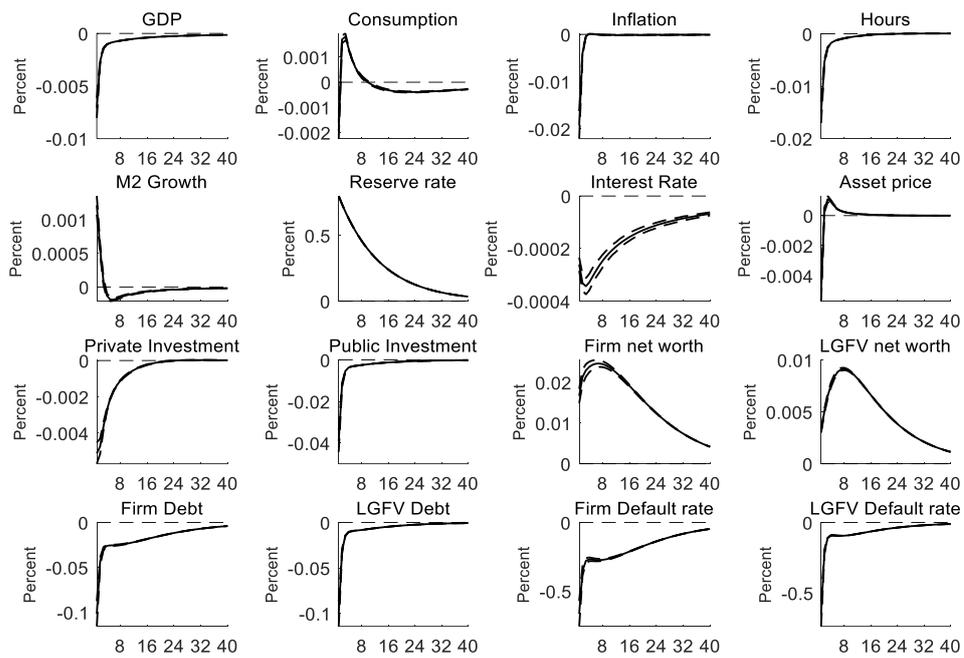


图 2 宏观审慎政策冲击的脉冲响应

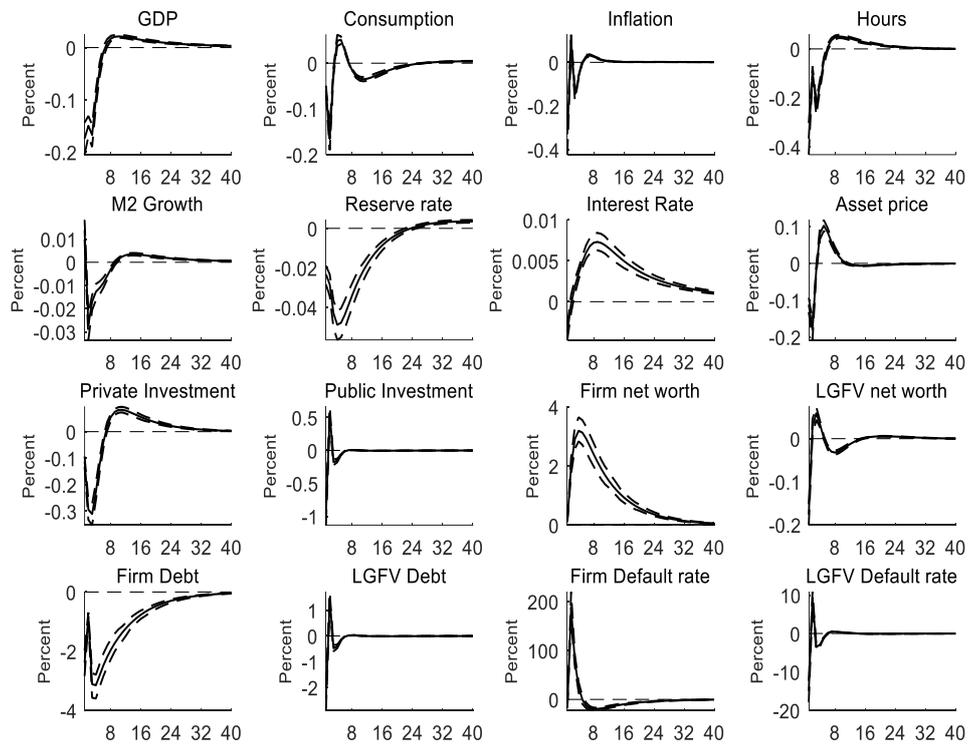


图 3 普通企业风险冲击的脉冲响应

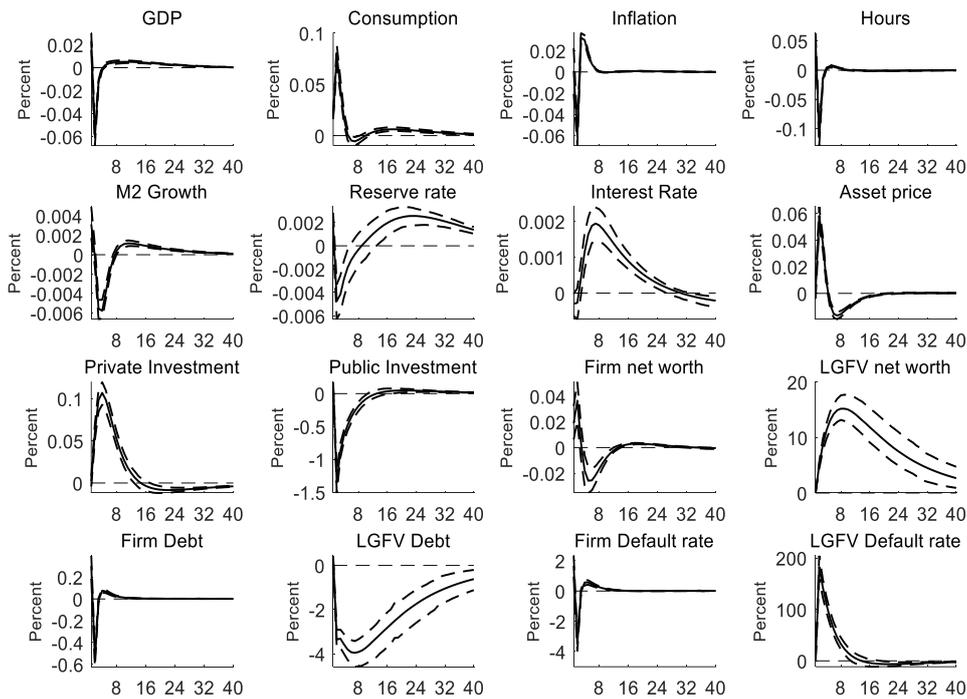


图 4 融资平台企业风险冲击的脉冲响应

图 3 给出了普通企业风险冲击的脉冲响应函数。我们给与普通企业风险冲击 0.25 个标准差的正向冲击，GDP、劳动供给以及家庭消费在短期内均出现负向反应。与此同时，融资平台企业的负债和投资规模初期下降，随后出现正向响应并在第 4 季度后转为负向响应。而普通企业的违约率出现了急剧上升，融资平台企业的违约率在短期内出现上升后转为负向响应。总体而言，普通企业的风险冲击会对宏观经济带来显著的紧缩效应，加大经济下行压力，同时加大了普通企业的违约风险。图 4 则给出了融资平台企业风险冲击的脉冲响应函数。我们给与融资平台企业风险冲击 0.25 个标准差的正向冲击，尽管 GDP 在初期反应为正，但是随后出现持续且明显的下滑，而通胀率的反应波动较大，融资平台企业的债务规模和投资规模则出现了持续的负向反应。与此同时，融资平台企业的违约率出现大幅攀升。总体而言，融资平台企业风险冲击会增大其违约风险，并在短期内对产出带来下行压力。

（三）福利分析

参考 Schmitt-Grohe & Uribe(2007)，我们采用基于消费的补偿性等价(Compensating Variation, CV)的方法来比较不同政策组合的福利效果。我们首先将家庭部门福利函数写成如下递归形式：

$$W_{i,t} = \ln C_{i,t} - \varphi N_{i,t}^{1+\eta} / (1+\eta) + \theta \ln(M_{i,t}/P_t) + \beta W_{i,t+1} \quad (56)$$

其中, i 代变不同的政策环境, $i \in \{H0, H1\}$ 。H0 是我们进行福利分析的基准政策情景, 这里我们将原模型(23)和(24)式中设定的货币政策和逆周期宏观审慎政策“双支柱”调控作为H0下的政策组合。为了考察央行“双支柱”调控的福利效果, 我们考虑反事实的政策组合 H1: 去掉逆周期的宏观审慎政策规则, 只保留货币政策以及固定准备金率调节规则, 即 $\varphi_t = \varphi_s + \varepsilon_{\varphi,t}$, $\varepsilon_{\varphi,t} : N(0, \sigma_\varphi^2)$ 。此时准备金率的调节不再盯住产出增长率和通胀率, 已经丧失逆周期的宏观审慎调控功能。我们可以计算出政策组合 H1 相对于政策组合 H0 所需要的消费补偿比率 λ :

$$EW_{h0,t} = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\ln(1 + \lambda) C_{h1,t} - \varphi N_{h1,t}^{1+\eta} / (1 + \eta) + \theta \ln(M_{h1,t} / P_t) \right) \quad (57)$$

根据(28)式, 我们可以得到 λ 的表达式为:

$$\lambda = \exp\left(\left(EW_{h0,t} - EW_{h1,t}\right)(1 - \beta)\right) - 1 \quad (58)$$

若 $\lambda > 0$, 则说明消费者更加倾向于 H0 对应的政策组合, 即 H1 相对于 H0 来说是福利受损的; 反之若 $\lambda < 0$, 则说明 H1 相对于 H0 来说是福利改进的。

表 3 基于逆周期准备金率调整的宏观审慎政策的福利分析 (单位: %)

消费补偿	TFP	货币政策	宏观审慎	财政政策	普通企业	融资平台企业	总体福利损失
%	冲击	冲击	政策冲击	冲击	风险冲击	风险冲击	
H0 政策规则	—	—	—	—	—	—	—
H1 政策规则	0.0339	0.0265	0.0001	-0.0001	0.0045	0.0032	0.0681

注: 表格中数值为在各个不同外生冲击下, H1 相对于 H0 的消费补偿 (%)。

我们将原模型进行二阶泰勒展开, 然后在不同的外生冲击下计算得到 λ 的取值。从表 3 中可以看出, 除了财政政策冲击外, 各种不同外生冲击下消费者在 H1 中的福利都会低于 H0。总体而言, H1 相对 H0 福利损失约为 0.068%, 即如果去掉逆周期的宏观审慎调控而仅仅依靠货币政策和固定准备金率调整, 消费者的福利会变差, 这充分说明引入货币政策和宏观审慎政策的“双支柱”调控是福利改进的。

考虑到差别准备金动态调整机制不仅强调“逆周期调控”, 而且还涉及不同资产质量状况之间的“差别监管”。一般而言, 不良贷款比率越高的资产, 其适用的存款准备金率就应该越高。这里,

我们假定针对普通企业和融资平台企业引入两类不同的准备金率 $\varphi_{p,t}$ 和 $\varphi_{g,t}$ ，而这恰好符合中国人民银行 MPA 体系中差额准备金制度的要求。为了考察差额准备金的福利效果，我们设定如下三种政策组合。其中，H0 仍然是原模型(23)和(24)式设定的“双支柱”的基准政策组合。在 H1 中，我们假定 $\varphi_{p,t}$ 和 $\varphi_{g,t}$ 的动态调整机制与 H0 中的准备金率调整法则一样，将 $\varphi_{p,s}$ 依然取为 18%，即 2010-2018 年间法定存款准备金率的平均水平，但是将 $\varphi_{g,s}$ 取为 15%，此时 $\varphi_{p,s} > \varphi_{g,s}$ ，即商业银行向融资平台企业的信贷受到的监管较为宽松，融资平台企业实际上享受着较低的融资成本，其他的政策参数 φ_0 ， φ_1 和 φ_2 均与 H0 保持一致。在 H2 的政策组合中，我们仍将 $\varphi_{p,s}$ 取为 18%，但是将 $\varphi_{g,s}$ 取为 20%，此时 $\varphi_{p,s} < \varphi_{g,s}$ ，即商业银行向融资平台企业投放信贷时受到的宏观审慎监管更为严格，融资平台企业会面临较高的实际融资成本，其他的政策参数 φ_0 ， φ_1 和 φ_2 均与 H0 相同。我们将原模型进行二阶泰勒展开，然后在不同的外生冲击下进行随机模拟，分别计算出 H1 和 H2 的政策组合相对于 H0 所需的消费补偿。

从表 4 中可以看出，在各种不同外生冲击下，H1 相对 H0 均是福利受损的，而 H2 相对 H0 均是福利改进的。总体而言，H1 相对 H0 福利损失约为 0.237%，H2 相对 H0 福利改善幅度约为 0.140%。即如果商业银行向融资平台企业的信贷受到的监管相对普通企业更宽松，那么消费者的福利会变差；如果商业银行向融资平台企业的信贷受到的监管相比普通企业更严格，那么消费者的福利会变好，这说明基于资产质量状况的“差额准备金调整”比单一准备金的效果更好。

表 4 基于差额准备金率调整的宏观审慎政策的福利分析（单位：%）

消费补偿	TFP	货币政策	宏观审慎	财政政策	普通企业	融资平台企业	总体福利损
%	冲击	冲击	政策冲击	冲击	风险冲击	风险冲击	失
H0 政策规则	—	—	—	—	—	—	—
H1 政策规则	0.0849	0.1510	0.0001	0.0051	0.0003	0.0002	0.2365
H2 政策规则	-0.0492	-0.0878	-0.0002	-0.0026	-0.0002	-0.0002	-0.1402

注：表格中数值为在各个不同外生冲击下，H1 和 H2 相对于 H0 的消费补偿(%)。

福利分析的结果表明，货币政策与宏观审慎政策相配合的政策组合比单独使用货币政策更能改善社会福利，且宏观审慎政策应该运用动态准备金率进行逆周期的调控。同时，宏观审慎政策也要针对商业银行的信贷投向和信贷资产质量进行区别监管，针对风险较高的融资平台企业的贷

款资产，应当要求更高的准备金率。

四、研究结论与政策建议

本文构建了包含普通企业和地方政府融资平台企业“双违约”和货币政策与宏观审慎政策“双支柱”调控的新凯恩斯 DSGE 模型，并利用 1995Q1-2017Q4 间的季度数据对模型进行贝叶斯估计，量化了普通企业和融资平台企业的风险冲击在我国经济波动中的贡献，探讨了货币政策和宏观审慎政策对于地方政府债务风险和宏观经济波动的影响，并讨论了不同外生冲击下货币政策和宏观审慎政策协调搭配的福利效果。本文的研究结果表明：(1)普通企业和地方政府融资平台企业的风险冲击都会带来经济下行压力的增大和违约风险的增加，两类企业的风险冲击是我国经济波动的重要来源，二者分别能解释 GDP 增速变动的 14%和 3.39%。(2)扩张性的货币政策在促进经济繁荣的同时也带来了企业杠杆率的攀升，增大融资平台企业的债务风险。在常规货币政策的基础上，引进基于动态准备金调控的逆周期宏观审慎政策能够有效地抑制企业债务规模，显著降低融资平台企业的违约风险，但是加强宏观审慎监管也会带来小幅度的经济下行压力。(3)货币政策和宏观审慎政策相互搭配能有效增进社会福利，且与信贷资产质量挂钩的逆周期“差别准备金动态调整”明显优于单一准备金制度。

本文的研究对于我国加强货币政策与宏观审慎政策的协调配合，防范和化解地方政府债务风险具有一定的政策参考价值。第一，我国应充分认识到地方政府融资平台以及普通企业的风险冲击在我国经济波动中的重要性，将融资平台和企业信贷的违约风险作为重点防控领域，把化解商业银行不良贷款作为当前防范系统性金融风险的关键。一方面，要加大对地方政府隐性债务的风险治理，在逐步打破地方政府对融资平台隐性担保的同时，加快推进融资平台的市场化转型，对严重资不抵债的融资平台依法重整清算，坚决杜绝融资平台“大而不能倒”而导致地方政府债务风险的不断积聚；另一方面，应该配合做好一般企业的债务违约风险的化解处置，加强对商业银行信贷风险的监测和预警，加快不良资产“出清”并严密监控新增信贷资产的质量，以有效化解存量债务风险并控制增量债务风险。

第二，我国应该继续健全货币政策与宏观审慎政策的“双支柱”调控框架，加强货币政策与宏观审慎政策的协调搭配，在发挥货币政策的逆周期调节的同时不断完善宏观审慎政策框架以防范和化解重大风险。一方面，我国应该坚决避免“大水漫灌”式的货币政策，以防止地方政府融

资平台企业杠杆率的进一步提高而加剧债务风险。如果政府需要在经济下行期出台扩张性货币政策以稳定就业和促进经济增长，此时必须辅之以相对从紧的宏观审慎政策，以抑制信贷规模的过度扩张和潜在违约风险的上升。另一方面，我国也必须认识到加强宏观审慎监管在短期内也会对实体经济活动带来一定程度的下行压力。因此，在运用宏观审慎政策整治金融乱象，化解金融风险和维护金融稳定的同时，也要适时地对货币政策进行预调微调，以适度缓解实体部门面临的信用紧缩压力，保证实体经济流动性的合理充裕。

第三，我国应该在坚持宏观审慎的原则下进一步落实“差别化监管”。在全面、客观评估商业银行各项贷款业务的信用风险的基础上，对高风险机构或者高风险贷款业务采取更加严格的监管措施。一方面，宏观审慎监管应该密切关注信贷资产的流向。对于流向地方融资平台、房地产等高风险领域的贷款，应该进一步加大监管力度。严格新发放融资平台贷款的条件，控制商业银行对融资平台的新增贷款。另一方面，将商业银行等金融机构适用的宏观审慎监管要求与其资本充足率、资产质量状况等指标挂钩。在不放松对资产质量状况较好的商业银行的监管的同时，应该对资产质量较差、不良贷款比率较高的金融机构，实施更加严格的监管。我国应该通过这种“差别化监管”机制，逐步引导商业银行信贷资金的合理流向，以确保新增贷款更多地流向普通企业，尤其是中小企业，并防止资金过度进入融资平台等高风险领域。

虽然本文对货币政策与宏观审慎政策“双支柱”调控下的地方政府债务风险治理进行了大量的讨论，由于现实中地方融资平台企业的违约率数据并不公开可得，本文缺乏一些实证层面的分析。搜集整理关于融资平台和城投债的微观数据库，以期增加有关这一领域实证层面的经验分析，将是我们未来完善这一研究的重点方向。同时，我们会进一步讨论地方政府土地出让行为对地方政府债务风险累积的传导机制，并引入影子银行体系，探究影子银行融资对地方政府债务风险的溢出效应。

参考文献

- [1] 方意, 2016 《宏观审慎政策有效性研究》,《世界经济》第 8 期.
- [2] 方意、黄丽灵, 2019 《系统性风险, 抛售博弈与宏观审慎政策》,《经济研究》第 9 期.
- [3] 龚强、王俊、贾坤, 2011 《财政分权视角下的地方政府债务研究: 一个综述》,《经济研究》第 7 期.
- [4] 郭玉清, 2011 《逾期债务, 风险状况与中国财政安全》,《经济研究》第 8 期.
- [5] 胡利琴、彭红枫、彭意, 2012 《我国银行业宏观审慎监管与微观审慎监管协调问题研究》,《管理世界》第 11 期.
- [6] 梁琪、郝毅, 2019 《地方政府债务置换与宏观经济风险缓释研究》,《经济研究》第 4 期.
- [7] 李文泓, 2009 《关于宏观审慎监管框架下逆周期政策的探讨》,《金融研究》第 7 期.
- [8] 马勇, 2013 《植入金融因素的 DSGE 模型与宏观审慎货币政策规则》,《世界经济》第 7 期.
- [9] 牛霖琳、洪智武、陈国进, 2016 《中国地方政府性债务风险与国债定价--基于城投债利差与国债收益率的分析》,《经济研究》第 11 期.
- [10] 王爱俭、王璟怡, 2014 《宏观审慎政策效应及其与货币政策关系研究》,《经济研究》第 4 期.
- [11] 王永钦、陈映辉、杜巨澜, 2016 《软预算约束与中国地方政府债务的违约风险: 来自金融市场的证据》,《经济研究》第 11 期.
- [12] 熊琛、金昊, 2018 《地方政府债务风险与金融部门风险的“双螺旋”结构——基于非线性 DSGE 模型的分析》,《中国工业经济》第 12 期.
- [13] 张晓慧, 2017 《宏观审慎政策在中国的探索》,《中国金融》第 11 期.
- [14] Alesina A, and Tabellini G, 1992, “Positive and normative theories of public debt and inflation in historical perspective”, *European Economic Review*, 36(2-3): 337-344.
- [15] Angeloni I, Faia E, and Duca M L, 2015, “Monetary policy, and risk taking”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 52: 285-307.
- [16] Bernanke B S, Gertler M, and Gilchrist S, 1999, “The financial accelerator in a quantitative business cycle framework”, *Handbook of Macroeconomics*, 1: 1341-1393.
- [17] Bi H, Cao Y, and Dong W, 2018, “Non-Performing loans fiscal costs and credit expansion in China”. *Bank of Canada Staff Working Paper N0.53*.
- [18] Borio C, 2003, “Towards a macroprudential framework for financial supervision and regulation?”, *CESifo Economic Studies*, 49(2): 181-215.
- [19] Brixi H P, 1998, “Contingent government liabilities: a hidden risk for fiscal stability”. *World Bank Publications*.
- [20] Chang C, Liu Z, Spiegel M, and J Zhang, 2019, “Reserve requirements, and optimal Chinese stabilization policy”. *Journal of Monetary Economics*, 103: 33-51.
- [21] Chen K, Ren J, and Zha T, 2018, “The nexus of monetary policy and shadow banking in China”. *American Economic Review*, 108(12): 3891-3936.
- [22] Christiano L J, Motto R, and Rostagno M, 2014, “Risk shocks”, *American Economic Review*, 104(1): 27-65.
- [23] Claessens S, 2015, “An overview of macroprudential policy tools”, *Annual Review of Financial Economics*, 7: 397-422.
- [24] Collard F, Dellas H, Diba B, and O Loisel, 2017, “Optimal monetary and prudential policies”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(1): 40-87.
- [25] D’Erasmus P, Mendoza E G, and J Zhang, 2016, “What is a sustainable public debt”, *Handbook of Macroeconomics*, 2: 2493-2597.

- [26] Jiménez G, Ongena S, Peydró J L, and Saurina J, 2017, “Macroprudential policy, countercyclical bank capital buffers, and credit supply: evidence from the Spanish dynamic provisioning experiments”, *Journal of Political Economy*, 125(6): 2126-2177.
- [27] Kuttner K N, and Shim I, 2016, “Can non-interest rate policies stabilize housing markets? Evidence from a panel of 57 economies”, *Journal of Financial Stability*, 26: 31-44.
- [28] Leeper E M, Walker T B, and Yang S C S, 2010, “Government investment and fiscal stimulus”, *Journal of Monetary Economics*, 57(8): 1000-1012.
- [29] Ma J, 2002, “Monitoring Fiscal Risks of Subnational Governments: Selected Country Experiences”. *The WORLD BANK*, 393.
- [30] Rotemberg J J, 1982, “Monopolistic price adjustment and aggregate output”. *The Review of Economic Studies*, 49(4): 517-531.
- [31] Schmitt-Grohé S, and Uribe M, 2007, “Optimal simple and implementable monetary and fiscal rules”. *Journal of Monetary Economics*, 54(6): 1702-1725.
- [32] Silvo A, 2019, “The interaction of monetary and macroprudential policies”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 51(4): 859-894.
- [33] Vandenbussche J, Vogel U, and Detragiache E, 2015, “Macroprudential policies and housing prices: A new database and empirical evidence for Central, Eastern, and Southeastern Europe”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 47(S1): 343-377.

刚性泡沫

董丰¹ 许志伟²

【摘要】随着金融系统风险的不增大，宏观政策如何应对资产泡沫是一个亟待解决的重要问题。本文基于一个具有理性资产泡沫的动态一般均衡模型，重点讨论了金融风险增大情况下，资产泡沫的成因及其宏观效应。我们从理论上证明，资产泡沫一方面有利于缓解融资约束带来的流动性短缺，从而一定程度上改善了金融摩擦引致的资源错配；另一方面，资产泡沫本身又会加大整个金融系统风险，从而对宏观经济造成威胁。将刚性兑付引入基准模型后，我们发现对高风险金融资产的刚性兑付会导致流动性充裕的投资者过度投机而引起所谓的“刚性泡沫”，泡沫资产的需求和价格与刚性兑付力度呈正向关系。进一步分析表明，“刚性泡沫”在改善流动性短缺的同时，又会对实体经济造成挤出效应。因此，政府对金融市场的救助行为面临取舍，且最优救助力度随金融系统风险的增大而降低。以上分析表明，在高金融风险与资产泡沫并存的情况下，针对资本市场的救助政策需谨慎执行。

【关键词】金融摩擦；系统风险；刚性兑付；资产泡沫

一、引言

随着金融系统风险的不增大，资产泡沫引起了各界的广泛关注。一个共识是，对高风险金融资产的刚性兑付会导致投资者愿意承担更大的风险，从而导致过度投机而引起资产价格泡沫，最终威胁宏观系统稳定性（朱宁，2016）。为了降低系统性风险，监管当局（“一行两会一局”）在 2018 年 4 月联合发布了旨在打破对高风险金融资产刚性兑付的《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》（简称《资管新规》）。尽管《资管新规》的发布引起了学界和业界的大量讨论，但在高金融风险下，刚性兑付如何影响资产泡沫、政府针对刚性兑付的审慎政策如何执行等重要问题，在宏观理论上仍未被充分讨论。

本文将金融系统风险与刚性兑付引入一个无穷期资产泡沫的动态一般均衡模型中，并试图回答如下系列问题：在存在金融风险的情况下，对高风险金融资产的刚性兑付为何会引起资产泡

¹ 董 丰，清华大学经济管理学院

² 许志伟（通讯作者），上海交通大学安泰经济与管理学院

沫（即“刚性泡沫”）？给定泡沫的存在，刚性兑付如何影响资产价格和整个宏观经济？在宏观层面，是否存在最优的刚性兑付政策？

本文分析框架主要基于 Wang & Wen (2012)、Miao et al. (2015a) 以及 Dong et al. (2020) 的无穷期理性泡沫模型。模型假设企业面临不同的投资机会（异质性投资效率），在融资约束下，投资效率较高的企业并不能从市场上获得合意的流动性，因而整个经济存在投资效率层面的资源错配。该金融市场的不完备性，内生地为那些能够提供流动性的资产泡沫创造了存在性的必要条件。这是因为，企业可以通过持有资产泡沫（无基本面价值）来缓解其未来可能面临的流动性紧缺问题。因此，泡沫性资产能够在一定程度上改善流动性，促进企业投资。为刻画泡沫带来的潜在风险，我们在基准模型中引入金融风险，即资产泡沫有一定的概率破灭，因而具有泡沫的资产本质上为高风险资产。进一步，我们将针对高风险泡沫资产的刚性兑付引入模型，并假设一旦泡沫破灭，政府（或金融机构）会以泡沫资产市值的一定比例进行救助（补贴）。我们从理论上证明，该刚性兑付政策会导致整个经济更容易出现泡沫，因此将其称之为“刚性泡沫”。该政策会引起更多对未来流动性存在需求的企业持有泡沫，即便该资产本身具有高风险。与此同时，对资产泡沫更大的需求会直接推高资产价格，引起均衡时资产泡沫规模的扩张。我们进一步证明，当金融风险上升（泡沫破灭概率增大）时，刚性兑付对资产价格、泡沫规模的助推作用更为明显。尽管刚性兑付对“刚性泡沫”的存在和规模起到了助推作用，但该政策本身对宏观经济具有正负两方面作用。具体而言，金融风险增大情况下，对资产泡沫的刚性兑付本质上是一种救助政策（以补贴形式），其在刺激资产泡沫扩张的同时，也带来了市场流动性，因而在促进投资和生产方面，具有一定的积极作用。然而，由于泡沫资产本身具有风险，且刚性兑付的救助政策又会对实体经济造成挤出效应，因此带来负面影响。我们的分析表明，刚性兑付政策面临权衡，因此存在最优刚性兑付水平，且该最优值随着金融风险的增大而减小。由此可见，在高金融风险与资产泡沫并存的情况下，政府针对资本市场的救助政策需谨慎执行。

在正式讨论模型之前，我们对资产泡沫相关文献做简单梳理。理性资产泡沫最早可以追溯到 Sameulson (1958)，该文讨论了一个禀赋经济，其中每个经济个体只能生存两期。其他经典文献包括 Tirole (1985) 以及 Weil (1987) 等。其中 Tirole (1985) 是资产泡沫文献中最早在生产经济的环境下分析资产泡沫的。2007 年爆发全球金融危机，与之相伴随的是资产价格大幅波动乃至股市泡沫和房地产泡沫破灭。有鉴于此，宏观金融在过去十年对于资产泡沫的研究明显增多。囿于篇幅，我们只对和本文最紧密相关的文献展开讨论。

众所周知，在阿罗-德布鲁完全市场环境下，无法产生资产泡沫。因此一个重要问题是，在理性预期的框架下，理性资产泡沫究竟在什么情况下可以内生存在？Santos & Woodford（1997）在交换经济的框架中首次系统地分析该问题。该文证明，产生资产泡沫的必要条件是，经济中必须要有借贷约束。宏观金融领域对资产泡沫的研究，大致而言，可以分为世代交叠（Overlapping Generation，简称 OLG）和无限期（infinite horizon）两种框架。前者核心文献包括 Farhi & Tirole（2011）以及 Martin & Ventura（2012），其分析框架皆源自 Tirole（1985）。Farhi & Tirole（2011）在 Tirole（1985）、Holmström & Tirole（1998）和 Tirole（2006）的基础上讨论了资产泡沫在公司财务中的应用，其主要发现包括：经济中的外部流动性（outside liquidity）供给越少以及抵押约束越紧，则越容易产生资产泡沫。从抵押约束角度讨论泡沫的文献主要包括 Wang & Wen（2012）、Aoki & Nikolov（2015）、Hirano & Yanagawa（2016）、Miao & Wang（2018）以及 Dong et al.（2020）。其中 Wang & Wen（2012）在无限期真实经济周期框架中引入带有金融约束的生产性企业，证明了内生的资产泡沫有助于缓解高效率企业面临的金融摩擦，同时资产泡沫的破灭会对实体经济造成负面影响。Aoki & Nikolov（2015）研究发现，金融中介持有泡沫资产比实体经济（比如家户或者企业）持有资产泡沫，带来的系统性风险更大，且当资产泡沫破灭时，如果是金融中介持有泡沫，其对经济产生的负面影响会更大。Hirano et al.（2015）在 Weil（1987）的框架下引入了随机泡沫，进而讨论了当泡沫破灭时，政府是否应该提供救助，以及如果救助，何为最优救助水平等问题。Hirano et al.（2015）的模型中既有企业家也有家户，所以该文无法准确定义社会福利函数。与该文的设定相反，本文设定所有企业归代表性家户所有，进而模型具有清晰的社会福利函数，更有利于分析最优救助政策。Miao & Wang（2018）重点讨论在金融摩擦情况下，无穷期模型如何产生资产泡沫。值得一提的是，Miao & Wang（2018）主要聚焦股市泡沫，他们重点讨论企业的价值函数除基本面之外是否还有额外的估值（即泡沫成分）。相较而言，本文讨论的则是一般意义上的能够为企业持有的资产泡沫（而非该企业的价值本身）。企业可以通过持有该类资产并在市场上出售而获得流动性。此外，要产生股票泡沫，Miao & Wang（2018）需要假设企业价值中的泡沫能作为抵押品用于获得银行贷款，这点与本文中企业直接出售泡沫资产获得流动性的设定，在微观机理上有所区别。¹值得注意的是，目前大部分关于资产泡沫的文献都偏向于理论本身。

¹ 事实上，可以从技术上证明，本文模型不会产生 Miao & Wang（2018）讨论的股票泡沫。这是因为，本文模型中的企业融资是通过出售企业所拥有的资产泡沫，而非用企业本身作抵押。Miao & Wang（2018）之所以能产生股市泡沫，是因为他们假设企业可以用其市值（由企业自身的价值函数刻画）作为抵押物来借债，因此可以出现一个自我实现均衡（self-fulfilling equilibrium）。其机理是，企业的市值被“高估”，那么企业就能通过抵押品渠道获得更多的银行贷款并进行更多的投资，从而积累更多的资本，推高企业的市值，支撑股市泡沫，最终形

Miao et al. (2015a) 则是例外，该文用贝叶斯估计来分析美国股市泡沫的经济周期，他们发现情绪冲击 (sentiment shock) 可以解释股票市场的大部分波动，以及在相当大程度上造成了实体经济的波动。关于资产泡沫研究更为详细的讨论，参见 Miao (2014) 以及 Martin & Ventura (2018) 这两篇文献综述。

此外，本文另一个较为重要的创新点是考虑了“生产金融资产泡沫需要耗费生产性资源”的情形。已有的资产泡沫文献均假设资产泡沫的供给是外生给定的。例如，Wang & Wen (2012)、Miao & Wang (2018) 均假设资产泡沫的存量为 1。而在现实中，无论是房地产泡沫还是其他金融资产泡沫，其供给都是内生的，并且耗费生产性资源。鉴于此，本文把金融资产泡沫的供给内生化，进而可以更贴近现实地考虑政府刚性兑付对资源配置的影响。比如，泡沫资产的繁荣如何加剧“脱实向虚”。这使得本文的研究议题与我国宏观经济结合更紧密。此外，朱宁 (2016) 讨论了政府的刚性兑付问题，但主要是从文字上定性论述政府的刚性兑付对各类资产泡沫和宏观经济的影响。相较而言，本文从动态一般均衡结构模型入手，从定性和定量两个角度严谨地阐释政府刚性兑付对于资产泡沫的动态影响。

关于资产泡沫在中国经济应用方面的研究相对较少。据本文作者所知，目前只有陈彦斌和刘哲希 (2017)、陈彦斌等 (2018) 以及 Dong et al. (2018a)。陈彦斌和刘哲希 (2017) 在世代交叠的模型中，研究了泡沫资产价格的上涨能否“稳增长”。该文发现，在推动资产价格上涨的过程中，市场受乐观预期的驱动会显著增加资产的购买规模，并减少对实体经济的投资，导致经济“脱实向虚”。此外，他们还发现，由于资产价格上涨并未推动产出水平上升，市场对资产价格持续上涨的乐观预期不断减弱，转向悲观预期的倾向明显增强，资产泡沫破裂概率显著上升。陈彦斌等 (2018) 构建了一个含有高债务特征的动态一般均衡模型。基于此模型，他们对衰退式资产泡沫的形成机制与应对政策进行了深入研究。Dong et al. (2018a) 在 Wen (2015) 的无限期框架中，引入两部门生产型经济，并在家户层面引入理性房地产泡沫，讨论房地产繁荣对于经济的动态挤入和挤出效应。该文发现，当经济不确定性变大时，由于金融市场欠发达，可以用来对冲风险的资产供给有限，所以家户为了避险，会增大对于房产的需求，并将之作为价值储藏的手段。因此，

成逻辑上的闭环。本文的作用机理在于，投资者（企业）预期泡沫资产能够在市场上出售并获得流动性，因此高流动性的企业会理性地选择持有泡沫（即从市场上购入泡沫资产），而需求流动性的企业会向市场出售泡沫资产而获得流动性，前者为泡沫资产的需求，后者为泡沫资产的供给，从而形成市场交易，支撑资产泡沫均衡，最终形成逻辑上的闭环。

在经济放缓时，该投资性需求会进一步拉高房价，造成房市繁荣，导致经济“脱实就虚”。在此基础上，Dong et al. (2018a) 还分析了限购政策对于实体经济和社会福利的动态影响。

二、基准模型

基准模型主要基于 Wang & Wen (2012) 的离散时间无限期框架讨论资产泡沫。每一期时间用 $t = 0, 1, 2, \dots$ 表示。整个经济由家庭、企业以及政府三部门构成。我们假设模型经济中有测度为 1 的异质性企业，每个企业用 $i \in [0, 1]$ 来标记。微观企业具有同质的生产技术，但每个企业每期会受到个体异质性投资效率冲击的影响，具体设置见下文。家庭部门由一个代表性家户构成，该家户通过在资本市场上持有企业的股份拥有企业。每一个异质性企业对应一个股权资产，而整个经济的异质性企业构成了标准资产定价模型中的卢卡斯树，而代表性家户每期在股票市场上对该卢卡斯树进行交易。基于本文随后部分的分析可以看到，上述代表性家户交易异质性企业股权资产的设定，不仅能较好地刻画现实经济，更重要的是，该设置能够更清晰地定义社会福利函数。¹

每一期，经济中有 B_t 单位无限可分的金融资产，企业和家户均可以持有并在资本市场进行交易。²我们假设该资产每期分红为 0，因此该资产并没有基本面价值。如果该资产在 t 期的价格 $P_t > 0$ ，则其为泡沫性资产。由于本文模型基于理性预期框架，因此该类泡沫性资产本质上为理性资产泡沫（见 Miao & Wang, 2018）。

（一）家庭部门

家庭部门由代表性家户构成。如前所述，代表性家户每期选择消费 C_t 、劳动供给 N_t 、每个企业股权资产份额 $s_{t+1}(i)$ 、泡沫性资产 B_{t+1}^H ，来最大化预期总效用 $E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\log C_t - \psi \frac{N_t^{1+\zeta}}{1+\zeta} \right)$ ，其中 $\beta \in (0, 1)$ 为主观折现因子，劳动负效用参数满足 $\psi > 0, \zeta \geq 0$ 。代表性家户面临的预算约束为

$$C_t + P_t B_{t+1}^H + \int_0^1 s_{t+1}(i) (V_t(i) - d_t(i)) di = \int_0^1 s_t(i) V_t(i) di + P_t B_t^H + W_t N_t + \Pi_t, \quad (1)$$

其中 $V_t(i)$ 为企业 i 的市场价值（即该企业股票的价格）， W_t 为实际工资， $d_t(i)$ 为购买企业 i 股票所获得的分红， P_t 为泡沫性资产的价格，以及 Π_t 为生产新泡沫获得的净利润。在基准模型中，简单起见，我们不考虑金融系统风险，即，均衡路径上，没有泡沫破灭，进而不需要生产新泡沫以保证动力系统的稳定性。此外，我们假设家户不可以卖空资产泡沫，即 $B_{t+1}^H \geq 0$ 。记预算约束和非

¹ 技术上说，如果假设企业由企业家持有，那么经济中会有同时存在企业家和家户两类微观主体，这使得模型不存在有良好定义的社会福利函数。

² 可以证明，由于企业对流动性具有更大的需求，在均衡路径上家户并没有动机持有该类金融资产。

卖空条件对应的朗格朗日乘子分别为 Λ_t 和 μ_t 。决策变量 $\{C_t, N_t, s_{t+1}(i), B_{t+1}^H\}$ 对应的一阶条件(FOC)分别为

$$\Lambda_t = 1/C_t, \quad (2)$$

$$\psi N_t^S = W_t \Lambda_t, \quad (3)$$

$$V_t(i) = d_t(i) + E_t \left[\beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} V_{t+1}(i) \right], i \in [0,1], \quad (4)$$

$$P_t = \beta E_t \left[\frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} P_{t+1} \right] + \mu_t. \quad (5)$$

等式(2)为消费的最优条件;等式(3)为劳动供给方程;等式(4)对应企业 i 价值(股价)的标准资产定价公式,该式子表明企业的价值由未来折现的收入(分红)构成;等式(5)为家户持有泡沫资产的欧拉方程。在随后的分析中,我们可以证明在均衡路径上 $\mu_t > 0$,因此家户没有动机持有资产泡沫(即非卖空条件以等号成立, $B_{t+1}^H = 0$)。

(二) 企业部门

企业部门由测度为1的异质性生产企业构成。基于家户的资产定价公式,企业 i 的目标是最大化其价值(未来折现的分红流)。企业 i 雇佣劳动 $n_t(i)$ 和积累资本 $k_t(i)$ 生产最终品 $y_t(i)$ (可用于消费和投资),其生产技术服从标准的Cobb-Douglas形式:

$$y_t(i) = A_t k_t(i)^\alpha n_t(i)^{1-\alpha}, \quad \alpha \in (0,1), \quad (6)$$

其中 A_t 为宏观层面的全要素生产率(TFP)。

根据Wang & Wen (2012),我们设定企业资本存量的累积方程为

$$k_{t+1}(i) = (1 - \delta)k_t(i) + \varepsilon_t(i)i_t(i), \quad (7)$$

其中 $i_t(i)$ 为当期投资, $\varepsilon_t(i)$ 为企业每期面临的个体异质性投资效率冲击。我们设定 $\varepsilon_t(i)$ 在时间和企业维度独立同分布,在区间 $(\varepsilon_{min}, \varepsilon_{max})$ 上具有分布函数 $F(\varepsilon)$ 。在决策时间上,我们假设每一期企业的投资决策在其观察到自身的投资效率之后做出。此外,为刻画投资决策层面的摩擦,我们引入投资不可逆条件,即 $i_t(i) \geq 0$ 。除生产性资本外,企业可以持有泡沫资产。

企业股权被家户持有,因此企业会向家户发放分红 $d_t(i)$:

$$d_t(i) = y_t(i) + P_t b_t(i) - i_t(i) - P_t b_{t+1}(i) - W_t n_t(i), \quad (8)$$

其中 W_t 为实际工资, $b_{t+1}(i)$ 为企业 i 在 t 期购买的资产泡沫的数量,其市场价格为 P_t 。上式右边前两项为企业的总收入,后三项为企业的总支出。需要注意的是,这里我们假设泡沫的基本面价值

为零，仅是为了分析方便。总收入与总支出之差定义为企业分红。本质上，等式（8）描述了企业的资金流动恒等式。

为刻画金融市场的不完备性，我们引入关于资产泡沫的非卖空约束： $b_{t+1}(i) \geq 0$ ；以及股权融资约束： $d_t(i) \geq 0$ 。股权融资约束表明企业无法向家户（股东）支付负的红利，即，企业无法向家户借钱。此约束条件与经典的融资约束（Kiyotaki & Moore, 1997）类似。该约束表明金融市场具有不完备性，进而企业会潜在受到金融摩擦。后文的分析表明，以上两个约束连同前文的投资不可逆约束使得企业有动机通过购买资产泡沫来储备流动性，即便资产泡沫本身并没有基本面价值（即没有任何分红收益）。在基准模型中，为了简化分析，我们暂不引入导致金融系统风险的随机泡沫。在下文，我们会引入更为现实的随机泡沫，即每一期泡沫都有一定的概率破灭，进而讨论政府是否应该救助以及如何救助的问题。

给定企业上期的资本存量 $k_t(i)$ 和资产泡沫 $b_t(i)$ ，企业在当期的最优化问题为选择雇佣劳动数量 $n_t(i)$ 、投资水平 $i_t(i)$ 、资本存量 $k_{t+1}(i)$ 、资产泡沫持有量 $b_{t+1}(i)$ 、分红 $d_t(i)$ 来最大化企业价值 $V_t(i)$ 。所受约束为资本累积方程、资金流动恒等式、投资不可逆条件、资产泡沫非卖空约束以及股权融资约束。

由于企业的最优劳动决策是一个静态问题，我们可以对企业的最优化问题作进一步化简。由企业劳动需求的一阶条件可以推得：

$$(1 - \alpha)A_t k_t(i)^\alpha n_t(i)^{-\alpha} = W_t. \quad (9)$$

上式表明，企业劳动需求为其资本存量 $k_t(i)$ 的线性函数，具体可表示为：

$$n_t(i) = \left[\frac{(1-\alpha)A_t}{W_t} \right]^{\frac{1}{\alpha}} k_t(i). \quad (10)$$

将上式代入企业生产函数，我们可以进一步推得该企业的资本收入满足

$$y_t(i) - W_t n_t(i) = R_t k_t(i), \quad (11)$$

其中 R_t 为资本的边际产出，满足如下定义

$$R_t \equiv \alpha A_t \left[\frac{(1-\alpha)A_t}{W_t} \right]^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}. \quad (12)$$

将等式（11）代入企业的资金流动恒等式，可以进一步得到企业分红满足

$$d_t(i) = R_t k_t(i) - i_t(i) + P_t b_t(i) - P_t b_{t+1}(i). \quad (13)$$

(三) 一般均衡

在求解微观厂商的最优决策法则之前，我们首先定义模型经济的一般均衡。该均衡由异质性厂商决策变量集合 $\{i_t(i), n_t(i), k_{t+1}(i), y_t(i), b_{t+1}(i), d_t(i)\}_{t \geq 0}$ ，代表性家户决策变量集合 $\{C_t, N_t, s_{t+1}(i), B_{t+1}^H\}_{t \geq 0}$ ，加总变量 $X_t = \int_0^1 x_t(i) di$ ， $x = \{y, i, k\}$ ，以及价格向量 $\{W_t, P_t, R_t, V_t(i)\}_{t \geq 0}$ 构成，并满足如下条件：(i) 给定价格，各微观主体（家户和厂商）做最优化选择；(ii) 所有市场（包括股票、泡沫资产、劳动力及产品等市场）均出清：¹

$$s_{t+1}(i) = 1, \int_0^1 b_{t+1}(i) di + B_{t+1}^H = B_{t+1}, N_t = \int_0^1 n_t(i) di, \text{ 以及 } C_t + I_t = Y_t.$$

(四) 微观企业最优决策

由于本文模型本质上为异质性个体模型，微观企业的个体最优决策比标准的代表性个体动态一般均衡模型复杂很多。因此，我们专门利用一节进行详细讨论。由于企业生产函数满足规模报酬不变，故企业的政策方程具有线性结构（见 Wang & Wen, 2012; Miao & Wang, 2018）。这种线性结构的最优决策方程能够大幅简化异质性个体模型中最为困难的加总问题，而无需采用数值逼近方法（Krusell & Smith, 1998），进而便于更加清晰透明地阐述文章的核心传导机制。给定企业 i 在 t 期的状态变量 $\{k_t(i), b_t(i)\}$ 、宏观价格向量 $\{R_t, W_t, P_t\}$ 以及投资效率冲击 $\varepsilon_t(i)$ ，其最优决策方程可以由以下定理描述。

定理 1：在任意 t 期，企业 i 的最优投资决策服从触发策略：

$$i_t(i) = \begin{cases} R_t k_t(i) + P_t b_t(i), & \varepsilon_t(i) \geq \varepsilon_t^* \\ 0, & \varepsilon_t(i) < \varepsilon_t^* \end{cases} \quad (14)$$

其中阈值 ε_t^* 仅与宏观经济因素有关而与企业 i 个体因素无关，其动态过程由如下欧拉方程来刻画：

$$Q_t = \beta E_t \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} [R_{t+1} \Phi(\varepsilon_{t+1}^*) + (1 - \delta) Q_{t+1}], \quad (15)$$

其中 $Q_t = 1/\varepsilon_t^*$ ， $\Phi(\cdot)$ 满足：

$$\Phi(\varepsilon_t^*) = 1 + \int_{\varepsilon_{min}}^{\varepsilon_{max}} \max\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon_t^*} - 1, 0\right) dF(\varepsilon) > 1. \quad (16)$$

此外，资产泡沫的价格由如下欧拉方程决定：

$$P_t = \beta E_t \left[\frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} P_{t+1} \Phi(\varepsilon_{t+1}^*) \right]. \quad (17)$$

¹ 需要注意的是，不同资产泡沫的分布是个连续统，因此我们可以使用大数定律。此外，由于考虑对称均衡，各种资产泡沫的价格是一样的，因此不需要考虑不同资产泡沫的分布。技术上说，加总的 B 是整个经济中，资产泡沫分布的一个充分统计量，这使得无穷维的泡沫分布函数降成一维，极大地简化了理论和数值分析。

定理 1 的经济学含义较为直观。企业决策的线性结构(即资本性收益为资本存量的线性函数)使得投资的不可逆约束, $i_t(i) \geq 0$, 以及股权融资约束, $d_t(i) \geq 0$, 限制了企业投资选择的上下界。因此, 当企业具有一个好的投资机会(投资效率冲击满足 $\varepsilon_t(i) \geq \varepsilon_t^*$), 该企业会选择完全利用其流动性来最大化投资水平。反之, $i_t(i) = 0$ 。

定理中的 Q_t 本质上为企业生产性资本的市场价值, 即托宾 Q 。等式 (15) 刻画了托宾 Q 的欧拉方程, 本质上为无套利条件。其经济学含义是, 在最优决策下, 生产性资本的边际成本(托宾 Q) 应等于其预期边际收益。该预期收益(经折现后)由两部分构成: (i) 经过折旧后, 生产性资本在下期仍具有价值 $(1 - \delta)Q_{t+1}$; (ii) 一单位生产性资本在下期能够产生 R_{t+1} 的资本性收益, 除此之外, 如果下期企业面临较好的投资机会, 那么该资本性收益又能够为企业投资提供流动性。因此, 由于金融摩擦的存在(即企业面临融资约束), 新增一单位生产性资本 k 还具有流动性溢价, 由 $\Phi(\varepsilon_{t+1}^*)$ 刻画。等式 (16) 给出了流动性溢价的具体形式。其本质上为一个看涨期权的价值, 即如果企业下期有好的投资机会, 生产性资本总能够被用于提供流动性。

由于泡沫资产能够为投资提供流动性, 在与生产性资本相同的逻辑下, 持有泡沫资产具有额外的流动性溢价, 尽管该类资产并没有基本面价值, 即其他收益(如分红)为 0。因此, 泡沫资产的定价公式中, 会出现流动性溢价项 $\Phi(\varepsilon_{t+1}^*)$, 即等式 (17)。值得注意的是, 正是由于流动性溢价的存在, 企业即便知道 $b_t(i)$ 为泡沫性资产, 仍有激励持有。因此, 金融市场不完备性为理性泡沫的存在提供了必要条件。当然, 理性泡沫的存在性条件取决于核心参数条件, 具体见后文分析。

基于个体企业的最优决策, 我们可以直接推得加总后的总投资和总资本积累方程, 具体形式如下:

$$I_t = (R_t K_t + P_t B_t)[1 - F(\varepsilon_t^*)], \quad (18)$$

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + E(\varepsilon|\varepsilon \geq \varepsilon_t^*)I_t. \quad (19)$$

等式 (18) 表明, 整个经济的投资由两部分构成: 企业可用资金(或流动性) $R_t K_t + P_t B_t$, 以及愿意投资的企业数量 $1 - F(\varepsilon_t^*)$ 。前者体现的是集约边际, 后者体现的是广延边际。等式 (19) 表明, 整个经济中生产性资本的积累不仅取决于整体投资水平 I_t , 同时还取决于投资的平均效率 $E(\varepsilon|\varepsilon \geq \varepsilon_t^*)$ 。

由于生产函数具有规模报酬不变特征, 总量生产函数可以表示为 $Y_t = A_t K_t^\alpha N_t^{1-\alpha}$, 资本性收益 R_t 可以进一步表示为 $R_t = \alpha Y_t / K_t$, 实际工资水平 W_t 可表示为 $W_t = (1 - \alpha) \frac{Y_t}{N_t}$ 。

（五）基准模型下的稳态分析

资产泡沫模型最重要的分析之一是讨论泡沫的存在性条件。而理性资产泡沫的存在本质上具有多重均衡特性，即无泡沫均衡和泡沫均衡。本节我们将根据标准的理性泡沫文献（如 Miao et al., 2015a），在基准模型的稳态情形下，对不同类型的均衡进行详细讨论。

为简化分析，我们将劳动总供给标准化为 1。稳态时，由托宾 Q 的欧拉方程（15）可以将资本边际收益 R 表示成投资效率阈值 ε^* 的函数

$$R(\varepsilon^*) = \frac{1/\beta - 1 + \delta}{\varepsilon^* \Phi(\varepsilon^*)}. \quad (20)$$

由于 R 为资本的边际产出，根据 $R_t = \alpha Y_t / K_t$ ，我们可以将稳态下的资本存量、总产出以及总投资表示为投资效率阈值的函数。容易验证， $R(\varepsilon^*)$ 是阈值 ε^* 的严格减函数，进而 $K(\varepsilon^*)$ 和 $Y(\varepsilon^*)$ 是 ε^* 的严格增函数。高阈值表明平均投资效率较高，因而资本存量较大，边际产出较低。

由总投资方程（18）和资本积累方程（19）可以推得，在稳态时资产泡沫的总需求为

$$B = \frac{\alpha \delta \Delta(\varepsilon_b^*) Y(\varepsilon_b^*)}{r + \delta} \frac{1}{1 - (1 - \lambda) \pi P}. \quad (21)$$

其中 $r = 1/\beta - 1$ 以及 $\Delta(\varepsilon^*) = \frac{F(\varepsilon^*)}{\int_{\varepsilon^*}^{\varepsilon^{max}} \varepsilon / \varepsilon^* dF(\varepsilon)} - \frac{r}{\delta}$ 。上式表明，泡沫资产价格为正的充分必要条件为 $\Delta(\varepsilon^*) > 0$ 。在随后的分析中，我们将重点讨论该条件。首先，容易证明 $\Delta(\varepsilon^*)$ 是阈值 ε^* 的严格递增函数，因而泡沫资产与生产性资本之比（ PB/K ）与投资效率阈值 ε^* 正相关。经济学直观解释是，资产泡沫为投资提供了流动性，从而能够改进金融市场不完备导致的资源误配，提高了投资的平均效率（阈值 ε^* 上升）。因此， $\Delta(\varepsilon^*)$ 以及 PB/K 与 ε^* 具有单调递增关系。

泡沫资产的定价公式（17）表明，总存在一个自我实现均衡使得 $P = 0$ 满足该方程，因此该模型同时存在非泡沫均衡和泡沫均衡。下面我们对这两种均衡分别进行讨论。

非泡沫均衡：在此均衡中，由于泡沫资产不产生分红， $P_t = 0$ 是其基本面价格。为此，把没有资产泡沫的均衡记为“基本面均衡”（fundamental equilibrium）。将该均衡下的投资效率阈值记为 ε_f^* （其中下标 f 代表“基本面均衡”），方程（21）表明，“基本面均衡”下的阈值满足 $\Delta(\varepsilon_f^*) = 0$ 。

泡沫均衡：在此均衡中，泡沫资产存在，即 $P_t > 0$ 。在稳态时，由泡沫资产的定价公式（17）直接推得稳态流动性溢价 $\Phi(\varepsilon^*)$ 满足

$$\Phi(\varepsilon^*) = 1/\beta. \quad (22)$$

为了保证上述方程有解，我们需要对个体异质性投资效率冲击的分布函数作如下假设：

假设 1: $\varepsilon_{min} < \beta E(\varepsilon)$.

当折现因子 β 趋近于1时, 假设 1 自动成立, 因此并非强假设。该假设的经济学直观解释是, 为了保证均衡时可能存在泡沫, 异质性投资效率 ε 的方差需要足够大 (即企业异质性要足够大), 这样才能内生产一个泡沫资产市场。在该市场上, 高投资效率的企业卖出泡沫性资产为投资融资, 是泡沫资产的供给方; 而低投资效率的企业则买入泡沫作为储蓄手段保持流动性, 是泡沫资产的需求方。如果方差趋于零, 则模型退化为代表性企业, 进而不可能出现理性泡沫的供需, 也就无法产生泡沫资产市场。¹

很容易证明, 流动性溢价 $\Phi(\varepsilon^*)$ 是 ε^* 的严格递减函数, 因此方程(22)在假设 1 以及条件 $\Delta(\varepsilon^*) > 0$ 下, 有且仅有一个解, 我们记为 ε_b^* (其中下标 b 代表“泡沫均衡”)。根据定义, 在“泡沫均衡”中, $P > 0$ 即 $\Delta(\varepsilon_b^*) > 0$ 。

根据前文分析, $\Delta(\cdot)$ 为阈值的严格递增函数, 所以投资效率阈值满足 $\varepsilon_b^* > \varepsilon_f^*$ 。进一步, 我们可以推得 $E(\varepsilon|\varepsilon \geq \varepsilon_b^*) > E(\varepsilon|\varepsilon \geq \varepsilon_f^*)$, 即, “泡沫均衡”下的平均投资效率优于“基本面均衡”下的平均投资效率。背后的经济学解释与前文分析类似: 资产泡沫为面临融资约束的高投资效率的企业提供了流动性, 进而促进了资源配置。此外, 因为资本边际回报 $R(\varepsilon^*)$ 是 ε^* 的减函数, 所以整个经济中的资本存量 $K(\varepsilon^*)$ 是其增函数, 进而总产出 Y 也是阈值的增函数。因此, 我们可以推得, 在“泡沫均衡”下, 资本存量和产出均较高, 即 $K_b > K_f$, $Y_b > Y_f$ 。

以上分析对任意满足假设 1 的分布函数 $F(\varepsilon)$ 均成立。为了能够更为清晰地论证上述分析, 我们假设 $F(\varepsilon)$ 服从帕累托分布, 即, $F(\varepsilon) = 1 - (\varepsilon/\varepsilon_{min})^{-\eta}$, 其中形状参数需满足 $\eta > 1$ 。

给定上述设定, 可以证明流动性溢价满足 $\Phi(\varepsilon^*) = 1 + \frac{1-F(\varepsilon^*)}{\eta-1}$ 。此外, 我们还可以推出 $\int_{\varepsilon_b^*}^{\varepsilon_{max}} \varepsilon dF(\varepsilon) = \frac{\eta}{\eta-1} \varepsilon_b^* [1 - F(\varepsilon_b^*)]$ 。基于以上表达式, “泡沫均衡”下的阈值 ε_b^* 满足

$$\varepsilon_b^* = [(1/\beta - 1)(\eta - 1)]^{-1/\eta} \varepsilon_{min}. \quad (23)$$

可以证明, 假设 1 以及条件 $\Delta(\varepsilon_b^*) > 0$ 成立, 当且仅当帕累托分布参数 η 满足

$$\eta < \frac{\delta}{1/\beta - 1 + \delta} \frac{1}{1 - \beta}. \quad (24)$$

因此, 不等式(24)提供了“泡沫均衡”存在的充分必要条件。此外, 容易证明, 异质性投资效率 ε 的方差与参数 η 负相关。上述条件表明, 资产泡沫存在当且仅当投资效率的异质性足够大。

¹ 值得一提的是, Miao & Wang (2018) 模型中, 企业用公司的股票市值作抵押来借债。因此, 某种程度上他们讨论的泡沫可以看作是债务泡沫。这是因为, 假设企业用某种泡沫资产作抵押来获得流动性, 则资产泡沫越大表明企业可以获得的债务越高, 因此“资产”和“债务”可看作是一枚硬币的两面。

最后，对于“非泡沫均衡”，给定帕累托分布，从关系式 $\Delta(\varepsilon_f^*) = 0$ 可以直接求解出投资效率阈值的解析解：

$$\varepsilon_f^* = \left[\frac{\eta-1}{\eta-1+\eta(1/\beta-1)/\delta} \right]^{-1/\eta} \varepsilon_{min}. \quad (25)$$

三、金融系统风险与刚性兑付

(一) 模型设定

在基准模型中我们讨论了理性泡沫的存在性条件以及各均衡的性质。在该模型中，由于泡沫资产能够增强流动性，且没有风险，因而对于改善资源配置具有正向作用。泡沫均衡较之非泡沫均衡具有更高的总产出和总资本水平。然而，基准模型的最大缺陷在于忽略了泡沫资产本身带来的系统性金融风险。正是该类风险的存在，使得刚性兑付政策能够对实体经济与金融市场产生显著影响。为此，在本节分析中，我们对基准模型进行扩展，将金融系统风险以及刚性兑付政策引入模型中，并讨论刚性兑付政策的宏观效应。

为引入金融风险，我们参照随机泡沫的核心文献 Weil (1987) 以及 Wang & Wen (2012) 等。具体而言，我们假设在 t 期企业拥有的资产泡沫有 $\pi_t \in [0,1]$ 的概率破灭。一旦泡沫破灭，则无法再生，即破灭的泡沫资产的价格将永久地回归其基本面价格。同时，参照 Wang & Wen (2012)，我们考虑对称均衡，且容许每一期有新的资产泡沫产生，新泡沫的总量记为 z_t 。我们把 t 期初的资产泡沫总量记为 B_t ，其动态演化方程为：

$$B_{t+1} = (1 - \pi_t)B_t + z_t. \quad (26)$$

资产泡沫文献中一般将 z_t 假设为一个常数（如 Wang & Wen, 2012）。与传统文献不同，我们假设新增泡沫的创造需要耗费实体资源（例如房地产或者 P2P），其成本为 $\Gamma(z_t)$ （以最终品为计价单位），其中 $\Gamma(z)$ 是 z 的严格增函数和凸函数，且 $\Gamma(0) = 0$ ，以及 $\Gamma'(0) = 0$ 。新增泡沫资产可以直接在资产市场进行交易。资产泡沫生产商每一期的目标函数为 $\max_{z_t \geq 0} \{z_t P_t - \Gamma(z_t)\}$ 。 z_t 对应的一阶条件为 $P_t = \Gamma'(z_t)$ 。根据隐函数定理，我们容易证明， z_t 是泡沫价格 P_t 的增函数。为简化讨论，我们把生产新泡沫的成本函数设为 $\Gamma(z) = \frac{1}{\chi^{1/\zeta}} \frac{z^{1+1/\zeta}}{1+1/\zeta}$ ，因此新泡沫的供给函数可以表示为¹

$$z_t = \chi P_t^\zeta. \quad (27)$$

为分析方便，不失一般性，我们将参数 χ 标准化为 1。

¹ 一个特殊的例子是， z_t 为一个常数（如 Wang & Wen, 2012）。

接下来，我们引入政府针对泡沫资产的刚性兑付政策。给定 $\pi_t > 0$ ，我们假设政府对破掉的资产泡沫以 $\lambda_t \in [0,1]$ 的比例进行救助，即如果企业持有的泡沫资产破灭，政府将以泡沫价值的 λ_t 比例给予补贴。¹ $\lambda_t = 0$ 表示政府不做任何干预；反之， $\lambda_t = 1$ 表示政府执行完全刚性兑付。根据大数定律，给定资产泡沫在 t 期的总数量 B_t ，所破灭的泡沫资产的数目为 $\pi_t B_t$ ，进而刚性兑付所产生的总支出为 $\lambda_t \pi_t B_t P_t$ 。我们假设政府的支出来源于家庭部门的一次性税收。

扩展模型的动力系统本质上与基准模型类似，仅有几个核心方程有变化。鉴于篇幅有限，我们仅对有变化的方程作重点讨论。首先，政府对破灭的泡沫性资产提供刚性兑付，总支出为 $\lambda_t \pi_t B_t P_t$ 。尽管这些支出最终会通过转移支付回到家户手中，但在此过程中，可能会产生交易成本或者代理成本，最终进入整个经济的资源约束。不失一般性，我们假设伴随着政府救助所产生的成本为 $\varphi \lambda_t \pi_t B_t P_t$ 。其次，产生新增泡沫需要消耗实际资源，此部分，即 $\Gamma(z_t)$ ，同样会进入资源约束。因此在扩展模型中，整体经济的资源约束变为

$$C_t + I_t + \varphi \lambda_t \pi_t B_t P_t + \Gamma(z_t) = Y_t. \quad (28)$$

泡沫破灭风险及政府对泡沫资产的刚性兑付会改变泡沫资产定价公式，具体体现为

$$P_t = \beta E_t \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} (1 - \pi_{t+1} + \pi_{t+1} \lambda_{t+1}) P_{t+1} \Phi(\varepsilon_{t+1}^*). \quad (29)$$

需要注意的是，随机泡沫与刚性兑付并不会直接影响生产性资本的动态决策，因而扩展模型中关于 $k_{t+1}(i)$ 决策的欧拉方程与基准模型相同。

与基准模型中泡沫资产存量 B_t 外生给定不同，随机泡沫以及政府刚性兑付会直接改变泡沫资产的累积过程，从而改变总投资，具体表现为

$$I_t = \{R_t K_t + P_t [(1 - \pi_t) B_t + \pi_t \lambda_t B_t]\} [1 - F(\varepsilon_t^*)], \quad (30)$$

由于刚性兑付政策 λ_t 由政府制定，微观个体将其看成外生给定过程。在随后的分析中，我们将重点讨论政府对泡沫性资产的刚性兑付政策如何影响资本市场均衡，并进一步从社会福利角度讨论最优刚性兑付政策。

（二）“刚性泡沫”的形成

首先，与基准模型部分类似，我们集中讨论引入金融风险以及刚性兑付后，资产泡沫的存在性条件。基于此分析，我们可以讨论刚性兑付政策如何影响泡沫均衡。

¹ 由于每个企业都把动态随机折现因子（stochastic discount factor） $\beta E_t \Lambda_{t+1} / \Lambda_t$ 视为外生给定，企业的行为本质上是风险中性的，所以兑付的概率或者比例，在我们的框架下没有实质区别。此外，若 $\lambda_t < 0$ ，则从救助（bailout）变为征税（bail-in）。如 Dong & Xu（2019）所示，最优政策并非总是 $\lambda_t > 0$ 。

根据泡沫资产定价公式 (29)，稳态时的流动性溢价满足

$$\Phi(\varepsilon^*) = \frac{1}{\beta[1-(1-\lambda)\pi]} \quad (31)$$

上式表明，在给定泡沫均衡存在的情况下，投资效率阈值一方面取决于自身分布函数 $F(\varepsilon)$ ，同时也取决于金融风险 π 以及政府刚性兑付的力度 λ 。当 $\pi = \lambda = 0$ 时，该模型退化为基准模型。

为讨论资产泡沫的存在性条件，我们首先基于资本积累方程以及总投资方程 (30) 推出资产泡沫的总需求为

$$B^d(P; \lambda) = \frac{\alpha\delta}{r+\delta} \frac{\Delta(\varepsilon_b^*(\lambda))\gamma(\varepsilon_b^*(\lambda))}{1-(1-\lambda)\pi} \frac{1}{P} \quad (32)$$

其中 $\Delta(\varepsilon^*) = \frac{F(\varepsilon^*)}{\int_{\varepsilon^*}^{\varepsilon_{max}} \varepsilon/\varepsilon^* dF(\varepsilon)} - \frac{r}{\delta}$ ，以及 $\varepsilon_b^*(\lambda)$ 是 (31) 式的解。资产泡沫的存在性要求 (31) 存在唯一解，且 $\Delta(\varepsilon^*) > 0$ 。另一方面，在稳态时，结合资产泡沫的积累方程 (19) 和资产泡沫的供给决策 (31)，我们立即得到资产泡沫的总供给为

$$B^s(P) = \frac{1}{\pi} P^\zeta \quad (33)$$

给定泡沫均衡存在，联立 (32) 和 (33) 的供需方程可得均衡资产泡沫价格为

$$P^{1+\zeta} = \frac{\alpha\delta}{r+\delta} \frac{\Delta(\varepsilon_b^*(\lambda))\gamma(\varepsilon_b^*(\lambda))}{1/\pi-1+\lambda} \quad (34)$$

为了更为清晰地分析泡沫存在的条件，我们仍假设 ε 服从帕累托分布，其分布函数为 $F(\varepsilon) = 1 - \left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon_{min}}\right)^{-\eta}$ ，且均值为 1 (即 $\varepsilon_{min} = \frac{\eta-1}{\eta}$)。前文基准模型的分析表明，在帕累托分布下，泡沫资产的流动性溢价满足 $\Phi(\varepsilon^*) = 1 + \frac{1-F(\varepsilon^*)}{\eta-1}$ 。从而我们可以直接解出泡沫均衡中的投资效率阈值，其满足

$$\varepsilon_b^* = \left[\left(\frac{1}{\beta(1-(1-\lambda)\pi)} - 1 \right) (\eta - 1) \right]^{-1/\eta} \varepsilon_{min} \quad (35)$$

上式表明，均衡条件 (31) 解的存在性条件等价于 $\varepsilon_b^* \geq \varepsilon_{min}$ 。此外，将上述方程代入 $\Delta(\varepsilon^*) > 0$ ，并结合 $\varepsilon_b^* \geq \varepsilon_{min}$ ，我们最终可以推出金融风险和政府刚性兑付下的泡沫存在条件：

$$\lambda > 1 - \frac{1}{\pi\beta} \left[\frac{\delta}{1/\beta-1+\delta} \frac{1}{\eta} - (1-\beta) \right] \equiv \underline{\lambda}(\pi, \eta) \quad (36)$$

上述条件表明，给定金融风险 π 和企业异质性程度 η ，存在一个刚性兑付比例的下界 $\underline{\lambda}$ ，资产泡沫存在，当且仅当 $\lambda > \underline{\lambda}$ 。很容易证明，该下界是金融风险 π 和企业异质性参数 η 的增函数。其背后的经济学含义是：当金融风险增加时，泡沫破灭概率上升，这会减弱企业对泡沫资产的需求，从而使得泡沫的存在变难。同理，当异质性程度越弱时 (即 η 越大)，微观企业面临的个体投资不确定

性就越低，预防性持有泡沫资产用于保持流动性的动机就越弱，因此要使得泡沫均衡存在，政府需要更强的兑付力度。¹最后，我们用定理 2 总结上述分析结果。

定理 2. 给定金融风险，政府的刚性兑付政策对资本泡沫的形成具有促进作用。

上述定理给出了一个非常重要的推论：政府对金融市场（例如房地产市场）的隐性救市政策会促进资产泡沫的形成，从而形成所谓的“刚性泡沫”（朱宁，2016）。除了资产泡沫的存在性，刚性兑付政策同样会对“刚性泡沫”的扩张具有促进作用。为了给出更直观的定性分析，我们用一个具体的数值模拟来阐述。

首先，我们根据标准的经济周期文献，对模型的核心参数进行赋值。模型中每一期对应一个季度。对于主观折现因子 β ，我们参考文献（如许志伟等，2010）取值0.99。²关于产出对资本的弹性 α ，我们根据文献（如Song et al., 2011）设定为0.5，该值表明资本收入份额为50%。对于物质资本的折旧率 δ ，同样根据文献的常用值，将年度折旧率设为0.1，季度折旧为0.025。对于个体异质投资效率 ε ，我们参考Wang & Wen（2012），假设其服从帕累托分布，且均值为1、形状参数 η 为2.5。该分布隐含了个体异质投资效率冲击的下界 ε_{min} 为0.6。对于泡沫资产的生产函数，不失一般性，我们设定其具有二次型形式，即 $\zeta = 1$ 。对于救助成本参数 ϕ ，我们将其设定为1。最后，对于泡沫破灭的概率 π ，我们考虑较低风险和较高风险两种情形，前者设定为0.05，后者设定为0.1，并讨论不同风险下的刚性兑付政策效应。

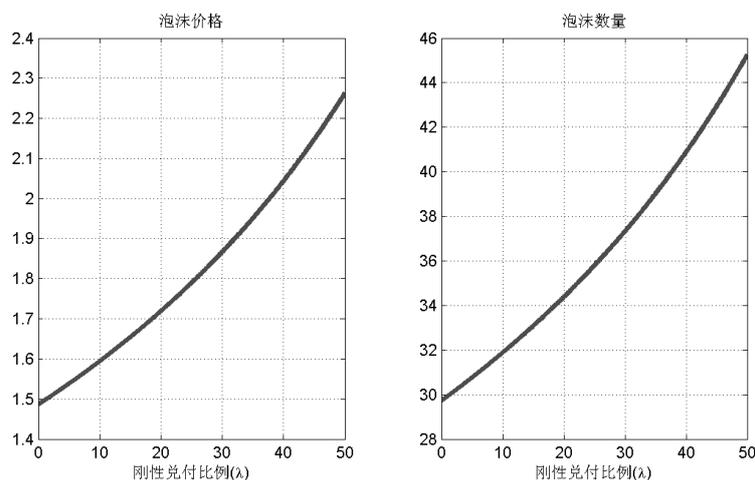


图 1 刚性兑付与资产泡沫

¹ 此外，从上述不等式可以看出，理论上 λ 可正可负。当 λ 为负时，政府对泡沫征税（bail-in）效果过强会导致厂商交易泡沫资产的激励不足，进而导致泡沫均衡无法被支持，此时的均衡退化为基本面均衡。当 λ 为正时，如果泡沫资产本身吸引力不够（比如泡沫破灭的概率很大，或者高效率企业对资产泡沫的需求很小），那么泡沫均衡只有在政府较为积极的救助下（ λ 较大）才能存在。这种情况下，如果政府不作任何干预（ $\lambda=0$ ），则泡沫均衡无法被支撑。

² 本文模型隐含了稳态实际利率为 $1/\beta - 1$ 。根据1992Q1-2013Q1的名义利率和通胀率，可推得季度实际利率在1%左右，由此可推得 β 取值在0.99左右。

基于上述参数，我们计算模型的稳态值。图 1 刻画了刚性兑付力度 λ 与刚性泡沫价格（ P ）和数量（ B ）之间的稳态均衡关系。由图可知，给定刚性泡沫的存在，政府的刚性兑付力度越大，资产泡沫的价格和数量就越大。由于资产泡沫会直接影响企业的投资行为，因而刚性兑付政策会通过资产泡沫间接影响实体经济。我们将在下一节给出具体的分析。

（三）“刚性泡沫”与刚性兑付政策

在本文模型中，资产泡沫一方面能够为受到融资约束的企业带来流动性，因而可以促进企业投资，改善金融摩擦带来的资源误配。但另一方面，资产泡沫本身的金融风险又会对实体经济带来负面效应。随之产生的一个重要问题是，给定资产泡沫存在，针对资产泡沫的刚性兑付政策是否一定需要，如果需要，那么该类政策将如何影响经济？

为回答该问题，我们首先基于前文讨论，画出了刚性兑付力度 λ 对稳态时的泡沫资产价格、泡沫数量、产出以及消费的影响。由图 2 可知，给定金融风险，刚性兑付比例越高，泡沫资产的价格就越高，这与前文分析相一致。与此同时，整个经济的总投资以及总产出与刚性兑付力度成单调递增关系。这是因为，政府对资产泡沫的刚性兑付越强，企业就越有动力持有资产泡沫。由于资产泡沫能够缓解企业流动性，因而能够改善金融摩擦带来的资源误配，促进投资效率，进而导致总投资和总产出的上升。然而，虽然刚性兑付政策能够促进经济，其作用并非完全正向，尤其是福利层面。

本文较之 Hirano et al.（2015）的优势在于我们可以做严谨的福利分析，并进一步讨论最优政策。这是因为，本文模型假设代表性家户拥有企业，所以社会福利函数在动态和稳态皆有清晰的定义。而在 Hirano et al.（2015）中，企业为企业家所有，所以社会福利函数需要在家户和企业家之间做权衡，而权重取多少，则无定论。

由于效用函数单调递增，稳态时社会福利可完全由总消费水平来刻画。进一步考察社会福利与刚性兑付之间的关系，我们发现两者呈倒 U 型的非单调关系：在系统风险较小且企业异质性较大的情况下，较小的刚性兑付能够促进福利，这是因为 λ 的上升能够推高泡沫，进而鼓励投资和生 产，把规模做大，高收入带来高消费，从而促进福利上升。而当该政策超过临界值时，会导致社会福利的下降。原因在于，对资产泡沫的担保力度加大会使得政府将更多的资源用于救市，且生产泡沫的支出也会增加，最终导致消费被挤出。所以 λ 的上升对于社会福利（即总消费）的一般均衡效果具有非单调性。我们用下面这个定理来总结上述讨论。

定理 3. 在资产泡沫均衡下，稳态时的社会福利可分解为挤入和挤出两种效应：

$$C(\lambda) = [1 - s(\lambda)]Y(\lambda), \quad (37)$$

其中总产出 $Y(\lambda)$ 是政府救助比例 λ 的增函数，而储蓄率 $s(\lambda)$ 可能是 λ 的非单调函数。因此，社会福利 $C(\lambda)$ 可能是 λ 的非单调函数，并可能存在最优刚性救助水平 $\lambda^* > 0$ 。

我们容易验证，当经济没有任何摩擦，且企业异质性消失时，储蓄率 s 将收敛到 $\frac{\alpha\delta}{r+\delta}$ ，即经典的完备市场下的黄金储蓄率。此外，为更直观地阐述上述分析，图 2 通过数值模拟给出了刚性兑付比例（ λ ）与宏观核心变量之间的稳态关系。与前文分析一致，对泡沫资产的政府救助比例增加，会推升资产泡沫的规模 and 价格，更大的泡沫能够促进企业流动性，但同时又会挤出消费，从而消费与 λ 呈倒 U 型关系，因此存在最优的政府救助水平。

图 2 的结果表明，给定参数设定，在最优兑付比例 λ^* 下，泡沫均衡存在。需要注意的是，理论上，最优刚性兑付下的社会福利分析对应于两种情形。如果最优兑付比例 λ^* 大于下界 $\underline{\lambda}(\pi, \eta)$ ，最优兑付比例仍能支持泡沫均衡。从最优比例 λ^* 的定义可知，泡沫均衡的福利要大于基本面均衡的福利，这是因为兑付比率下界 $\underline{\lambda}(\pi, \eta)$ 总是政府的一个可行选择。如果 $\lambda^* \leq \underline{\lambda}$ ，那么最优兑付应该使得泡沫均衡不成立（即最优兑付导致基本面均衡），在此情形中，泡沫均衡的福利肯定低于基本面均衡的福利。由于前文的数值分析对应第一种情况，因此本文讨论的最优兑付下的泡沫均衡较之基本面均衡，有更高的社会福利水平。

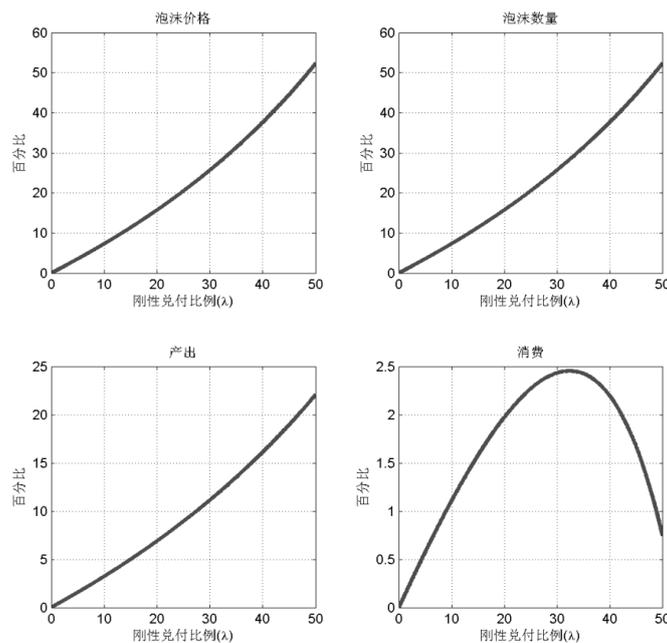


图 2 刚性兑付与宏观经济

四、高金融风险下的刚性兑付政策

资产泡沫往往伴随着金融系统风险，因此本节我们将重点讨论金融风险增大情况下，刚性兑付政策的宏观效应。

（一）刚性兑付对资产泡沫的影响

首先，我们考察当金融风险增大时，刚性兑付政策对资产泡沫的影响。金融风险的增加（即泡沫破灭概率增大）会导致流动性充裕的理性投资者减少对资产泡沫的需求。由于刚性兑付政策的存在能够有效降低投资者持有泡沫的风险，该政策会对泡沫资产市场起到积极的推动作用，导致泡沫资产总需求扩张。在资产泡沫市场均衡时，刚性兑付会推高泡沫资产的价格以及规模。图 3 从需求与供给角度给出了直观的图示说明。

事实上，刚性兑付对资产泡沫推动作用具体表现在广延边际和集约边际两个维度。对于广延边际，由均衡条件（34）可知，刚性兑付政策增加了投资效率阈值 ε_b^* ，因而 $F(\varepsilon_b^*)$ 增加。这表明在刚性兑付情况下，有更多的投资者持有资产泡沫。并且，很容易证明 $\frac{\partial^2 \varepsilon_b^*}{\partial \lambda \partial \pi} > 0$ ，即金融风险的增加，对泡沫投资的广延边际的影响增大。图 4 中的左图给出了上述分析的直观阐述。由图可知，刚性兑付使得更多的投资者持有泡沫资产，即图中曲线斜率为正；更为重要的是，在高金融风险下，泡沫投资者数量与刚性兑付比例之间的关系变得更为陡峭，即虚线斜率更大。

在集约边际方面，刚性兑付政策显著地推高了资产价格，并且在高金融风险情况下，其价格助推作用更为明显。由于泡沫的供给与价格正相关，均衡时泡沫资产总价值也会增大，且在金融风险高的情况下，泡沫资产规模的增加幅度会更大。图 4 中的右图给出了具体的描述。由图可见，刚性兑付对泡沫资产价格具有正向推动作用，且该作用在高金融风险下变得更为明显（图中虚线斜率更大）。

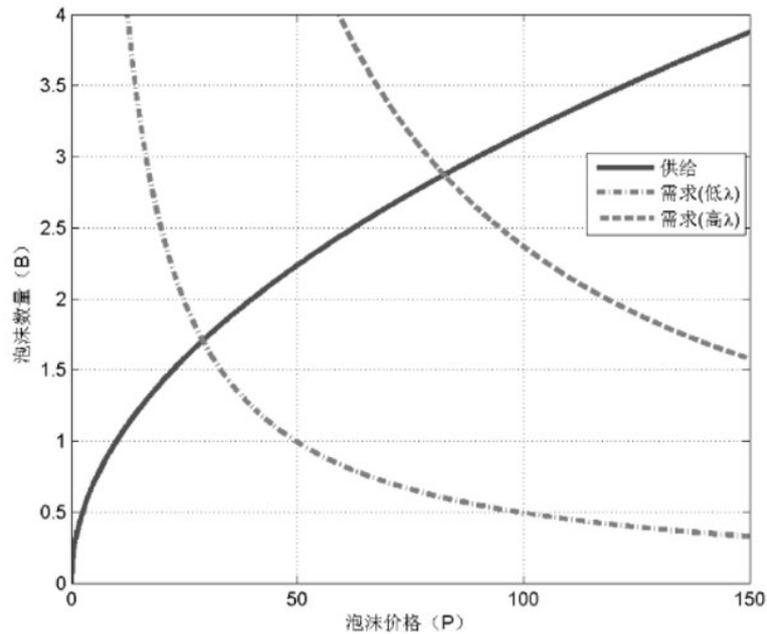


图 3 不同的刚性兑付对资产泡沫均衡的影响

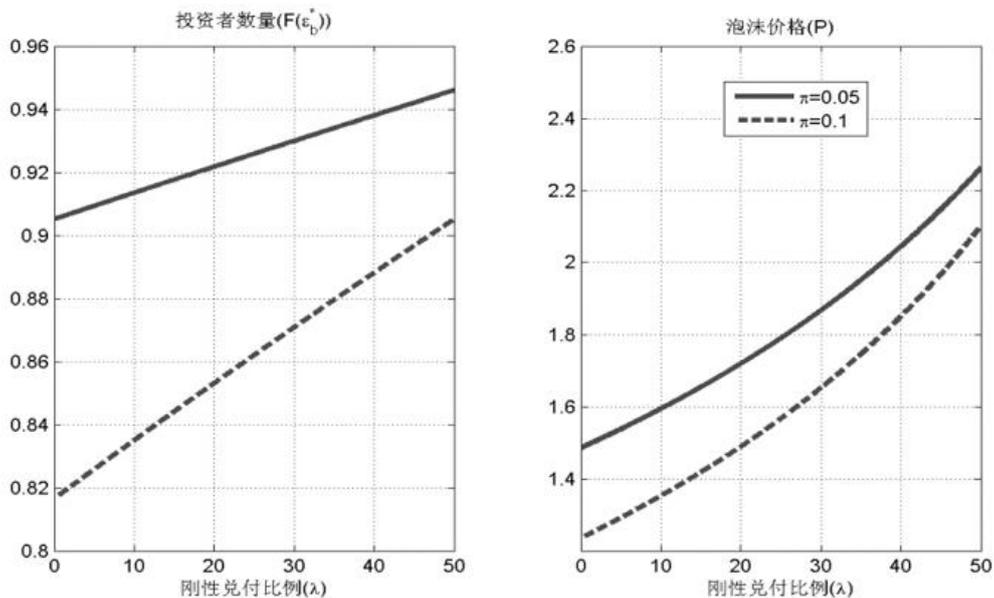


图 4 不同金融风险下刚性兑付政策对资产泡沫的影响

(二) 刚性兑付对社会福利的影响

我们重点考察高金融风险下，刚性兑付对福利的影响。图 5 对比了高金融风险与低金融风险两种情况。其中，左图是对福利水平进行直接比较。由图可知，金融风险的提高显著降低了社会福利水平（虚线位于实线下方）。其次，无论金融风险大小如何，均存在最优刚性兑付水平，即社

会福利与刚性兑付呈现倒 U 型关系。为了更为清晰地考察金融风险如何影响最优刚性兑付水平，右图计算了相对社会福利水平，即将不同刚性兑付下的社会福利除以无刚性兑付下的社会福利。

如图所示，高金融风险下，最优刚性兑付水平（即曲线最高点对应的值）更小。这说明在金融风险较高的情况下，刚性兑付应更为谨慎和温和。过度的刚性兑付在金融风险较高情况下，更容易损害社会福利。原因在于，金融风险的提高（ π 上升），表明资产泡沫本身带来的风险较大，因而刚性兑付政策应将其水平维持在较低水平（与低风险情况相比），具体表现为最优刚性兑付较小。另一方面，在金融风险较高情况下，刚性兑付对社会福利的边际影响更大，具体表现为高风险下的福利曲线斜率（右图虚线）更陡。该性质表明，在高金融风险下，当刚性兑付从低水平上升时（倒 U 型曲线左端），社会福利水平上升更快。这是因为高金融风险下，刚性兑付政策能够有效降低持有泡沫的风险，这导致投资者对泡沫资产的需求随政策变化而变得更为敏感，最终表现为福利函数在高金融风险下更陡峭。

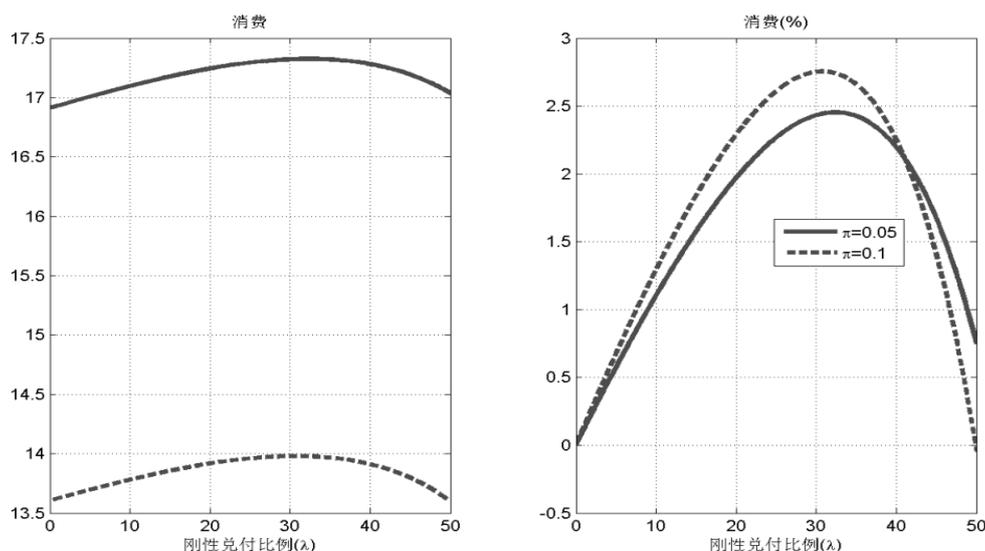


图 5 不同金融风险下刚性兑付的福利影响

值得说明是，以上分析主要针对的是稳态均衡，而未考虑刚性兑付的动态效应。在现实中，政府的刚性兑付政策很可能是投资者对政策的一种预期行为。Dong & Xu（2019）根据预期推动的经济周期文献（如 Jaimovich & Rebelo，2009），引入关于金融风险（即泡沫破灭概率 π_t ）的预期冲击，开展了基于动态模拟的刚性兑付的政策分析。此外，图 2 的比较静态分析表明，刚性兑付比例与社会福利存在稳态均衡下的倒 U 型关系。Dong & Xu（2019）证明，即便在刚性兑付政策预期情况下的动态一般均衡路径上，本文的主要结果仍然成立。

五、结论

本文将金融系统风险与刚性兑付引入一个无穷期资产泡沫的动态一般均衡模型中，重点讨论对高风险金融资产的刚性兑付如何引起资产泡沫（即“刚性泡沫”），以及给定泡沫的存在，刚性兑付如何影响资产价格和整个宏观经济。

本文模型考虑了具有投资效率差异的异质性企业。由于融资约束，投资效率较高的企业并不能从市场上获得合意的流动性。因此，金融市场的不完备性内生地为那些能够提供流动性的资产泡沫的存在提供了必要条件：企业可以通过持有资产泡沫来缓解其未来可能面临的流动性紧缺问题。从而，泡沫性资产能够在一定程度上改善流动性，促进企业投资。为刻画泡沫带来的潜在风险，我们在基准模型中引入金融风险，即资产泡沫有一定的概率破灭，因而具有泡沫的资产本质上为高风险资产。进一步，我们在模型中引入刚性兑付，我们假设一旦泡沫破灭，政府（或金融机构）会以泡沫资产市值的一定比例进行救助（补贴）。我们从理论上证明，该政策会导致整个经济更容易出现泡沫（即“刚性泡沫”）。且该政策导致资产泡沫的需求增大，并推高资产价格，引起均衡时资产泡沫规模的扩张。当金融风险上升时，刚性兑付对资产价格、泡沫规模的助推作用更为明显。尽管刚性兑付对“刚性泡沫”的规模起到了助推作用，但该政策本身对宏观经济具有正负两方面作用，因此存在最优刚性兑付水平，且该最优值随着金融风险的增大而减小。本文分析表明，在高金融风险与资产泡沫并存的情况下，政府针对资本市场的救助政策需谨慎执行。

这里值得强调的一点是，以上政策分析结果仅适用于符合本文模型设定的泡沫，即能够给企业带来流动性并能促进投资的资产泡沫，对于那些纯投机性导致的资产泡沫（如大部分加密货币或者扭曲性政策补贴下的土地等）可能并不适用（Miao et al., 2015b 和 Dong et al., 2018b）。此外，由于本文主要是从理论上讨论刚性兑付政策，模型较为特征化，因此更多的是方向性的定性分析。更符合现实的定量分析，则需要像标准的新凯恩斯 DSGE 模型一样引入更多的名义和实际刚性以及市场摩擦，以此来匹配实际宏观数据，最终获得更具现实意义的政策建议。

参考文献

- [1] 陈彦斌、刘哲希, 2017:《推动资产价格上涨能够“稳增长”吗?——基于含有市场预期内生变化的DSGE模型》,《经济研究》第7期。
- [2] 陈彦斌、刘哲希、陈伟泽, 2018:《经济增速放缓下的资产泡沫研究——基于含有高债务特征的动态一般均衡模型》,《经济研究》第10期。
- [3] 许志伟、薛鹤翔、罗大庆, 2011:《融资约束与中国经济波动——新凯恩斯主义框架内的动态分析》,《经济学(季刊)》第1期。
- [4] 朱宁, 2016:《刚性泡沫》, 中信出版社。
- [5] Aoki, K. and K. Nikolov, 2015, “Bubbles, Banks and Financial Stability”, *Journal of Monetary Economics*, 74, 33—51.
- [6] Dong, F., J. Liu, Z. Xu, and B. Zhao, 2018a, “Flight to Housing in China”, Working Paper.
- [7] Dong, F., J. Miao, and P. Wang, 2020, “Asset Bubbles and Monetary Policy”, *Review of Economic Dynamics*, 37, S68—S98.
- [8] Dong, F. and Z. Xu, 2019, “Bubbly Bailout”, Working Paper.
- [9] Dong, F., Z. Xu, and Y. Zhang, 2018b, “Bubbly Bitcoin”, Working Paper.
- [10] Farhi, E. and J. Tirole, 2011, “Bubbly Liquidity”, *The Review of Economic Studies*, 79(2), 678—706.
- [11] Hirano, T., M. Inaba, and N. Yanagawa, 2015, “Asset Bubbles and Bailouts”, *Journal of Monetary Economics*, 76, S71—S89.
- [12] Hirano, T., and N. Yanagawa, 2016, “Asset Bubbles, Endogenous Growth, and Financial Frictions”, *The Review of Economic Studies*, 84(1), 406—443.
- [13] Holmström, B. and J. Tirole, 1998, “Private and Public Supply of Liquidity”, *Journal of Political Economy*, 106(1), 1-40.
- [14] Jaimovich, N. and S. Rebelo, 2009, “Can News about the Future Drive the Business Cycle?” *American Economic Review*, 99(4), 1097—1118.
- [15] Kiyotaki, N., and J. Moore, 1997, “Credit Cycles”, *Journal of Political Economy*, 105(2), 211—248.
- [16] Krusell, P. and A.A. Smith, Jr, 1998, “Income and Wealth Heterogeneity in the Macroeconomy”, *Journal of Political Economy*, 106(5), 867—896.
- [17] Martin, A. and J. Ventura, 2012, “Economic Growth with Bubbles”, *American Economic Review*, 102(6), 3033—58.
- [18] Martin, A. and J. Ventura, 2018, “The Macroeconomics of Rational Bubbles: A User's Guide”, *Annual Review of Economics*, 10, 505—539.
- [19] Miao, J., 2014, “Introduction to Economic Theory of Bubbles”, *Journal of Mathematical Economics*, 53, 130—136.
- [20] Miao, J. and P. Wang, 2018, “Asset Bubbles and Credit Constraints”, *American Economic Review*, 108(9), 2590—2628.
- [21] Miao, J., P. Wang, and Z. Xu, 2015a, “A Bayesian Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of Stock Market Bubbles and Business Cycles”, *Quantitative Economics*, 6(3), 599—635.

- [22] Miao, J., P. Wang, and J. Zhou, 2015b, “Asset Bubbles, Collateral, and Policy Analysis”, *Journal of Monetary Economics*, 76, S57—S70.
- [23] Samuelson, P.A., 1958, “An Exact Consumption-loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money”, *Journal of Political Economy*, 66(6), 467—482.
- [24] Santos, M.S. and M. Woodford, 1997, “Rational Asset Pricing Bubbles”, *Econometrica*, 19—57.
- [25] Song, Z., K. Storesletten, and F. Zilibotti, 2011, “Growing like China”, *American Economic Review*, 101(1), 196—233.
- [26] Tirole, J., 1985, “Asset Bubbles and Overlapping Generations”, *Econometrica*, 1499—1528.
- [27] Tirole, J., 2006, “The Theory of Corporate Finance”, Princeton University Press.
- [28] Wang, P. and Y. Wen, 2012, “Speculative Bubbles and Financial Crises”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(3), 184—221.
- [29] Weil, P., 1987, “Confidence and the Real Value of Money in An Overlapping Generations Economy”, *The Quarterly Journal of Economics*, 102(1), 1—22.
- [30] Wen, Y., 2015, “Money, Liquidity and Welfare”, *European Economic Review*, 76, 1—24.

Guaranteed Bubbles

DONG Fenga XU Zhiwei

Summary: As the financial system risks continue to increase, asset bubbles have aroused widespread concerns from all walks of life. A consensus is that, whether it be explicitly or implicitly, the guaranteed bailout (i.e., rigid redemption) of high-risk financial assets will encourage investors to be willing to take greater risks, which will lead to excessive speculation and asset price bubbles, ultimately threatening the stability of the macro system. However, how guaranteed bailout affects asset bubbles and how the government implements the prudential policy of guaranteed bailout are still not fully discussed in academia. To this end, this paper introduces financial system risk and rigid payment into an infinite-period asset bubble dynamic general equilibrium model, and attempts to answer the following questions: How does rigid payment of high-risk financial assets generate the so-called “guaranteed bubbles”? Given the existence of asset bubbles, how does the guaranteed bailout affect asset prices and the overall macro economy? At the macro level, is there an optimal rigid payment policy?

Our analysis framework is mainly based on the infinite-period rational bubble model a la Wang and Wen (2012). The model assumes that firms face heterogeneous shocks on investment efficiency. Under financing constraints, firms with higher investment efficiency cannot obtain desirable liquidity from the credit market. Therefore, there exists resource misallocation. The incompleteness of this financial market endogenously creates the necessary conditions for the existence of asset bubbles that can provide liquidity. In turn, asset bubbles can improve liquidity to a certain extent and promote corporate investment.

Asset bubbles have a probability of bursting. We assume that once the bubble bursts, the government will bailout in a certain proportion of the bubbly assets. We show that this policy will make the entire economy more prone to bubbles, so we call it a "guaranteed bubble". This policy will cause more liquid companies to hold bubbles, even if the asset itself is highly risky. At the same time, a greater demand for asset bubbles will directly push up asset prices, causing an increase in the size of asset bubbles in equilibrium. We further prove that when financial risks increase, guaranteed bailout has a more obvious boost to asset prices and bubble size.

When financial risks increase, the guaranteed subsidy for bubble burst is essentially a bailout policy, which encourages the expansion of asset bubbles while also bringing market liquidity. It then plays a positive role in investment and production. However, due to the inherent risks of bubbly assets, the guaranteed bailout will cause a crowding out effect on the real economy. Our analysis shows that, due to the trade-offs faced by guaranteed bailout policies, there is an optimal guaranteed bailout level, and the optimal value decreases as financial risks increase. In the case with high financial risks and asset bubbles coexisting, the government's rescue policy for the capital market needs to be implemented cautiously.

In sum, as the risk of the financial system continues to increase, how macro policies deal with asset

bubbles is an important issue that needs to be resolved urgently. Based on a dynamic general equilibrium model with rational asset bubbles, this paper investigates the causes and macroeconomic consequence of asset bubbles in the context of increased financial risk. We theoretically prove that asset bubbles are conducive to alleviating the liquidity shortage caused by financing constraints, thus improving the resource mismatch caused by financial friction to some extent. On the other hand, asset bubbles increase the financial system risks, which pose a threat to the macroeconomy. After introducing the guaranteed bailout into the benchmark model, we find that the implicit bailout of high-risk financial assets will lead to excessive speculation by investors with sufficient liquidity and cause a so-called “guaranteed bubbles”. The demand and price of bubbly assets are, therefore, positively related to how generous the implicit bailout is. Our further analysis shows that “guaranteed bubbles” generate a crowding effect on the real economy while improving the liquidity shortage. Therefore, the government's bailout policy creates competing effects, and thus, optimal policy decreases with the risk of the financial system. Our theoretical analysis reveals that, in the presence of the coexistence of high financial risks and asset bubbles, the optimal bailout policy for financial markets needs to be implemented with caution.

Keywords: Financial Frictions; Systematic Risk; Guaranteed Bailout; Asset Bubbles

征稿启事



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

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

作品要求：

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

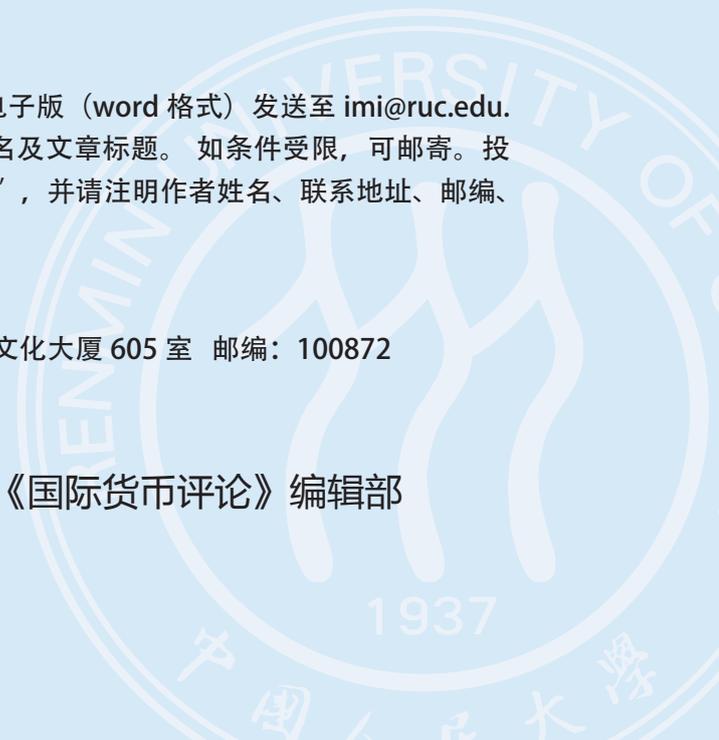
投稿方式：

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

邮寄地址：

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

《国际货币评论》编辑部





元素征信 专业的信用大数据服务商

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

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