

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰



进一步增强金融政策工具的精准性、实效性

王兆星

流动性监管、银行稳健性与货币政策传导

庄毓敏、张 祎

通胀目标调整、政策可信度与宏观调控效应

马 勇、姚 驰

宏观经济环境、风险感知与投资-政策不确定性敏感度

刘贯春、张 军、刘媛媛

零利率下限约束下中国混合型货币政策规则宏观调控效应

高松耀、崔百胜

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：张继威

栏目编辑：陈 婷

美术编辑：包 晗

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：www.imi.ruc.edu.cn

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

邮 箱：imi@ruc.edu.cn



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

目 录

【卷首】

- 进一步增强金融政策工具的精准性、实效性 ————— 王兆星 01
- 流动性监管、银行稳健性与货币政策传导 ————— 庄毓敏、张祎 05
- 通胀目标调整、政策可信度与宏观调控效应 ————— 马勇、姚驰 31
- 宏观经济环境、风险感知与投资与政策不确定性敏感度 ————— 刘贯春、张军、刘媛媛 51
- 零利率下限约束下中国混合型货币政策规则宏观调控效应 ————— 高崧耀、崔百胜 82
- 大宗商品不确定性冲击与货币政策选择
——基于美元本位 DSGE 模型的分析 ————— 石峰、宋晓玲、荀雨菲 104
- 汇率弹性弱化的一个解释：价值链位置视角 ————— 印梅、钱燕 125

进一步增强金融政策工具的精准性、实效性¹

王兆星²

今年我国多地遭遇持续高温，不仅我国，欧洲乃至世界多国都遭受到罕见高温侵袭，不少地方温度突破极值。但现在我们的经济热度与气候的热度似乎有较大差距。经济平稳运行至关重要，我们不希望过冷，也不希望过热。近期，国内外都高度关注中国经济上半年运行情况和全年走势，出台的宏观政策及其效果，年初所设定的经济发展目标能否实现等。这可以从两个方面理解：从国内看，经济稳定增长直接影响就业、“十四五”规划的顺利推进，也关系人民生活水平的提高、收入的稳定增长。从国际看，中国经济增长对世界经济贡献越来越大，如果中国经济这部“发动机”出问题，会直接影响世界经济增长水平。

今年以来，我国经济运行确实经历了极不寻常的过程。一季度国内生产总值同比增长 4.8%，总体运行在合理区间，展现出较强韧性。二季度特别是 4、5 月份，受新一轮疫情冲击、以及能源和大宗商品价格上涨、供应链受阻、主要发达国家货币政策转向等超预期因素影响，新的下行压力明显加大。6 月份经济企稳回升，整个二季度实现了正增长。7 月份经济出现小幅波动。在这样一个复杂的环境中，需要进一步增强金融政策工具的精准性和实效性，助力经济稳定增长。

在稳定宏观经济大盘过程中，货币金融政策发挥了重要的作用。今年上半年，人民币贷款增加 13.68 万亿元，同比多增 9,192 亿元。制造业贷款新增 3.3 万亿元，同比多增 1.6 万亿元。6 月末普惠型小微企业贷款余额 21.77 万亿元，同比增长 22.64%，大幅高于各项贷款增速。6 月份，企业贷款平均利率进一步下降至 4.16%，处于有统计以来低位。但是，随着最新金融数据陆续披露，有两个现象也应当引起我们的充分关注。

一是居民储蓄意愿边际上升，消费意愿有所减弱，要警惕居民消费拖累经济增长。根据统计，今年前 7 月，居民部门人民币存款增加约 10 万亿元，同比多增超过 3.9 万亿元，均创近年新高。二季度人民银行储户问卷调查显示，个人储蓄意愿处于较高水平，倾向于“更多储蓄”的居民占 58.3%，较一季度上升 3.6 个百分点。与此同时，居民消费意愿低迷。今年上半年，我国居民人均消费支出同比增长 2.5%，低于人均可支配收入 4.7% 的同比增速，

¹ 本文为作者在中国财富管理 50 人论坛举办的“2022 夏季峰会——金融助力稳增长与财富管理高质量发展”上的讲座录音整理稿。

² 王兆星，国务院参事、中国银保监会原副主席。

消费支出占居民可支配收入的比重为 63.7%，也为除 2020 年以外近十年最低值。这里面有疫情因素的干扰，前段时间，许多居民减少到饭店堂食就餐、到商场超市购物及旅游等，对消费造成了较大影响。出于对经济运行不确定性的担忧，为应对未来可能出现的收入下降、失业等事件，居民更倾向于增加储蓄、降低消费。

二是广义货币(M2)增速与社会融资规模增速剪刀差不断扩大，要警惕出现流动性陷阱。防止出现金融市场流动性充裕与企业流动性紧张并存、央行货币投放增加较多与银行信贷增加较少并存等问题。今年 7 月末，广义货币（M2）同比增长 12%，高于社会融资规模存量增速 1.3 个百分点，同样为近年来新高。七月份，社会融资规模增量为 7,561 亿元，同比少增 3,191 亿元。其中，住户贷款同比少增 2,842 亿元，企（事）业单位贷款同比少增 1,457 亿元，企业债券净融资同比少增 2,357 亿元。企业部门融资扩产动力较弱，房地产企业通过债券市场融资较为困难。实体经济有效融资需求不足，金融体系充裕的流动性向信贷市场和实体经济传递不够顺畅，金融机构也面临“资产荒”的问题。

金融是实体经济的镜像。金融数据指标在很大程度上反映了实体经济的运行情况。最新的金融数据反映出，我国经济恢复发展的基础还不稳固，这也得到了最新发布的国民经济运行情况指标的印证。作为先行指标的制造业采购经理人指数（PMI），7 月份为 49%，较上月下降 1.2 个百分点，已处于荣枯线以下。7 月份的社会消费品零售数据同比保持了 2.7% 的增长，但增速较 6 月份下降 0.4 个百分点。规模以上工业增加值增速较 6 月下降 0.1 个百分点，其中制造业增加值增速较 6 月下降 0.7 个百分点。稳定宏观经济大盘，需要宏观政策、社会政策等协同发力，关键在于稳定预期、提振信心。同时，要注重短期扩大有效需求和中长期推进供给侧结构性改革的有机结合。其中，金融政策要进一步提高精准性、实效性。我想就此提几点建议。

第一，进一步增强开发性政策性金融对经济的支持力度。开发性政策性金融是逆周期调节的重要工具，具有平抑经济周期的功能。在财政政策空间受限、货币政策较难直达的情况下，具有准国家信用的开发性政策性金融，可以作为财政政策和货币政策之间的连接渠道或中间地带发挥更大作用。一方面直接进行资金投放，扩大有效需求。另一方面引导商业金融提供配套融资支持，进一步畅通货币政策传导。是否可根据实际需要，进一步增加投放。同时需要注意，开发性政策性金融工具也应主要以市场化的方式使用，最大限度提升其使用效率，动员更多社会资金和商业金融资金跟进。

第二，精准覆盖新市民金融需求，促进社会消费稳定增长。前面讲到居民储蓄意愿上升、消费意愿减弱，这是总体情况，里面存在结构性问题。中高收入群体储蓄倾向高、消费倾向

低，大部分新增住户存款来自他们。中低收入人群消费倾向最高，他们有大量的消费需求。新市民是典型的代表，据估算约有 3 亿人。他们刚刚融入城市工作生活，在住房、创业、医疗、养老等方面有大量需求，但因短期收入水平限制难以充分释放。是否可以适度增加消费性信贷、住房按揭贷款、房租贷款以及创业贷款等，短期有利于激发大量有效需求，支持稳定经济大盘，中长期有利于培育壮大中等收入群体，为经济结构转型和稳定发展提供持续动力。金融机构应不断创新和扩大金融产品和服务供给，优化基础金融服务，增强新市民的获得感、稳定感，增强他们对未来发展的信心。

第三，加强对有效投资，特别是科技创新的金融支持。我国目前还正处在新型工业化、信息化、城镇化和农业现代化快速发展阶段，投资潜力依然巨大。有效投资对我国当前经济恢复发展有关键性的作用，特别是对科技创新的投资，既能促就业稳增长，又能补短板调结构。金融业要积极创新投融资机制，为扩大有效投资提供充足资金支持，并更好适应科技创新领域需求。比如，做好新型基础设施、新型城镇化、交通水利等重大工程建设投资的配套融资支持。在风险可控的前提下，围绕科技创新企业不同阶段特点，打造差异化、全生命周期的综合金融产品服务。有效运用各种直接和间接融资工具，为科技创新提供更多金融支持。这从当前和长远来看都非常重要。

第四，促进房地产市场健康发展和良性循环。房地产市场健康发展对国民经济良性循环具有重要影响。我国房地产市场处于新旧模式转换的重要阶段，近段时间一些杠杆率过高的房地产企业，包括个别大型房地产企业出现债务危机，部分项目停工，引发多地停供停付房贷事件，使各方对房地产业未来发展预期下降。今年 1~7 月，全国房地产开发投资同比下降 6.4%，商品房销售面积同比下降 27.1%，房地产开发景气指数创新低。当前要稳住宏观经济大盘，必须要稳住房地产市场，不能“大起”，也要防止“大落”风险。首先要“保交楼”，稳定市场预期。金融机构应在坚持市场化、法治化原则前提下，满足受困房企合理融资需求，保持对房地产业的正常贷款。针对居民购房意愿下降和市场观望情绪，要进一步完善相关房贷政策，更好满足刚性和改善型住房的信贷需求。积极推动探索房地产业转型发展新模式，创新和丰富金融政策工具箱，加大对长租房、公租房及各类政策性租赁住房的金融支持力度。近期还有一个现象值得关注，就是越来越多居民开始提前偿还其住房按揭贷款，我们需要认真分析这背后的原因及可能产生的影响。

第五，坚决守住不发生系统性金融风险的底线。国内经济下行会导致信用环境恶化，叠加国际政治经济形势严峻复杂，更多金融风险可能水落石出。一旦爆发重大金融风险，便会拖累经济恢复发展步伐。要全面分析研判经济波动、经济周期及宏观经济政策对金融风险的

影响，及时采取控制和预防措施。妥善应对不良资产反弹，防范高风险影子银行反弹回潮，强化监管严防资金脱实向虚，严厉打击逃废债行为和各类违法违规金融活动，维护区域信用环境和金融秩序。近期一些中小金融机构爆发风险，形成巨额损失，还有个别机构涉嫌严重犯罪，形成涉众风险，造成恶劣影响。对风险明显露头的重点机构坚决处理，防止风险外溢传染，引发炒作和市场波动，坚决维护金融安全稳定。

总之，面对当前经济金融形势，我们更要坚定信心，把握好处理好以下三个重要的辩证关系：一是把握短期困难与长期向好趋势的辩证关系，不要被眼前困难吓倒；二是把握经济短期下行压力和长期增长潜力的辩证关系，进一步挖掘推动长期增长的积极因素；三是把握短期稳定政策与长期经济增长新动能培育的关系，在克服当前困难压力中，把握和创造未来的增长机遇。

流动性监管、银行稳健性与货币政策传导¹

庄毓敏² 张 祎³

【摘要】作为银行业资本监管的有力补充，流动性监管旨在加强商业银行流动性风险管理能力，维护银行体系安全稳健运行，目前已成为中国宏观审慎评估体系的重要组成部分。在此背景下，流动性监管如何发挥审慎监管职能、如何影响货币政策传导过程成为国内外政策界和学术界关注的热点问题。本文从银行风险承担角度出发，挖掘了流动性监管对于银行稳健经营的重要意义，并在此基础上探讨了流动性监管对货币政策风险承担渠道的潜在影响。研究表明：一方面，流动性监管具有显著的稳定作用，即流动性监管要求的引入能够显著提高银行稳健性，且流动性监管与资本监管相辅相成，共同促进了银行稳健性的提升；另一方面，货币政策的银行风险承担渠道在中国显著存在，但流动性监管能够显著抑制宽松货币政策环境下商业银行的风险承担行为，因而有助于货币政策的有效传导。而且，流动性监管对货币政策银行风险承担渠道的抑制效果在区分银行特征、风险类型、经济环境后存在显著差异，本文的研究结论对于实现流动性监管与货币政策有效传导的“双赢”目标具有重要的指导意义和实践价值。

【关键词】流动性监管；银行稳健性；银行风险承担；货币政策传导

一、问题提出

银行业监管经历了百年变迁与洗礼，无论是存款保险制度、资本监管还是流动性监管，都致力于保障银行业经营的稳健性。商业银行经营的特殊性在于，银行通过存贷款期限错配向经济提供流动性，但这种脆弱的资产负债结构蕴含着极大的流动性风险。流动性风险的不断积累又极易引发系统性风险，造成非常严重的经济后果（Laeven and Valencia, 2013; Reinhard and Rogoff, 2009）。因此，银行监管往往致力于纠正这些负外部性问题，以保障银行在面对这些特有风险时保持稳健，并引导商业银行的资产负债管理行为，使商业银行的风险承担动机与更广泛的社会利益相适应。长期以来，资本监管都是全球银行业监管的中坚力量。大量研究证据与监管实践表明，资本监管能够在很大程度上提高银行承受资产损失的

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. 2222。

² 庄毓敏，中国人民大学财政金融学院院长，中国人民大学国际货币研究所理事长。

³ 张祎，经济学博士。

能力，从而保障银行的稳健经营。然而，2008年金融危机所暴露出的流动性枯竭与风险传染等问题也清楚地表明，资本监管并不能承担全部的金融稳定职能。对此，巴塞尔银行监管委员会于2010年正式推出了全球统一的流动性监管框架，弥补了全球银行业监管中的“缺憾”（BCBS,2010）。《巴塞尔协议 III》（简称“巴塞尔 III”）流动性监管框架包含流动性覆盖率（Liquidity Coverage Ratio，简称“LCR”）和净稳定资金比例（Net Stable Funding Ratio，简称“NSFR”）两项核心指标，分别针对短期和中长期流动性风险监管而设计（BCBS,2013,2014）。作为巴塞尔 III 流动性监管框架的初步探索，原中国银行业监督管理委员会（简称“原银监会”）从2012年起就引入了 LCR 与 NSFR 两项指标，并为之设定了为期五年的过渡期。2018年5月，中国银保监会发布正式版流动性监管新规，明确将这两项指标列为商业银行流动性风险监管指标，对商业银行的流动性风险进行全面监管。与传统流动性指标不同的是，这两项指标还作为中国宏观审慎评估体系的重要组成部分，被赋予了宏观审慎监管的内涵。

随着巴塞尔 III 流动性监管框架的落地实施，中国银行业监管标准也逐渐由单一的资本监管规则转变为资本监管与流动性监管双重约束的新阶段，由此导致的商业银行行为变化及其对货币政策传导过程的冲击，成为当前监管当局和货币政策当局的普遍担忧（Stein, 2013; Bech and Keister, 2017）。一方面，流动性监管能否有效地弥补资本监管的不足并保障银行的稳健经营，仍然没有现实的证据支持；另一方面，流动性监管似乎与货币政策传导之间存在着不可调和的矛盾，流动性监管约束下商业银行所采取的流动性管理行为可能会导致银行信贷行为发生变化，进而对货币政策传导甚至实体经济造成不利影响。那么，流动性监管在促进银行稳健经营的过程中究竟发挥了何种作用？流动性监管能否弥补资本监管的不足？流动性监管是否会影响货币政策的传导过程？基于中国银行业的真实监管数据样本或许能给出这些问题的答案，这不仅能为流动性监管实践提供现实的经验支持，也有助于实现流动性监管与货币政策传导之间的协调与平衡。

本文的创新之处在于：①采用手工收集的 LCR 监管披露数据进行实证研究，弥补了流动性监管领域对 LCR 监管研究的缺失，从更全面的视角验证了流动性监管的政策含义与潜在影响。②实证检验了流动性监管对银行稳健性的积极作用，并从流动性监管与资本监管的交互作用入手，揭示出流动性监管不同于资本监管的独特作用机制，为流动性监管与资本监管实践提供经验支持。③基于银行风险承担渠道的机制再检验，即在统一的理论框架下揭示出流动性监管对银行风险承担行为和货币政策银行风险承担渠道的潜在影响，并基于不同的银行特征、风险类型、经济环境，深入探讨其作用机制，为理解流动性监管与货币政策传导的

协调关系提供了新的思路。

本文剩余部分的结构安排如下：第二部分是理论分析与研究假设，第三部分是数据来源与研究设计，第四部分的基准模型检验了流动性监管对银行稳健经营的重要意义，第五部分的扩展模型讨论了流动性监管对货币政策银行风险承担渠道的影响问题，最后是结论与建议。

二、理论分析与研究假设

1. 流动性监管与银行经营稳健性

从监管逻辑看，流动性监管能够增强银行稳健性，似乎是毋庸置疑的。巴塞尔 III 流动性监管要求旨在提升商业银行的流动性状况和改善商业银行的资产负债结构，从而有助于降低极端压力情景下的资产抛售风险和银行间风险传染。但是，学术界对此问题的研究并未得到一致意见。国外学者往往通过理论建模对流动性监管的潜在影响进行探讨。例如，Goodhart et al. (2012) 构建了一般均衡模型，通过数值模拟发现，流动性监管在降低银行流动性错配和资产抛售风险等方面比资本监管更为有效。但是，Peck and Shell (2010) 则通过理论模型推导认为，监管当局强制商业银行持有流动性资产可能会带来“挤兑”激励。Malherbe (2014) 也认为，流动性监管要求虽然能够缓解危机时期资产抛售的负外部性影响，但也削弱了金融机构的市场参与度，容易引发逆向选择问题。国内学者则大多从实证角度对流动性监管的潜在影响进行研究，初步验证了流动性监管对银行风险承担行为的抑制作用。潘敏等 (2016) 运用中国 NSFR 测算数据进行实证研究，发现 NSFR 的提高能够抑制商业银行的风险承担行为，李明辉等 (2016) 也验证了 NSFR 监管指标与银行信用风险之间呈现负相关关系。

从流动性监管指标的定义来看，LCR 监管要求旨在促使商业银行在既定的流动性压力情景下，建立充足的流动性缓冲以应对短期内的流动性需求，而 NSFR 监管则侧重于要求商业银行的稳定融资来源能够为商业银行的业务经营提供充足的资金支持，以保障银行在较长期限内仍然拥有稳定的资金来源。相对而言，LCR 监管要求倾向于从短期视角出发保障商业银行持有充足的合格优质流动性资产，而 NSFR 监管要求则从更长期的视角降低商业银行期限错配程度，优化商业银行的资产负债结构。但是，现有研究往往受限于流动性监管数据的可得性，仅基于传统流动性指标或 NSFR 监管测算数据进行实证研究，并未考虑 LCR 监管要求的潜在影响，也鲜有文献揭示出 LCR 监管要求和 NSFR 监管要求对银行经营稳健性的影响机制差异。对此，本文运用手工收集的中国 50 家商业银行的 LCR 监管披露数据以及 NSFR 监

管测算数据，通过实证研究系统检验了 LCR 监管要求和 NSFR 监管要求对银行稳健性的影响机制，为商业银行流动性监管理论研究提供了新的证据。对此，本文提出：

H1：巴塞尔 III 流动性监管框架的引入能够促进商业银行经营的稳健性，从而有效抑制商业银行的风险承担行为，即流动性监管要求对银行稳健经营具有积极意义。

2. 流动性监管与资本监管的交互作用

除了验证流动性监管对银行稳健性的积极作用外，本文还尝试探讨流动性监管与资本监管之间是否存在交互关系，或者说探索流动性监管究竟具有哪些不同于资本监管的独特作用。2008 年金融危机前，各国监管当局都将资本监管作为银行监管的核心，对流动性监管的关注相对较少（Allen and Gale, 2014）。长期以来，国际银行业都没有形成统一的流动性监管框架，其中很大一部分原因在于，人们认为资本监管与流动性监管的作用是相互重叠的。事实上，在某些情况下资本监管确实能解决流动性风险问题。但在银行风险防范方面，流动性监管是否能够作为资本监管的有效补充，现有研究尚未形成一致结论。Walther（2016）通过理论推导认为，简单的线性约束能够实现资本监管效率最大化，而流动性监管要求能够弥补非线性监管约束下的效率损失，因而两者具有一定互补关系。Boissay and Collard（2016）也认为，流动性监管和资本监管两者缺一不可，除流动性资产紧缺时期外，两者均呈现出相互促进的关系。也有研究认为资本监管与流动性监管具有替代性。Cecchetti and Kashyap（2016）通过简化的理论模型框架推导认为，流动性监管约束和资本监管约束几乎不会同时达到，或者说这些监管指标之间存在一定冗余。Acosta et al.（2019）也发现银行资本水平增加往往会抑制银行流动性转换行为，这也意味着资本监管与流动性监管之间存在着一定的替代关系。

Research Task Force（2016）曾将流动性监管与资本监管的交互作用归纳为资产质量、资产抛售、银行盈利性、银行清偿能力四种渠道：①资产质量渠道是指商业银行会通过提高资产质量以同时满足流动性监管和资本监管要求；②资产抛售风险是指当商业银行面临融资困难时，资本监管约束和流动性监管约束都有可能降低商业银行面临大规模资产抛售的可能性；③就银行盈利性而言，商业银行为了满足更高的流动性监管和资本监管要求所做出的资产负债调整决策，可能会影响商业银行的利润水平；④流动性监管和资本监管都有助于提高银行的偿付能力，保护存款人及其他利益相关者利益。在这四种渠道中，前两种渠道更支持流动性监管与资本监管存在替代关系。因为，两种监管要求都会导致商业银行持有流动性资产，从而降低风险权重。但是，后两种渠道则更支持流动性监管与资本监管的互补关系。因为资本监管和流动性监管在保护银行及其债权人利益时所防范的风险类型是不同的。流动

性监管倾向于防范压力情景下大规模资产抛售风险和银行间风险传染,而资本监管要求则有助于防范资产质量恶化的冲击。国际金融危机的经验与教训似乎也支持流动性监管与资本监管的互补关系。对此,本文提出:

H2: 巴塞尔 III 流动性监管要求与资本监管要求都对银行稳健经营具有重要意义,且流动性监管要求与资本监管要求之间存在一定的互补关系。

3. 流动性监管与货币政策的银行风险承担渠道

2008 年国际金融危机不仅催生了监管机构对流动性监管的呼吁,也重塑了人们对货币政策的理解。传统的货币政策传导机制似乎忽略了货币政策与经济主体风险感知之间的联系,此时考虑了银行风险非中性的银行风险承担渠道应运而生 (Borio and Zhu, 2012)。货币政策的银行风险承担渠道是信贷传导渠道理论的进一步拓展,该渠道同样强调了商业银行等金融中介机构在货币政策传导中的重要作用。但传统的货币政策传导渠道更关注于货币政策对贷款规模的影响,而不是对贷款质量的影响 (Dell' Ariccia et al., 2017)。当中央银行采取宽松货币政策时,商业银行的风险承担行为也会增加 (追逐高风险高收益资产或采取更激进的融资模式)。在银行风险非中性得到验证的基础上,国外学者通过微观层面样本数据验证了货币政策银行风险承担渠道的存在性,并尝试排除了其他渠道的影响 (Delis and Kouretas, 2011; Jiménez et al., 2013)。国内学者也通过实证研究初步检验了货币政策银行风险承担渠道在中国的存在性 (江曙霞和陈玉婵, 2012; 张雪兰和何德旭, 2012; 徐明东和陈学彬, 2012)。此外,项后军等 (2016) 梳理了银行风险承担渠道研究中排除货币政策传统渠道影响的方法,包括加入模型控制变量、采用反映银行自身风险感知的直观指标等。然而,对于货币政策银行风险承担渠道的影响机理研究,国内外学者大都侧重于探讨资本监管的潜在影响与作用,而对巴塞尔 III 的另一个重要方面——流动性监管关注较少。

现有研究通常将货币政策银行风险承担渠道的作用机理分为三种 (项后军等, 2016)。其中,估值与现金流机制、收益追逐机制更强调经济主体的风险承担行为或风险承受意愿,而央行沟通与反应函数机制则更关注于中央银行职能发挥对银行风险承担行为的影响。从商业银行的微观视角出发,本文主要对两种机制进行分析。具体看,流动性监管对银行风险承担渠道的影响主要体现在以下方面:①流动性监管会约束商业银行在低利率环境中对资产和抵押品的估值水平,维持审慎合理的流动性状况,以避免未来资产泡沫破裂可能引致的流动性危机。②流动性监管抑制了商业银行的收益追逐动机。在低利率环境下,商业银行必须通过增加高流动性资产持有、减少期限错配程度等方式来满足流动性监管要求,从而抑制了宽松货币政策环境下商业银行的风险追逐效应。③流动性监管要求商业银行在宽松的流动性

环境下仍需降低对短期批发融资的依赖度，因而从负债端对货币政策银行风险承担渠道形成约束。对此，本文提出：

H3：货币政策的银行风险承担渠道在中国显著存在，即宽松货币政策环境将激励商业银行更强的风险承担意愿和更多的风险承担行为。

H4：流动性监管要求能够有效约束货币政策的银行风险承担渠道，即流动性监管会显著抑制宽松货币政策环境所带来的银行风险承担行为。

三、数据来源与研究设计

1. 数据来源与样本选择

囿于测算复杂程度与数据可获得性，目前国内学者对流动性监管的实证研究多以 NSFR 为研究对象，较少采用 LCR 数据作为研究样本，这极大地制约了流动性监管的研究范围。幸运的是，中国银保监会在 2015 年对商业银行的 LCR 监管指标信息提出了披露要求。鉴于目前尚未有数据库全面覆盖 LCR 数据，本文所选取的 LCR 数据通过商业银行定期报告手工整理得到。由于披露时间限制，LCR 数据的时间跨度为 2015 年—2019 年。相比之下，NSFR 数据测算更为简便。本文在不丧失一般性的条件下，结合中国银保监会的官方折算因子设定以及 King（2013）、Cetina and Gleason（2015）、罗煜等（2020）对资产负债分类方法的假设，并运用商业银行的公开财务信息对样本银行的 NSFR 指标进行测算。具体测算项目及其折算因子设定如表 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
权益	总权益	100%	资产 (信贷资产)	抵押贷款	65%
	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%
负债	长期资金总额	100%	资产 (非信贷资产)	现金及存放同业款项	0%
	客户存款总额	90%		证券投资	40%
	回购和现金担保	50%		其他资产	100%
	其他负债	0%	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。

按照流动性监管要求的适用范围，本文以 2019 年年末商业银行总资产数据为筛选标准，筛选出资产规模不低于 2000 亿元人民币的商业银行数据，剔除政策性银行、外资银行等特殊类型商业银行样本，并综合考虑数据的连续性（不低于 3 年的数据披露）和可比性特征，

本文最终筛选出中国 50 家样本商业银行 2015Q1—2019Q4 的季度面板数据进行回归分析，其中包括 5 家大型商业银行、10 家股份制银行、27 家城市商业银行和 8 家农村商业银行¹。银行微观特征数据综合了 Wind 数据库、BankFocus 数据库的数据样本，并基于各银行的定期报告数据进行了最大限度的补充。宏观数据则来自于 CSMAR 国泰安数据库。

2. 变量选择与描述性统计²

(1) 银行稳健性指标的选取。理论上，预期违约概率、不良贷款率、风险加权资产比例、Z 得分等指标都可用于测度银行稳健性，但出于违约数据不完善、股价难以获取、指标综合化程度不高等原因，本文最终选择具有广泛适用性且可操作性较强的 Z 得分作为银行稳健性的测度变量 (De Nicolo, 2001; Laeven and Levine, 2009)。一般来说，Z 得分可表示为：

$$Z = \frac{META + MROA}{\sigma(ROA)} \quad (1)$$

其中，*META* 表示银行资本与总资产之比的移动平均值，*MROA* 表示 *ROA* 的移动平均值， $\sigma(ROA)$ 表示 *ROA* 的标准差³，该指标衡量了银行清偿能力或破产（指银行发生的损失超过资本价值）的概率。本文借鉴 Beck et al. (2013) 的数据处理方式，采用取对数的方式 $\ln(1 + Z)$ 以消除 Z 得分数据的偏度问题，对 Z 得分进行加 1 处理是为了避免数据截尾至零。如无特殊说明，下文所提及的 Z 得分均表示经上述处理后的数据。

(2) 控制变量的选取。本文在基准模型中纳入了两类控制变量：一是银行层面的特征变量 $character_{i,t}$ ，如银行规模、资本状况、商业模式、盈利能力、经营效率；二是宏观经济和行业层面控制变量 $control_t$ ，包括经济周期、金融深度、银行业市场结构等变量。两类控制变量的指标选取及计算方式如表 2 所示。

表 2 控制变量的定义及数据说明

变量类型	变量标识	变量名称	定义及说明
银行层面 控制变量 $character_{i,t}$	<i>SIZE</i>	银行规模	银行总资产规模的对数值
	<i>CAR</i>	资本状况	所有者权益/风险加权资产
	<i>NIS</i>	商业模式	非利息收入/总收入
	<i>ROA</i>	盈利能力	净利润/总资产
	<i>EFF</i>	经营效率	成本收入比的倒数

¹ 由于数据可得性等问题，大型商业银行中剔除了中国邮政储蓄银行，股份制商业银行中剔除了恒丰银行和渤海银行两家银行样本。在下文的分析中，将城市商业银行和农村商业银行合并为一组，统称为“城商行农商行”。

² 囿于篇幅，相关变量的描述性统计结果详见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

³ 借鉴 Laeven and Levine (2009)，本文采用三年滚动窗口计算 $\sigma(ROA)$ ，同时本文也尝试基于 2 年、4 年滚动窗口标准差计算 Z 得分，并未对实证结果产生显著影响。

宏观经济层面 控制变量 $control_t$	$GGDP$	经济增长	季度均值
	$GM2$	M2 增速	季度均值
	CPI	通胀率	季度均值
	$STRU$	金融深度	季度均值
	HHI	市场竞争程度	贷款市场 HHI 指数
	$CR5$	市场集中度	前 5 家最大银行的贷款规模所占市场份额

3. 研究设计与模型设定

(1) 基准模型。理论文献往往通过构建动态模型来研究监管要求对银行稳健性的影响，以期控制商业银行在调整至目标监管水平过程中所面临的调整成本（Elizalde and Repullo, 2007; Naceur and Omran, 2011）。商业银行管理行为所呈现出的持续性特征也为动态模型的选取提供了经济逻辑支撑。商业银行往往基于当前的资产负债表状况和监管环境作出最优决策，因而商业银行的历史稳健性会对当前和未来稳健性造成持续性影响（Jahn and Kick, 2012）。因此，为了考察流动性监管对银行稳健性的影响，本文尝试构建关于银行稳健性的动态面板模型，基准模型设定如下：

$$Z_{i,t} = \alpha + \beta_0 Z_{i,t-1} + \beta_1 LR_{i,t-1} + \beta_2 character_{i,t} + \beta_3 control_t + v_i + u_{i,t}$$

$$v_i \sim IIN(0, \sigma_v^2), \quad u_{i,t} \sim IIN(0, \sigma_u^2) \quad (2)$$

其中， $Z_{i,t}$ 表示第*i*家银行第*t*期的银行稳健性测度指标， β_0 即刻画了银行稳健性指标的持续性特征， β_0 可理解为银行稳健程度的调整系数，该调整系数越大，则意味着银行持续稳健特征越明显，也说明银行持续经营的稳健程度越高。 $LR_{i,t}$ 表示流动性监管指标，包括 LCR 和 NSFR 两项监管指标。本文在实证检验中采用单一变量加入模型和同时纳入模型两种方式分别检验了两种流动性监管指标的独立效应和协同效应。 β_1 也是本文关注的重点，基于前述分析，本文预期 $\beta_1 > 0$ ，即表明随着流动性监管指标的提高，银行稳健性将有所提高，因而可验证流动性监管对银行风险承担具有一定抑制作用，这也与流动性监管的设计意图相符。

(2) 扩展模型。为了进一步检验流动性监管与货币政策的协调关系，本文在基准模型的基础上引入流动性监管与货币政策变量的交互项，构建了如下形式的扩展回归模型：

$$Z_{i,t} = \alpha + \beta_0 Z_{i,t-1} + \beta_1 MP_{i,t-1} + \beta_2 LR_{i,t-1} + \beta_3 MP_{i,t-1} \times LR_{i,t-1} + \beta_4 character_{i,t} + \beta_5 control_t + v_i + u_{i,t}$$

$$v_i \sim IIN(0, \sigma_v^2), \quad u_{i,t} \sim IIN(0, \sigma_u^2) \quad (3)$$

简化起见，这里仍然选取Z得分作为银行风险承担行为的测度变量，Z得分越高则意味着商业银行经营稳定性越强，同时意味着银行风险承担行为越少。尽管Z得分是一个事后概念，并不能完全反映商业银行的风险承担意愿，但相比于不良贷款率等变量来说具有更多合理性，因而经常被用于货币政策的风险承担渠道研究中（潘敏等，2016；冯玉梅和任仪俊，

2019)。MP_{*i,t*}表示货币政策变量, 本文选取贷款基准利率 $loanrate$ 作为价格型货币政策代理变量, 同时本文也考虑采用法定存款准备金率 rr 作为数量型货币政策代理变量, 对模型结果进行稳健性检验。MP_{*i,t*} × LR_{*i,t*}表示货币政策与流动性监管指标的交互项, 其余变量与基准模型设定相同。

四、基准模型：流动性监管与银行稳健性

1. 基准模型回归结果

考虑到面板数据的非平衡性及潜在的内生性问题, 本文选择一阶系统广义矩估计(GMM)方法进行参数估计(Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998), 以保证参数估计的有效性。基准模型的参数估计结果如表 3 所示。

表 3 基准模型的参数估计结果

被解释变量 Z	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
L.Z	0.7388*** (0.0427)	0.7069*** (0.0614)	0.8063*** (0.0364)	0.7893*** (0.0623)	0.6819*** (0.0949)
LCR	0.0111*** (0.0030)	0.2749*** (0.0912)			0.3871*** (0.1487)
NSFR			0.0028* (0.0014)	0.2274*** (0.0785)	0.2771*** (0.1048)
LCR*SIZE		-0.0088*** (0.0030)			-0.0116** (0.0057)
LCR*CAR		-0.9320** (0.3950)			-1.5886*** (0.6014)
NSFR*SIZE				-0.0094*** (0.0030)	-0.0116*** (0.0041)
NSFR*CAR				0.3376* (0.1967)	0.4786* (0.2721)
观测数	816	816	1070	1070	816
Wald 检验	1793.38***	905.72***	5212.83***	1996.35***	483.91***
AR(2)-p 值	0.807	0.841	0.756	0.237	0.572
Hansen 检验-p 值	0.831	0.838	0.833	0.837	0.775

注: ①括号内的数值为对应系数的银行个体层面聚类稳健标准误。②*、**、***分别表示相关统计量在 10%、5%、1%的统计水平上显著。③Arellano-Bond 检验中 AR(1)的原假设为残差不存在一阶自相关, 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，本文中所有 AR(1)检验均拒绝原假设，故此省略。^④基准模型中均纳入了宏观经济和行业层面控制变量、银行层面特征变量和常数项，囿于篇幅，未展示全部参数估计结果。如无特殊说明，下同。

模型（1）为仅包含 LCR 监管要求影响的基准回归模型，初步检验了 LCR 监管要求与银行稳健性之间的正相关关系。在此基础上，模型（2）考虑了流动性监管要求与银行主要特征变量的交互项影响，结果表明：①商业银行资产规模越大，LCR 监管所带来的稳定效应就越弱。大型商业银行在银行间市场具有更多竞争优势，因而能够灵活地调整融资结构以满足 LCR 监管要求，而规模较小的商业银行只能通过提高流动性资产持有来提高 LCR 水平，因而对于小银行来说，LCR 提高所带来的稳定效应更为明显。②流动性监管与资本监管的交互作用也会影响银行稳定性。尽管 LCR 监管和资本监管分别从不同角度对银行风险行为产生积极的约束作用，但是两者的协调运行将产生一定抵消效果。可能的原因在于 LCR 监管和资本监管的要求存在一定的替代关系，比如 LCR 要求商业银行提高合格优质流动性资产的持有规模，而资本监管促使银行开展降低资本占用的业务，因而商业银行通过提高流动性资产持有能够同时满足 LCR 监管要求和资本监管要求。

类似地，模型（3）—模型（4）基于 NSFR 监管指标的参数估计结果表明，商业银行提高 NSFR 水平也有助于增强银行经营的稳健性。但与 LCR 监管不同的是，NSFR 监管与资本监管之间存在协同效应，即商业银行提升 NSFR 水平和资本充足率水平均对银行经营风险行为具有相对独立的抑制效果。这可能是由于 NSFR 监管旨在降低商业银行的期限错配风险，而资本监管则侧重于资本状况和资产的信用风险、市场风险和操作风险等维度，因而对银行稳健性产生相对独立的作用效果。最后，模型（5）同时纳入了 LCR 监管要求和 NSFR 监管要求，以全面考察流动性监管的潜在影响效果，实证结果仍可验证假设 H1 成立，即流动性监管要求的引入有助于约束商业银行的风险承担行为，从而促进银行经营的稳健性，这也是巴塞尔 III 流动性监管要求的应有之意。

此外，本文选取的部分控制变量对商业银行经营稳定性也存在显著影响。①银行盈利性指标 *ROA* 对银行经营稳健性具有显著正向影响，当商业银行总资产收益率较高时，银行的风险承担意图就会有所减弱，因而有助于提高商业银行经营稳健性。这一结论也与 Hong et al. (2014) 一致，即具有较高盈利能力的银行应对短期冲击的表现更为稳健，因而破产风险也更低。②银行效率指标 *EFF* 的提高也有助于银行提升经营稳健性。成本收入比越低，意味着商业银行每单位收入需要付出的成本较低，此时商业银行获取收入的能力越强，更高的创收能力也促进了商业银行的稳健经营。③宏观经济变量中广义货币增速 *GM2* 与商业银行风险之间存在正相关关系，这也意味着货币环境的宽松将催生商业银行更多的风险承担行为，这在

一定程度上验证了货币政策风险承担渠道的存在性,也为后续扩展模型分析提供了基本的经验证据。

2. 基准模型的稳健性检验

除了动态面板模型中的相关检验 (Arellano-Bond 检验、Hansen 检验、Wald 检验) 验证了基准模型参数估计结果的有效性以外, 本文还尝试从以下几个方面进行稳健性检验:

(1) 采用不同的银行稳健性测度变量替代 Z 得分。本文尝试采用总资产收益率标准差 $\sigma(ROA)$ 、风险加权资产比例 $RWAR$ (风险加权资产与总资产的比值)、非存款负债比例 NDR (非存款负债与总负债的比值)、不良贷款率 NPR (不良贷款与贷款总额的比值) 作为被解释变量检验基准模型的稳健性, 参数估计结果如表 4 所示。

表 4 基准模型的稳健性检验: 替换银行稳健性测度指标

被解释变量 $Risk$	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Risk=\sigma(ROA)$	$Risk=RWAR$	$Risk=NDR$	$Risk=NPR$
$L.Risk$	0.9401*** (0.0814)	0.8203*** (0.0755)	0.7237*** (0.0864)	0.7812*** (0.1224)
LCR	-0.0002** (0.0001)	-1.4051*** (0.4869)	-1.0808** (0.4491)	-0.0779** (0.0375)
$NSFR$	-0.0115** (0.0050)	-0.1367 (0.2559)	-0.4948* (0.2897)	-0.0398* (0.0229)
观测数	816	816	816	816
Wald 检验	921.68***	842.92***	904.83***	1609.19***
AR(2)-p 值	0.405	0.114	0.343	0.274
Hansen 检验-p 值	0.661	0.730	0.788	0.985

稳健性检验结果表明, 无论采用何种银行稳健性测度指标, 流动性监管都能够显著抑制商业银行的风险承担, 提升商业银行经营的稳健性, 这也与基准模型的结论一致。值得注意的是, 风险加权资产比例 $RWAR$ 侧重于衡量银行资产端风险状况, 而非存款负债比例 NDR 侧重于衡量银行负债端风险状况, 基于这两项风险测度指标的稳健性检验结果也揭示出 LCR 监管要求和 $NSFR$ 监管要求对银行稳健性的影响差异: LCR 监管要求更侧重于降低银行的资产端风险, 而 $NSFR$ 监管要求则更倾向于对银行的负债端风险产生抑制作用。

(2) 改变基准模型的设定形式。借鉴 Baltagi and Wu (1999) 的模型设定方法, 本文采用服从 $AR(1)$ 扰动的动态面板模型设定并采用 GLS 估计方法进行参数估计, 结果仍然支持本文的主要结论。此外, 为了进一步说明参数估计结果不依赖于动态模型设定, 本文还尝试

构建静态面板模型，并采用工具变量法对模型进行 2SLS 估计，参数估计结果也与基准模型结果一致¹。

(3) 运用流动性监管要求的适用范围进行断点回归设计。由于流动性监管要求适用于资产规模大于 2000 亿元人民币的商业银行，因此将银行总资产规模 (*SIZE*) 作为分组变量，并将 2000 亿元人民币设定为确定性断点，由此可以得到处理变量 *D*：当 *SIZE* 大于等于 2000 亿元人民币时，处理变量 *D* 取 1；否则，处理变量 *D* 取 0。按照 LCR 和 NSFR 的适用范围，这里按照处理变量 *D* 将位于断点附近的样本银行分为受到流动性监管的处理组 (*D* = 1) 和不受流动性监管的对照组 (*D* = 0)。结果变量则是基准模型中的被解释变量 *Z* 得分，当然本文也考虑采用风险加权资产比例 (*RWAR*)、非存款负债比例 (*NDR*)、不良贷款率 (*NPR*) 等变量作为银行稳健性的替代测度指标对断点回归结果进行验证，结果均保持一致。简化起见，本文构建了双向固定效应模型以检验断点两侧的差异，参数估计结果如表 5 所示。

表 5 基准模型的稳健性检验：断点回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>Z</i>	<i>Z</i>	<i>RWAR</i>	<i>NDR</i>	<i>NPR</i>	$\sigma(ROA)$
流动性监管 (<i>D</i>)	0.0045*** (0.0012)	0.0049*** (0.0011)	-0.0028*** (0.0010)	-0.0038** (0.0016)	-0.0009** (0.0004)	-0.0003*** (0.0001)
宏观/银行层面控制变量	NO	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测数	927	925	846	929	798	925
R ²	0.3834	0.4444	0.7547	0.4091	0.6651	0.3792

断点回归结果表明，位于断点两侧的样本银行，其经营稳健性存在显著差异，即处理组银行稳健性要显著高于对照组，且这一结果在改变带宽设定后仍然保持稳健，因而进一步验证了流动性监管能够发挥不同于资本监管的独特作用，显著促进银行稳健性的提升。此外，本文也尝试直接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。

3. 流动性监管影响银行稳健性的作用机制讨论

从监管实践来看，流动性监管能够促进商业银行稳健性的提升，与巴塞尔 III 流动性监管要求的内在逻辑是一致的。但从理论上讲，流动性监管对银行稳健性的影响可能存在两种

¹ 囿于篇幅，基准模型的稳健性结果详见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

相反的影响机制：①流动性监管在一定程度上侵蚀了商业银行的利润水平。在银行利润受到挤压后，商业银行为获取较高的收益水平，往往会主动调整资产结构，从而造成商业银行风险承担行为增加；②流动性监管要求促使商业银行增加流动性缓冲。由于高流动性资产本身风险权重较低，因而流动性监管要求将直接引导商业银行的风险承担水平下降。基准模型的参数估计结果也支持了流动性监管对银行稳健性的积极作用。值得关注的是，流动性监管对商业银行稳健性的促进作用在考虑资本监管后仍然显著，这也在一定程度上验证了假设 H2，反映出流动性监管具有不同于资本监管的独特作用，从而为流动性监管与资本监管之间的互补关系提供了经验支持。

基准模型的参数估计结果也揭示出 LCR 监管要求与 NSFR 监管要求对银行稳健性的影响机制差异。具体表现为：①基于风险加权资产比例和非存款比例的稳健性检验结果表明，LCR 监管要求使得商业银行持有充足的流动性资产以应对短期流动性需求，这直接降低了商业银行的资产端风险，而 NSFR 监管要求则要求商业银行优化资产负债结构以降低期限错配程度，因而更侧重于对负债端风险产生影响。②基准模型中流动性监管与资本监管的交互项参数估计结果表明，NSFR 与资本监管指标的交互项对商业银行稳健性产生正向影响，而 LCR 监管与资本监管指标的交互项则与商业银行的稳健性呈现负相关关系。LCR 监管与资本监管之间存在的潜在冲突，可能是因为 LCR 监管要求侵蚀了银行利润，这在一定程度上刺激了商业银行风险承担动机，同时收益留存的下降对商业银行的资本状况产生负向压力，因而冲销了部分资本监管所带来的稳定效应。因此，在流动性监管政策效果评估时，应充分考虑其与资本监管的交互作用，尤其要关注流动性监管对银行利润的冲击与影响，这是流动性监管与资本监管协调配合、发挥稳定作用的关键。

五、扩展模型：流动性监管与货币政策的银行风险承担渠道

1. 扩展模型回归结果

从基准模型回归结果来看，货币供应量增速 $GM2$ 对商业银行稳健性的影响显著为负，这一结果初步验证了货币政策银行风险承担渠道的存在性。在此基础上，这里将采用不同货币政策代理变量对流动性监管与货币政策银行风险承担渠道之间关系进行进一步检验，并从分组估计、区分资产端和负债端风险结构以及区分不同经济环境等角度对具体影响机制进行探讨，从而为流动性监管与货币政策传导的良性互动提供实证经验支持。为了缓解动态面板模型中潜在的内生性问题，这里仍采用一阶系统 GMM 进行参数估计，扩展模型的参数估计

结果如表 6 所示。

表 6 扩展模型的参数估计结果

被解释变量 Z	(1)	(2)	(3)	(4)
	$MP = loanrate$	$MP = loanrate$	$MP = loanrate$	$MP = rr$
L.Z	0.8187*** (0.0320)	0.8786*** (0.0302)	0.8621*** (0.0351)	0.8302*** (0.0318)
MP	0.0164*** (0.0027)	0.0120*** (0.0023)	0.0211*** (0.0030)	0.0069*** (0.0011)
LCR	0.1001*** (0.0169)		0.0777*** (0.0201)	0.0760*** (0.0179)
MP*LCR	-0.0167*** (0.0028)		-0.0135*** (0.0034)	-0.0043*** (0.0010)
NSFR		0.0806*** (0.0127)	0.0582*** (0.0123)	0.0480*** (0.0094)
MP*NSFR		-0.0129*** (0.0021)	-0.0089*** (0.0021)	-0.0026*** (0.0005)
观测数	816	1070	816	816
Wald 检验	2336***	1897***	2407***	2958***
AR(2)-p 值	0.218	0.767	0.996	0.792
Hansen 检验-p 值	0.875	0.821	0.873	0.783

注：扩展模型中均纳入了宏观经济和行业层面控制变量、银行层面特征变量、银行层面特征变量与货币政策的交互项和常数项，囿于篇幅，未展示全部参数估计结果。如无特殊说明，下同。

模型（1）为仅包含 LCR 及其与货币政策交互项的回归模型，初步验证了假设 H3：货币政策变量与银行稳健性之间存在显著的正相关关系，即宽松货币政策造成银行稳健性下降以及风险承担行为增加。方意等（2012）、江曙霞和陈玉婵（2012）将这一现象产生的原因归结为收益追逐效应。LCR 与货币政策的交互项系数显著为负，这也初步验证了假设 H4，即商业银行提升 LCR 水平有助于缓解货币政策对银行风险承担行为的激励效应。这是因为，LCR 监管要求商业银行持有充足的合格优质流动性资产，因而当利率下降时，商业银行追逐高风险高收益资产的行为会受到显著约束，从而提高了银行经营的稳健性。与 LCR 监管要求类似，模型（2）也验证了 NSFR 监管对货币政策风险承担渠道的抑制作用。这种抑制作用同样可以通过收益追逐机制予以解释：NSFR 监管要求商业银行形成合理的资产负债结构，

降低期限错配程度。在此要求下, 商业银行为满足流动性监管要求, 必须调整资产和负债结构, 比如降低信用贷款占比、增加高流动性资产持有、增加更长期的稳定融资渠道、减少短期批发融资等。在宽松货币政策环境下, 商业银行追逐高风险资产、扩张短期融资以支持业务扩张的行为将会受到流动性监管要求的制约。模型 (3) 则将 LCR 监管和 NSFR 监管的共同作用考虑在内, 上述结论仍然稳健。

此外, 本文还尝试从以下几个方面进行稳健性检验¹: ①替换不同的货币政策变量对模型结果进行稳健性检验。模型 (4) 采用数量型货币政策工具——法定存款准备金率作为货币政策变量, 仍可验证流动性监管的显著约束性作用。②由于资本监管也会对货币政策的银行风险承担渠道产生抑制性影响, 因此本文进一步将资本充足率与货币政策的交互项纳入基准模型, 以控制资本监管所带来的影响。稳健性检验结果表明, 在控制资本监管的潜在影响之后, 本文的结论仍然显著, 这也在一定程度上说明了资本监管与流动性监管之间存在互补关系。③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: 识别银行特征变量的影响

为了进一步识别流动性监管对货币政策风险承担渠道的微观影响机制, 本文分别按照流动性水平高低、资本充足率高低和银行类型进行分组估计, 也可视为对扩展模型结论的稳健性检验。其中, 流动性水平高低的分组方法是: 本文以 2015 年—2019 年商业银行每年度 LCR (或 NSFR) 的中位数作为筛选标准, 选取高于年度分位数的样本作为高 LCR (或 NSFR) 组, 低于年度分位数的样本作为低 LCR (或 NSFR) 组。对资本充足率高低的分组也采用类似方法处理。对不同银行特征的样本组进行比较分析, 一方面能够检验不同银行特征因素对银行经营稳健性的影响差异, 另一方面有助于理解流动性监管要求对货币政策风险承担渠道的影响机制和内在动机。表 7 和表 8 分别展示了 LCR 和 NSFR 作为流动性监管代理变量的参数回归结果。

1 囿于篇幅, 扩展模型的稳健性检验结果等内容详见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

表 7 LCR 监管的分组估计结果

被解释变量 <i>Z</i>	LCR 分组		资本充足率分组		大型银行和 股份制银行	城商行 农商行
	高 LCR	低 LCR	高资本充足率	低资本充足率		
<i>L.Z</i>	0.8231*** (0.0361)	0.8460*** (0.0322)	0.7874*** (0.0423)	0.8294*** (0.0487)	0.7617*** (0.0392)	0.8207*** (0.0272)
<i>MP</i>	0.0212*** (0.0053)	0.0040 (0.0030)	0.0095** (0.0037)	0.0195*** (0.0043)	0.0013 (0.0016)	0.0142*** (0.0035)
<i>LCR</i>	0.0943*** (0.0232)	0.0427 (0.0276)	0.0579*** (0.0204)	0.1247*** (0.0316)	0.0002 (0.0136)	0.0817*** (0.0189)
<i>MP*LCR</i>	-0.0159*** (0.0039)	-0.0063 (0.0045)	-0.0092*** (0.0034)	-0.0210*** (0.0053)	-0.0005 (0.0022)	-0.0138*** (0.0032)
观测数	401	415	394	422	273	543
Wald 检验	2284***	5983***	1790***	1812***	46002***	2928***
AR(2)-p 值	0.573	0.797	0.756	0.173	0.485	0.722
Hansen 检验-p 值	0.997	0.972	0.911	0.982	0.999	0.998

按照 LCR 高低分组的参数估计结果表明，高 LCR 样本银行组表现出更为显著的抑制作用。可能的原因在于，较高的 LCR 意味着商业银行具备较多的短期流动性缓冲，面对宽松货币政策环境，商业银行更容易追逐高风险资产配置，比如降低流动性资产持有转向配置贷款资产。但是，监管要求使得商业银行必须保持充足的流动性水平，从而对货币政策的银行风险承担渠道产生更为明显的抑制作用。但是，不同资本充足率状况的样本银行对 LCR 监管的潜在影响并没有显著差异，这也意味着，无论商业银行资本充足率高低，流动性监管的这种抑制效果都显著存在。

对不同银行类别的分组估计结果表明，流动性监管对于城商行和农商行的抑制作用相对于大型银行和股份制银行来说更为明显。城商行和农商行由于其流动性管理能力较弱，因而短期流动性管理策略以高流动性资产持有为主。在此情况下，货币政策对银行风险承担行为的激励作用会更为明显，因而流动性监管要求能够有效抑制城商行和农商行对高风险高收益资产的利益追逐。而大型银行和股份制银行由于具有较为完善的流动性风险管理体系，应对 LCR 监管具有更多的调整策略，因而流动性监管要求的抑制作用并不显著。

表 8 NSFR 监管的分组估计结果

被解释变量 <i>Z</i>	NSFR		资本充足率		大型银行和 股份制银行	城商行和 农商行
	高 NSFR	低 NSFR	高资本充足率	低资本充足率		
<i>L.Z</i>	0.8513*** (0.0344)	0.8965*** (0.0333)	0.8531*** (0.0457)	0.9017*** (0.0297)	0.7965*** (0.0608)	0.8568*** (0.0328)
<i>MP</i>	0.0093*** (0.0023)	0.0152*** (0.0035)	0.0238*** (0.0054)	0.0092*** (0.0019)	0.0082*** (0.0028)	0.0115*** (0.0026)
<i>NSFR</i>	0.0570*** (0.0123)	0.0953*** (0.0218)	0.1248*** (0.0274)	0.0696*** (0.0114)	0.0451*** (0.0141)	0.0760*** (0.0150)
<i>MP*NSFR</i>	-0.0090*** (0.0020)	-0.0163*** (0.0038)	-0.0212*** (0.0048)	-0.0109*** (0.0019)	-0.0078*** (0.0027)	-0.0120*** (0.0024)
观测数	544	526	512	558	331	739
Wald 检验	1470***	3718***	1869***	3235***	28706***	1196***
AR(2)-p 值	0.147	0.590	0.383	0.256	0.0314	0.313
Hansen 检验-p 值	0.951	0.989	0.949	0.951	0.999	0.998

相比之下，NSFR 指标的分组估计结果在不同特征的商业银行之间并不存在显著差异。货币政策变量、NSFR 水平及两者交互项的回归系数在不同 NSFR 水平、不同资本充足率水平、不同银行类别之间均显著。这也表明，NSFR 监管对货币政策风险承担渠道的抑制作用对于不同特征的银行来说都是普遍存在的。与 LCR 监管要求类似，无论商业银行的资本水平高低，NSFR 监管都能够显著抑制宽松货币政策对银行风险承担行为的激励作用。在此基础上，为不同特征、不同类型的商业银行设计更有针对性的流动性监管要求，或许能够为流动性监管实践与货币政策传导的协调关系提供新的思路。

3. 区分银行资产负债风险的回归结果

借鉴 Angeloni et al. (2015) 对银行风险来源的分类，本文进一步将银行面临的风险区分为资产端风险和负债端风险，以检验流动性监管对货币政策银行风险承担渠道的微观影响机制。

(1) 基于资产端风险指标的实证研究结果。银行资产端的风险承担行为一般采用风险加权资产比例 (Risk Weighted Asset Ratio, 简称 RWAR) 来衡量 (Delis and Kouretas, 2011; 黄继承等, 2020)。商业银行资产端风险变化可能存在两种可能方式：① 银行将风险资产转换为无风险资产的行为，这种资产结构调整往往被称为“寻找安全资产” (Flight to Safety)；

②银行调整风险资产的内部结构,这种调整方式往往是银行利益追逐的主要途径。简化起见,本文仍采用扩展模型的设定,将被解释变量替换为 $RWAR$, 基于资产端风险指标的参数估计结果如表 9 所示。

表 9 基于资产端风险指标的参数估计结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$RWAR$	$MP = loanrate$	$MP = loanrate$	$MP = loanrate$	$MP = rr$
$L.RWAR$	0.7096*** (0.1291)	0.8632*** (0.0482)	0.7685*** (0.0664)	0.8588*** (0.0548)
MP	-0.1046** (0.0433)	-0.0103*** (0.0040)	-0.2044*** (0.0739)	-0.0439*** (0.0131)
LCR	-0.9842** (0.4226)		0.0030 (0.0082)	0.0023 (0.0046)
$MP*LCR$	0.1927** (0.0840)		0.2238*** (0.0837)	0.0566*** (0.0160)
$NSFR$		-0.0106** (0.0054)	-0.0799*** (0.0201)	-0.0293* (0.0156)
$MP*NSFR$		0.0071* (0.0038)	0.0121*** (0.0030)	0.0015* (0.0009)
观测数	802	1005	802	802
Wald 检验	648.5***	1845***	2402***	5184***
AR(2)-p 值	0.435	0.601	0.873	0.743
Hansen 检验-p 值	0.708	0.902	0.742	0.870

基于资产端风险的实证结果显示,风险加权资产比例与货币政策变量之间存在显著的负向关系,这也意味着宽松货币环境使得银行承担更多资产端风险。无论采用存款准备金率还是基准贷款利率作为货币政策变量,实证结果均支持银行风险承担渠道存在的结论。实证结果也表明,LCR 与 NSFR 本身都会对银行的资产端风险承担产生直接的抑制性作用,这也与本文基准模型的主要结论相一致。但相比之下,LCR 监管对货币政策的银行风险承担渠道的抑制性作用更为明显。可能的原因在于,LCR 监管对商业银行资产端的影响更为直接。LCR 监管促使商业银行增加合格优质流动性资产的持有规模,这一约束将直接降低商业银行资产端风险水平,而且能够有效抑制宽松货币政策环境下商业银行流动性过度囤积带来的收益追逐效应。

(2) 基于负债端风险指标的实证研究结果。本文借鉴 (Angeloni et al, 2015; 金鹏辉等, 2014) 的设定, 采用非存款负债比例 (*NDR*) 作为衡量银行负债端风险承担水平的测度变量。按照流动性监管规则的设定, 存款负债融资渠道具有良好的稳定性, 而同业拆借、回购协议等短期批发融资渠道则易受到市场流动性冲击的影响, 因此从流动性监管角度来看, 采用非存款负债比例来衡量银行融资渠道中的风险承担水平具有一定合理性。这里仍采用扩展模型的设定, 将被解释变量替换为非存款负债比例, 基于负债端风险指标的参数估计结果如表 10 所示。

表 10 基于负债端风险指标的参数估计结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>NDR</i>	<i>MP =loanrate</i>	<i>MP =loanrate</i>	<i>MP =loanrate</i>	<i>MP =rr</i>
<i>L.NDR</i>	0.7589*** (0.0634)	0.8651*** (0.0680)	0.7100*** (0.0642)	0.7709*** (0.0628)
<i>MP</i>	-0.0333*** (0.0100)	-0.0235*** (0.0061)	-0.0450*** (0.0106)	-0.0976* (0.0509)
<i>LCR</i>	-0.2558*** (0.0721)		-0.1242** (0.0618)	-0.0130*** (0.0037)
<i>MP*LCR</i>	0.0299*** (0.0108)		0.0068 (0.0098)	0.0019 (0.0038)
<i>NSFR</i>		-0.1020*** (0.0311)	-0.1857*** (0.0643)	-0.1652*** (0.0563)
<i>MP*NSFR</i>		0.0151*** (0.0047)	0.0304*** (0.0104)	0.0093*** (0.0031)
观测数	802	1005	802	802
Wald 检验	2970.19***	5773.51***	2850.24***	3828.54***
AR(2)-p 值	0.989	0.571	0.899	0.633
Hansen 检验-p 值	0.933	0.940	0.985	0.958

基于负债端风险指标的回归结果也显示, 宽松的货币政策会引起非存款负债比例上升。实证结果也同样验证了 *LCR* 和 *NSFR* 监管的所带来的稳定作用。但值得注意的是, 尽管商业银行提高 *LCR* 水平仍然会约束货币政策银行风险承担渠道, 但是在同时考虑 *LCR* 和 *NSFR* 监管环境之后, *LCR* 对货币政策银行风险承担渠道的影响变得不显著, 可能的原因是 *LCR* 对银行负债端风险的抑制作用被 *NSFR* 监管的作用所吸收, 或者说 *NSFR* 监管要求在抑制货币

政策银行风险承担渠道效果方面具有更强的约束力。

综合看，资产端和负债端风险的实证检验结果均表明，商业银行资产结构调整行为和负债结构调整行为都显著支持了货币政策银行风险承担渠道的存在性。同时，流动性监管要求的引入对货币政策银行风险承担渠道产生了显著的抑制作用，LCR 监管主要作用于银行资产端风险承担行为，而 NSFR 则主要作用于银行的负债端风险。因此，监管当局应针对识别出的不同风险类型与风险监管导向，对 LCR 和 NSFR 两项流动性监管要求有所偏重，从而更好地实现流动性监管实践与货币政策传导的协调与平衡。

4. 区分不同经济环境的回归结果

流动性监管作为中国宏观审慎评估体系的重要组成部分，探讨其对货币政策传导渠道的影响还应注意对不同经济环境进行评估（Claessens et al., 2013）。对此，本文通过构建宏观经济周期虚拟变量，进一步考察了流动性监管在不同经济环境下对货币政策银行风险承担渠道的影响。

借鉴黄继承等（2020）的宏观经济周期虚拟变量的构造方法，本文选取样本期内的季度 GDP 增速数据并进行季节性调整，以消除宏观数据中季节性波动的影响，之后采用 HP 滤波方法处理分离出 GDP 增速的周期项。在此基础上，本文进一步识别出样本期内的不同经济环境：当 GDP 增速的周期项为正值时，判定该时期为经济上行期（*UP*）；当 GDP 增速的周期项为负值时，判定该时期为经济下行期（*DOWN*）。当经济处于上行期时，*UP* 虚拟变量取 1，*DOWN* 虚拟变量取 0；反之当经济处于下行期时，*DOWN* 变量取 1，*UP* 变量取 0。简化起见，本文仍然沿用扩展模型的设定和估计方法。表 11 给出了不同经济环境下的参数估计结果。

表 11 区分不同经济环境的参数估计结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Z</i>	LCR	LCR	NSFR	NSFR
<i>L.Z</i>	0.7306*** (0.0316)	0.7839*** (0.0352)	0.7203*** (0.0293)	0.7292*** (0.0274)
<i>MP_UP</i>	0.0211*** (0.0029)	0.0216*** (0.0030)	0.0071*** (0.0024)	0.0047** (0.0024)
<i>LR_UP</i>	0.1137*** (0.0168)	0.1170*** (0.0167)	0.0413*** (0.0128)	0.0305** (0.0126)
<i>MP_UP*LR_UP</i>	-0.0201*** (0.0030)	-0.0202*** (0.0030)	-0.0071*** (0.0022)	-0.0052** (0.0022)
<i>MP_DOWN</i>	0.0200*** (0.0027)	0.0207*** (0.0028)	0.0057*** (0.0022)	0.0036* (0.0022)
<i>LR_DOWN</i>	0.1220*** (0.0182)	0.1243*** (0.0185)	0.0376*** (0.0107)	0.0271** (0.0107)
<i>MP_DOWN*LR_DOWN</i>	-0.0200*** (0.0030)	-0.0201*** (0.0030)	-0.0058*** (0.0017)	-0.0041** (0.0017)
控制变量	No	Yes	No	Yes
观测数	816	816	1070	1070
Wald 检验	1307.89***	1873.7***	1633.79***	3116.28***
AR(2)-p 值	0.285	0.159	0.199	0.746
Hansen 检验-p 值	0.775	0.845	0.766	0.783

注：简化起见，本表中所采用的货币政策变量均为基准贷款利率 *loanrate*，相关变量定义为： $MP_UP = MP \times UP$ 、 $LR_UP = LR \times UP$ 、 $MP_DOWN = MP \times DOWN$ 、 $LR_DOWN = LR \times DOWN$ 。模型（1）—模型（2）的 LR 变量为 LCR 变量，模型（3）—模型（4）的 LR 变量为 NSFR。

实证研究结果表明，在不同经济环境下流动性监管对货币政策银行风险承担渠道的抑制作用显著存在。从不同经济环境中的系数差异比较看：①经济上行期货币政策变量的系数要显著高于经济下行期，这也说明银行风险承担行为对货币政策的敏感度在经济上行期更为明显，此时中央银行收紧货币政策将有助于减少银行风险承担行为。②经济上行期 NSFR 水平的提高对银行经营稳健性的促进作用要大于经济下行期，这表明 NSFR 监管在商业银行扩张过程中对其风险承担行为的约束作用更强。与此相反，经济下行期的 LCR 水平提升对银行经营稳健性的促进作用要大于经济上行期，这意味着商业银行对于经济下行期的流动性短缺

情况反应更为敏感。③流动性监管与货币政策的交互项系数在不同经济环境下也存在一定差异。总体看，在经济下行期流动性监管的抑制作用要高于经济上行期，这也与流动性监管的设计初衷相符，即保证银行在极端压力情景下的经营稳健性。因此，结合不同的宏观经济状况设置逆周期的流动性监管规则，对于增强银行经营稳健性和货币政策传导效率都具有重要意义。

六、结论与建议

本文从银行风险承担视角出发，检验了巴塞尔 III 流动性监管对银行稳健性经营的积极意义，并基于流动性监管与货币政策银行风险承担渠道之间的互动关系，讨论了流动性监管与货币政策之间的协调关系问题。本文采用手工收集的中国 50 家商业银行 2015 年第 1 季度到 2019 年第 4 季度的流动性监管数据，通过实证研究检验了流动性监管对银行稳健性的积极影响。在此基础上，本文从银行特征、风险来源和经济环境视角出发，探讨了流动性监管对货币政策的银行风险承担渠道的影响机制问题。研究发现：①流动性监管能够显著抑制商业银行的风险承担行为，提高商业银行经营的稳健性。②在风险缓释方面，流动性监管与资本监管呈现出一定的互补关系，这在很大程度上取决于流动性监管对商业银行利润水平的影响。③货币政策的银行风险承担渠道在中国显著存在，即宽松货币政策环境对商业银行风险承担行为具有显著的激励作用，但流动性监管要求的引入能够显著抑制这种风险激励效应。④流动性监管对货币政策银行风险承担渠道的抑制效果在区分不同银行特征、不同风险类型、不同经济环境后存在显著的异质性特征。这些研究结论不仅有助于厘清流动性监管对货币政策的银行风险承担渠道的微观影响机制，也有助于协调流动性监管与货币政策调控。对此，本文提出以下政策建议：

(1) 审慎评估流动性监管的成本与收益，客观看待流动性监管对货币政策传导过程的影响。尽管流动性监管要求可能会对银行信贷规模产生一定冲击，但从银行风险视角来看流动性监管与货币政策仍然存在协调配合的空间，必须客观看待流动性监管的潜在影响：流动性监管要求不仅能够显著提升银行稳健性，还能够抑制宽松货币政策环境下商业银行的风险承担行为，因而有助于实现银行稳健经营与货币政策有效传导的双重目标。

(2) 重视流动性监管与资本监管的交互作用，在保障商业银行稳健经营的同时提高货币政策传导的有效性。尽管流动性监管与资本监管对银行稳健性均有积极作用，但实证研究结果也表明 LCR 监管与资本监管的作用效果可能会相互抵消，因而在监管实践中可以考虑采用过渡期安排等方式弱化流动性监管对商业银行的利润冲击，从而降低流动性监管与资本

监管的潜在冲突与矛盾。此外，针对流动性监管与资本监管在抑制货币政策银行风险承担渠道方面的交互作用，监管当局也应尤其注意两种监管要求之间的协调配合。例如，对于资本充足率相对较低的商业银行，监管部门可以适当提高流动性监管要求，这不仅有助于缓解宽松货币政策对商业银行风险承担行为的激励效应，也在一定程度上补充了资本监管的作用效果。

(3) 引入差异化监管、逆周期调节等多种灵活的制度安排，实现流动性监管与货币政策传导的协调与平衡。例如，针对流动性水平相对较高的城商行和农商行，监管当局可适当提高其流动性监管要求，这将有助于约束该类商业银行在宽松货币政策环境下的风险承担动机；针对商业银行资产端风险承担行为，应优先加强 LCR 监管要求以抑制宽松货币政策环境下商业银行流动性过度囤积带来的收益追逐效应，而对于负债端风险防范来说，更为严格的 NSFR 监管要求可能对于提高商业银行负债质量更为有效。此外，在流动性监管要求中还可以引入逆周期调节等制度安排，在经济上行期应着重强化 NSFR 监管对银行风险承担的抑制作用，而在经济下行期充分发挥 LCR 监管要求的稳定作用。在中国商业银行流动性风险监管体系的优化与完善中，监管当局也应基于商业银行特征、风险监管导向以及宏观经济环境灵活地调节流动性监管要求，并使其与货币政策调控形成有效配合，这样才能真正实现银行稳健经营与货币政策有效传导的“双赢”目标。

【参考文献】

- [1] 方意, 赵胜民, 谢晓闻. 货币政策的银行风险承担分析——兼论货币政策与宏观审慎政策协调问题[J]. 管理世界, 2012, (11): 9-19.
- [2] 冯玉梅, 任仪佼. 流动性监管对我国货币政策的银行风险承担渠道影响研究[J]. 经济与管理评论, 2019, (5): 113-126.
- [3] 黄继承, 姚驰, 姜伊晴等. “双支柱”调控的微观稳定效应研究[J]. 金融研究, 2020, (7): 1-20.
- [4] 江曙霞, 陈玉婵. 货币政策, 银行资本与风险承担[J]. 金融研究, 2012, (4): 1-16.
- [5] 李明辉, 刘莉亚, 黄叶萼. 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[J]. 国际金融研究, 2016, (3): 51-62.
- [6] 罗煜, 张祎, 朱文字. 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[J]. 金融研究, 2020, (10): 19-37.
- [7] 潘敏, 汪怡, 陶宇鸥. 净稳定资金比率监管会影响商业银行的风险承担和绩效吗——基于中国银行业的经验证据[J]. 财贸研究, 2016, (6): 19-28.
- [8] 项后军, 李昕怡, 陈昕朋. 理解货币政策的银行风险承担渠道——反思与再研究[J]. 经济学动态, 2016, (2): 87-100.
- [9] 徐明东, 陈学彬. 货币环境, 资本充足率与商业银行风险承担[J]. 金融研究, 2012, (7): 50-62.
- [10] 张雪兰, 何德旭. 货币政策立场与银行风险承担——基于中国银行业的实证研究(2000-2010)[J]. 经济研究, 2012, (5): 31-44.
- [11] Acosta, S. J., G. Arnould, K. Milonas, and Q. A. Vo. Capital and Liquidity Interaction in Banking[R]. Staff Working Paper No. 840, 2019.
- [12] Allen, F., and D. Gale. How Should Bank Liquidity be Regulated[C]. Speech at Federal Reserve Bank of Atlanta, 2014: 1-33.
- [13] Angeloni, I., E. Faia, and M. L. Duca. Monetary Policy and Risk Taking[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2015, 52: 285-307.
- [14] Arellano, M., and O. Bover. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models[J]. Journal of Econometrics, 1995, 68(1): 29-51.
- [15] Baltagi, B. H., and P. X. Wu. Unequally Spaced Panel Data Regressions with AR (1) Disturbances[J]. Econometric Theory, 1999: 814-823.
- [16] Basel Committee on Banking Supervision (BCBS). Basel III: International Framework for Liquidity Risk Measurement, Standards and Monitoring[R]. Bank for International Settlement, Dec 2010.
- [17] Basel Committee on Banking Supervision (BCBS). Basel III: The Liquidity Coverage Ratio and Liquidity Risk Monitoring Tools [R]. Bank for International Settlement, Jan 2013.
- [18] Basel Committee on Banking Supervision (BCBS). Basel III: The Net Stable Funding Ratio[R]. Bank for International Settlement, Oct 2014.
- [19] Bech, M., and T. Keister. Liquidity Regulation and the Implementation of Monetary Policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2017, 92: 64-77.

- [20] Beck, T., O. D. Jonghe, and G. Schepens. Bank Competition and Stability: Cross-country Heterogeneity[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2013, 22(2): 218-244.
- [21] Blundell, R., and S. Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1): 115-143.
- [22] Boissay, F., and F. Collard. Macroeconomics of Bank Capital and Liquidity Regulations[J]. BIS Working Papers No 596, 2016.
- [23] Borio, C., and H. Zhu. Capital Regulation, Risk-taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism[J]. *Journal of Financial Stability*, 2012, 8(4): 236-251.
- [24] Cecchetti, S. G., and A. Kashyap. What binds? Interactions between Bank Capital and Liquidity Regulations[R]. *The Changing Fortunes of Central Banking*, 2016.
- [25] Cetina, J., and K. Gleason. The Difficult Business of Measuring Banks' Liquidity: Understanding the Liquidity Coverage Ratio[R]. Office of Financial Research Working Paper No.15-20, 2015.
- [26] Claessens, S., S. R. Ghosh, and R. Mihet. Macro-prudential Policies to Mitigate Financial System Vulnerabilities[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2013, 39: 153-185.
- [27] De Nicolo, G. Size, Charter Value and Risk in Banking: An International Perspective[R]. Federal Reserve Bank of Chicago Proceedings No. 708, 2001.
- [28] Delis, M. D., and G. P. Kouretas. Interest Rates and Bank Risk-taking[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011, 35(4): 840-855.
- [29] Dell'Ariccia, G., L. Laeven, and G. A. Suarez. Bank Leverage and Monetary Policy's Risk - taking Channel: Evidence from the United States[J]. *Journal of Finance*, 2017, 72(2): 613-654.
- [30] Elizalde, A., and R. Repullo. Economic and Regulatory Capital in Banking: What Is the Difference? [J]. *International Journal of Central Banking*, 2007.
- [31] Goodhart, C. A. E., A. K. Kashyap, and D. P. Tsomocos. Financial regulation in general equilibrium[R]. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. w17909, 2012.
- [32] Hong, H., J. Huang, and D. Wu. The Information Content of Basel III Liquidity Risk Measures[J]. *Journal of Financial Stability*, 2014, 15: 91-111.
- [33] Jahn, N., and T. Kick. Determinants of Banking System Stability: A Macro-prudential Analysis[R]. Finance Center Münster, University of Münster, 2012.
- [34] Jiménez, G., J. A. Lopez, and J. Saurina. How does Competition Affect Bank Risk-taking? [J]. *Journal of Financial Stability*, 2013, 9(2): 185-195.
- [35] King, M. The Basel III Net Stable Funding Ratio and Bank Net Interest Margins[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(11): 4144-4156.
- [36] Laeven, L., and F. Valencia. The Real Effects of Financial Sector Interventions During Crises[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2013, 45(1): 147-177.
- [37] Laeven, L., and R. Levine. Bank Governance, Regulation and Risk Taking[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 93(2): 259-275.
- [38] Malherbe, F. Self-fulfilling Liquidity Dry-ups[J]. *The Journal of Finance*, 2014, 69(2): 947-970.
- [39] Naceur, S. B., and M. Omran. The Effects of Bank Regulations, Competition, and Financial Reforms on

Banks' Performance[J]. *Emerging Markets Review*, 2011, 12(1): 1-20.

[40] Peck, J., and K. Shell. Could Making Banks Hold Only Liquid Assets Induce Bank Runs? [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2010, 57(4): 420-427.

[41] Reinhard, C. M., and K. S. Rogoff. *This Time is Different: Eight Countries of Financial Folly*[M]. Princeton University Press, 2009.

[42] Research Task Force (RTF). *Literature Review on Integration of Regulatory Capital and Liquidity Instruments*[R]. Basel Committee on Banking Supervision Working Paper No. 30, 2016.

[43] Stein, J. C. *Liquidity Regulation and Central Banking*[C]. Speech at the "Finding the Right Balance" 2013 Credit Markets Symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Richmond, Charlotte, North Carolina. 2013.

[44] Walther, A. Jointly Optimal Regulation of Bank Capital and Liquidity[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2016, 48(2-3): 415-448.

Liquidity Regulation, Bank Resilience and Monetary Policy

Transmission

ZHUANG Yu-min, ZHANG Yi

Abstract: As a powerful supplement to capital regulation in banking industry, liquidity regulation, which is designed to promote the resilience of commercial banks in response to liquidity shocks, has now become a vital part of China's Macro Prudential Assessment (MPA) framework. Liquidity regulation, once brought forward, raised a fierce debate about why can liquidity regulation be used as a macro prudential regulatory tool, and how to realize the coordination between liquidity regulation and monetary policy. As far as I know, these questions have not been fully solved yet. From the perspective of bank risk-taking, this paper provides an empirical explanation to the macro prudential meanings of liquidity regulation, and explores the mechanism design of the coordination between liquidity regulation and monetary policy. Our results show that liquidity regulation has a positive effect on the resilience and stability of banks, which is independent of capital regulation. Furthermore, this paper empirically shows that the monetary policy rate is negatively related to bank risk-taking behavior, but liquidity regulation can effectively restrict excessive risk taking of banks under easy monetary policy, which is significantly different after distinguishing different bank characteristics, risk types and economic environments. These research conclusions provide useful policy implications to achieve the coordination of financial stability and effective monetary policy transmission.

Key Words: liquidity regulation; bank resilience; bank risk-taking; monetary policy transmission

通胀目标调整、政策可信度与宏观调控效应¹

马勇² 姚驰³

【摘要】 本文通过构建包含范式转变特征的 DSGE 模型，对通胀目标调整过程中的结构性变化以及政策可信度对这一结构转变的影响进行了研究，并在此基础上分析了通胀目标调整过程中，政策可信度对宏观经济波动的调控效应。本文的分析得到：在政策当局做出政策目标的调整后，如果市场预期这一政策可信，那么主要经济变量将会在政策调整期内达到目标的均衡水平；反之，如果市场预期这一政策不可信，那么市场预期和政策目标之间的分歧将使得主要经济变量偏离目标的均衡水平，导致政策调整无法实现其既定目标。同时，政策可信度不仅有助于实现既定的政策目标，而且能够起到降低政策实施过程中经济波动的调控效应，从而降低政策实施的成本。特别是，政策可信度对宏观经济波动的这一稳定效应在中长期内更为明显。本文的分析为理解经济结构性转变过程中的政策信用和预期管理等问题提供了一些新的思路和方法。

【关键词】 通胀目标；政策可信度；宏观调控效应

一、引言与文献综述

从当前全球各主要国家的货币政策实践来看，货币政策的目标框架以“灵活通胀目标制”为代表，而行为框架则以“相机选择”为代表。对于前者而言，通胀是政策当局最为重视和直接盯住的一个基本目标。对于后者而言，政策当局需要根据对经济形势的动态变化，适时地做出针对性的政策调整。因此，在实践中，如果以通胀为代表的经济形势发生了变化，政策当局就会相应地进行政策目标的调整，然后进行政策宣示和政策操作，以促进经济运行向政策当局认为合理的目标状态趋近。

基于上述货币政策框架，显而易见的是，随着一国的经济形势发生显著的结构变化——比如经济从高增长和通胀压力的“双高”状态转向经济减速和通缩压力的“双低”状态——货币政策的目标也需要进行相应的结构性调整，并就此进行政策宣示和执行操作。举例而言，随着中国经济在 2011 年之后逐步进入“新常态”，经济增速的结构性下降

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.2222。

² 马勇，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中国人民大学财政金融学院教授、博士生导师。

³ 姚驰，中国人民大学财政金融学院博士。

以及与之伴随的通胀压力减小，货币政策所面临的经济形势已经迥异于此前的“高增长、高通胀”状态，因而适当降低经济增长的目标增速是必要的，同时，通胀压力的下降也为中央银行实行更加严格的通胀控制（对应通胀目标的下降）创造了条件。那么，在上述背景下，政策当局通胀目标的调整将如何影响宏观经济的运行？政策当局如何通过通胀预期管理提升政策有效性？在通胀预期管理中，政策宣示的可信度对宏观经济的运行动态以及政策目标的实现有何具体影响？这些问题都对“新常态”下的通胀预期管理带来了严峻挑战。因此，有必要深入研究政策可信度对政策目标调整以及经济结构转型过程中主要经济与金融变量动态变化的影响，对上述议题做出理论上的回答，从而为理解经济结构转变过程中的政策信用和预期管理等问题提供了一些新的思路，为“新常态”下通胀目标调整与预期管理等政策提供一定的现实指导意义。

从已有文献来看，虽然关于政策目标及其可信度对宏观经济政策效果的影响已经产生了大量文献（如 Barro and Gordon, 2004; Lu, 2013; Ciro and Mendonça, 2016; Lu et al., 2016），但是这些文献大都以缺乏微观基础的传统宏观模型为框架，或者基于微观的局部均衡分析（如博弈论框架下的一些分析），少有文献在具有微观基础的一般均衡模型框架下开展此类问题的研究。特别是，这些文献在分析方法上大都基于静态或比较静态分析，虽然能产生关于政策目标及其可信度对政策效果影响的定性结论，但难以分析这一过程中的宏观经济运行动态和相关传导机制，更不能讨论经济运行过程中的各种动态结构性变化问题。对后者的分析需要建立包含范式转变的动态一般均衡模型。此方面的研究目前来看还非常少，比较有代表性的是 Gambetti et al. (2008)、Liu et al. (2011) 和 Bianchi (2013) 等的研究。其中，Gambetti et al. (2008) 采用时变系数的模型研究了美国通胀和产出的动态变化；而 Liu et al. (2011) 则考虑了冲击波动性的结构性变化，构建了允许冲击波动性发生范式转变的 DSGE 模型对美国通胀的波动进行了研究。进一步地，Bianchi (2013) 同时考虑了参数和冲击波动性的变化，通过引入两个独立的马尔科夫范式转变过程将 DSGE 模型中泰勒规则的参数和结构性冲击的波动性都设定为时变的，研究发现允许泰勒规则在鹰派和鸽派之间范式转变的模型是表现最优的。此外，Kulish and Pagan (2017) 则对模型中稳态的变化进行了考察，研究了货币政策目标变化下的范式转变过程。

特别需要指出的是，当政策当局根据经济形势变化而做出政策目标的调整时，其政策宣示（比如宣布新的通胀目标或经济增长目标）是否可信，将直接影响到政策目标实现的效果。关于政策可信度对政策效果的影响，早期研究认为，在通胀目标制下，政策当局宣

布的低通胀政策的可信度提升有助于引导公众形成一致预期, 从而减少了政策实施过程中的通胀波动、产出波动和利率波动, 因此, 政策可信度的提升不仅有助于实现低通胀的政策目标, 而且能够降低政策实施过程中的成本 (Taylor, 1982; Blinder, 2000)。并且, 在这一激励下, 政策当局为了维护自身信誉和提高政策可信度, 又会将通货膨胀维持在较低水平 (Barro, 1986; Backus and Driffill, 1985)。部分学者的实证研究也发现, 政策当局的信誉和政策可信度的提高能够带来更有效的政策效果和更优的经济表现 (Mendonca and Souza, 2009)。后期关于央行沟通的相关研究也表明, 在存在不确定性的经济体中, 中央银行通过向市场传达决策意图以引导预期, 能够提高政策透明度和政策目标的可预测性 (Lehtimaki and Palmu, 2019; Bennani et al., 2020), 从而弱化市场对于利率预期的分歧, 提升了央行对市场利率预期引导的有效性 (Seelajaroen et al., 2020)。并且, 有效的央行沟通也能够提升央行信誉和政策可信度, 从而为政策目标的有效性提供支持, 如引导通胀预期 (Montes and Nicolay, 2017)、降低利率波动性等 (Montes and Gea, 2018)。同时, Neuenkirch (2013) 的研究发现, 央行沟通不仅显著影响了实际通胀和通胀预期, 而且对于货币政策传导机制具有重要影响, 从而提高货币政策的有效性。与之类似, Papadamou et al. (2015)、Coenen et al. (2017)、闫先东和高文博 (2017) 等的研究也支持了央行沟通在提高货币政策有效性方面的重要作用。

从文献的梳理来看, 除上述提及的研究方法上的可能改进之外, 在研究内容上, 已有文献虽然对通胀预期以及政策可信度开展了较多的研究, 但是对政策可信度在政策目标调整和经济转型过程中的影响缺乏足够的关注。因此, 为了对现有研究进行拓展, 本文尝试通过构建包含范式转变的 DSGE 模型, 对通胀目标调整过程中的结构性变化以及政策可信度在这一过程中的影响进行研究, 并在此基础上分析通胀目标调整过程中, 政策可信度对宏观经济波动的调控效应。较之已有文献, 本研究的“边际贡献”主要有以下几个方面: 一是本文通过在 DSGE 模型中引入范式转变, 分析了由高通胀向低通胀范式转变过程中的一系列结构性转变所可能带来的影响; 二是本文对政策可信和政策不可信两种情况下的不同范式转变过程进行比较, 研究了政策可信度如何影响通胀目标调整过程中的结构转换和政策实施效果; 三是本文不仅分析了政策可信度对实现政策目标 (是否达到目标的均衡水平) 的影响, 同时也分析了政策可信度对政策实施成本 (主要经济变量的波动) 的影响, 从而较为全面的考察了政策可信度在通胀目标调整过程中的调控效应; 四是本文首次构建包含范式转变的 DSGE 模型研究了政策可信度在政策目标调整过程中的影响, 从而对国内

外相关领域的文献形成了有益补充，也为研究经济结构性转变过程中的政策信用和预期管理等问题提供了一些新的思路和方法。

本文其余部分的结构安排如下：第二部分构建包含范式转变的 DSGE 模型，并在模型中引入不同政策可信度下的经济主体预期进行求解；第三部分对模型参数进行校准和估计，并对我国经济进入“新常态”的结构转换进行估计；第四部分对不同政策可信度下的通胀目标调整过程进行数值模拟分析；第五部分对政策可信度对宏观经济波动的影响进行考察；第六部分对全文进行总结，并提出简要的政策建议。

二、理论建模与求解

为了分析通胀目标调整过程中主要经济和金融变量的动态变化过程，以及政策可信度在这一过程中的影响，本部分首先构建一个具有微观基础的 DSGE 模型作为基本分析框架，然后在模型中引入经济结构的范式转变过程，并对包含范式转变的模型进行求解。最后，进一步考虑经济主体的信念转变过程，在模型中引入不同政策可信度下经济主体的预期进行求解，以考察政策可信度对范式转变过程的影响。

（一）基本模型框架

参考大多数文献中的常见设定（如 Galí, 2015；马勇和陈雨露，2014 等），本部分通过构建一个具有微观基础的 DSGE 模型，为后文的相关分析提供一个基本的理论框架。较之标准的传统 DSGE 模型，本文模型的一个主要特点是，在高度简洁的结构性框架中推导出各内生变量与其稳态水平的显性关联，从而为后续的范式转变分析提供一个方便而清晰的一般均衡框架。模型的主体包括代表性家庭、中间品厂商。最终品厂商和货币当局。

1. 代表性家庭

代表性家庭选择当期的消费 C_t 、提供劳动 N_t 获得名义工资 W_t 、持有债券 B_t 以最大化期望效用 $U(C_t, N_t)$ ：

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\phi}}{1+\phi} \right] \quad (1)$$

其中， β 为贴现因子， σ 和 ϕ 分别为跨期消费弹性和劳动供给弹性的倒数。家庭部门的预算约束等式为：

$$C_t + \frac{B_t}{P_t} \leq \frac{W_t N_t}{P_t} + \frac{B_{t-1} r_{t-1}}{P_t} \quad (2)$$

其中， P_t 为价格水平， r_t 为名义利率。

2. 最终品厂商

最终品厂商使用 Dixit-Stiglitz 生产技术将中间品 $Y_t(i)$ 生产成最终品 Y_t :

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (3)$$

其中, ε 为各种中间品之间的替代弹性。假定最终品市场是完全竞争的, 那么, 最终厂商的利润最大化问题为:

$$\max_{Y_t(i)} P_t Y_t - \int_0^1 P_t(i) Y_t(i) di \quad (4)$$

对最终品厂商利润最大化求解可得到中间品需求函数以及最终品的价格指数:

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_t \quad (5)$$

$$P_t = \left(\int_0^1 P_t(i)^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (6)$$

3. 中间品厂商

假设中间品厂商是垄断竞争的, 生产函数为: $Y_t(i) = A_t N_t(i)$, A_t 为生产技术。由成本最小化可求得中间品厂商的实际边际成本为 $MC_t = \frac{W_t}{P_t A_t}$ 。在定价机制方面, 与主流文献的做法一致, 假设中间品厂商具有垄断能力并通过价格设定实现利润最大化。假定每一期保持价格不变的厂商比例为 θ , 而调整价格的厂商比例为 $1 - \theta$, 参数 θ 测度了价格刚性程度。基于上述设定, 中间厂商在产品需求量给定的情况下, 追求目标利润函数的最大化:

$$\text{Max} \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\theta)^j \frac{U'_c(C_{t+j})}{U'_c(C_t)} E_t \left[Y_{t+j}(i) \left(\frac{P_t(i)}{P_{t+j}} - MC_{t+j} \right) \right] \quad (7)$$

4. 货币当局

参考已有文献的一般设定, 货币当局采用盯住通胀和产出的泰勒规则进行利率调控:

$$\ln \left(\frac{r_t}{\bar{r}} \right) = \rho \ln \left(\frac{r_{t-1}}{\bar{r}} \right) + (1 - \rho) \left[\phi_\pi \ln \left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}} \right) + \phi_x \ln \left(\frac{Y_t}{Y_t^n} \right) \right] + e^{\varepsilon_t^r} \quad (8)$$

其中, $\bar{\pi}$ 和 \bar{r} 分别为通胀和名义利率的稳态值, Y_t^n 为自然产出水平, ρ 为利率平滑系数 ($0 < \rho < 1$), 参数 ϕ_π 和 ϕ_x 分别为货币政策对通胀和产出缺口的反应系数, $\varepsilon_t^r \sim i.i.d. N(0, \sigma_r^2)$ 为货币政策冲击。

5. 市场出清

商品市场出清条件为 $Y_t = C_t$; 劳动力市场出清条件为 $N_t = \int_0^1 N_t(i) di$ 。

基于上述模型设定, 围绕相关变量进行线性化可以得到如下形式的动态 IS 曲线、新凯恩斯菲利普斯曲线和货币政策规则构成的经济动态系统:

$$x_t = E_t x_{t+1} - \frac{1}{\sigma} \left(\frac{1}{\bar{r}} r_t - \frac{1}{\bar{\pi}} E_t \pi_{t+1} \right) + \varepsilon_t^x \quad (9)$$

$$\pi_t = \bar{\pi} + \beta E_t (\pi_{t+1} - \bar{\pi}) + \bar{\pi} \kappa (\phi + \sigma) x_t + \varepsilon_t^\pi \quad (10)$$

$$r_t = \bar{r} + \rho (r_{t-1} - \bar{r}) + (1 - \rho) [\phi_\pi (\pi_t - \bar{\pi}) + \phi_x x_t] + \varepsilon_t^r \quad (11)$$

其中， $\kappa = (1 - \beta\theta)(1 - \theta)/\theta$ ； $x_t = \log Y_t - \log Y_t^n$ 为产出缺口， $\bar{\pi}$ 和 \bar{r} 分别为通胀和名义利率的稳态值。 $\varepsilon_t^x \sim i.i.d.N(0, \sigma_x^2)$ 为总需求冲击； $\varepsilon_t^\pi \sim i.i.d.N(0, \sigma_\pi^2)$ 为成本推动的总供给冲击； $\varepsilon_t^r \sim i.i.d.N(0, \sigma_r^2)$ 为货币政策冲击。本文在模型中保留了通胀和名义利率变量的水平值而非其对稳态的偏离，是因为本文在后续分析范式转变时涉及到变量稳态的变化。

(二) 包含范式转变的模型求解

便于阐述且不失一般性，包含 n 个方程的线性模型可简写为如下形式：

$$A_0 y_t = C_0 + A_1 y_{t-1} + B_0 E_t y_{t+1} + D_0 \varepsilon_t \quad (12)$$

为对通胀目标调整过程中的主要经济和金融变量的变化进行考察，本文引入图 1 所示的范式转变过程：假定模型在 T_m 时期开始发生结构性转变，并在 T_m^* 时期达到目标的结构范式。在这一假定下，在 T_m 时期之前 ($t = 1, \dots, T_m - 1$)，模型结构将以式 (12) 的形式处于初始范式的稳态，此时模型的参数为 $\{A_0, C_0, A_1, B_0, D_0\}_{t=1}^{T_m - 1}$ ；在 $t = T_m, \dots, T_m^* - 1$ 时期，经济结构将按式 (13) 发生一系列的范式转变，在此过程中，模型的时变参数为 $\{A_{0,t}, C_{0,t}, A_{1,t}, B_{0,t}, D_{0,t}\}_{t=T_m}^{T_m^* - 1}$ ；模型结构在 T_m^* 时期转换至最终范式 (式 14)，此后，在 $t = T_m^*, \dots, T$ 时期，经济系统将按照最终范式处于稳态，模型参数为 $\{A_0^*, C_0^*, A_1^*, B_0^*, D_0^*\}_{t=T_m^*}^T$ 。

$$A_{0,t} y_t = C_{0,t} + A_{1,t} y_{t-1} + B_{0,t} E_t y_{t+1} + D_{0,t} \varepsilon_t \quad (13)$$

$$A_0^* y_t = C_0^* + A_1^* y_{t-1} + B_0^* E_t y_{t+1} + D_0^* \varepsilon_t \quad (14)$$

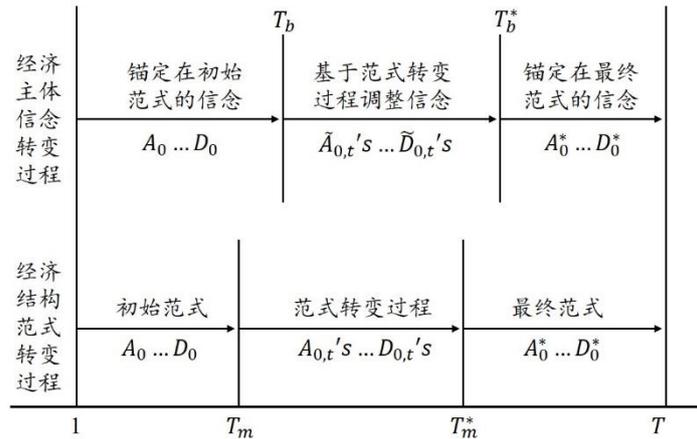


图 1 经济结构的范式转变和经济主体的信念转变过程

首先, 对式 (12) 进行求解, 可以得到初始范式下模型的解为:

$$y_t = C + Qy_{t-1} + G\varepsilon_t \quad (15)$$

其中, C 、 Q 和 G 可由式 (16) - (18) 求解得到。

$$(I - A_0^{-1}B_0Q)^{-1}(A_0^{-1}C_0 + A_0^{-1}B_0C) = C \quad (16)$$

$$(I - A_0^{-1}B_0Q)^{-1}A_0^{-1}A_1 = Q \quad (17)$$

$$(I - A_0^{-1}B_0Q)^{-1}A_0^{-1}D_0 = G \quad (18)$$

类似的, 可以求解出最终范式下 (式 14) 模型的解为:

$$y_t = C^* + Q^*y_{t-1} + G^*\varepsilon_t \quad (19)$$

对于范式转变过程 (式 13) 的求解, 其解的形式可表示为如下形式:

$$y_t = C_t + Q_t y_{t-1} + G_t \varepsilon_t \quad (20)$$

对式 (20) 取期望得 $E_t y_{t+1} = C_{t+1} + Q_{t+1} y_t$, 代入式 (13), 并结合式 (20), 可得:

$$(I - A_{0,t}^{-1}B_{0,t}Q_{t+1})^{-1}(A_{0,t}^{-1}C_{0,t} + A_{0,t}^{-1}B_{0,t}C_{t+1}) = C_t \quad (21)$$

$$(I - A_{0,t}^{-1}B_{0,t}Q_{t+1})^{-1}A_{0,t}^{-1}A_{1,t} = Q_t \quad (22)$$

$$(I - A_{0,t}^{-1}B_{0,t}Q_{t-1})^{-1}A_{0,t}^{-1}D_{0,t} = G_t \quad (23)$$

对于式 (21) - (23), 首先采取从后往前递推的方法对 Q_t 进行求解: 由最终范式的求解可得到 $Q_{T_m^*} = Q^*$, 据此可根据式 (22) 从后往前递推依次求解得到 $Q_{T_m^*-1} \dots Q_{T_m}$, 即 $\{Q_t\}_{t=T_m^*-1}^{T_m^*}$ 。在求解得到 $\{Q_t\}_{t=T_m^*-1}^{T_m^*}$ 后, 根据式 (23) 可求得 $\{G_t\}_{t=T_m^*-1}^{T_m^*}$, 根据式 (21) 采用递归方法可求得 $\{C_t\}_{t=T_m^*-1}^{T_m^*}$ 。最终求解得到范式转变过程中模型的解。

(三) 政策可信度与经济主体预期

为了对政策可信度进行考察，我们在模型中进一步考虑经济主体的预期和政策宣示之间的分歧。对于经济主体的预期，假定经济主体在 T_b 时期前基于初始经济结构（式 12）形成预期；经济主体的信念在 T_b 时期发生改变，基于经济结构的变化形成预期，此时，经济主体主观信念中模型系统将按照式（24）运行，并据此形成预期；最后经济主体的信念在 T_b^* 之后锚定在最终范式（式 14），图 1 呈现了经济主体预期的变化过程。

$$\tilde{A}_{0,t}y_t = \tilde{C}_{0,t} + \tilde{A}_{1,t}y_{t-1} + \tilde{B}_{0,t}E_t y_{t+1} + \tilde{D}_{0,t}\varepsilon_t \quad (24)$$

对于在上述包含结构性范式转变的模型中对政策可信度进行考察，求解的关键在于用经济主体信念形成的预期去替换实际经济运行模型中的预期。本文根据政策是否可信考虑如下两种情况：一是当政策可信时，经济主体关于模型主要结构的预期是准确的，即经济主体预期经济结构会像政策宣示那样进行范式转变（ $T_m = T_b$ ， $T_m^* = T_b^*$ ），此时，经济主体的信念根据政策宣示的范式转变过程进行调整，据此形成的预期与政策宣示的现实一致；二是当政策不可信时，经济主体的预期将与政策宣示的范式转化过程存在偏差，在政策当局宣布调整政策目标时，经济主体的信念仍将锚定在初始范式，只有在范式转化实际发生后，经济主体才会将自己的信念转变到新范式下形成预期（ $T_m < T_b$ ， $T_m^* < T_b^*$ ）。图 1 也给出了实际经济结构范式转化与经济主体信念转变过程差异的示意图。

政策可信时，经济主体预期与政策宣示的范式转化过程一致，因此经济实际运转法则即为式（12）-（14）。当政策不可信时，经济主体的预期将会与范式转化过程存在偏差，由此导致经济实际运转法则发生变化。在 $t = 1, \dots, T_m - 1$ 时期，经济主体根据初始范式形成预期 $\tilde{E}_t y_{t+1} = C + Qy_t$ ，此时实际经济运转法则仍为式（12）所示。在 T_m 时期，尽管政策当局宣布调整政策目标，但由于缺乏可信度，经济主体仍将锚定在初始范式形成预期 $\tilde{E}_t y_{t+1} = C + Qy_t$ ，此时实际经济运转法则变为：

$$A_{0,t}y_t = C_{0,t} + A_{1,t}y_{t-1} + B_{0,t}(C + Qy_t) + D_{0,t}\varepsilon_t \quad (25)$$

在观察到经济结构的实际变化后，经济主体的信念在 T_b 时期发生改变，在 $t = T_b, \dots, T_b^* - 1$ 时期，经济主体根据主观信念（式 24）形成自己的预期，与前文所述方法类似，可求解得到式（24）的解为 $y_t = \tilde{C}_t + \tilde{Q}_t y_{t-1} + \tilde{G}_t \varepsilon_t$ ，据此可得到经济主体的预期为 $\tilde{E}_t y_{t+1} = \tilde{C}_{t+1} + \tilde{Q}_{t+1} y_t$ ，代入式（13），可以得到此时经济实际运转法则为：

$$A_{0,t}y_t = C_{0,t} + A_{1,t}y_{t-1} + B_{0,t}\tilde{E}_t y_{t+1} + D_{0,t}\varepsilon_t \quad (26)$$

可求得式（26）的解为时变系数的 VAR 形式：

$$y_t = \hat{C}_t + \hat{Q}_t y_{t-1} + \hat{G}_t \varepsilon_t \quad (27)$$

其中 $\hat{C}_t = (A_{0,t} - B_{0,t} \tilde{Q}_{t+1})^{-1} (C_{0,t} + B_{0,t} \tilde{C}_{t+1})$, $\hat{Q}_t = (A_{0,t} - B_{0,t} \tilde{Q}_{t+1})^{-1} A_{1,t}$, $\hat{G}_t = (A_{0,t} - B_{0,t} \tilde{Q}_{t+1})^{-1} D_{0,t}$ 。最后, 在 $t = T_b^*, \dots, T$ 时期, 经济主体根据最终范式形成预期 $\tilde{E}_t y_{t+1} = C^* + Q^* y_t$, 此时实际经济运转又收敛至式 (14)。

三、模型参数校准与估计

在进行数值模拟分析之前, 我们采用校准和估计两类方法确定模型相关参数的取值。首先, 基于已有研究或者中国实际数据, 我们对部分参数进行校准。其中, 主观贴现因子 β 根据欧拉方程所揭示的稳态条件 ($1/\bar{r} = \beta/\bar{\pi}$), 基于中国实际数据估算得到为 0.997, 这一结果与高然和龚六堂 (2017) 的研究一致。跨期消费弹性倒数 (σ) 根据马勇 (2013, 2016) 以及康立和龚六堂 (2014) 等的研究设定为 2。劳动供给弹性的倒数 (ϕ) 在大部分文献中的估计值在 2 附近 (如 Smets and Wouters, 2003; 马勇和付莉, 2020), 因此, 本文将其值设定为 2。对于厂商价格粘性 θ , 刘斌 (2010) 的估计值为 0.85, 马勇 (2016) 的估计结果为 0.78, 本文取中间值 0.8。需要特别指出的是, 参数的敏感性检验表明, 上述校准的参数只要在合理范围内取值, 均不影响后文数值模拟分析的结论。

对于稳态时的目标通胀率 ($\bar{\pi}$), 政府工作报告显示, 2008-2012 年目标通胀率维持在 4% 的平均水平, 而 2012 年之后, 在多种因素的叠加影响下, 中国经济开始进入“新常态”, 目标通胀率也开始下调, 在 2015 年起维持在 3%, 因此, 为了与“新常态”下的通胀目标调整相契合, 本文将初始的季度目标通胀率 ($\bar{\pi}^{(1)}$) 设定为 1%, 对应 4% 左右的年均 CPI 增速; 将“新常态”下的季度目标通胀率 ($\bar{\pi}^{(2)}$) 设定为 0.75%, 对应 3% 左右的年均 CPI 增速。同时, 将范式转化时间 T_m 、 T_m^* 分别设为 4 和 12, 对应两年的结构转化时期。在这一设定的基础上, 稳态的季度利率 (\bar{r}) 可根据稳态条件对应校准为 $\bar{r}^{(j)} = \bar{\pi}^{(j)}/\beta$, $j=1,2$ 。总体而言, 上述设定不仅与现实情况一致, 同时也可以比较方便地对经济结构转型背景下的宏观经济运行状况和特征进行模拟分析。

表 1 模型部分参数的校准值

参数	参数经济含义	校准值
β	主观贴现因子	0.997
	跨期消费弹性的倒数	2
	劳动供给弹性的倒数	2
α	厂商价格粘性	0.8
π^*	初始通胀目标	1.0100
	最终通胀目标	1.0075
	新政策开始实施时	4
	最终的结构形成时	12

对于货币政策规则的相关参数以及各个外生冲击的标准差，我们通过对模型进行估计得到。并且，在模型估计中，为了对我国经济“新常态”背景下的结构转变进行估计，根据最新的文献研究，我们在一般泰勒型规则的基础上，引入时变的（time-varying）通胀目标，用以衡量通胀目标变化对宏观经济的影响，这一设定也更契合中国经济进入“新常态”的结构变化。扩展后的中央银行利率规则函数可表示如下：

$$r_t = \bar{r} + \rho(r_{t-1} - \bar{r}) + (1 - \rho)[\phi_\pi(\pi_t - \bar{\pi}_t) + \phi_x x_t] + \varepsilon_t^r \quad (28)$$

其中， $\bar{\pi}_t$ 为时变的通胀目标。在经济进入“新常态”之前， $\bar{\pi}_t$ 服从如下形式的过程：

$$\bar{\pi}_t = (1 - \rho_\pi^*)\bar{\pi}^{(1)} + \rho_\pi^*\bar{\pi}_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t}^* \quad (29)$$

在经济进入“新常态”之后， $\bar{\pi}_t$ 服从如下形式的过程：

$$\bar{\pi}_t = (1 - \rho_\pi^*)\bar{\pi}^{(2)} + \rho_\pi^*\bar{\pi}_{t-1} \quad (30)$$

其中， $\varepsilon_{\pi,t}^* \sim i.i.d.N(0, \sigma_{\pi^*}^2)$ 。根据以上设定，通胀目标最终会转化到 $\bar{\pi}^{(2)}$ 。经济进入“新常态”后，各个冲击的标准差也会发生相应的变化。因此，定义 T_σ 为各个冲击的标准差发生变化的时期，定义参数 γ 为冲击标准差的乘数，即在标准差发生变化的时期 T_σ 之前，各个冲击的标准差为 T_σ 之后标准差的 γ 倍。同时，定义 T_b 为经济进入“新常态”的时期， $T_b \geq 2012:Q1$ 。 T_b 、 T_σ 、 γ 均通过模型估计得到。模型估计所使用的数据包括通货膨胀率和银行间同业拆借 7 天利率，如图 2 所示。

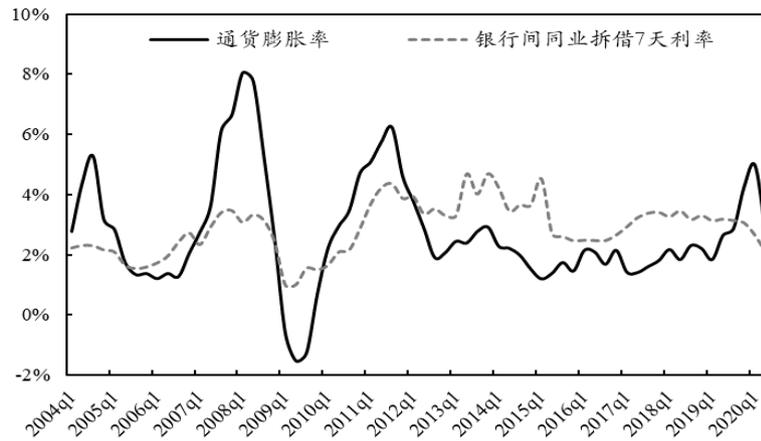


图 2 通货膨胀率和银行间同业拆借 7 天利率

我们采用马尔科夫链蒙特卡洛 (Markov Chain Monte Carlo, MCMC) 方法对模型进行估计, 估计过程中的抽样次数为 100000 次, 并舍去前 25% 的预烧抽样 (burn-in sample)。表 2 给出了对应的估计结果。在参数估计方面, 根据本文的估计结果, 货币政策的持久性参数 (ρ) 的后验均值为 0.62、货币政策对通胀和产出缺口的反应系数 ϕ_π 和 ϕ_x 的估计值分别为 1.75 和 0.21, 这一设定也与大部分基于中国的实际估计研究结果接近 (如马勇和陈雨露, 2014)。

在对我国经济“新常态”背景下的结构性转变的估计上, 从表 2 的估计结果可以看到, 对通胀目标 $\pi^{(1)}$ 和 $\pi^{(2)}$ 的估计表明, 经济进入“新常态”之后, 年通货膨胀率的目标值较之“新常态”之前下降了大约 0.96%, 这表明“新常态”下的目标通货膨胀水平有所降低, 与实际经济变化情况相符。同时, 图 3 也给出了通胀发生结构转变的时期 T_b 的累计分布函数图。可以看到, 在对 T_b 的估计结果中, 通胀目标的结构转变有超过 50% 的可能性发生在 2013 年第二季度, 有大约 80% 的可能性发生在 2013 年内。这一估计结果意味着, 在我国经济进入“新常态”的背景下, 经济结构大概率在 2013 年经历了由高通胀向低通胀的范式转变过程。

表 2 模型估计结果

参数	后验均值	90% 置信区间	先验分布
	0.0041	[0.0030, 0.0053]	Inv. gamma (0.01,0.2)
	0.0036	[0.0019, 0.0055]	Inv. gamma (0.01,0.2)
	0.0014	[0.0011, 0.0017]	Inv. gamma (0.01,0.2)
	0.0016	[0.0011, 0.0021]	Inv. gamma (0.01,0.2)
	0.9040	[0.6474, 1.2151]	Normal (1,0.5)
	0.6227	[0.5351, 0.7045]	Beta (0.5,0.15)
	1.7499	[1.2006, 2.3124]	Normal (1.5,0.5)
	0.2075	[-0.0610,0.4703]	Normal (0.2,0.2)
	0.8936	[0.8480, 0.9292]	Beta (0.5,0.15)
	1.0076	[1.0047, 1.0102]	Uniform (1,0.58)
	1.0052	[1.0043, 1.0061]	Uniform (1,0.58)

注：圆括号内为先验分布的均值和标准差。

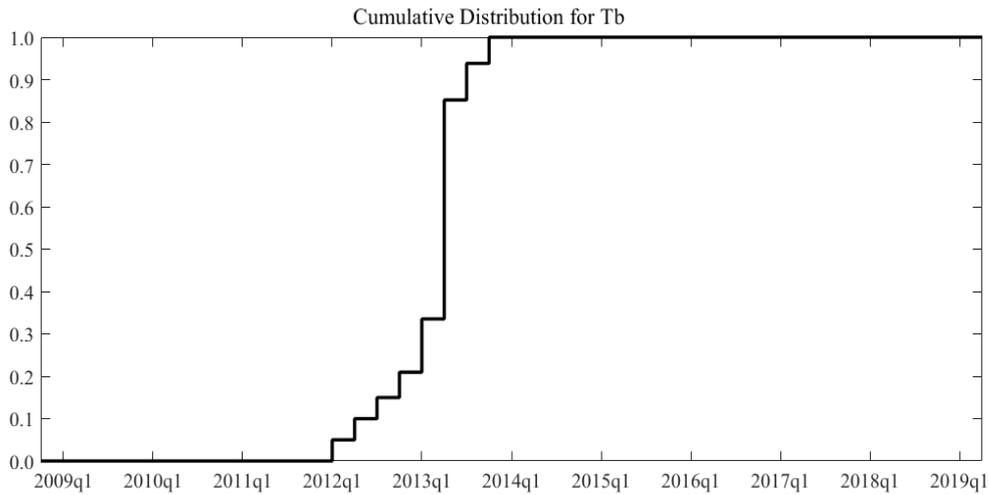


图 3 T_b 的累计分布函数图

四、数值模拟分析

基于前文构建的包含范式转变的模型，本部分对通胀目标调整过程中的范式转变过程进行数值模拟分析，并比较不同政策可信度下降低通胀目标的政策实施效果。在具体的模拟设定上，如前所述，为了与“新常态”前后通胀目标变化的实际相吻合，假定初始的通胀目标为 $\bar{\pi}^{(1)}=1.01$ ，在 $T_m=4$ 时期，政策当局宣布降低通胀目标的政策，此后，经过 8 个季度的结构调整，在 $T_m^*=12$ 时，经济体达到最终的通胀目标 $\bar{\pi}^{(2)}=1.0075$ 。同时，假定政策目标调整过程中通货膨胀率以一个恒定的速率由初始通胀目标调整到最终通胀目标（如图 4 所示），这也就意味着，在 $T_m=4$ 到 $T_m^*=12$ 之间，通胀目标并不是固定的，而是随时间变化的，换言之，在通胀由初始目标向最终目标调整的过程中，存在 8 个结构转化。

并且，为了分析政策可信度在通胀目标调整过程中的影响，如前所述，我们同时考虑政策可信和政策不可信两种情况下主要经济变量在政策调整过程中的动态变化：在第一种情况下，市场预期降低通胀目标的政策是可信的，这意味着市场主体预期通胀目标将会像政策所宣示的那样得以实现，因此，市场主体将会根据通胀目标来调整自己的预期；在另一种情况下，政策当局的政策宣示是缺乏可信度的，从而导致经济主体的预期与政策宣示的范式转化过程存在偏差，换言之，市场主体的信念在政策当局宣布调整政策时并未改变，依旧锚定在初始的通胀目标，直至范式转化实际发生后，经济主体才会将自己的信念转换到新范式下形成预期。

图 4 给出了正向需求冲击下, 名义利率、通货膨胀率和产出缺口的脉冲响应以及目标通胀率的变化图。根据目标通胀率变化图展示的通胀目标变化过程, 在第 4 季度以前, 目标通胀率维持在一个相对较高的水平, 而第 4 季度政策当局宣布降低通胀目标的政策后, 目标调整率在接下来的 8 个季度逐渐降低, 最终达到 3% 的通胀目标。从图 4 中名义利率、产出缺口和通货膨胀率分别在高通胀范式和低通胀范式下的脉冲响应可以看到, 在不考虑降低通胀目标的政策影响下, 一个正向需求冲击会使得产出水平上升, 进而通过总供给方程的作用推动通胀水平的上升, 根据泰勒规则, 这也将进一步导致名义利率的上升。

在本文重点关注的政策可信度 (是否预期可信) 的影响方面, 根据图 4, 在降低通胀的政策预期可信的情况下, 市场将会形成通胀下降的预期, 该预期通过总需求方程的作用使得产出水平上升, 通过总供给方程的作用使得通胀水平下降, 从结果来看, 通胀预期下降带来的效用足以抵消扩张性需求冲击带来的通胀上升, 从而在可信预期下, 通胀率在第 4 季度开始下降, 并最终在第 12 季度达到目标通胀率水平。根据泰勒规则, 名义利率的变动取决于产出水平上升和通胀水平下降幅度的对比以及中央银行对这两个目标的偏好 (反应权重), 反映在图中, 在总需求冲击当期, 由预期通胀下降导致的通胀水平大幅降低超过了产出水平上升对名义利率的影响, 结果使得名义利率有所下降, 在第 5 季度之后, 产出水平逐渐回到稳态水平附近, 通胀水平的下降使得名义利率逐渐下降, 并在第 12 季度收敛至目标范式的均衡利率水平。相反, 当政策缺乏可信度时, 市场主体的信念与政策宣示的范式转化过程存在偏差, 在经济结构转变完成之前仍锚定在初始的高通胀率。在这一情况下, 市场预期和政策目标间的差异最终导致通胀水平无法在第 12 季度达到政策宣示的目标通胀水平, 相应的名义利率也要高于目标范式, 而产出则低于目标范式下的均衡水平。只有在范式转化实际发生后, 市场主体开始将信念转换到最终范式, 通胀水平逐渐降低, 直至第 20 季度达到目标通胀水平。同样, 产出和名义利率水平也直至第 20 季度后才收敛至目标范式下的稳态均衡水平。

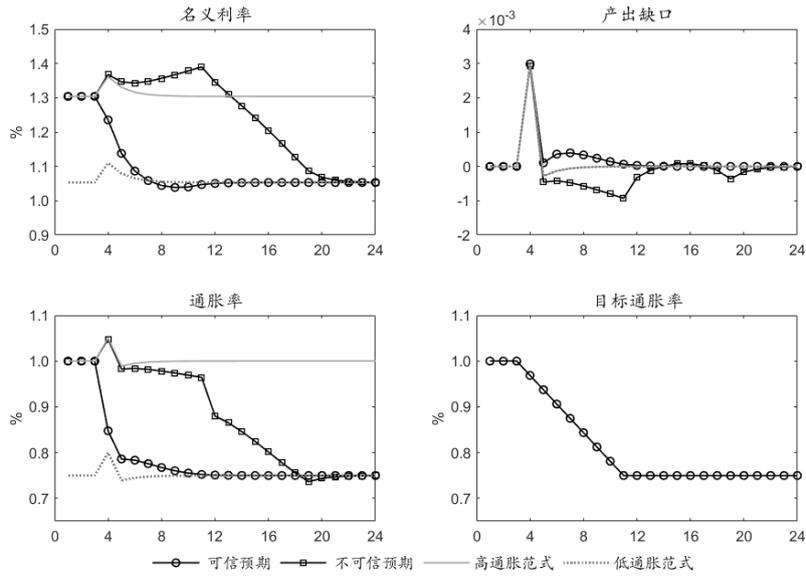


图 4 降低通胀目标下的脉冲响应：总需求冲击

同时，我们也考察了正向供给冲击下，名义利率、通货膨胀和产出水平的脉冲响应，结果如图 5 所示。首先，在不考虑通胀目标调整的情况下，一个正向供给冲击会通过总供给方程的作用使得通胀率上升，根据泰勒规则，通胀率的上升导致名义利率也相应上升，而在总需求方程的作用下，产出水平则会有所下降。通过对降低通胀目标的政策可信与不可信两种情况的比较，可以明显看出，当政策可信时，市场预期通胀水平将会下降，这一预期通过总供给方程使得通胀水平下降，通过总需求方程使得产出水平下降，从结果来看，通胀预期效用带来的通胀水平的下降超过了总供给冲击推动的通胀水平的上升，从而可信预期下的通胀水平在总供给冲击当期即有所下降，此后逐步降低，并在第 12 季度收敛至目标通胀水平。在名义利率的变动上，通胀水平和产出缺口的变动使得名义利率在冲击当期下降，此后逐渐下降至低通胀范式的均衡利率水平。产出水平则在预期通胀降低的作用下在冲击当期大幅降低，此后逐步回升至稳态水平。然而，在政策不可信的情况下，由于市场主体的信念仍停留在高通胀范式，由此导致第 12 季度的通胀水平要高于目标通胀水平，相应的名义利率也要高于目标的均衡水平，而产出水平则要低于稳态产出水平。

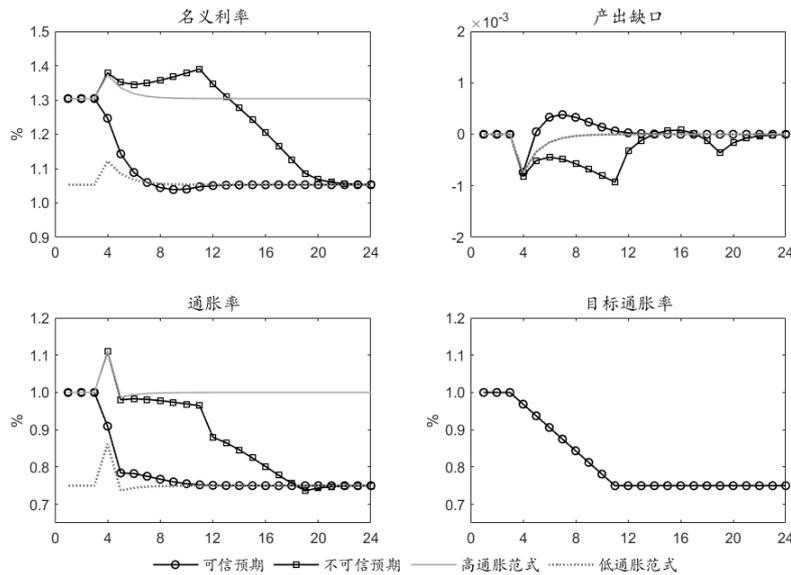


图 5 降低通胀目标下的脉冲响应：总供给冲击

最后，图 6 也给出了正向利率冲击下，名义利率、通货膨胀率和产出水平的脉冲响应。在利率冲击下，名义利率的上升通过总需求方程的作用导致产出下降，产出的下降又通过总供给方程使得通胀水平下降。当政策可信时，市场对于通胀率下降的预期使得通胀水平进一步下降，利率冲击和通胀下降预期的叠加使得通胀水平在冲击当期大幅降低，远低于目标水平。由于市场主体预期通胀水平将会按政策宣示逐步降低，在此预期下，通胀水平将会先经历大约 4 个季度的回升，然后逐渐收敛至目标水平。名义利率则在冲击当期经历了快速上升后，逐渐下降至低通胀范式的目标均衡水平，相应的产出水平也在冲击当期下降后，逐渐收敛至稳态水平。然而，在政策不可信的情况下，经济主体信念与政策宣示之间的偏差导致通胀水平和名义利率均无法在第 12 季度达到目标均衡水平，只有在范式转变实际发生后，主体信念开始转变，经济结构才逐渐向目标范式趋近。

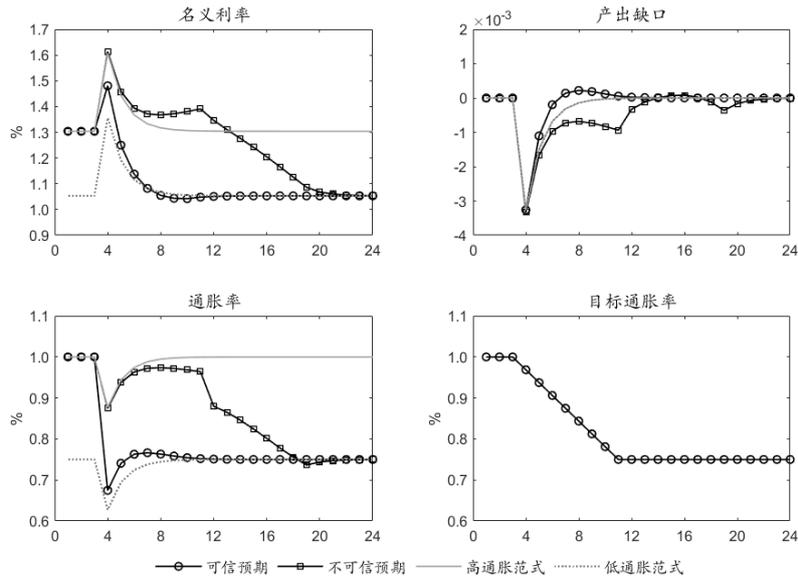


图 6 降低通胀目标下的脉冲响应：利率冲击

五、政策可信度与宏观经济波动

前文分析得到政策可信度的提高有助于实现既定的政策目标，在本部分，我们进一步对政策可信度对政策实施成本的影响进行考察，分析了政策可信度在通胀目标调整过程中对经济波动的调控效应。具体而言，我们分别计算了在政策可信和政策不可信两种情况下，降低通胀目标的政策实施过程中产出缺口、通胀水平和名义利率的波动性，并对两种情况下的波动性进行比较，结果如表 3 所示。

从表 3 的结果可以看出，总体而言，相比于政策不可信的情况，主要经济变量的波动性在政策宣示可信时更小，说明政策可信度的提高有利于降低宏观经济波动。从不同冲击下的比较来看，首先，当经济系统面临总需求冲击时，政策可信度在降低通胀目标过程中对宏观经济具有稳定作用，表现为产出、通胀和利率的波动性相比政策不可信时都有不同程度的减小。其次，当经济系统面临总供给冲击时，政策可信度的提高同样大幅降低了政策实施过程中的产出、通胀和利率的波动性。并且，从经济变量的波动变化来看，面临总供给冲击时政策可信度对经济波动的调控作用相比总需求冲击下更为明显。最后，当经济系统面临利率冲击时，政策可信度对宏观经济的稳定效应更多体现在降低产出和利率波动性方面，而通胀波动性相比政策不可信时的下降幅度较小。这可能是由于利率冲击实际上来源于货币政策本身的扰动，因而对降低通胀目标这一政策实施过程产生了更大的扰动。

表 3 政策可信度和宏观经济变量的波动性：降低通胀目标

冲击	变量	政策宣示是否预期可信		宏观经济变量的波动变化	
		可信预期 ($\times 100$)	不可信预期 ($\times 100$)	变化幅度* ($\times 100$)	变化比率** (%)
总需求 冲击	产出缺口	0.0639	0.0713	0.0074	11.4987
	通胀	0.0558	0.0932	0.0375	67.1686
	利率	0.0511	0.1685	0.1173	229.4581
总供给 冲击	产出缺口	0.0208	0.0415	0.0208	99.9348
	通胀	0.0517	0.0962	0.0446	86.2079
	利率	0.0499	0.1691	0.1191	238.5362
利率 冲击	产出缺口	0.0723	0.0890	0.0168	23.2297
	通胀	0.0854	0.0917	0.0063	7.4272
	利率	0.0564	0.1899	0.1335	236.5200

注：(1) *变化幅度为对应变量在“不可信预期”下的波动性（标准差）减去其在“可信预期”下的波动性（标准差）；(2) **变化比率为对应变量在“可信预期”和“不可信预期”两种情况下的波动性（标准差）变化百分比，具体计算为：对应变量在“不可信预期”下的波动性（标准差）减去其在“可信预期”下的波动性（标准差），然后再除以其在“可信预期”下的波动性（标准差）。后文同。

进一步地，为了检验政策可信度对宏观经济波动的调控效应在短期和中长期内是否存在效果差异，我们分别比较了政策可信和政策不可信两种情况下，主要经济变量在短期（政策宣示 2 年内）和中长期（政策宣示 5 年内）的波动性差异，表 4 给出了相应的结果。总体而言，首先，在绝大多数情况下，相比于政策宣示不可信的情况，主要经济变量的波动性在政策宣示可信时更小，再次支持了政策可信度对宏观经济具有积极的稳定效应。其次，从短期和中长期的比较来看，变量波动性在政策可信相较政策不可信的下降比率在中长期内要普遍大于短期内，特别是通胀和利率波动性的下降幅度在中长期都要明显大幅高于短期，说明政策可信度的提高对宏观经济波动的稳定效应在中长期内有着更为显著的效果。具体而言，从不同冲击下的比较来看，当经济系统面临总需求冲击时，不论在短期内还是中长期内，政策可信下的产出、通胀和利率波动均要小于政策不可信的情况，并且，虽然在中长期内的产出波动变化比率相比短期提升幅度较小，但是政策可信度下通胀和利率波动的下降幅度在中长期内都要远高于短期内。对于总供给冲击，在中长期内，产出、通胀和利率波动性下降的幅度均要明显高于短期内的下降幅度。而在经济系统面临利率冲击时，短期内的通胀波动在政策可信时并未得以下降，而中长期内的通胀波动则在政策可信时有所下降，并且产出和利率波动的下降幅度在中长期也要高于短期。

表 4 政策可信度和宏观经济变量的波动性：短期波动和中长期波动

冲击	变量	短期波动		中长期波动	
		变化幅度 (×100)	变化比率 (%)	变化幅度 (×100)	变化比率 (%)
总需求冲击	产出缺口	0.0116	10.0180	0.0081	11.4985
	通胀	0.0459	45.4125	0.0412	67.1685
	利率	0.1381	149.0583	0.1291	229.4580
总供给冲击	产出缺口	0.0346	92.0681	0.0228	99.9335
	通胀	0.0595	63.5623	0.0490	86.2079
	利率	0.1418	156.6241	0.1311	238.5361
利率冲击	产出缺口	0.0290	22.1702	0.0185	23.2296
	通胀	-0.0109	-7.0406	0.0070	7.4271
	利率	0.1779	173.8904	0.1469	236.5199

六、主要结论与政策建议

本文通过构建包含范式转变的 DSGE 模型，对通胀目标调整过程中的结构性变化以及政策可信度对实现政策目标的影响进行了研究，并在此基础上分析了通胀目标调整过程中，政策可信度对宏观经济稳定的影响。本文的研究得到了以下主要结论：政策当局宣布调整通胀目标的政策后，如果市场预期这一政策可信，那么主要经济变量会在政策调整期内达到目标的均衡水平；反之，如果市场预期这一政策不可信，那么市场预期和政策目标之间的差异最终使得主要经济变量偏离目标的均衡水平，导致政策调整无法实现其既定目标。同时，通过对不同政策可信度下主要经济变量在政策实施过程中的波动性进行比较发现，政策可信度不仅有利于实现既定的政策目标，而且能够降低政策实施过程中的经济波动，从而降低了政策实施的成本。特别是，政策可信度对宏观经济波动的这一稳定效应在中长期内更为明显。此外，通过引入时变的通胀目标，本文估计得到，中国经济大概率在 2013 年左右经历了由高通胀范式向低通胀范式的转变，这一结论总体上与经验现实相符。

基于上述结论，本文提出以下政策建议：一是政策当局在根据经济形势变化而做出政策目标的调整时，应加强前瞻性指引，重视对市场预期的引导，减少市场预期与政策目标之间的分歧；二是政策当局应重视政策可信度在政策目标调整过程中的调控效应，通过加强央行沟通有效性、保持政策目标时间上的一致性等多种举措提升自身的信誉，从而才有可能在政策实施过程中以较低的成本实现更优的政策效果。结合现实情况来看，中国人民银行近年来以定期发布经济金融报告、召开新闻发布会、通过新媒体（微信公众号）和传统媒体（电视、报纸和杂志等）多渠道进行政策阐释和解读等形式，积极加大与市场和社会公众的沟通，将有助于在政策目标转型的过程中及时加强预期的引导和调控，从而减少预期偏差，增强政策可信度和政策信誉，最终提高政策实施的效果和效率。

【参考文献】

- [1] 高然和龚六堂, 2017, 《土地财政、房地产需求冲击与经济波动》, 《金融研究》第 4 期, 第 32~45 页。
- [2] 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
- [3] 刘斌, 2010, 《动态随机一般均衡模型及其应用》, 中国金融出版社。
- [4] 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。
- [5] 马勇, 2016, 《中国的货币财政政策组合范式及其稳定效应研究》, 《经济学(季刊)》第 1 期, 第 173~196 页。
- [6] 马勇和陈雨露, 2014, 《经济开放度与货币政策有效性: 微观基础与实证分析》, 《经济研究》第 3 期, 第 35~46 页。
- [7] 马勇和付莉, 2020, 《“双支柱”调控、政策协调搭配与宏观稳定效应》, 《金融研究》第 8 期, 第 1~17 页。
- [8] 闫先东和高文博, 2017, 《中央银行信息披露与通货膨胀预期管理——我国央行信息披露指数的构建与实证检验》, 《金融研究》第 8 期, 第 35~49 页。
- [9] Backus, D. and J. Driffill, 1985. “Inflation and Reputation.” *The American Economic Review*, 75: 530~538.
- [10] Barro, R. J., 1986, “Reputation in a Model of Monetary Policy with Incomplete Information.” *Journal of Monetary Economics*, 17(1): 3~20.
- [11] Barro, R. J. and D. Gordon, 2004. “Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy.” *Journal of Monetary Economics*, 12(1): 101~121.
- [12] Bannani, H., N. Fanta, P. Gertler and R. Horvath, 2020. “Does Central Bank Communication Signal Future Monetary Policy in a (Post)-Crisis Era? The Case of the ECB.” *Journal of International Money and Finance*, 104: 1~17.
- [13] Bianchi, F., 2013. “Regime Switches, Agents' Beliefs, and Post-World War II U.S. Macroeconomic Dynamics.” *Review of Economic Studies*, 80: 463~490.
- [14] Blinder, A. S., 2000. “Central-Bank Credibility: Why Do We Care? How Do We Build It?” *The American Economic Review*, 90(5): 1421~1431.
- [15] Ciro, J. and H. Mendonça, 2016. “Effect of Credibility and Reputation on Discretionary Fiscal Policy: Empirical Evidence from Colombia.” *Empirical Economics*, 51: 1~24.
- [16] Coenen, G., M. Ehrmann, G. Gaballo, P. Hoffman, A. Nakov, S. Nardelli, E. Persson and G. Strasser, 2017. “Communication of Monetary Policy in Unconventional Times.” *ECB Working Paper*, No. 2080.
- [17] Galí, J., 2015. “Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications Second Edition.” Princeton University Press.
- [18] Gambetti, L., E. Pappa and F. Canova, 2008. “The Structural Dynamics of U.S. Output and Inflation: What Explains the Changes?” *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(2-3): 369~388.
- [19] Kulish, M. and A. Pagan, 2017. Estimation and Solution of Models with Expectations and Structural Changes, *Journal of Applied Econometrics*, 32(2): 255~274.
- [20] Lehtimäki, J. and M. Palmu, 2019. “Central Bank Communication and Monetary Policy Predictability under Uncertain Economic Conditions.” *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 8(2): 5~32.
- [21] Liu, Z., D. Waggoner and T. Zha, 2011. “Sources of the Great Moderation: a Regime-switching DSGE Approach.” *Quantitative Economics*, 2: 251~301
- [22] Lu, Y., 2013. “Optimal Policy with Credibility Concerns.” *Journal of Economic Theory*, 148(5): 2007~2032.

- [23] Lu, Y., R. G. King and E. Pasten, 2016. “Optimal Reputation Building in the New Keynesian Model.” *Journal of Monetary Economics*, 84: 233~249.
- [24] Mendonca, H. F. and G. J. Souza, 2009. “Inflation Targeting Credibility and Reputation: the Consequences for the Interest Rate.” *Economic Modelling*, 26(6): 1228~1238.
- [25] Montes, G. C. and C. Gea, 2018. “Central Bank Transparency, Inflation Targeting and Monetary Policy: a Panel Data Approach.” *Journal of Economic Studies*, 45(6): 1159~1174.
- [26] Montes, G. C., and R. T. F. Nicolay, 2017. “Does Clarity of Central Bank Communication Affect Credibility? Evidences Considering Governor-Specific Effects.” *Applied Economics*, 49(32):3163~3180.
- [27] Neuenkirch, M., 2013. “Monetary Policy Transmission in Vector Autoregressions: a New Approach Using Central Bank Communication.” *Journal of Banking & Finance*, 37(11): 4278~4285.
- [28] Papadamou, S., M. Sidiropoulos and E. Spyromitros, 2015. “Central Bank Transparency and the Interest Rate Channel: Evidence from Emerging Economies.” *Economic Modelling*, 48: 167~174.
- [29] Seelajaroen, R., P. Budsaratragoon and B. Jitmaneeoj, 2020. “Do Monetary Policy Transparency and Central Bank Communication Reduce Interest Rate Disagreement?” *Journal of Forecasting*, 39: 368~393.
- [30] Smets, F. and R. Wouters, 2003. “An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area.” *Journal of the European Economic Association*, 1(5): 1123~1175.
- [31] Taylor, J. B., 1982. “Establishing Credibility: a Rational Expectations Viewpoint.” *The American Economic Review*, 72(2): 81~85.

宏观经济环境、风险感知与投资 与政策不确定性敏感度

刘贯春¹ 张军² 刘媛媛³

【摘要】立足于经济增速上升会导致投资者低估外部政策风险的感知偏差视角，本文对实物期权理论进行拓展，并利用上市公司季度数据系统考察宏观经济环境如何影响投资-政策不确定性敏感度。结果发现，经济增速上升显著弱化了经济政策不确定性对企业固定资产投资抑制作用，且该效应在内部财务风险大、资产可逆性低和融资约束轻的企业更强。进一步的机制检验表明，与低经济增速阶段相比，经济政策不确定性与企业政策风险感知水平的正相关关系在高经济增速阶段显著更小，为风险感知渠道提供了直接证据。本文强调，企业家的风险感知偏差是投资-政策不确定性敏感度在不同经济增长阶段呈现差异化模式的重要决定因素，因而在经济增速下滑阶段尤其需要保持宏观政策调控的一致性和连续性，最终稳定市场预期以促进固定资产投资。

【关键词】宏观经济环境；风险感知；投资-政策不确定性敏感度；动物精神

一、引言

自 2012 年进入“新常态”阶段，中国经济增速下滑使得前期高速增长掩盖的结构性问题不断凸显，尤其是实体部门投资结构的“脱实向虚”趋势（张成思和张步昙，2016），实体投资率不断下降。整理历年《国民经济和社会发展统计公报》可知，全社会（不含农户）固定资产投资的增长率由 2012 年之前的年均 20% 以上转变为之后的“坠崖式”下降趋势，2019 年低至 5.4%。作为物质资本驱动型的经济体，实体投资低迷导致中国经济增长率不高，实际 GDP 增速在 2019 年仅为 6.1%。进一步，实体投资不足会削弱研发创新活动的内在激励，进而阻碍创新驱动型增长模式的实现。为遏制这一现象，中央政府于 2015 年 11 月提出了供给侧结构性改革的战略方针，着力矫正要素配置扭曲并提高供给结构对需求变化的适应

¹ 刘贯春，中山大学岭南学院副教授、博士生导师。

² 张军，复旦大学经济学院院长、中国经济研究中心主任。

³ 刘媛媛，广东外语外贸大学金融学院讲师，经济学博士。

性和灵活性。同时，出台了一系列经济政策，涉及财政政策、货币政策及产业政策，包括“三去一降一补”、减税降费、优化营商环境等，以期降低实体部门的经营成本以优化投资结构。2017年10月，党的十九大报告明确指出，以深化供给侧结构性改革为主线，将发展经济的着力点放在实体经济上，提升供给体系质量并增强经济质量优势。

然而，由于政策制定者与微观主体之间存在信息不对称，政策频繁调整使得公众和企业无法准确把握政府部门是否、何时以及如何改变现行政策，最终导致经济政策不确定性（Gulen and Ion, 2016）。可见，当探讨政策调整的经济效应时，不应该局限于政策内容本身，还有必要关注政策频繁调整引致的不确定性（李凤羽和杨墨竹，2015）。近年来，诸多文献发现，经济政策不确定性会显著抑制企业固定资产投资，而且两者关系与融资约束、资产可逆性等企业特征紧密相关（Baker *et al.*, 2016; Gulen and Ion, 2016; 谭小芬和张文婧，2017; 刘贯春等，2019）。尽管这些研究为理解投资-政策不确定性敏感度提供了诸多有益参考，但是存在一个重要的潜在假定：经济政策不确定性衡量的外部投资风险能够完全被企业感知，抑或是即便存在风险感知偏差，在不同经济增长阶段亦无任何差异。

然而，上述假设与现实世界严重不符，具体体现于如下两个方面：（1）诸多行为经济学研究表明，居民风险感知与所处的外部环境息息相关，企业家亦不例外（Weber and Hsee, 1998; Huang *et al.*, 2013）；（2）无法解释经济政策不确定性对投资的负向影响为何在经济衰退时期更为凸显（Popp and Zhang, 2016），以及如何理解在经济下行阶段不断被提及的“信心比黄金更重要”。据此不难推断，企业固定资产投资对经济政策不确定性的敏感度理应随宏观经济环境而改变，而且风险感知是潜在的核心作用机制。特别地，相较于经济增速上升阶段，政府部门在经济增速下滑阶段往往会更加频繁地调整宏观经济政策，引致更高的经济政策不确定性（Caggiano *et al.*, 2014）。基于此，本文试图立足于风险感知视角，考察宏观经济环境是否以及如何影响投资-政策不确定性敏感度。这一工作不仅有助于厘清经济政策不确定性在不同经济增长阶段对企业固定资产投资的差异化影响，而且有助于深入理解企业家政策风险感知如何影响其投资决策，同时为经济“新常态”阶段的供给侧结构性改革提供理论依据。

实物期权理论表明, 当固定资产投资完全(或部分)不可逆时, 企业的投资机会可以被视为一项待执行的看涨期权, 当期投资需要综合权衡投资收益与投资成本和“等待”期权价值(Pindyck, 1991)。经济政策不确定性越高, 推迟投资获得的信息收益越多, 即“等待”期权价值越大, 企业边际投资成本增加将导致当期投资减少。然而, 由于企业通常难以准确判断经济政策不确定性带来的真实外部风险, 投资-政策不确定性敏感度在不同经济增长阶段存在显著差异。具体而言, 外部环境改善会降低投资者感知到的外部风险水平(Huang *et al.*, 2013), 经济政策不确定性引致的“等待”期权价值在高经济增速阶段要小于低经济增速阶段, 不难推断经济增速上升会弱化投资-政策不确定性敏感度。进一步, 当企业的内部财务风险越大和资产可逆性越低时, 项目投资的失败概率越高且投资失败时的资产清算价值越少, 推迟投资将获得更多的信息收益(刘贯春等, 2019)。此时, “等待”期权价值在高经济增速阶段的低估程度更严重, 投资-政策不确定性敏感度在这类企业的下降幅度更大。另外, 与无融资约束企业相比, 融资约束企业的固定资产投资通常无法获得足够资金(Almeida *et al.*, 2004; Han and Qiu, 2007), 经济增速上升对投资-政策不确定性敏感度的降低作用较为有限。

为证实上述理论推断, 本文首先从经济增速上升会导致投资者低估外部风险的“动物精神”视角出发, 对实物期权理论进行拓展并构建理论框架, 阐释宏观经济环境如何影响经济政策不确定性与企业固定资产投资的负相关关系。其次, 利用 2007-2017 年中国非金融类上市公司的季度数据, 实证检验宏观经济增速对投资-政策不确定性敏感度的影响以及在不同类型企业的异质性。最后, 为证实风险感知是潜在的核心作用机制, 本文不仅考察宏观经济增速如何影响外部政策风险与企业内部财务风险的关系, 而且直接检验经济政策不确定性与企业政策风险感知水平的关系如何随宏观经济环境改变而变化。经验分析表明, 宏观经济增速上升会显著弱化投资-政策不确定性敏感度, 且该效应在内部财务风险大、资产可逆性低和融资约束轻的企业更强。

区别于以往研究, 本文的主要贡献包括: 第一, 从风险感知视角系统考察了宏观经济环境对投资-政策不确定性敏感度的影响。与本文直接相关的三篇文献

是 Caggiano *et al.* (2014)、Popp and Zhang (2016)、Caggiano *et al.* (2017), 他们发现经济政策不确定性在经济衰退时期对投资和就业具有更强的负向影响, 但较少提及背后的理论解释, 仅有 Popp and Zhang (2016) 将其归因于经济政策不确定性引致的信贷供给减少, 本文则强调企业家的政策风险感知偏差至关重要, 提供了一种基于“动物精神”理论的新颖解释。第二, 证实了高管风险感知对企业固定资产投资的重要性。既有研究大多从风险偏好视角考察高管的早期生活经历对企业投融资决策的重要影响 (Malmendier *et al.*, 2011; Feng and Johansson, 2018)。然而, 风险感知亦是理解投资者风险选择行为的另一核心要素 (Weber and Hsee, 1998), 而且区分其与风险偏好对企业投融资决策的差异化影响尤为关键。第三, 提供了一个宏观经济环境影响投资-政策不确定性敏感度的理论框架。已有研究集中于对实物期权理论进行建模, 刻画不确定性如何通过调整成本 (包括劳动力和资本) 影响企业固定资产投资, 如 Bloom *et al.* (2007)、Bloom (2009)、刘贯春等 (2019)。在这些工作的基础上, 本文将行为经济学的风险感知概念引入实物期权理论, 从经济增速上升会导致投资者低估外部政策风险的视角出发, 构建了一个拓展理论框架来阐释宏观经济环境的重要作用。

二、文献回顾

与本文紧密相关的文献主要有以下三大类。

第一类文献探讨了经济政策不确定性对企业投资决策的影响。以实物期权理论为基础框架, 大量工作证实了经济政策不确定性在整体层面会显著抑制企业固定资产投资。其中, 研究对象不仅包括美国等发达经济体 (Gulen and Ion, 2016), 而且涵盖中国等发展中国家 (Wang *et al.*, 2014; 李凤羽和杨墨竹, 2015; 谭小芬和张文婧, 2017)。同时, 不少研究进一步考察了投资-政策不确定性敏感度背后的决定因素, 主要聚焦于如下三个方面: 一是资产可逆性的弱化作用 (Gulen and Ion, 2016, 刘贯春等, 2019); 二是融资约束的强化作用 (Wang *et al.*, 2014; 李凤羽和杨墨竹, 2015; 谭小芬和张文婧, 2017; 张成思和刘贯春, 2018); 三是政治关联的弱化作用 (Pham, 2019)。

上述这些文献的侧重点在于剖析整体效应以及企业特征的重要性, 很少涉及宏观经济环

境是否以及如何影响投资-政策不确定性敏感度。近年来,为解释美国失业率的波动特征,Caggiano *et al.* (2014)、Popp and Zhang (2016)、Caggiano *et al.* (2017) 检验了经济政策不确定性在不同经济阶段(繁荣 VS 衰退)对社会就业的非对称影响,为宏观经济环境的重要性提供了初步证据。然而,来自美国的经验证据是否适用于中国不得而知。更为重要的是,宏观经济环境通过何种渠道影响投资-政策不确定性敏感度尚未得到足够关注,而回答这一问题解释现实世界和提出政策建议的关键所在。与既有研究相比,本文利用中国非金融类上市公司的季度数据,实证检验宏观经济环境对投资-政策不确定性敏感度的影响,并立足于“动物精神”理论的风险感知视角提供一种可行解释。

第二类文献讨论了宏观经济环境对企业融资决策的影响。以“金融加速器”理论和公司资本结构理论为依据,诸多研究证实了宏观经济环境会显著影响企业外部融资。首先,“金融加速器”理论强调资产负债表渠道和银行信贷渠道的重要性,逻辑表现为:伴随着经济下行,企业经营活动减少使其财务状况变差,融资成本趋于增加。同时,资产价格下降使得抵押物价值不足,企业能够获得的抵押贷款减少(Bernanke *et al.*, 1996; 吴华强等, 2015)。其次,不同的资本结构理论表明,宏观经济环境对企业融资决策的影响无法确定(Korajczyk and Levy, 2003; 苏冬蔚和曾海舰, 2009):一是权衡理论。经济下行导致现金流减少和财务困境风险增加,企业会减少负债以降低经营风险。二是最优融资优序理论。由于企业具有“内部资金-债务-股权”的融资偏好,当经济下行导致内部现金流减少时,企业会更加依赖债务融资。然而,尽管上述文献所强调的外部融资渠道与企业投资决策紧密相关,但是并没有涉及宏观经济环境如何影响投资-政策不确定性敏感度,与本文的研究主题明显不同。

第三类文献考察了投资者风险选择背后的形成逻辑。既有研究认为,风险偏好和风险感知均是投资者风险选择行为的核心影响因素。为对两者的内涵及差异进行细致阐述,借鉴Weber和Hsee(1998)的思路,将投资者对风险资产 X 的支付意愿表述为 $WTP(X) = V(X) - bR(X)$ 。其中, V 是期望收益; R 是收益风险,通常用收益方差来表示; b 是收益风险对投资者支付意愿的“惩罚因子”,刻画的是投资者的风险偏好。对于具有相同期望收益 V 而收益方差 R 不同的两类风险资产,假如期望收益 V 在不同投资者之间无认知偏差,投资者的风险投资选择异质性包括如下两种形式:一是风险偏好 b 不同。给定投资者能够准确感知资产风险 R ,由于风险偏好型投资者对收益波动通常抱有相对积极的态度(b 较小),最终可能会选择

高风险资产，而风险规避型投资者通常会选择低风险资产。二是风险感知 R 存在差异。考虑到随处可见的信息不对称以及生活经历、情绪等个人因素，投资者往往难以准确判断资产收益的真实风险，导致存在风险感知偏差。此时，即便投资者的风险偏好 b 无差异，当其对高风险资产的主观感知风险小于低风险资产时，同样会选择高风险资产。

由此不难判断，不同类型投资者的风险选择差异可以归因于风险偏好和风险感知，而且该论断得到了诸多文献的证实，如 Smith *et al.* (2006)、Petrolia *et al.* (2013)。不过，既有研究提供的经验证据主要来源于实验室以及消费者在自然灾害期间的保险购买行为，对企业家这一特定主体的关注远远不够。近年来，越来越多的文献开始关注高管的早期生活经历如何影响企业投融资决策，包括 Malmendier *et al.* (2011)、Feng and Johansson (2018)。然而，以上文献所强调的影响机制是早期生活经历塑造了高管的风险偏好，与本文所刻画的风险感知渠道截然不同。事实上，风险偏好通常需要较长一段时期形成且集中发生在认知能力塑造的年轻时期，而风险感知更多是对所处环境的即时反应 (Huang *et al.*, 2013)。本文强调宏观经济环境会直接影响企业家的政策风险感知水平，进而改变投资-政策不确定性敏感度。

进一步，还有部分文献考察了居民风险感知水平的决定因素，包括性别、年龄及情绪等。比如，Drottz-Sjoberg and Sjoberg (1990) 发现暴露在切尔诺贝利核事故越严重的地区，居民对核辐射损伤的危险评估等级越高；Lerner *et al.* (2003) 发现美国男性和女性公民对 911 空袭事件的情绪反应存在明显不同，前者主要表现为愤怒而后者更多是担忧，从而表现为差异化的风险感知水平；Williams *et al.* (2003) 发现积极情绪和消极情绪对风险感知均至关重要，前者会降低风险感知，而后者则会提升风险感知。特别地，存在为数不多的几篇文献开始关注宏观经济因素对投资者风险感知的影响。比如，Huang *et al.* (2013) 发现社会死亡率增加会提高投资者的风险感知水平。不同于上述文献，本文强调宏观经济增速上升会降低企业家对经济政策不确定性的风险感知水平，原因在于企业家在高经济增速阶段有着更加积极的市场情绪。

三、理论框架

为阐释宏观经济环境如何通过风险感知影响经济政策不确定性与固定资产投资的关系，本文将经济增速与外部政策风险感知的负相关关系引入实物期权理论框架，具体逻辑在于：

给定企业投资风险由外部政策风险和内部财务风险构成, 由于经济增速上升会引致企业家低估外部政策风险及投资“等待”期权价值, 投资-政策不确定性敏感度趋于向下调整。特别地, 企业的内部财务风险越高和资产可逆性越低, 投资“等待”期权价值的低估幅度越大, 宏观经济增速对投资-政策不确定性敏感度的缓解作用越强。同时, 企业的融资约束越严重, 新增投资的资金需求越无法得到满足, 宏观经济增速对投资-政策不确定性敏感度的缓解作用越弱。

(一) 基本设定

假定企业投资某固定资产项目的无风险收益函数为 $f(I)$, 满足边际收益递减规律, 有 $f'(I) > 0$ 和 $f''(I) < 0$ 。在不确定性环境下, 企业投资收益存在如下三种情形: 一是获得超额收益 $f(I) + A$ 且概率为 $p \in (0,1)$; 二是获得低额收益 $f(I) - A$ 且概率为 $p \in (0,1)$; 三是获得无风险收益 $f(I)$ 且概率为 $1 - 2p \in (0,1)$ 。简言之, 企业在面对某投资项目时的收益函数可以概述为:

$$\pi = \begin{cases} f(I) + A, & p \\ f(I), & 1 - 2p \\ f(I) - A, & p \end{cases} \quad (1)$$

不难看出, 投资收益的期望值为 $f(I)$, 与无风险情形无差异, 对应的方差为 $2A^2p$ 。借鉴 Bloom *et al.* (2007)、Bloom (2009)、Fernandez-Villaverde *et al.* (2015) 的建模思路, 可以将投资收益方差视为不确定性环境的代理变量。就本文而言, 参数 p 被用于测度企业固定资产投资面临的不确定性, 不改变投资收益期望值但会加剧投资收益波动性。需要特别说明的是, 由于参数 p 还能够刻画企业投资收益的分布状况(即投资风险), “不确定性”和“投资风险”在本文等同使用, 这也是目前既有理论框架的惯用做法。

当项目投资仅能获得低额收益 $f(I) - A$ 时, 该项目投资被认定为失败, 企业将选择退出市场并获得资产清算价值。令 $\tau \in (0,1)$ 表示资产清算比例, 可得投资清算价值为 τI 。考虑到资产可逆性与资产清算价值的正相关关系, 资产清算比例 τ 衡量了企业资产可逆性。结合式(1)可得, 对于项目投资成本 I , 相应的期望收益为 $p[f(I) + A] + (1 - 2p)f(I) + p\tau I - I$ 。特别地, 当项目投资失败时, 资金损失 $(1 - \tau)I$ 需要通过银行等金融部门补充资金信贷以维持下一期的正常投资活动。设定贷款利率为 $r \in (0,1)$, 项目投资失败将使得企业遭受额外损

失且大小为 $(1-\tau)rI$ 。综上可知，风险中性企业的投资收益函数期望值为：¹

$$\max_I E(\pi) = p[f(I) + A - I] + (1 - 2p)[f(I) - I] + p[\tau I - I - (1 - \tau)Ir] \quad (2)$$

不同于传统净现值理论，实物期权理论增加了一项机会成本，当期投资的“等待”期权价值 $(1-\tau)prI$ 。换言之，当企业选择推迟项目投资时，在等待投资过程中能够获得关于项目投资收益的信息，从而规避项目投资失败及潜在损失。给定项目投资失败概率为 p 和额外损失为 $(1-\tau)rI$ ，投资推迟的信息收益为 $(1-\tau)prI$ 。

进一步，假定企业面临的投资风险 p 包括内部财务风险 p_n 与外部政策风险 p_m ，而外部政策风险由真实值 p_r 和感知偏差 p_b 两部分构成。具体地，内部财务风险 p_n 是指市场行情变化导致企业投资收益具有很大的不确定性，如经营性现金流不确定性和盈利能力不确定性；²外部政策风险 p_r 是指由于政府部门频繁调整宏观经济政策带来的不确定性，如财政政策不确定性和货币政策不确定性；外部政策风险感知偏差 p_b 是指由于政策制定者与企业之间存在信息不对称，企业无法准确把握宏观经济政策调整的时间点和力度等，从而对真实外部政策风险的主观感知存在一定偏差。假定外部政策风险感知偏差 p_b 与宏观经济增速 g 存在负相关关系，则有 $\partial p_b / \partial g < 0$ ，即企业家在高经济增速阶段通常会低估外部政策风险。³随后，容易得到企业投资风险函数 p 为：

$$p = \underbrace{p_n}_{\text{internal financial risk}} + \underbrace{p_r + p_b(g)}_{\text{external policy uncertainty}} \quad (3)$$

（二）模型求解与比较静态分析

对式（2）关于投资 I 求偏导，对应的一阶条件为：

$$\frac{\partial E(\pi)}{\partial I} = pf'(I) + (1 - 2p)f'(I) + p\tau - 1 - p(1 - \tau)r = 0 \quad (4)$$

显然，当且仅当单位投资的边际收益 $(1-p)f'(I) + p\tau$ 超过成本与“等待”期权价值之和 $1 + p(1-\tau)r$ 时，企业才会进行当期投资，否则将会推迟投资直至获得更多信息。整理式

（4）可得企业最优投资规模 I^* 的边际收益函数 $f'(I^*)$ 为：

¹ 本文设定折现因子为1，放松这一设定并不影响理论推断。

² 考虑到企业管理者对自身财务状况十分了解，信息不对称程度较低，本文不考虑内部财务风险的感知偏差。

³ 基于 Weber and Hsee（1998）的框架，整理企业投资收益函数（2）可得 $E(\pi) = R(I) - b\text{Var}(I)$ 。其中，投资收益期望值为 $R(I) = f(I) - I$ ，投资收益风险函数为 $\text{Var}(I) = 2A^2p$ ，风险偏好参数为 $b = 0.5[f(I) - A - \tau I + (1 - \tau)Ir]/A^2$ 。显然，参数 p 能够用于刻画企业家的风险感知水平， $\partial p_b / \partial g < 0$ 意味着企业家对相同经济政策不确定性的风险感知水平在高经济增速阶段要小于低经济增速阶段。

$$f'(I^*) = \frac{1-p\tau+p(1-\tau)r}{1-p} \quad (5)$$

可见, 企业最优投资规模 I^* 取决于投资风险 p 、资产清算比例 τ 和贷款利率 r 。

为考察经济政策不确定性对企业固定资产投资的影响, 求解边际收益函数 $f'(I^*)$ 关于外部政策风险 p_r 的偏导数得到:

$$\frac{\partial f'(I^*)}{\partial p_r} = \frac{(1-\tau)(1+r)}{(1-p)^2} > 0 \quad (6)$$

可见, 概率 p_r 上升将导致“等待”期权价值增加, 从而推动边际收益函数 $f'(I^*)$ 向上调整。在边际收益递减规律的作用下, 企业最优投资规模 I^* 趋于减少。因此, 经济政策不确定性会抑制企业固定资产投资, 这一推论与现有文献相一致, 如 Baker *et al.* (2016)、Gulen and Ion (2016)、李凤羽和杨墨竹 (2015)、谭小芬和张文婧 (2017)、刘贯春等 (2019)。

对式 (6) 关于宏观经济增速 g 求解偏导, 可得:

$$\frac{\partial[\partial f'(I^*)/\partial p_r]}{\partial g} = \frac{2(1-\tau)(1+r)}{(1-p)^3} \frac{\partial p_b}{\partial g} < 0 \quad (7)$$

可以看出, 宏观经济增速 g 越快, $\partial f'(I^*)/\partial p_r$ 越小。这一推论表明, 经济增速上升会削弱经济政策不确定性 p_r 对固定资产投资 I^* 的抑制作用, 进而降低投资-政策不确定性敏感度。究其原因在于, 投资者在高经济增速阶段会低估外部政策风险, 即 $\partial p_b/\partial g < 0$, 从而低估“等待”期权价值 $(1-\tau)prI$ 并促进当期投资。基于此, 本文提出待检验的核心研究假说 1:

研究假说 1: 伴随着经济增速上升, 经济政策不确定性对企业固定资产投资的抑制作用被弱化。

进一步, 内部财务风险 p_n 越大, 资产清算比例 τ 越低, 经济增速上升通过外部政策风险感知导致企业对“等待”期权价值 $(1-\tau)prI$ 的低估程度越严重, 从而对投资-政策不确定性敏感度的缓解作用越强, 具体表现为:

$$\frac{\partial[\frac{\partial[\partial f'(I^*)/\partial p_r]}{\partial g}]}{\partial p_n} = \frac{6(1-\tau)(1+r)}{(1-p)^4} \frac{\partial p_b}{\partial g} < 0 \quad (8)$$

$$\frac{\partial[\frac{\partial[\partial f'(I^*)/\partial p_r]}{\partial g}]}{\partial \tau} = -\frac{2(1+r)}{(1-p)^3} \frac{\partial p_b}{\partial g} > 0 \quad (9)$$

由此可见, 较于低内部财务风险(高资产可逆性)企业, 宏观经济环境的作用在高内部财务风险(低资产可逆性)企业更为凸显。基于此, 本文提出待检验的研究假说 2-3:

研究假说 2: 与低内部财务风险企业相比, 经济增速上升对投资-政策不确定性敏感度的弱化作用在高内部财务风险企业更强。

研究假说 3: 与高资产可逆性企业相比, 经济增速上升对投资-政策不确定性敏感度的弱化作用在低资产可逆性企业更强。

特别地, 前文基于式 (7) 的理论分析存在一个潜在假定, 即企业新增投资所需的资金需求均能通过内部融资和外部融资得到满足。然而, 无论是金融体系较为完善的西方发达国家还是依旧处于金融“抑制”状态的发展中国家, 都存在大量企业面临着严重的融资约束, 无法获得足够信贷资金来满足投资需求。给定宏观经济增速 g_0 , 融资约束的具体作用可以归类为如下两种基本情形: 第一, 可获得信贷资金无法满足最优投资 I^* 的资金需求, 宏观经济增速上升引致的新增投资无法得到资金支持; 第二, 可获得信贷资金能够满足最优投资 I^* 的资金需求, 但是当宏观经济增速继续上升时, 低估外部政策风险引致的新增投资无法 (或者仅有部分) 得到资金扶持。无论是哪一种情形, 与低融资约束企业相比, 宏观经济增速上升对投资-政策不确定性敏感度的缓解作用均在高融资约束企业较为有限。

为刻画上述逻辑, 利用参数 κ 刻画企业融资约束程度, 而且 κ 越大表示融资约束越严重。随后, 将 κ 纳入式 (7) 进行拓展可得:

$$\frac{\partial[\partial f'(I^*)/\partial p_r]}{\partial g} = \frac{2(1-\tau)(1+r)(1-\kappa)}{(1-p)^3} \frac{\partial p_b}{\partial g} < 0 \quad (10)$$

特别地, 式 (10) 关于 κ 的偏导数为:

$$\frac{\partial[\partial f'(I^*)/\partial p_r]}{\partial \kappa} = -\frac{2(1-\tau)(1+r)}{(1-p)^3} \frac{\partial p_b}{\partial g} > 0 \quad (11)$$

容易看出, 给定外部政策风险感知偏差在不同融资约束企业之间无差异, 资金限制使得宏观经济增速上升对投资-政策不确定性敏感度的弱化影响在低融资约束企业更为凸显。基于此, 本文提出待检验的研究假说 4:

研究假说 4: 与高融资约束企业相比, 经济增速上升对投资-政策不确定性敏感度的弱化作用在低融资约束企业更强。

四、计量模型、指标选取与数据来源

(一) 计量模型

为对上述理论假说进行验证, 本文将宏观经济环境与经济政策不确定性的交互项引入企业固定资产投资方程, 构建如下计量模型:

$$Inv_{it} = \alpha_0 + \theta Epu_{t-1} \times Eg_{t-1} + \beta_1 Epu_{t-1} + \beta_2 Eg_{t-1} + \gamma X_{it-1} + \mu_i + s_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中, 下标*i*和*t*分别代表企业和时期; *Inv*、*Epu*和*Eg*依次表示固定资产投资、经济政策不确定性指数和宏观经济环境。*X*为企业层面的控制变量矩阵。 μ_i 为个体固定效应, 用于控制不随时间变化且不可观测的企业固有特征; s_t 为季节虚拟变量, 用于控制企业固定资产投资的季节性因素。

在计量模型(12)中, 待估计系数 θ 是本文的关注重点, 结合研究假说 1-4, 本文有如下预期: (1) θ 显著为正, 即宏观经济增速上升会弱化经济政策不确定性对企业固定资产投资的抑制作用; (2) θ 在内部财务风险高、资产可逆性低和融资约束轻的企业更大, 即宏观经济环境对投资-政策不确定性敏感度的缓解作用具有非对称特征。

(二) 指标选取与数据来源

结合既有研究的做法, 本文对涉及到的指标选取及其度量方式进行界定。首先, 关于企业固定资产投资*Inv*, 采用购买固定资产、无形资产和其他长期资产的支付现金之和占资产总额的比重来表示。其次, 关于经济政策不确定性*Epu*, 遵照 Gulen and Ion (2016)、刘贯春等 (2019) 的做法, 将 Baker *et al.* (2016) 提供的中国月度指数加总至季度层面, 并对季度内三个月依次赋予权重 1/6、2/6 和 3/6。然后, 关于宏观经济环境*Eg*, 采用以 2007 年为基期的实际 GDP 环比增长速度来表示, 并利用 HP 滤波法进行预处理以获得趋势成分。¹最后, 六个控制变量的度量方式依次为: (1) 企业规模*Size*, 采用资产总额的自然对数来表示; (2) 销售收入增长率*Saleg*, 采用销售总额的增长率来表示; (3) 托宾 Q 值*Tq*, 采用股票市场价值与债务账面价值之和占资产总额账面价值的比重来表示; (4) 经营性现金流*Cfo*, 采用销售商品、提供劳务收到的现金之和占资产总额的比重来表示; (5) 杠杆率*Lev*, 采用负债总额占资产总额的比重来表示; (6) 资产收益率*Roa*, 采用净利润与资产总额的占比来表示。

本文选取中国 A 股非金融类上市公司作为研究对象, 时间跨度为 2007 年第 1 季度至 2017 年第 4 季度。企业层面的原始数据及实际 GDP 环比增速数据来源于国泰安 (CSMAR) 数据库, 而经济政策不确定性指数直接取自于 Baker *et al.* (2016)。为消除异常值对回归结

¹ 考虑到本文采用的是季度数据, 将 HP 滤波方法的平滑参数设定为 1600。

果造成的干扰，本文对除宏观变量之外的所有企业连续变量进行上下各 1%水平的缩尾（Winsorize）处理。同时，考虑到企业成立初期的投融资决策尚未成熟，剔除成立年限在 3 年以内的样本观测值。经过上述数据预处理，最终得到约 8 万个企业-季度样本观测值。表 1 汇报了主要变量的描述性统计和相关系数矩阵。

表 1 主要变量的描述性统计和相关系数矩阵

Panel A: 描述性质统计								
变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	P25	中位数	P75
<i>Inv</i>	78250	0.0362	0.0423	0.0000	0.2178	0.0076	0.0211	0.0484
<i>Epu</i>	78250	2.0459	1.2429	0.5401	5.3734	1.0977	1.6339	2.7254
<i>Eg</i>	78250	0.0290	0.0077	0.0226	0.0539	0.0237	0.0262	0.0308
<i>Size</i>	78250	21.8622	1.2622	19.1943	25.7397	20.9568	21.7055	22.5745
<i>Saleg</i>	78250	0.3927	0.7877	-0.8888	2.8825	0.1442	0.4813	0.8430
<i>Tq</i>	78250	2.8662	2.0991	0.9284	13.4055	1.5348	2.2061	3.3915
<i>Cfo</i>	78250	0.4191	0.3932	0.0195	2.2144	0.1554	0.3020	0.5434
<i>Lev</i>	78250	0.4345	0.2200	0.0413	1.0087	0.2589	0.4291	0.5983
<i>Roa</i>	78250	0.0275	0.0395	-0.0927	0.1696	0.0054	0.0194	0.0442

Panel B: 皮尔逊相关系数									
变量	<i>Inv</i>	<i>Epu</i>	<i>Eg</i>	<i>Size</i>	<i>Saleg</i>	<i>Tq</i>	<i>Cfo</i>	<i>Lev</i>	<i>Roa</i>
<i>Inv</i>	1.0000								
<i>Epu</i>	-0.0543	1.0000							
<i>Eg</i>	0.0734	-0.1843	1.0000						
<i>Size</i>	0.0224	0.1077	-0.1356	1.0000					
<i>Saleg</i>	0.1627	-0.0775	-0.0074	-0.0129	1.0000				
<i>Tq</i>	-0.0291	0.0443	-0.0182	-0.4793	0.0166	1.0000			
<i>Cfo</i>	0.1947	-0.0404	0.1040	0.0906	0.1966	-0.0657	1.0000		
<i>Lev</i>	-0.0559	-0.0750	0.1339	0.3878	0.0037	-0.2746	0.1555	1.0000	
<i>Roa</i>	0.2803	0.0156	0.0283	0.0133	0.1559	0.1832	0.2752	-0.3541	1.0000

说明：相关系数均通过 1%水平的显著性检验。

结合表 1 可知，企业固定资产投资与经济政策不确定性存在显著的负相关关系，但与宏观经济增速存在显著的正相关关系。¹进一步，以 2012 年作为经济“新常态”时期的样本划分依据，图 1 汇报了经济政策不确定性与企业固定资产投资关系的阶段性特征。不难看出，两者的负相关关系集中发生在 2012 年之后（低经济增速阶段），而在 2012 年之前（高经济

¹ 观察相关系数矩阵可知，尽管经济政策不确定性与宏观经济增速存在一定相关性，但是两者的相关系数仅为-0.1843，故不必过度担忧多重共线性问题。

增速阶段)较弱,皮尔逊相关系数依次为-0.0701(p值为0.00)和-0.0357(p值为0.00)。这些典型事实表明,相比于高经济增速阶段,投资-政策不确定性敏感度在低经济增速阶段更为凸显,为本文核心命题提供了初步证据。然而,这些证据仅仅是单变量分析,有必要将其他因素纳入统一框架进行更严谨的计量验证。

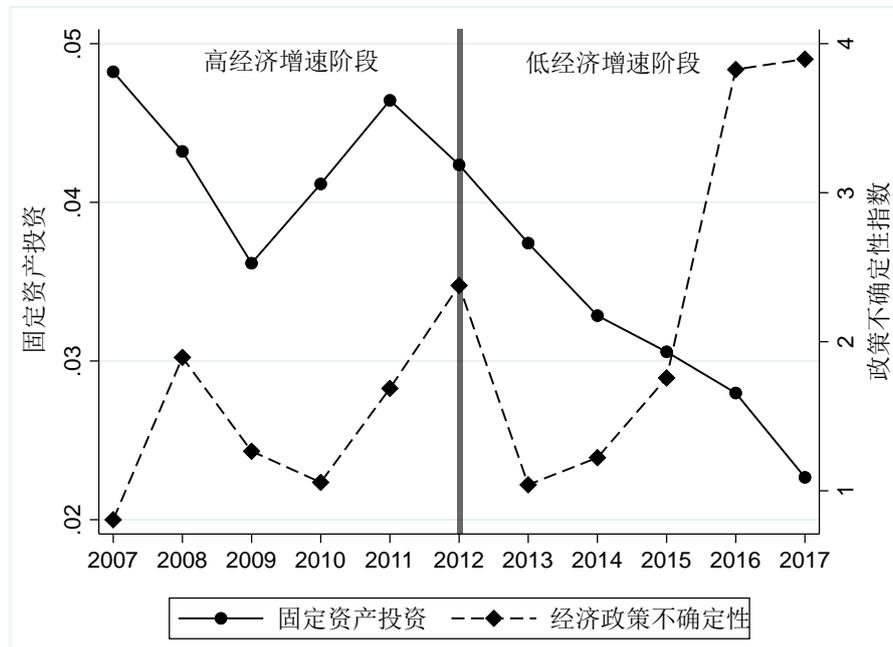


图 1 投资-政策不确定性敏感度的阶段性特征

五、经验分析

(一) 基准回归

表 2 汇报了基准回归结果。观察第 1-3 列结果可知,经济政策不确定性的估计系数为负值,而宏观经济增速的估计系数为正值,且两者均通过 1%水平的显著性检验,这表明经济政策不确定性越低,宏观经济增速越快,企业固定资产投资越多。观察第 4-6 列结果可知,经济政策不确定性与宏观经济增速的交互项的估计系数显著为正,这意味着宏观经济增速越快,外部政策风险被低估的幅度越大,引致当期投资的“等待”期权价值越低,从而使得经济政策不确定性对企业固定资产投资的抑制作用越小。为进一步说明宏观经济环境的重要性,依据纳入所有控制变量的第 6 列估计系数可得,经济政策不确定性对企业固定资产投资的综合影响为 $-0.0095+0.2523 \times L.Eg$ 。结合宏观经济增速的标准差为 0.0077(见表 1)可知,宏观经济增速每增加 1 个单位标准差,投资-政策不确定性敏感度降低 0.19%($=0.2523 \times 0.0077$),

对应的经济解释力度约为 20% (=0.19%/0.95%)。由此可见, 伴随着宏观经济增速上升, 投资-政策不确定性敏感度显著下降, 研究假说 1 得证。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L. Epu</i>	-0.0028*** (0.0001)	-0.0029*** (0.0002)	-0.0027*** (0.0002)	-0.0095*** (0.0009)	-0.0100*** (0.0009)	- 0.0095*** (0.0009)
<i>L. Eg</i>	0.4812*** (0.0380)	0.4929*** (0.0421)	0.4224*** (0.0411)	0.1620*** (0.0489)	0.1768*** (0.0505)	0.1158** (0.0495)
<i>L. Epu</i> × <i>L. Eg</i>				0.2488*** (0.0317)	0.2594*** (0.0332)	0.2523*** (0.0329)
<i>L. Size</i>		0.0003 (0.0008)	0.0001 (0.0008)		0.0009 (0.0008)	0.0007 (0.0008)
<i>L. Saleg</i>		0.0050*** (0.0006)	0.0037*** (0.0006)		0.0051*** (0.0006)	0.0038*** (0.0006)
<i>L. Tq</i>		-0.0004** (0.0002)	-0.0009*** (0.0002)		-0.0002 (0.0002)	- 0.0007*** (0.0002)
<i>L. Cfo</i>			0.0056*** (0.0014)			0.0055*** (0.0014)
<i>L. Lev</i>			-0.0113*** (0.0029)			- 0.0117*** (0.0029)
<i>L. Roa</i>			0.1548*** (0.0090)			0.1541*** (0.0090)
常数项	0.0060*** (0.0012)	0.0048 (0.0180)	0.0126 (0.0174)	0.0147*** (0.0015)	-0.0002 (0.0180)	0.0075 (0.0175)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
季节效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	78342	78254	78250	78342	78254	78250
调整 R^2	0.2469	0.2495	0.2682	0.2481	0.2506	0.2693

说明: L 代表滞后 1 期; 括号内为聚类到企业层面的稳健标准误; *, **和***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平。下表同。

进一步, 本文考察了企业投资-政策不确定性敏感度在不同宏观经济环境的动态效应, 以期为研究假说 1 提供更直观的经验证据。具体而言, 以每三年(过去两年、一年和当年)作为滑动时间窗口, 依次估计了非金融类上市公司的投资-政策不确定性敏感度, 进而绘制了其于宏观经济增速的时间趋势, 详见图 2。不难看出, 伴随着 GDP 增速的逐年下滑, 经济

政策不确定性对企业固定资产投资的抑制作用趋于加强。这些结果表明, 给定相同的外部政策风险, 企业政策风险感知水平在低经济增速阶段更高, 投资-政策不确定性敏感度显著提升。换言之, 高经济增速降低了投资-政策不确定性敏感度, 再次证实了研究假说 1。

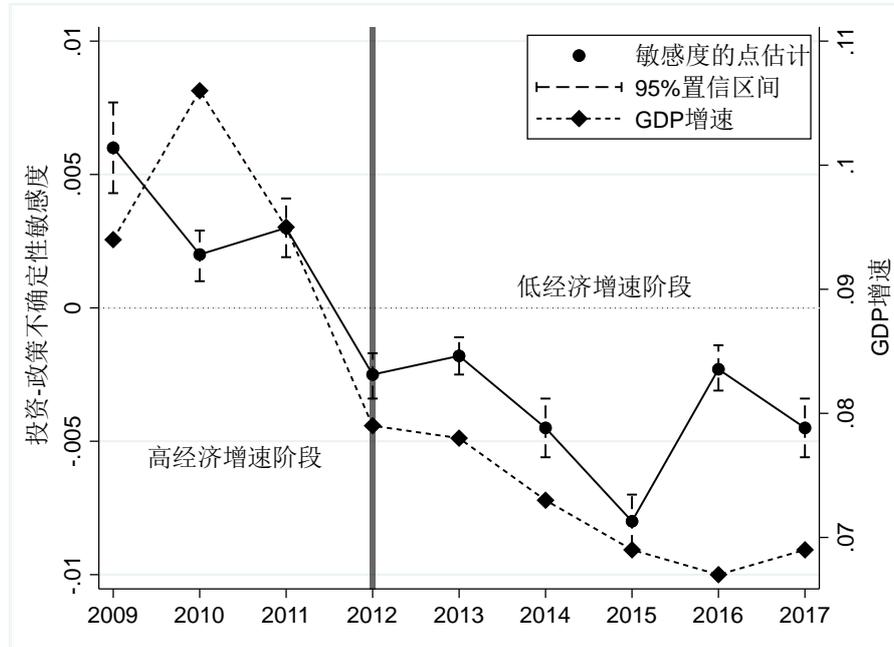


图 2 宏观经济环境与投资-政策不确定性敏感度的动态变化

(二) 稳健性测试

为验证基准回归结果的可靠性, 本文接下来从克服模型内生性问题、控制宏观经济环境不确定性、调整核心指标度量方式等多个维度进行稳健性测试。¹

第一, 克服模型内生性问题。尽管计量模型 (12) 引入了一系列企业层面的特征变量以及个体固定效应和季节效应, 但是由于经济政策不确定性指数和宏观经济增速均为时间序列, 导致无法有效控制时间固定效应, 可能会遗漏宏观经济环境的其他时变特征。为克服模型内生性问题, 本文尝试采用三种方法。首先, 借鉴刘贯春等 (2019) 的方法, 考虑到世界各国宏观经济政策之间的联动性, 本文采用 Baker *et al.* (2016) 提供的其他国家经济政策不确定性指数均值作为工具变量, 回归结果见表 3 第 1 列。其次, 考虑到中国自 2015 年 11 月提出供给侧结构性改革, 过于频繁的政策出台和调整引致了高经济政策不确定性 (刘贯春等,

¹ 本文还从如下维度进行了稳健性测试: 第一, 调整经济政策不确定性的度量指标; 第二, 分别采用 M2 环比增速、宏观经济热度指数和经营景气指数来重新度量宏观经济环境; 第三, 将因变量替换为企业固定资产投资的绝对规模 (取自然对数)、存货投资和现金持有; 第四, 不断调整研究样本以排除研究结论是由某些特定行业或企业所主导的可能性。限于篇幅, 正文未报告这些结果。

2019)。基于此，本文利用这一外生冲击构建经济政策不确定性的工具变量（2015年之后年份赋值为1，否则赋值为0），¹回归结果见表3第2列。特别地，考虑到中国经济自2012年后迈入“新常态阶段”，经济结构发生了重大变化，本文还以2013-2017年的子样本进行了回归分析，结果见表3第3列。在此基础上，本文进一步剔除了供给侧结构性改革提及的行业以排除政策本身而非政策不确定性对企业投资的影响，回归结果见表3第4列。然后，本文将因变量滞后一期纳入计量模型（12）来构建动态面板模型，随后将经济政策不确定性、宏观经济增速及两者交互项作为内生变量，采用滞后2-3期作为工具变量的动态GMM回归结果见表3第5列。

最后，尽管经济政策不确定性指数和宏观经济增速对于企业投资决策是外生的，但是两者与其他宏观经济指标紧密相关，故基准回归结果可能刻画的并非宏观经济环境如何影响投资-政策不确定性敏感度。为排除这一疑虑，本文搜集了全国层面的其他宏观经济指标月度指数并利用简单加权法集结为季度指数，依次包括进出口总额增速、CPI增速、M2增速、固定资产投资增速和社会消费品零售总额增速。同时，将这些宏观经济指标作为自变量，并利用回归方程法寻找出经济政策不确定性指数和宏观经济增速背后的潜在解释变量集合，结果证实两者的显著决定因素分别为社会消费品零售总额增速和固定资产投资增速。进一步，本文将社会消费品零售总额增速和固定资产投资增速的滞后1期及两者交互项作为控制变量一并纳入计量模型（12），回归结果见表3第6列。不难看出，无论采用何种形式的内生性问题解决方法，经济政策不确定性与宏观经济增速的交互项的估计系数均显著为正。

表3 克服内生性问题

变量	2SLS 估计				GMM 估计	控制 E_{pu} 和 E_g 的关联变量集
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	-	-	-	-	-0.0023***	-0.0026***
$L.E_{pu}$	0.0082*** (0.0010)	0.0471*** (0.0042)	0.0267*** (0.0036)	0.0252*** (0.0038)	(0.0006)	(0.0009)
$L.E_g$	0.1165** (0.0571)	1.4773*** (0.1938)	9.0402*** (0.6926)	8.5709*** (0.7433)	0.0404 (0.0288)	-0.0846 (0.0580)
$L.E_{pu} \times L.E_g$	0.2427***	1.5764***	0.4687***	0.4395***	0.0451**	0.0940***

¹ 观察 Baker *et al.* (2016) 提供的中国经济政策不确定性月度指数可知，2015年12月是结构突变点。

	(0.0367)	(0.1528)	(0.1222)	(0.1324)	(0.0208)	(0.0327)
<i>L.Inv</i>					0.6099***	
					(0.0166)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
季节效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	78250	78250	43135	37368	76933	78250
调整 R^2	0.2684	0.2370	0.2076	0.2090		0.2845
F 统计量	7185.90	7272.85	4874.78	4108.13		
$AR(2)$					0.433	
<i>Hansen</i>					0.628	

说明：第 5 列还控制了全社会固定资产投资增速和社会消费品零售总额增速的滞后 1 期以及两者交互项。

第二，控制宏观经济环境不确定性。从理论上讲，之所以存在经济政策不确定性，其根本原因在于宏观经济增长面临较大冲击，这意味着经济政策不确定性和宏观经济不确定性紧密相关。此时，一个自然而然的疑问是：一旦控制住宏观经济本身的不确定性，经济政策不确定性对企业固定资产投资的抑制作用是否依旧存在？参考 Baker *et al.* (2016)、纪洋等 (2018) 的做法，本文以实际 GDP 增速标准差 Egv 作为宏观经济环境不确定性的度量指标，度量方式为滑动窗口的四期和六期标准差。在实际操作中，本文分别采用两种方式对宏观经济环境不确定性进行控制：一是直接将实际 GDP 增速标准差作为控制变量纳入计量模型 (12)；二是将实际 GDP 增速标准差与宏观经济增速的交互项纳入计量模型 (12)。观察表 4 结果可知，经济政策不确定性的估计系数显著为负，而宏观经济环境不确定性的估计系数显著为正，即不同于经济政策不确定性的抑制作用，宏观经济不确定性显著促进了企业的固定资产投资。其背后原因可能是：尽管近年来中国的宏观经济增速有所放缓，但是相对来说，中国的宏观经济增速在世界范围内仍处于较高水平。此时，宏观经济不确定性会提高资本的边际回报率，进而促进企业固定资产投资。同时，在控制住宏观经济环境不确定性后，经济政策不确定性与宏观经济增速的交互项的估计系数依旧显著为正。这些结果说明，宏观经济环境不确定性并未影响到经济政策不确定性的作用，宏观经济环境对投资-政策不确定性敏感度的重要作用仍然得到证实。

表 4 控制宏观经济环境不确定性

变量	四期滑动窗口			六期滑动窗口		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.Epu</i>	-0.0040*** (0.0002)	-0.0140*** (0.0010)	-0.0080*** (0.0008)	-0.0035*** (0.0002)	-0.0130*** (0.0012)	-0.0101*** (0.0013)
<i>L.Eg</i>	-0.1403** (0.0685)	-0.7996*** (0.0917)	-3.5294*** (0.4318)	-0.2621*** (0.0752)	-0.9126*** (0.1182)	-1.8156*** (0.4407)
<i>L.Egv</i>	0.0044*** (0.0003)	0.0048*** (0.0003)	-0.0049*** (0.0014)	0.0033*** (0.0002)	0.0035*** (0.0002)	0.0009 (0.0012)
<i>L.Epu</i> × <i>L.Eg</i>		0.3710*** (0.0363)	0.1498*** (0.0280)		0.3546*** (0.0442)	0.2544*** (0.0458)
<i>L.Egv</i> × <i>L.Eg</i>			0.4939*** (0.0697)			0.1239** (0.0542)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
季节效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	74660	74660	74660	72100	72100	72100
调整R ²	0.2774	0.2787	0.2800	0.2851	0.2863	0.2864

第三，调整模型设定形式。在计量模型（12）中，本文采用经济政策不确定性和宏观经济增速及二者交互项的滞后一期作为核心解释变量，但是企业投资行为的调整可能不仅仅局限于一个季度，而是存在多期滞后效果。基于此，本文将核心解释变量设定为滞后二期和滞后三期，回归结果见表 5 第 1-2 列。容易发现，即便是将核心解释变量设定为滞后多期，经济政策不确定性与宏观经济增速的交互项的估计系数依旧显著为正，这说明宏观经济环境对投资-政策不确定性敏感度的影响确实存在长期作用。进一步，尽管实际 GDP 增速作为宏观经济环境的代理变量较为合理，但是该指标在某些特定情形可能无法很好地反映宏观经济增长的阶段性特征。比如，如果实际 GDP 增速在样本观测期呈现出持续波动的时变趋势，数值大小更多反映的是生产过程或者外部需求的短暂冲击，并非宏观经济增长的周期性特征。为排除这一疑虑，考虑到中国经济于 2012 年进入“新常态”阶段，本文将全样本划分为 2007-2012 年（高经济增速阶段）和 2013-2017 年（低经济增速阶段）两个子区间。表 5 第 3-4 列依次汇报了两个子区间的回归结果。对比可知，经济政策不确定性对企业固定资产投资的抑制作用在 2013-2017 年明显强于 2007-2012 年，这说明宏观经济增速上升会降低投资-政策不确定性敏感度。特别地，为进一步验证上述差异是否具有统计显著性，本文定义一个虚拟变量 *Dummy* 用于刻画不同经济增长阶段，2013-2017 年赋值为 1，否则赋值为 0。随后，将

计量模型 (12) 中的宏观经济增速 Eg 替换为这一虚拟变量, 回归结果见表 5 第 5 列。结果显示, 经济政策不确定性与虚拟变量的交互项的估计系数显著为负, 这说明宏观经济增速下滑能够显著提高投资-政策不确定性敏感度。综上可知, 当调整计量模型的设定形式后, 宏观经济环境对投资-政策不确定性敏感度的重要影响依旧存在。

表 5 调整模型设定形式

变量	核心变量取滞后多期		经济增长阶段划分: 2012年为界		
	滞后二期	滞后三期	2007-2012年	2013-2017年	2007-2017年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$L1-3.Epu$	-0.0037*** (0.0008)	-0.0055*** (0.0009)	-0.0015*** (0.0003)	-0.0024*** (0.0001)	-0.0014*** (0.0003)
$L1-3.Eg$	0.3863*** (0.0495)	0.3075*** (0.0417)			
$L1-3.Epu \times L1-3.Eg$	0.0511* (0.0287)	0.1287*** (0.0315)			
$Dummy$					-0.0107*** (0.0010)
$L.Epu \times Dummy$					-0.0012*** (0.0004)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
季节效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	73446	68963	36269	43135	79404
调整 R^2	0.2764	0.2752	0.2780	0.2738	0.2763

说明: $L1-3$ 代表滞后 1-3 期; $Dummy$ 为 0-1 虚拟变量, 2007-2012 年、2013-2017 年依次赋值 0 和 1。

六、异质性分析、机制检验与竞争性假说

(一) 异质性分析

结合研究假说 2-4, 本文接下来分别从企业内部财务风险、资产可逆性和融资约束三个维度进行异质性分析, 为风险感知渠道提供进一步的经验证据。

首先, 内部财务风险的重要性。关于如何度量企业内部财务风险, 充分结合既有文献, 本文主要采取四种方式。一方面, 借鉴 Han and Qiu (2007)、张成思和刘贯春 (2018) 的思路, 采用经营性现金流波动性来测度企业内部财务风险, 度量方式为经行业调整后的经营性现金流 Cfo 在五个样本观测期的标准差。另一方面, 参考 John et al. (2008) 的做法, 采用

盈利能力波动性来测度企业内部财务风险，度量方式为经行业调整后的企业资产收益率 Roa 在五个样本观测期的标准差。此外，依据 Diamond (1991)、刘海明和李明明 (2020) 的逻辑，分别采用流动负债比例和流动资产比例来测度企业流动性风险，度量方式依次为流动负债总额和流动资产总额占资产总额的比重。流动负债比例越高，流动资产比例越低，流动性风险越大。基于上述分组指标，将全样本进行四等分，截取前后各四分之一作为子样本，分组回归结果见表 6。不难发现，在高现金流波动、高盈利能力波动、高流动负债比例和低流动资产比例的企业，经济政策不确定性与宏观经济增速的交互项的估计系数显著为正，但在低现金流波动、低盈利能力波动、低流动负债比例和高流动资产比例的企业则不显著（第 3 列和第 7 列除外），且前者系数大小是后者的两倍以上。可见，企业内部财务风险越高，宏观经济增速上升对投资-政策不确定性敏感度的缓解作用越大，研究假说 2 得证。

表 6 基于内部财务风险的分组估计

变量	现金流波动		盈利能力波动		流动负债比例		流动资产比例	
	25% 以 下	75% 以 上	25% 以 下	75% 以 上	25% 以 下	75% 以 上	75% 以 上	25% 以 下
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$L.Epu$	-0.0034 (0.0025)	- 0.0069*** (0.0016)	- 0.0067*** (0.0023)	- 0.0081*** (0.0017)	- 0.0053** (0.0022)	- 0.0086*** (0.0013)	- 0.0034*** (0.0012)	- 0.0155*** (0.0019)
$L.Eg$	0.7492*** (0.1682)	0.0985 (0.0732)	0.5974*** (0.1545)	0.1272* (0.0757)	0.0850 (0.1537)	0.0569 (0.0670)	-0.0122 (0.0758)	0.2155* (0.1102)
$L.Epu \times L.Eg$	0.0111 (0.0918)	0.1755*** (0.0565)	0.1431* (0.0850)	0.1977*** (0.0594)	0.1178 (0.0804)	0.2421*** (0.0461)	0.0876** (0.0425)	0.4313*** (0.0675)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
季节效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	17530	25279	18371	23544	19423	19545	19017	19704
调整 R^2	0.3107	0.2629	0.3005	0.2816	0.2912	0.2445	0.2328	0.3364

其次，资产可逆性的重要性。本文主要采取三种方式度量企业资产可逆性。第一，遵照 Gulen and Ion (2016)、谭小芬和张文婧 (2017) 的做法，采用固定资产净额占资产总额的比重来测度企业资产可逆性。通常而言，固定资产的回收周期较长，低流动性导致资产清算价值不高，从而企业面临的调整成本较高。数值越大，企业资产可逆性越低。第二，鉴于固定资产比例是企业投资决策的内生结果变量，本文借鉴刘贯春等 (2019) 的方法，直接采用企

业所处行业的企业总数量来衡量资产可逆性。数值越大, 意味着使用该资产的同行业潜在购买者越多, 资产处置成本越低, 资产可逆性越高。按照上述分组指标, 将全样本进行四等分, 截取前后四分之一作为子样本, 分组回归结果见表 7 第 1-4 列。第三, 由于制造业属于重资产行业而服务业属于轻资产行业, 本文分别将两者归类为低资产可逆性组和高资产可逆性组, 分组回归结果见表 7 第 5-6 列。容易看出, 在固定资产占比高、行业企业数量少和隶属于制造业行业的企业, 经济政策不确定性与宏观经济增速的交互项的估计系数显著为正, 但在固定资产占比低、行业企业数量多和隶属于服务业行业的企业则不显著 (第 2 列除外), 且前者系数大小是后者的两倍以上。这些结果说明, 宏观经济环境对投资-政策不确定性敏感度的影响在低资产可逆性企业更为凸显, 研究假说 3 得证。

表 7 基于资产可逆性的分组估计

变量	固定资产比例		所处行业的企业数量		行业分类	
	75% 以上	25% 以下	25% 以下	75% 以上	制造业	服务业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.Epu</i>	-0.0147*** (0.0017)	-0.0059*** (0.0017)	-0.0128*** (0.0018)	-0.0082** (0.0034)	-0.0071*** (0.0013)	-0.0039 (0.0040)
<i>L.Eg</i>	0.2442*** (0.0897)	-0.1831* (0.0956)	0.2062** (0.1026)	1.3834*** (0.3652)	0.0587 (0.0683)	-0.2576 (0.2106)
<i>L.Epu</i> × <i>L.Eg</i>	0.4159*** (0.0619)	0.1751*** (0.0628)	0.3391*** (0.0646)	0.1898 (0.1323)	0.1711*** (0.0448)	0.0784 (0.1469)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
季节效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	19690	19275	19828	19920	37891	4940
调整R ²	0.3822	0.1738	0.2884	0.2649	0.2785	0.1764

然后, 融资约束的重要性。本文主要采取四种方式度量企业融资约束。一方面, 遵照 Almeida *et al.* (2004)、刘贯春等 (2019) 的思路, 本文分别采用所有制形式和企业规模来衡量企业融资约束。就中国而言, 国有企业具有政府部门的“隐性担保”, 而大规模企业具有丰富的抵押物, 因而这两类企业更受信贷部门的青睐。为此, 将国有企业和位于企业规模分布 75% 分位点以上的企业归类为低融资约束组, 民营企业 and 位于企业规模分布 25% 分位点以下的企业归类为高融资约束组。另一方面, 参考 Hadlock and Pierce (2010) 的做法, 利用企

业规模和企业年龄构建 SA 指数。¹基于 SA 指数，将 25%分位点以下的企业归类为低融资约束组，75%分位点以上的企业归类为高融资约束组。此外，考虑到负债水平直接反映了企业的外部融资能力，本文还采用杠杆率 *Lev* 作为融资约束的一种度量指标。随后，将位于企业杠杆率 75%分位点以上的企业归类为低融资约束组，位于企业杠杆率 25%分位点以下的企业归类为高融资约束组。表 8 汇报了基于企业融资约束的分组回归结果。容易看出，在国有、规模大、SA 指数小和杠杆率高的企业，经济政策不确定性与宏观经济增速的交互项的估计系数显著为正，但在民营、规模小、SA 指数大和杠杆率低的企业则不显著（第 2 列和第 6 列除外），且前者系数大小是后者的三倍以上。综上可知，企业融资约束越轻，宏观经济增速上升对投资-政策不确定性敏感度的缓解作用越大，研究假说 4 得证。

表 8 基于融资约束的分组估计

变量	所有制形式		企业规模		SA 指数		负债水平	
	国有	民营	75%以 上	25%以 下	25%以 下	75%以 上	75%以 上	25%以 下
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	-	-	-	-0.0026	-	-	-	-0.0029
<i>L.Epu</i>	0.0125*** (0.0013)	0.0058*** (0.0014)	0.0126*** (0.0019)		0.0106*** (0.0023)	0.0055*** (0.0017)	0.0123*** (0.0016)	
<i>L.Eg</i>	0.1023 (0.0704)	0.1721** (0.0813)	0.5820*** (0.1221)	0.0459 (0.0966)	0.1225 (0.1317)	0.2047** (0.0955)	0.2071** (0.0844)	-0.0447 (0.1441)
<i>L.Epu</i> × <i>L.Eg</i>	0.3688*** (0.0464)	0.1168** (0.0507)	0.3589*** (0.0683)	0.0410 (0.0611)	0.3156*** (0.0835)	0.1227** (0.0591)	0.3413*** (0.0569)	0.0307 (0.0796)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
季节效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	31809	39336	20352	18521	18885	18645	19715	19302
调整R ²	0.2823	0.2642	0.3711	0.2309	0.3055	0.2723	0.2729	0.2848

（二）作用机制检验

就本文而言，风险感知偏差是宏观经济环境影响投资-政策不确定性敏感度的作用机制。然而，尽管异质性分析对理论推断进行了验证，但均属于间接佐证，如何提供更加直接的验证证据至关重要。鉴于风险感知难以直接测度且目前缺乏相关数据库，本文试图从风险管理视角进行验证。既有研究发现，经济政策不确定性会增加企业现金流不确定性，加大企业陷

¹ SA 指数的计算公式为 $-0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$ 。

入财务困境的风险,进而在预防性储蓄动机的驱动下企业会选择持有更多现金或流动性资产 (Gulen and Ion, 2016; 张成思和刘贯春, 2018)。基于此,如果宏观经济增速上升确实会促使企业家低估外部政策风险,企业将会进行更多的冒险性投资行为,不难推断经济政策不确定性与企业内部财务风险的正相关关系在高经济增速阶段理应更强。为验证这一命题,本文分别选取经营性现金流波动性、盈利能力波动性和流动资产比例作为企业内部财务风险的度量指标。特别地,除了滑动窗口标准差之外,遵照 Serfling (2016) 的做法,本文构造了经营性现金流和盈利能力的当期波动项对企业内部财务风险进行测度,度量方式为当期数值减去上一期数值的绝对值。此外,参考 Altman (1968) 的做法,本文还采用 Z-score 指数¹衡量企业内部财务风险。将计量模型 (12) 的因变量替换为企业内部财务风险指标,回归结果见表 9。不难看出,经济政策不确定性与宏观经济增速的交互项的估计系数在经营性现金流波动性方程和盈利能力波动性方程显著为正,但在流动资产比例方程和 Z-score 方程显著为负。这些结果说明,经济政策不确定性对企业内部财务风险的正向作用集中体现于高经济增速阶段,为风险感知渠道提供了经验证据。

表 9 机制检验一: 外部政策风险对内部财务风险的非对称影响

变量	现金流		盈利能力		流动资产比例	Z-score
	滑动窗口波动	当期波动	滑动窗口波动	当期波动		
	(1)	(2)	(3)	(4)		
<i>L.Epu</i>	-0.0091*** (0.0018)	- 0.0256*** (0.0032)	-0.0012*** (0.0003)	- 0.0048*** (0.0005)	0.0080*** (0.0028)	0.0055*** (0.0014)
<i>L.Eg</i>	0.0702 (0.1387)	-0.2757 (0.1776)	-0.0695*** (0.0222)	- 0.0790*** (0.0250)	-0.3593* (0.1917)	- 0.1643*** (0.0489)
<i>L.Epu</i> × <i>L.Eg</i>	0.2478*** (0.0639)	0.7392*** (0.1121)	0.0587*** (0.0121)	0.1716*** (0.0178)	-0.4410*** (0.0943)	- 0.2350*** (0.0412)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
季节效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	73935	74625	75897	78301	78302	76037

¹ Z-score 指数的公式为 $0.012 \times Working\ capital + 0.014 \times Retained\ earnings + 0.033 \times REBIT + 0.006 \times Tobin's\ Q + 0.999 \times Sales$, 各指标的度量方式详见 Altman (1968)。数值越大,企业财务风险越小。

调整R² 0.0799 0.5148 0.0492 0.3673 0.0947 0.1492

进一步，本文借鉴 Hassan *et al.* (2019) 和 聂辉华等 (2020) 的做法，利用文本分析法构建了企业层面的政策风险感知指数。具体而言，在年报的“经营管理与讨论”模块，企业披露了其对经济政策不确定性的认知。基于此，本文采用与 Baker *et al.* (2016) 完全一致的关键词设定，统计了同时包含“经济政策”和“不确定性”的句子数量，并用整体模块的句子总数进行标准化。需要特别说明的是，企业政策风险感知指数为年度数据，故需要将 Baker *et al.* (2016) 构建的中国经济政策不确定性月度指数加总至年度层面。考虑到年度报告通常在年末和下年初进行编制和披露，企业政策风险感知水平更容易受到年末不确定性指数的影响，本文依次采用了三种不同度量方式，分别为简单平均值（权重均为 1/12）、加权平均值（权重依次为 1/78 至 12/78，公差为 1/78）和最后 1 个月指数。

随后，本文检验了经济政策不确定性对企业政策风险感知水平的影响如何随宏观经济环境改变而变化，回归结果见表 10。观察第 1、3 和 5 列可知，经济政策不确定性的估计系数均显著为正，即企业政策风险感知水平与外部政策风险存在正相关关系。进一步，第 2、4 和 6 列将宏观经济增速及其与经济政策不确定性的交互项纳入回归方程，交互项的估计系数显著为负。这些结果表明，与低经济增速阶段相比，经济政策不确定性与企业政策风险感知水平的正相关关系在高经济增速阶段显著更小。可见，给定相同外部政策风险时，经济增长会降低企业政策风险感知水平，即企业家在高经济增速阶段会低估外部政策风险，证实了宏观经济环境的风险感知偏差效应。

表 10 机制检验二：来自企业政策风险感知水平的直接证据

变量	<i>Epu</i> 的简单平均指数		<i>Epu</i> 的加权平均指数		<i>Epu</i> 的年末指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.Epu</i>	0.0440*** (0.0023)	0.5894*** (0.0248)	0.0422*** (0.0020)	0.4561*** (0.0213)	0.0281*** (0.0014)	0.2252*** (0.0131)
<i>L.Eg</i>		5.2877*** (0.3292)		4.0713*** (0.3169)		1.1963*** (0.2924)
<i>L.Epu</i> × <i>L.Eg</i>		-7.7789*** (0.3430)		-5.9192*** (0.2963)		-2.8365*** (0.1831)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	14082	14082	14082	14082	14082	14082
调整R ²	0.2416	0.3016	0.2496	0.2944	0.2466	0.2720

(三) 竞争性假说

在经济政策不确定性与企业固定资产投资的负相关关系中, 尽管前文证实宏观经济环境扮演着重要角色, 但是这一作用是否必然通过风险感知引致? 由于宏观经济环境的内涵十分丰富, 还存在多种其他可能性解释。第一, 宏观经济环境与企业所面临的产品市场需求、投资机会及其盈利能力紧密相关。伴随着宏观经济增速上升, 居民收入提高且社会消费上升, 产品市场需求规模扩张使得投资机会增多, 从而促使企业进行更多固定资产投资并获得更高利润率 (Popp and Zhang, 2016; 殷剑峰, 2006)。针对这一问题, 本文将销售收入增长率 $Saleg$ 、托宾 Q 值 Tq 和资产收益率 Roa 纳入计量模型 (12), 回归结果见表 2。第二, 宏观经济环境与金融信贷市场紧密相关。当宏观经济增速上升时, 金融部门可以预见到企业盈利能力上升, 加之自身对外部政策风险的低估, 选择供给更多信贷资金以促进企业固定资产投资 (Duchin *et al.*, 2010; 吴华强等, 2015)。针对这一问题, 本文将杠杆率 Lev 纳入计量模型 (12), 回归结果见表 2。同时, 考虑到杠杆率刻画的是企业信贷存量, 本文还将信贷新增规模 $Nlev$ 纳入计量模型 (12), 度量方式为当期负债总额减去上一期负债总额并用资产总额进行标准化, 回归结果见表 11 第 1 列。

表 11 排除其他可能性解释

变量	独立项	交互项						
	信贷增 量	市场需 求	投资机 会	收益率	信贷存 量	信贷增 量	信贷成 本	全部
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>L.Epu</i>	0.0100** * (0.0009)	0.0092** * (0.0009)	0.0097** * (0.0010)	0.0092** * (0.0009)	0.0099** * (0.0009)	0.0099** * (0.0009)	0.0095** * (0.0010)	0.0078** * (0.0012)
<i>L.Eg</i>	0.0451 (0.0486)	0.1266** (0.0495)	0.1160** (0.0495)	0.1076** (0.0493)	0.1233** (0.0499)	0.0466 (0.0485)	0.0362 (0.0515)	0.0551 (0.0524)
<i>L.Epu</i> × <i>L.Eg</i>	0.2764** * (0.0322)	0.2504** * (0.0328)	0.2528** * (0.0329)	0.2613** * (0.0329)	0.2484** * (0.0331)	0.2781** * (0.0322)	0.2789** * (0.0360)	0.2676** * (0.0365)
<i>Nlev</i>	0.0943** * (0.0031)					0.1174** * (0.0052)		0.1128** * (0.0063)
<i>L.Epu</i> × <i>Sale</i> <i>g</i>		- 0.0008** * (0.0001)						- 0.0004** (0.0002)
<i>L.Epu</i> × <i>Tq</i>			0.0001 (0.0001)					- 0.0002** (0.0001)
<i>L.Epu</i> × <i>Roa</i>				0.0292** * (0.0042)				- 0.0145** (0.0059)
<i>L.Epu</i> × <i>Lev</i>					0.0011* (0.0006)			-0.0003 (0.0009)
<i>L.Epu</i> × <i>Nlev</i>						- 0.0119** * (0.0019)		- 0.0099** * (0.0031)
<i>L.Epu</i> × <i>Dcos</i> <i>t</i>							0.0255 (0.0344)	0.0183 (0.0346)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
季节效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	78250	78250	78250	78250	78250	78250	63289	63289

调整R ²	0.2918	0.2699	0.2693	0.2703	0.2694	0.2923	0.2903	0.2909
------------------	--------	--------	--------	--------	--------	--------	--------	--------

进一步, 尽管控制变量方式能够在一定程度上排除上述竞争性假说, 但是无法控制宏观经济环境通过上述渠道影响投资-政策不确定性敏感度的可能性。为此, 本文还将经济政策不确定性与销售收入增长率 *Saleg*、托宾 Q 值 *Tq*、资产收益率 *Roa*、杠杆率 *Lev* 和债务新增规模 *Nlev* 的交互项纳入计量模型 (12), 回归结果见表 11 第 2-6 列。特别地, 考虑到企业信贷规模同时取决于信贷供给和信贷需求, 可能无法精确衡量信贷资金供给的独立作用, 本文还控制了信贷成本 *Dcost* (利息支出除负债总额) 与政策不确定性的交互项, 回归结果见表 11 第 7 列。最后, 将所有新增控制变量一并纳入计量模型 (12), 回归结果见表 11 第 8 列。不难看出, 无论何种控制方式, 经济政策不确定性与宏观经济增速的交互项的估计系数均显著为正, 且系数大小与基准回归结果相差不大。这些结果表明, 在排除一系列其他可能性解释后, 宏观经济环境引致的政策风险感知渠道依旧存在。

七、结论与政策涵义

相较于经济增速上升阶段, 政府部门在经济增速下滑阶段更加依赖宏观经济政策来刺激经济增长, 而经济政策的频繁调整势必会加剧经济政策不确定性。尽管已经存在不少文献考察了经济政策不确定性对企业投融资决策的影响, 但是宏观经济环境是否以及如何影响两者关系尚未得到足够关注。给定企业面临的投资风险包括内部财务风险与外部政策风险, 而外部政策风险由真实值和“动物精神”引致的感知偏差两部分构成, 考虑到经济增速上升会导致投资者低估外部政策风险, 本文构建了一个理论模型来阐释宏观经济环境对企业投资-政策不确定性敏感度的影响, 并利用上市公司季度数据进行检验。计量结果显示, 经济增速上升显著弱化了经济政策不确定性对企业固定资产投资的抑制作用, 且这一关系在内部财务风险高、资产可逆性低和融资约束轻的企业更为凸显。进一步的机制检验表明, 经济增速上升显著提升了外部政策风险对企业内部财务风险的正向作用, 而且经济政策不确定性与企业政策风险感知水平的正相关关系随经济增速上升而显著下降, 为风险感知渠道提供了一系列经验证据。此外, 考虑到宏观经济环境与信贷约束、投资机会及投资收益率等紧密相关, 本文对这些竞争性假说进行了排除。

结合理论分析和实证结果, 本文提出如下政策建议: 第一, 给定经济增速下滑会增加投

资-政策不确定性敏感度，政府部门在经济衰退时期尤其需要关注经济政策频繁调整引致的外部不确定性，应尽量保持政策调控的一致性和连续性以稳定市场预期，否则可能会带来更大的经济损失。第二，考虑到企业家对宏观经济形势的主观认知能够显著影响其投融资决策，而且“动物精神”具体表现为在低（高）经济增速阶段会高估（低估）外部政策风险，政府部门有必要提供更加透明化的宏观经济指标构建过程，并在低经济增速阶段通过行政体制改革来提振企业家信心，如改善营商环境、简化审批制度等。第三，内部财务风险、资产可逆性和融资约束是投资-政策不确定性敏感度在不同经济增长阶段呈现差异化模式的重要特征变量，低经济增速阶段的宏观经济政策调控有必要区分不同类型企业。

【参考文献】

- [1] 纪洋、王旭、谭语嫣、黄益平 (2018):《经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化》,《经济学(季刊)》第 2 期。
- [2] 李凤羽、杨墨竹 (2015):《经济政策不确定性会抑制企业投资吗》,《金融研究》第 4 期。
- [3] 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。
- [4] 刘海明、李明明(2020):《货币政策对微观企业的经济效应再检验——基于贷款期限结构视角的研究》,《经济研究》第 2 期。
- [5] 聂辉华、阮睿、沈吉 (2020):《企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置》,《世界经济》第 6 期。
- [6] 苏冬蔚、曾海舰 (2009):《宏观经济因素与公司资本结构变动》,《经济研究》第 12 期。
- [7] 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。
- [8] 吴华强、才国伟、徐信忠 (2015):《宏观经济周期对企业外部融资的影响研究》,《金融研究》第 8 期。
- [9] 殷剑峰 (2006):《中国经济周期研究: 1954—2004》,《管理世界》第 3 期。
- [10] 张成思、张步昙 (2016):《中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角》,《经济研究》第 12 期。
- [11] 张成思、刘贯春 (2018):《中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角》,《经济研究》第 12 期。
- [12] Almeida, H.; Campello, M. and Weisbach, M. "The Cash Flow Sensitivity of Cash." *Journal of Finance*, 2004, 59(4), pp.1777-1804.
- [13] Altman, E.I. "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy." *Journal of Finance*, 1968, 23(4), pp.589-609.
- [14] Baker, S.R.; Bloom, N. and Davis, S.J. "Measuring Economic Policy Uncertainty." *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4), pp.1593-1636.
- [15] Bernanke, B. and Gertler, M. "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy." *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4), pp.27-48.
- [16] Bloom, N. "The Impact of Uncertainty Shocks." *Econometrica*, 2009, 77(3), pp.623-685.
- [17] Bloom, N.; Bond, S. and Van Reenen, J. "Uncertainty and Investment Dynamics." *Review of Economic Studies*, 2007, 74(2), pp.391-415.
- [18] Caggiano, G.; Castelnuovo, E. and Groshenny, N. "Uncertainty Shocks and Unemployment Dynamics in U.S. Recessions." *Journal of Monetary Economics*, 2014, 67, pp.78-92.
- [19] Caggiano, G.; Castelnuovo, E. and Figueres, J. M. "Economic Policy Uncertainty and Unemployment in the United States: A Nonlinear Approach", *Economics Letters*, 2017, 151, pp.31-34.
- [20] Diamond, D.W. "Debt Maturity Structure and Liquidity Risk." *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(3), pp.709-737.
- [21] Drottz-Sjoberg, B.M. and Sjoberg, L. "Risk Perception and Worries after the Chernobyl Accident." *Journal of Environmental Psychology*, 1990, 10(2), pp.135-149.
- [22] Duchin, R.; Ozbas, O. and Sensoy, B.A. "Costly External Finance, Corporate Investment, and the Subprime Mortgage Credit Crisis." *Journal of Financial Economics*, 2010, 97(3), pp.418-435.
- [23] Feng, X. and Johansson, A.C. "Living through the Great Chinese Famine: Early-Life Experiences and Managerial Decisions." *Journal of Corporate Finance*, 2018, 48, pp.638-657.

- [24] Fernandez-Villaverde, J.; Guerron-Quintana, P.; Kuester, K. and Rubio-Ramirez, J. "Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity." *American Economic Review*, 2015, 105(11), pp.3352-3384.
- [25] Gulen, H. and Ion, M. "Policy Uncertainty and Corporate Investment." *Review of Financial Studies*, 2016, 29(3), pp.523-564.
- [26] Hadlock, C. and Pierce, J. "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index." *Review of Financial Studies*, 2010, 23(5), pp.1909-1940.
- [27] Han, S. and Qiu, J. "Corporate Precautionary Cash Holdings." *Journal of Corporate Finance*, 2007, 13(1), pp.43-57.
- [28] Hassan, T.A.; Hollander, S.; van Lent, L. and Tahoun, A. "Firm-Level Political Risk: Measurement and Effects." *Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(4), pp.2135-2202.
- [29] Huang, R.J.; Miao, J.C.Y. and Tzeng, L.Y. "Does Mortality Improvement Increase Equity Risk Premiums? A Risk Perception Perspective." *Journal of Empirical Finance*, 2013, 22, pp.67-77.
- [30] Huang, Y. and Luk, P. "Measuring Economic Policy Uncertainty in China." *China Economic Review*, 2020, 59, 101367.
- [31] John, K.; Litov, L. and Yeung, B. "Corporate Governance and Risk Taking." *Journal of Finance*, 2008, 63(4), pp.1679-1728.
- [32] Korajczyk, R.A. and Levy, A. "Capital Structure Choice: Macroeconomic Conditions and Financial Constraints." *Journal of Financial Economics*, 2003, 68(1), pp.75-109.
- [33] Lerner, J.S.; Gonzalez, R.M. and Fischhoff, B. "Effects of Fear and Anger on Perceived Risks of Terrorism: A National Field Experiment." *Psychological Science*, 2003, 14(2), pp.144-150.
- [34] Malmendier, U.; Tate, G. and Yan, J. "Overconfidence and Early-Life Experiences: The Effect of Managerial Traits on Corporate Financial Policies." *Journal of Finance*, 2011, 66(5), pp.1687-1733.
- [35] Petrolia, D.R.; Landry, C.E. and Coble, K.H. "Risk Preferences, Risk Perceptions, and Flood Insurance." *Land Economics*, 2013, 89(2), pp.227-245.
- [36] Pham, A.V. "Political Risk and Cost of Equity: The Mediating Role of Political Connections." *Journal of Corporate Finance*, 2019, 56, pp.64-87.
- [37] Pindyck, R.S. "Irreversibility, Uncertainty, and Investment." *Journal of Economic Literature*, 1991, 29(3), pp.1110-1148.
- [38] Popp, A. and Zhang, F. "The Macroeconomic Effects of Uncertainty Shocks: The Role of the Financial Channel." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2016, 69, pp.319-349.
- [39] Serfling, M. "Firing Costs and Capital Structure Decisions." *Journal of Finance*, 2016, 71(5), pp.2239-2285.
- [40] Smith, V.K.; Carbone, J.C.; Pope, J.C.; Hallstrom, D.G. and Darden, M.E. "Adjusting to Natural Disasters." *Journal of Risk and Uncertainty*, 2006, 33(1), pp.37-54.
- [41] Wang, Y.; Chen, C.R. and Huang, Y.S. "Economic Policy Uncertainty and Corporate Investment: Evidence from China." *Pacific-Basin Finance Journal*, 2014, 26, pp.227-243.
- [42] Weber, E.U. and Hsee, C. "Cross-Cultural Differences in Risk Perception, But Cross-Cultural Similarities in Attitudes towards Perceived Risk." *Management Science*, 1998, 44(9), pp.1205-1217.
- [43] Williams, S.; Zainuba, M. and Jackson, R. "Affective Influences on Risk Perceptions and Risk Intention." *Journal of Managerial Psychology*, 2003, 18(2), pp.126-137.

Macroeconomic Condition, Risk Perception and the Sensitivity of Real Investment to Policy Uncertainty in China

Liu Guanchun; Zhang Jun; Liu Yuanyuan

Abstract: From the perspective of risk perception, this paper extends the real option theory by incorporating the negative link between economic upturn and risk perception bias, and then examines how macroeconomic condition affects the sensitivity of real investment to economic policy uncertainty using the quarterly data of Chinese listed companies. We find that the negative effect of economic policy uncertainty on real investment decreases as economic growth increases, and this effect is stronger for firms with higher internal financial risk, lower asset reversibility and lighter financial constraints. Our mechanism test based on textual analysis shows that the positive nexus between economic policy uncertainty and firms' risk perception decreases with economic growth, providing some direct evidence for the risk perception channel. Our findings suggest that risk perception bias due to entrepreneurs' animal spirits is critical for understanding heterogeneous investment-policy uncertainty sensitivity conditional on macroeconomic condition. Thus, policymakers should pay more attention to the consistency and continuity of macroeconomic policies adjustments during economic recession, thereby leading to stable market expectations to incentivize fixed assets investment.

Key words: macroeconomic condition, risk perception, investment-policy uncertainty sensitivity, animal spirits

零利率下限约束下中国混合型货币政策规则宏观调控效应

高崧耀¹ 崔百胜²

【内容摘要】在国内经济下行和美联储货币政策溢出背景下，我国名义利率受到较大下行压力。为此，本文在新凯恩斯主义模型框架下，基于零利率下限约束的视角，构建混合型货币政策规则，以考察货币冲击、技术冲击与偏好冲击对宏观经济的影响与社会福利效应。研究表明，在基准模型中，扩张性货币政策均带来了产出的增长，相比于价格型货币政策规则，虽然数量型规则的货币政策效果更好，但也提升了通胀水平，造成了一定程度的福利损失。在名义利率受到零利率下限约束时，由于名义利率工具失效，扩张性货币政策推升通胀的同时，也更大程度降低了实际利率，使得家庭消费得到更大的提升。但通胀和产出缺口的波动更为剧烈，造成了更大的福利损失。当前我国政策利率应避免落入零利率下限区间，货币工具也应依据稳增长与稳物价目标之间的权衡，根据数量型工具和价格型政策工具的有效组合，制定最优的混合型货币政策规则，使得调控更加精准有效。

【关键词】 零利率下限；混合型货币政策规则；宏观调控效应；社会福利效应

引言

2012年以来，受经济下行，结构调整等因素的影响，我国中小微企业面临“融资难，融资贵”的难题，为保证宏观经济平稳运行，货币政策应精准施策，确保短缺资金的中小微企业能够低成本获得融资，在此期间，我国名义利率不断下调。2015年，中国人民银行连续5次降息，1年期贷款基准利率降至4.6%的历史低位。这种钉住名义利率的方式，一方面说明利率调控有多种工具可供选择，比如既可以采用银行间同业拆借利率，也可以采用DR007作为基准利率，另一方面表明，央行为了避免触及零利率下限（Zero Lower Bound，简称ZLB），选用其它工具来代替名义利率作为价格型调控手段。2019年，我国进一步对贷款市场利率（LPR）形成机制进行改革完善，在此基础上，下调政策操作利率，引导利率中枢下行，缓解企业融资困境。2020年的新冠疫情使得中小微企业资金面更加紧张，为了给中小微企业及时纾困，我国通过再贷款、再贴现，以及定向降准等举措，进一步缓解中小银

¹ 高崧耀，中央财经大学中国经济与管理研究院博士研究生。

² 崔百胜，上海师范大学商学院教授。

行的流动性约束和利率约束,在提升对中小微企业信贷投放能力的同时,也使得利率面临进一步下行压力。

事实上,我国的利率下行,不仅受到自身因素影响,也受到美联储货币政策溢出效应的影响。一方面,2019 年以来,受全球经济不确定、贸易不确定等诸多不确定性的影响,全球已有 60%的中央银行实施了降息,大多数发达经济体的政策利率下降到 2%以下,特别是一些经济体,如欧盟、日本、瑞士与丹麦等甚至采取了“零利率”或“负利率”的货币政策。另一方面,2020 年受到新冠疫情的影响,降息已成为世界主要经济体货币政策的首要选择,美联储甚至推出了无限期量化宽松政策。根据“2.5 元悖论”(Han & Wei, 2018),一国货币政策利率下降的溢出效应,亦会使得中国利率下行的压力加大。

以上两个方面的因素表明,我国降息不仅受到国内经济冲击,同时也受到他国货币政策溢出冲击。当然,当前我国的名义利率仍然偏高,货币当局考虑的是如何降低名义利率为实体经济服务,我国当前远未达到超低利率的状况。但是从中长期看,名义利率的下行趋势较为明显,“有可能”在将来触及零利率下限,因此未雨绸缪的研究零利率下限约束下的货币政策调控效果,有助于为未来的货币政策制定与宏观调控提供理论支撑与决策参考。

为此,本文通过构建一个基准的新凯恩斯主义模型,首先考察扩张性的货币政策冲击、技术冲击和偏好冲击对宏观经济变量的影响。进一步,引入钉住利率机制,比较零利率下限情形下,上述三种冲击对宏观经济变量的影响有何差异。与以往研究不同的是,本文在货币当局中,引入了混合型货币政策规则,而以往多是通过价格型或数量型的单一货币政策规则代表货币当局,这与中国实际情形不符。我国自 2012 年以来,货币政策操作处在由数量型向价格型过渡阶段。当前我国的货币政策仍处在转型中,是一种混合型货币政策规则(McMahon et al., 2018)。混合型货币政策规则代表了多种货币政策工具协同与组合配合这一事实,因此,将混合型货币政策规则与单一货币政策规则进行对比,考察在不同规则下,外生冲击带来的异质性,有助于为中央银行在零利率下限约束下的货币政策规则选择提供决策依据。

一、文献综述

本部分主要对零利率下限相关研究以及货币政策规则进展进行梳理。前者梳理了美国、日本、欧盟等实行零利率或者负利率国家与地区的相关研究。后者则主要梳理中国货币规则有效性方面的相关文献,这类文献多从实证角度考察,中国货币政策实践具体采用何种货币政策规则,哪种货币政策规则更为有效,这为本文使用混合货币政策规则奠定了理论基础。

（一）零利率下限约束相关研究

2020 年以来，经济不确定性上升，地缘政治冲突加剧，再加上突如其来的新冠疫情影响，世界主要经济体本身就萎靡不振的经济增长，进一步陷入负增长的困境，使得很多国家进入零利率，甚至负利率周期。学者们为此展开了较为广泛研究，一方面，仅仅从货币政策角度考察对宏观经济的影响。比如，Wu & Xia（2016）研究表明，在零利率约束下，美联储自 2009 年 7 月以来为刺激经济所做的努力成功使 2013 年 12 月的失业率降低了 1%。Miyamoto et al.（2018）发现零利率时期影响产出的乘数高达 1.5，而非 ZLB 时期为 0.6，主要原因是零利率下限时期政府支出会挤占私人消费和投资。Wieland（2019）通过 NK-DSGE 模型研究表明，短暂的负利率是扩张性的，因为 ZLB 会提高通货膨胀预期，降低实际利率，进而刺激消费。

另外一方面，将货币政策和财政政策搭配，研究零利率时期，货币政策和财政政策的相互影响。比如，Schmidt（2013）将零利率下限约束引入到一个小型的随机新凯恩斯模型中，研究“承诺制”与“相机抉择”情况下，货币政策和财政政策的影响，结果表明在两种政策下，零利率期间财政政策是最优稳定政策组合的一部分。Galí（2019）将减税和增加政府购买引入 NK 模型，考察货币融资对财政的刺激效果，研究表明在 ZLB 不受约束的情况下，货币融资的财政刺激比债务融资的财政刺激具有更大的乘数，但效果上存在差异。

当然，随着国内利率自身下行以及外部溢出冲击，近年研究中国零利率下限问题的文献逐渐增多（马理和娄田田，2015；杨光等，2017；王胜和周上尧，2018；杨源源等，2020）。零利率对中国经济最大的影响是，当名义利率下降到零时，经济会出现剧烈波动（马理和娄田田，2015）。这是由于利率规则失效，宏观经济变量会受到较大的冲击。当然，在名义利率无法再发挥效用时，货币政策失去了独立性，可能会进一步影响汇率。王胜和周上尧（2018）将零利率下限和不完全汇率传递同时引入货币政策分析，利用两国 DSGE 模型深入探讨了不同货币政策规则和最优货币政策问题，研究表明，零利率下限会导致汇率的逆向调整，加剧两国相对经济波动。当然，名义利率为零，只是导致货币政策失去了部分独立性，杨源源等（2020）得出零利率下限约束情形下央行数量型调控的有效性显著降低，价格型调控则完全失效。

（二）货币政策规则的比较分析

20 世纪末，随着 Taylor（1993）提出了以利率工具为基础的泰勒规则，发达经济体多从数量型规则转为更有效的价格型货币政策。但往往仅使用一种货币政策的方式凸显劣势，近些年来我国也在尝试多种货币政策工具交替使用刺激调节经济，尤其是学者将混合货币政

策规则作为货币当局政策工具纳入动态一般均衡框架,验证混合货币政策工具更有效解释中国经济(Li & Liu, 2017; 卞志村等, 2019)。

对于哪种货币政策规则较符合中国现实,学界争议已久。为此,学界主要通过动态一般均衡模型以考察究竟哪种货币政策有效性较高。已有学者大多将货币供应量纳入到泰勒规则,以同时反应货币供应量和利率的关系(岳超云和牛霖琳, 2014; 伍戈和连飞, 2016)。也有学者直接通过泰勒规则、数量型货币政策规则进行比较分析期效果(Li & Liu, 2017)。当然,王曦等(2017)直接将数量型货币政策方程及价格型货币政策方程用一个权重结合在一起,并且通过贝叶斯方法估计得出中国人民银行对经济进行干预时,偏向使用利率型工具。

也有学者通过 DSGE 模型,考察不同货币政策对经济变量的影响程度。闫先东和张炎涛(2016)构建三部门的 DSGE 模型,研究表明,若注重 GDP 目标,量主价辅调控效果较好;若注重通胀,则相反,但数量型工具要维持中长期调控;若注重就业目标,需价主辅短期数量。孟宪春等(2019)通过 DSGE 得出,单一数量规则和利率规则分别在稳定物价和实体经济波动方面具有相对优势,而混合型货币政策调控模式可促使二者优势互补强化,实现对宏观经济的最优调控。

(三) 评述

从零利率研究来看,国外研究较多,国内近几年才开始关注这一问题。本文正是基于价格粘性的新凯恩斯主义模型,并通过动态 IS 曲线、新凯恩斯菲利普斯以及货币规则等重要方程,以考察零利率下限约束下,货币政策的传导的内在机理,货币政策是否还有效?效果又如何?其中本文的主要贡献在于:第一,以往研究都是选择单一的价格型或数量型货币政策作为货币当局工具,若不能将数量型调控政策和价格型调控政策同时考虑,则相应的政策效果评估可能存在一定程度的偏差,本文引入了包含有利率和货币供给的混合货币政策方程,深入讨论了货币冲击、偏好冲击和技术冲击时,混合货币政策规则方程会如何宏观经济波动,并与单一的价格型或数量型货币政策规则作用于宏观经济变量波动的差异进行比较。第二,现有研究较少考虑当中国在将来可能触及零利率下限情况下,货币政策调控效果以及经济冲击对经济的影响,本文尝试在混合货币政策传导规则中,引入零利率下限约束,将传导效果与其他的货币政策效果相比较,并考察了其他冲击对经济的影响差异。第三,以往研究较少考虑在零利率下限情形下,混合货币政策对社会福利带来的损失,为此本文也探讨了存在零利率下限和不存在零利率下限情况下的福利损失,更精准的评估各种政策规则对社会福利的影响。

二、模型设定

本文借鉴 Galí (2015) 的研究思路, 构建一个基准的新凯恩斯主义模型, 经济系统由家庭部门、最终品厂商、中间厂商, 以及货币当局构成。家庭部门效应函数由消费、持有货币、劳动、偏好构成。每个厂商可以自行有差别的产品定价, 在任意给定时期, 一部分厂商可以重新优化他们的价格设定, 基于经典的价格粘性机制, 本文采用 Calvo (1983) 交错价格机制。货币当局分别采用单一的利率型和数量型货币政策规则, 以及混合型货币政策规则, 通过校准和贝叶斯估计参数, 比较三种货币政策规则对宏观经济变量的影响。

(一) 家庭

假设经济中存在一个代表性的无限生存家庭, 其目标是寻求效用最大化:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{(M_t / P_t)^{1-\nu}}{1-\nu} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right) Z_t \quad \text{Equation Chapter 3 Section 1} \quad (1)$$

其中, β 为时间的贴现因子, C_t 为消费, N_t 为劳动供给, M_t 表示家庭在 t 期末持有的名义货币余额, $\frac{M_t}{P_t}$ 代表实际持有的现金余额, 呈递增的凹函数。 σ 为消费跨期替代弹性的倒数, 可以认为是相对风险厌恶系数, 或称作效应函数的曲率参数, 参数 φ 为劳动供给弹性的倒数, ν 代表持有货币弹性的倒数。 Z_t 代表家庭偏好, 反映对消费、劳动以及货币持有的偏好, 其中, $z_t = \log Z_t$, 服从外生的 AR (1) 过程。

家庭在 $t-1$ 期存储债券, 持有货币, 在 t 期获得工资, 这些资金用于家庭消费不同的产品, 以及购买新的债权并储蓄。其中, $t = 0, 1, 2, \dots$, P_t 表示产品的价格, N_t 表示提供的劳动, W_t 表示名义工资, B_t 表示以价格 Q_t 购买的单期债券, D_t 表示获取的转移支付收入, T_t 表示支付的税收。此时, 预算约束方程可以写为式:

$$P_t C_t + Q_t B_t + M_t \leq B_{t-1} + M_{t-1} + W_t N_t + D_t - T_t \quad (2)$$

家庭选择消费、劳动、债券及名义货币余额来最大化终生贴现效用, 则 $\{C_t, N_t, B_t, M_t\}$ 对应的一阶条件 (FOC) 分别为:

$$\lambda_t P_t = C_t^{-\sigma} \quad (3)$$

$$\lambda_t W_t = N_t^{\varphi} \quad (4)$$

$$\lambda_t Q_t = \beta E_t (\lambda_{t+1}) \quad (5)$$

$$\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{-\nu} \frac{1}{P_t} = \lambda_t - \beta E_t(\lambda_{t+1}) \quad (6)$$

同时, 实际余额的线性需求方程为:

$$m_t - p_t = y_t - \eta_t \quad (7)$$

(二) 最终产品厂商

由于市场中存在垄断竞争情形, 借助于中间品厂商将价格粘性引入模型, 中间品厂商将这些差异化的产品打包后卖给最终产品厂商, 则最终产品厂商利用中间品的生产过程满足:

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\delta-1}{\delta}} di \right)^{\frac{\delta}{\delta-1}} \quad (8)$$

其中, $\varepsilon > 1$, Y_t 代表利用中间品生成的最终产品。假设产品的价格为 $P_{j,t}$, 则零售商最大化其方程为 $\max_{Y_t(i)} P_t \left(\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\delta-1}{\delta}} di \right)^{\frac{\delta}{\delta-1}} - \int_0^1 P_t(i) Y_t(i) di$, 零售商一阶最优条件化简后, 可得到中间品产品的需求曲线:

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\delta} Y_t \quad (9)$$

(三) 中间品厂商

假定中间品厂商所在的是垄断竞争市场, 中间品厂商可以对产品进行定价。为了简化模型, 假设不存在投资和资本积累, 每个中间品厂商生产不同的产品, 他们都使用相同的技术:

$$Y_t(i) = A_t N_t(i)^{1-\alpha} \quad (10)$$

其中, A_t 表示技术水平, 假定对所有厂商都相同, 并且随着时间的变化是外生的, ε_t^a 为外生的技术冲击。

由于市场中存在着垄断竞争, 每个产品具有不同的价格, 即存在价格粘性。本文采用经典的 Calvo (1983) 定价方式, 在所有时期内, 厂商以 θ 概率维持原有价格, 以概率 $1-\theta$ 更新价格。 θ 为衡量价格粘性的指标。假设重新定价的厂商选择的价格为 P_t^* , 则一般价格 P_t 可表示如下的动态过程:

$$P_t = \left[\theta (P_{t-1})^{1-\delta} + (1-\theta) (P_t^*)^{1-\delta} \right]^{\frac{1}{1-\delta}} \quad (11)$$

假定在 t 时期厂商选择 P_t^* 来最大化利润的现值:

$$\max_{P_t^*} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \Lambda_{t,t+k} (1/P_{t+k}) (P_t^* Y_{t+k|t} - C_{t+k}(Y_{t+k|t})) \right\} \quad (12)$$

满足需求约束:

$$Y_{t+k|t} = \left(\frac{P_t^*}{P_{t+k}} \right)^{-\delta} C_{t+k} \quad (13)$$

其中, $\Lambda_{t,t+k} \equiv \beta^k U_{c,t+k} / U_{c,t}$ 表示名义支付的随机贴现因子, $C_{t+k}(g)$ 表示成本函数, $Y_{t+k|t}$ 表示在时期 t 最后一次重新设定价格的厂商在时期 $t+k$ 的产出。一阶条件 (FOC) 如下:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \Lambda_{t,t+k} Y_{t+k|t} (1/P_{t+k}) (P_t^* - M \Psi_{t+k|t}) \right\} = 0 \quad (14)$$

其中, $\Lambda_{t,t+k} \equiv \beta^k U_{c,t+k} / U_{c,t}$ 代表名义随机贴现因子, $C_{t+k}(g)$ 为成本函数, $Y_{t+k|t}$ 表示在时期 t 最后一次重新设定价格的厂商在时期 $t+k$ 的产出。 $\Psi_{t+k|t} \equiv C'_{t+k}(Y_{t+k|t})$ 表示在时期 t 最后一次重新设定价格的厂商在时期 $t+k$ 的名义边际成本, 价格加成表示为 $M \equiv \frac{\delta}{\delta-1}$ 。

对式(14)在零通货膨胀稳态附近进行一阶泰勒展开, 得到期望的名义边际成本与最优价格之间的关系为:

$$P_t^* = \mu + (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \left\{ \psi_{t+k|t} \right\} \quad (15)$$

自然产出水平和技术进步之间的关系为:

$$y_t^n = \psi_{ya} a_t + \psi_y \quad (16)$$

其中 $\psi_y \equiv -\frac{(1-\alpha)(\mu - \log(1-\alpha))}{\sigma(1-\alpha) + \varphi + \alpha} > 0$, $\psi_{ya} \equiv \frac{1+\varphi}{\sigma(1-\alpha) + \varphi + \alpha}$ 。

求解出新凯恩斯菲利普斯曲线 (NKPC) 如下, 其解释了产出缺口和通货膨胀的关系:

$$\pi_t = \beta E_t \{ \pi_{t+1} \} + \kappa \tilde{y}_t \quad (17)$$

\tilde{y}_t 表示产出缺口 $\tilde{y} = y_t - y_t^n$, 同样可以表示为名义利率与产出缺口之间的关系:

$$\tilde{y}_t = -\frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \{ \pi_{t+1} \} - r_t^n) + E_t \{ \tilde{y}_{t+1} \} \quad (18)$$

其中, r_t^n 为自然利率, 且 a_t 和 z_t 满足:

$$r_t^n = \rho - \sigma(1 - \rho_a) \psi_{ya} a_t + (1 - \rho_z) z_t \quad (19)$$

单期债券的预期实际利率可以表示为:

$$r_t \equiv i_t - E_t \{ \pi_{t+1} \} \quad (20)$$

(三) 货币当局

中国货币政策调控框架转型呈现渐进特征, 为刻画这一渐变过程, 本文参照王曦等 (2017) 的做法, 设定如下混合型货币政策规则:

$$\begin{aligned} \gamma i_t + (1-\gamma)(-m_t) = & \gamma \rho_r i_{t-1} + (1-\gamma) \rho_z (-m_t) \\ & + [\gamma(1-\rho_r) \phi_\pi^r + (1-\gamma)(1-\rho_z) \phi_\pi^m] \pi_t \\ & + [\gamma(1-\rho_r) \phi_y^r + (1-\gamma)(1-\rho_z) \phi_y^m] \cdot \mathcal{Y}_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (21)$$

其中, 王曦等 (2017) 提出的这种混合货币政策规则具有一定的包容性, 体现在 γ 的取值, 具体来讲, γ ($0 < \gamma < 1$) 表示价格型利率政策在混合规则中所占权重; 考虑两种特例, 其一, 当 γ 为 0 时, 此时, 混合型货币政策规则转化为数量型货币政策规则; 其二, 当 γ 为 1 时, 此时, 混合型货币政策规则转化为价格型货币政策规则。

(四) 市场出清

为了简化模型, 产出只受到消费的影响, 忽略了投资, 产品市场出清, 所有的产出都必须被消费:

$$Y_t = C_t \quad (22)$$

模型外生冲击方程包含有技术冲击 a_t 、偏好冲击 z_t 、三种货币政策冲击 ε_t , 均满足于 AR(1) 过程:

$$\vartheta_t = \rho_\vartheta \vartheta_{t-1} + \varpi_t^\vartheta \quad (23)$$

其中, $\vartheta \in \{a, z, \varepsilon^r, \varepsilon^m, \varepsilon\}$, $\rho_\vartheta \in [0, 1)$ 。

三、校准和估计

(一) 数据描述

本文数据来源于 Bvd 数据库, 时间选取 2002 年第 1 季度至 2021 年第 2 季度, 观测数据选取了实际 GDP 和货币市场利率以及货币供给 M2。其中, GDP 为按不变 (1995 年) 市场价格计算的国内生产总值 (国内总产值, RGDP), 货币市场利率选用上海银行同业拆放利率 (Shibor, RAT3), 货币供给选取 M2 供给。数据通过 HP 滤波提取出波动部分, 并均经过 X12 季节性调整。

(二) 参数校准与贝叶斯估计

为更好的拟合中国经济的实际运行情况, 本文对描述经济稳态的参数进行校准, 对货币政策规则参数通过贝叶斯估计。

1. 参数校准

基于 DSGE 的求解步骤, 本文在稳态处对数线性化得到最优条件, 并对相关参数进行校

准和估计。对于标准的参数，本文与已有经典文献保持一致。其中，在家庭行为的参数校准，借鉴高然等（2018），以稳态时年度存款利率 3% 计算出家庭贴现因子取值 0.9975；借鉴 Caraiani（2016）的研究，将消费跨期替代弹性的倒数 σ 设为 2。本文遵循对 Chang et al.（2015）对中国劳动供给的 Frisch 弹性的设定，取其倒数 φ 为 2。参考 Zhang（2009）对中国的货币需求弹性测算， ν 为 3.13。价格的调整参数 $\theta = 3/4$ 。最后不失一般性，模型中外生冲击均服从 AR（1）过程，其中技术冲击和偏好冲击的自回归系数均取 0.6，意味着中等持续程度的冲击。

2. 贝叶斯估计

另一方面，对于货币政策反应系数等参数，结合中国真实数据中所包含的信息，通过贝叶斯估计，找到参数的后验分布。先验分布参考王曦等（2017），对于 AR（1）过程的滞后系数，通常选择 beta 分布，货币政策的反应参数选取正态（Normal）分布，详见表 1。

表 1 先验分布

参数	分布	均值	标准差
ρ_r	<i>beta</i>	0.4000	0.1500
ρ_m	<i>beta</i>	0.4000	0.1500
φ_{π}^r	<i>norm</i>	1.5000	0.1500
φ_{π}^m	<i>norm</i>	1.5000	0.1500
φ_y^r	<i>beta</i>	0.5000	0.1000
φ_y^m	<i>beta</i>	0.5000	0.1000
γ	<i>beta</i>	0.5000	0.1000

表 2 三种规则下模型的贝叶斯估计结果

参数	利率规则		数量规则		混合货币政策规则	
	后验均值	90%HPD	后验均值	90%HPD	后验均值	90%HPD
ρ_r	0.0382	[0.0094, 0.0758]			0.0706	[0.0497, 0.2299]
ρ_m			0.5925	[0.4013, 0.7767]	0.1289	[0.0795, 0.3146]
φ_π^r	1.6430	[1.4219, 1.9002]			1.5662	[1.3551, 1.7976]
φ_π^m			1.5193	[1.2745, 1.7188]	1.5412	[1.2645, 1.7596]
φ_y^r	0.8400	[0.7512, 0.9029]			0.7353	[0.5803, 0.8206]
φ_y^m			0.5227	[0.4015, 0.6609]	0.6667	[0.5632, 0.8214]
γ					0.6015	[0.4185, 0.7017]

根据表 2, 混合型货币政策规则中的利率规则所占权重 γ , 后验均值为 0.6015, 表明了我国虽然从数量型货币政策到价格型货币政策的转型, 价格型导向的货币政策工具已经具有更大的相对偏好。

四、数值模拟

(一) 基准模型的脉冲模拟

在接下来的分析中, 本文先考察货币政策冲击、技术冲击, 以及偏好冲击, 在混合货币政策规则下 (不受到零利率下限约束, 这里称作“基准模型”), 对宏观经济变量的影响。其次, 进一步考虑了在混合货币政策冲击下, 零利率下限约束时, 货币政策冲击、技术冲击以及偏好冲击对宏观经济变量的影响。

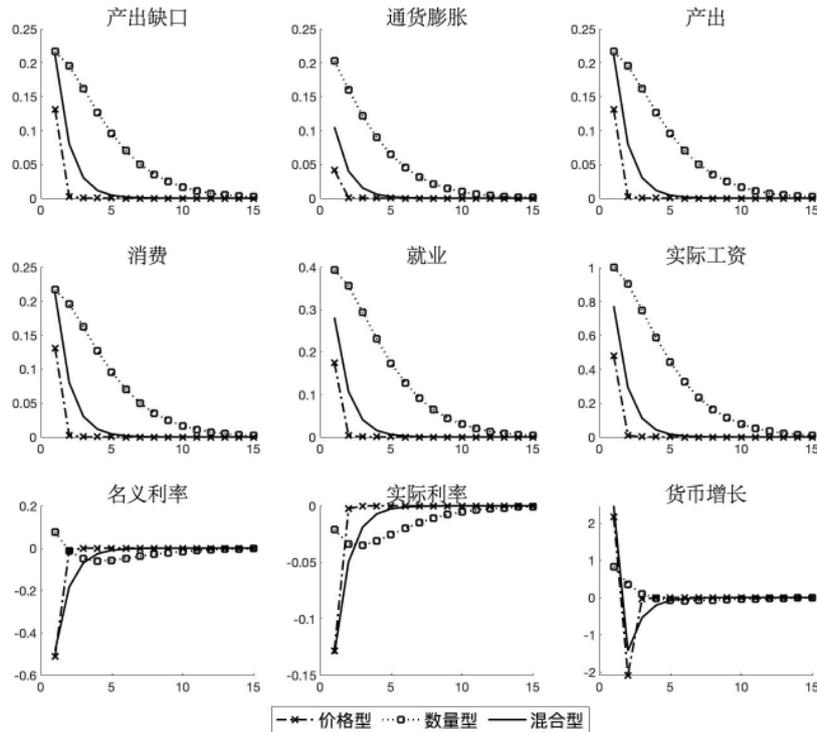


图 1 扩张性货币政策冲击的影响¹

图 1 给出了在不同货币政策规则下，扩张性货币政策冲击对宏观经济变量的影响。首先，在价格型货币政策规则中，名义利率下降，导致产出缺口上升（式(18)）。产出缺口的上升，带动了产出的上升，改善了就业情况，促进了实际工资的上升（式(4)）。其次，在数量型规则中，货币供给增长带动产出上升的同时，也推升了通货膨胀。此时，货币供给的增加，对名义利率影响较小，使得高通胀的同时，实际利率较低，这又反过来刺激了消费，带动了产出和就业。那么，若货币当局以混合货币政策规则为导向，货币政策冲击对宏观经济变量的冲击会如何。

实际上，根据本文的设定，混合货币政策规则是在价格型规则和数量型规则之间进行选择，因此，中央银行在偏向数量型工具时，虽然带动产出效果较好，但推升了通货膨胀。而中央银行更偏好于价格型规则时，虽然产出带动效果不及数量型工具，但对通胀影响较低。理论上，价格型调控和数量型调控是一个硬币的两面，数量工具灵活性高、可控性较高，而价格型传导则较难把控。无论采用何种货币政策工具，要注重精准施策，确保投放的每一分钱带来的边际效果最优。若社会通货膨胀水平较高时，可能偏好于价格型工具更优。若经济通胀程度较低时，可能采取数量型工具刺激最优。

¹与与混合型货币政策规则比较，加入了价格型货币政策规则和数量型货币政策规则。

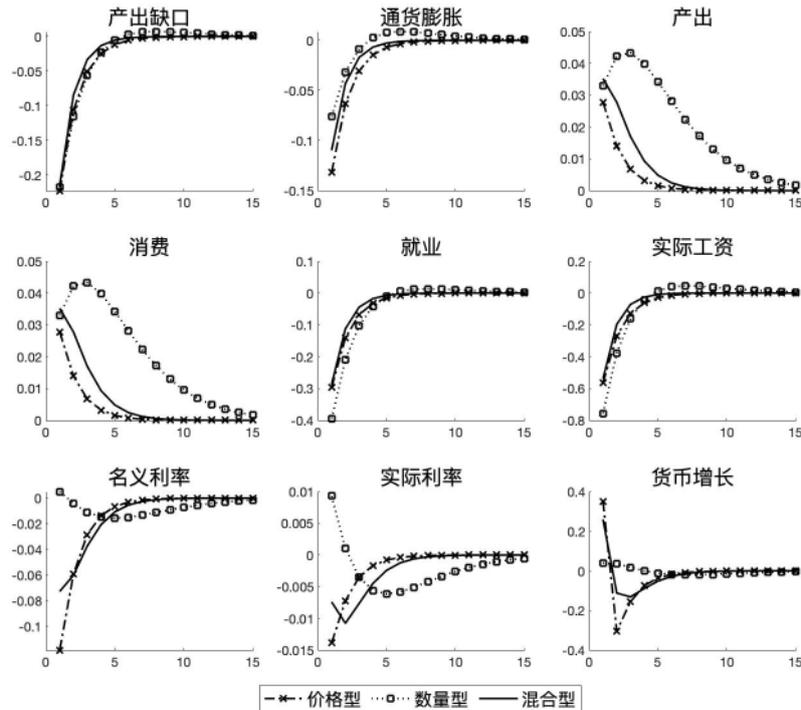


图 2 正向技术冲击的影响

图 2 给出了不同货币政策规则下, 正向技术冲击对宏观经济变量的影响。正向的技术冲击, 一方面, 使得平均价格加成增加, 又因为自然产出的提升, 导致预期价格加成减少, 这将促使平均价格加成和实际预期价格加成之间的偏离增大, 导致通货膨胀下降。另一方面, 正向技术冲击使得自然利率下降 (式(19)), 导致产出缺口下降, 通货膨胀下降 (式(17))。在这过程中, 技术进步促进了自然产出的上升 (式(16)), 即便产出缺口的下降, 总体上将带来产出的上升, 但同时也会造成市场就业人数的下滑, 从而导致工资的下降 (式(4))。值得注意的是, 相比于价格型规则而言, 数量规则在面对通缩压力和产出缺口下降时, 将促进央行增发货币, 进一步抬升产出以及刺激消费。

需要关注的是, 技术改善对于数量规则 and 价格规则, 相应的实际利率脉冲方向发生背离, 这是为什么? 对于价格型规则而言, 产出缺口和通货膨胀的下降导致了名义利率的下降, 通货膨胀和名义利率同时下降, 则此时实际利率下降幅度有限。而对于数量型规则而言, 正向的技术冲击, 导致产出缺口和通货膨胀下滑后, 对名义利率影响程度较低, 这将提高实际利率。因此, 正向技术提升对实际利率的抬升与价格型规则情形的实际利率背离 (价格型规则实际利率下降)。对于混合货币政策规则而言, 由于其在价格型和数量型规则设定了偏好, 根据以上分析得出, 技术进步带来产出的提升, 实际上是介于两种规则之间。

以上分析表明, 无论是货币当局采用何种货币政策规则, 技术冲击可能带来一定的通缩, 此时央行应主动发挥好数量型工具职能, 向企业提供资金支持, 在带动产出提升的同时, 也

使得社会平均融资成本降低。

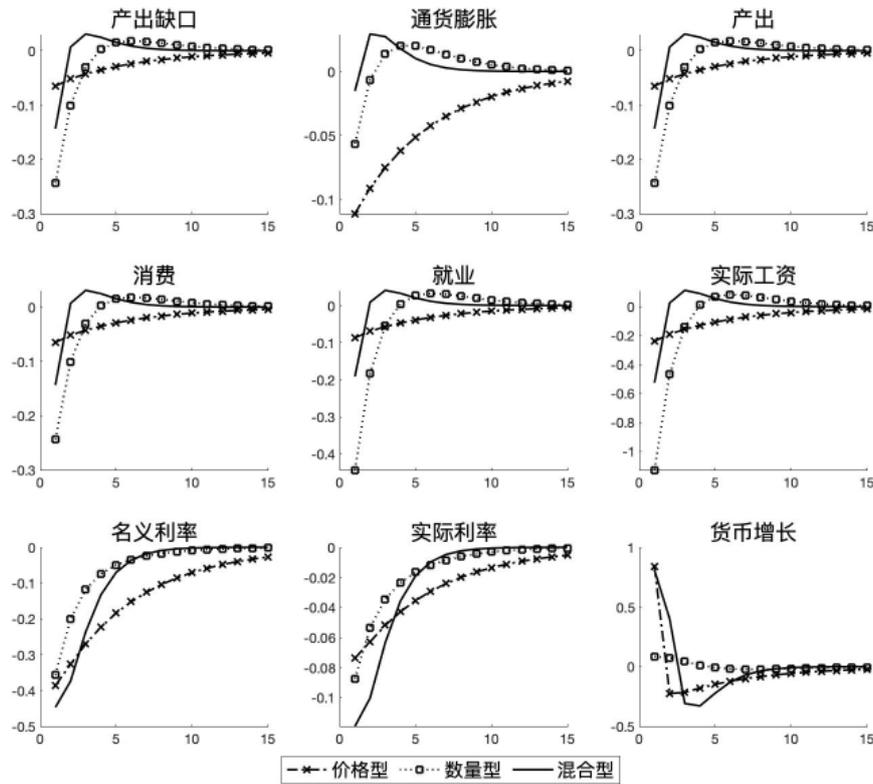


图 3 偏好冲击的影响

图 3 所示为在价格型、数量型以及混合型货币政策规则下，偏好冲击对宏观经济变量的冲击。事实上，偏好冲击是一种负向冲击。偏好冲击导致自然利率的下降（式(19)），导致产出缺口的下降（式(18)），也导致了通货膨胀的下降（式(17)）。对于价格型规则而言，产出缺口和通货膨胀的下降导致了名义利率的下降。在通货膨胀下降的情况下，名义利率的下降也使得实际利率有所下降。但是，实际利率的下降并不足以带动经济的复苏。事实上，偏好冲击将导致产出和消费的下滑。同时，产出的下降带动就业的减少以及实际工资的降低。

（二）零利率下限约束下的脉冲模拟

在利率下行背景下，此时将货币政策规则中的利率被钉住在零附近，这里采用有限期钉住利率，假设名义利率在 H 期内保持不变，钉住利率表示为：

$$i_{t+h} = i_{t-1}, h = 0, 1, L, H - 1 \quad (24)$$

本文选用混合货币政策规则并将混合货币方程钉住 4 期，以及钉住 8 期作对比。具体结果如下。

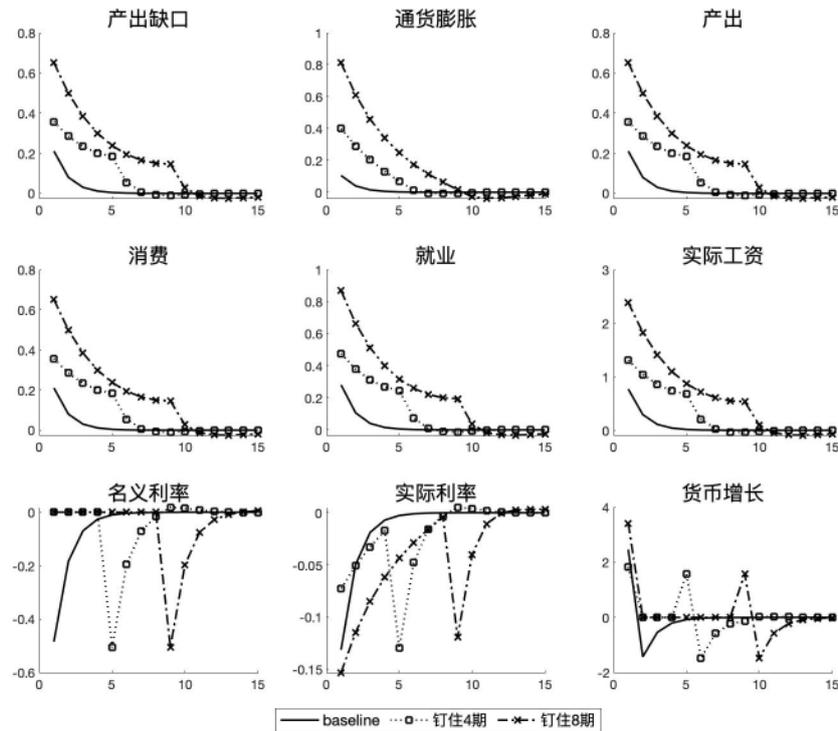


图 4 扩张货币政策冲击的影响

图 4 说明了在混合货币政策规则, 以及将利率钉住 4 期和 8 期下, 货币政策对宏观经济的影响。与基准模型不同的是, 当名义利率受到零利率约束时, 这时名义利率无法再降低, 而此时货币当局实施扩张性货币政策, 主要是增发货币, 带动产出提升的同时, 也提升了通胀水平。值得注意的是, 当名义利率钉住为零, 增发货币带来较高通胀水平的同时, 也使得实际利率更大程度的下降, 这对家庭消费行为实际上是一种促进作用, 尤其是钉住时期越长对消费的改善程度越好 (钉住 8 期时实际利率下降程度要比钉住 4 期时更大), 刺激经济效果越好。

事实上, 杨源源等 (2020) 等认为在 ZLB 情形下, 价格型货币政策受限且数量型货币政策扩张无法对利率进行有效下行引导, 从而 ZLB 情形价格型货币政策失效。但此时在混合货币政策规则中, 增发货币有利降低社会的实际利率水平, 从而刺激消费。Bernanke (2020) 认为美联储和其他发达经济体央行都采取了 QE, 事实证明, 当政策利率受到下限限制时, 即使金融市场正常运行, 新工具在缓解金融条件方面是有效的。本文认为当名义利率下降到较低水平, 增发货币带来产出的上升, 也推升了通胀水平。但实际利率水平却是下降的, 这也促进了消费的提升。因此, 当经济通胀水平较低, 保持宽松的货币政策可以带来更多的消费, 带动产出的增加。

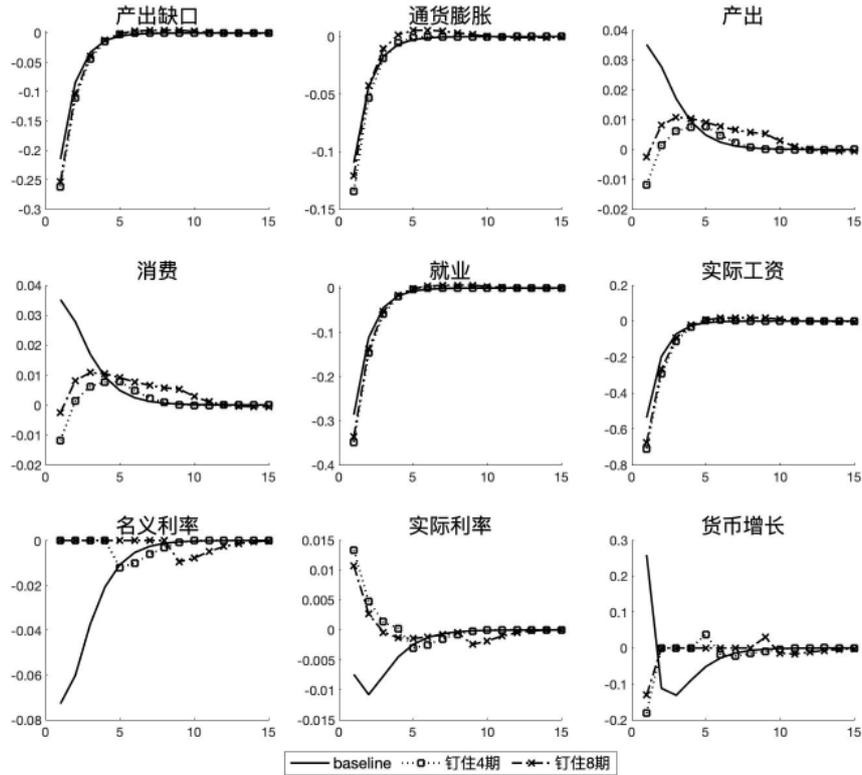


图 5 正向技术冲击的影响

图 5 说明了受零利率下限约束情况下，正向技术冲击对于对宏观经济变量的影响。在钉住利率 4 期和 8 期的情形下（ $H=4$ 和 $H=8$ ），正向的技术冲击导致产出缺口和通货膨胀同等比例的下降，由于此时名义利率无法变动，通货膨胀的下降将带来实际利率的上升，相比于基准情形，实际利率的脉冲方向发生背离。此时实际利率上升，将抑制产出和消费，进一步导致就业和实际工资下降的幅度更大。这意味着在零利率下限约束下，技术冲击会改变消费和产出的方向。因此，在零利率约束时期，不能仅靠加快技术进步，提高 TFP 或增加 R&D 支出等方式以换消费和产出的增加，这或许可能造成相反的结果。

那么，不同货币政策规则，受到零利率下限约束，面对偏好冲击，又会产出怎样的差异？

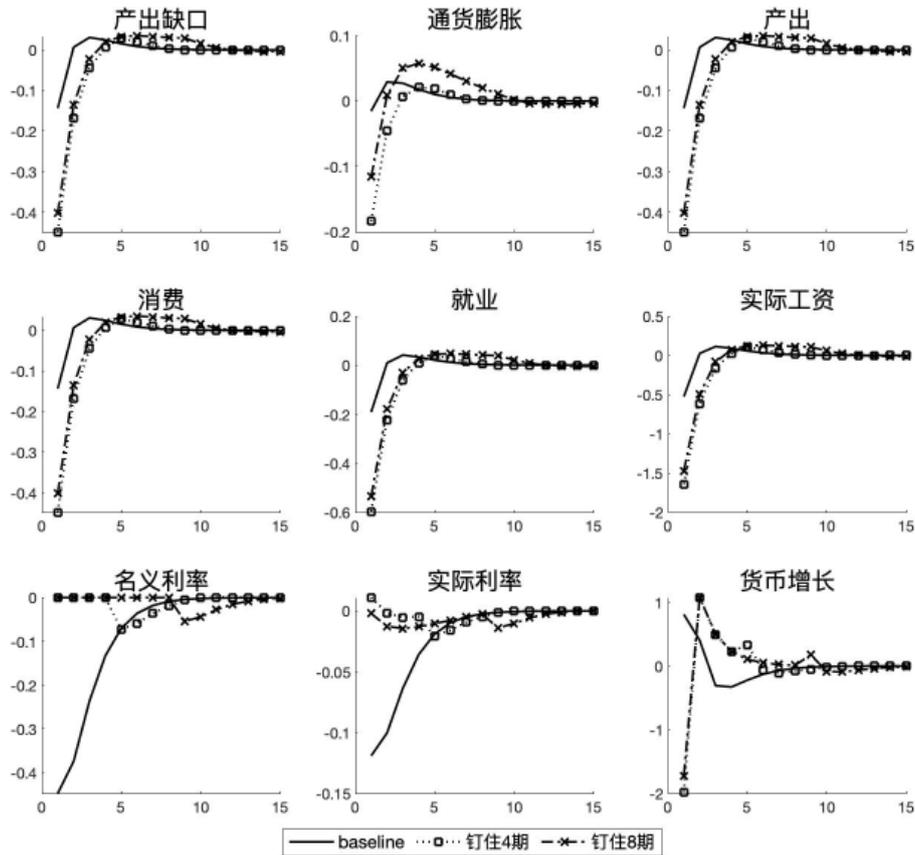


图 6 偏好冲击的影响

图 6 说明了在混合货币政策规则, 以及将利率钉住 4 期和 8 期下, 偏好冲击对宏观经济的影响。当把利率钉住时 ($H=4$ 和 $H=8$), 名义利率无法下降, 根据 DIS 曲线 (式(18)), 相对于不受利率约束, 产出缺口下降程度更大。由于自然产出不变, 则产出缺口的下降程度更大, 则产出下滑更为严重。进而使得消费、就业、实际工资下滑程度更大。

(三) 福利损失测算

在计算货币政策福利损失, 一般采用的是产出缺口和通货膨胀的加权折现值体现。本文借鉴 Galí (2015) 等, 损失函数由通货膨胀率和产出缺口的方差构成下式:

$$V = \frac{1}{2} \left(\frac{\delta}{\lambda} \text{var}(\pi_t) + (1 + \varphi) \text{var}(\% \Delta y) \right) \quad (25)$$

这里根据不同货币政策规则, 通过式(25)可计算福利损失, 见表 3。

表 3 货币政策冲击福利分析

	混合规则 (ZLB, H=4)	混合规则 (ZLB, H=8)	混合规则 (baseline)	利率规则 (baseline)	数量规则 (baseline)
$\text{var}(\%)$	0.0193	0.0919	0.0008	0.0001	0.0061
$\text{var}(\pi_t)$	0.3412	1.0800	0.0520	0.0171	0.1463
V	20.1973	63.9814	3.0951	1.0115	8.6571

注：ZLB 代表零利率下限约束情形，baseline 代表基准模型，不存在零利率下限情形。H 代表钉住的时期。

通过表 3 可知，在基准模型中，数量型规则的福利损失最大，利率型规则的福利损失较小，而混合型规则介于二者之间。这是因为无论是产出缺口的方差，还是通货膨胀的方差，数量型货币政策工具最大，混合货币政策工具介于之间，利率型规则带来的波动较小。原因是数量型工具通过发放货币，提高了价格水平，使得通胀和产出缺口波动程度变大。结合上文分析得知，扩张性的货币政策，数量型工具带来的效果最好，但从福利水平来看，也难免造成了通胀更大波动性，造成了较大的福利损失。而利率型工具虽然刺激效果不如数量工具，但对整个经济的福利损失较小。因此，央行应在混合货币政策规则中相机决策，根据当前经济面临的通胀水平来制定最优的货币政策方式。

在受到零利率下限约束时，福利损失显著上升，甚至是基准模型的 10 倍以上，且名义利率钉住时期越长，福利损失程度越大。这说明，当利率工具失效后，货币政策的福利损失会提升较大幅度。这说明当名义利率下降到零附近，增发货币抬升了通货膨胀波动的同时，也影响了产出缺口波动，在名义利率工具失效后，中央银行的相机决策调控效果被削弱，使得通货膨胀和产出缺口波动较大。因此，即便在零利率下限情况下，增发货币带来了产出较大程度的增加，但是以通货膨胀水平的提升为代价，扩大了社会的福利损失。

五、结论与启示

在国内经济下行和美联储货币政策溢出背景下，我国名义利率受到较大下行压力。为此，本文在零利率下限约束下，引入了混合型货币政策规则，并将其纳入新凯恩斯主义模型，以研究货币冲击、技术冲击以及偏好冲击对通货膨胀、产出缺口、就业、产出、消费等宏观经济变量内在传导机理。进一步采用有限期钉住利率，假设名义利率在 H 期内保持不变，并通过基准模型与钉住不同时期作对比。本文的结论主要包括以下几个方面：

首先，在基准模型中，扩张性的货币政策带来了产出缺口、通货膨胀、产出、就业等宏观经济变量的上升，但在货币当局选择不同的货币政策时，带来的影响具有一定的差异，从

带动的产出效果来看，相比于价格型工具，数量型工具对产出的刺激效果最好，但也提升了通胀水平。当受到零利率下限约束时，增发货币有利降低社会的实际利率水平，进而对消费带来较大程度的提升，此时扩张性的货币政策放大了对产出的影响，但也不可避免造成了更多的福利损失。

其次，在基准模型中，正向的技术冲击将导致产出缺口和通货膨胀的降低，在利率规则下将导致名义利率和实际利率的下降，这将带动产出和消费上升。同时，对比于利率规则和数量规则，技术冲击对实际利率的影响发生了背离。值得注意的是，当受到零利率下限约束后，正向技术冲击后，由于名义利率被约束为零，而通货膨胀下降，实际利率提高，导致消费降低，产出降低，这是与无零利率下限约束情形下最大的差异。

最后，在基准模型中，偏好冲击使得消费、劳动、实际工资的下降，进而导致产出和产出缺口的下降。需要注意的是，在数量型规则中，由于货币供应量不变，使得通货膨胀下降后最终又上升为正值。在受到零利率下限约束后，偏好冲击放大宏观经济变量的下降程度，这是因为，对比于无约束混合货币政策规则导致名义利率和实际利率的降低，名义利率无法降低，而通货膨胀的降低造成了实际利率的升高，这样会放大消费的下降程度，从而加大了产出的下降程度，最终导致了实际工资下降幅度加大。

综上，在厘清不同货币政策的内在传导机理，以及明晰零利率下限对宏观经济变量的影响后，更有助于央行使用不同的货币工具精准施策。当今受全球不确定性影响和新冠疫情的冲击，降息潮对我国利率下行造成了较大压力，如何配合好各种货币政策工具值得深思，具体来说，货币政策的实施应当在疫情冲击下扮演好以下角色。

第一，现有的价格调控工具直接影响市场的资金成本，影响企业投资行为。价格型调控直接影响市场资本成本，而数量调控通过资金供求形成利率成本。为此，我国应在这种混合货币政策规则中，做好设计和调节，使得二者优势互补强化，并以此配合积极的财政政策，引导借贷利率下行，保证中小微企业、民营企业的资金畅通。

第二，当以美国为首的发达国家金融市场出现流动性危机和信贷危机，或我国经济面临较大的下行压力时，我国应通过及时的货币政策释放短期流动性，避免全球恐慌情绪的传导。值得注意的是，在零利率情形下，无论是混合货币政策规则，还是单一的泰勒规则，难以发挥出利率之“锚”的作用，而此时发行货币刺激，将带来更大的通胀水平，造成更大的福利损失。因此，一方面需要注意，央行在投放流动性时，应多考虑创新型数量型工具，例如常备借贷便利（SLF）、中期借贷便利（MLF）、抵押补充贷款等新型数量型货币政策工具。另一方面也需要考虑到在零利率下限情形下，需要采取其他工具（如下调准备金

率)降低社会平均融资成本,破解中小微企业的“融资难、融资贵”等问题。

当然,本文主要从新凯恩斯主义框架模型讨论了在零利率下限约束下,不同货币政策调控对宏观经济的差异化影响,在今后的研究中,也需要考虑金融中介与企业借贷之间的金融摩擦,进一步考虑我国货币政策在名义利率失效情形下或超低利率环境中,对不同类型的企业的影响。

【参考文献】

- [1] 卞志村, 赵亮, 丁慧. 货币政策调控框架转型、财政乘数非线性变动与新时代财政工具选择[J]. 经济研究, 2019 (09): 1-17
- [2] 高然, 陈忱, 曾辉, 龚六堂. 信贷约束、影子银行与货币政策传导[J]. 经济研究, 2018 (12): 68-82
- [3] 马理, 娄田田. 基于零利率下限约束的宏观政策传导研究[J]. 经济研究, 2015 (11): 94-105
- [4] 孟宪春, 张屹山, 李天宇. 中国经济“脱实向虚”背景下最优货币政策规则研究[J]. 世界经济, 2019 (05): 27-48
- [5] 王胜, 周上尧. 零利率下限、汇率传递与货币政策[J]. 统计研究, 2018 (12): 26-44
- [6] 王曦, 汪玲, 彭玉磊, 宋晓飞. 中国货币政策规则的比较分析——基于 DSGE 模型的三规则视角[J]. 经济研究, 2017 (09): 24-38
- [7] 伍戈, 连飞. 中国货币政策转型研究: 基于数量与价格混合规则的探索[J]. 世界经济, 2016 (3): 3-25
- [8] 闫先东, 张炎涛. 价格与数量型工具相互支撑的货币政策框架研究[J]. 财贸经济, 2016 (10): 59-71
- [9] 杨光, 李力, 郝大鹏. 零利率下限、货币政策与金融稳定[J]. 财经研究, 2017 (01): 41-50
- [10] 杨源源, 于津平, 高洁超. 零利率下限约束、宏观经济波动与混合型货币政策框架[J]. 财贸经济, 2020 (01): 21-35
- [11] 岳超云, 牛霖琳. 中国货币政策规则的估计与比较[J]. 数量经济技术经济研究, 2014 (3): 119-133
- [12] Bernanke B S. The new tools of monetary policy. *American Economic Review*, 2020, 110 (4): 943-83
- [13] Calvo G A. Staggered prices in a utility-maximizing framework[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12 (3): 383-398
- [14] Caraianni P. The role of money in DSGE models: a forecasting perspective[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2016, 47: 315-330
- [15] Chang C, Liu Z, and Spiegel M M. Capital controls and optimal Chinese monetary policy[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2015, 74: 1-15
- [16] Galí J. *Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework and its applications*[M]: Princeton University Press, 2015
- [17] Galí J. The effects of a money-financed fiscal stimulus[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2019, 115: 1-19
- [18] Han X, and Wei S. International transmissions of monetary shocks: Between a trilemma and a dilemma[J]. *Journal of International Economics*, 2018, 110: 205-219
- [19] Li B, and Liu Q. On the choice of monetary policy rules for China: A Bayesian DSGE approach[J]. *China Economic Review*, 2017, 44: 166-185
- [20] Liu L, and Zhang W. A New Keynesian model for analyzing monetary policy in Mainland China[J]. *Journal of Asian Economics*, 2010, 21 (6): 540-551
- [21] McMahon M, Schipke M A, and Li X. China's monetary policy communication: Frameworks, impact,

and recommendations[M]: International Monetary Fund, 2018

[22] Miyamoto W, Nguyen T L, and Sergeyev D. Government spending multipliers under the zero lower bound: Evidence from Japan[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2018, 10 (3): 247-277

[23] Schmidt S. Optimal monetary and fiscal policy with a zero bound on nominal interest rates[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2013, 45 (7): 1335-1350

[24] Taylor J B. Discretion versus policy rules in practice[J]. 1993, 39: 195-214

[25] Wieland J F. Are negative supply shocks expansionary at the zero lower bound?[J]. *Journal of Political Economy*, 2019, 127 (3): 973-1007

[26] Wu J C, and Xia F D. Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2016, 48 (2-3): 253-291

[27] Zhang W. China's monetary policy: Quantity versus price rules[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2009, 31 (3): 473-484

The Macro-Control Effect of China's Hybrid Monetary Policy Rules with the Zero Lower Bound

Gao Songyao and Cui Baisheng

(1. China Academy of Economics and Management, Central University of Finance and Economics; 2. School of Business, Shanghai Normal University)

Summary: Against the backdrop of the domestic economic downturn and Fed monetary policy spillover, China's nominal interest rates are under greater downward pressure. Therefore, under the framework of the new Keynesian model, this paper constructs a hybrid monetary policy rule under the constraint of the zero lower bound of interest rate, and examines the macroeconomic effects and social welfare effects of monetary shocks, technology shocks and preference shocks.

The result shows that, firstly, in the benchmark model, expansionary monetary policy leads to an increase in output, and while monetary policies with quantity-based rules are more effective compared to price-based monetary policy rules, but quantity-based rules raise the level of inflation and cause some degree of welfare loss. When nominal interest rates are constrained by the zero lower bound, expansionary monetary policy pushes up inflation while lowering real interest rates to a greater extent, allowing for a greater boost to household consumption as the nominal interest rate instrument fails. However, inflation and the output gap fluctuate more sharply, resulting in greater welfare losses.

Secondly, in the benchmark model, a positive technology shock will lead to a reduction in the output gap and inflation, which under the interest rate rule will lead to a reduction in nominal and real interest rates, which will drive output and consumption higher. If subject to the zero lower bound, as the nominal interest rate is bounded to zero and inflation falls, the real interest rate increases, leading to lower consumption and output. Finally, after being subject to the zero lower bound, preference shocks amplify the degree of decline in macroeconomic variables.

In the future, China's policy interest rates should avoid falling into the zero lower bound, and monetary instruments should be based on the trade-off between the goals of stable growth and stable prices, and an optimal hybrid monetary policy rule should be formulated based on an effective

combination of quantitative and price-based policy instruments to make regulation more accurate and effective.

Keywords: Zero Lower Bound; Hybrid Monetary Policy Rules; Macro Control Effect; Social Welfare Effect

大宗商品不确定性冲击与货币政策选择 —基于美元本位 DSGE 模型的分析

石峰¹ 宋晓玲² 荀雨菲³

【摘要】随着对外依存度的不断上升，大宗商品价格的剧烈变化已是导致我国经济波动的重要因素，分析其传导机制和对货币政策影响，成为政府部门需关注的重要问题。鉴于此，本文开展以下研究：（1）使用随机波动模型，实证估计了大宗商品价格的水平冲击和不确定性冲击，结果表明大宗商品价格存在显著的不确定性（随机波动）特征；（2）构建包含美元本位和大宗商品不确定性冲击的开放经济模型，分析了央行的最优货币政策选择。研究发现与不存在美元本位相比，央行应执行更为宽松的货币政策，进一步提高家庭的预防性储蓄和就业动机，增加总需求、稳定价格。而且，社会福利与人民币国际化程度正相关。因此，推出更多以人民币计价和结算为主要特征的大宗商品期货，能够有效降低大宗商品价格不确定性冲击对我国经济的溢出效应，改进社会福利。

【关键词】美元本位；大宗商品价格波动；不确定性冲击；预防性储蓄；最优货币政策规则

一、引言

近年来，我国已成为大宗商品的进口消费大国。在 25 类主要大宗商品中，我国对 19 个品种的消费需求排名第一。其中，石油的对外依存度在 2020 年已超过 70%，铁矿石和大豆的对外依存度也都在 80% 以上（魏浩和刘佩鑫，2021），导致国际大宗商品价格变动已成为影响我国经济周期的重要驱动因素（刘建和蒋殿春，2009）。大宗商品价格波动，不仅会推升国内价格水平，增加企业经营压力，加剧宏观经济波动，还会影响资本市场流动性，引发金融投机行为，诱发系统性金融风险（韩立岩和尹力博，2012；龙少波等，2019）。所以，厘清大宗商品价格波动的溢出效应，分析对开放经济下的货币政策影响机制，就成为提高央行调控能力，稳定我国经济需解决的关键问题⁴。本文尝试对这一问题进行探讨。

¹ 石峰，中央财经大学应用经济学博士，北京大学光华管理学院博士后。

² 宋晓玲，北京语言大学副教授。

³ 荀雨菲，北京语言大学商学院。

⁴ 在 2021 年，面对国际大宗商品价格的剧烈波动，我国各级政府部门对此保持了高度关注，并出台了一系列的调控措施。例如，4 月 8 日，刘鹤在国务院金融稳定发展委员会会议上指出“要保持物价基本稳定，

在经济建模与货币政策分析前, 本文发现国际大宗商品市场存在两个特征: (1) 大宗商品价格不仅存在水平冲击 (level shocks), 还有明显的不确定性冲击 (uncertainty shocks) (Baskaya 等, 2013)¹。其中, 水平冲击只改变外生冲击变量的水平值, 外生冲击的波动率依然是一个常数。与此相反, 大量文献发现波动率也会随时间变化而改变, 外生冲击的标准差也具有为时变 (time-varying) 特征 (Bloom, 2009; Basu 和 Bundric, 2017)²。

(2) 在当前美元主导国际货币体系下, 多数大宗商品都使用美元计价和结算 (Devereux 等, 2010)。Goldberg 和 Tille (2008) 指出包括原油在内的大宗商品都用美元定价。根据联合国贸易与发展会议 (UNCTAD), 在 81 种原材料中, 将近 76 种都使用美元定价。与此同时, 美元在国际贸易中结算比例高达 87.86%, 远高于人民币的 1.73% (魏浩和刘佩鑫, 2021)。这一特征事实意味着进口大宗商品数量与我国持有的美元资产正相关, 将会扭曲国内家庭的对外储蓄和消费决策。

因此, 为更加合理考察大宗商品价格波动对宏观经济和货币政策的影响, 需要在新开放宏观经济模型中引入大宗商品价格不确定性冲击和美元本位特征。本文进行了以下两方面工作: 首先, 根据 Plante 和 Traum (2012), 用随机波动 (stochastic volatility) 模型来刻画大宗商品价格波动过程, 并基于大宗商品样本数据, 估计了与大宗商品价格不确定性冲击过程。实证结果表明, 国际大宗商品价格存在显著的时变特征。不确定性冲击将使得大宗商品价格的波动率上升到 3.29%, 而只考虑水平冲击时, 价格波动率仅为 2.53%, 然后将大宗商品价格不确定性冲击纳入基准模型。

其次, 由于人民币资产尚未完全实现国际化, 在国际贸易和金融市场中存在一定的流动性约束。根据刘凯 (2020), 本文通过货币先行约束 (cash in advance) 方式引入美元本位特征。即我国在进口大宗商品时, 需要持有一定数量的美元资产用于支付结算, 而人民币资产无法购买大宗商品。

研究表明: 美元本位改变了大宗商品价格不确定性冲击对我国宏观经济的溢出效应。

特别是关注大宗商品价格走势”。5月19日, 国常会提出“要遏制大宗商品价格不合理上涨, 努力防止向居民消费价格传导”。5月25日, 发改委在《关于“十四五时期”深化价格机制改革行动方案的通知》指出“做好铁矿石、铜、玉米等大宗商品价格异动应对, 及时提出综合调控措施建议, 强化市场预期管理”。近期, 受乌克兰局势影响, 石油和天然气等大宗商品价格大幅上涨, 均创多年新高, 使得研究如何应对大宗商品价格风险对我国经济的影响, 更具有重要的现实意义。

¹ Baskaya 等 (2013) 对比了大宗商品价格水平冲击和不确定性冲击对宏观经济的影响机制。大宗商品价格水平上升, 抑制生产厂商对大宗商品的要素需求, 降低资本存量的边际产出, 使得厂商对资本的投入需求随之减少。而不确定性冲击时, 会同时产生两种效应: (1) 家庭预期未来风险上升, 会降低当前的消费需求, 使得就业、投资、资本存量和总产出大幅减少; (2) 预防性就业和储蓄动机上升, 导致就业和资本存量增加。

² Born 和 Pfeifer (2014) 认为不确定性冲击是外生冲击变量对其均值的偏离程度。Berger 等 (2020) 将水平冲击称为一阶冲击 (first-order shocks), 而将不确定性冲击称为二阶冲击 (second-order shocks)。

在不包含美元本位的传统开放经济中，不确定性冲击会增加家庭的预防性储蓄动机。作为家庭储蓄的两种方式：积累资本存量和持有美元债券，二者之间存在明显的替代关系。所以，大宗商品价格不确定性冲击将会增加资本边际产出风险，导致资本存量下降，美债持有量上升。最优货币政策规则表明，与不存在美元本位相比，央行应提高通货膨胀的政策反应系数，执行更为宽松的货币政策，稳定价格水平。比较静态分析发现，给定央行的货币政策规则，随着人民币国际化程度提升，人民币用于大宗商品支付结算的比例越大，社会福利水平越高。

本文研究与三类文献密切相关：（1）在次贷危机后，越来越多的学者开始关注不确定性冲击对宏观经济的影响，讨论了各种不确定性冲击在经济系统中的传导机制，例如利率不确定性（Fernandez-Villaverde 等，2011）、石油价格不确定性（Baskaya 等，2013）、财政政策与货币政策不确定性（Born 和 Pfeifer，2014；Fernandez-Villaverde 等，2015）、消费需求不确定性（Basu 和 Bundric，2017）与关税不确定性（Caldara 等，2020）。

（2）大宗商品价格冲击的溢出效应一直是新开放宏观经济研究的重点问题。Hamilton（2009）和 Bodenstein 等（2011、2013）讨论了大宗商品价格水平冲击的影响。Triantafyllou 等（2019）和 Tram（2021）分别以美国和澳大利亚为例，指出大宗商品价格不确定性冲击加剧了经济的衰退程度。Baskaya 等（2013）在上述文献基础上，分析了大宗商品价格不确定性冲击的传导机制。

（3）国际货币体系中的美元本位特征显著改变了央行的货币政策选择。Engel（2011）指出当所有国家的出口商品都用美元进行定价时，最优货币政策是稳定消费者价格指数。而当使用生产国本币定价时，央行应稳定生产者价格指数。Schmitt-Grohe 和 Uribe（2012）进一步发现世界各国对美元的需求显著改变了美联储的货币政策，使得美联储不再将稳定价格水平作为政策目标，而应通过提高通胀向全世界征收铸币税。

本文在上述文献研究的基础上，强调了美元本位下，大宗商品价格不确定性冲击对我国宏观经济的影响，并分析央行应如何改变货币政策选择，以更好稳定经济，改进社会福利¹。

本文剩余部分安排如下：第二部分基于随机波动模型，实证估计了大宗商品价格的水平冲击和不确定性冲击；第三部分构建了本文的基准经济模型，求解经济均衡条件并对模型参数进行赋值；第四部分进行数值分析，讨论央行的货币政策选择；第五部分总结，并提出相应政策建议。

¹ Cho 等（2021）在封闭经济中，研究了不确定性冲击和最优货币政策的关系。

二、特征事实：大宗商品价格的不确定性冲击

1. 样本数据说明

本节基于样本数据估计了大宗商品价格的不确定性冲击过程。样本数据包括大宗商品价格指数和美国核心 CPI 指数的月度数据，时间跨度为 1992 年 1 月到 2021 年 11 月。其中，大宗商品价格指数来自于国际货币基金组织，包括能源、原材料和农产品在内的 67 种商品（不包含黄金）。美国核心 CPI 通胀来源于圣路易斯联储，在 CPI 指数中扣除食品和能源等商品价格，使用 Census-X12 进行季调，再与已季度调整的核心 CPI 相比，得到大宗商品的实际价格¹。然后，对大宗商品价格取对数，使用单侧 HP 滤波进行去趋势处理，得到大宗商品价格对其趋势的偏离，ADF 检验表明最终得到的数据平稳。在进行估计之前，对大宗商品价格进行同方差检验，结果表明大宗商品价格存在显著的异方差特征²。

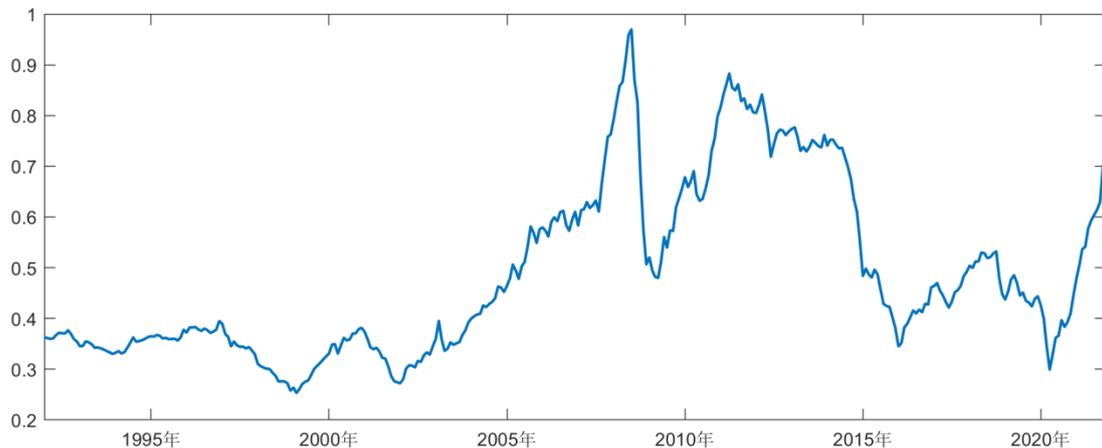


图 1 大宗商品价格波动

图 1 展示了 1992 年以后的大宗商品价格波动特征。在 2002 年之前，大宗商品价格虽然也存在明显波动，但波动幅度局限于(0.3,0.4)之间。但随着美国长期的低利率政策，以及中国加入 WTO 和人民币汇率改革，使得大宗商品价格上涨了接近 3 倍，然后在次贷危机期间，跌幅接近 50%。随着世界主要经济体推出各种经济刺激政策，例如欧美各国的量化宽松和中国的四万亿刺激政策等，大宗商品价格在短期内涨幅超过 80%。随着刺激政策的逐渐退出，大宗商品价格在 4 年间又下降了 60%左右。然后在 2020 年之后，大宗商品价格又在 1 年左右上涨了 1.3 倍。

因此，不仅大宗商品价格水平变动率较大，而且大宗商品价格的波动幅度也具有明显的

¹ 由于几乎所有大宗商品都使用美元计价，所以通过将大宗商品与美元价格相比得到大宗商品的实际价格。

² White 检验的 P 值为 5.4375×10^{-5} ，Breusch 和 Pagan-Koenker 检验的 P 值为 4.4281×10^{-5} ，表明即使在 1% 的显著性水平上，依然能够拒绝大宗商品价格同方差的原假设。

时变特征，在 1992 年—1998 年和 2016 年—2018 年的波动幅度较小，而在 2005 年—2015 年和 2020 年以后的波动幅度明显上升。因此，为全面考察大宗商品价格波动对中国宏观经济波动和货币政策的影响，需要在经济模型中同时引入大宗商品价格的水平冲击和不确定性冲击。

2. 计量模型与估计结果

根据 Fernandez-Villaverde 等 (2011)、Plante 和 Traum (2012) 与 Born 和 Pfeifer (2014)，令大宗商品价格服从外生给定的一阶自回归过程：

$$\ln Q_t^* = \rho_q \ln Q_{t-1}^* + \exp(\sigma_{qt}) \varepsilon_t^q \quad (1)$$

其中， Q_t^* 是以美元计价的大宗商品实际价格， $\rho_q \in (0, 1)$ 描述大宗商品价格的持续程度， ε_t^q 服从均值为 0，标准差为 1 的白噪声过程。在基准模型中，即使给定价格水平，大宗商品价格也会受到不确定性冲击 σ_{qt} 的影响，服从以下随机过程：

$$\sigma_{qt} = (1 - \rho_\sigma) \sigma_q + \rho_\sigma \sigma_{qt-1} + \eta_\sigma \varepsilon_t^\sigma \quad (2)$$

其中， ε_t^σ 也服从均值为 0，标准差为 1 的白噪声过程。 $\rho_\sigma \in (0, 1)$ 是不确定性冲击的一阶自相关系数。因此，大宗商品价格受到两个冲击的影响，分别是价格水平冲击 ε_t^q 和不确定性冲击 ε_t^σ 。

由于在式 (1) 与 (2) 组成的随机波动模型中存在非线性结构，无法直接用 Kalman 滤波进行估计²。与 Born 和 Pfeifer (2014) 相同，本文也采用序贯重要性再抽样粒子滤波得到样本似然函数，然后将参数先验分布与似然函数结合，使用 Metropolis-Hastings 算法得到待估参数的后验分布。

在随机波动模型中，主要估计 4 个参数： ρ_q 、 ρ_σ 、 σ_q 和 η_σ 。当前研究大宗商品

¹ Fernandez-Villaverde 等 (2011) 将不确定性冲击称为随机波动冲击 (stochastic volatility shock)。所以， σ_q 表示大宗商品价格的平均波动，而 η_σ 则与大宗商品价格的随机波动相关。在时间序列分析中，虽然也可以使用自回归条件异方差 (ARCH) 模型讨论波动率变化对大宗商品价格的影响，但 ARCH 族模型中依然只有一个外生冲击，无法有效区分水平冲击和不确定性冲击。假定大宗商品价格服从形式为 ARCH (1) 的随机过程： $\ln Q_t^* = \rho_q \ln Q_{t-1}^* + u_t$ ， $u_t \sim N(0, \sigma_t^2)$ 。 σ_t^2 表示大宗商品价格的波动随时间变化而变化，满足以下过程： $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2$ 。因此，在 ARCH 模型中，只有外生冲击 u_t 才会改变大宗商品价格，唯一区别在于前一期冲击 u_{t-1} 会改变当期冲击标准差，存在波动率聚集特征。而在随机波动模型中，大宗商品价格受到水平冲击和不确定性冲击的影响。

² 非线性特征主要体现在随机波动冲击对大宗商品价格的影响方式为指数函数。

价格不确定性的文献较少, 假定上述参数的先验分布都为均匀分布(Plante 和 Traum, 2012)。其中, ρ_q 和 ρ_σ 的先验分布都为 $[0,1]$ 区间上的均匀分布, σ_q 的先验分布区间为 $[-20, 20]$, η_σ 的先验分布区间则为 $[0,6]$ 。参数估计结果如表 1 所示。

大宗商品价格的水平冲击和不确定性冲击的持续性程度不同, 水平冲击的季度持续性为 0.8939, 而不确定性冲击持续性只有 0.7021, 意味着上期价格不确定性对当期的边际影响较小。价格水平冲击标准差的平均值为 $\exp(-3.6756) = 0.0253$, 而不确定冲击将使得大宗商品价格标准差上升 $\exp(-3.6756 + 0.2625) = 0.0329$ 。因此, 如果仅考虑大宗商品价格的水平冲击, 则其波动标准差仅为 0.0253, 而在考虑不确定性冲击后, 价格波动标准差上升了 40%, 与大宗商品价格的现实波动更加接近。因此, 为全面刻画大宗商品价格波动对宏观经济周期和货币政策的影响, 需要同时引入大宗商品价格的水平冲击和不确定性冲击。

表 1 参数先验分布与估计¹

参数	先验分布	后验中位数	5%分位数	95%分位数
ρ_q	$U(0,1)$	0.9633	0.9396	0.9803
ρ_σ	$U(0,1)$	0.8888	0.8187	0.9738
σ_q	$U(-20,20)$	-3.6756	-4.1137	-3.4496
η_σ	$U(0,6)$	0.2625	0.1592	0.3626

三、经济模型

本文在 Chang 等(2015)基础上构建了一个包含美元本位特征和大宗商品价格波动的开放经济模型。世界经济由两个国家组成, 其中本国为中国(用 H 表示)、外国为美国(用 F 表示)。中国经济系统包含五类参与者: 代表性家庭、最终品生产商、中间品生产商、政府部门和央行。代表性家庭每期购买最终品用于消费和投资, 前者增加家庭效用, 后者增加资本存量, 向中间品厂商提供劳动获取工资收入, 购买两国债券平滑消费。与此同时, 代表性家庭还从国际商品市场进口大宗商品, 然后出售给国内生产厂商²。最终品厂商将差异化中间品进行加总, 在完全竞争市场销售给两国家庭。中间品厂商需要使用三种生产要素,

¹ 表 1 中 $U(a, b)$ 表示区间 (a, b) 上的均匀分布。

² 需要注意的是, 在美元主导的国际货币体系下, 代表性家庭进口的大宗商品时以美元计价, 需支付美元资产, 而在销售给国内生产厂商时则用人民币计价。

分别是资本、劳动和进口的大宗商品，然后在垄断竞争市场上将产品出售给最终品生产厂商，每期选择价格最大化贴现利润之和，但在调价过程中需要支付一定调价成本。政府在各期保持财政收支平衡。央行选择货币政策进行宏观调控。

1. 代表性家庭

中国代表性家庭的一生贴现效用之和为：

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \chi \frac{N_t^{1+\phi}}{1+\phi} \right] \right\} \quad (3)$$

其中， $\beta \in (0,1)$ 是代表性家庭的主观贴现因子， σ 是风险规避系数， χ 描述了就业给家庭带来的负效用程度， ϕ 表示 Frisch 劳动供给弹性的倒数。 C_t 和 N_t 分别是家庭当期的消费品数量和就业。

代表性家庭的名义预算约束是：

$$\begin{aligned} P_t C_t + B_{Ht} + S_t B_{Ft} + \frac{\theta_b}{2} \left(RER_t b_{Ft} - \overline{RER b_F} \right)^2 P_t + P_t I_t + S_t P_{ot}^* O_t \\ = W_t N_t + R_{kt} K_t + R_{t-1} B_{Ht-1} + S_t R_{t-1}^* B_{Ft-1} + P_{ot} O_t + T_t + \Theta_t \end{aligned} \quad (4)$$

其中， P_t 表示中国消费者价格指数， B_{Ht} 和 B_{Ft} 分别是代表性家庭购买的中国和美国名义债券， S_t 是用直接标价法表示的名义汇率。当 S_t 上升时，人民币贬值，美元升值。 $RER_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t}$ 是根据两国 CPI 计算的实际汇率。 $b_{Ft} = \frac{B_{Ft}}{P_t^*}$ 是以美国 CPI 衡量的实际美元债券。中国家庭在购买美国债券时需要支付资产组合调整成本，调整成本系数 θ_b 和美元实际债券对其稳态值的偏离程度正相关¹。 I_t 是代表性家庭在当期的投资。 P_{ot}^* 和 O_t 分别是大宗商品的美元价格和中国进口大宗商品数量。

中国家庭收入主要包括：工资收入 ($W_t N_t$)、资本租金收入 ($R_{kt} K_t$)、两国债券的本利和收入 ($R_{t-1} B_{Ht-1}$ 和 $S_t R_{t-1}^* B_{Ft-1}$)、向中间品厂商出售大宗商品收入 ($P_{ot} O_t$)、政府给家庭的转移支付 (T_t) 与垄断竞争厂商的利润分红 (Θ_t)²。

式 (4) 两侧同时除以中国 CPI，将名义预算约束转化为实际预算约束：

¹ 在基准模型中，令 \overline{X} 表示经济变量 X_t 的确定性稳态值。

² P_{ot} 是大宗商品的人民币价格，当一价定律成立时， $P_{ot} = S_t P_{ot}^*$ 。但在本文基准模型中，美元本位特征使得上述条件不再成立。

$$\begin{aligned}
C_t + b_{Ht} + RER_t b_{Ft} + \frac{\theta_b}{2} \left(RER_t b_{Ft} - \overline{RER b_F} \right)^2 + I_t + RER_t Q_t^* O_t \\
= w_t N_t + r_{kt} K_t + \frac{R_{t-1}}{\Pi_t} b_{Ht-1} + RER_t \frac{R_{t-1}^*}{\Pi_t^*} b_{Ft-1} + Q_t O_t + \frac{T_t}{P_t} + \frac{\Theta_t}{P_t}
\end{aligned} \quad (5)$$

其中, $b_{Ht} = \frac{B_{Ht}}{P_t}$ 是家庭持有的实际中国债券。 $Q_t = \frac{P_{ot}}{P}$ 和 $Q_t^* = \frac{P_{ot}^*}{P_t^*}$ 分别是用人民币和美元表示的大宗商品实际价格。

在国际贸易中, 几乎所有的大宗商品都以美元进行计价, 同时美元也是主要的贸易结算货币, 导致中国家庭在进口大宗商品时, 存在货币先行约束 (cash in advance), 需要预先持有有一定数量的美元资产, 而且进口大宗商品的数量取决于美债持有量:

$$S_t P_{ot}^* O_t \leq S_t B_{Ft-1} R_{t-1}^* \quad (6)$$

资本存量的运动方程为:

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + I_t \quad (7)$$

其中, δ 是资本折旧率。

令 λ_t 、 $\varphi_t \lambda_t$ 和 η_t 分别表示实际预算约束 (式 (5))、美元本位约束 (式 (6)) 和资本运动方程 (式 (7)) 的拉格朗日乘子, 家庭在上述条件约束下, 选择 $\{C_t, N_t, I_t, K_{t+1}, O_t, b_{Ht}, b_{Ft}\}$ 最大化一生贴现效用之和, 得到一阶条件:

$$\lambda_t = C_t^{-\sigma} \quad (8)$$

$$\chi N_t^\phi C_t^\sigma = w_t \quad (9)$$

$$\lambda_t = \beta E_t \left(\frac{\lambda_{t+1} R_t}{\Pi_{t+1}} \right) \quad (10)$$

$$\lambda_t = \beta E_t [\lambda_{t+1} (1 - \delta + r_{kt+1})] \quad (11)$$

$$1 + \theta_b (RER_t b_{Ft} - \overline{RER b_F}) = \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1} RER_{t+1} R_t^*}{\lambda_t RER_t \Pi_{t+1}^*} (1 + \varphi_{t+1}) \right] \quad (12)$$

$$P_{ot} = S_t P_{ot}^* (1 + \varphi_t) \quad (13)$$

以及横截性条件 $\lim_{t \rightarrow \infty} \beta^t \lambda_t (b_{Ht} + RER_t b_{Ft}) > 0$ 和 $\lim_{t \rightarrow \infty} \beta^t \lambda_t K_{t+1} > 0$ 。式 (8) 表示最优消费时, 实际财富的影子价格等于消费的边际效用。最优劳动供给时, 边际替代率等于实际工资。式 (9) 是家庭的劳动供给方程。式 (10) 是家庭跨期储蓄的欧拉方程, 当期放弃一单位消费的效用损失与将其储蓄后用于下一期消费边际效用的贴现值相等。式 (11) 是最优资本积累方程, $E_t (1 - \delta + r_{kt+1})$ 是当期一单位资本在下一期所带来的实际收益率。在式 (12) 中, 资产组合调整成本和美元结算特征都会改变中国家庭对美国实际债券的需求。

其中，资产组合调整成本系数 θ_b 上升会降低债券需求，而影子价格 φ_{t+1} 越高，意味进口大宗商品的CIA约束越紧，中国家庭会持有更多美国债券。式(13)是中国对大宗商品的进口需求，即使一价定律成立，大宗商品的人民币价格也会内生偏离名义汇率和美元价格的乘积，原因在于美元本位约束的拉氏乘子变动也会改变进口大宗商品的人民币价格¹。

基准模型中代表性家庭能通过以下途径进行跨期储蓄：增加本国国债持有量或在国际金融市场购买外国债券。将式(10)分别与式(12)联立后得到：

$$\theta_b(\mathbf{RER}_t \mathbf{b}_{Ft} - \overline{\mathbf{RER} \mathbf{b}_F}) = \beta E_t \left\{ \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left[\frac{R_t^* \mathbf{RER}_{t+1}}{\Pi_{t+1}^* \mathbf{RER}_t} (\mathbf{1} + \varphi_{t+1}) - \frac{R_t}{\Pi_{t+1}} \right] \right\} \quad (14)$$

在式(14)中，只有当 $\theta_b = 0$ 且 $\varphi_{t+1} = 0$ ，标准无抛补利率平价方程才会成立²。但是在基准模型中，由于存在债券交易成本和美元本位特征，无抛补利率平价理论不再成立。给定其他经济变量，当中国对大宗商品需求减少时，预期大宗商品影子价格 φ_{t+1} 下降，当期实际汇率 \mathbf{RER}_t 随之下降，人民币实际汇率升值。因此在引入美元在大宗商品贸易中的计价货币职能后，中国对大宗商品的需求也会影响人民币汇率。

2. 最终品厂商

中国存在着一个最终品生产厂商，使用常替代弹性技术对无差异化的中间产品进行加总：

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(f)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} df \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (15)$$

其中， $Y_t(f)$ 是第 f 个中间品厂商产出， $\varepsilon > 1$ 表示差异化中间品的替代弹性。根据利润最大化行为，得到最终品厂商对 $Y_t(f)$ 的最优需求为：

$$Y_t(f) = \left[\frac{P_t(f)}{P_t} \right]^{-\varepsilon} Y_t \quad (16)$$

在式(16)中，当 $P_t(f)$ 下降时，最终品厂商对 $Y_t(f)$ 的需求上升。

3. 中间品厂商

中国存在着 $[0,1]$ 区间上的连续统中间品厂商，垄断竞争厂商 f 的生产函数为：

$$Y_t(f) = K_t(f)^{\alpha_k} N_t(f)^{\alpha_n} O_t(f)^{\alpha_o} \quad (17)$$

其中，中间品厂商需要三种投入要素进行生产：资本($K_t(f)$)、劳动($N_t(f)$)和从代表性家庭购买的大宗商品($O_t(f)$)，要素投入比重分别为 α_k 、 α_n 和 α_o ，满足以下条件 $\alpha_k +$

¹ 魏浩和刘佩鑫(2021)指出在中国在国际大宗商品市场的议价能力较低，使得进口大宗商品的加权平均价格高于世界平均水平。根据式(13)可知，美元本位是导致上述现象的重要原因。

² 当 $\theta_b = 0$ 且 $\varphi_{t+1} = 0$ ，根据实际汇率定义能将式(14)改写为： $R_t = R_t^* E_t \left(\frac{S_{t+1}}{S_t} \right)$ ，即标准无抛补利率平价理论成立。

$\alpha_n + \alpha_o = 1$, 意味着生产函数具有规模报酬不变特征。

根据成本最小化行为, 得到中间品厂商的最优要素需求方程为¹:

$$\frac{r_{kt}K_t}{\alpha_k} = \frac{w_tN_t}{\alpha_n} = \frac{Q_tO_t}{\alpha_o} = RMC_tY_t \quad (18)$$

其中, $RMC_t = \alpha_k^{-\alpha_k}\alpha_n^{-\alpha_n}\alpha_o^{-\alpha_o}r_{kt}^{\alpha_k}w_t^{\alpha_n}q_t^{\alpha_o}$ 是相对于 CPI 的实际边际成本。中间品厂商 f 在 t 期选择价格最大化贴现利润之和, 但需要支付二次调价成本 (Rotemberg, 1982):

$$E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \frac{\lambda_t}{\lambda_0} \left[\left((1+\tau) \frac{P_t(f)}{P_t} - RMC_t \right) Y_t(f) - \frac{\theta_p}{2} \left(\frac{P_t(f)}{P_{t-1}(f)} - 1 \right)^2 P_t Y_t \right] \right\} \quad (19)$$

在式 (19) 中, τ 是政府部门对中间品厂商的价格补贴, 用于消除垄断竞争所导致的产出不足, 使得稳态时的产出能够实现帕累托最优水平。厂商 f 需要支付的调价成本与系数 θ_p 和调价幅度正相关, 因此 θ_p 在一定程度上衡量了中间品厂商的价格黏性程度。在给定产出需求的约束 (式 (16)) 下, 中间品厂商的最优调价方程:

$$\theta_p (\Pi_t - 1) \Pi_t = \left[(1-\varepsilon)(1+\tau) + \varepsilon RMC_t \right] + \theta_p \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} (\Pi_{t+1} - 1) \Pi_t \frac{Y_{t+1}}{Y_t} \right] \quad (20)$$

当 $\theta_p = 0$ 时, 中间品厂商调价不需要支付任何成本, 经济系统退化到灵活价格情形, 实际边际成本满足: $RMC_t = (1-\varepsilon)(1+\tau)/\varepsilon$ 。

4. 政府部门与央行

政府部门的财政收支平衡式为:

$$B_{Ht} = R_{t-1} B_{Ht-1} + T_t + \tau P Y_t \quad (21)$$

其中, 政府部门在 t 期通过发行无风险债券进行融资, 而政府支出主要包括向家庭支付的上期债券的本利和、给家庭的转移支付和对中间品厂商的价格补贴。

中国央行根据泰勒规则调控基准利率:

$$\ln \left(\frac{R_t}{R} \right) = \rho_r \ln \left(\frac{R_{t-1}}{R} \right) + (1-\rho_r) \left[\phi_\pi \ln \left(\frac{\Pi_t}{\Pi} \right) + \phi_y \ln \left(\frac{Y_t}{Y} \right) \right] \quad (22)$$

其中, $\rho_r \in (0,1)$ 是利率平滑因子, ϕ_π 和 ϕ_y 分别表示名义利率对 CPI 通胀和产出的政策反应系数。

5. 市场出清条件和美债运动方程

¹ 在对称均衡时, 所有中间品厂商的要素需求完全相同, 所以在式 (18) 中省略了厂商标记 f 。

中国产出的市场出清条件为：

$$Y_t = C_t + I_t + X_t + \frac{\theta_p}{2} (\Pi_t - 1)^2 Y_t - RER_t Q_t^* O_t \quad (23)$$

其中， X_t 是中国产品总出口，与实际汇率 RER_t 和美国家庭消费 C_t^* 之间具有以下关系：

$$X_t = RER_t^\gamma C_t^* \quad (24)$$

在式（24）中， $\gamma > 1$ 是中国产品的出口需求弹性。劳动力市场出清条件为 $N_t = \int_0^1 N_t(f)df$ ，表明代表性家庭的劳动供给等于所有中间品厂商的劳动需求。

将家庭预算约束条件、中间品厂商的利润函数、政府财政平衡式和中国产品市场出清条件联立，得到中国家庭持有美国实际债券的运动方程为：

$$RER_t b_{Ft} + \frac{\theta_b}{2} \left(RER_t b_{Ft} - \overline{RER b_{Ft}} \right)^2 = RER_t \frac{R_{t-1}^*}{\Pi_t^*} b_{Ft-1} + RER_t^\gamma C_t^* - RER_t Q_t^* O_t \quad (25)$$

外债数量与中国出口正相关，而大宗商品进口数量的增加会恶化经常账户，减少积累的外债数量。

6. 参数赋值

已有大量文献基于 DSGE 模型研究了中国的经济波动与货币政策选择，因此本文主要根据实际经济数据或者现有文献对参数进行校准。代表性家庭的主观贴现因子取值为 0.997，表明年化名义利率稳态值为 3.6%，风险规避系数取值为 2，Frisch 劳动供给弹性倒数为 1。家庭在购买美国债券时需要支付的资产组合调整成本系数为 0.015，与 Benigno（2009）的取值 0.01 较为接近。就中间品厂商而言，差异化中间品的替代弹性为 5，表明稳态下的价格加成为 20%左右。令调价成本系数为 118.2266，意味着中间品厂商平均每半年调价一次，与黄志刚和郭桂霞（2016）估计的调价周期一致。

现有文献已对资本存量在我国生产函数中的要素投入比重进行了广泛研究，参数估计范围为[0.4478, 0.784]。例如郭庆旺和贾俊雪（2005）基于 1979 年—2004 年的数据，测算得到资本要素的投入 0.784，许志伟和林仁文（2011）在引入可变资本利用率后发现要素投入比重为 0.4478，全冰（2017）基于 2016 年《中国统计年鉴》计算结果为 0.43。本文令 $\alpha_k = 0.43$ 。根据陈昌兵（2014），令就业的要素投入比例为 0.41，计算得到大宗商品的要素投入比例是 0.17 左右¹。根据 Chang 等（2015），中国产品的出口需求弹性 γ 为 1.5，计算得到净出口在

¹ Baskaya 等（2013）认为在澳大利亚等国家的大宗商品的要素投入份额为 0.6%左右，考虑到我国已成为世

总产出中的比重为 13.3%，与 2020 年数值（14.03%）较为接近。

四、数值模拟与政策分析

本节首先借助脉冲响应函数，讨论了当大宗商品价格发生不确定性冲击时，产出、消费和投资等宏观经济变量波动与传统开放经济相比有哪些区别¹。然后分析美元本位如何改变央行的最优货币政策权衡与社会福利水平，并厘清导致上述差异的经济机制。由于多数国家央行都根据泰勒规则调整名义利率，最后也讨论了美元本位对最优货币政策规则的影响，从而能够为央行的货币政策实践提供一定借鉴。

1. 脉冲响应函数分析

图 2 展示了当大宗商品价格发生不确定性冲击时，产出和消费等变量的波动性质。不确定性上升时，代表性家庭一方面会减少当前消费，总产出下降，另一方面预防性储蓄动机上升，增加劳动供给和总产出。这两种效应相对大小取决于价格黏性。Basu 和 Bundick (2017) 指出当价格完全灵活时，预防性储蓄动机占优，总产出上升。因此，当经济中不存在美元本位时，家庭消费下降，为降低未来收入风险，劳动供给上升。与此同时，劳动供给上升增加了资本存量的大宗商品的边际产出，生产厂商对资本存量的大宗商品的需求上升，投资、进口大宗商品数量和总产出增加。由于人民币资产也能够用于大宗商品结算，中国家庭不需要为了购买大宗商品而预先持有美元资产，所以进口大宗商品数量增加，中国经常账户恶化，美债持有量也下降。在国际金融市场上，对美债需求下降，人民币升值。

与不存在美元本位特征的经济相比，基准模型中经济变量的波动存在明显差异。例如，美债数量和实际汇率的波动方向相反，而其他经济变量波动方向虽然与不存在美元本位相同，但在波动幅度上却存在显著区别。在预防性就业增幅接近的情形下，产出和投资上升幅度更低，而消费下降程度更加明显。这是因为就业上升增加了大宗商品的边际产出，以及生产厂商对进口大宗商品的需求，但在美元本位下，中国为进口大宗商品需要积累相应数量美元债券，所以持有美债数量小幅上升，对美债需求也推升了美元的实际汇率，最终大宗商品进口数量的增长幅度远低于不存在美元本位的情形。而且投资和购买美债之间存在替代关系。当家庭为进口大宗商品持有更多美债时，必然会抑制投资、资本存量和总产出的增长幅度，家

界工厂，所以大宗商品投入份额应不低于 0.6%。柳明和宋潇（2013）指出石油在生产函数中的投入比重为 19%，与本文赋值非常一致。

¹ 在垄断竞争扭曲被价格补贴消除后，经济系统中存在价格黏性和美元本位两种扭曲。但由于已有大量文献讨论了价格黏性对开放货币政策选择的影响，所以本文主要关注美元本位对冲击传导机制的作用。在进行不确定性冲击的脉冲响应分析时，假定经济中只存在美元本位，而价格完全灵活。

庭消费也进一步减少。因此，当前以美元本位为主的国际货币体系必然增加中国家庭的对外储蓄，降低了国内投资和资本积累，预防性储蓄和消费都明显下降，产出的上升幅度随之减少。在美元本位下，人民币之所以贬值是因为大宗商品以美元结算，随着进口大宗商品数量的上升，家庭增加了对美债的需求，导致人民币贬值。

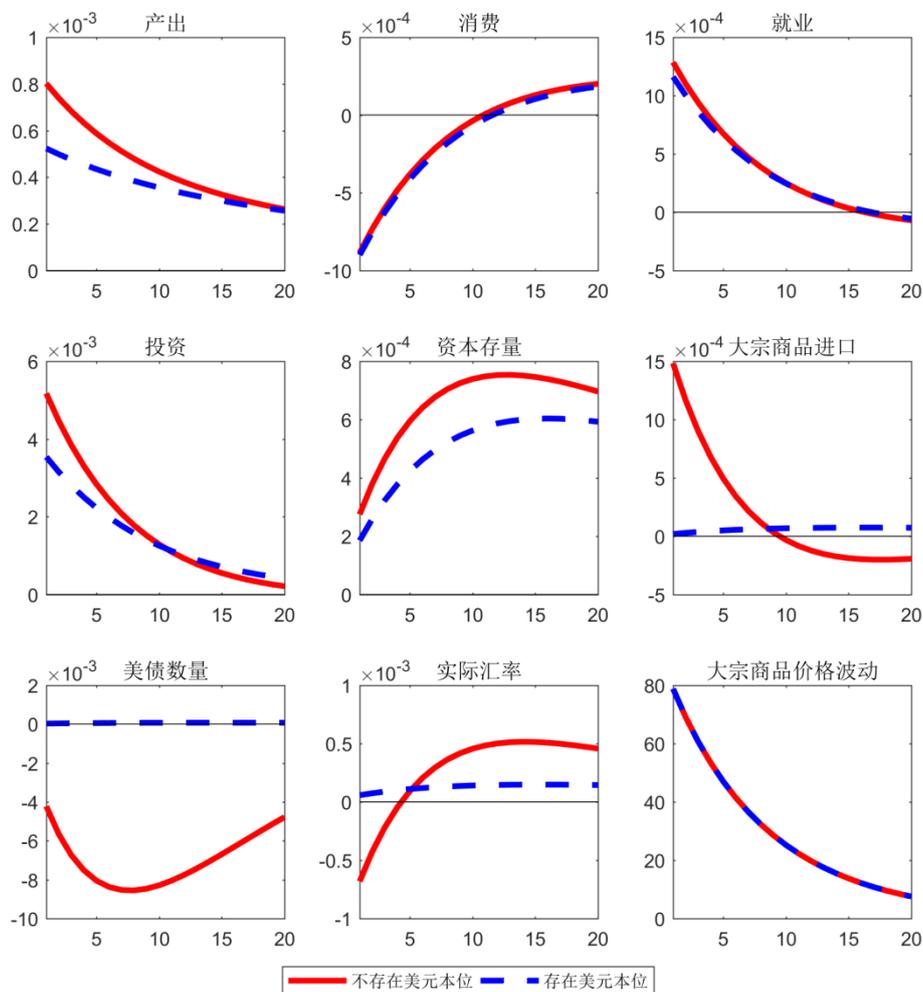


图 2 灵活价格下，大宗商品价格不确定性冲击的脉冲响应函数

虽然灵活价格能够很清晰展示美元本位的影响，但图 2 表明，大宗商品价格不确定性波动上升，预防性储蓄和就业的增加，反而有助于推动经济繁荣（除家庭消费），显然背离了现实经济特征。Basu 和 Bundick（2017）指出引入价格黏性能解决上述问题。因此有必要讨论价格黏性下，美元本位特征对经济波动的影响，脉冲响应函数如图 3 所示。与 Basu 和 Bundick（2017）在封闭经济中的结论一致，在引入价格黏性后，不确定性上升显著增加了经济的衰退程度，例如产出、消费、就业、大宗商品进口都大幅下降。

在价格黏性模型中, 生产厂商的边际成本加成逆周期调整¹。当大宗商品价格不确定性上升时, 家庭预防性储蓄和劳动供给上升, 消费下降。但在新凯恩斯经济模型中, 需求决定产出, 所以家庭消费下降时, 生产厂商产品需求减少, 进而降低了对资本、就业和大宗商品等生产要素的需求, 产品价格随之下降。由于资本积累和持有美元债券存在替代关系, 使得当投资下降时, 家庭持有的美债数量增加。

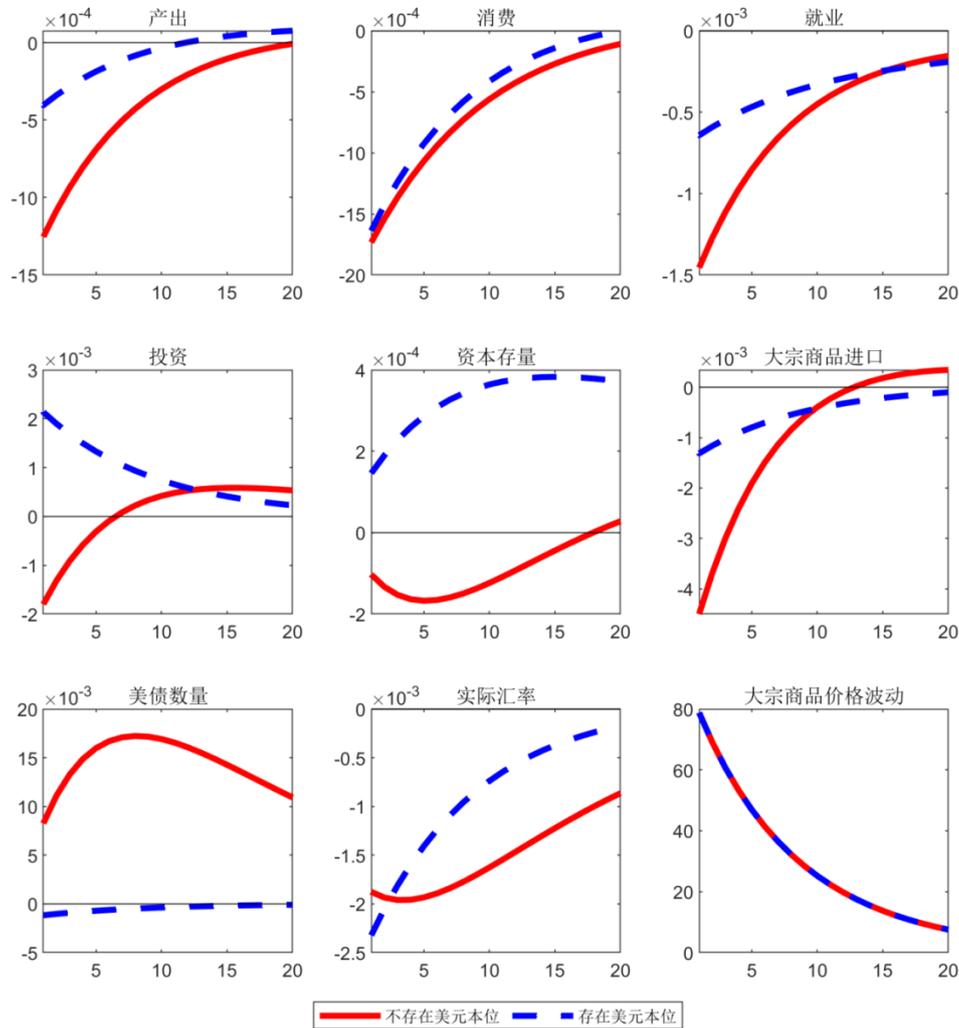


图 3 黏性价格下, 大宗商品价格不确定性冲击的脉冲响应函数

在美元本位下, 积累外汇储备的主要目的用于支付大宗商品进口, 导致当不确定性上升降低中国大宗商品进口时, 实际美元债券持有量也随之下降, 与传统开放经济相反。当中国对外投资下降时, 国内投资和资本存量上升, 中国生产厂商增加了对就业和大宗商品的相对需求。所以, 产出、消费、就业和大宗商品的下降幅度都低于传统经济, 对美债需求的下降, 叠加大宗商品价格的下降, 人民币实际汇率升值幅度上升。

¹ 在灵活价格模型中, 生产厂商的边际成本加成为常数。如果价格补贴满足 $\tau = (\varepsilon - 1)^{-1}$, 此时的实际边际成本为 1。

2. 最优货币政策选择

在新凯恩斯经济模型中，保持价格水平稳定是货币政策的重要目标。因此，厘清大宗商品价格不确定性冲击影响价格的机制，有助于分析央行的最优货币政策权衡。Basu 和 Bundric (2017)指出当经济系统中存在价格黏性时，不确定性上升会使得家庭减少消费，降低投资、就业和产出，价格水平也随之下降。与此同时，作为重要的生产要素，大宗商品价格不确定性上升也会通过预防性调价动机，推升厂商期望价格水平，总需求和均衡时的价格水平进一步下降¹。

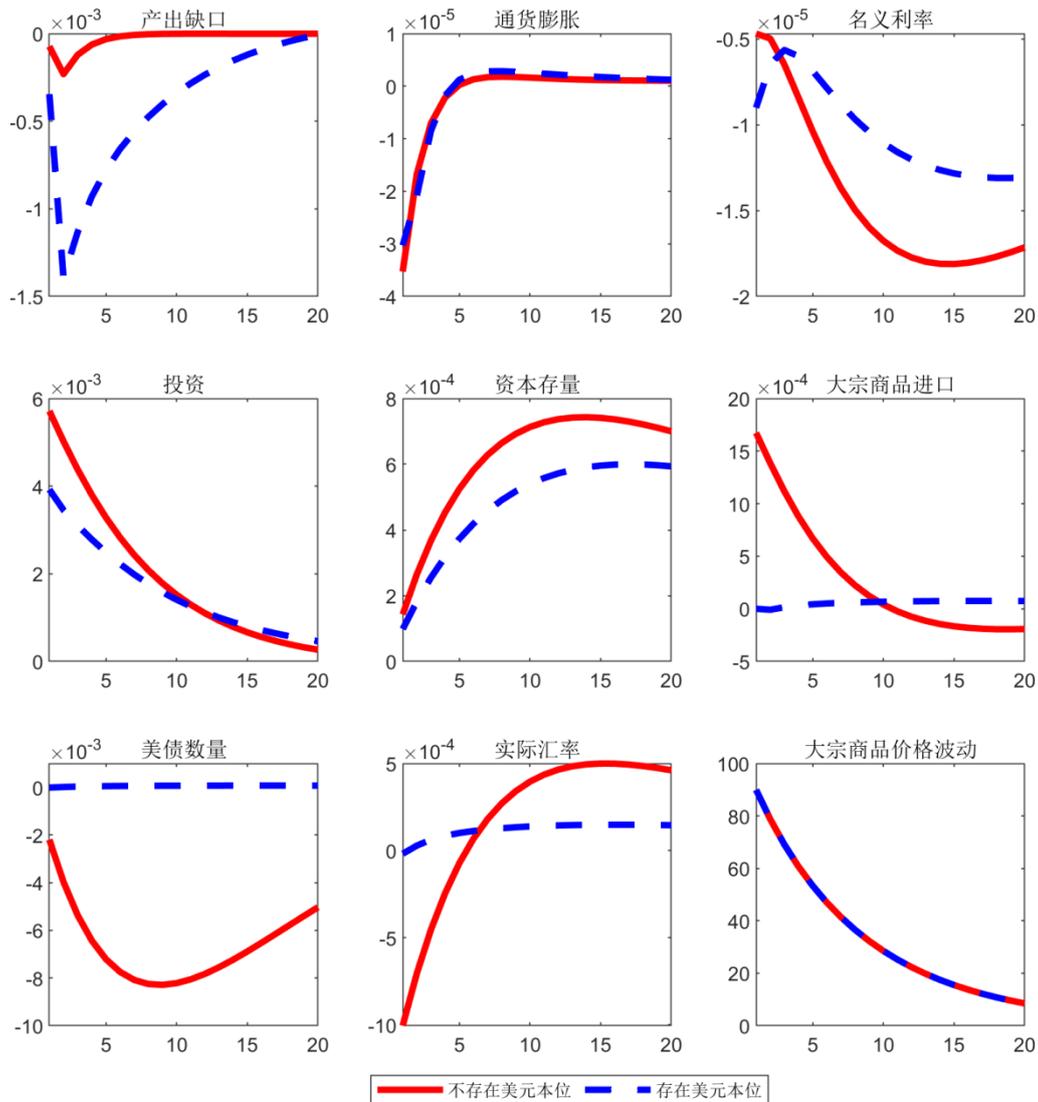


图 4 大宗商品价格波动与最优货币政策权衡

¹ 社会福利 $Welf_t$ 的递归表达式为： $Welf_t = \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \chi \frac{N_t^{1+\phi}}{1+\phi} \right) + \beta E_t(Welf_{t+1})$ 。最优货币政策是指央行在经济均衡条件的约束下，选择名义利率最大化代表性家庭的一生贴现效用之和（式（3）），也将最优货币政策称为 Ramsey 货币政策（Faia, 2009）。

图 4 展示了大宗商品价格不确定性冲击下, 央行采用最优货币政策时主要经济变量的波动性质。为便于对比, 本文同时分析了存在美元本位与不存在美元本位两种情形。无论开放经济系统中是否存在美元本位, 最优货币政策都无法同时稳定价格水平和产出, 而是需要在二者之间进行权衡¹。

Cho 等 (2021) 在封闭经济中发现, 当经济系统受到生产技术的的生产不确定性冲击时, 最优货币政策能够同时稳定价格水平和消除产出缺口。但在本文基准模型中, 外生冲击表现为大宗商品价格的不确定性冲击, 影响了本国厂商对大宗商品的投入需求和实际汇率变动。在图 4 中, 如果央行实施更为宽松的货币政策, 进一步降低名义利率, 虽然能从需求端推升家庭消费需求, 并通过本币贬值增加产品出口需求, 但在生产端却存在以下三种效应: (1) 在给定实际工资的条件下, 家庭消费上升增加了边际替代率, 减少了劳动供给; (2) 家庭消费上升挤出了投资和资本积累; (3) 本币贬值推升了大宗商品的进口成本, 这三种效应都会使得厂商减少要素投入, 产出下降。反之, 当央行增加利率, 本币升值时, 虽然产出会增加, 但家庭消费需求和出口需求都会下降。因此, 在基准模型中, 央行无法在稳定价格水平的同时, 消除产出缺口。

在不包含美元本位的经济模型中, 当大宗商品价格不确定性上升时, 央行执行了扩张性的货币政策, 降低投资的机会成本, 资本存量增加。进口大宗商品数量上升, 经常账户恶化, 持有的美债数量明显减少, 导致人民币实际汇率升值, 中国产品的出口需求下降, 进口大宗商品的人民币价格更低²。由于家庭的预防性就业上升, 实际工资减少, 边际成本加成逆周期变动, CPI 通胀下降。

在美元本位下, 进口大宗商品数量依赖于持有的美元债券数量。因此, 当预防性就业和资本存量上升, 增加大宗商品的边际产出时, 中国需要在国际金融市场中增持美元债券数量, 一方面挤出了家庭的资本投资, 资本存量上升幅度低于不存在美元本位的情形, 另一方面对美债需求增加, 人民币贬值, 出口需求上升, 产出增加, 但增幅远低于不存在美元本位的情形。资本存量、就业和大宗商品等要素供给的相对下降, 在一定程度上推升 CPI 通胀。

对比发现, 美元本位特征改变了央行的最优货币政策权衡。在基准模型中, 央行更倾向

¹ 产出缺口 \tilde{y}_t 定义为基准模型中的产出 y_t 对其有效配置 Y_t^n 的偏离, 对数线性化后为 $\tilde{y}_t = y_t - y_t^n$ 。有效配置则指当开放经济中既不存在价格黏性, 也没有美元本位特征时的资源配置水平。在新凯恩斯经济中, 社会福利函数通常能够表示为通货膨胀和产出缺口的平方和, 所以图 4 也展示了产出缺口和通胀的脉冲响应函数, 观察发现产出缺口下降, 意味着产出低于其自然率水平。与此同时, 通胀下降表明需求不足, 不确定性冲击增加了经济衰退的压力。

² 当经济中不存在美元本位时, 人民币资产也可以用于大宗商品。所以, 虽然持有的美债数量下降, 但大宗商品进口数量依然上升。

于稳定价格水平，增加产出缺口变动¹。反之，在传统开放经济中，产出缺口更接近于有效配置水平，但价格水平的波动率显著上升。

3.人民币国际化与社会福利

美元本位特征显著改变了大宗商品不确定性冲击对我国货币政策的影响。那么，随着各种以人民币结算为主要特征的大宗商品期货的不断推出，人民币国际流动性的逐步上升，最优货币政策下的社会福利是否能够随之改进，本文从大宗商品价格不确定性冲击的角度进行了回答。

图5考虑了两种情形：（1）当人民币能够用于国际贸易的支付和结算时，即不存在美元本位特征，用于模拟人民币已实现国际化的情形；（2）存在美元本位特征的经济，我国在购买大宗商品时，只能使用美元资产时行支付结算。观察发现，当大宗商品价格的不确定性上升时，不存在美元本位情形下的社会福利波动幅度更低，意味着人民币国际化程度上升能够消除不对称货币体系对国际金融市场的扭曲，有助于增加最优货币政策下的社会福利。数值模拟结果表明，基准模型中，社会福利的随机稳态值为-57.2435，而人民币国际化后，这一数值上升了0.02%。

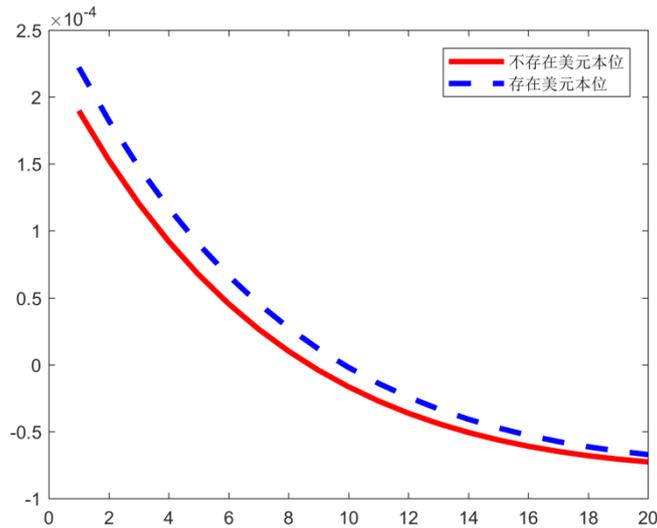


图5 最优货币政策下，社会福利的脉冲响应函数

五、结论

国际大宗商品价格的剧烈波动给各国经济发展带来了巨大挑战。由于我国是世界主要的大宗商品需求国，如何有效应对大宗商品价格波动的潜在风险，保持经济稳定有序发展，成

¹ 虽然与不存在美元本位的传统模型相比，产出缺口波动增加会恶化社会福利，但通货膨胀幅度的相对下降却能够改进福利，与新凯恩斯模型中通胀是福利损失重要来源的结论一致。因此，国际货币体系中的美元本位特征使得央行更偏好于稳定价格水平。

为我国政策制订部门需解决的重要问题。

为此, 本文首先使用随机波动模型, 实证分析了大宗商品价格的随机波动性质, 估计结果表明, 除水平冲击外, 不确定性冲击也是导致大宗商品价格波动的重要因素, 使其价格波动率上升了 40%。由于美元计价与结算也是大宗商品市场的重要特征。所以, 本文构建了一个包含美元本位和大宗商品价格不确定性冲击的开放经济模型, 探究了央行的最优货币政策及社会福利。

结果表明: (1) 美元本位改变了大宗商品不确定性冲击下央行的货币政策选择。在美元本位下, 央行需要执行更为宽松的货币政策, 稳定价格水平, 降低实际利率, 增加投资、就业和产出。与不存在美元本位经济相比, 大宗商品价格不确定性上升时, 产出、消费、投资和就业的衰退幅度更大。(2) 对比发现, 人民币国际化程度的上升, 能够抑制大宗商品价格不确定性冲击对我国经济的影响, 改进社会福利。

因此, 在全面提高对外开放水平, 形成对外开放新格局的背景下, 本文的研究结论能够提供以下政策建议: 首先, 央行在制订货币政策时, 需要关注国际大宗商品市场的特征事实, 包括人民币资产在大宗商品交易中的支付比例, 以及大宗商品价格的随机波动性质, 据此灵活调整通胀和产出变动的政策反应系数。其次, 为有效抑制大宗商品价格波动对我国经济的影响, 央行应多措并举, 在调整货币政策的同时, 推出更多以人民币计价和结算为标志的大宗商品期货, 稳慎地推动人民币国际化, 改进社会福利。

【参考文献】

- [1] Baskaya Y.S., T. Hulagu, H. Kucuk. Oil Price Uncertainty in a Small Open Economy[J]. IMF Economic Review, 2013, 61:168-198.
- [2] Basu S., B. Bundick. Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand[J]. Econometrica, 2017, 85(3):937-958.
- [3] Benigno P. Price Stability with Imperfect Financial Integration[J]. Journal of Money Credit and Banking, 2009, 41:121-149.
- [4] Berger, D., I. Dew-Becker, S. Gilio. Uncertainty Shocks as Second-Moment News Shocks[J]. Review of Economic Studies, 2020, 87(1):47-76.
- [5] Bloom N. The Impact of Uncertainty Shocks[J]. Econometrica, 2009, 77:623-685.
- [6] Bodenstein M., C. Erceg, L. Guerrieri. Oil Shocks and External Adjustment[J]. Journal of International Economics, 2011, 83(1):168-184.
- [7] Bodenstein M., L. Guerrieri, C. J. Gust. Oil Shocks and the Zero Bound on Nominal Interest Rates[J]. Journal of International Money and Finance, 2013, 32:941-967.
- [8] Born B., J. Pfeifer. Policy Risk and the Business Cycle[J]. Journal of Monetary Economics, 2014, 68:68-85.
- [9] Caldara D., M. Iacoviello, P. Molligo, A. Prestipino, A. Raffo. The Economic Effects of Trade Policy Uncertainty[J]. Journal of Monetary Economics, 2020, 109:38-59.
- [10] Chang C., Z. Liu, M. Spiegel. Capital Controls and Optimal Chinese Monetary Policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2015, 74:1-15.
- [11] Cho D., Y.S. Han, Js Oh, A.R. Picco. Uncertainty Shocks, Precautionary Pricing and Optimal Monetary Policy[J]. Journal of Macroeconomics, 2021, 69:1-9.
- [12] Devereux M., K. Shi, J.Y. Xu. Oil Currency and the Dollar Standard: A Simple Analytical Model of an International Trade Currency[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2010, 42(4):521-550.
- [13] Engel C. Currency Misalignment and Optimal Monetary Policy: A Reexamination[J]. American Economic Review, 2011, 101(6):2796-2822.
- [14] Faia E. Ramsey Monetary Policy with Labor Market Frictions[J]. Journal of Monetary Economics, 2009, 56(4):570-581.
- [15] Fernandez-Villaverde J., P. Guerron-Quintana, K. Kuester, J. Rubio-Ramirez. Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity[J]. American Economic Review, 2015, 185:216-229.
- [16] Fernandez-Villaverde J., P. Guerron-Quintana, J. F. Rubio-Ramirez, M. Uribe. Risk Matters: The Real Effects of Volatility Shocks[J]. American Economic Review, 2011, 101:2530-2561.
- [17] Goldberg L., C. Tille. Vehicle Currency Use in International Trade[J], Journal of International Economics, 2008, 78:177-192.
- [18] Hamilton J. Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08[J]. Brooking Papers on Economic Activity, 2009, 40:215-283.
- [19] Plante, D. Michael, Traum, Nora. Time-Varying Oil Price Volatility and Macroeconomic Aggregates[R]. Center for Applied Economics and Policy Research Working Paper, 2012.
- [20] Rotemberg, J. Sticky Prices in the United States[J]. Journal of Political Economy, 1982, 90(6): 1187-1211.
- [21] Schmitt-Grohe S., M. Uribe. Foreign Demand for Domestic Currency and the Optimal Rate of Inflation[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2012, 44(6):1207-1224.

- [22] Tram T. D. The Macroeconomic Effects of Commodity Price Uncertainty[R]. CAMA Working Paper, 2021.
- [23] Triantafyllou A., D. Bakas, M. Ioakimidis. Commodity Price Uncertainty as a Leading Indicator of Economic Activity[R]. Rimi Centre For Economic Analysis, Working Paper series, 2019.
- [24] 陈昌兵. 可变折旧率估计及资本存量测算[J]. 经济研究,2014(12):72-85.
- [25] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国全要素生产率的估算: 1979-2004[J]. 经济研究,2005(6):51-60.
- [26] 韩立岩, 尹力博. 投机行为还是实际需求? ——国际大宗商品价格影响因素的广义视角分析[J]. 经济研究,2012(12):83-96.
- [27] 黄志刚, 郭桂霞. 资本账户开放与利率市场化次序对宏观经济稳定性的影响[J]. 世界经济, 2016(9): 3-27.
- [28] 刘凯. 加征关税如何影响美国贸易逆差及全球福利—基于美元本位下两国动态一般均衡框架的分析[J]. 金融研究,2020(12):56-74.
- [29] 刘建, 蒋殿春. 国际原油价格冲击对我国经济的影响—基于结构 VAR 模型的经验分析[J]. 世界经济研究, 2009(10):33-38+67+88.
- [30] 柳明, 宋潇. 石油价格波动对中国宏观经济的影响—基于 DSGE 模型的分析[J]. 南开经济研究,2013(6):74-96.
- [31] 李宏瑾, 苏乃芳. 数量规则还是利率规则? —我国转型时期量价混合型货币规则的理论基础[J]. 金融研究,2020(10):38-54.
- [32] 龙少波, 厉克奥博, 常靖. 开放条件下国内大宗商品价格影响模型与货币政策的非对称效应—基于开放套利模型与非对称自回归分布滞后模型[J]. 国际金融研究, 2019(11):12-23.
- [33] 仝冰. 混频数据、投资冲击与中国宏观经济波动[J]. 经济研究,2017(6):60-76.
- [34] 魏浩, 刘佩鑫. 中国大宗商品进口价格过快上涨的原因、影响与对策[J]. 改革,2021(12):81-93.
- [35] 许志伟,林仁文. 我国总量生产函数的贝叶斯估计—基于动态随机一般均衡的视[J]. 世界经济文汇,2011(2):87-102.

Commodity Price Uncertainty Shocks and Open Monetary Policy

---An Analysis Basing on Dollar Standard DSGE model

Shi Feng , Song Xiaoling , Xun Yufei

Abstract: With the increase in the degree of foreign dependence of commodities, investigating the transmission mechanisms of their price changes on China's economy has become an important issue to be addressed. Thus, we conducts the following studies: (1) basing on a stochastic volatility model, we empirically estimate the level and uncertainty shocks to commodity prices, and find that commodity prices are characterized by significant uncertainty (stochastic volatility); (2) we construct an open economy model featuring the dollar standard and commodity price uncertainty shocks, and analyze the optimal monetary policy choices of the central bank. In contrast to traditional open economy without dollar standard, the central bank should implement a more expansionary monetary policy to increase households' precautionary savings and

employment incentives, so as to increase aggregate demand and stabilize prices compared to the absence of a dollar standard. The loss of social welfare is negatively correlated with the internationalization of the RMB. Therefore, the introduction of more commodity futures with RMB denomination and settlement can reduce the spillover effects of commodity price uncertainty shocks on our economy and improve social welfare.

Keywords : Dollar Standard ; Commodity Price Stochastic Volatility ; Uncertainty Shocks ; Precautionary Savings ; The Optimal Monetary Policy

汇率弹性弱化的一个解释：价值链位置视角¹

印梅²钱燕³

【摘要】文章基于产业层面利用多重全球价值链位置指标论证了全球价值链位置对出口汇率弹性的影响。研究表明,汇率对出口依然富有弹性,反映了汇率对出口竞争力的影响依然不容忽视,然而多角度检验结果均支持全球价值链位置的攀升将弱化出口汇率弹性的结论,这一点在低技术产业出口以及向高收入经济体的出口中体现得尤为明显。分阶段看,全球价值链位置对汇率弹性的影响并不均衡,高阶阶段的价值链位置提升对汇率弹性的弱化强度更高。因此,促进我国出口产业的全球价值链位置向高端攀升尤其是提升与发达国家之间联系产业的全球价值链位置能有效弥补产业结构调整不足而弱化汇率变动对出口的冲击。

【关键词】全球价值链位置; 汇率; 出口; 弹性

进入牙买加体系以来,世界上越来越多的汇率安排由固定逐渐倾向于浮动。汇率变动对外部均衡以及货币政策的有效性都有重要的影响,因此汇率变动的效应也一直受到各国学者和政府部门的重视。近几十年来,随着国际投资迅猛发展,产品的生产阶段被跨国公司分割成一个个相对独立的环节分散在各个国家,从波音飞机到耐克鞋,这种全球价值链活动已经非常普遍。生产模式以及贸易生态的改变是否以及如何改变汇率的作用方式及其作用效果呢,事实上有关方面的研究已经兴起。无论是落脚于汇率变动对价格的传递(Amiti 等,2014; Hagemeyer 等,2020),还是中间品进口对企业出口汇率弹性影响的微观分析(Berman 等,2012; 韩剑等,2017),亦或是基于增加值分解的外国增加值率影响出口汇率弹性的宏观分析(Tan 等,2019),其研究主要还是围绕全球价值链参与度的影响进行解读,然而随着全球分工的不断深入,更加值得重视的是全球价值链位置而不仅是全球价值链参与度。全球价值链的位置不仅关乎国际分工利得,一定程度上也决定了一国在全球价值链治理中的话语权(Gereffi 等,2005; 唐宜红和张鹏杨,2018),而且对我国而言,在经济高质量发展的阶段也将更加注重价值链位置的攀升。因此,在人民币汇率逐步走向自由浮动的过程中,全球价值链位置对汇率变动后的贸易效应存在怎样的影响是值得深究的话题,毕竟如Kang和Dagli(2018)所强调的那样,汇率政策有效性是决定一国对外地位的关键宏观因素,正确认识

¹ 原文刊载于《世界经济研究》2022年第8期

² 印梅, 南通大学副教授

³ 钱燕, 南京大学博士后

汇率与贸易之间的关系对经济政策的制定有着重要的意义(Ollivaud 等,2015)。

一、文献综述

从全球化生产方式视角研究汇率传递效率问题为经久不衰的汇率不完全传递研究开辟了新的思路。目前,无论是微观层面还是宏观层面的研究,其研究主要还是停留在全球价值链参与度对汇率传递效率的影响上。其中部分区分了全球价值链参与方向的研究发现,上游供应商对下游厂商汇率变动的价格效应或出口效应的影响均强于下游对上游的影响(Amiti 等,2014; Ahmed 等,2016; Hagemeyer 等,2020),这表明在同等其他条件下,下游部门出口相关变量受汇率变动的影响要弱于上游部门,其原因是上游对下游汇率传递的影响是直接的,而对下游的影响是间接的竞争效应(印梅和张艳艳,2019)。Riad 等(2012)结合局部均衡方法和投入产出表分析了全球贸易中关键参与者的贸易流对相对价格变化(汇率变动)的反应,发现相对价格变动对中国出口的影响较小;比较而言,相对价格变动对日本出口的影响较大。他们的观点是,中国处于全球价值链相对下游的位置,可以缓冲相对价格变化对进出口的影响,而日本受到的影响大不仅是因为日本在供应链中的上游地位,而且还因为日本出口中含有大量价格敏感性高的产品,例如的汽车和运输设备等。可见,Riad 等(2012)的解释与上述区分参与方向的研究在本质上是一致的,都是基于上下游在全球价值链参与度上的对比关系,因此得到的结论也相仿。同时,他们的研究也反映了价值链位置对汇率变动后出口效应的影响还会因国别而异,因出口产品结构不同而不同。

基于上下游全球价值链参与度对比的研究结论显然不足以支撑全球价值链位置与汇率变动后贸易效应的关系。Bang 和 Park(2018)采用了Koopman(2010)的全球价值链地位指数作为参与度的替代变量参与实证检验时发现,韩国地位指数和有效汇率交叉项的估计结果均显著,而中日的检验结果均不显著。然而此方法的问题是显而易见的,Koopman 地位指数可正可负,对汇率弹性影响是加强还是弱化需要考虑地位指数符号的变化。宁密密和綦建红(2020)规避了指标的符号问题,运用全球价值链上游度指标研究了我国企业的全球价值链位置与汇率变动对出口量及出口价格传递效应的关系,得出了企业上游度提高将增强价格弹性、弱化量弹性的结论,但汇率变动对出口价格与出口量影响方向一致的结果则值得进一步检验。

综上,全球价值链位置与汇率变动效应的相关研究仍处于初步阶段,本文将在已有研究的基础上利用多重全球价值链位置指标对汇率与出口额的汇率弹性关系进行多维论证。本文

的边际贡献在于:从理论上厘清为何基于上下游的研究与直接采用位置指标的研究得出了看似截然相反的结论;推导了全球价值链位置与汇率变动后出口效应的关系,并采用产业层面的三维数据进行了多角度论证,探讨了全球价值链位置对出口汇率弹性影响的产业异质性、出口方向异质性、价值链位置阶段异质性,进一步深化对全球价值链背景下汇率与出口关系的理解。

二、理论分析

构建只有本国和外国的简单模型,两国均在某环节生产 A 产品,不同产地的 A 之间具有一定的替代关系,本国的产品向外国出口,两国之间存在竞争。在不影响问题分析的前提下,忽略本国对 A 的需求。外国消费者的效用函数参考了 Dixit(1979)的二次效用函数:

$$U = m + \alpha_d x_d + \alpha_f x_f - b \frac{x_d^2 + x_f^2 + 2x_d x_f}{2} \quad (1)$$

其中 m 为价格标准化为 1 的其他消费品, x_d 为本国生产并出口的量, x_f 为外国生产并销售的量。外国消费者在购买产品 A 的收入约束下,通过合理配比 x_d 和 x_f 以实现最大化效用,此时可得:

$$\begin{cases} p_{fd} = \frac{\partial U}{\partial x_d} = \alpha_d - b(x_d + x_f) \\ p_{ff} = \frac{\partial U}{\partial x_f} = \alpha_f - b(x_d + x_f) \end{cases} \quad (2)$$

p_{fd} 、 $p_{ff} (> 0)$ 分别表示本国产品以外币表示的市场价格和外国产品以外币表示的市场价格, α_d 、 $\alpha_f (> 0)$ 表示两国在制定市场价格时的非产量因素, $b (> 0)$ 表示产品需求上的价格敏感性。

另外,对两国企业的生产行为方面再做如下限定:其一,以古诺双寡头模型作为两国企业生产行为的决策模型,在视对方生产量既定情况下通过选择自己的产量来实现利润最大化目标。其二,忽略供给约束,忽略仅因 A 需求的变化导致的相关中间投入价格的调整,中间投入的进口价格包含了贸易成本。其三, A 产品的中间投入系数 λ 不变,忽略技术进步等因素对投入系数的影响,不同的 λ 代表不同的生产环节或不同产品, λ 越高,附加值越低,反之则相反。

首先假设本国生产的中间投入部分来源于自身,部分来自外国的进口;外国的中间投入全部来自外国,考察本国后向嵌入全球价值链的情况。本国中间投入价格分别为 p_d 、外国中间投入价格为 p_f , e 为本国直接标价汇率。本国中间品的中间投入进口率 $\theta \left(\frac{p_d}{ep_f} \right)$ ($0 \leq \theta \leq 1$) 为本国与外国中间投入价格对比的单调增函数。据上,两国以各自货币表示的利润函数 π_d 和

π_f 分别为:

$$\begin{cases} \pi_d = [p_{fd}e - ep_f\theta\lambda - p_d(1-\theta)\lambda]x_d \\ \pi_f = (p_{ff} - p_f\lambda)x_f \end{cases} \quad (3)$$

将(2)式代入(3),再将 π_d 、 π_f 分别对 x_d 、 x_f 求导,即得利润最大化条件下两国生产的反应函数,联立方程如下:

$$b \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_d \\ x_f \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_d - p_f\theta\lambda + (\theta - 1)\frac{p_d\lambda}{e} \\ a_f - \lambda p_f \end{pmatrix} \quad (4)$$

通过(4)解出纳什均衡状态下的 x_d 和 x_f ,出于分析目的,这里只给出 x_d

$$x_d = \frac{1}{3b} [2a_d - a_f - 2p_f\theta\lambda + p_f\lambda + \frac{2p_d\lambda}{e}(\theta - 1)] \quad (5)$$

为进一步分析汇率变动后的出口效应与 θ 的关系,再将 x_d 对 e 求偏导,得到(6)式:

$$\frac{\partial x_d}{\partial e} = \frac{2p_d\lambda}{3be^2} (1 + \theta' - \theta - \frac{p_d\theta'}{p_f e}) \quad (6)$$

其中 θ' 为 θ 的偏导数。(6)式表明,当 θ 增加, $\frac{\partial x_d}{\partial e}$ 减小,即中间投入进口比重增加时,汇率变动后的出口效应减小,若本币贬值,则出口增加的效应被削弱,反之亦然。同理,假设本国生产的中间投入全部来源于自身;外国的中间投入部分来自外国自身,部分来自本国,考察本国以前向嵌入全球价值链的情况。令外国的中间投入进口比重 $\hat{\theta}(\frac{ep_f}{p_d})$ ($0 \leq \hat{\theta} \leq 1$)是外国与本国相对价格的单调增函数。与前文推导一致,通过利润函数可以求解出利润最大化条件下本国与外国均衡状态下的 x_d 和 x_f ,将 x_d 对汇率 e 求偏导,得到(7)式:

$$\frac{\partial x_d}{\partial e} = \frac{\lambda}{3be^2} [p_d(2 - \hat{\theta}) + p_f\hat{\theta}'e - \frac{p_f^2\hat{\theta}'e^2}{p_d}] \quad (7)$$

这里 $\hat{\theta}'$ 为 $\hat{\theta}$ 的偏导数。(7)式显示, $\hat{\theta}$ 增加, $\frac{\partial x_d}{\partial e}$ 也在减少,即外国采用本国的中间投入增加时汇率变动的出口效应同样减小。再将(6)式和(7)分别对 θ 与 $\hat{\theta}$ 求导后的绝对值相减,得到

$$\frac{2p_d\lambda}{3be^2} - \frac{\lambda}{3be^2} \cdot p_d = \frac{p_d\lambda}{3be^2} > 0 \quad (8)$$

(8)式显示了在基于上下游的研究中为什么上游对下游汇率弹性的影响要大于下游对上游汇率弹性的影响。 θ 与 $\hat{\theta}$ 的变动对 $\frac{\partial x_d}{\partial e}$ 的影响程度不同,同样变动一个单位, θ 带来的影响比 $\hat{\theta}$ 多出 $\frac{p_d\lambda}{3be^2}$ 个单位,印证了印梅和张艳艳(2019)有关后向对冲的直接效应大于前向竞争的间接效应的结论。从整个价值链来看,上游与下游均是相对的概念,基于上下游环节间关系的位置研究本质上思考的仍然是全球价值链参与度的问题,体现是全球价值链下不同产业部门之间出口相关变量受汇率影响的差别,借此来反映价值链位置的影响。这样间接的判定建立在众多条件成立的基础上,并不能完全说明价值链中位置的变化对汇率弹性的作用。鉴于全

球价值链嵌入位置提升对技术进步方向以及生产率有着显著的正向作用 (Mahy et al., 2018; 杨博等, 2019), 便参考宁密密和綦建红 (2021) 价格的构造方法将价值链位置直接引入模型:

$$\begin{cases} p_d = \frac{(\omega_d + \varphi_d)}{\phi_d GP} \\ p_f = \frac{(\omega_f + \varphi_f)}{\phi_f GP} \end{cases} \quad (9)$$

其中 ω_d 与 ω_f 为两国的劳动力成本, φ_d 与 φ_f 为影响投入价格的其他因素, ϕ_d 与 ϕ_f 为各国的生产率, GP 为该环节所处的全球价值链位置。将 (9) 式中的价格代入 (6) 式, 最终解出

$$\frac{\partial x_d}{\partial e} = \frac{2\omega_d \lambda}{3be^2 \phi_d GP} \left[1 + \theta' - \theta - \frac{(\omega_d + \varphi_d) \phi_f \theta'}{(\omega_f + \varphi_f) \phi_d e} \right] \quad (10)$$

(10) 式表明, 当 GP 增加时, $\frac{\partial x_d}{\partial e}$ 减小, 即提升价值链位置将削弱汇率变动后的出口效应, 这个结论与宁密密和綦建红 (2021) 基于价值链累积贸易成本的推导结论是相仿的。当全球价值链位置向上游迈进时, 技术的进步不仅促使生产率提升, 而且使得出口产品具有更低的可替代性以及更高的需求刚性, 致使需求价格弹性降低, 削弱了出口需求对价格变化的敏感性。若将全球价值链位置直接引入全球价值链前向嵌入模型也能得到同样的结论, 在此不再赘述。另外, 基于 (10) 式也不难发现, λ 越大, $\frac{\partial x_d}{\partial e}$ 越大, 说明越是附加值低的产品受汇率的影响越大, 与惯常的认知相符。

三、研究设计

(一) 模型设定

1. 基本模型设定

为验证上述理论分析, 构建如下检验全球价值链位置对出口汇率弹性影响的实证模型:

$$\begin{aligned} EXP_{ijt} = C + \alpha BER_{it} + \beta GVCPOS_{jt} BER_{it} + \delta GVCPOS_{jt} + \sum_{n=1}^6 \chi_n CONTROL_{ijt} \\ + \varphi_i + \phi_j + \zeta_t + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (11)$$

下标 i 、 j 和 t 表示贸易对方、产业类别和时间; C 表示截距项, α 、 β 、 χ 和 δ 为待估系数, φ_i 为地区固定效应, ϕ_j 为行业固定效应, ζ_t 为时间固定效应, $\varepsilon_{ijt} \sim N(0, \sigma^2)$ 为随机干扰项; EXP_{ijt} 表示本国出口; BER_{it} 表示本国与 i 的双边汇率; $GVCPOS_{jt}$ 表示本国 j 产业的全球价值链位置, $CONTROL_{ijt}$ 表示控制变量集合, 包括贸易对方的价格水平 MPF_{it} 、本国的价格水平 MPD_{jt} , 贸易对方的收入水平 INC_{it} , 本国的产出水平 PRO_{jt} , 外商直接投资 FDI_{it} 以及贸易自由度指数 $TRADE_{it}$ 。(11) 式采用汇率与全球价值链位置指标的交叉项来检验全球价值链位置对汇率变动后出口效应的影响。若上述出口变量与汇率变量采用对数形式参与实证检验,

α 则为汇率弹性， β 为全球价值链位置对汇率弹性的影响。

2. 门槛模型设定

由于全球价值链位置对汇率弹性的影响可能并非简单的线性相关，因此利用面板门槛模型进一步考察不同位置状态下全球价值链位置影响汇率弹性的异质性，面板门槛模型的优势在于能够根据数据自身特征而非主观判断来识别变量间关系的结构性变化。Hansen (1999) 提出了面板门槛模型，早期模型明确地排除了内生变量因而限制了模型的应用，Caner (2004) 的研究提出了阈值参数两阶段最小二乘估计以及斜率参数广义矩估计，从而缓解了具有外生阈值模型的内生性问题。本文借鉴上述研究及 Wang (2015) 中面板门槛模型的设定在模型 (1) 的基础上引入示性函数，首先构建单门槛模型再逐渐扩展到多门槛模型，单门槛模型表示如下：

$$\begin{aligned} EXP_{ijt} = & C + \alpha BER_{it} + \beta_1 GVCPOS_{jt} BER_{it} I(GVCPOS_{jt} \\ & < \gamma) + \beta_2 GVCPOS_{jt} BER_{it} I(GVCPOS_{jt} \geq \gamma) \\ & + \sum_{n=1}^6 \chi_n CONTROL_{ijt} + \mu_{ij} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (12)$$

其中 $I(\cdot)$ 为示性函数，括号内为门槛变量， γ 表示门槛值，若满足括号内条件示性函数取 1，否则取 0。估计的一般步骤为，首先 (12) 式中每个变量减去样本期内均值以消除个体效应 μ_{ij} ，再将处理后的模型进行简单线性回归，利用格点搜索寻找使得残差平方和最小的门槛值，最后对门槛效果以及门槛值进行检验。类似的，可以扩展至多重面板门槛模型的设定与估计，多重门槛模型一般式表示为：

$$\begin{aligned} EXP_{ijt} = & C + \alpha BER_{it} + \beta_1 GVCPOS_{jt} BER_{it} I(GVCPOS_{jt} < \gamma_1) + \beta_2 GVCPOS_{jt} BER_{it} I(\gamma_1 \\ & \leq GVCPOS_{jt} < \gamma_2) \\ & + \beta_3 GVCPOS_{jt} BER_{it} I(\gamma_2 \leq GVCPOS_{jt} < \gamma_3) \cdots + \beta_{m+1} GVCPOS_{jt} BER_{it} I(GVCPOS_{jt} \geq \gamma_m) \\ & + \sum_{n=1}^6 \chi_n CONTROL_{ijt} + \mu_{ij} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (13)$$

在假设上一个门槛值已知的基础上搜索下一个门槛值，通过构造 F 统计量检验两个门槛值是否具有显著的差异，有显著差异的即为下一个门槛值，以此类推直至不显著为止。为了对门槛效应进一步验证，再构造如下门槛模型：

$$\begin{aligned} EXP_{ijt} = & C + \alpha_1 BER_{it} I(GVCPOS_{jt} < \gamma_1) + \alpha_2 BER_{it} I(\gamma_1 \leq GVCPOS_{jt} < \gamma_2) + \alpha_3 BER_{it} I(\gamma_2 \\ & \leq GVCPOS_{jt} < \gamma_3) \cdots \\ & + \alpha_{m+1} BER_{it} I(GVCPOS_{jt} \geq \gamma_m) + \beta GVCPOS_{jt} BER_{it} + \sum_{n=1}^6 \chi_n CONTROL_{ijt} + \mu_{ij} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (14)$$

(二) 变量与数据

基于数据可得性以及贸易中的重要性，本文主要依托世界投入产出数据库 (WIOD)，

选择 2000 年至 2014 年我国与其他 42 个世界主要经济体 18 个制造行业的相关数据作为样本参与检验, 具体变量来源及数据处理说明如下。

1. 全球价值链分工位置 *GVCPOS*

Koopman(2010)、Antràs 等 (2012) 以及 Wang 等 (2017b) 均对全球价值链位置的度量进行了研究, 尽管方法、定义的角度等存在差异, 但这些测算公式在思路具有一致性 (倪红福, 2019)。作为位置指标计算的基础, Wang 等 (2017b) 定义的生产长度不会随着行业分类数量的变动而变动, 因此这里主要采用 Wang 等 (2017b) 的方法来定义全球价值链位置指标。在基于投入产出模型的分析框架里, 生产长度被定义为一个国家产业的投入到另一个国家产业的最终产品之间被计算为总产出的平均次数, 即总产出与引致总产出的相关增值或最终产品的比率 *plvy*, 用矩阵形式表示如下:

$$plvy = \frac{\hat{V}BB\hat{Y}}{\hat{V}B\hat{Y}} \quad (15)$$

加总最终吸收国所有产业, 即得到投入国产业的前向平均生产长度 *plv*; 加总投入国所有产业, 则得到最终吸收国产业的后向平均生产长度 *ply*:

$$plv = \frac{\hat{V}BB\hat{Y}}{\hat{V}B\hat{Y}} = \hat{X}^{-1}B\hat{X} \quad ply = \frac{VBB\hat{Y}}{VB\hat{Y}} = uB \quad (16)$$

上式中分母即是价值链产生的增加值或最终产品, 分子是价值链的累积总产值。其中 $B = (I - A)^{-1}$ 为 Leontief 逆矩阵; V 与 Y 分别表示增加值和最终品, \hat{V} 和 \hat{Y} 表示两者的对角矩阵, u 为单位行向量。在数学上, (16) 式中前后向平均长度分别与 Fally(2012)、Antràs 等 (2012) 以及 Antràs 和 Chor (2013) 定义的上游度和下游度等价, 文中分别命名为 *POSUP* 和 *POSDOWN*, 数值越大表示处于越上游的位置及越下游的位置。

根据 Wang(2017a) 的分解框架, 以是否跨境为标准可将生产活动划分为四种情况: 国内生产消费、国内生产国外消费、简单的跨国生产和复杂的跨国生产。前两种不涉及中间品的跨国流动, 所以全球价值链下的平均生产长度以后两者来进行定义。遵循上文的相同逻辑, 便得到全球价值链前向平均生产长度 *plv_GVC* 和全球价值链后向平均生产长度 *ply_GVC*:

$$plv_GVC = \frac{\hat{V}(BB-LL)\hat{Y}u'}{\hat{V}(B-L)\hat{Y}u'} \quad ply_GVC = \frac{u\hat{V}(BB-LL)\hat{Y}}{u\hat{V}(B-L)\hat{Y}} \quad (17)$$

其中 $L = (I - A^D)^{-1}$ 定义为局部 Leontief 逆矩阵 (D 表示国内部分), u' 为单位列向量。由于生产长度衡量的是生产阶段, 而生产位置则是一个上游或下游的相对概念, 因此在生产长度的基础上通过比较前向与后向的产业间联系来刻画全球价值链位置, 将其界定为前向生产长度与后向生产长度的比值:

$$GVCPOS = \frac{plv_GVC}{ply_GVC} \quad (18)$$

上式数值越大，在价值链上的位置越高。同理，基于上述前后向总的平均生产长度（上游度和下游度）计算的价值链位置公式表示为：

$$POSTPL = \frac{plv}{ply} \quad (19)$$

投入产出表中的各产品部门处于同等地位，而现实中生产链的上下游关系具有“线性”，以投入产出表计算的上下游与现实经济中的上下游并非完全对应（倪红福，2019）。因此，实证中将以GVCPOS为主，POSUP、POSDOWN以及POSTPL进行替换验证，原数据来源于对外经贸大学全球价值链数据库。

2.其他变量

我国对贸易对方的各产业出口EXP采用美元标价的出口额，再以2010年为基期调整为指数形式，原数据来自2016版世界投入产出表WIOT；双边汇率BER采用直接标价下的汇率，通过各经济体美元标价汇率的时期均值套算获得，数值变大表示本币贬值，反之则相反。为了更直观地观察汇率变动对出口的影响，本文采用名义汇率作为主要解释变量，在控制变量中加入贸易对方与我国的价格水平MPF和MPD以控制价格影响以及成本效应；为了控制需求效应以及产业初始条件或供给能力，分别引入国外收入水平INC及国内产出水平PRO作为控制变量，其中INC采用国外的GDP增长率数据；为了控制贸易环境因素，在控制变量里纳入贸易自由度TRADE，采用的是美国传统基金会编制的经济自由度指数；考虑到对母国出口中外商直接投资的影响，再加入外商直接投资FDI作为控制变量。上述变量中BER、MPF与INC的数据均来源于IFS数据库，MPD与FDI的数据来自wind数据库，分产业PRO的数据来自WIOT，TRADE数据来自美国传统基金会网站。由于各数据库的行业分类有一定区别，本文根据2016年WIOD行业对照表将ISICRev.4国际标准行业分类、WIOT世界投入产出表分类与GB/T4754-2011国民经济行业分类进行匹配，并将所有同比数据调整为定基数据。鉴于汇率弹性构造以及消除异方差的考虑，除全球价值链位置变量相关指标之外，其他变量均取对数参与回归。

变量的描述性统计见表1所示，四个位置指数的中位数与均值基本相当，标准差小于均值；从其他变量的统计结果来看，BER与FDI的标准差大于均值，相较于数据范围，FDI标准差与均值差距不算大，作为控制变量之一认为可以接受；汇率波动性较大与汇率市场化的特性相关，但是汇率的波动一般存在延续性且有一定的调控界限，因此认为不存在需要进一步处理的极端异常值。

表 1 变量的描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Median	Min	Max
<i>EXP</i>	11,340	3.863	1.218	4.226	-3.077	9.670
<i>BER</i>	11,340	0.767	2.159	1.855	-7.566	2.723
<i>GVCPOS</i>	11,340	0.933	0.155	0.900	0.655	1.486
<i>TRADE</i>	11,340	4.295	0.281	4.385	2.976	6.657
<i>FDI</i>	10,746	1.503	2.777	1.688	-6.215	6.600
<i>MPF</i>	11,340	4.501	0.199	4.542	2.959	4.947
<i>MPD</i>	11,340	4.660	0.208	4.607	4.326	5.641
<i>INC</i>	11,340	4.531	0.143	4.565	3.909	4.915
<i>PRO</i>	11,340	4.019	0.841	4.109	2.016	5.340
<i>POSUP</i>	11,340	3.032	0.717	2.812	1.766	4.432
<i>POSDOWN</i>	11,340	3.243	0.338	3.267	2.522	3.901
<i>POSTPL</i>	11,340	0.939	0.219	0.882	0.510	1.513

四、实证检验

(一) 全样本检验

表 2 给出了全球价值链分工位置对出口汇率弹性影响的基准回归结果, 第 (1) 列只考虑汇率与出口之间的关系, 发现汇率的估计系数并不显著, 第 (2) 至 (5) 列考虑了控制变量后汇率的系数变为显著, 这个结果一定程度上能够说明曾引起广泛关注的人民币“升值悖论”只是表象, 在剔除了其他因素的影响后, 汇率对出口的作用依然显著。再比较后四次回归, 各变量的估计结果是稳定的, 其系数符号与显著性没有发生任何改变。从汇率及其交叉项的估计结果来看, 第 (5) 列中汇率的估计值要大于前四次的估计值, 这个结果符合预期, 表明剔除了交叉项的负向影响之后, 汇率变动后的出口效应增大; 叠加交叉项系数后, 其结果与第 (2) 至 (4) 列中的估计值基本相当。汇率及其交叉项估计结果的经济意义为, 汇率对出口的影响依然显著, 全球价值链位置的攀升将削弱出口的汇率弹性。

从其他变量的估计来看, 其估计结果符合一般经济意义。外商直接投资增加能够促进本国向投资来源国的出口; 国外的价格水平上升, 本国出口竞争力加强, 出口增加; 无论是外国的收入水平提高还是本国的供应能力上升均能促进出口。全球价值链位置变量的估计结果为负, 可能的解释是位置越高的产业其出口量越少。值得注意的是, 国内控制成本效应的变量 *MPD* 与出口呈现显著且稳定的负向关系, 表明出口竞争中成本因素不可忽视。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>BER</i>	0.015 (0.084)	1.036*** (0.082)	1.021*** (0.081)	1.021*** (0.081)	1.060*** (0.082)
<i>GVCPOS * BER</i>					-0.042*** (0.015)
<i>GVCPOS</i>			-2.267*** (0.193)	-2.267*** (0.193)	-2.237*** (0.193)
<i>TRADE</i>		-0.013 (0.024)	-0.015 (0.024)		-0.015 (0.024)
<i>FDI</i>		0.017** (0.008)	0.017** (0.008)	0.017** (0.008)	0.017** (0.008)
<i>MPF</i>		1.346*** (0.101)	1.343*** (0.098)	1.348*** (0.097)	1.342*** (0.098)
<i>MPD</i>		-1.100*** (0.080)	-0.597*** (0.088)	-0.597*** (0.088)	-0.597*** (0.088)
<i>INC</i>		1.142*** (0.111)	1.131*** (0.109)	1.123*** (0.107)	1.136*** (0.109)
<i>PRO</i>		0.533*** (0.042)	0.665*** (0.047)	0.665*** (0.046)	0.665*** (0.046)
<i>C</i>	3.852*** (0.064)	-5.060*** (0.638)	-5.748*** (0.631)	-5.796*** (0.624)	-5.789*** (0.631)
行业固定	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.724	0.750	0.756	0.756	0.756
<i>N</i>	11340	10,746	10746	10746	10746

注：括号内为标准差，***、**、* 依次为在 1%、5%以及 10%的显著性水平上显著。

为了进一步验证结果的稳健性，以 *POSTPL*、*POSUP* 以及 *POSDOWN* 分别替代 *GVCPOS* 参与检验。结果表明，替代变量估计结果与基准回归结果之间均能相互印证，表 3 中稳健性检验 I 和稳健性检验 II 交叉项的估计符号与汇率的估计符号相反，与表 2 中结果一致；稳健性检验 III 中采用的是下游度指数，交叉项估计符号为正，逻辑上正好自洽。自此，无论是投入视角、产出视角还是从综合视角来看均能得到一致的结论，产业的全球价值链位置的提升是汇率弹性弱化的重要因素，这个结论与宁密密和綦建红（2021）的结论相仿。

考虑到汇率与出口可能互为因果，因此，基于货币主义的汇率决定理论选用贸易对方的 GDP 除以本国 GDP 的商的一阶滞后项作为汇率的工具变量进行稳健性检验；鉴于 GMM 方法与工具变量法中所用工具变量的区别，于是通过差分 GMM 进行再次验证，回归结果以及识别不足检验、弱工具变量检验、相关性检验等结果参见表 3 中的稳健性检验 IV 和稳健性检验 V。回归结果表明，全球价值链位置与汇率交互项的系数均显著为负，基准回归的结论依然成立。

表 3 稳健性检验

变量	稳健性检验I (TPL 位置)	稳健性检验II (上游度)	稳健性检验III (下游度)	稳健性检验IV (工具变量)	稳健性检验V (GMM)
<i>BER</i>	1.090*** (0.083)	1.058*** (0.082)	0.814*** (0.090)	1.156** (0.527)	3.646*** (1.038)
<i>GVCPOS * BER</i>				-0.044* (0.023)	-1.916*** (0.663)
<i>GVCPOS</i>				-2.590*** (0.210)	-0.830 (1.098)
<i>POSTPL * BER</i>	-0.063*** (0.015)				
<i>POSTPL</i>	-1.972*** (0.182)				
<i>POSUP * BER</i>		-0.006* (0.004)			
<i>POSUP</i>		-0.602*** (0.048)			
<i>POSDOWN * BER</i>			0.055*** (0.010)		
<i>POSDOWN</i>			0.107 (0.163)		
常数项	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
Kleibergen-Paaprk LM statistic				168.455***	
Cragg-Donald Wald F statistic				293.522	
Kleibergen-Paaprk Wald F statistic				190.877	
Sargan test					9.542P=0.145
	<i>AR</i> (1)				0.000
	<i>AR</i> (2)				0.501
R^2	0.756	0.755	0.752	0.740	
N	10,746	10746	10746	10080	5004

注：括号内为标准差，***、**、* 依次为在 1%、5% 以及 10% 的显著性水平上显著。受篇幅所限，不再汇报常数项和控制变量回归结果，如有需要请向作者索取，下同。

(二) 分产业检验

以 WIOD 提供的技术分类方法将 18 个制造业具体产业划分为 7 个低技术产业，9 个高技术产业以及两个中等技术产业¹。为了区分得更加明显，剔除两个中等技术产业后分高技术产业和低技术产业进行分样本检验，结果见表 4 所示。不难发现，低技术样本与高技术样本的回归中汇率系数与交叉项系数的关系都是稳健的，其结果仍然能够支撑基准回归中的主

¹ 进一步增强金融政策工具的精准性、实效性。

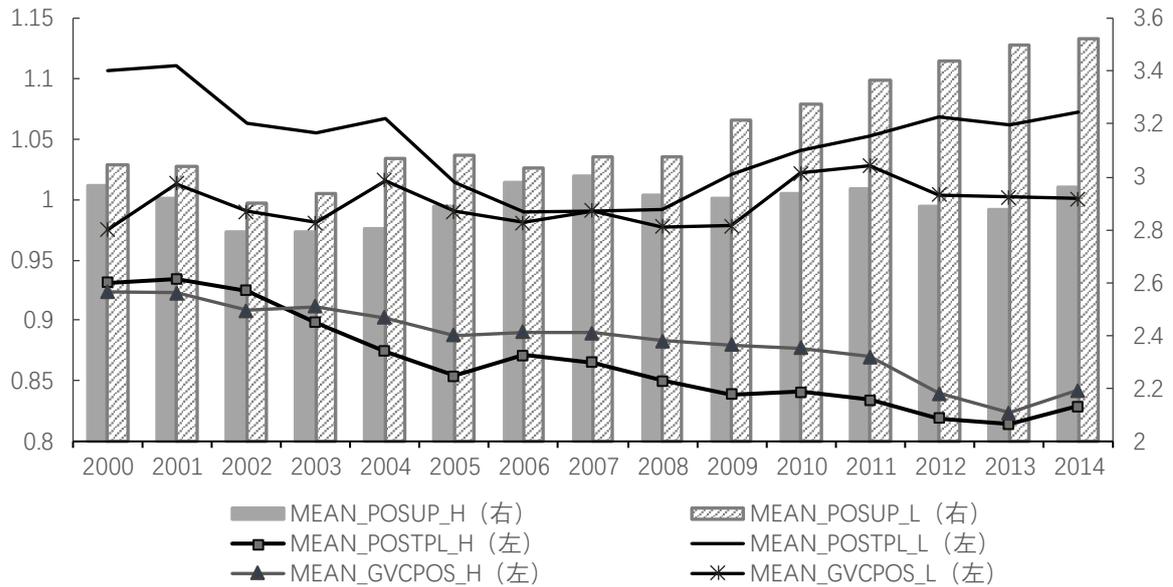
要结论。

从分类样本检验结果比较来看,意外的是低技术产业中交叉项对汇率的削弱作用均强于同一位置变量回归下高技术产业的交叉项,其原因是无论以哪一个指标计算,我国低技术产业的价值链位置均要高于高技术产业(图 1),这也充分体现了价值链位置与产业技术水平划分的差异。然而无论是单独比较同一变量下汇率的估计结果,还是加上交叉项之后的汇率系数,低技术产业回归中的汇率系数均高于高技术产业回归中的汇率系数,这说明低技术产业受汇率的影响依然要高于高技术产业,这与理论部分分析结论以及惯常的认识是一致的,其可能的原因是高技术产业的控价能力要高于低技术产业或者高技术产业中采用了相对更多的中间进口投入。

表 4 分产业回归及稳健性检验

变量	低技术产业			高技术产业		
	GVC 位置	上游度	TPL 位置	GVC 位置	上游度	TPL 位置
<i>BER</i>	1.168*** (0.164)	1.227*** (0.166)	1.258*** (0.170)	1.043*** (0.093)	0.999*** (0.093)	1.020*** (0.092)
<i>GVCPOS</i>						
* <i>BER</i>	-0.012 (0.019)			-0.080*** (0.024)		
<i>GVCPOS</i>	-1.441*** (0.363)			-3.190*** (0.271)		
<i>POSUP * BER</i>		-0.012** (0.005)			-0.002 (0.005)	
<i>POSUP</i>		-0.940*** (0.127)			-0.426*** (0.064)	
<i>POSTPL</i>						
* <i>BER</i>			-0.081*** (0.022)			-0.032* (0.018)
<i>POSTPL</i>			-2.335*** (0.393)			-1.946*** (0.255)
常数项	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
R^2	0.642	0.644	0.648	0.834	0.830	0.831
N	4,179	4179	4179	5373	5373	5373

注: 括号内为标准差, ***, **, * 依次为在 1%、5% 以及 10% 的显著性水平上显著。



注：图例中MEAN表示加权均值，H、L分别为高技术与低技术标志；以出口额进行加权来计算综合位置。

图1 历年分技术加权位置指标

（三）分出口方向检验

按照 WIOD 提供的划分标准，将 42 个主要出口对象划分为 8 个中等收入经济体和 34 个高等收入经济体分别进行检验¹，GVC 位置交叉项的回归系数均不显著，再取替代变量上游度与 TPL 位置进行回归，结果见表 5 所示。值得注意的是，分样本之后中等收入经济体样本中交叉项的符号与前文相比出现差异，但鉴于三次结果的统一性，认为其符号是稳定的。

比较分类样本的检验结果，向中等收入经济体出口中产业的全球价值链位置越高，其所对应的汇率风险反而越高；而向高收入经济体出口中位置对汇率弹性的影响符合上文多次验证的结论。结合分产业检验的结果分析，认为向高收入经济体出口以全球价值链位置偏高的低技术产品为主，而向中等收入经济体出口的则以全球价值链位置偏低的高技术产品为主，此结论也符合贸易的互补性原则。然而，无论是单独比较哪一个指标下汇率的估计结果，向高收入经济体出口的总体汇率弹性仍然要高于向中等收入经济体出口中的汇率弹性。由此结果不难推断，向高收入经济体出口中的汇率风险要高于向中等收入经济体出口中的汇率风险，但是提高我国与高收入经济体之间联系产业的全球价值链位置更有利于弱化汇率的影响。

¹ 经济体的划分参见 WIOD 的“Mapfile for 2019 GVC report(20180809)”文档。

表5 分出口方向回归及稳健性检验

变量	中等收入经济体			高收入经济体		
	GVC 位置	上游度	TPL 位置	GVC 位置	上游度	TPL 位置
<i>BER</i>	0.982*** (0.160)	0.917*** (0.155)	0.863*** (0.160)	1.145*** (0.087)	1.120*** (0.087)	1.163*** (0.089)
<i>GVCPOS * BER</i>	0.017 (0.070)			-0.009 (0.016)		
<i>GVCPOS</i>	-3.530*** (0.558)			-1.804*** (0.195)		
<i>POSUP * BER</i>		0.037** (0.018)			-0.005 (0.004)	
<i>POSUP</i>		-0.824*** (0.126)			-0.577*** (0.052)	
<i>POSTPL * BER</i>			0.187** (0.080)			-0.033** (0.016)
<i>POSTPL</i>			-2.162*** (0.537)			-2.083*** (0.183)
常数项	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	1,620	1,620	1,620	8,586	8,586	8,586
<i>N</i>	0.809	0.804	0.803	0.757	0.757	0.759

注：括号内为标准差，***、**、* 依次为在 1%、5%以及 10%的显著性水平上显著。

(四) 基于门槛模型的分段检验

1. 门槛模型检验

为了进一步考察不同的位置阶段全球价值链位置对出口汇率弹性的影响可能存在的突变情况，以门槛模型来进行位置阶段的划分以规避划分的随意性。首先以全球价值链位置为门槛变量来确定门槛模型的具体形式。分别在一重门槛、双重门槛以及三重门槛的设定下进行检验。由表 6 中 F 统计量和 P 值判断可知，单一门槛与双重门槛模型通过检验，均能在 5% 的显著性水平上拒绝原假设，三重门槛效果不显著。结合表 6 中估计值、置信区间结果以及图 2 给出的基于 LR 值绘制的示意图来看，单一门槛的估计值落在置信区间的端点处，并且单一门槛置信区间包含了双重门槛的第一个置信区间，因此双门槛模型优于单门槛模型。改变自抽样次数再次进行检验，门槛检验结果不变，对应的门槛值分别为 0.959 和 0.979。

表 6 门槛模型检验结果

核心解释变量 $GVCPOS * BER$ 门槛变量 $GVCPOS$				
门槛模型	单一门槛	双重门槛		三重门槛
F值	39.87	49.23		76.83
P值	0.017	0.000		0.397
BS次数	300	300		300
临界值:				
1%	44.204	34.683		135.179
5%	32.854	26.582		121.842
10%	28.768	22.843		110.851
门槛估计值	1.034	0.959	0.979	1.034
95%置信区间	[0.890,1.034]	[0.958,0.960]	[0.978,1.158]	[1.033,1.034]

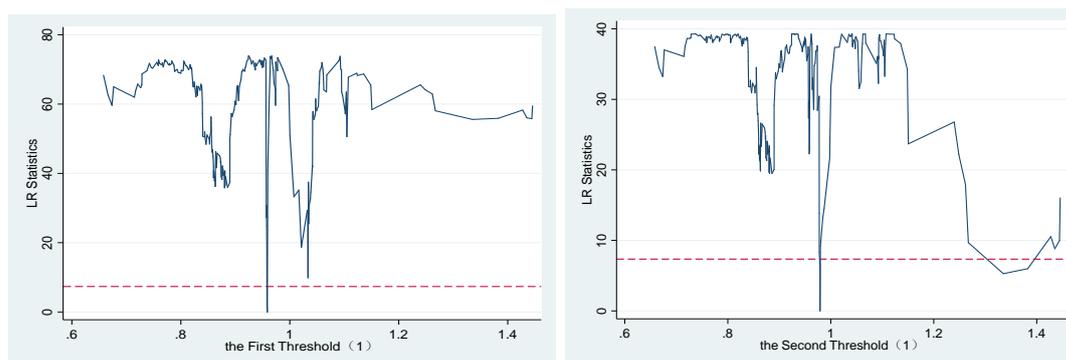


图 2 门槛估计值及置信区间

2. 门槛模型验证

从表 6 及图 2 的分析可知, 不同的位置阶段内价值链位置对出口汇率弹性的影响存在门槛效应。由于交叉项的影响最终要体现到汇率弹性的变动上, 因此交叉项的估计结果存在门槛效应, 那么汇率弹性的估计结果也应该存在门槛效应。基于这个理解, 将 BER 作为核心解释变量, 对门槛模型进行进一步验证。从表 7 以及图 3 给出的验证结果来看, 三重门槛估计结果依然不显著, 单门槛与双重门槛模型通过检验且双重门槛值不变。比较来看, 双重门槛模型相对单一门槛模型来说 P 值更小且置信区间更精确, 因此双重门槛模型更合适, 这也验证了表 6 所示结论是稳健的。

表 7 门槛模型验证结果

核心解释变量 BER 门槛变量 $GVCPOS$				
门槛模型	单一门槛	双重门槛		三重门槛
F值	39.37	57.32		66.29
P值	0.043	0.000		0.410
BS次数	300	300		300
临界值				
1%	52.413	39.908		151.905
5%	34.73	30.42		128.886
10%	28.523	26.446		111.294
门槛估计值	0.886	0.959	0.979	1.034
95%置信区间	[0.880,0.890]	[0.958,0.960]	[0.978,0.980]	[1.033,1.034]

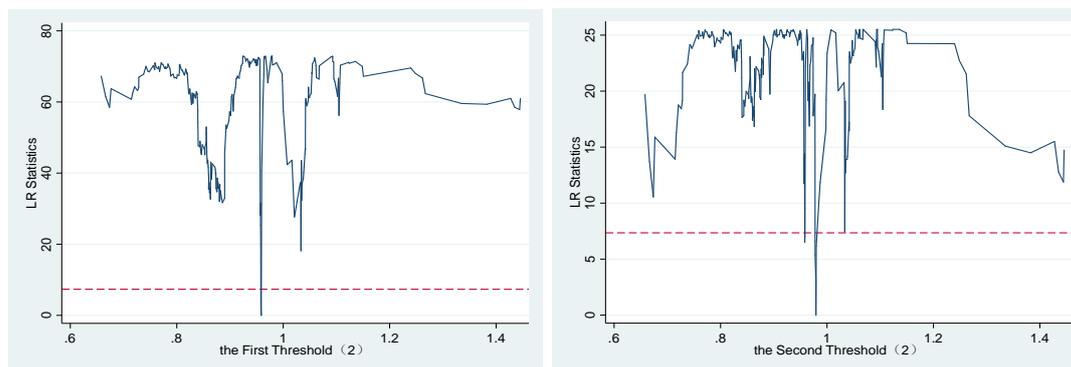


图 3 门槛估计值及置信区间

3. 门槛模型回归结果

基于 (13) 式的回归结果见表 8 中第 (1) 列与第 (2) 列, 基于 (14) 式的回归结果见第 (3) 列与第 (4) 列, 其中, 第 (1) 列与第 (3) 列为直接采用双重门槛模型进行估计的结果, 第 (2) 列与第 (4) 列为初设 3 重门槛估计后以显著性判定的结果。虽然无论是第 (1) 列与第 (2) 列还是第 (3) 列与第 (4) 列的估计值均略有差异, 但是门槛值与回归系数的符号都是一致的, 再将第 (1) 至 (2) 列与第 (3) 至 (4) 列比较后发现, 在两个门槛值划分的三个阶段内第 (1) 至 (2) 列中汇率弹性估计值的变动趋势与第 (3) 至 (4) 列中交叉项系数叠加汇率系数后的变动趋势是一致的, 上述结果相互印证表明门槛模型的回归结果是稳健的。

表 8 门槛模型回归结果及稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>BER</i>	1.886*** (0.061)	1.967*** (0.062)		
<i>GVCPOS * BER</i> (<i>GVCPOS</i> < 0.959)	-0.182*** (0.055)	-0.331*** (0.057)		
<i>GVCPOS * BER</i> (0.959 ≤ <i>GVCPOS</i> < 0.979)	-0.057 (0.054)	-0.197*** (0.056)		
<i>GVCPOS * BER</i> (<i>GVCPOS</i> ≥ 0.979)	-0.204*** (0.047)	-0.385*** (0.052)		
<i>BER</i> (<i>GVCPOS</i> < 0.959)			1.871*** (0.059)	1.932*** (0.060)
<i>BER</i> (0.959 ≤ <i>GVCPOS</i> < 0.979)			1.990*** (0.062)	2.059*** (0.063)
<i>BER</i> (<i>GVCPOS</i> ≥ 0.979)			1.835*** (0.065)	1.869*** (0.065)
<i>GVCPOS * BER</i>			-0.162*** (0.051)	-0.281*** (0.053)
常数项	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
<i>FE</i>	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.809	0.811	0.809	0.811
<i>N</i>	11340	11340	11340	11340

注：括号内为标准差，***为在 1%的显著性水平上显著。

表 8 的结果显示，高、中、低三个位置阶段内，汇率的估计符号与交叉项的估计符号均相反，进一步验证了前文中全球价值链位置与出口汇率弹性关系的判断。除此以外，门槛回归结果还表明在位置阶段与阶段之间，汇率对出口的影响具有明显的非平衡性，全球价值链位置处于低阶段以及高阶段时对汇率弹性的影响程度要明显高于中等阶段。究其原因可以有两种解释：一是从中间投入进口的对冲效应来解释，我国在价值链上的相对高端位置与相对低端位置对外来投入的依赖性高于中间阶段，这个解释与 Riad 等（2012）的思路一致；二是从中间投入进口与价格控制结合的角度来解释，低端环节对弹性的削弱强度高仍解释为高比重中间投入进口的对冲作用所致，而沿袭宁密密和綦建红（2021）的思路，高端环节对弹性的削弱程度强于中等环节可解释为高端环节的价格控制能力高于中等环节。然而，前文分产业回归的分析与苏庆义和高凌云（2015）的研究均表明，高端环节的附加值未必高于中等环节，因此其价格控制能力也未必强于中等环节；再者，从描述性统计中的最大值、最小值、均值和中位数判断，*GVCPOS*数据分布较为对称，而两个门槛之间的中等阶段区域相对较窄，因此第一种解释相对更合理。

五、主要结论及政策启示

本文基于产业层面以我国与 42 个主要出口对象的相关数据为基础研究了全球价值链位置对出口汇率弹性的影响,得到的主要结论如下:第一,汇率对出口的影响依然显著。第二,无论是基于投入视角、产出视角还是综合视角的检验,其结果均支持全球价值链位置攀升将弱化汇率弹性的结论;第三,产业技术水平与全球价值链位置不完全对应,我国低技术水平产业的全球价值链位置高于高技术产业,低技术产业的全球价值链位置对汇率弹性的削弱强度也高于高技术产业,但是低技术产业中汇率对出口的总体影响仍然要高于高技术产业。第四,价值链位置攀升将弱化汇率弹性的结论在向高收入经济体的出口中体现得更加明显,但是向高收入经济体出口的总汇率弹性仍然高于向中等收入经济体出口的汇率弹性。第五,全球价值链位置的不同阶段中汇率对出口的影响是不均衡的。分阶段来看,在我国产业价值链位置的高阶段与低阶段,其位置的相对攀升对出口汇率弹性的弱化强度相对中间阶段更高。

基于上述结论,不难得出如下政策启示:第一,正如 Krugman (2015, 2016)所述,汇率对出口竞争力的影响依然值得重视,但是在顶层设计环节各国汇率和贸易政策的制定需要考虑全球价值链的位置因素以便得到更准确的政策预期。第二,低技术产业应对汇率风险的能力远弱于高技术产业,在无法改变出口产品结构的情况下,能够通过提升全球价值链位置来改善汇率风险的抵御能力。第三,我国向高收入经济体出口中的汇率风险总体要高于向中等收入经济体出口中的汇率风险,因此一方面出口地理方向有必要进一步多元化,以避免出口过于集中而遭受发达国家长期内宽松政策不断实施与退出的冲击;另一方面,着力提高我国的全球价值链位置尤其是与发达国家之间联系产业的全球价值链位置以有效弱化汇率的不确定冲击。第四,获取更多的分工利益也是提升全球价值链的位置的重要目的之一,且附加值的提升亦能进一步增强出口的价格控制能力以应对汇率变动的冲击。然而,从世界发达国家发展经验来看最优的全球价值链的位置并非顶端位置,因此在致力于向全球价值链高端攀升的过程中也要注重附加值率的变动。

【参考文献】

- [1] Ahmed S, Appendino M, Ruta M. Global Value Chains and the Exchange Rate Elasticity of Exports[J]. The B.E. Journal of Macroeconomics, 2016, 17(1):1-24.
- [2] Amiti M, Itskhoki O, Konings J. Importers, Exporters, and Exchange Rate Disconnect[J]. The American Economic Review, 2014, 104(7):1942-1978.
- [3] Antràs P, Chor D, Fally T, et al. Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows[J]. American Economic Review, 2012, 102(3): 412-416.
- [4] Antràs P, Chor D. Organizing the Global Value Chain[J]. Econometrica, 2013, 81(6):2127-2204.
- [5] Bang H, Park M. Global Value Chain and its Impact on the Linkage between Exchange Rate and Export: Cases of China, Japan and Korea[J]. The World Economy, 2018, 41(9):2552-2576.
- [6] Berman N, Martin P, Mayer T. How do Different Exporters React to Exchange Rate Changes? [J]. Quarterly Journal of Economics, 2012, 127(1):437-492.
- [7] Caner M, Hansen BE. Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model[J]. Econometric Theory, 2004, 20(5):813-843.
- [8] Dixit A. A model of Duopoly Suggesting a Theory of Entry Barriers[J]. The Bell Journal of Economics, 1979, 10 (1):20-32.
- [9] Fally T. Production Staging: Measurement and Facts[Z]. University of Colorado - Boulder, 2012.
- [10] Gereffi G, Humphrey J, Sturgeon T. The Governance of Global Value Chain[J]. Review of International Political Economy, 2005, 12(1):78-104.
- [11] Hagemeyer J, Hałka A, Kotłowski J. Global Value Chains and Exchange Rate Pass-through: the Role of Non-linearities[R]. NBP Working Paper No. 324, 2020.
- [12] Hansen BE. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2):345-368.
- [13] Kang JW, Dagli S. International Trade and Exchange Rates[J]. Journal of Applied Economics, 2018, 21(1):84-105.
- [14] Koopman R, Powers W, Wang Z, et al. Give Credit Where Credit is Due: Tracing Value Added in Global Production Chains[R]. NBER Working Paper 16426, 2010.
- [15] Krugman P. Strength is Weakness[EB/OL]. New York Times [2015-03-15].
- [16] <https://www.nytimes.com/2015/03/13/opinion/paul-krugman-strength-is-weakness.html>.
- [17] Krugman P. The Return of Elasticity Pessimism[EB/OL]. New York Times[2016-04-16]. <https://krugman.blogs.nytimes.com/2016/04/16/the-return-of-elasticity-pessimism-wonkish/>.
- [18] Mahy B, Rycx F, Vermeulen G, et al. Productivity, Wages and Profits: Does Firms' Position in the Value Chain Matter? [R]. NBB Working Paper, No. 358, 2018.
- [19] Ollivaud P, Rusticelli E, Schwellnus C. The Changing Role of the Exchange Rate for Macroeconomic Adjustment[R]. OECD Economics Department Working Paper, 2015, No. 1190.
- [20] Riad N, Errico ML, Henn C, et al. Changing Patterns of Global Trade[M]. Washington DC:IMF

- Publication Service,2012.
- [21] Tan KG, Trieu Duong LN, Chuah HY. Impact of Exchange Rates on ASEAN's Trade in the Era of Global Value Chains: an Empirical Assessment[J]. The Journal of International Trade & Economic Development, 2019,28(7):873-901.
- [22] Wang QY. Fixed-effect Panel Threshold Model Using Stata[J]. The Stata Journal,2015,15(1): 121-134.
- [23] Wang Z, Wei SJ, Yu X, et al. Characterizing Global Value Chains: Production Length and Upstreamness[R].NBER Working Paper No. 23261, 2017b.
- [24] Wang Z, Wei SJ, Yu X, et al. Measures of Participation in Global Value Chains and Global Business Cycles[R]. NBER Working Paper No. 23222, 2017a.
- [25] 韩剑, 郑秋玲, 邵军. 多产品企业、汇率变动与出口价格传递[J]. 管理世界, 2017(8):14-26.
- [26] 倪红福. 全球价值链位置测度理论的回顾和展望[J]. 中南财经政法大学学报, 2019(03):105-117.
- [27] 宁密密, 綦建红. GVC 位置攀升能否提高企业应对汇率波动的能力——基于出口汇率弹性的视角[J]. 国际贸易问题, 2020(12):152-168.
- [28] 宁密密, 綦建红. 企业全球价值链位置与“汇率不相关之谜”——基于汇率传递效应的视角[J]. 国际金融研究, 2021(03):87-96.
- [29] 苏庆义, 高凌云. 全球价值链分工位置及其演进规律[J]. 统计研究, 2015,32(12):38-45.
- [30] 唐宜红, 张鹏杨. 中国企业嵌入全球生产链的位置及变动机制研究[J].管理世界,2018,34(05):28-46.
- [31] 杨博, 董直庆, 刘备. 全球价值链嵌入位置与技术进步能源偏向性[J].求是学刊, 2019,46(06):56-64
- [32] 印梅, 张艳艳.全球价值链、汇率变动与出口贸易——基于双边视角的分析[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2019(04):129-142.

An Explanation for the Weakening of Exchange Rate Elasticity: from the Perspective of Value Chain Position

Yin Mei Qian Yan

Abstract: Based on the industrial level, this paper uses several global value chain position indicators to demonstrate the impact of global value chain position on export exchange rate elasticity. The results show that the exchange rate is still important to exports, reflecting that the impact of the exchange rate on export competitiveness cannot be ignored. However, the multi-angle test results support the conclusion that the upgrading of the global value chain position will weaken the export exchange rate elasticity, which is particularly obvious in the export of low-tech industries and to high-income economies. In terms of stages, the impact of different global value chain positions on exchange rate elasticity is not the same, and the weakening intensity of the exchange rate elasticity is higher when the position is improved in the high stage. Therefore, upgrading the global value chain position of China's export to the higher, especially improving the global value chain position of industries linked with developed countries, can effectively make up for the lack of industrial structure adjustment to weaken the impact on export by changes of the exchange rate.

Keywords: Global Value Chain Position; Exchange Rate; Export; Elasticity