

# 审计机关发挥宏观管理部门作用：理论、路径和展望

The Role of Audit Institutions in Macro Management: Theory, Path and Prospect

王彪华 王帆 褚茂康

WANG Biao-hua WANG Fan CHU Mao-kang

**[摘要]** 党的二十大提出“健全党统一领导、全面覆盖、权威高效的监督体系”，这为做好审计监督工作提供了行动指南和根本遵循，需要审计在党和国家监督体系中发挥重要作用。宏观管理是对整个社会的经济、政治、文化等的整体管理，审计机关作为我国宏观管理部门之一，对我国社会的整体管理具有自身优势和重要作用。本文基于宏观管理的部门属性视角，首先从国家治理理论中寻找审计机关作为宏观管理部门的证据，并通过归纳宏观部门的作用特质来分析审计站位立足国家发展、审计理念融入研究思维、审计范围涵盖广泛、审计工作方式多样等审计机关发挥作用的特征；再从历史做法、现实选择和路径经验这三个方面出发具体分析审计过程融入研究思维、审计结果坚持问题导向、审计整改强调标本兼治、审计防风险贯穿工作全程等审计机关作为宏观管理部门发挥作用的路径；最后从理论和实践创新两个层面做进一步拓展和设想。

**[关键词]** 审计机关 宏观管理部门 作用机理 实践路径

**[中图分类号]** F239.44 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 08-0003-09

**Abstract:** The Party's 20th National Congress proposed to improve the Party's unified leadership, comprehensive coverage, authoritative and efficient supervision system. This provides a guide to action and fundamental compliance for audit supervision, which requires audit to play an important role in the Party and state supervision system. Macro management is the overall management of the economy, politics and culture of the whole society. As one of the macro management departments in China, the audit institution has its own advantages and plays an important role in the overall management of our society. Based on the department attribute of macro management, this paper first looks for evidences from the theory of national governance that audit institutions are macro management departments, and further analyzes the characteristics of audit institutions' roles by summarizing the functions and characteristics of macro-departments, such as basing audit stations on national development, integrating audit concepts into research thinking, covering extensive audit scope and diversifying audit work methods. Thirdly, from the three aspects: historical practice, realistic choice and path experience, it specifically analyzes the practical path for audit institutions to play a role as macro management departments, such as integrating research thinking into audit process, adhering to problem-oriented audit results, emphasizing both symptoms and root causes of audit rectification, and preventing audit risks throughout the whole work. Finally, we will further expand and conceive from the three levels of theory, practice and system.

**Key words:** Audit institution Macro management department Mechanism Practice approach

**[收稿日期]** 2021-12-28

**[作者简介]** 王彪华，男，1977年12月生，审计署审计科研所研究员，研究方向为国家审计；王帆，女，1983年10月生，浙江工商大学教授，研究方向为国家审计；褚茂康，男，1996年9月生，浙江工商大学硕士研究生，研究方向为国家审计。本文通讯作者为王帆，联系方式为：wangfan1031@126.com。

**[基金项目]** 国家社会科学基金学术社团项目“国家审计促进经济高质量发展研究”（项目编号：22STA058）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

## 一、引言

党的二十大提出“健全党统一领导、全面覆盖、权威高效的监督体系，完善权力监督制约机制，以党内监督为主导，促进各类监督贯通协调”。习近平总书记在2023年7月给南京审计大学审计专业硕士国际班留学生的回信中写道：“经过多年探索，建立了中国特色社会主义审计制度，初步形成了集中统一、全面覆盖、权威高效的审计监督体系。”党的十八大以来，审计在治理体系中的地位显著提高，特别是党的十九届三中全会提出加强党中央对审计工作的领导，组建中央审计委员会作为党中央决策议事协调机构，习近平总书记亲自担任中央审计委员会主任。2023年5月，习近平总书记主持召开二十届中央审计委员会第一次会议强调“发挥审计在推进党的自我革命中的独特作用，进一步推进新时代审计工作高质量发展”。这为做好审计监督工作提供了行动指南和根本遵循，需要审计在党和国家监督体系中发挥重要作用。审计是一项涉及党和国家事业全局的重大工作，需要健全党对审计工作的领导体制；在政府机构中，审计机关属于宏观管理部门，要构建统一高效审计监督体系，实现审计全覆盖（孙宝厚，2018<sup>[1]</sup>）。这种部门性质上的转变使得审计机关在国家治理中显得尤为重要。习近平总书记在给南京审计大学审计专业硕士国际班留学生的回信中也提到“中国一直很重视发挥审计在国家治理中的重要作用”。审计机关作为独立的第三方监督机构，承担着推动我国高质量发展等任务，为促进中央令行禁止、维护国家经济安全等做出突出贡献。而这些层面恰恰体现了审计机关作为宏观管理部门所发挥的作用，即审计工作以立足于国家发展为核心重点。

审计机关作为党和国家监督体系的重要组成部分，通过依法用权力监督制约权力发挥预防、揭示和抵御的作用，形成闭环包络的“免疫系统”（刘家义，2012<sup>[2]</sup>；刘家义，2015<sup>[3]</sup>；晏维龙等，2016<sup>[4]</sup>）、成为常态化“经济体检”工具（彭华彰等，2020<sup>[5]</sup>），是对受托管理和使用公共资源的责任履行情况进行的独立监督活动（刘力云等，2021<sup>[6]</sup>），可以发挥信号传递效应和预防功能（叶陈刚等，2017<sup>[7]</sup>），从而推动国家治理层面的重大政策落实（崔雯雯和张立民，2015<sup>[8]</sup>）。但鲜有文献系统探讨审计机关作为宏观管理部门发挥什么作用、如何发挥作用、作用发挥成效等，这主要是因为制度上刚将审计机关列入政府机构中的宏观管理部门，尽管审计实践层面已积攒不少经验，

但理论上仍需探索和总结。为了解决上述问题，本文从国家治理理论中寻找审计机关作为宏观管理部门的证据，再探讨宏观部门的作用特质，并以此阐释审计机关发挥作用的特征，继而形成本文的理论基础。

本文的贡献主要在于：第一，基于理论、实践两个方面，构建了包括审计机关的职能定位、宏观管理部门的作用特质、审计机关作为宏观管理部门发挥作用的特征等在内的审计机关作为宏观管理部门发挥作用的理论基础，以及审计机关作为宏观管理部门发挥作用的历史做法、审计机关在宏观管理中发挥作用的现实选择、审计机关在宏观管理中发挥作用的现实路径、审计机关作为宏观管理部门发挥作用的实践路径，继而进一步提出审计机关发挥作用的未来展望，弥补了理论不足。第二，从丰富和发展具有中国特色的国家治理理论、丰富和完善中国特色社会主义国家审计理论体系出发创新理论；从将研究思维贯穿审计工作始终、在常态化“经济体检”中重在“防未病”、推动国家审计服务国家治理的制度供给出发创新实践做法，为进一步做好审计工作指明了方向。

## 二、文献综述

审计机关产生于公共受托经济责任关系的确立，其根本目标是保证和促进政府公共受托经济责任的全面有效履行（刘笑霞，2010<sup>[9]</sup>；李凯，2009<sup>[10]</sup>）。审计机关通过发挥监督、鉴证和评价等功能使上述责任得以有效发挥，是国家治理中的强力监控部门（蔡春等，2012<sup>[11]</sup>）。当前审计机关已逐渐拓展至囊括政府绩效审计、国有企业审计、政策跟踪审计、领导干部离任审计等多种审计模式（戚振东和吴清华，2008<sup>[12]</sup>；褚剑和方军雄，2016<sup>[13]</sup>；黄溶冰，2013<sup>[14]</sup>）。审计机关通过开展多种审计模式以充分起到维护国家安全、监督制约权力运行、加强反腐倡廉、推进民主法治、维护民生权益、推动深化改革的作用，该作用的有效发挥一方面得益于国家审计是国家治理体系中的一项基础性制度安排，另一方面得益于国家审计的特性，即独立性、全面性和专业性。

现阶段对审计机关所发挥部门作用的讨论主要从作用机制和作用效果两个方面展开。在作用机制方面，蔡春等（2009）<sup>[15]</sup>指出审计机关作为国家经济安全保障体系的重要组成部分，对维护国家经济安全起着重要的作用，其主要通过监测、预防、预警、控制及修复这五个作用来维护国家经济安全；张立民和崔雯雯（2014）<sup>[16]</sup>则基于国家审计信息属性角度出发，

分析国家审计推动完善国家治理的路径，其认为发挥国家审计“免疫系统”功能的基础是问责，而为其高效问责，需依靠强大的信息权力和审计专业性，继而实现审计机关在信息供应链中为利益相关者提供高质量的信息，这也是国家审计发挥作用的根本所在。在作用效果方面，李明和聂召（2014）<sup>[17]</sup>基于省级地方政府的经验证据考察国家审计促进地方经济发展的作用效果，研究发现，国家审计作用的发挥能够显著促进地方经济的长期发展，但不利于实现短期经济增长；陈丽红等（2016）<sup>[18]</sup>以31个省级数据为样本验证国家审计是否能发挥反腐败作用，研究发现，国家审计投入越大，腐败治理效果越佳，国家审计问责力度越强，腐败治理效果越佳。

综上所述，现有文献尽管在作用机制和作用效果方面对审计机关所发挥的部门作用讨论较多，但鲜有文献基于审计机关的部门属性视角探讨其作用，即审计机关作为我国宏观管理部门之一所发挥的特有作用，因此本文基于审计机关的宏观部门属性，从理论基础分析、实践路径剖析和未来展望设想三个方面进行具体展开，以期对审计机关发挥宏观管理部门作用推动国家治理现代化提供理论与实践支撑。

### 三、审计机关作为宏观管理部门发挥作用的理论基础

党的二十大提出“强化行政执法监督机制和能力建设，严格落实行政执法责任制和责任追究制度。”因此，作为宏观管理部门的审计机关在什么权限范围内发挥作用而不被追究责任就成为需要研究的问题。为了探索这个问题，本文将审计机关的职能定位与宏观管理部门作用特质相结合，最终得到审计机关作为宏观管理部门发挥作用的特征（如图1）。

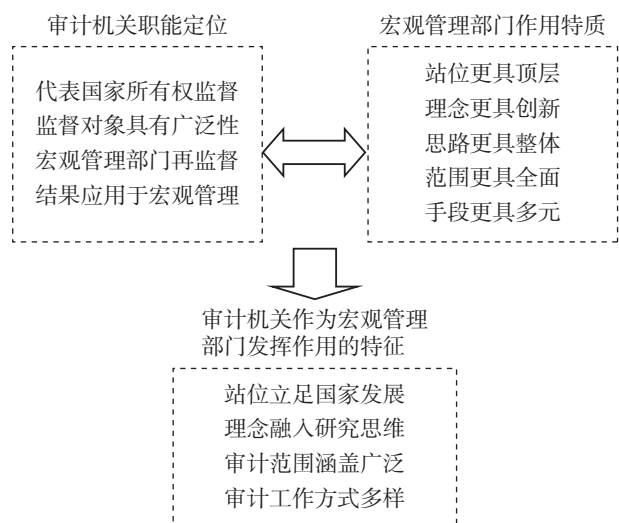


图1 审计机关作为宏观管理部门发挥作用的机理图

#### （一）审计机关的职能定位

第一，审计机关代表国家的所有权监督。国家作为财产的所有者将财产委托给宏观管理部门或相关主体决策与运用，为了保证决策执行，就出现了以宏观管理部门为主体的管理权监督者，该监督的最大问题在于管理权监督本身就是决策制定者，而决策难以执行的可能性在于制度制定出现问题。因此，这需要国家委托一个独立的监督部门代表国家进行监督（时现等，2009<sup>[19]</sup>）。审计机关就是代表国家进行所有权监督的部门，能够对宏观管理部门和相关主体受托责任履行情况进行监督。

第二，监督对象具有广泛性。根据审计法的规定，审计机关有权对被审计单位的财政财务收支及有关的经济活动进行监督，包括所有作为会计单位的中央和地方的各级财政部门、中央银行和国有金融机构、行政机关、国家的事业组织、国有企业、基本建设单位等，涉及各行各业方方面面（赵保卿，2009<sup>[20]</sup>）。审计机关开展的审计包括经济责任审计、环境审计、预算审计、政策跟踪审计等多种审计类型。在这些审计项目中，国家审计可以从官员责任、环境污染、重大政策等宏观方面出发进行监督，更好地发挥宏观经济管理的作用（王彪华，2020<sup>[21]</sup>）。

第三，能够对宏观管理部门进行再监督。宏观管理部门作为决策者制定执行政策，通常会对执行者进行监督，就会产生“自己评价自己制度”情况，这样就产生了对监督者进行再监督的必要。国家审计是代表国家所有权所进行的监督，不仅具有独立性，而且具有权威性，从而使得国家审计能够对政府部门所进行的监督进行再监督（谢志华等，2006<sup>[22]</sup>）。国家审计的再监督能够防范宏观管理部门玩忽职守，滥用决策权、控制权和监督权，减少串通舞弊的可能性，最终能够更好地防范经济社会各领域重大风险发生的概率，并保障国家所有者的利益最大化（王帆和谢志华，2019<sup>[23]</sup>）。

第四，监督结果被广泛应用于宏观管理。国家审计通过对经济社会中存在的问题及潜在风险提出针对性建议以维护国家安全；国家审计通过履行监督职责以促进规范权力的配置和运行（肖振东和吕博，2013<sup>[24]</sup>）；国家审计通过发挥揭露与预防腐败的作用以加强反腐倡廉；国家审计依据国家治理对民主与法治的要求，通过揭露和查处问题、公开审计内容以推进民主法治；国家审计通过从宏观角度出发，分析和反映审计揭示的问题，从体制、机制和制度上提出整

改建议,从而推动深化改革(刘家义,2012<sup>[2]</sup>)。

## (二) 宏观管理部门的作用特质

第一,宏观管理部门的站位更具顶层。区别于微观部门对细微内容的精细化管理,如指导价格监督检查工作、审查招标流程、查处建造违法行为等,宏观管理部门更多的是从国家发展战略和规划层面开展管理工作,如制定总体实施纲要、确定未来发展目标、维护国家经济安全等,而这种管理是具有前瞻性和指导性的,能够对微观管理工作起到导向作用(刘熙瑞,2002<sup>[25]</sup>)。正是因为宏观管理部门的作用站位更具顶层,使得其所制定的政策、确立的内容、达成的目标等概括性高、综合性强,而微观部门则对上述内容进行细化并执行,以实现最终的战略目标。

第二,宏观管理部门的理念更具创新。宏观管理部门作为理论和实践先行的首要部门,相较于微观部门,其作用理念将更具创新,而该项创新更多的是体现在制度内容上的创新(李卓等,2022<sup>[26]</sup>)。国家治理的核心内容会随着时代变迁而发生不同程度的变化,而该项变化也促使作为首要部门的宏观部门要做出积极调整和应对,即通过对原有制度内容进行修改、删减过时制度内容、增加新型制度内容等保障现有制度内容符合当前国家治理要求。

第三,宏观管理部门的思路更具整体。宏观管理部门要进行顶层设计,在出台总体规划或纲要时,需要覆盖到该规划或纲要所涵盖的所有对象,且防范各对象之间在后续的细化实施中有产生冲突的可能,因而宏观部门的作用思路需更加整体,即从一个整体的思路出发出台总体规划或纲要以服务后续微观部门的细化工作(周志忍和蒋敏娟,2013<sup>[27]</sup>)。并且,其管理思路整体性的特质也与全面性相契合,确保宏观管理部门顶层设计的完整性。

第四,宏观管理部门的范围更具全面。宏观管理部门的作用范围相较于微观部门而言,其涉及的面更为广泛,囊括的内容更加繁杂,其作用模式不是简单地对某一政策、某一内容进行细化,如依据总体制度出台基层资金管理细则,又如开展对地区食品价格波动情况进行监控等,而是从全盘视角进行考量和管理,它既要符合国家发展的战略规划要求,也要为下层微观管理工作起到指导作用,为其确定未来工作的基本方向(柴宝勇和石春林,2022<sup>[28]</sup>)。

第五,宏观管理部门的手段更具多元。宏观管理部门指导下级部门工作,上级宏观管理部门一方面通过制定总体制度或文件指导下级部门工作,另一方面

上级宏观管理部门可指派相关人员深入下级部门工作中,对当前工作情况进行审查评价并提出未来工作的努力方向。宏观管理部门可为同级其他宏观部门提供经验参考,某一宏观部门的制度文件除了指导该制度文件中所涵盖部门的部门工作外,还可为同级其他宏观部门的工作提供不同角度的经验参考,该参考既包括现有制度文件内容的参考,也包括以往工作实施情况统计的参考(张玉磊,2012<sup>[29]</sup>)。

## (三) 审计机关作为宏观管理部门发挥作用的特征

第一,审计站位立足国家发展。审计机关作为宏观管理部门之一,其发挥作用的首要特征是坚持党的领导、立足国家发展,党的二十大提出“我们坚持加强党的全面领导和党中央集中统一领导”,《“十四五”国家审计工作发展规划》要求“审计作为党和国家监督体系的重要组成部分,要坚持以习近平新时代中国特色社会主义思想为指导,立足新发展阶段,贯彻新发展理念,构建新发展格局”。审计机关在开展审计工作时要与国家发展的大方针相一致,立足整个国家大局用宏观的视野开展审计,审计工作的重点为当前国家发展重点关注的部分(邓大松,2019<sup>[30]</sup>)。同时,中央审计委员会的正式成立也使党管审计的工作核心得到较大程度的深化,也从侧面推进了审计站位的提升。

第二,审计理念融入研究思维。新时代赋予审计工作新职责新使命,而审计机关履行新职责,完成新使命的其中一个重要内容为在审计理念的改革创新上下功夫。为更好地发挥宏观管理作用,审计机关要求在审计中融入研究思维,加强审计对象的研究,既要知道“是什么”,更要清楚“为什么”,还要研究“怎么样”“怎么办”,审计工作不仅是对被审计单位问题的揭示,更多是从现存问题出发研究是否还有同类问题、为什么会产生该问题、现阶段如何有效整改、未来如何防范等;又如推动审计作用前移,贯彻“防未病”理念,即从前端防范问题的发生,加大对可能发生风险的预警力度(晏维龙,2021<sup>[31]</sup>)。

第三,审计范围涵盖广泛。为全面履行审计监督职责,按照党中央国务院要求,审计机关在一定周期内对依法属于审计监督范围的所有管理、分配、使用公共资金、国有资产、国有资源的部门和单位,以及党政主要领导干部和国有企事业单位领导人员履行经济责任情况进行全面审计,实现审计全覆盖,做到应审尽审、凡审必严、严肃问责。按照政治—政策—项目—资金这条主线要求,已基本实现了横向到边纵向到底,

涉及国家经济社会生活的方方面面，同时，审计监督范围的扩大也正反映了国家审计已不仅仅是对资金使用、项目建设等面上可视问题进行揭示，更多的是深究导致上述问题出现的制度、体制、机制等深层次原因。

第四，审计工作方式多样。各级审计委员会的成立，加强了党对审计工作的领导，审计的权威性得到了提升，审计工作方式也更加便捷高效，审计机关向审计委员会报告工作，包括审计计划、问题揭示和整改成效等情况。同时，根据审计法规定，上级审计机关对下级审计机关进行业务领导，上级审计机关通过制定相关总体审计文件指导下级审计机关的工作，同时还可定期深入下级审计机关进行实地指导。另外，审计机关通过对被审计单位进行审计，揭示问题并提出整改，对存在违法违纪的人员等进行移送，其移送的相关材料可为司法机关、纪检监察机关等提供处理参考。

#### 四、审计机关作为宏观管理部门发挥作用的实践路径

(一) 审计机关作为宏观管理部门发挥作用的历史做法

自1983年审计机关建立以来，审计机关一直在宏观调控中发挥作用，不同时期发挥宏观管理作用的方式不同、重点不同。由图2可知，审计机关的历史包括建立初期、探索发展期、持续发展期、不断规范期，作为宏观管理部门发挥作用经历了关注、体现、围绕、聚焦等过程。

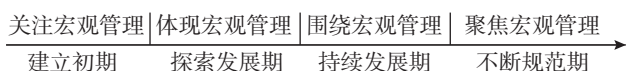


图2 审计机关作为宏观管理部门发挥作用的历史

1. 审计制度建立初期发挥“差错纠弊”严肃财经纪律作用，关注宏观管理。

根据1982年宪法规定，县级以上人民政府设立审计机关，“边组建、边工作”是审计机关建立期的工作方针，其工作思路是围绕主动作为、问题导向这两个方面所展开，既为审计工作的开展打开了局面，也为后期审计规律的探索、审计认识的深化奠定相应的前期基础。这个时期重点审计预算外资金的使用、企业亏损、生产经验中的损失浪费以及严重违反财经纪律等，主要在严肃财经法纪、纠正账目差错，促进改善管理、提高经济效益等方面发挥作用。审计工作在这一时期主要是适应维护国家财经法纪、保障改革开放和经济建设健康发展的需要，宏观管理体现在审计工作中表现为关注宏观管理中的一些具体问题(李淑琴, 2003<sup>[32]</sup>)。

2. 积极探索发展时期狠抓影响经济体制改革的要害问题，体现宏观管理。

随着经济体制逐步从计划经济向社会主义市场经济转变，审计机关围绕国家治理经济环境、整顿经济秩序的重大部署，围绕经济工作中心任务，抓影响、干扰经济体制改革的要害问题。1985年全国审计工作会议将审计机关的工作方针转化为“抓重点、打基础”，围绕党的经济工作中心任务，就突出问题部署重点审计工作，同时，采取充实审计队伍、培养审计人才、健全审计法规、改进机构体制等为审计事业发展创造条件。1990年对工作方针做了适度微调，提出“积极发展、逐步提高”的工作方针，要求提高审计人员政治、业务素质，提高审计工作水平等，扩充审计的范围，如对基建投资、农业资金和利用外资等开展审计，审计内容向管理和效益方面延伸，强调以微观审计为基础，从宏观着眼，发挥审计监督在宏观管理中的作用。

3. 持续发展时期紧紧围绕转变经济体制和经济增长方式发挥作用，围绕宏观管理。

随着社会主义市场经济体制初步建立，实行依法治国基本方略，面对更加活跃的经济环境，国家治理对国家审计的作用定位需求也在发生变化，要求提高监督的层次和水平，加大违法违纪和经济犯罪线索查处力度，还要兼顾管理和效益。1991年全国审计工作会议提出了“加强、改进、发展、提高”，这“八字”方针的确立为后续国家审计实现内涵式、高层次发展发挥重要作用，从一定程度上体现了审计机关从微观到宏观转变的客观规律。审计工作关注转变经济体制改革和经济增长方式，围绕宏观管理如何提高经济质量和效益这一中心，以财政财务收支的真实合法为重点，维护财经秩序，提高资金使用效益。

4. 审计制度不断规范时期强化对权力运行的制约和监督，聚焦宏观管理。

随着社会主义市场经济体制的日趋完善，要求加强对权力运行的制约和监督，健全对行政权力的监督制度，充分发挥监察、审计等专门监督的作用。为适应完善社会主义市场经济体制的要求，审计机关对业务格局整合调整为财政审计、金融审计、企业审计和经济责任审计的业务格局，并提出了“依法审计、服务大局、围绕中心、突出重点、求真务实”工作方针。该“二十字”方针自1998年确立以来沿用至今，是对之前审计工作方针的继承和延伸，对审计实践具有长期的指导意义，其中，依法审计和求真务实

是审计工作的基本思想、基本精准，围绕中心和服务大局是审计工作的重要战略，突出重点是审计工作的重要原则。服务大局和围绕中心的这个工作方针要求，也正是体现了审计工作要聚焦宏观，审计机关要在宏观管理中发挥作用。

(二) 审计机关在宏观管理中发挥作用的现实选择

### 1. 审计过程融入研究思维。

开展研究型审计是审计机关发挥宏观管理作用的有效方式。审计机关在开展审计工作时，以“政治—政策—项目—资金”为主线，将研究型审计思维融入审计全过程中，在审前、审中、审后三个阶段均发挥研究型审计思维。一是强化审前政策研究。审计机关在审计项目开展前，都会对该项目所涉及的相关政策加以梳理，经济监督不能脱离资金，任何资金、项目的背后都有政策，政策的背后反映的都是政治，通过政策梳理对该审计项目中可能存在的风险点进行分析。二是强化审中过程研究。审计机关在审计过程中，需研究审计对象、行业特点，系统分析管理模式和内控机制，有针对性地揭示该审计项目中可能存在的管理问题、体制机制问题、行业性问题和重大风险隐患。三是强化审后总结研究。审计项目结束后，组织开展审计项目总结研究，通过对审计项目整个过程进行归纳和提炼，深入研究和打磨可供复制和推广的审计思路、方法和技巧，将上述思路、方法和技巧等运用到往后审计项目中，更好地服务于宏观管理。

### 2. 审计结果坚持问题导向。

二十大指出，“必须坚持问题导向。问题是时代的声音，回答并指导解决问题是理论的根本任务。”《“十四五”国家审计工作发展规划》中提到“审计机关要坚持问题导向，精准施策，力补短板，推动审计工作高质量发展”。因而，审计机关在揭示过程中坚持问题导向显得尤为重要。这既能助力审计机关快速定位可能存在的风险点，提高审计效率，又能使提出的整改意见更具针对性，即从问题本源入手，帮助被审计单位有效解决问题、消除风险（李曼和陆贵龙，2018<sup>[33]</sup>）。此外，坚持问题导向开展审计揭示工作，也能便于问题分类，形成多类别、全方面的问题汇总清单，使审计揭示成效得到明显反映。以往审计机关揭示问题大多基于现有材料或往年审计资料判断可能存在的风险点，而现行对国家审计坚持问题导向揭示问题则要求审计机关要拓宽审计信息渠道，审计机关除获取被审计单位材料、实地调研材料、往年审计资

料外，还可从其他部门调取辅助性材料，揭示具体存在的问题，通过发现问题的方式发挥宏观管理作用。

### 3. 审计整改强调标本兼治。

审计整改是审计监督的后半篇文章，是审计发挥宏观管理作用凸显审计监督效能高低的最佳手段。为提升审计整改效果，要实现审计整改由治标多治本少向标本兼治转变。审计机关在揭示问题过程中，最直观的是看到资金是否合理合规使用、项目建设和运营是否规范、政策是否落实到位等，更重要的是分析导致上述问题产生的根源，即是否是因为体制机制制度不完善而产生问题。审计机关提出整改建议时，大多采用对应性质方案，即出现什么问题提出什么整改建议，如出现资金闲置问题时，提出盘活资金的整改方案，但更重要的是为何会出现资金闲置问题，是否是因为缺少相关资金使用制度、是否是执行机制执行不到位、是否是资金使用机构之间协调不一致等。因此，审计机关为提升整改效果，不仅要对应问题提出对应整改方案，还要关注到导致该问题产生的深层次原因，从源头解决该问题，对存在的体制机制制度缺陷提出针对性整改建议、对相关违法违纪单位、人员进行移交，交由相关部门处理处罚，以此减少“屡审屡犯”情况的发生。

### 4. 审计防风险贯穿工作全程。

二十大提出，“必须坚持系统观念。万事万物是相互联系、相互依存的。”国家审计不能只查问题，还要形成常态化“经济体检”，才能形成系统的防范风险体系。国家审计需将防风险贯穿于整个审计过程始终，通过揭示风险、分析风险、治理风险等方式在宏观管理中发挥作用。一方面，国家审计通过发挥在党和国家监督体系中的重要作用，依法每年对重大经济政策和政府财政资金的落实情况进行审计。另一方面，在审前工作中，审计机关通过提前介入各级政府部门制定政策、项目招投标、资金计划与拨款等工作中，从工作前端把控政策落实、项目建设和资金使用等方面可能存在的风险点，从源头减少问题发生的概率；在审中工作中，审计机关对审计过程中所揭示的问题进行分类汇总，根据分类汇总清单进行分析，在后续审计工作中可以此为重点进行审计；在项目完成后，审计机关对整改情况开展专项审计，重点关注先前存在问题是否整改到位，对未根治的问题进行持续整改，从根本上防止同类问题出现“屡审屡犯”现象。通过常态化“经济体检”，国家审计可以对政策和政策落实效果进行评价，达

到风险预警“防未病”的效果，实现与现有监管的有效协同。

(三) 审计机关在宏观管理中发挥作用的路径经验

如表1所示，审前立项阶段，需要注重“未雨绸缪”，通过研究以强化审计立项在总体上把握宏观；揭示问题阶段，通过对微观个体高效精准地揭示问题，进而规范管理、促进改革，服从于国家的整个宏观管理；审后建议阶段，通过对微观主体开展审计，总结、分析、提炼出带有普遍性、倾向性的问题，立足行业特性也就是中观层面，据此提出审计建议，防患于未然，立足中观服务宏观。

表1 审计机关在宏观管理中发挥的作用

时间	在宏观管理中的作用	具体表现
审前立项阶段	总体上把握宏观	提高政治站位，从宏观上把握党中央在关心什么、强调什么，审计就审什么
揭示问题阶段	高效精准着眼微观，服从宏观	把问题当课题来研究，通过研究去粗取精地梳理问题，把研究作为解决问题的基本路径
审后建议阶段	防患于未然，立足中观服务宏观	从源头上提出防范措施，帮助被审计单位加强制度建设，提升管理水平

1. 在审前立项时要把握宏观。

在审计项目立项时，按照新时期开展研究型审计的要求，需要牢固树立政治机关意识，提高政治站位，心怀“国之大者”，要从宏观上把握党中央在关心什么、强调什么，审计就审什么。这就是要深刻领会党中央决策部署的政治意图、战略谋划和实践要求，自觉融入大局、主动服务大局，要沿着“政治—政策—项目—资金”这条线自上而下、自下而上开展研究，聚焦“经济监督”主责主业，研究党中央对审计对象及所在地区、行业、领域的决策部署，研究审计对象所处领域、行业所面临的外部环境，助力国家审计增强大局意识。具体来说，就是要规范审计项目计划管理，对审计项目信息实行动态管理，科学谋划年度审计项目计划和中长期审计工作规划，对经济社会热点，从立项背景、审计目标、审计内容、组织方式、审计成果及运用等方面对拟审计项目进行论证，提升审计立项的科学性和整体性从而提升整个审计工作的宏观性。

2. 在审中揭示问题时要高效精准着眼微观，服从宏观。

审计在改革进程中要发挥宏观管理作用，就需要基于审计实践，从审计揭示问题入手，把问题当课题

来研究，弄清楚问题的本质，分清楚问题的主次，通过研究去粗取精地梳理问题，把研究作为解决问题的基本路径。为了高效精准地揭示微观个体的问题，就需要收集归纳各方面的观点，结合审计实践获得的信息，形成审计观点，同时针对出现这些问题的体制机制原因，从审计的视角进行分析判断和甄别，只有将微观问题纳入宏观思考，揭示的问题才能做到精准。在高效精准揭示问题过程中，要充分运用信息优势，通过收集数据、分析数据、数据处理，揭示违纪违法、损失浪费、资源损毁、失职渎职、风险隐患等问题，揭示出普遍性、倾向性的问题，根据揭示的问题，更要专注容易产生问题的薄弱环节和漏洞，注意从体制机制制度方面剖析宏观管理中存在问题的原因。

3. 在审后提建议时要防患于未然，立足中观服务宏观。

审计机关在提建议的过程中，立足中观并与微观审计和宏观管理相结合，从源头上提出防范的措施和建议，帮助被审计单位加强制度建设，提升管理水平，做到服务与监督的有机结合。审计建议要为决策提供参考，甚至直接转化为具体的政策措施，就要求所提建议要精准，要符合党和国家政策导向，要有针对性、管用、具有可操作性。在具体的审计项目实施阶段，甚至立项阶段就需要整体构想、通盘考虑，在审前就要对揭示什么问题、提出什么建议作出预判。审计建议要立足中观服务宏观，就要求基于审计发现问题归纳、提炼和取舍，与审计揭示的问题相互印证，针对普遍性、倾向性问题深入分析，有针对性地从推动完善制度机制、推动优化行业政策、推动健全法律法规等层面研究解决问题的具体措施，体现审计“微观入手、宏观着眼”的专业优势，把对微观经济的审计监督同促进加强宏观管理结合起来（章轲，2022<sup>[34]</sup>）。

五、审计机关作为宏观管理部门发挥作用的未来展望

(一) 理论创新展望

一是要丰富和发展具有中国特色的国家治理理论。“治理”囊括了社会中的不同组织和机构，而国家治理是赋予国家权力，对国家和社会事务进行控制、管理和提供服务，实现确保国家安全等目的。正是因为国家治理所体现的独有内涵，使得国家治理理论在各国的国家治理中显得尤为核心。但各国呈现的国情均有所差异，导致国家治理理论中所涉及的内容对是否均利于该国国家治理仍需持辩证态度。因此，我国国家治理需依据我国国情对现有国家治理理论进

行要性拓展,要基于国家治理理论,实现理论与实践相统一。而针对中国特色国情的国家治理内容,在整个国家治理的决策、执行和监督系统中,审计属于监督系统,通过依法用权力制约权力,服务于国家治理的决策系统,对国家治理的执行系统实施监督和约束。发挥监督作用的审计机关,如何在不断完善国家治理,进而实现国家的可持续发展等方面发挥宏观管理的积极作用,虽然在实践中已有了很好的探索和经验,但是仍需现有国家治理理论进行必要拓展,形成适用于我国特色治理的国家治理理论,以此指导审计机关在宏观管理中发挥积极作用,找到更好的工作方式和途径。

二是丰富和完善中国特色社会主义国家审计理论体系。党的十八大以来,审计实践不断探索创新,审计理论不断丰富发展,审计的重要性越来越被认知,已成为党和国家监督体系的重要组成部分。党的十九大和十九届三中全会决定改革审计管理体制,组建中央审计委员会,将其作为党中央决策议事协调机构。习近平总书记担任中央审计委员会主任,亲自谋划、亲自部署、亲自推动审计领域重大工作,发表一系列重要讲话,作出一系列重要指示批示,为新时代审计工作指明了前进方向、提供了根本遵循。党领导审计工作的制度机制进一步细化实化。理论是实践的先导,实践是理论的检验,审计实践的创新对审计理论体系丰富完善提出了要求,需形成更为完善的中国特色社会主义国家审计理论体系,该理论体系需要坚持党的全面领导,实现健全集中统一的审计工作体制机制,同样也要为政策落实跟踪审计、财政审计、金融审计、国有企业审计等各种审计工作实践提供相应的理论支撑,为各业务类型审计如何在宏观管理中发挥作用提供理论支持。

## (二) 实践做法展望

党的二十大提出,“在新中国成立特别是改革开放以来长期探索和实践基础上,经过十八大以来在理论和实践上的创新突破,我们党成功推进和拓展了中国式现代化。”自党的十八大以来,审计也进行了长期实践,并为中国式现代化作出了巨大贡献。具体而言,一是将研究思维贯穿审计工作始终,增强宏观管理意识。开展研究型审计聚焦主责主业,把研究工作作为做好当前和今后一个时期审计工作的谋事之基、成事之道,这更是适应新时期新要求,根据审计的职责定位和使命任务做出的具体安排。这就要求转变思维和工作机制,切实把研究贯穿审计工作立项、问题和建议等全过程,着眼微观个体、立足中观行业、把

握宏观大局,为审计在宏观管理中发挥作用建立良好的工作机制。将研究思维作为一种工作方式,这种研究思维不止局限于揭示某个具体问题、提供何种整改建议,而是在整个审计过程中,如何透过揭示的表面问题分析导致该问题产生的原因,即是否存在体制性障碍、机制性缺陷、制度性漏洞等,从一种整改意见出发思考是否针对同类型问题可以出台一整套整改方案、思考应采取何种方式减少“屡审屡犯”问题的产生等。因此,研究型审计思维在与审计实践工作紧密结合时,在审计过程的各个环节都融入该思维。这种结合要求审计机关要深入研究和把握党中央、国务院及各级地方政府出台相关政策、部署相应战略等背后意义,通过收集宏观管理信息、发现宏观管理问题、提出宏观管理建议的方式参与宏观管理。

二是在常态化“经济体检”中重在“防未病”,把握宏观管理重点。经济监督是国家审计的基本职能,也就是在日常“经济体检”中,审计机关参与宏观管理主要是揭示日常监督中发现的问题,提出审计建议给予解决。但在整个国家治理体系中,审计要在国家治理体系和治理能力现代化中发挥作用,特别是要在宏观管理中发挥作用,要求审计机关不仅在常态化“经济体检”中要“查病”,更要“治已病”“防未病”。这一思想充分强调了“防未病”的重要性,也明确了其作为审计未来工作的重点。其中,“防未病”一方面要做到对未发生风险的预防,即通过审计发现宏观管理中存在的问题,通过完善制度机制加强管理,从源头预防风险的发生;另一方面,要做到对风险再发生的防范,而该要求则需要审计机关在审计全过程中都树立防风险意识,即既可从问题出发审查是否存在普遍性,也可对已整改地区采取“回头看”模式,通过对整改情况开展专项审计的方式审查是否切实得到整改。

三是推动国家审计服务国家治理的制度供给,完善宏观管理工作机制。党的二十大提出“未来五年,国家治理体系和治理能力现代化深入推进”。国家审计作为独立、专业、综合的第三方独立机构,在国家治理中的管理者与被管理者之间构建监督与服务并重的沟通桥梁,是深入推进国家治理体系和治理能力现代化的手段。国家审计通过发挥监督职能作用督促被审计对象更好地履职尽责,还可以向被审计对象反馈审计过程中所发现的问题并提出审计建议,如政策整体执行情况、问题揭示梳理、整改成效评价等,以便相关部门及时调整后续政策内容或为其后续深入实地指导被审计对象开展工作提供前期基础。而为使国家



审计充分发挥其独立的监督职能,要进一步落实国家审计服务国家治理的制度供给,从制度层面明确国家审计如何在宏观管理中发挥作用。要加强顶层设计,将国家审计在宏观管理中发挥作用的一些经验做法,固化到相关的工作机制和规章制度中去,特别是在各级审计委员会的工作机制、审计法及其实施条例、各种规则制度中明确审计机关发挥宏观管理的方式和途径。要在具体工作中为如何发挥宏观管理提供保障,在制定细化具体审计方案时,要根据当前我

国发展重点强调宏观性,如国企高质量发展、乡村振兴战略、共同富裕等均是现阶段我国发展的重点,在审计中要特别予以关注。还要依据宏观管理需要完善审计结果公告制度,通过公告让公众参与监督,发挥威慑作用,使审计机关参与宏观管理的方式获得更多认同感,不仅要公告发现的问题,还要公告整改情况,同时还要引导和督促地方各级审计机关加大公告力度,充分发挥审计报告在宏观管理中的积极作用。

## 参考文献

- [1] 孙宝厚. 关于新时代中国特色社会主义国家审计若干问题的思考 [J]. 审计研究, 2018 (4): 3-6.
- [2] 刘家义. 论国家治理与国家审计 [J]. 中国社会科学, 2012 (6): 60-72, 206.
- [3] 刘家义. 国家治理现代化进程中的国家审计: 制度保障与实践逻辑 [J]. 中国社会科学, 2015 (9): 64-83, 204-205.
- [4] 晏维龙, 韩峰, 汤子. 新常态下的国家审计变革与发展 [J]. 审计与经济研究, 2016 (2): 3-13.
- [5] 彭华彰, 戚振东, 刘军, 等. 审计发挥经济体检作用研究 [J]. 审计研究, 2020 (5): 3-9.
- [6] 刘力云, 崔孟修, 王慧, 等. 对国家审计基本概念仍需深入研究——基于一项有关国家审计基本概念和定义认知访谈结果的分析 [J]. 会计之友, 2021 (8): 15-21.
- [7] 叶陈刚, 冯银波, 王孜. 国家治理结构与审计制度变革——基于预防惩治腐败的视角 [J]. 中国审计评论, 2017 (2): 12-20.
- [8] 崔雯雯, 张立民. 国家审计促进官民共治的作用研究 [J]. 北京交通大学学报 (社会科学版), 2015 (4): 52-58.
- [9] 刘笑霞. 政府公共受托责任与国家审计 [J]. 审计与经济研究, 2010 (2): 23-31.
- [10] 李凯. 从公共受托责任演进看国家审计本质变迁——兼论审计“免疫系统”论 [J]. 审计与经济研究, 2009 (1): 12-15.
- [11] 蔡春, 朱荣, 蔡利. 国家审计服务国家治理的理论分析与实现路径探讨——基于受托经济责任观的视角 [J]. 审计研究, 2012 (1): 6-11.
- [12] 戚振东, 吴清华. 政府绩效审计: 国际演进及启示 [J]. 会计研究, 2008 (2): 76-85, 96.
- [13] 褚剑, 方军雄. 政府审计能够抑制国有企业高管超额在职消费吗? [J]. 会计研究, 2016 (9): 82-89.
- [14] 黄溶冰. 党政领导干部经济责任审计的层次变权综合评价模型——基于科学发展观的视角 [J]. 审计研究, 2013 (5): 53-59.
- [15] 蔡春, 李江涛, 刘更新. 政府审计维护国家经济安全的基本依据、作用机理及路径选择 [J]. 审计研究, 2009 (4): 7-11.
- [16] 张立民, 崔雯雯. 国家审计推动完善国家治理的路径研究——基于国家审计信息属性的分析 [J]. 审计与经济研究, 2014 (3): 13-22.
- [17] 李明, 聂召. 国家审计促进地方经济发展的作用研究——来自省级地方政府的经验证据 [J]. 审计研究, 2014 (6): 36-41, 112.
- [18] 陈丽红, 张龙平, 朱海燕. 国家审计能发挥反腐败作用吗? [J]. 审计研究, 2016 (3): 48-55.
- [19] 时现, 李善波, 徐印. 审计的本质、职能与政府审计责任研究——基于“免疫系统”功能视角的分析 [J]. 审计与经济研究, 2009 (3): 8-13.
- [20] 赵保卿. “免疫系统”论与审计的预防职能 [J]. 审计与经济研究, 2009 (3): 3-7.
- [21] 王彪华. 新形势下国家审计职能定位研究 [J]. 中国软科学, 2020 (11): 162-171.
- [22] 谢志华, 孟丽荣, 余应敏. 政府绩效审计职能之二维层面: 解除受托责任与实现决策有用 [J]. 审计研究, 2006 (3): 28-32.
- [23] 王帆, 谢志华. 政策跟踪审计理论框架研究 [J]. 审计研究, 2019 (3): 3-10.
- [24] 肖振东, 吕博. 从审计工作报告看国家审计发展 [J]. 审计研究, 2013 (5): 17-22.
- [25] 刘熙瑞. 服务型政府——经济全球化背景下中国政府改革的目标选择 [J]. 中国行政管理, 2002 (7): 5-7.
- [26] 李卓, 郭占锋, 郑永君. 政策更迭与策略应对: 基层政府“反复整改”的逻辑及其治理——以 A 镇精准扶贫政策执行为例 [J]. 中国行政管理, 2022 (3): 30-38.
- [27] 周志忍, 蒋敏娟. 中国政府跨部门协同机制探析——一个叙事与诊断框架 [J]. 公共行政评论, 2013 (1): 91-117, 170.
- [28] 柴宝勇, 石春林. 党的领导体制下的政策制定模式及其特征——基于主体、结构和层级的视角 [J]. 中国行政管理, 2022 (2): 100-108.
- [29] 张玉磊. 公共危机治理: 从碎片化到整体性 [J]. 理论探索, 2012 (6): 117-120.
- [30] 邓大松, 张永春, 杨晶. 审计促进提升公共投资绩效路径研究 [J]. 审计研究, 2019 (2): 48-54.
- [31] 晏维龙. 关于开展研究型审计的几点认识 [J]. 审计观察, 2021 (11): 34-40.
- [32] 李淑琴, 周新生, 鄢培录. 艰苦的岁月光辉的足迹——中国革命根据地审计史概述 [J]. 中国审计, 2003 (16): 58-60.
- [33] 李曼, 陆贵龙. 问题导向的公共投资审计模式研究 [J]. 审计研究, 2018 (4): 62-69.
- [34] 章轲. 认真学习宣传贯彻党的二十大精神奋力谱写审计理论研究工作新篇章 [J]. 审计研究, 2022 (6): 3-7.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

# 中国城市财政体制改革探索

——基于 X 省 Y 市的案例研究

Exploring the Reform of Public Finance in Chinese Cities: A Case Study

苗庆红 钟明熹

MIAO Qing-hong ZHONG Ming-xi

**[摘要]** 我国城市财政体制的现状是怎样的？在我国设区的城市中，城市财政体制的一项重要意义在于确立市级与区级政府间的财政关系。我国设区的城市中市级政府与区级政府间的财政关系是怎样的？市、区政府间的财政关系对当地的资源配置产生怎样的影响？这些影响对于探索我国城市财政体制改革有何启示？笔者基于 X 省 Y 市财政体制的案例，详述了“分灶吃饭”下市、区两级政府的收入分配、支出责任划分、转移支付和财力现状。根据田野调查获取的一手数据分析发现，城市“分灶吃饭”的财政体制可能衍生出一种不利于当地资源配置的“内耗型”政府间财政关系。当财力缺口普遍存在时，“以本级为中心”的激励驱使市、区两级政府争抢税收“讨价还价”，城区同级之间降税降费“逐底比赛”，两级政府以非税收入增加财政收入，最后引发重复建设、产能低效等资源错配的矛盾。据此，笔者归纳经验教训，为实践中我国城市财政体制的改革探索提供政策建议，并回应财政分权有关资源配置“抑制论”和“促进论”的理论分野。

**[关键词]** 财政分权 资源配置 城市财政体制 政府间财政关系

**[中图分类号]** F812.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 08-0012-11

**Abstract:** How does public finance operate in Chinese Cities? How does it relate to the resource allocation in locality? What lessons can be drawn with respect to financial reform? Based upon a case study in China, this article delves into such institutional arrangements as revenue sharing, expenditure assignment, and transfer payments under a fiscally decentralized system. With the empirical analysis on the qualitative data acquired from field survey, this article illustrates that decentralized finance might engender an “internal-friction” type of intergovernmental fiscal relation that impairs the local finance from improving resource allocation. Insofar as fiscal hardship prevails, local finance actors would be driven to further the fiscal interests of corresponding administrative level rather than the interests of the city as a whole. Specifically, revenue sharing is bargained by city- and district-level governments, harmful tax competitions arise among district-level governments, and both levels of government raise an inadequately high level of non-tax revenue. As a result, local finance can barely facilitate resource allocation in locality. This article accordingly manages to draw a lesson envisioning a direction towards which the public finance system in Chinese cities could be reformed, and to construe the causal mechanism between fiscal decentralization and resource allocation.

**Key words:** Fiscal decentralization Resource allocation City finance Intergovernmental fiscal relation

**[收稿日期]** 2023-03-09

**[作者简介]** 苗庆红，1966年1月生，北京大学政府管理学院副教授，博士生导师，国家治理研究院副研究员，公共治理研究所委员，研究方向为公共财政与预算；钟明熹，1994年8月生，北京大学政府管理学院博士研究生，研究方向为公共财政与预算。本文通讯作者为钟明熹，联系方式为 JohnZhong77@126.com。

**[基金项目]** 国家社会科学基金重大委托项目“国家治理中的积极政策比较研究”（项目编号：19@ZH046）；北京大学公共治理研究所一般课题研究项目“政府间的财政关系研究”（项目编号：YBXM202107）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

## 一、问题的提出

党的二十大报告指出,要以高质量发展为主题,更好地发挥政府作用,着力提高全要素生产率。全要素生产率是一种反映资源配置情况的指标,而资源配置指的是公共产品的供给,或者说将总资源分化在私人产品和公共产品之间并产出特定公共产品组合的一个过程(Musgrave和Musgrave,1989<sup>[1]</sup>)。从马斯格雷夫(1959)<sup>[2]</sup>的公共财政三职能来看,资源配置是地方政府的公共财政职能,而收入分配和宏观经济稳定属于中央的公共财政职能。这是由于地方政府在揭示当地公共偏好上具备信息优势(Hayek,2009<sup>[3]</sup>),并且存在保护市场和发展地方经济的激励(Qian和Weingast,1997<sup>[4]</sup>),面对辖区竞争时会理性地供给效率水平的公共服务(Tiebout,1956<sup>[5]</sup>;Oates,1999<sup>[6]</sup>),因此在很大程度上,全要素生产率的提高、资源配置的优化取决于地方公共财政的体制设计是否科学、合理。

随着社会主义市场经济体制改革的深入,我国公共财政体制在不同层级政府中逐步得到完善。在央地层面,国务院2016年出台《关于推进中央与地方财政事权和支出责任划分改革的指导意见》对央地政府间财政关系作出细化规定。在基层地方,财政省直管县、乡财县管等财政体制改革,也是理顺县乡基层的财政关系的尝试。2022年,国务院印发《关于进一步推进省以下财政体制改革工作的指导意见》,明确提出“优化资源配置”“理顺省以下政府间收入关系”“清晰界定省以下财政事权和支出责任”等工作部署。可见,我国财政体制改革的阶段性重点已经关注到省以下层级。

财政体制的核心要义在于确立起不同层级政府间的财政关系。政府间财政关系的理论研究方面,学会上观央省、下察县乡,对我国“一头一尾”的政府间财政关系积累了可谓汗牛充栋的研究成果。然而,对于城市财政体制的理论探讨极为匮乏,特别是在设区的市,市级与区级政府之间的财政关系亟待理论深挖。据此,本文提出的研究问题是:我国城市财政体制的现状是怎样的?我国市级与区级政府间财政关系现状是怎样的?怎样影响当地的资源配置?这对我国城市财政体制的改革探索有何启示?

回应上述问题具有现实和理论两个层面的意义。一方面,分析研判我国城市财政体制的实践问题,可以服务于我国财政体制改革进程的阶段性需要。另一

方面,财政分权理论是一个理解我国政府间财政关系的重要理论框架,其实证检验中得到相互对立的结论,既有证据表明财政分权能促进地方资源优配,也有证据显示财政分权能引发资源错配,因此学界形成了“抑制论”和“促进论”的理论分野。本文采取的案例研究方法能有效回答“为什么财政分权能够促进或是抑制资源配置效率”的问题,进而对这一理论分野提出具有建设性的理论回应。

## 二、文献述评

我国城市财政体制的现有文献可以根据研究方法的不同分为两类。第一类是针对特定城市的质性案例研究。吴湘玲和高红岩(2001)<sup>[7]</sup>对比了四川省德阳市1993至1997年的财政收入和财政支出数据,分析出当地存在财政收支矛盾和上级政府下压支出责任的问题。胡怡建(2009)<sup>[8]</sup>从制度安排的层面呈现了上海市分税制改革的案例,详述了改革前后上海市及其区县之间的政府间财政关系变化。王宏(2014)<sup>[9]</sup>关注贵阳市的财政体制安排,分析了分税制改革前后的市、区政府间财政关系变化,并以改革后市级的财力占比下降为依据,得出分税制改革导致市级宏观调控能力趋弱、不利于公共服务均等化的结论。孙永君(2013)<sup>[10]</sup>基于K市的税收上解、税收返还和转移支付等财政数据,提出财力向上集中是一个愈发明显的普遍趋势。田发和周琛影(2018)<sup>[11]</sup>对比了上海市、区政府间的事权、支出责任的归属与实际支出之间的差异,指出了当地事权与支出责任“错位”的问题。骆平原(2015)<sup>[12]</sup>考察了防城港市的公共支出结构,指出地方财力与事权不相适应等城市财政体制设计不合理的问题。

上述研究大多是对城市财政体制安排或财政数据的分析,存在一定的局限性。第一,未能突出情境。作为质性研究却很少通过田野调查收集一手资料,而是仅仅停留在官方公布数据或政策文本上,没有深入到城市财政的行动主体中去观察市、区两级财政在实际运行过程中各自面临的现实约束及应对的行动策略(黄江明等,2011<sup>[13]</sup>)。第二,没有描述和分析不同财政主体间的互动过程。这些研究往往笼统地讨论当前财政体制对市级和区级财政分别产生了怎样的影响,至于市级与区级之间、城区同级之间的互动过程几乎未被提及,难以阐明城市财政体制对市级和区级财政的影响是如何发生的(Edmondson和McManus,2007<sup>[14]</sup>)。第三,实效评估缺失。上述研究中的问题

识别与对策探讨,大多属于是一种财政学规范原则与实践情况之间的差距分析,未能进一步地科学评估现有制度对当地而言的具体实效,这意味着城市财政体制的研究还有很大的延展空间。

第二类文献是基于统计模型回归的量化研究,主要是以模型检验财政分权与资源配置效率之间的关系。传统财政学认为,财政分权是有助于优化资源配置的制度安排(Oates, 2005<sup>[15]</sup>),但是这组关系在我国城市的实证检验中出现了极大争议,现有文献中积累了大量相互对立的研究结论,学界形成了“促进论”和“抑制论”的理论分野。例如,邓晓兰等(2019)<sup>[16]</sup>以城市的全要素生产率测度资源配置效率,得出财政分权显著抑制了当地资源配置效率的结论。罗昌财和沈建祥(2022)<sup>[17]</sup>用城市公共服务的供给水平作为产出指标,发现财政分权对资源配置效率的影响显著为负。又如,方杏村等(2020)<sup>[18]</sup>在投入指标中添加了土地和能源投入,结果表明在专业化产业集聚下,无论是收入还是支出上的财政分权都能优化资源配置效率。赵为民和李光龙(2016)<sup>[19]</sup>利用小学师生比和医院病床位数来衡量产出,同样发现收支上的财政分权对资源配置效率的影响均为正向。

表面上看,如此矛盾的研究结论似乎是由于学者们测度资源配置效率的方式不同,但更进一步地来说,这些定量研究往往简单地以城市财政收入或支出占省级或全国的比重来定义财政分权程度,而未能深入考虑到我国城市财政体制的异构性——市与城区政府间财政关系的不同要素。例如,收入分配、事权与支出责任划分以及各级财力现状等要素均可能存在水平参差的差异,并且这些差异会进而驱使各级政府采取截然不同的行为策略,从而对资源配置效率形成程度不同的影响。换句话说,探索我国的城市财政体制改革,不应只是静态地考察制度所产出的结果,还要从财力现状、行动策略和互动过程中突出不同层级财政行动者的情境,才能更好地理解财政分权与资源配置间的关系。

本文的边际贡献在于:第一,立足田野调查。依托田野调查X省Y市中收集到的一手资料,详述不同财政层级所面临的现实约束、行动策略以及互动过程,弥补既有讨论中情景描写的不足。第二,科学评估实效。基于X省Y市的财政数据等二手资料评估当地的资源配置效率优化情况,将城市财政体制的研究空间向制度的实效层面延展。第三,回应理论纷争。案例研究的方法特性能够有助于剖析传导机制,

有效回应被研究变量之间相互影响的过程,为财政分权理论的研究进展提供洞见。

### 三、案例选取、数据采集与分析框架

#### (一) 案例选取

本文的理论关注点是城市财政体制与资源配置之间的关系。财政分权的理论传统认为,分权能够促进资源优化,这显然不能解释为什么有的实证研究表明财政分权可能“抑制”资源配置效率。换句话说,财政分权理论亟待一个详实充分的“抑制论”机制解释,去理解财政分权对资源配置效率的抑制影响是如何发生的。因此,对一个财政体制上有着显著的分权特征,同时资源配置效率水平又较为低下的地方,采用案例研究很有可能形成有价值的认识。

本文选取的案例研究对象X省Y地级市基本符合上述要求。一方面,Y市的资源配置效率较为低下。Y市地处我国西部,属于欠发达地区,在省内GDP规模排名适中。2017年至2020年Y市GDP同比增速均值为6.8%,在省内排位比较靠后。同时,笔者研究团队在田野调查的过程中也了解到,当地官员对Y市的资源配置情况普遍给予了较低的评价。另一方面,Y市财政体制呈现出高度分权的特征。Y市与下辖的A、B、C三个城区的税收收入划分基本遵循企业属地原则,除了位于中心的A城区的契税和土地出让金收归市财政外,其余所有公共收入均留给城区财政自行管理,公共资金大量分散在城区手中。因此,X省Y市的总体情况与本文案例研究对象所应具备的特征基本吻合,能够符合案例研究倡导的典型性要求,对于回应本文的研究问题有十足明显的意义。

#### (二) 数据采集

本文的一手数据主要通过田野调查采集,笔者团队于2021年5月和9月前往X省Y市及其下辖A、B、C三个城区就政府间财政关系、财政体制现状与改革方向等主题展开实地调研。基于多种资料的三角论证以保障研究的信度与效度,具体包括:(1)调研访谈记录。采取半结构化访谈、专题座谈和私下交流等形式收集数据,并在多主体间交叉验证以核实信息的真实性与准确性,共计开展了5次深入访谈和8次焦点小组访谈,获取访谈记录近15万字(对象情况详见表1)。(2)政策文本梳理。文本包括Y市政府公开信息和政府内部资料,共收集到Y市1997—2021年间有关市与城区财政管理体制、重大项目与

企业财税征管工作决定、政府专题会议纪要、财政预决算报表等 70 余份政府文件，获得政策文本逾 25 万字。(3) 官方统计数据。为量化评估 X 省 Y 市的资源配置优化情况，分析中国 2006—2020 年 X 省的面板数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国财政年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》、国家统计局网站、X 省和 Y 市的统计年鉴以及国民经济和社会发展统计公报等。

表 1 访谈对象统计

地方	所属部门	共计
Y 市	财政局领导 4 人 预算科 2 人	22 人
A 城区	财政局领导 2 人 预算股、国库股、综合股、预算绩效股、经济建设股、教科文和社会保障股共 6 人	
B 城区	区政府领导 1 人 财政局领导 3 人 预算股、社保股、农业股和国库股共 4 人	
C 城区	财政局领导 2 人 预算股 1 人	

资料来源：整理自访谈记录。

### (三) 分析框架

如前所述，既有研究很少深入到城市内部去观察不同层级财政主体的行动策略、互动情况以及实效结果。本研究为了将讨论向这个方向延展，构建一个以“现状—行动—结果”为基本线索的分析框架（如图 1 所示）。



图 1 城市财政体制的分析框架

资料来源：作者自制。

首先，案例的逻辑起点是城市财政体制，由其确立了市、区两级政府的收入分配、事权与支出责任划分、转移支付等市、区政府间财政关系。接着，市、区间政府财政关系可能形塑各级财政行动主体的内在激励，进而驱使行动主体选择截然不同的行动策略。最后，依托于市、区两级财政行动策略的互动过程，分析当地的资源配置问题。资源配置的意涵是公共产品的供给（Musgrave 和 Musgrave, 1989<sup>[20]</sup>），涉及地方财政、经济的方方面面，例如，近年来地方财政的“焦点”问题——“保工资、保运转、保基本民生”的“三保”支出，前二者是地方供给公共服务的重要支撑，而后者更是地方公共服务的一种直接表现。同时，结合我国“以政府为主导”的发展模式，招商引资、产业发展规划等行为也是地方供给公

共产品的主要形式（马相东等，2021<sup>[21]</sup>）。因此，本文将从这些方面“管中窥豹”地理解地方的资源配置受到了何种影响。

## 四、案例分析

依据上述分析框架，案例部分首先从 X 省 Y 市的财政体制入手，接着详述市、区两级政府采取的行动策略，进而剖析城市财政体制如何通过行动主体的互动过程影响当地资源配置。

### (一) 城市财政体制

X 省 Y 市的财政体制可以概括为“界定收支，核定基数，定额上解，超收分成，超支不补，一定三年”。为充分调动各城区的积极性，Y 市设定了分级管理和财权事权相一致的原则，总体上呈现出具有高度分权特征的“分灶吃饭”色彩。

#### 1. 收入分配。

第一，税收收入主要遵循企业隶属原则，即“哪一级企业的税收，就归哪一级财政”，分为城区固定收入、市区共享收入和市级固定收入，不做二次分成。城区的固定收入包括：属于城区管理企业上交的所得税和利润、增值税 25% 部分、营业税、个人所得税、乡镇及以下的城市维护建设税、教育费附加、排污费、房产税、车船使用税、印花税、屠宰税、私营企业、个体工商户和农贸市场的税收、农牧业税、农业特产税、耕地占用税、遗产税和赠予税、乡镇及以下的罚没款收入、纳入预算管理的行政性收费和政府性基金。市区共享收入存在一定共享比例：契税按 60 : 40 分享；资源税、土地使用税、土地增值税、国有土地有偿使用，除上划 X 省 40% 外，余下的 60% 在市与城区按 50 : 50 分成；超收方面，A 城区按 20 : 80 分成，B、C 城区的超收全部自留。市级固定收入包括前述税种城区不参与共享的收入，以及属地为市级财政的企业方面财政收入。

第二，重大项目及工业园区的财政收入不适用企业归属关系原则，Y 市及其下辖城区主要根据项目投入和回报的预期“一事一议”，存在一定“讨价还价”空间。例如某无水港项目，市与 C 城区按 50 : 50 的比例分享税收收入；某物流城项目，市与 A 城区按 70 : 30 的比例分成，由项目产生的契税、教育费附加等方面又有进一步的差别。尽管分成比例繁琐各异难以概括具体比例，但比例的确定方法基本都建立在相关主体投资与回报相一致的公平原则上。

第三，土地出让金方面，A 城区的土地出让纳入

市级财政管理，B、C两个城区的土地出让收入由其自行安排管理，C城区自2015年起按一定比例向市财政上缴土地出让纯收益。作为地方财政一项重要收入来源，土地出让金并未全部纳入Y市财政统筹管理。

## 2. 事权与支出责任划分。

Y市在财政体制上未对事权与支出责任的划分做出细化规定，仅是较为模糊、笼统地规定各城区需要承担本级国家机关和经济社会事业发展的所需支出，包括基本建设投资、企业挖潜改造资金、科技三项费用、农村综合开发和支援生产支出以及文化、体育、计生、党政群干培训、教育、科学、卫生、税务统计和公检法司的部门事业费用等。

既然从事前的体制设定中难以看出市、区两级的事权与支出责任划分，本文从事后的角度，援引田发和周琛影（2018）<sup>[22]</sup>的方法，测算Y市的公共支出在市、区两级的分摊情况，分别计算Y市的名义支出比重与实际支出比重，前者根据一般公共预算支出可直接得出；后者则需要在原有基础上加入市对城区的转移支付支出，并在城区中剔除掉来自上级的转移支付收入，这样可以更加真实地反映出市与城区在支出中由市级财政所实际承担的部分。近年的计算结果如图2所示，名义支出比重上，市、区两级的支出责任基本处于持平状态。而从实际支出比重来看，市级平均支出占比跃升至76.66%，这意味着在城区平均50.19%的名义支出比重中，有26.85%的部分实际上是由市级政府提供资金所支持的，表明市级财政是Y市支出责任事实上的主要承担者，呈现出“高重心”的实际支出责任承担情况。

基于如此悬殊的市、区财政支出差距，可进一步推测Y市财政运行的两个特征。第一，财政资源被分散。Y市对城区转移支付的幅度较高，大量的财政

资源从市级财政分散到城区财政手中，符合前文关于Y市财政体制“分灶吃饭”有高度分权特征判断。第二，城区可能存在财政困境。城区财政支出大幅度地源于市级财政的转移支付，这或许意味着城区自身财力紧张而不得不依靠市级财政的转移支付来履行支出责任。

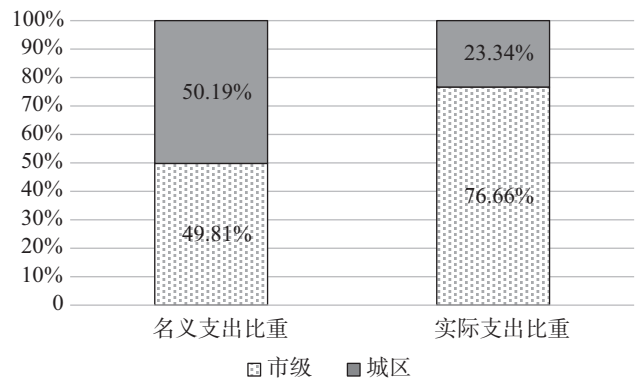


图2 Y市2016—2020年市与城区的平均支出比重

资料来源：根据《2016年—2020年Y市一般公共预算决算表》的数据整理计算得出。

## 3. 转移支付与财力

上文通过市、区间的转移支付廓清了事权和支出责任的划分情况，进一步聚焦于市、区两级整体的转移支付情况，则会发现Y市整体存在较为严重的财力缺口问题。调研发现，“财政困难”“财力紧张”和“收支矛盾”是在访谈中出现频次最高的关键词。结合财政自给率指标来看，市、区两级财政的本级收支平衡状态的确不容乐观。如表2所示，除C城区外，市本级、A城区和B城区的财政自给率约为一半以下，B城区仅有约20%的一般公共预算支出是本级收入完成的。由于Y市处于欠发达地区，经济发展基础较为薄弱，地方的公共支出特别依赖于上级转移支付收入，属于比较典型的“吃饭财政”。

表2 Y市2016—2020年市本级与下辖城区的财政自给率

	2016	2017	2018	2019	2020	平均值
市本级	44.38%	39.48%	34.68%	34.88%	32.25%	37.14%
A城区	55.93%	55.27%	49.72%	54.79%	46.19%	52.38%
B城区	25.74%	22.58%	17.23%	15.99%	13.62%	19.03%
C城区	89.76%	80.99%	81.47%	75.07%	75.09%	80.48%

资料来源：根据《2016年—2020年Y市一般公共预算决算表》的数据整理计算得出。

更重要的是，调研还进一步发现Y市存在严重的“隐性”财力缺口，账面上的财政数据尚不足以反映收支失衡问题的全貌，这就不得不提到基层财政的主要压力来源——“保工资、保运转、保基本民

生”的“三保”支出。在新冠肺炎疫情冲击和自2018年起减税降费的双重影响下，基层履行“三保”支出愈发困难，国家层面主要通过转移支付的方式缓解基层“三保”支出压力。例如，2020年建立的特

殊转移支付机制，中央资金“一竿子插到底”直达基层用于补足“三保”支出。然而问题在于，基层的转移支付收入至多只能覆盖显性的“三保”支出，那些游离于国家“三保”标准体系之外的隐性“三保”支出就只能由基层财政依靠自身筹措资金来执行，形成了“隐性”的财力缺口（王振宇等，2020<sup>[23]</sup>）。这种“隐性”财力缺口在Y市有如下几种表现。

第一，隐性财政供养人员。“保工资”是“三保”支出的首要任务，而上级转移支付中人员经费方面的数额是基于本级的编制数确定的，基本上仅覆盖编内人员的工资、福利和津贴等。超编人员的基本工资、人头经费等财政供养则需要市、区两级财政自筹解决。B城区财政局某领导描绘道，“在我们这里编制是个大问题，我们公务员700多个，但编外人员有1500多个，都要靠我们财政养活；现在财政支出搞标准化管理，超编的不被系统录入，上面的转移支付完全不能覆盖我们的支出，像我们区财政局就3个编制，有个副局长还是机关事业编。”（B城区财政局访谈资料2021-09-13）。

第二，隐性民生支出。基本公共服务是“保基本民生”的主要内容。相较于县乡财政更为一体化的公共服务供给，城市有市、区两个层级且城区的功能定位不同，公共服务财政收支可能发生“错位”，形成隐性的财力缺口。例如，A城区是Y市的主城区，承担了Y市主要的农业人口市民化成本。A城区财政局的一位工作人员提到，“因为我们是主城区，搞得区里面支出责任特别大，就比如这个教育支出；我们这里现在有10万学生，里面有5万学生是来自于其他县市区的，而且上面的转移支付只充‘公用经费’，像教师支出、学校建设都要我们自己掏钱。”（A城区财政局访谈资料2021-09-14）。公共服务的财政收支“错位”问题本质上是外部性问题，本应由作为上级政府的市级财政予以处理，但是在经济欠发达的Y市，市级财政本就不具备多余的财力，导致这些城区之间的外部性问题长期仍处于悬而未决的状态。

第三，地方政府隐性债务。通过梳理Y市的内部政府资料了解到，C城区历史上原属A城区，2009年从中划出，成立新区并实行特区式管理，目的是为了加快发展以偿清部分Y市的隐性债务，因此C城区在成立之初承继了大量的地方政府隐性债务。C城区一位工作人员说道，“C城区在成立时，上面文件要求这里承担60多个亿的历史债务，压力很大；今

年有9.3个亿的债务到期，一有钱就要还债，哪还能搞发展，好不容易把去年拍地的5个多亿欠款催收上来，这才缓口气，而且最近2、3年又要到还款高峰期。”（C城区财政局访谈资料2021-09-13）。尽管C城区在所述的财政自给率指标上表现良好，但因为无法反映在账面数据上的地方政府隐性债务的还款压力，C城区“三保”支出的履行受到了极大挤压，使其在财政自给率较高的情况下仍然处于一种事实上的“吃饭财政”状态。

上述Y市的隐性“三保”支出，既因本级财政自给能力匮乏而难以履行，又不能从上级转移支付中获得补助，存在较为突出的执行困难，形成了市、区两级普遍的财力缺口。同时，隐性的“三保”支出同样具有支出刚性，支出履行的不到位可能引发“三保”风险事件而产生的问责。因此，填补财力缺口成为了市、区两级财政必须千方百计解决的“燃眉之急”，而这种迫切的现实需要则会驱使市、区两级财政做出一系列行动策略上的选择。

## （二）行动策略

Y市现有财政体制具有显著“分灶吃饭”特征，要求各级财政对本级负责、自担风险，尽管能充分调动财政积极性，但在“吃饭财政”的财力紧张状态下，会对市、区两级财政的激励造成扭曲，使其互不兼容，衍生出一种只顾本级财政利益而不顾城市整体财政利益的“以本级为中心”治理倾向。此种情况下，城区之间的协调合作成为一个不那么受欢迎的行动策略，这一点不妨从收入分配说起。在企业隶属关系的收入分配原则下，一个城区政府对隶属于市级或其他城区的企业提供服务，对其来说几乎是没有财政收益的，而扶持一个企业又要投入足量的人力、物力、精力和时间等资源成本。从这个角度来看，“分灶吃饭”的城市财政体制调动的积极性是“狭隘”的积极性。Y市财政局某领导就曾感叹道，“就我们现在体制的话，税收那一块我们是按照企业归属来划分的，这样有个最麻烦的问题在于，这样你就只服务你的企业，不去服务我的企业。”（Y市财政局访谈资料2021-05-13）。

进一步地，在“分灶吃饭”的城市财政体制中，由于“以本级为中心”的治理偏向，城市中行动主体之间的激励相冲使得他们不能再被简单地视作一个整体，而是一种内部割裂、相互对抗的复杂关系。本文将之称为“内耗型”政府间财政关系，会导致Y市不同财政主体采取如下三个行动策略：

### 1. 上下级政府间“讨价还价”。

为了追求本级的财政预算平衡，与其费时费力“做大蛋糕”，不如尽可能分得更多的“蛋糕”，对于市、区两级财政而言，一个直接的做法是从市、区两级现有财政收入的总盘中，汲取更多部分到本级来。纵向上的收入分配是市级与区级政府之间博弈角逐财政资源、“讨价还价”的主舞台。

首先可以看契税收入，作为Y市的重要税种，有较大的体量规模，逐年占总税收收入的比重约为15%~20%左右。通过梳理Y市历年政策文件会发现契税的分配方法经历了一系列耐人寻味的变化。起初，在Y市成立时，契税按市与城区60:40的比例共享。2000年，契税调整为城区固定收入，不再与市级共享。2007年，契税又改为市级固定收入，城区不再参与共享。2009年，Y市设立C城区，例外地允许C城区的契税由当地完全自留。其后，B城区开始以“工业基础薄弱……上行压力大……影响我区各项事业顺利推进”等理由，连年向Y市政府不断请求契税自留，最终于2015年在Y市市长批复下，B城区得以自留契税。历年来如此波动反复的契税收入分配，市与城区“讨价还价”中“抢蛋糕”的过程可见一斑。

其次，由于契税是一次性征缴的，作为一个财政收入来源并不稳定。相比之下，企业所得税、地方留成部分的增值税、营业税等更具可持续性的企业相关税收收入则是市级与区级政府纵向间争抢财政收入的“重灾区”。原则上来说，企业所得税的收入分配是企业的隶属地决定的，但是，市级财政可以利用行政级别上的权力优势，将规模、体量较大且盈利较多的企业划归到市属里来。C城区财政局座谈中，一位预算股工作人员谈到，“区里企业做得好的就被市里拿走，做得一般的企业就留在城区里；我们区一年大概税收收入6、7个亿，市里面上划企业就划走了2个多亿。”（C城区财政局访谈资料2021-09-13）。对此，市级财政官员也会旁征博引地从周边城市“找例子”，从而为给自己调划企业属地的行为提供正当性。在与B城区财政局的座谈中，Y市财政局一名负责人讲到，“你看像L市（X省下辖另一地级市），他们虽然说市区共享收入，但人家文件里也写了是‘除三十多家市属企业之外，市与城区按一定比例分享税收’，说明市里面留企业是有道理的。”（B城区财政局访谈资料2021-05-14）。市级财政这种调划企业属地的行为，有时也会招致下级抵抗，例如一次座谈中，Y市财政官员提出将部分企业的隶属关系上

划市级的想法，A城区财政局某负责人当即表示，“那按你这么讲，干脆我们都统统支得了，你们都收上去罢！”（A城区财政局访谈资料2021-09-14）。

最后，关于Y市重大项目及工业园区中产生的财政收入，包括企业所得税、城市维护建设税、耕地占用税和教育费附加等，都是在市与城区的“一事一议”谈判中形成分配方案。如前所述，Y市每个重大项目、园区的收入分配方法都不一样，这正是因为市、区两级财政为本级利益“讨价还价”，任何一方都希望对方多投入、自己多收益。最终，双方合意的形成都或多或少建立在投资与收益相符的这个均衡点附近。

总的来说，契税分配的反复变动、企业隶属的调划以及重大项目“一事一议”，反映的都是市、区两级政府围绕现有总收入争抢角逐的过程，各级财政都在试图分得更多收入，减轻本级财政压力，提升维持预算平衡的可能。“分灶吃饭”下的城市财政“以本级为中心”，市、区两级财政受到激励扭曲，形成了上下两级政府间的紧张关系。市级政府上划盈利企业，区级政府下拉重要税种，双方在引资发展的合作中锱铢必较，促成如今城市内部上下级相互拉扯、相互提防的对抗局面。

### 2. 同级政府间“逐底比赛”。

城区政府在纵向上与市级政府“讨价还价”的同时，在横向与同级的其他区级政府则会展开各种税费“优惠”的逐底比赛，即不同城区为了最大化地将经济活动、外来投资吸引到本地，纷纷以降低税率、减轻企业入驻成本、为企业提供配套资金等方式降低“价格”，采用让税、让费、让地等一系列手段打响“价格战”，最终城区一同“竞相沉沦”的过程。在Y市历史政策文本中可以发现，各城区为了带动产业发展出台“优惠政策”的现象比比皆是：税收上，或按一定年限减征、免征企业所得税，或根据缴税数量给企业发放一次性奖励，或通过企业扶持基金、贴息贷款等方式间接减轻企业负担；土地上，通过低价出让、视条件免费受让或租金减免等土地资源上的优惠来降低企业入驻、项目投产成本；收费上，除代国家征收的行政性事业收费按最低标准收取，本地支出事项的费用要么免收，要么仅按15%~30%的标准收取。

以上种种，都是城区在“分灶吃饭”的激励影响下，为了本级税源建设而实际采取的竞争策略。即使国家层面试图通过税收法定、土地出让管理加以约



束,但是由于企业属地的收入分配原则和财政运行的压力,“以本级为中心”的城区政府总会试着绕过规范层面的障碍,藉由正式或非正式的手段尽可能地吸引企业到当地投资投产。从理性上来看,当周边城区都存在逐底行为时,一个城区如果仍然“按部就班”地招商引资,势必要承担因潜在税源流失而形成的机会成本,因此,理性的城区政府总是会选择参与到逐底的竞争中来。从这个角度来说,Y市下辖城区间横向的“逐底比赛”,尽管在客观上损伤了Y市的整体税收收入,但更多的是反映出现有城市财政体制的一种无奈结果。就像Y市财政局预算科某工作人员所言,“因为税收完全不分成不分享,那就是属于哪个城区的企业的税收就全部进入到哪个城区,这会导致税源争夺,会出台各种恶性竞争措施,最终会导致Y市整个城市发展的不利,相当于是我们内部就已经在竞争了。”(Y市财政局网络会议访谈资料2021-07-13)。

值得一提的是,有学者将Y市这种“以本级为中心”诱发的激励扭曲和狭隘的利益取向称为“层级财政”,认为问题出在协调机制的缺位上(刘尚希,2008<sup>[24]</sup>;刘尚希和赵大全,2013<sup>[25]</sup>)。的确,在招商引资中的“一事一议”是一种一次性博弈,城区政府之间难以自发地形成协调合作关系,那为什么作为上级的Y市财政没能促成城区间协调?事实上,Y市也曾出台过“异地安商”或是“飞地经济”政策,试图设立一个稳定的投入分担与收益分成比例,为城区间提供合作制度化的行动框架。然而,研究团队在调研中却了解到,此类政策几乎不产生任何实效,Y市财政局预算科一位年轻的工作人员评价道,“关于这个‘飞地经济’,在我看来,如果我都能招到这个项目了,在自己这里落地不好吗?干吗还要分给别人,自己又不是没有能力来发展它。”(Y市财政局访谈资料2021-09-14)。市级这类促进城区间协调合作的政策之所以收效甚微,一个重要原因是城区政府没有充分的激励选择合作,而是更倾向于将财政利益全部留在本级。市级政府要遏制城区间的逐底比赛,促进协调合作,无非是两种途径,一是以惩罚的方式提供负向激励以约束城区逐底,避免税收的整体流失;二是以奖励的方式提供正向激励以推动城区间的合作。然而,这两种途路径对Y市而言都是行不通的。从第一条来说,Y市政府也要面临与其他市的激烈竞争,如果约束下辖城区的逐底竞争行为,结果很有可能是让全市流失更多的税源到其他城市去。Y市财政局负责人讲到,“那就算我们不降,

隔壁G市也会降,到时候企业就被他们抢走了,还不如想办法留在我们市里。”(Y市财政局访谈资料2021-05-13)。

从第二条来说,市级财政的调控能力在“分灶吃饭”的城市财政体制下被严重弱化,仅能调动本级有限的财政资源,要额外拿出一笔资金奖励城区提供正向激励是十分困难的。首先,Y市向上集中财力的手段十分有限。财政体制上,收入分配以企业隶属关系为原则,不作二次分成,除了A城区的土地出让金由市级统筹之外,财政资源向上集中的空间十分狭小。一个看似是城区向上转移财力的机制是财政上解,但调研中了解到,所谓的财政上解实际上是在行政区划、事权与支出责任的变迁中,为了维护市、区两级财政收支平衡的历史产物,是无法产生任何资金统筹效果的。无奈之下,市级财政只能通过调划企业隶属关系上收财力,但这个行为又容易招致下级抵抗。其次,下文将提到Y市的财政收入结构中,非税收入所占比重极高,调研中发现在这些非税收入的实际操作又存在着一定程度的列收列支属性,导致市级财政的收入在账面上虚高增长,而实际上财力转化程度却不强。最后,由于城区普遍存在的财力困境,致使市级财政不得不通过向下转移支付来保障城市的刚性支出,而支出刚性又阻断了自由裁量空间,同样属于不能统筹协调的资金。因此,市级财政无论从哪条路径去促成城区协作都难以实现。在城市“分灶吃饭”财政体制下,市级政府很难协调城区之间的逐底比赛问题。

### 3. 两级政府利用非税收入增加财政收入。

除了在政府内部横向或是纵向上争抢财政利益外,“分灶吃饭”财政体制下的市、区两级财政还会从非税收入的渠道汲取当地的经济资源来谋求本级预算平衡,使得非税收入成为了一种财政增收的补充手段。考虑到非税收入具有明显的“自由裁量”空间,结合非税收入征管和监督机制的不成熟、预算软约束的特性,非税收入成为市、区两级政府共用的一个重要财政资金筹措手段(潘欣欣,2021<sup>[26]</sup>)。

如表3所示,Y市近年来非税收入占一般公共预算收入的比重较为稳定地浮动在38.23%左右,相比之下,以2020年为例,全国地方的本级非税收入只占24.57%,可见Y市的非税收入占比远高于全国地方的平均水平。Y市的非税收入主要由专项收入、行政事业性收费、罚没收入、国有资本经营和国有资源有偿使用收入构成,国有资本经营收入占比最高,其中有

相当一部分来源于国有资本的产权转让。换句话说，Y市为了应对财力匮乏的问题，正在尽可能盘活存量，大范围处置国有资产以解燃眉之急。然而，这种急于“变现”的行为难免有“断尾求生”之嫌，虽说能在短期内减缓财政增收压力，但从长期来看，负面影响是不可避免的。一方面是上文所提到的，不利于可支配财力的提升。在调研中发现，Y市财政的非税收入

尽管纳入了财政专户管理，但在操作时却仍然部分保留了列收列支的属性，从哪里收上来的就交给谁用，导致可用财力转化程度较弱，可支配财力较低，财政收入虚高增长，尽管能成为账面政绩，却难以产生资金集中统筹的效果。另一方面是不利于地方税源培育。居高不下的非税收入，给当地企业添上沉重的运营负担，对当地的市场运行和效率也造成了损害。

表3 Y市2016—2020年市与城区一般公共预算收入结构

	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	平均值
税收收入	59.88%	62.25%	63.94%	63.87%	58.89%	61.77%
非税收入	40.12%	37.75%	36.06%	36.13%	41.11%	38.23%
专项收入	11.35%	14.72%	18.48%	17.24%	11.69%	14.69%
行政事业性收费收入	23.64%	22.27%	23.36%	16.55%	16.17%	20.40%
罚没收入	3.47%	5.41%	6.88%	8.98%	11.79%	7.31%
国有资本经营收入	37.84%	22.54%	22.42%	42.21%	31.83%	31.37%
国有资源（资产）有偿使用收入	21.14%	32.46%	25.26%	12.09%	25.89%	23.37%
其他收入	2.56%	2.60%	3.60%	2.92%	2.62%	2.86%

资料来源：根据《2016年—2020年Y市一般公共预算决算表》的数据整理计算得出。

### （三）资源配置

上述行动策略所导致的“内耗型”政府间财政关系，不仅有前述的公共产品供给上的影响，还会进一步从招商引资、产业发展规划等方面影响资源配置。

调研访谈中发现，当地官员对Y市招商引资和产业发展抱有尤为悲观的态度。Y市财政局预算科某工作人员曾坦言，“下面城区搞的各种产业园、物流园，这个区搞了之后，那个区也跟着搞，一个个规模又不大，配套设施也不齐全，人家外面的企业都懒得来，还花了不少钱，全都是重复性投入。”（Y市财政局访谈资料2021-09-15）。当一个城区积极投入发展某一产业时，其他城区可能会予以效仿，这就容易形成盲目跟风、过度开发的同质化竞争局面。区级政府在财政分权的架构下需要对本级预算负责，在这种“各自为政”的状态下，城区之间“以邻为壑”。产业园区为了吸引外来资本流入而使得主导产业特色不明显，不仅难以聚焦清晰的产业定位，形成合理的产业结构，也无法通过发展方向的差异化分工来缓解同质化竞争的问题，对于新兴产业或是国家产业政策导向下的“热点”产业往往“一哄而上，匆匆上马”。而且在这种局面下，城区之间自发地形成合作协同是概率较低的，因为招商引资中大范围的“一

事一议”，企业、项目在进驻Y市的过程中，对于双方都是一次性的策略选择，而无法在重复博弈的过程中让城区之间产生信赖的长期合作关系。

另外，产业开发本就需要科学、合理的统筹规划与战略布局，产业发展方向基本都受到地方资源禀赋、现有产业结构等各类生产要素的约束。而Y市现有的产业发展上欠缺区位特质性，产业的盲目开发导致资源投入不合理，甚至出现一些园区闲置的问题，正如C城区财政局一名工作人员提到，“C城区没什么大的自然资源，只能尽量搞发展工业，但现在开发的园区都没什么企业入驻，许多厂房就空在那里，利用率很低。”（C城区财政局访谈资料2021-09-13）。更重要的是，资源错配还会进一步让本就不适宜开发产业的地方陷入“越开发越穷，越穷越开发”的恶性循环之中，B城区财政局一位负责人谈道，“经济不好就没钱，没钱就想搞开发，一搞开发又亏钱，我们区平均卖一亩工业用地就要亏15万，卖商业用地还能赚点，就勉强平衡政府性基金，缺口仍然存在，只是说尽量撑着。”（B城区财政局访谈资料2021-09-14）。

此外，本文测算了Y市近年来的资源配置效率改进情况，以期提供一个佐证，侧面反映出这些招商引资、产业发展规划中的问题形成的资源错配影响。测算是基于DEA-Malmquist指数法，计算Y市的综合

效率、规模效率、全要素生产率等有关资源配置优化情况的指标。该方法不对生产函数做预先假定，基于投入与产出的关系来推演当地的资源配置效率改进，笔者参考了刘秉镰和李清彬（2009）<sup>[27]</sup>的计算方法，将资本存量、劳动力作为投入指标，地区的GDP作为产出指标。其中，劳动力的估算采用当地年末人口，资本存量的估算参照张军等（2004）<sup>[28]</sup>选取的永续盘存法，以2000年资本存量为基期。结果如图3所示，在模型反馈的5项系数中，Y市的效率改进指数均低于X省各地级市的平均水平，并且所有系数在省内的百分比排名上都较为靠后，甚至在全要素生产率这一项指标中排到X省的末位。

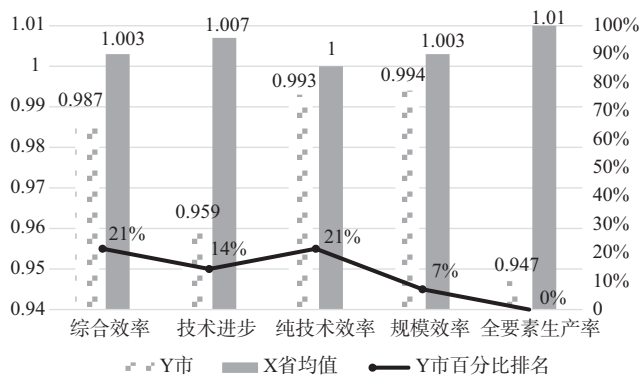


图3 X省地级市的资源配置效率评估及Y市的百分比排名

注：作者根据2006—2018年X省下辖各地级市的面板数据绘制。效率改进的评估采用DEA-Malmquist指数法。

资料来源：《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》、国家统计局网站、X省和Y市的统计年鉴以及国民经济和社会发展统计公报等。

总的来说，在Y市“分灶吃饭”的财政体制下，市、区两级财政“以本级为中心”，迫切地需要财政增收以缓解眼下的政府运行保障压力，以此为目的而展开的一系列行动策略的互动过程中，盲目开发、重复投入，形成资源错配，现有的城市财政体制可能成为致使地方资源错配的制度掣肘，而非引导资源优配的制度保障。

### 五、总结

笔者根据“现状—行动—结果”的线索构建分析框架，基于X省Y市的案例，深描城市财政体制下的市、区两级财政的行动策略、互动过程和资源配置，发现了一种可能诱发资源错配的“内耗型”政府间财政关系，据此可得出以下几点关于我国城市财政体制的改革探索研究结论和政策建议。

#### （一）研究结论

第一，“内耗型”政府间财政关系值得警惕。优化资源配置是地方财政职能的核心，而不合理的政府间财政关系可能阻碍这一职能的有效履行。承上所述，Y市目前资源配置效率低下的问题与现有的财政体制之间存在着一定关联，普遍处于“吃饭财政”状态的基层财政，对于弥补“三保”支出缺口、保障本级财政平衡有急切的现实需要。而在以企业隶属关系为原则的“分灶吃饭”式收入分配制度下，各级财政激励受到扭曲“以本级为中心”，多渠道地汲取财政利益到本级来。在这个过程中，上下两级政府相互拉扯、“讨价还价”，城区同级间“逐底比赛”、竞相沉沦，两级政府还会共同以非税收入汲取财政资源。由于城区在招商引资中“一事一议”而难以自发地形成协调关系，在产业发展中不顾区位特质性，重复投入导致投入产出比不高，资源配置效率低下。产业规划与开发布局的不合理反过来又加剧了城区的财力困境，陷入“越开发越穷，越穷越想搞开发”的恶性循环。与此同时，作为上级政府的市级财政对当下局面无从应对，因面临激烈的市际竞争而对约束城区逐底存在顾虑，又因受制于现有体制无法集中财政资源，调控能力被弱化而难以推动城区合作，一段时间内很难找到症结的出路。

第二，财政分权理论的适用政府层级可能是有限的。财政分权与资源配置的既有讨论中形成了“促进论”和“抑制论”理论分野，前者是财政分权的理论传统所意涵的直接推论，而后者则主要来源于定量统计回归的实证检验结果，理论解释尚待完善。财政分权理论认为，地方政府相对于中央政府而言有对当地发展现状、公共资源条件和选民公共偏好等方面的信息优势，因此财政分权有助于公共资金的最大化利用，从而优化资源配置效率。然而，市级与区级政府对当地的信息差距非常小，不足以产生优化资源配置意义上的影响，因此将这种论述置于城市财政体制的框架下是有待商榷的。不仅如此，在“分灶吃饭”的财政体制下，以本级平衡为目的的市、区两级财政要应对紧张的财力现状，容易实施一系列“只顾本级，不顾整体”的财政增收举措，而无法从城市的整体去考虑如何协调产业规划、有序开展招商引资等长远发展，所以地方资源错配也就成为一个情理之中的结果。综上，本文的案例提供了一个“抑制论”的机制解释。

#### （二）政策建议

各地政府应结合当地历史及现状思考政府间财政

关系的问题症结,探索城市内的分税制改革,避免“内耗型”的政府间财政关系,更好地引导地方资源优配。具体而言,一是对收入、事权与支出责任等要素确立更加规范、清晰、系统的分配方式,减少“分灶吃饭”财政体制下,上下两级政府因“一事一议”产生的“讨价还价”博弈成本。二是加强市级财力,适时探索构建一定数量比例的市、区间收入总额分成机制,让城区财力部分向上集中,改善市级财政的宏观调控能力,以助于市级公共产品的供给,从而有效处理城区间的外部性问题,改善资源配置的职

能履行,推动城区整体协调发展。三是切实取缔以企业隶属关系为原则的收入分配方法,削弱市、区两级财政的利益本级化取向,促成市、区一盘棋共同发展。

另外,本文作为一项城市财政体制的探索性研究,分析了具有典型性的案例,案例考察对象为地处欠发达地区,财力较为匮乏并且市、区之间信息差距不明显的城市,据此提出的政策建议是否适用于财力更加富余的地区,以及规模较大而可能存在市、区间信息差距的城市,例如北京、上海等地的情形则需要后续研究的进一步深入。

## 参考文献

- [1] Musgrave R A, Musgrave P B. Public Finance in Theory and Practice [M]. McGraw-Hill, 1989.
- [2] Musgrave R A. The Theory of Public Finance: A Study in Public Economy [M]. Kogakusha Co., 1959.
- [3] Hayek F A. The Use of Knowledge in Society [M]//Knowledge Management and Organizational Design. Routledge, 2009: 7-15.
- [4] Qian Y, Weingast B R. Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives [J]. Journal of Economic Perspectives, 1997, 11 (4): 83-92.
- [5] Tiebout C M. A Pure Theory of Local Expenditures [J]. Journal of Political Economy, 1956, 64 (5): 416-424.
- [6] Oates W E. An Essay on Fiscal Federalism [J]. Journal of Economic Literature, 1999, 37 (3).
- [7] 吴湘玲, 高红岩. 地方政府事权与财权分配关系初探——以四川省德阳市为例 [J]. 中国软科学, 2001 (4): 29-35.
- [8] 胡怡建. 城市财政体制改革基本模式研究——来自于上海的实证分析 [J]. 财政研究, 2009 (5): 40-42.
- [9] 王宏. 从贵阳市市区两级财政体制看其对经济社会发展的利与弊 [J]. 中国财政, 2014 (8): 53-55.
- [10] 孙永君. 省以下地方财政分权问题研究——基于 K 市的实证分析 [J]. 经济理论与经济管理, 2013 (5): 82-90.
- [11] 田发, 周琛影. 市区财政事权和支出责任划分效应评估: 以上海为例 [J]. 当代财经, 2018 (4): 25-35.
- [12] 骆平原. 地方政府间事权和支出责任问题研究——以防城港市为例 [J]. 经济研究参考, 2015 (47): 26-30.
- [13] 黄江明, 李亮, 王伟. 案例研究: 从好的故事到好的理论——中国企业管理案例与理论构建研究论坛 (2010) 综述 [J]. 管理世界, 2011 (2): 118-126.
- [14] Edmondson A C, McManus S E. Methodological Fit in Management Field Research [J]. Academy of Management Review, 2007, 32 (4): 1246-1264.
- [15] Oates W E. Toward a Second-generation Theory of Fiscal Federalism [J]. International Tax and Public Finance, 2005, 12: 349-373.
- [16] 邓晓兰, 刘若鸿, 许晏君. 经济分权、地方政府竞争与城市全要素生产率 [J]. 财政研究, 2019 (4): 23-41.
- [17] 罗昌财, 沈建祥. 财政分权对地方公共服务供给效率影响研究——基于城市层面的空间面板计量模型 [J]. 东南学术, 2022 (1): 191-200.
- [18] 方杏村, 田淑英, 王晓玲. 财政分权、产业集聚影响城市生态效率的空间效应分析——基于空间杜宾面板模型的经验研究 [J]. 城市问题, 2020 (4): 62-71.
- [19] 赵为民, 李光龙. 财政分权、纵向财政失衡与社会性支出效率 [J]. 当代财经, 2016 (7): 24-35.
- [20] Musgrave R A, Musgrave P B. Public Finance in Theory and Practice [M]. McGraw-Hill, 1989.
- [21] 马相东, 张文魁, 刘丁一. 地方政府招商引资政策的变迁历程与取向观察: 1978—2021年 [J]. 改革, 2021 (8): 131-144.
- [22] 田发, 周琛影. 市区财政事权和支出责任划分效应评估: 以上海为例 [J]. 当代财经, 2018 (4): 25-35.
- [23] 王振宇, 司亚伟, 成丹. 基层财政“三保”压力: 历史演进、现实症结与长效机制构建 [J]. 财政研究, 2020 (8): 23-39.
- [24] 刘尚希. 走出“层级财政” [J]. 中国财政, 2008 (3): 72-73.
- [25] 刘尚希, 赵大全. 辖区财政: 财政体制改革的构想 [J]. 地方财政研究, 2013 (10): 17-23, 28.
- [26] 潘欣欣. 中国政府非税治理: 制度、困境与改革 [J]. 宏观经济研究, 2021 (1): 19-37, 52.
- [27] 刘秉镰, 李清彬. 中国城市全要素生产率的动态实证分析: 1990—2006——基于 DEA 模型的 Malmquist 指数方法 [J]. 南开经济研究, 2009 (3): 139-152.
- [28] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000 [J]. 经济研究, 2004 (10): 35-44.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

# 国有资本授权经营体制改革：进展与深化

## The Research on the Reform of Authorized Management System of State-owned Capital

谭 静 范亚辰 周卫华

TAN Jing FAN Ya-chen ZHOU Wei-hua

**[摘要]** 国有资本授权经营体制改革是以“管资本”为主加强国资监管的重要实现形式。国有资本投资公司和国有资本运营公司（以下简称“两类公司”）是国有资本授权经营体制中的重要资本纽带和桥梁。以“两类公司”为综合性国有资本运营平台推动国有资本和国有企业做强做优做大，是构建新发展格局、推动高质量发展的必然要求。笔者以国有资产国家所有权实现的法理及理论逻辑分析为基础，全面梳理党的十八大以来国有资本授权经营体制改革中“两类公司”的试点进展，深入剖析改革进程中存在的“两类公司”简单翻牌、功能混淆，授权放权“两难困境”等问题及其成因，立足新时代新征程国企改革深化提升目标，提出具体建议。

**[关键词]** 国有资本授权经营 国有资本专业化运营 两类公司

**[中图分类号]** F123.7 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 07-0023-08

**Abstract:** The reform of the authorized operation system of state-owned capital is an important form of strengthening state-owned asset supervision with the focus on capital management. State owned capital investment companies and operating companies (abbreviated as the two types of companies) are important ties in the authorized management system of state-owned capital. Using two types of companies as a comprehensive state-owned capital operation platform to promote the strengthening, optimization, and expansion of state-owned capital and state-owned enterprises is an inevitable requirement for building a new development pattern and promoting high-quality development. This article is based on the legal and theoretical analysis of the realization of national ownership of state-owned assets. It comprehensively reviews the pilot progress of two types of companies in the reform of the state-owned capital authorization management system since the 18th National Congress of the Communist Party of China, and deeply analyzes the problems and causes of simple turnover, confusion of functions, and the dilemma of authorization and decentralization in the reform process. Based on the new era and new journey of state-owned enterprise reform, this article proposes policy recommendations to enhancing the goal reform process.

**Key words:** Authorized operation of state-owned capital Specialized operation of state-owned capital Two types of companies

**[收稿日期]** 2021-09-13

**[作者简介]** 谭静，女，1983年1月生，中国财政科学研究院副研究员，研究方向为国有资产管理、国有资本运营、国有企业改革；范亚辰，男，1991年6月生，中国财政科学研究院助理研究员，研究方向为国有资产管理；周卫华，男，1978年1月生，中国财政科学研究院副研究员，研究方向为会计信息化。本文通讯作者为谭静，联系方式为 tj830109@163.com。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

## 一、引言

国资国企改革是全面深化经济体制改革的重要突破口。党的十八大以来,围绕以“管资本”为主加强国有资本监管的主线,从“1+N”改革谋划蓝图、持续落地到国有企业改革“三年行动”收官,各项改革不断向纵深推进。可以说,从“管企业”向“管人管事管资产”再向“管资本”为主转变的改革过程,本质上是中国特色社会主义制度不断完善和社会主义市场经济体制改革不断深化的过程。国有资本授权经营体制改革既是落实“管资本”改革的重要实现形式,也是关乎国资国企改革实质性成效的关键所在。党的二十大报告也对新时代国资国企改革的深化提升提出了明确要求。着眼构建新发展格局、着力推动高质量发展而系统推进新一轮国企改革深化提升行动,加快国有经济布局优化和结构调整,推动国有资本和国有企业做强做优做大,提升企业核心竞争力,是“十四五”乃至更长时期国资国企改革的重要任务。如何更好地发挥“两类公司”作为国有资本授权经营体制改革的重要综合性资本运营平台和载体作用,宏观层面关联着国有经济的战略布局优化调整,微观层面连接着国有企业的市场化运营机制和核心竞争力,总体上关乎国有资本和国有企业的做强做优做大。纵观十八大以来的改革进程,国有资本授权经营体制改革在不断试点中总结经验,解决问题,取得了一定进展。不论从中央层面还是从地方层面的改革试点看,国有资本授权经营体制改革的成效和作用离不开高水平的社会主义市场经济体制的土壤和机制。当然,不论是从试点国有资本投资公司和国有资本运营公司(以下简称“两类公司”)的个体运行,还是从央地以及不同地区间的差异看,国有资本授权经营体制改革还有较大提升和宏观调控作用空间,主要方向是要探索在“政、资、企”相互分离基础上的,健全适应新发展格局和高质量发展要求的国有资本专业化市场化运营机制。为了更好发挥市场在资源配置中的决定性作用,推动国有资本和国有企业做强做优做大,既需要打破传统体制中国有资产监管机构“既是运动员又是裁判员”的格局,又需要通过“资企分离”推动国有企业回归产业经营定位和聚焦主责主业而不断提升产业竞争力。为此,需要从根本上推动国有资产管理的体制性变革,依托“市场化的出资人代表”作为政府出资人与国家出资企业之间的“资本纽带”,发挥市场化、专业化的综合性资本投资运营职能。长期以来,国有企业的产业经营和资

本运营职能混杂,导致其资本运营脱离了实体经济,成为无限追求资产规模扩张的手段。剥离国有企业资本运营职能进而实行国有资本运营专业化,有利于推动更多资本流向实体经济,倒逼国有企业以创新为内涵的产业经营,为支持实体经济高质量发展创造有利的制度条件(文宗瑜和宋韶君,2018<sup>[1]</sup>)。以市场化、专业化的“两类公司”为“资本纽带”构建政、资、企相互分开的国有资产授权经营体制,推动国有资产管理从管企业到管资本为主转变,有助于推动国有资产监督管理、国有资本运营、国有企业经营的各司其职,有效发挥国有资本的公共价值和经济价值,从根本上保障国有资产国家所有权的实现(谭静和文宗瑜,2020<sup>[2]</sup>)。“两类公司”定位为国有资本专业化运营类金融平台,其类金融的投资运营根本上要服务于国家总体战略目标实现,避免“脱实向虚”,着力于引导更多国有资本并带动更多社会资本布局实体经济领域,持续调整优化国有资本的布局结构(文宗瑜,2016<sup>[3]</sup>)。2013年,党的十八届三中全会明确提出“改革国有资本授权经营体制,组建国有资本投资公司和运营公司”。2018年,国务院正式印发《关于推进国有资本投资、运营公司改革试点的实施意见》(国发〔2018〕23号)(以下简称“23号文”),在全国范围内开展“两类公司”试点。随着我国步入新发展阶段,全面建设社会主义现代化国家的新征程又对国资国企改革提出新要求。特别是党的十九届五中全会再次强调深化国资国企改革,做强做优做大国有资本和国有企业。在此背景下,“两类公司”试点改革不仅是现阶段国有资本授权经营体制改革的核心,也事关本轮国资国企改革成效(谭静等,2020<sup>[4]</sup>)。

系统总结国有资本授权经营体制改革进展,重点分析“两类公司”试点改革成效及存在的主要问题、难点痛点,深入剖析问题背后的深层次原因,进而提出新时代新征程继续深化国有资本授权经营体制改革和更好发挥“两类公司”的国有资本调控平台作用的建议,对于提高国有企业核心竞争力和增强核心功能,以市场化方式推进国企整合重组,打造一批创新型国有企业具有重要理论和实践意义。笔者从公开渠道及相关部门收集整理中央层面“两类公司”试点改革的相关材料,针对研究中发现的问题向26个省市发放了线上调研函,共收回19个省市“两类公司”试点改革的第一手资料。研究发现,自“23号文”颁布以来,试点企业在“试体制、试机制、试模式”等方面做了大量探索,取得了一些积极成效,但“两类公司”简单翻牌、功能不清、授权放权“两难困境”等

问题凸显。深化国有资本授权经营体系改革,需要从根本上理清所有权、出资人代表权、运营管理权的关系,以及资本运营和产业经营的关系,强化“管资本”改革导向,转变监管部门和国有企业管理国有资产的传统思维,协同推进相关配套制度改革,切实发挥“两类公司”的“资本纽带”作用。

## 二、国有资产国家所有权实现的法理及理论逻辑

国有资产归国家所有即全民所有,是社会主义生产资料公有制在法律上的反映。国有资产国家所有权依《宪法》和法律确认,通过社会主义市场经济产权制度改革所构建的多重授权委托关系而具体实现所有权权利(王利民,1992<sup>[5]</sup>)。而国有资产的“双重属性”则决定了其权利实现不能简单地局限于“利润最大化”的经济目标,而要充分发挥国有资产的宏观调控工具作用。为此,要立足法治化、市场化、国际化的改革大背景,发挥好社会主义公有制的制度优势和国有资产的调控功能,把国有资产国家所有权的实现放到中国式现代化的总体进程和框架下统筹谋划、协调推进。

### (一) 社会主义生产资料公有制下国有资产国家所有权的依法确认

马克思指出,“在每个历史时代中所有权以各种不同的方式、在完全不同的社会关系下面发展着。”所有权是人类社会某一历史阶段对所有制在法律上的确认和反映,属于上层建筑范畴。国家所有权是社会主义生产资料公有制在宪法和法律上的反映。公有制国家的所有权制度建立在生产资料公有制基础之上,生产资料公有制的主要表现形式为国家所有和集体所有。社会主义公有制国家中的所有权不能简单地等同于私有制国家中的私有权概念。依《宪法》和法律确认是国家所有权实现的基本前提和保障,也是对社会主义公有制的一种反映。而国家所有权与所有制分属不同范畴,不宜片面强调所有制意义上的“归国家所有,即人民所有”的归属关系,而否认国家所有权作为一种法权形式所具有的独占性、排他性 etc 一般法律特征。为此,需要在《宪法》和法律明确归属关系基础上,立足所有权的一般法律特征,明确所有权的法定行使主体。国务院作为国家最高行政机关,是国家最高权力机关的执行机关。这意味着全体人民通过最高国家权力机关行使国家权力,要通过国家最高行政机关来执行。因此,国务院作为国家最高行政机关依法被确认为代表国家即全民统一行使国有资产国家所有权的主体。

### (二) 社会主义市场经济体制下以“产权”为纽带的国有资产国家所有权实现逻辑

国有资产国家所有权依法统一归属于国家即人民,统一由国务院代表国家行使所有权。国家所有权的统一性并非意味着国有资产国家所有权的占有、使用、处置、收益的各项权能只能由国务院具体行使。国有资产的体量大、种类多、分布广,而我国的分级行政管理体制意味着具体权能的实现需要通过分级分层的授权委托实现。随着社会主义市场经济的发展,国家所有权呈现出社会化和结构化的趋势,推动了生产资料公有制实现形式的不断创新。超越传统所有权对物的直接支配和控制的局限,产权作为结构化社会化的财产权利形式成为社会主义市场经济的基石。以产权为纽带推动国有资产国家所有权通过多重授权委托关系而进行出资、运营成为社会主义市场经济体制下国有资产国家所有权的重要实现路径。依据所有权权能分离理论,在所有权与经营权分离基础上逐步构建起了由出资人管理、授权运营、企业经营相互分开、分级分层授权委托的国有资产国家所有权管理闭环。其中国有资产国家所有权管理的核心是构建与分级行政管理体制相协调的分级出资人制度。国家统一所有而分级履行出资人职责并享有出资人权益,有利于国有资产管理的专业化与国有资本运营的市场化。国有资产出资人管理的核心是国有资本授权经营制度。按照社会主义市场经济体制改革不断深化的要求,政府作为行政管理主体,要依托一套完善的国有资产管理体制,实现政府管理与企业经营之间的相互分开。作为各级政府通过行政授权的国资监管机构应当定位于“纯粹的出资人”,严格按照政企分开、政资分开,社会公共管理职能与出资人职能分开的原则,在授权范围内按照《公司法》依法对所出资企业履行好股东权利,并在授权范围内接受本级政府监督与评价。国有资本授权经营的关键就是要依托专业、市场化的“两类公司”,在政府国有资产出资人管理和企业经营之间架起资本纽带和桥梁,真正实现政企分开、政资分开。要实现这一目标,既需要各级政府作为授权主体向“两类公司”充分授权放权,也需要“两类公司”向所出资企业充分授权放权。不论是间接授权模式还是直接授权模式,其关键是要形成依托“两类公司”的国有资本专业化市场化运营格局,确保国家出资企业真正回归市场竞争主体。

### (三) 国有资产国家所有权管理应纳入宏观调控工具箱

财政政策和货币政策是政府宏观调控的两大重要

工具。国有资产作为重要的财政资源，是国家治理的基础和重要保障。国有资产的国家所有权管理及权利实现本质上应当纳入国家财政的总体框架进行谋划。换言之，国有资产国家所有权的管理应当从国家治理高度，纳入财政调控的工具箱，与预算、税收等其他相关工具协同发力，更好服务经济社会发展总体目标。与社会主义市场经济体制改革一脉相承推进的国资改革过程中，通过产权纽带明确出资人很好地释放了企业活力、优化了资本流动，促进了生产力的发展。按照市场化改革逻辑，我国国有资产管理尤其是经营性国有资产管理主要是通过落实出资人代表而解决“所有者缺位”问题。但是随着改革的不断深化，与出资人代表落实相伴出现的是各个政府级次的多个出资人代表争夺“控制权”，导致国家所有权因缺乏法律上具体和统筹机制而被弱化。由此也造成了国有资产在某个政府级次、某个区域、某个部门甚至某个企业的沉淀及内部小循环，着眼国家战略实施而统筹国有资产及其收益、优化国有资本布局、推动国有资本中长期价值管理存在现实障碍。这种国有资产及其收益在某一部门、某一区域、某一级次的实际控制及其沉淀又进一步加剧了区域经济社会发展的不平衡，难以更好发挥国有资产在更大范围内发挥调结构促发展的作用。为此，应当把国有资产国家所有权的管理纳入宏观调控工具箱，通过综合性国有资产法的立法，明确由国务院负责宏观调控的组成部门，依法履行国有资产所有权职责，依法履行跨级次、跨区域、跨出资人进行国有资本布局结构调整，确立国有资本及国家出资企业基础管理制度等宏观层面的法定权力。

### 三、国有资本投资公司与运营公司试点改革成效

为深入了解全国范围内“两类公司”试点成效，剖析国有资本授权经营体制改革中存在的问题，探寻有效的破解之策，笔者对全国“两类公司”试点改革情况进行深入研究，首先从公开渠道及相关部门收集整理了中央层面“两类公司”试点改革的相关材料并进行研究分析；其次，针对研究中发现的问题向26个省市发放了线上调研函，共收回19个省市“两类公司”试点改革的第一手资料，调研结果总结分析如下。

#### （一）中央层面试点改革概况

中央层面采用“一企一策”的分批试点方式推

进改革工作。2014年，十八届三中全会提出“组建若干国有资本运营公司”，国务院国有资产监督管理委员会（以下简称国资委）确定国家开发投资集团有限公司、中粮集团有限公司为首批国有资本投资公司试点单位，陆续将选人用人权等21项权利归位于企业。2016年，国资委选择中国国新控股有限公司和中国诚通控股有限公司开展国有资本运营公司试点，新增神华集团有限责任公司等6家公司开展国有资本投资公司试点。2018年年底，国资委新增中国航空工业集团有限公司等11家中央企业作为国有资本投资公司试点单位（见表1）。经过先后若干年的试点，21家中央企业在“试体制、试机制、试模式”等方面取得了重大进展。一是“试体制”稳步推进，授权放权改革成效显著。试点中央企业普遍按

表1 中央企业国有资本投资公司和运营公司试点名单<sup>①</sup>

年份	国有资本投资公司	国有资本运营公司
2014	国家开发投资集团有限公司	
	中粮集团有限公司	
2016	神华集团有限责任公司	
	中国宝武钢铁集团有限公司	
	中国五矿集团有限公司	
	招商局集团有限公司	
	中国交通建设股份有限公司	
	中国保利集团有限公司	
		中国国新控股有限公司
	中国诚通控股有限公司	
2018年	中国航空工业集团有限公司	
	国家电力投资集团有限公司	
	中国机械工业集团有限公司	
	中国铝业集团有限公司	
	中国远洋海运集团有限公司	
	中国通用技术（集团）控股有限责任公司	
	华润（集团）有限公司	
	中国建材集团有限公司	
	新兴际华集团有限公司	
	中国广核集团有限公司	
	中国南光集团有限公司	

<sup>①</sup> 2022年6月20日，中国宝武、国投、招商局集团、华润集团和中国建材5家企业正式转为国有资本投资公司；航空工业集团、国家电投、国家能源集团、国机集团、中铝集团、中国远洋海运、中粮集团、中国五矿、通用技术集团、中交集团、保利集团和中广核12家企业继续深化试点。



照“一企一策、试点先行”的原则，将自主经营权、薪酬分配权等数十项权利授予子公司，推动决策责任归位和管理责任到位，有效促使子公司成为独立的市场主体。例如，招商局集团自2015年以来累计向二级公司授权放权125项，充分考虑实业、金融、资本运营等业务的不同特点，对所持股企业实施专业化和差异化管理。二是“试机制”逐渐走实，中国特色现代企业制度不断完善。试点中央企业大力推进集团子公司选人用人、考核退出、激励分配等三项管理机制市场化改革，不断完善子公司中国特色现代企业制度建设，提升治理能力。例如，国投集团研究制定国投改革37条，把党的领导融入公司治理各环节，将党组织内嵌到公司治理结构之中，实现党组把方向、董事会定战略、经理层抓落实的有机统一。三是“试模式”持续创新，“两类公司”经营模式逐渐成型。试点中央企业在试点工作开始后，均按照政策要求对组织架构、运营体系、业务板块等进行调整，基本形成了“集团公司+专业子公司”的运营架构，突出投资公司和运营公司的特征。例如，华润集团持续优化组织管控，搭建了资本层（集团总部）、资产层（业务单元）、运营层（生产经营单位）三级管控模式，针对不同子公司的特点，采取混改、上市、股权激励等差异化的公司治理和市场化经营机制改革方案，逐步形成特色、高效的经营模式。

## （二）省级层面“两类公司”的试点改革：共性与差异

2020年8—9月，课题组向全国26个省市的国资监管部门发放了线上调研问卷。相关省市的选取考虑了不同区域市场化程度的差异性，以东南沿海等市场化程度较高省份为主，兼顾东北、西部等市场化程度相对偏低省份。课题组最终共收回19个省市“两类公司”试点改革的相关材料，包括东部地区10个省市，西部地区4个省区，中部地区3个省，东北地区2个省<sup>①</sup>。调研问卷主要包括两大块内容：一是针对国资监管部门的关于本辖区“两类公司”试点改革情况的12个问题，二是针对试点“两类公司”的关于本公司具体试点情况的8个问题。基于调研所得材料，发现省级层面“两类公司”试点工作存在较多共性，但区域间也存在一定差异。

一是授权放权改革赋予了“两类公司”更多自主权。按照“23号文”要求，样本省市均积极推进

本地区国有资本授权经营体制改革，制定授权放权清单，将国有产权流转等决策事项的审批权、经营班子业绩考核和薪酬管理权等权利授予试点企业董事会，对企业进行大幅度松绑，赋予企业更多自主权。通过授权放权改革，试点企业请示国资监管部门的事项和国资监管部门的批复性文件均有大幅减少，实现激发微观主体活力与提升国资监管效率的有机结合。

二是各地均采用了“间接授权”的改革模式。“23号文”设定了国有资产监管机构授予出资人职责（间接授权）和政府直接授予出资人职责（直接授权）两种模式。但在实践中，样本省市均选择了间接授权模式。究其原因在于地方层面尚不具备采用直接授权模式的条件。一方面，现阶段地方省市均建立了“政府—国资监管机构—国有企业”的监管体系，国有企业的出资人职责普遍由省（市）国资委和省（市）财政部门履行，未由地方政府直接履行，采用直接授权模式的阻碍较大。另一方面，现阶段地方政府部门对“两类公司”运营授权的监管经验较少，且试点“两类公司”改组组建尚不完善，各主体缺乏足够的履职能力，可能导致“授得出、管不住”和“授得出、接不住”等问题。

三是各省市重点推进国有资本投资公司试点，运营公司试点数量较少。“23号文”并未对国有资产投资公司和运营公司试点的数量作出规定，但调研发现，样本省市国有资本投资公司试点数量较多、国有资本运营公司试点数量较少。在19个样本省市中，有7个省市并未明确区分试点企业的性质。但从试点情况看，试点企业的投资职能普遍强于运营职能。在19个样本省市中，有6个省市国有资本投资公司的试点数量多于国有资本运营公司；有4个省市的“两类公司”试点数量相同，各为1家；仅有2个省市试点运营公司数量多于投资公司。由此可知，样本省市在试点工作中更重视国有资本投资公司试点。主要原因在于国有资本投资公司的改组组建难度相对小于运营公司，且省（市）属国有企业的具体情况与投资公司试点的要求更为匹配。

四是“两类公司”试点改革主要在地方国资委监管的非金融国资领域开展。19个样本省市中，仅有3个省份明确开展了由省财政厅主导的金融领域“两类公司”试点。主要原因在于省级层面传统上普遍由国资委履行地方国有企业的出资人职责和监管职

<sup>①</sup> 东部地区为北京、广东、海南、江苏、山东、天津、浙江、深圳、宁波、青岛（宁波和青岛为计划单列市）；西部地区为甘肃、新疆、贵州、云南；中部地区为山西、安徽、江西；东北地区为黑龙江、辽宁。

能,而国有金融资本的出资人职责于2018年之后才明确由地方财政部门履行。样本省市在开展工作时普遍延续了传统的管理关系,由地方国资委具体推进“两类公司”的试点工作,地方财政部门主要参与一些指导性政策文件的联合印发,在试点工作中并未发挥主导作用。

五是东部省市试点进展较快,中西部省份则相对缓慢。自“23号文”印发后,样本省市依据实际情况开展“两类公司”试点工作,但东部省市的试点工作进展要快于中西部省市。其一,东部省市试点工作的开始时间相对较早,如广东、北京分别于2015年和2017年开始“两类公司”试点;而中西部省市普遍于“23号”文印发之后才陆续印发本省市“两类公司”试点的指导文件,开始试点工作。其二,东部省市试点公司数量普遍多于中西部省份。如中西部省份普遍只选择2~3家省属国有企业进行试点,而已有多个东部省市试点公司数量超过10个。其三,东部省市的授权放权工作开展较早、力度较大。如山东省自2015年至今已开展三轮简政放权改革,对省属国有企业进行大幅度松绑。总体而言,改革试点呈现出与区域市场化程度密切相关的差异性,东部省份国有企业的市场化程度相对较高,试点“两类公司”的职能区分也更为清晰,改革成效也更为显著。

#### 四、“两类公司”国有资本授权经营体制改革中的痛点与原因分析

“两类公司”试点改革是以管资本为主推进国有资本授权经营体制改革的关键举措。近年来,中央和地方层面“两类公司”试点范围不断扩大,改革成效逐渐显现。但是,实际改革推进中,由于思想认识、体制机制以及政策协同等方面的影响,仍然还存在功能混同、授权力度有限或者授权后“接不住”“接不好”、差异化绩效评价不健全等问题。

##### (一)“两类公司”试点改革中存在的主要问题

一是“两类公司”功能定位不清晰甚至混同。“23号文”明确了国有资本投资公司侧重于战略性投资,国有资本运营公司侧重于财务投资的功能差异性。从试点情况看,中央层面“两类公司”的划分及功能定位相对清晰。但从企业特点看,既有产业集团或混合业务型集团改组而来的,也有专门的投资集团,作为试点的“两类公司”与其他央企之间的主体性、功能性差异不清晰。地方层面的试点改革中普遍存在“投资与运营功能集于一家”的问题。例如有7个样本省市选择一家所属企业开展试点。除此之

外,其他省份的试点单位虽然在名称上有的是投资公司,有的是投资运营公司,但实际业务中都普遍包含国有资本投资和国有资本运营的双重职能,定位并不清晰。大多数地方的“两类公司”普遍存在定位不清、商业运作模式不明、法人治理结构不完善、授权放权与集团管控模式不健全、市场化专业化投资运营能力偏弱等问题。

二是部分试点“两类公司”的股权关系有待理顺。部分“两类公司”尚未完全理顺集团及子公司之间的股权架构,“资企分离”改革推进的基础尚不牢固,工作进展缓慢。例如某省份将集团公司改制为试点“两类公司”时,并未调整下属子公司之间的股权关系,仍然存在多个子公司相互持股的现象;甚至某省份将多个省属公司重组合并后列为试点企业,导致股权关系更加复杂。

三是授权放权力度不够和授权事项“接不住”的现象并存。在试点过程中,样本省市普遍取消或放下了多项监管指标,但总体上对“两类公司”的授权放权仍不充分,具体表现为授权放权的范围和力度不足,与“两类公司”的专业化运营需求不匹配。而且,针对不同类型企业的差异化授权改革进展缓慢,“一刀切”的授权放权清单未能充分发挥试点“两类公司”和出资企业的能动性。此外,由于地方省属国有企业多为产业公司,现代企业制度建设相对滞后,在改组为“两类公司”后,对于国资监管部门授权事项存在“接不住”或“接不好”的问题。授权放权清单的配套改革举措要么滞后要么缺失,例如国有企业董事会建设始终停留在落实董事会职权试点阶段。

四是试点“两类公司”绩效评价多数沿用传统国企评价体系,未体现“两类公司”的特点。多数样本省市沿用了传统的国有企业绩效评价体系,仅有6个省市构建了有别于传统国有企业绩效评价体系的“两类公司”绩效评价体系。总体来看,试点“两类公司”绩效评价体系建设总体迟缓,未能充分突出“管资本”导向,与试点目标差距较大。一方面,部分试点企业的绩效评价体系虽然补充了针对资本运营的绩效评价指标,但没有嵌入管资本的改革理念和“两类公司”作为类金融公司的特殊功能,绩效评价的重点仍是侧重于产业经营,并未脱离传统国有企业EVA评价体系。另一方面,已建成的差异化绩效评价体系,关键指标的设定也未能充分体现出“两类公司”功能定位的差异,对“两类公司”国有资本投向的引导作用相对较弱。

## (二) 制约改革成效的主要原因

一是对“管资本”改革导向的认识不透彻和国资管理体制改革的不彻底。部分地方国资监管机构受长期以来“管人管事管资产”的惯性思维影响,存在“管资本管不住”的担心。因此,虽然在相关政策上对“管资本”改革导向的体现比较充分,但实际监管中仍以行政性监管为主,出资人监管为辅,造成社会公共管理职能与国有资本出资人职能相互交叉、越位和错位。此外,虽然所有样本省市均实施了授权放权改革,但部分样本省市的“政企分离”“资企分离”改革仍未达到预期,造成“两类公司”市场化专业化出资人职责落实不到位,国有企业作为独立市场主体的地位尚未得到全面保护(廖红伟和张楠,2016<sup>[6]</sup>)。结果要么是实践中授权经营体制改革流于形式,要么是“两类公司”成为“第二个”国资监管机构,将其应实现的“去行政化”改革使命异化成“类行政化”干预。

二是部分试点企业由产业集团“简单翻牌”,造成国有资本投资运营与国有企业产业经营职能混杂。以管资本为主深化国资国企改革,改革国有资本授权经营体制旨在依托市场化、专业化的“两类公司”,进而推动政企分开、政资分开以及资企分开。但实际改革中,试点“两类公司”多数由产业企业或金融企业的集团公司“简单翻牌”组建,原有的产业经营职能并未实现与资本投资运营职能的剥离,甚至实体业务仍是其主营业务。结果是“两类公司”既从事资本投资运营,又具体开展产业经营。由此造成改革的实质性进展不大,“两类公司”在推动国有资本高效流动和布局结构优化方面的作用发挥不足,与推动国有资本和国有企业做强做优做大的目标仍有较大差距。

三是间接授权增加了委托代理环节,实质上提高了管理成本。样本省市普遍选择间接授权模式的主要原因在于不需打破现有监管框架,能够充分利用现有企业的配置、机构和管理经验,快速推进试点,改革探索的风险较小。但从本质上看,间接授权模式形成了国资监管机构与“两类公司”之间的委托代理关系,拉长了国有资本的终极所有权人与国有企业之间的委托代理链条,夹杂了行政和市场的双重色彩,事实上容易产生诸多问题。一方面,多层委托代理关系的存在易导致“两类公司”难以获得国有资本投资、运营的充分授权,无法成为真正的市场主体;另一方面,多层委托代理关系也增加了监督考核难度,容易出现“一放就乱”“一管就死”的两难境地。

四是部门间政策不协同加大了改革成本。受国资

监管主体“横向分割、纵向分级”格局的影响,现阶段我国国资监管法律法规缺乏系统一致性,导致样本省份在推进“两类公司”试点改革时,容易面临部门间政策协同不足、部分政策文件与现有法律存在冲突等问题。这造成地方在推进试点工作时面临一定的困惑,也不利于试点公司利用市场化手段开展国有资本投资、运营业务。

## 五、继续深化“两类公司”国有资本授权经营体制改革的建议

“两类公司”试点改革的深化和完善是一项繁杂的系统性工程,应进一步强化“管资本”的改革导向,厘清两大关系,完善国有资产国家所有权管理制度。加大授权放权力度,深化间接与直接相结合的授权改革。探索建立差异化、多层次的国有资本运营监督及评价体系。加强专业队伍建设,提升“两类公司”专业化运营水平。

### (一) 深化“两类公司”国有资本授权经营体制改革需要理清两大关系

一是理清国有资产所有权、出资人代表权、运营管理权的关系。国有资产所有权是法定术语,在经济学层面对应的是国有资产产权。因此,国有资本所有权的最终实现是通过产权来实现的,即在产权的流动中更好地实现所有权权利。宪法规定,国务院代表国家行使国有资产所有权,即代表国家行使国有资本所有权。但国务院作为国家象征的行政机关,难以就规模庞大的国有资本全面行使产权权利,所以形成了国务院作为中央政府和地方政府分别代表国家行使本级国有资产的产权权利的管理框架,即国家统一所有而分级行使产权权利。出资人代表权是国有资本产权延伸出的权利,即国有资本出资人被授予代表国家具体履行国有资本产权职能,按照出资额享有资产收益、重大决策和选择经营管理者等权利,与其他市场主体地位相同、权责对等。“23号文”明确提出将国有资本出资人职责授权给“两类公司”,以实现国有资本的市场化运作。国有资本运营管理权是指国有资本出资人代表授予承权主体具体运营管理国有资本的权利。按照“23号文”的改革要求,国有资产运营管理权的承接主体应通过市场化、专业化手段履行国有资本运营管理权,做强做优国有资本。从概念上看,国有资本所有权、出资人代表权、运营管理权分别对应不同的职责,相关的权益主体也应该具有明确的差异化职能分工,而这也是现阶段“两类公司”试点改革中面临的最突出问题。因此,“十四五”时期进一步深化

“两类公司”试点改革，亟待在实践中厘清资本所有权、出资人代表权、运营管理权的关系和边界。

二是理清资产管理、资本运营和产业经营的关系。产业型国有企业“资企不分”的直接负面效应是产业经营被轻视，资本运营也被异化为做大资产规模、不断扩张产能的手段（谭静等，2021<sup>[7]</sup>）。因此，资本运营和产业经营分离是实现国有资本专业化运营的基础。只有通过“资企分离”改革把国有资本运营职能从国有企业剥离至专业化的运营平台，理顺国有资产管理、国有资本运营、国有企业经营之间的关系，才能推动国有资产管理以“管资本为主”，实现国有资本运营和产业经营各司其职。

（二）立足国有资本的统筹治理目标完善国有资产国家所有权管理制度

所有权管理属于国有资本公共管理范畴，管理的核心是出资人制度，形成关于出资人的一致性监管，实现对国有资本的跨级次跨出资人调控，加强对出资人落实国有资本宏观调控战略的绩效监管等。国务院的组成部门依法履行其法定职责。根据上述法律要求和中央相关文件精神，全国人大常委会通过国务院机构改革方案，由国务院负责自然资源管理的组成部门自然资源部依法履行全民国有自然资源资产所有者职责。目前对于非自然资源类的国有资产由谁依法履行国务院的所有者职责尚未明确。由于非自然资源类的国有资产具有一定的财政支付形成特点，可以考虑由国务院负责宏观调控的组成部门依法履行具体职责，从宏观上把国有资本的总量调控、价值管理纳入整体国家财政资源统筹框架进行管理。

（三）加大授权放权力度，深化间接与直接相结合的授权改革

加快推进间接授权模式下国资监管部门对“两类公司”的充分授权放权，减少层层审批和过度行政干预，建立授权放权清单信息披露机制，充分保障“两类公司”以市场化专业化手段实施高质量的国有资本价值管理。进一步明确“两类公司”和国有企业的独立市场主体地位，明确其职责分工，实现产融相互结合又风险隔离。在国有资本间接授权改革基础上，适当加大直接授权的试点力度。对于各级政府直接授权的“两类公司”，应当在授权范围内，立足自身功能定位，发挥好资本纽带和资本桥梁作用。向上接受本级政府的监管，向下以“股东”身份参与国家出资企业的公司治理，对授权范围内的国有资本的保值增值和布局结构优化承担主体责任，接受本级政府出资人的监管和考核评价。要把国有资本授权经营

的目标嵌入国家宏观战略及政策目标，通过市场化专业化的国有资本运营，推动更多国有资本向实体经济领域流动，支持国有资本加大对战略型新兴产业和新供给领域布局力度，加快国有资本在科技创新、绿色发展等领域的率先布局和供应链产业链上的资源聚合带动，加大国有资本民生福祉领域的布局和对非国有资本的撬动作用。

（四）探索建立差异化、多层次的国有资本运营监督及评价体系

一是建立健全国有资产出资及资本运营的人大监督评价体系。全国人大及其常委会作为人民行使国家权力的最高机构，要把对全级次全口径国有资产出资及资本运营情况的监督评价纳入人大国有资产监督体系。人大监督评价的对象是国务院作为履行国有资产国家所有权法定主体的履职情况。评价重点应立足国有资本的“双重属性”，关注国有资本保值增值的总体情况，国有资本布局结构与国家重大发展战略的衔接情况，国有经济的竞争力、创新力、控制力、影响力、抗风险能力情况。二是建立区别于产业企业的国有资本授权运营绩效评价体系。一方面要对各级政府授权的国资监管机构或部门进行专门的绩效评价。对专司国有资产经营的特设机构，要建立区别于传统政府机构绩效评价的国有资本授权经营管理绩效评价体系；对于既行使社会公共管理职能又被授权行使国有资本出资管理的机构，应当建立政府部门公共管理绩效评价和国有资本授权经营管理绩效评价相互分开的评价体系，确保两种职能分开行使、分别评价。另一方面要对政府直接或间接授权的“两类公司”建立基于“战略投资者”和“财务投资者”不同功能定位的评价体系。国有资本投资公司重点评价其资本流动性和国有资本布局结构优化情况，国有资本运营公司重点评价其资本保值增值情况。探索建立“以资本化为前提、以市场化为驱动、以价值创造为核心、以高质量发展为目标、以法治化、专业化为保障”的“大思路相统一、具体评价差异化”的国有资本专业化运营全面价值评价（Total Value Assessment，简称TVA）指标体系。重点围绕“国有资本流动性、国有资本机构优化、国有资本保值增值、公司治理改革进展、国有资本社会效益”5个维度构建差异化评价体系。

（五）健全中国特色现代企业制度，加强专业化人才支撑

一是立足“两类公司”功能定位，建立中国特色现代企业制度。把党的领导全面融入“两类公司”

（下转第41页）

# 央行沟通与经济不确定性预期管理

## ——基于大数据文本分析的研究

### Central Bank Communication and Economic Uncertainty Expectation Management: Based on Index Construction of Big Data Text Analysis

刘金全 刘文轩

LIU Jin-quan LIU Wen-xuan

**[摘要]** 在百年变局和世纪疫情交织导致我国经济不确定性上升的背景下,通过央行沟通进行预期管理具有重要意义。本文运用大数据文本分析方法构建的央行沟通指数和动态因子随机波动模型构建经济不确定性指数,使用MF-VAR和FA-TVP-VAR模型实证研究了我国央行沟通对经济不确定性的政策反馈及其政策效果。研究结果显示,央行沟通指数能够较好地拟合我国货币政策的松紧变化,央行沟通指数与经济不确定性指数具有耦合性。在重大危机事件发生导致经济不确定性上升时,我国央行沟通能够及时对其进行政策反馈,并且对金融市场预期管理效果显著,同时也通过货币政策实际操作来干预金融市场,但实际调控存在一定的传导时滞和阻滞。对于不同类型的重大危机事件造成的经济不确定性冲击,央行沟通的政策反馈程度以及预期管理效果存在差异性,金融危机时期的效果最强,疫情时期和贸易摩擦时期的效果较小。为提升央行沟通的预期管理效果,建议对可能发生的危机事件及时预警,第一时间释放清晰的政策信号。

**[关键词]** 央行沟通 经济不确定性 预期管理 大数据文本分析

**[中图分类号]** F822.1 F832.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 08-0031-11

**Abstract:** In the context of rising economic uncertainty caused by century change and epidemic, it is of great significance to manage expectations through communication with the central bank. In this paper, the central bank communication index and economic uncertainty index constructed by text analysis method of big data and dynamic factor stochastic fluctuation model are used to empirically study the policy feedback and policy effect of China's central bank communication on economic uncertainty by using MF-VAR and FA-TVP-VAR models. The results show that the central bank communication index can better fit the tightness change of China's monetary policy, and the central bank communication index is coupled with economic uncertainty index. When economic uncertainties rise due to major crisis events, the communication of China's central bank can provide timely policy feedback, and has a significant effect on the expected management of the financial market. At the same time, it also intervenes in the financial market through the practical operation of monetary policy, but the actual regulation and control has certain conduction delay and block. For the impact of economic uncertainty caused by different types of major crisis events, there are differences in the degree of policy feedback communicated by central banks and the expected management effects. The effect was strongest in times of financial crisis and smaller in times of pandemic and trade friction. In order to improve the expected management effect of central bank communication, it is suggested to give timely warning of possible crisis events and release clear policy signals at the first time.

**Key words:** Central bank communication Economic uncertainty Expectation management Text analysis of big data

**[收稿日期]** 2023-01-05

**[作者简介]** 刘金全,男,1964年6月生,吉林大学商学与管理学院教授,博士生导师,研究方向为宏观经济计量分析;刘文轩,女,1994年5月生,吉林大学商学与管理学院博士研究生,研究方向为宏观经济计量分析。本文通讯作者为刘文轩,联系方式为jlu\_lwx0509@163.com。

**[基金项目]** 国家社会科学基金重大项目“健全目标优化、分工合理、高效协同的宏观经济治理体系的理论与实践研究”(项目编号:21ZDA042);国家社会科学基金重点项目“经济周期形态变异、子类经济周期划分、子类经济周期与经济周期关联机制研究”(项目编号:19AJY005)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

## 一、引言和文献综述

一般而言,央行沟通是指央行通过口头或者书面语言向市场传递宏观经济形势判断、货币政策取向、未来调控策略等信号的预期管理方式和货币政策调控手段(Blinder等,2008<sup>[1]</sup>)。传统的理性预期学派认为,未被预期到的宏观调控政策有效,而被预期到的政策不具有实际经济效应,但是随着经济学理论和实践的发展,近年来现代货币政策的透明性和预期管理正被各国中央银行普遍认同,其中央行沟通是央行实施预期管理的一个关键途径(Woodford,2002<sup>[2]</sup>;Eijffinger和Crujisen,2007<sup>[3]</sup>)。从理论方面来看,动态随机一般均衡模型(DSGE)已经成为宏观经济理论建模的主臬,其中的预期冲击因素可以解释相当比例的宏观经济波动,考虑预期冲击后货币政策调控的有效性明显上升,上述结论对于中国而言同样适用(庄子罐等,2012<sup>[4]</sup>;庄子罐等,2018<sup>[5]</sup>)。从实践方面来看,2008年国际金融危机以来,利率触及“零下限”,导致传统货币政策失去空间,因此出台了量化宽松、扭曲操作、前瞻指引等非常规货币政策,其中的前瞻指引便是央行预期管理的有效实践。事实上,全球主要国家央行正将央行沟通和预期管理转变为常规性的货币政策工具,比如美联储通过联邦公开市场委员会声明、会议纪要以及官员的讲话来引导公众预期,释放宏观经济判断和未来货币政策调控取向等关键信号,欧央行和英格兰央行的预期管理方式与美联储类似,中国央行的预期管理和沟通形式则更加丰富,除了货币政策委员会会议纪要、官员讲话外,还定期发布《中国货币政策执行报告》,定期召开新闻发布会阐释货币政策立场和未来重点工作。

诚然,作为一种愈发重要的货币政策调控手段,央行沟通不仅需要钉住常规的货币政策目标以及金融市场波动,在重大危机事件冲击导致经济不确定性上升的情况下更加需要发挥逆周期调控和预期管理的职能,以迅速稳定市场预期,为后续的政策出台和市场修复提供良好的政策环境。重大危机事件导致的经济不确定性具有突发和不可预测性特征,比如局部或者全球性的经济金融危机、全球新冠肺炎疫情等突发公共卫生事件、战争、贸易摩擦等等。危机发生后会对微观主体预期造成影响,股票、债券、外汇等金融市场迅速反应,出现大幅波动,在长期则影响经济供需平衡,导致供给收缩或者有效需求不足,对实体经济

造成影响。因此,及时的央行沟通和预期管理显得尤为必要和至关重要。那么,在历次重大危机事件的冲击中,我国央行沟通是否发挥了有效的政策效果,比如央行沟通对金融危机、贸易摩擦、新冠疫情等冲击做出了何种反应?深入认识这一问题是完全理解我国现代货币政策框架下预期管理和政策效应的关键,本文将对此进行实证研究。

从现有文献来看,国内外关于央行沟通已经进行了大量的研究,早期研究大多强调了央行沟通和预期管理的重要性,认为央行沟通可以有效管理微观主体预期,影响通货膨胀和金融市场,相对于传统的预期管理,现代预期管理更倾向于沟通而非实际行动(Kliesen和Schmid,2004<sup>[6]</sup>;Woodford和Walsh,2005<sup>[7]</sup>;Stefano,2005<sup>[8]</sup>;Morris和Shin,2008<sup>[9]</sup>)。近年来,关于央行沟通政策效应的实证研究日益丰富,主要体现在对通货膨胀预期的影响、对金融市场的影响、对企业投资的影响等领域,在模型方法方面,主要包括了DSGE模型的理论模拟以及构建央行沟通指数的实证研究。管理通货膨胀是央行的天然使命,因此几乎所有的央行沟通均希望可以影响通货膨胀预期,在控制通胀方面实现“不战而屈人之兵”,Demertzis和Viegi(2014)<sup>[10]</sup>、Hayo和Neuenkirch(2015)<sup>[11]</sup>等研究指出,央行沟通可以有效引导通胀预期,降低通货膨胀和产出的波动,提升货币政策调控的有效性,Heinemann和Ullrich(2007)<sup>[12]</sup>则提出央行沟通对于通货膨胀预期的形成有很强的解释力。卞志村和张义(2012)<sup>[13]</sup>构建SVAR模型分析了央行信息披露的通货膨胀预期管理效应,得出信息披露在管理通货膨胀预期方面时滞更短,但是需要与利率等实际工具配合使用。林建浩和赵文庆(2015)<sup>[14]</sup>运用大数据文本分析方法构建了我国央行沟通指数,谱分析结果显示,相对于传统货币政策工具,央行沟通既重视短期迅速反应又重视长期连续性。闫先东和高文博(2017)<sup>[15]</sup>构建我国央行信息披露指数并分析了其政策效应,结果显示央行信息披露对于通货膨胀预期的影响大于传统的数量型和价格型货币政策工具。张靖泽和沈根祥(2021)<sup>[16]</sup>研究指出,央行沟通可以有效传递货币政策信息,在市场捕捉吸收后实现了通货膨胀预期管理目标,高频沟通可以降低通胀预期波动性,但是需要保持“言行一致”。

对金融市场的影响方面,现有研究的结论基本达成了共识,即央行沟通可以对股票、债券、利率、汇

率等市场产生显著影响,适当的央行沟通可以降低市场波动,起到稳定资产价格、稳定币值等作用(Beine等,2009<sup>[17]</sup>;Hayo和Neuenkirch,2012<sup>[18]</sup>;刘澜飏等,2018<sup>[19]</sup>;肖争艳等,2019<sup>[20]</sup>)。王琳等(2021)<sup>[21]</sup>进一步研究指出,央行书面沟通较口头沟通所产生的资产价格稳定效应更大,“言行一致”可以提升政策效能。刘金全和申瑛琦(2022)<sup>[22]</sup>构建SV-TVP-FAVAR模型研究指出,我国央行沟通可以发挥促进金融稳定、弱化金融市场波动的功能。对企业投资的影响方面,王宇伟等(2019)<sup>[23]</sup>认为,央行沟通可以显著影响企业投资,随着央行重视程度提升其政策效应明显上升,央行言行一致也可以强化政策效应。宋连方和李生海(2021)<sup>[24]</sup>研究指出,央行信号宽松程度与企业投资呈倒U型关系,预期管理可以抑制企业金融投资对实业投资的挤出效应。陈良源等(2021)<sup>[25]</sup>则分析了央行沟通对货币政策实际干预的预测能力,认为央行沟通对于基准利率和存款准备金率具有预测能力,而这一关联机制可以影响实际投资。

通过文献梳理可以发现,关于央行沟通的重要性以及央行沟通的政策效应已经基本形成共识,其对于预期管理和提升货币政策有效性具有积极作用,但是鲜有研究关注央行沟通如何对经济不确定性做出反应,当前在百年变局和世纪疫情的交织影响下,我国经济发展面临的不确定性上升,因此研究这一问题具有理论重要性和现实亟需性。本文的贡献主要体现在如下:运用大数据文本分析方法构建央行沟通指数,将文本提取范围由《中国货币政策执行报告》扩展至货币政策委员会会议纪要、金融稳定发展委员会会议稿、行长讲话、新闻发布会;考虑到实证数据的混频特性,构建混频向量自回归模型(MF-VAR)和因子增广时变参数向量自回归模型(FA-TVP-VAR)实证分析央行沟通对经济不确定性的反应;以重大危机事件为研究切入点,分析不同阶段央行对经济不确定性预期管理的时变效应。

## 二、理论机制

现有研究梳理了央行沟通对通货膨胀预期、金融市场、微观企业投资传导的理论机制,本文进一步聚焦央行沟通对经济不确定性的预期管理,从而丰富了货币政策调控的相关理论。一般而言,中央银行为了实现政策目标,通过货币政策工具影响操作目标和中介目标,最终经过货币渠道、信用渠道传导至最终目

标。但是,上述传导需要一定的过程,在面对突发性的重大危机事件时,市场主体预期容易迅速恶化,短期内导致金融市场剧烈波动,进而影响实体经济和金融稳定,常规的货币政策调控显得无能为力,因此需要央行及时沟通释放清晰的政策信号。此外,我国的货币政策操作工具十分丰富,既有数量型工具,又有价格型工具,既包含总量性工具,又包含结构性工具,货币政策传导路径也比较复杂,因此市场主体对于货币政策的取向以及力度的理解并不完全,同样需要央行沟通来正本清源引导预期。

当外部突发的重大危机事件发生后,比如战争、金融危机、贸易冲突、疫情等,经济体系的不确定性会明显上升,即受到了经济不确定性冲击,居民和企业等市场主体的预期会迅速发生变化。居民会因为不确定性而改变消费和投资计划,甚至重新规划全生命周期资金安排,企业会因此而改变投资运营决策。市场主体预期的变化可以从两个方面影响经济体系,一是在短期内金融市场波动加大,二是在中长期会影响实体经济的消费、投资需求以及企业运行。为了更好地发挥货币政策的逆周期调控效果,中央银行对经济不确定性冲击造成的影响进行政策反馈,其中通过央行沟通进行预期管理被现有文献以及现代中央银行理论认为是短期内应对危机的有效手段,往往能够快速稳定市场预期并提升未来货币政策的有效性。

具体来看,央行沟通可以从两个渠道对经济不确定性冲击进行反馈。一是政策信号渠道,即“言”。央行向市场释放对宏观经济的判断以及未来的货币政策取向等信号,提升了政策的透明度,会对市场预期进行修正甚至扭转市场预期,短期内起到稳定股票市场、货币市场、债券市场、外汇市场、房地产市场的作用,中长期影响居民和企业主体的经济行为。二是政策工具渠道,即“行”。央行会通过实际的货币政策工具进行逆周期调控干预市场主体行为,进一步平抑金融市场波动、稳定实体经济。其中,政策信号渠道是央行沟通的根本,是央行通过预期管理及时应对市场波动的关键,政策工具渠道是央行沟通的延伸,是央行沟通内容的具体兑现。如果央行“言行一致”,政策信号渠道除了发挥预期引导作用外,还可以强化政策工具渠道的效应,如果央行“言行不一致”,政策信号渠道的效应会出现弱化。

综上所述,央行沟通对经济不确定性冲击的反馈路径可以概括为“经济不确定性冲击→市场预期恶

化→经济负向反馈→央行沟通、货币政策工具调控→市场预期扭转→经济负向反馈弱化→经济金融稳定”。以此为理论基础，本文将进一步实证分析我国央行对经济不确定性冲击的反馈效应。

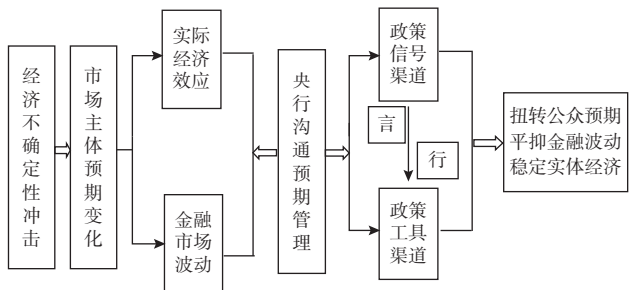


图1 央行沟通对经济不确定性预期管理的理论机理

### 三、经济不确定性和央行沟通指数构建

近年来，随着大数据“爬虫”技术的快速发展，大数据文本分析方法开始被广泛使用，其中通过大数据关键词提取构建相关经济指标成为主要的应用方向之一，这一方法可以弥补传统经济指标的不足，极大拓展了经济学实证研究的范围。根据本文的研究目标，选择借鉴现有研究思路，通过动态因子随机波动模型构建经济不确定性指数，通过大数据文本分析方法构建央行沟通指数。

#### (一) 经济不确定性指数

关于经济不确定性指数的构建，主流的研究方法包括 Baker 等 (2016)<sup>[26]</sup> 提出的大数据关键词抓取法和提取经济数据随机波动方法两种，鉴于第一种方法更多是反映经济政策的不确定性，本文选择使用第二种方法构建我国的经济不确定性指数，即采用实际变量的波动来衡量现实经济的不确定性程度。这也有不同的研究方法。比如，王义中和宋敏 (2014)<sup>[27]</sup> 运用 GARCH 模型度量中国季度实际 GDP 变化率的条件方差，黄卓等 (2018)<sup>[28]</sup>、马丹等 (2018)<sup>[29]</sup>、王霞和郑挺国 (2020)<sup>[30]</sup> 基于高维宏观经济金融数据，利用动态因子随机波动模型提取综合的随机波动率信息测度不确定性指数。鉴于 GARCH 模型提取的是单一变量的信息，不具有代表性，本文参考上述文献选择使用动态因子随机波动模型计算经济不确定性指数，与王霞和郑挺国 (2020)<sup>[30]</sup> 不同的是本文选择了统计数据而非实时数据，从结果来看，与采用实时数据构建的经济不确定性指数的趋势大体一致，同时本文的动态因子随机波动模型采用了同频率数据，具体模型介绍可以参见上述三个文献。图 2 展示了使用动态因子

随机波动模型构建的经济不确定性指数，可以看出，指数的波动性比较大，对于关键时点的经济不确定性的刻画比较明确，比如 2003 年非典期间、2008 年国际金融危机时期、2015 年股票市场大幅波动时期、2018 年贸易摩擦时期的经济不确定性指数均出现了明显的上升。正如黄卓等 (2018)<sup>[28]</sup>、王霞和郑挺国 (2020)<sup>[30]</sup> 指出，基于动态因子随机波动模型的经济不确定性指数更加能够反映我国经济不确定性情况。

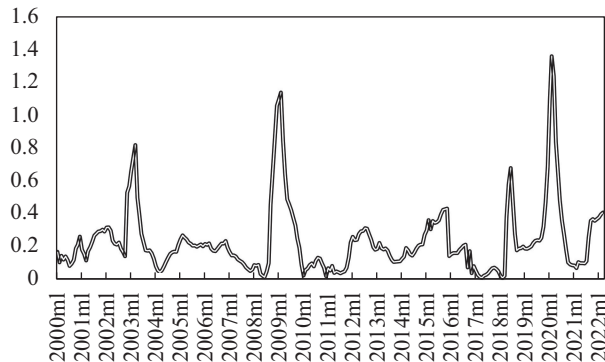


图2 经济不确定性指数

#### (二) 央行沟通指数

本文使用 Heineman 和 Ulrich (2007)<sup>[12]</sup> 以及林建造和赵文庆 (2015)<sup>[14]</sup> 提出的央行沟通指数测度方法，并对其进行了一定的拓展。众所周知，央行沟通包括了书面沟通和口头沟通，书面沟通主要是定期发布的《中国货币政策执行报告》和货币政策委员会例会通稿等，口头沟通包括了行长讲话、新闻发布会、媒体采访发言等，本文的大数据抓取不仅包括了常用的《中国货币政策执行报告》文本，还包括了其他文本沟通和大量的口头沟通，以使样本信息更加丰富。首先，对样本期内我国货币政策扩张、中性、从紧三类状态进行划分。其次，抓取 2001 年一季度至 2022 年一季度我国央行的书面沟通、口头沟通中的货币政策信息，包括周小川、易纲、货币政策、货币政策调控取向、货币政策工具、政策松紧、利率变化、存款准备金率变化、公开市场操作等关键词。然后，运用单因素 ANOVA 方差分析以及不同时期措辞频率比较方法对关键词进行了筛选保留。最后，使用 Heineman 和 Ulrich (2007)<sup>[12]</sup> 方法构建央行沟通指数。央行沟通指数越大，表明央行更多释放宽松的货币政策信号，反之表明央行更多释放紧缩的货币政策信号。央行沟通指数上升表明释放货币政策宽松力度加大或者紧缩力度弱化的信号，反之表明释放货币政策紧缩力度加大或者宽松力度弱化的信号。



图3的结果显示,我国央行沟通指数呈现出周期性的“上升—下降—上升”态势,表明货币政策取向随着经济周期的变化而动态调整,央行沟通指数的上升时期反映了央行货币政策趋于宽松。2004年一季度至2005年一季度,为了适应我国经济高速增长需要,央行货币政策取向趋于宽松,期间伴随着房地产业的发展,货币信贷总量快速增长,在此背景下我国经济出现了阶段性局部过热,部分行业出现了产能过剩,为此央行货币政策取向转向紧缩。2008年一季度至2009年一季度,为了应对国际金融危机的影响,央行释放了强烈的货币政策宽松信号,事实上这一时期央行的货币政策操作也转向宽松,其间3次降低基准存款利率,4次降低基准贷款利率,此后随着经济的快速恢复央行货币政策宽松的力度减弱。2012年一季度至2012年三季度,在“三期叠加”影响下,我国经济出现了下行压力,货币政策再次转向宽松,短期内央行进行了2次降准和2次降息。2014年四季度至2016年一季度,我国房地产业出现调整,实体经济同样面临困难,经济下行压力持续加大,央行货币政策宽松的力度加大,其间进行了5次降准和6次降息,此后在结构性去杠杆的政策影响下,货币政策出现紧缩倾向。2018年二季度至2019年四季度,中美贸易摩擦对我国经济运行造成了不利影响,为了稳定预期,促进经济平稳发展,央行货币政策继续保持宽松,其间进行了6次降准,释放改革效能推动LPR下降1次。2020年一季度至今,新冠疫情对我国经济供需产生了显著的影响,消费投资需求下降,供应链产业链运行受阻,经济增速波动下降,为了统筹疫情防控和经济社会发展,稳住宏观经济大盘,尽管央行坚持稳健的货币政策,但事实上货币政策取向趋于宽松,期间进行了3次全面降准和2次定向降准,引导LPR 4次下降。

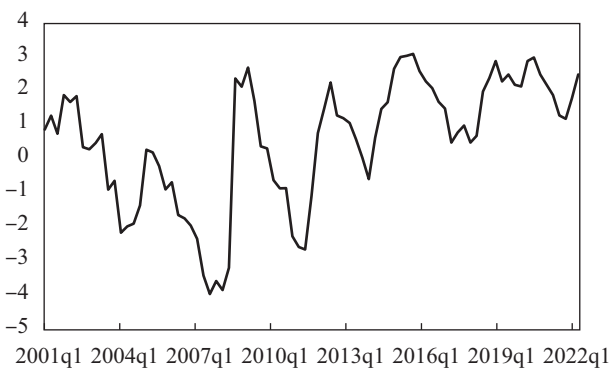


图3 央行沟通指数

可以看出,在国际金融危机冲击、贸易摩擦冲击、新冠疫情冲击造成经济不确定性上升后,我国央行沟通指数均出现上升,表明央行对重大危机事件造成的经济不确定性进行了政策反馈,本文将对具体的政策反馈机制进行实证研究。

#### 四、实证研究

##### (一) 计量模型

根据研究目标,本文选择使用MF-VAR和FA-TVP-VAR两个VAR拓展模型,其中MF-VAR模型用来解决数据的频率不一致问题,将季度低频数据转化为月度高频数据,而FA-TVP-VAR用来计算央行沟通对经济不确定性政策反馈的时变特征,并且包含了更加丰富的宏观经济信息集。需要说明的是,本文选取的变量涉及混频数据问题,同时又包含了时变特征,因此需要在不损失样本信息的情况下进行频率转换并构建时变参数模型。本文参考尚玉皇等(2021)<sup>[31]</sup>的建模思路和技术处理方法分两个阶段进行建模。MF-VAR模型可以在不损失样本信息的基础上完成混频数据建模,模型采取贝叶斯混频算法(BMF)进行估计(Chiu等,2011<sup>[32]</sup>)。通过MF-VAR模型可以得到月度的央行沟通指数数据,进而可以在FA-TVP-VAR模型框架下和经济不确定性指数等其他月度数据进行建模,FA-TVP-VAR模型的基本形式如下:

$$y_t = b_{1,t}y_{t-1} + \dots + b_{p,t}y_{t-p} + v_t \quad (1)$$

其中,  $y'_t = [f'_t, r'_t]$ ,  $f_t$  表示  $k \times 1$  维因子向量,  $r_t$  表示  $1 \times 1$  维政策变量,  $b_{i,t}$  表示  $k \times k$  参数矩阵,  $i = 1, \dots, p$ ,  $t = 1, \dots, T$ ,  $v_t \sim N(0, \Omega_t)$ 。可观测序列  $x_t$  与因子  $f_t$  以及政策变量  $r_t$  通过一个带有漂移系数的因子回归方程相联系(Bernanke等,2005<sup>[33]</sup>; Cogley和Sargent,2005<sup>[34]</sup>):

$$x_t = \lambda_t^f f_t + \lambda_t^r r_t + u_t \quad (2)$$

其中,  $\lambda_t^f$  是  $(n \times k)$  维矩阵,  $\lambda_t^r$  是  $(n \times 1)$  维矩阵, 满足  $u_t \sim N(0, H_t)$ ,  $H_t = \text{diag}(\exp(h_{1,t}), \dots, \exp(h_{n,t}))$ 。假定对于  $i, j = 1, \dots, n$  和  $t, s = 1, \dots, T$ ,  $i \neq j$ ,  $t \neq s$ , 有  $E(u_{i,t} f_t) = 0$  并且  $E(u_{i,t} u_{j,s}) = 0$ 。方程(1)代表“向量自回归”方程,方程(2)代表“因子模型”方程,二者共同构成了基本的模型框架。方程(2)的参数可以使用如下方程估计:

$$x_{i,t} = \lambda_{i,t}^f f_t + \lambda_{i,t}^r r_t + u_{i,t}, u_{i,t} \sim N(0, \exp(h_{i,t})) \quad (3)$$

进一步设定方程 (1) 中参数的协方差矩阵:

$$A_t \Omega_t A_t' = \Sigma_t \Sigma_t' \quad (4)$$

$$\Omega_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' (A_t^{-1})' \quad (5)$$

$\Sigma_t = \text{diag}(\sigma_{1,t}, \dots, \sigma_{k+1,t})$ ,  $A_t$  为下三角矩阵:

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{(k+1)1,t} & \cdots & a_{(k+1)k,t} & 1 \end{bmatrix} \quad (6)$$

令  $B_t = (b'_{1,t}, \dots, b'_{p,t})$ ,  $\log \sigma_t = (\log \sigma'_{1,t}, \dots, \log \sigma'_{p,t})$  和  $a_t = (a'_{j1,t}, \dots, a'_{j(j-1)k,t})$ ,  $j=1, \dots, k+1$ , 并且将  $\lambda_{i,t}$ ,  $h_{i,t}$ ,  $B_t$ ,  $a_t$  和  $\log \sigma_t$  的随机过程设定为随机游走 (Giordani 和 Kohn, 2008<sup>[35]</sup>):

$$\begin{aligned} \lambda_{i,t} &= \lambda_{i,t-1} + J_{i,t}^{\lambda} \eta_t^{\lambda} \\ h_{i,t} &= h_{i,t-1} + J_{i,t}^h \eta_t^h \\ B_t &= B_{t-1} + J_{i,t}^B \eta_t^B \\ a_t &= a_{t-1} + J_{i,t}^a \eta_t^a \\ \log \sigma_t &= \log \sigma_{t-1} + J_{i,t}^{\sigma} \eta_t^{\sigma} \end{aligned} \quad (7)$$

将方程 (1) 和 (2) 改写为:

$$g_t = \lambda_t y_t + W_t \varepsilon_t^g \quad (8)$$

$$y_t = b_{1,t} y_{t-1} + \dots + b_{p,t} y_{t-p} + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t^y \quad (9)$$

其中,  $g_t' = [x_t', r_t']$ ,  $y_t' = [f_t', r_t']$ ,  $W_t = \text{diag}(\exp(h_{1,t})/2, \dots, \exp(h_{n,t})/2, 0)$ ,  $W_t W_t' = [H_t, 0]$ ,  $A_t$ ,  $\Sigma_t$ ,  $b_{1,t}$ ,  $\dots$ ,  $b_{p,t}$  是待估参数,  $(\varepsilon_t^g, \varepsilon_t^y)$  是服从高斯分布的随机扰动。模型的最终形式可表示为:

$$g_t = \lambda_t b_{1,t} y_{t-1} + \dots + \lambda_t b_{p,t} y_{t-p} + \zeta_t \quad (10)$$

$$\zeta_t = \lambda_t (A_t^{-1} \Sigma_t) \varepsilon_t^y + W_t \varepsilon_t^g \quad (11)$$

FA-TVP-VAR 模型需要使用马尔科夫蒙特卡洛模拟方法 (MCMC) 进行估计, 更为详细的介绍可以参见 Korobilis (2013)<sup>[36]</sup>。

### (二) 变量设定

经济不确定性首先会导致金融市场的剧烈波动, 因此央行沟通的预期管理方式对经济不确定性进行政策反馈后会先行影响金融市场, 如果其预期管理政策有效, 释放的宽松货币政策信号会首先扭转金融市场预期, 平抑金融市场波动。鉴于此, 本文选择的核心变量包括央行沟通、经济不确定性、金融市场运行。其中, 央行沟通使用上文构建的央行沟通指数衡量,

原始数据为季度数据, 通过 MF-VAR 模型将其转换为月度数据; 经济不确定性使用上文基于动态因子随机波动模型构建的经济不确定性指数衡量; 金融市场运行使用金融状况指数 (FCI) 来衡量, 由于 FCI 的构建在现有文献中已经比较成熟, 本文不再单独说明, 具体采用邓创和徐曼 (2014)<sup>[37]</sup> 的方法计算所得, 即提取股票市场、外汇市场、房地产市场、信贷市场、货币利率等代表性指标的主成分。此外, 在 FA-TVP-VAR 模型中, 本文选择了大量的不可观测辅助变量, 以丰富模型包含的宏观经济信息减少信息漏损, 参考金春雨和董雪 (2021)<sup>[38]</sup> 的方法, 辅助变量包括了实际经济类、价格类、金融类等层面的 75 个变量。数据的样本区间为 2000 年 1 月至 2022 年 3 月, 除央行沟通指数外其余数据均为月度数据, 标准化的原始数据来源于 WIND 数据库、中国人民银行网站、国家统计局网站, 央行沟通指数和经济不确定性指数来源于对相关媒体信息的文本提取, 已在上文进行了详细说明。

### (三) 脉冲响应分析

运用 MCMC 方法完成模型估计后, 本文主要采用时变脉冲响应函数分析央行沟通对经济不确定性的政策反馈以及央行沟通对金融市场的预期管理效应, 前者体现为经济不确定性指数一标准差大小的冲击对央行沟通指数的时变影响, 后者体现为央行沟通指数一标准差大小的冲击对金融市场的时变影响。本文首先计算三维脉冲响应函数, 从总体上刻画央行沟通对经济不确定性的政策反馈以及央行沟通对金融市场的预期管理效应, 然后以重大危机事件为考察对象, 选取了样本期内三个经济不确定性明显上升的时期, 即金融危机冲击、贸易摩擦冲击、新冠疫情冲击, 分别计算了三个时期的脉冲响应函数进行对比分析。

图 4 的三维脉冲响应函数结果显示, 在发生经济不确定性冲击后, 我国央行通过央行沟通进行了及时的政策反馈, 几乎没有时滞, 向市场释放了货币政策宽松的信号, 来稳定经济不确定性冲击对市场造成的悲观预期, 通过对经济形势的判断以及货币政策立场的阐释向市场注入信心, 为后续的政策出台和稳定实体经济运行奠定了基础。从历史来看, 经济不确定性的持续快速上升往往是由于重大危机事件的冲击, 在危机事件突发后, 悲观预期迅速蔓延, 市场信心快速下降, 金融市场波动加剧, 进而传导至实体经济, 导

致经济下行压力加大。在这种情况下出台相对宽松的财政货币政策进行逆风向调控具有必要性，但是政策的出台需要决策周期和传导周期，因此短期最为有效

的手段是通过释放政策信号来迅速稳定市场预期，央行沟通在应对重大危机事件导致的经济不确定性冲击时扮演了重要的角色。

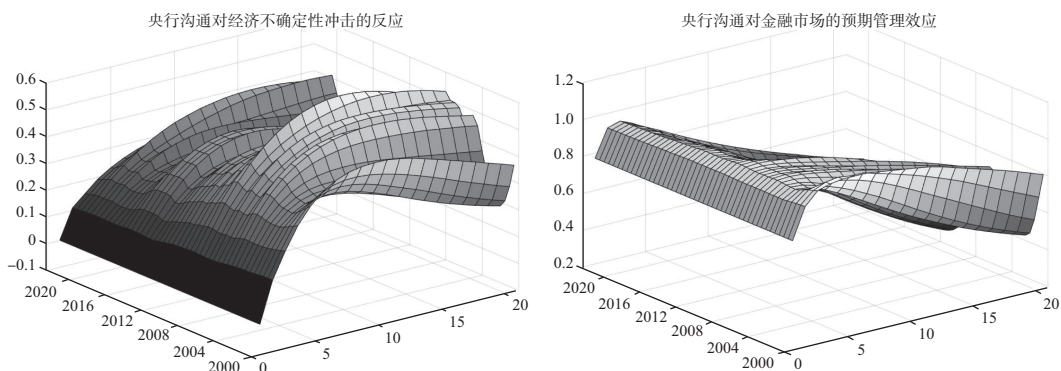


图4 三维脉冲响应函数

从脉冲响应函数的强度可以看出，对于重大危机事件发生的时期，央行沟通对经济不确定性冲击的政策反馈效应明显更强，比如2003年非典、2008年金融危机、2015年金融市场波动、2018年中美贸易摩擦、2020年的新冠疫情。2008年金融危机时期的恐慌情绪全球蔓延，我国出现了金融市场波动和实体经济下行双重压力，为了应对危机，我国央行的货币政策迅速转向，通过央行沟通向市场传递了宽松货币政策的信号，为后期大规模刺激政策的出台和稳增长提供了基础性保障。比如，时任央行行长周小川发言指出，“中国已经将紧缩的货币政策转变为适度宽松的货币政策，在国际金融危机影响加剧的情况下，我们决心把应对危机作为扩大消费内需，增强内在发展动力和竞争力的契机，加快结构调整，转变经济发展方式，促进经济平稳和可持续发展。”2018年中美贸易摩擦发生后，美国对华增加关税范围不断扩大，美国对我国高科技进行制裁打压，导致市场对我国贸易和经济发展的前景产生了悲观预期，我国金融市场出现了剧烈波动，央行沟通同样进行了及时的回应，及时阐释了宏观经济形势和货币政策立场，比如在当时的《中国货币政策执行报告》中多次提到“保持流动性合理充裕，根据形势变化预调微调，注重稳定和引导预期”。新冠肺炎疫情暴发后，为了打赢防疫的人民战争，我国科学统筹疫情防控和经济社会发展，在此过程中经济出现了阶段性局部性停滞，供应链、产业链受到一定影响，市场主体的预期发生了变化，对此央行及时释放了积极的政策信号，对新冠疫情造成的经济不确定性进行了直接回应。比如，2020年一季度的《中国货币政策执行报告》提出，“加强货币政

策逆周期调节，把支持实体经济恢复发展放到更加突出的位置，运用总量和结构性政策，保持流动性合理充裕，支持实体经济特别是中小微企业渡过难关。”

从央行沟通指数的正向冲击对金融状况指数的影响结果来看，我国央行沟通对金融市场产生了良好的预期管理效果，当金融市场出现剧烈波动尤其是大幅下行时，央行沟通所释放的积极信号和政策前瞻性指引会稳定市场预期，促进金融市场平稳运行。在面对重大危机事件带来的经济不确定性冲击时，悲观预期和情绪会率先体现在金融市场，导致波动加剧和资产价格迅速下行，对此及时的央行沟通向市场释放积极的货币政策宽松信号以及政府部门救市的态度或举措，可以在短期稳定市场预期，缓解金融市场的悲观情绪，有助于降低金融市场波动和稳定资产价格，使得市场参与者恢复理性，阻断非理性的资产抛售行为。比如，在2008年国际金融危机时期，及时的央行沟通和货币政策逆周期调控对稳定金融市场促进资产价格稳定起到了明显的作用。在中美贸易摩擦发生后，我国金融市场同样出现了大幅波动，资产价格连续下跌，央行在《中国货币政策执行报告》等媒介中科学分析判断经济金融形势，及时阐明政策立场，对稳定金融市场起到了积极的作用，2019年我国股票市场扭转跌势出现了结构性牛市，全年沪深300指数涨幅接近37%。在新冠疫情暴发后，2020年春节后的第一个交易日，我国上证指数收盘下跌7.72%，市场出现了恐慌性下跌，但是此后迅速企稳回升，2020年也出现了结构性牛市，沪深300指数全年涨幅高达27.21%，其央行与市场的有效沟通起到了一定的作用。

图5显示了金融危机、贸易摩擦、新冠疫情三个经济不确定性明显上升的时期，央行沟通对经济不确定性的政策反馈以及央行沟通对金融市场的预期管理效应，用以对比分析。可以看出，金融危机时期我国央行沟通对经济不确定性冲击的反应程度最大，新冠疫情时期和贸易摩擦时期央行沟通对经济不确定性冲击的反应程度较小，而从长期来看新冠疫情时期央行沟通的反应程度大于贸易摩擦时期。央行沟通最直接的效果是稳定市场预期，首先会通过预期效应作用于金融市场，而由于金融危机对金融体系的冲击最为直接，也最为迅速，因此需要央行沟通进行快速的政策反馈。新冠疫情的冲击虽然不是发生在金融领域，但

是属于历史罕见的突发重大事件，因此对经济金融体系的冲击范围广、程度大，从长期看央行沟通的政策反馈效应也较强。贸易摩擦冲击并非发生在金融领域，而且也非历史首次，市场预计会对中国贸易以及经济增长产生影响，但是对金融市场的负向冲击有限，因此长期看央行沟通的政策反馈效应也弱于金融危机冲击和新冠疫情冲击时期。另一方面，在金融危机时期，我国央行沟通对金融市场的预期管理效应最强，由于金融危机的冲击对金融市场的影响最为直接，因此央行沟通的针对性和力度更强。在新冠疫情和贸易摩擦时期，央行沟通对金融市场的预期管理效应有所弱化。

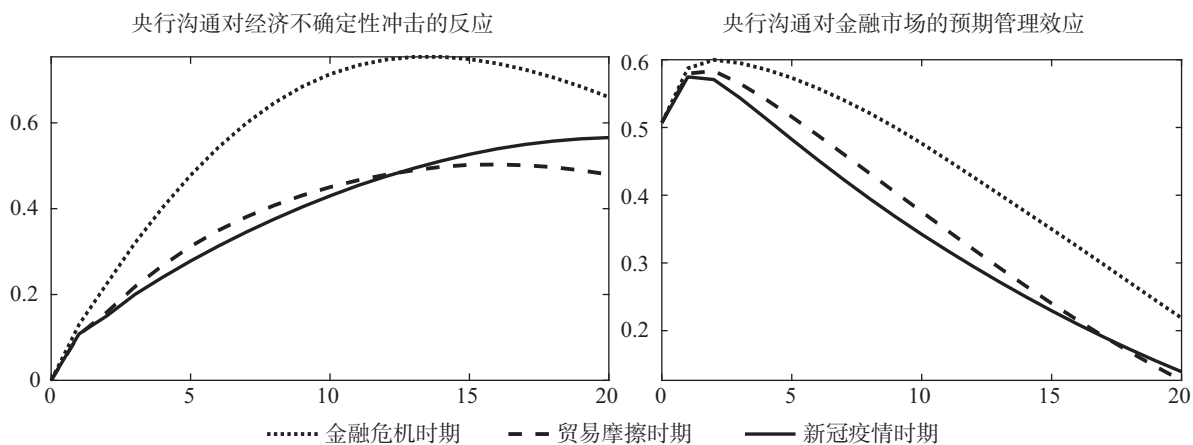


图5 代表性时期的脉冲响应函数

综上所述，对于重大危机事件导致的经济不确定性冲击，我国央行都能够及时沟通进行预期管理，向市场释放清晰的政策信号，这一举措可以有效应对经济不确定性冲击造成的金融市场下行，在平复悲观情绪、扭转市场预期、稳定金融市场方面发挥了积极的作用。对于不同类型的危机事件冲击，央行沟通对经济不确定性冲击的政策反馈程度以及对金融市场的预期管理效应具有明显的差异性。

#### (四) 稳健性检验和进一步分析

上文的基准模型选择使用 MF-VAR 和 FA-TVP-VAR 两个 VAR 拓展模型，建模思路相对复杂，其中使用 MF-VAR 模型将季度低频数据转化为月度高频数据。为了进一步验证模型的稳健性，本文选择使用季度数据构建单一的 FA-TVP-VAR 模型进行估计，其中对于模型中的月度数据，有相关季度统计数据的直接使用季度数据，没有季度数据的使用频率转换方法将其转换为季度数据，样本区间和数据来源与上文一致。为便于对比分析，本文分别计算了三个代表性

时点的脉冲响应函数。从图6可以看出，央行沟通对经济不确定性冲击的反应以及央行沟通对金融市场的预期管理效应的脉冲响应函数形态与上文的基准回归结果基本一致，即我国的央行沟通对经济不确定性进行了及时反应，同时央行沟通可以有效干预金融市场。在金融危机时期，央行沟通的反应以及政策效应大于贸易摩擦时期和新冠疫情时期，而新冠疫情时期又大于贸易摩擦时期。

进一步来看，在中国的货币政策实践中，央行沟通更多的是对当期货币政策操作和经济形势的解释以及对未来的预期，具有预期引导效应，而央行更多使用实际的货币政策操作来应对不确定性冲击，因此本文进一步将央行的实际干预即货币政策变量纳入基准回归的 FA-TVP-VAR 模型中，以对比分析央行沟通和实际政策干预对经济不确定性的反应以及二者的预期管理效应。鉴于近几年我国价格型货币政策已经成为主导，本文使用7天期同业拆借利率代表货币政策。在代表性时间点选择方面与上文一致，同样计算

了脉冲响应函数进行分析,结果见图7。结果表明,面对经济不确定性冲击,我国央行不仅通过央行沟通引导预期,而且还通过实际的货币政策操作(降低利息)来进行逆周期调控,可以看出我国央行的“言行一致”。同时,我国央行沟通不仅可以通过预期管理来影响金融市场的实际运行,还可以通过货币政策的逆周期调控来干预金融市场,即利率的正向冲击造成了金融周期的负向运行,反之降低利率可以促进金融周

期上升。但是可以看出,相对于央行沟通而言,实际货币政策调控对金融市场的影响具有时滞性,即货币政策的预期管理效应更为直接,而实际调控存在一定的传导时滞和阻滞。对比来看,在金融危机时期,无论是央行沟通还是实际货币政策调控,其对经济不确定性的反应以及对金融市场的影响效应均高于贸易摩擦时期和新冠疫情时期,与上文的基准回归结果一致,体现出金融危机这一不确定性冲击的特殊性。

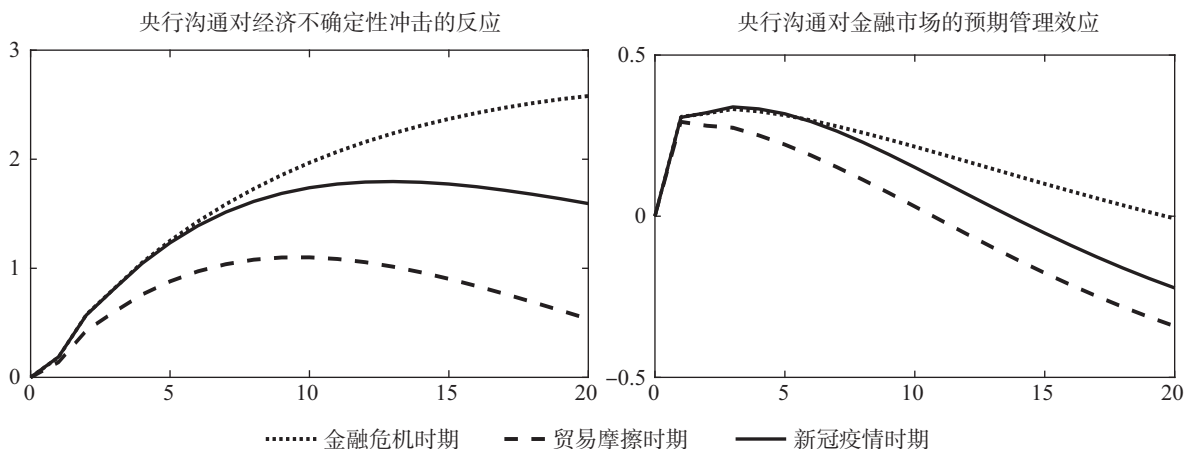


图6 基于季度数据模型的脉冲响应函数

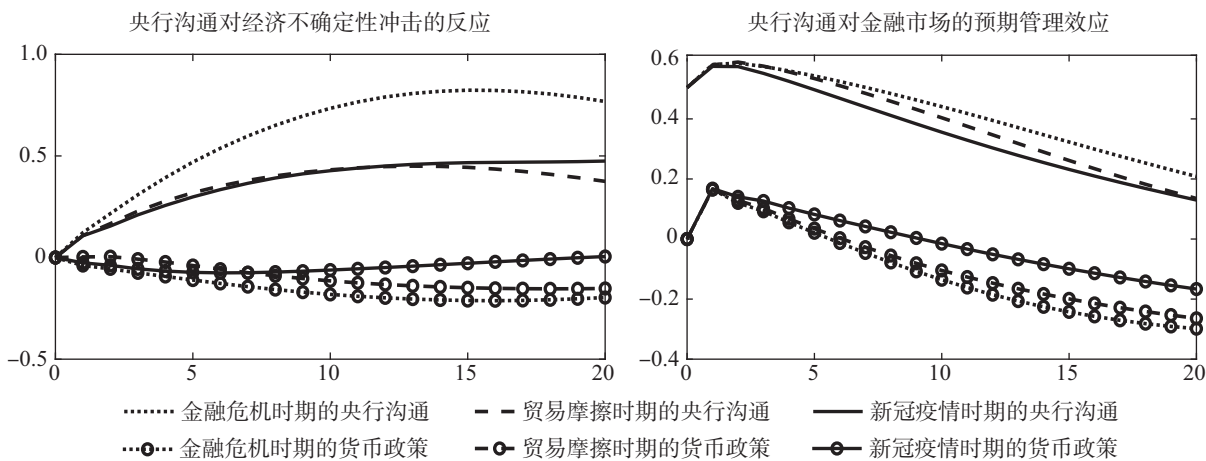


图7 央行沟通和实际货币政策对经济不确定性冲击的反应及调控效应对比

### 五、结论和政策建议

在百年变局和世纪疫情的交织影响下,我国经济发展面临的不确定性上升,在此背景下通过央行沟通进行预期管理对于短期稳定市场预期降低金融市场波动以及长期稳住宏观经济大盘具有重要意义。本文分别运用大数据文本分析方法和动态因子随机波动模型构建了央行沟通指数和经济不确定性指数,以重大危机事件为研究对象,运用MF-VAR和FA-TVP-VAR模型实证研究了我国央行沟通对经济不确定性的政策

反馈以及政策效果。研究结果显示,我国央行能够在重大危机事件发生时,及时通过央行沟通对其造成的经济不确定性冲击进行政策反馈,并且央行沟通的预期管理效果显著,可以有效维护金融市场稳定,同时也通过货币政策实际操作来干预金融市场,但实际调控存在一定的传导时滞和阻滞。对于不同类型的重大危机事件造成的经济不确定性冲击,央行沟通的政策反馈程度以及预期管理效果有所不同,金融危机冲击时期的政策反馈程度和预期管理效果最大,疫情冲击时期和贸易摩擦冲击时期的效果较小。根据研究结论

本文提出如下两点政策建议：

第一，及时跟踪可能发生的重大危机事件风险源，建立重大风险和经济不确定性预警体系。文章研究结果显示出及时对经济不确定性冲击进行政策干预可以实现较好的预期管理效果，对于平抑金融市场波动具有重要意义。因此，央行以及其他政策制定部门要保持对可能发生的重大危机事件的敏感性，通过动态跟踪微观大数据和宏观经济信息集来提前识别风险源，并建立重大风险和经济不确定性预警体系，定期评估风险发生概率和影响程度，以此为基础做好前瞻

性的政策储备。

第二，面对危机事件，央行需要果断进行沟通，释放明确清晰的政策信号。央行沟通对于第一时间处置重大危机事件造成的经济不确定性冲击具有重要的政策意义，因此在沟通过程中应重视有效性，应果断和市场沟通，向市场释放清晰的政策信号。在央行沟通过程中，要更多使用“宽松”“放松”“从紧”“稳增长”等政策信号明确的词汇，避免使用一些语义隐晦让市场难以判断货币政策方向的沟通词汇，以最有效的沟通降低沟通成本。

## 参考文献

- [1] Blinder A S, Ehrmann M, Fratzscher M, et al. Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence [J]. *Journal of economic literature*, 2008, 46 (4): 910-945.
- [2] Woodford M. Monetary Policy in the Information Economy [M]. *Technology and the New Economy*, 2002: 187.
- [3] Crujeijn C, Eijffinger S. The Economic Impact of Central Bank Transparency: A Survey [R]. *Netherlands Central Bank, Research Department Discussion Paper*, 2007 (6070): 1-40.
- [4] 庄子罐, 崔小勇, 龚六堂, 邹恒甫. 预期与经济波动——预期冲击是驱动中国经济波动的主要力量吗? [J]. *经济研究*, 2012 (6): 46-59.
- [5] 庄子罐, 贾红静, 刘鼎铭. 货币政策的宏观经济效应研究: 预期与未预期冲击视角 [J]. *中国工业经济*, 2018 (7): 80-97.
- [6] Kliesen K L, Schmid F A. Monetary Policy Actions, Macroeconomic Data Releases, and Inflation Expectations [J]. *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*, 2004, 86 (3): 9-22.
- [7] Woodford M, Walsh C E. Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy [J]. *Macroeconomic Dynamics*, 2005, 9 (3): 462-468.
- [8] Stefano E. Central Bank Transparency Under Model Uncertainty [J]. *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, 2005 (199): 1-22.
- [9] Morris S, Shin H S. Coordinating Expectations in Monetary Policy [J]. *Central Banks as Economic Institutions*, 2008: 88-104.
- [10] Demertzis M, Viegli N. Inflation Targets as Focal Points [J]. *International Journal of Central Banking*, 2014, 4 (1): 55-87.
- [11] Hayo B, Neuenkirch M. Self-monitoring or Reliance on Media Reporting: How Do Financial Market Participants Process Central Bank News? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2015, 59: 27-37.
- [12] Heinemann F, Ullrich K. Does It Pay to Watch Central Bankers' Lips? The Information Content of ECB Wording [J]. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 2007, 143 (2): 155-185.
- [13] 卞志村, 张义. 央行信息披露、实际干预与通胀预期管理 [J]. *经济研究*, 2012 (12): 15-28.
- [14] 林建浩, 赵文庆. 中国央行沟通指数的测度与谱分析 [J]. *统计研究*, 2015 (1): 52-58.
- [15] 闫先东, 高文博. 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 [J]. *金融研究*, 2017 (8): 35-49.
- [16] 张靖泽, 沈根祥. 央行沟通与通货膨胀预期 [J]. *财经科学*, 2021 (7): 51-65.
- [17] Beine M, Janssen G, Lecourt C. Should Central Bankers Talk to the Foreign Exchange Markets? [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2009, 28 (5): 776-803.
- [18] Hayo B, Neuenkirch M. Bank of Canada Communication, Media Coverage, and Financial Market Reactions [J]. *Economics Letters*, 2012, 115 (3): 369-372.
- [19] 刘澜飏, 郭子睿, 王博. 中国宏观审慎监管沟通对金融资产价格的影响——以股票市场为例 [J]. *国际金融研究*, 2018 (6): 76-85.
- [20] 肖争艳, 黄源, 王兆瑞. 央行沟通的股票市场稳定效应研究——基于事件研究法的分析 [J]. *经济学动态*, 2019 (7): 80-93.
- [21] 王琳, 刘宏雅, 沈沛龙. 央行政策沟通的金融资产价格稳定效应——以中国股票市场为例 [J]. *金融论坛*, 2021 (8): 8-17.
- [22] 刘金全, 申琦琦. 央行沟通能弱化金融市场波动吗 [J]. *现代经济探讨*, 2022 (3): 36-43.
- [23] 王宇伟, 周耿, 吴瞳, 范从来. 央行的言辞沟通、实际行动与企业投资行为 [J]. *中国工业经济*, 2019 (5): 118-135.
- [24] 宋连方, 李生海. 货币政策信号影响企业投资吗? ——兼论我国货币政策预期管理的完善 [J]. *金融与经济*, 2021 (10): 20-29.
- [25] 陈良源, 林建浩, 王少林, 詹焯扬. 央行沟通对于货币政策实际干预的预测能力研究 [J]. *统计研究*, 2021 (1): 38-50.
- [26] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring Economic Policy Uncertainty [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (4): 1593-1636.

- [27] 王义中, 宋敏. 宏观经济不确定性、资金需求与公司投资 [J]. 经济研究, 2014 (2): 4-17.
- [28] 黄卓, 邱晗, 沈艳, 童晨. 测量中国的金融不确定性——基于大数据的方法 [J]. 金融研究, 2018 (11): 30-46.
- [29] 马丹, 何雅兴, 翁作义. 大维不可观测变量的中国宏观经济不确定性测度研究 [J]. 统计研究, 2018 (10): 44-57.
- [30] 王霞, 郑挺国. 基于实时信息流的中国宏观经济不确定性测度 [J]. 经济研究, 2020 (10): 55-71.
- [31] 尚玉皇, 赵芮, 董青马. 混频数据信息下的时变货币政策传导行为研究——基于混频 TVP-FAVAR 模型 [J]. 金融研究, 2021 (1): 13-30.
- [32] Chiu C W, Eraker B, Foerster A T. Estimating VARs Sampled at Mixed Frequencies or Irregular Spaced Frequencies: Bayesian Approach [R]. Kansas City Federal Reserve Bank Economic Research Department, 2011.
- [33] Bermanke B S, Boivin J, Elias P. Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach [J]. Quarterly Journal of Economics, 2005, 120 (1): 387-422.
- [34] Cogley T, Sargent T J. Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII US [J]. Review of Economic dynamics, 2005, 8 (2): 262-302.
- [35] Giordani P, Kohn R. Efficient Bayesian Inference for Multiple Change-point and Mixture Innovation Models [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2008, 26 (1): 66-77.
- [36] Korobilis D. Assessing the Transmission of Monetary Policy Using Time-varying Parameter Dynamic Factor Models [J]. Oxford Bulletin of Economics & Statistics, 2013, 75 (2): 157-179.
- [37] 邓创, 徐曼. 中国的金融周期波动及其宏观经济效应的时变特征研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2014 (9): 75-91.
- [38] 金春雨, 董雪. “双支柱”政策框架下中国货币政策与宏观审慎政策有效组合研究 [J]. 现代经济探讨, 2021 (4): 56-65.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

## (上接第 30 页)

的现代公司治理。强化党的领导在国有资本投资、运营涉及的重大事项上定方向、把大局的前置性把关作用。探索建立党组织融入公司治理的信息定期披露机制。切实落实好国有企业董事会法定职权。建立以岗位要求、任职能力为基础的职业经理人市场化选聘机制, 通过建立职业经理人候选人才库, 选聘一批既了解国家大政方针、又熟悉现代企业管理的企业家和经理人队伍, 按照人才需要计划和岗位标准, 大力引进

企业亟需的高端人才。深入推进经理层契约化管理和任期制考核, 继续深化和落实劳动、人事、分配三项制度改革。二是加强国有资本投资运营的专业化人才支撑。建立符合“两类公司”功能的专业化人才队伍建设规划, 建立健全符合法治化市场化国际化发展趋势的复合型专业化职业化创新型人才队伍。积极探索差异化的资产管理人才培养学科体系、加快推进资产管理专业资格等级考试和资产管理师国家标准出台。

## 参考文献

- [1] 文宗瑜, 宋韶君. 国有资本运营职能从国有企业剥离的改革逻辑及绩效评价体系重构 [J]. 北京工商大学学报 (社会科学版), 2018 (2): 10-17, 104.
- [2] 谭静, 文宗瑜. 深化混合所有制改革的对策研究 [J]. 人民论坛, 2020 (35): 94-95.
- [3] 文宗瑜. 以“理论僵化与思维固化”突围而支持国资国企改革的继续深化 [J]. 财政科学, 2016 (6): 86-97.
- [4] 谭静, 文宗瑜, 范亚辰. 国有资本专业化运营绩效评价指标体系构建 [J]. 中央财经大学学报, 2020 (9): 14-23.
- [5] 王利民. 国家所有权研究 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 1992: 15-16.
- [6] 廖红伟, 张楠. 论新型国有资产的监管体制转型——基于“管资产”转向“管资本”的视角 [J]. 江汉论坛, 2016 (3): 11-16.
- [7] 谭静, 文宗瑜, 范亚辰. 推动国有资本做强、做优、做大的若干思考 [J]. 财会月刊, 2021 (8): 64-72.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

# 资产证券化与货币政策利率传导效率：证据与机制

## Asset Securitization and the Efficiency of Monetary Policy

### Interest Rate Transmission: Evidences and Mechanisms

王立勇 吕政

WANG Li-yong LYU Zheng

**[摘要]** 近年来,中国货币政策利率传导效率有所提高,但货币市场短期利率对债券市场各期限利率、信贷市场贷款利率的传导渠道仍不够畅通。本文首先拓展马骏和王红林(2014)的理论模型,在银行间市场引入短期市场利率,从理论层面分析资产证券化对货币政策利率传导效率的影响,随后借助局部投影方法给出关于资产证券化对货币政策利率传导效率影响的经验证据,并从替换货币政策冲击、改变资产证券化测度方式、引入更多控制变量、改变估计策略等角度进行稳健性检验。理论分析结果表明,资产证券化能够提高货币政策利率传导效率,内在逻辑是价格风险对冲机制和信贷资产定价机制。实证检验结果显示,资产证券化显著提高了货币政策利率传导效率,与“低资产证券化”状态相比,“高资产证券化”状态下债券市场的无风险利率、长期利率和信贷市场贷款利率对货币市场短期利率冲击具有更大的响应。

**[关键词]** 资产证券化 货币政策 利率传导 局部投影方法 脉冲响应

**[中图分类号]** F822 F830 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 08-0042-17

**Abstract:** In recent years, the interest rate transmission efficiency of monetary policy in China has improved, but the transmission channels of short-term interest rates in the money market to interest rates of various maturities in the bond market and loan rates in the credit market are still not smooth enough. This paper first extends the theoretical model of Ma and Wang (2014), introduces short-term market interest rates in the interbank market, analyzes the impact of asset securitization on the interest rate transmission efficiency of monetary policy at the theoretical level, and then gives empirical evidence on the impact of asset securitization on the interest rate transmission efficiency of monetary policy with the help of local projection methods, and conducts robustness tests from the perspectives of replacing monetary policy shocks, changing the measurement of asset securitization, introducing more control variables, and changing the estimation strategy. The results of the theoretical analysis show that asset securitization can improve the interest rate transmission efficiency of monetary policy, and the underlying logic is the price risk hedging mechanism and credit asset pricing mechanism. The results of the empirical tests show that asset securitization significantly improves the interest rate transmission efficiency of monetary policy, and the risk-free rate in the bond market, the long-term interest rate, and the loan rate in the credit market are more responsive to the money market short-term interest rate shocks in the “high asset securitization” state than in the “low asset securitization” state.

**Key words:** Asset-backed securities Monetary policy Interest rate transmission Local projection method Impulse response

**[收稿日期]** 2022-11-09

**[作者简介]** 王立勇,男,1976年8月生,中央财经大学国际经济与贸易学院教授,博士生导师,研究方向为数量经济、国际经济与宏观经济政策;吕政,男,1994年3月生,中国外汇交易中心博士后科研工作站博士后研究人员,助理研究员,研究方向为货币金融理论与实践。本文通讯作者为吕政,联系方式为LYUZheng0306@126.com。

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目“非常规财政政策的作用机理、效应评估、政策设计与模拟”(项目编号:72273161);中央财经大学中国财政发展协同创新中心2022年度科研项目。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。本文仅代表作者个人观点,不代表作者所在单位观点。



## 一、引言

2020年党的十九届五中全会提出“建设现代中央银行制度”，要求“以深化利率市场化改革为抓手疏通货币政策传导机制，更好服务实体经济”，为健全现代货币政策框架指明了方向。2021年十三届全国人大四次会议表决通过的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》指出，“继续深化金融供给侧结构性改革，健全市场化利率形成和传导机制，完善央行政策利率体系，更好发挥贷款市场报价利率基准作用。”2022年《政府工作报告》提出，进一步疏通货币政策传导机制。由此可见，完善货币政策传导机制，特别是提升货币政策利率传导效率，是继续深化金融供给侧结构性改革的关键，对提高货币政策调控效果，顺利实现“引导贷款市场利率下行，保持流动性合理充裕”和“疏通传导机制，缓解融资难融资贵，为疫情防控、复工复产和实体经济发展提供精准金融服务”目标至关重要。众所周知，价格型货币政策框架的核心是通过调节政策利率，促使政策利率向不同品种和期限的其他利率传导，即引导其他利率跟随政策利率变化，最终影响消费、投资等变量。具体而言，利率传导主要包括两个环节：第一，政策利率（短期利率）向不同品种、不同期限的其他利率传导（特别是长期利率<sup>①</sup>）；第二，长期利率等其他利率向总需求传导，从而达到宏观调控目的。这两个环节缺一不可，共同决定了价格型货币政策的操作效果。发达国家的金融市场发育相对完善，利率传导受到的政策约束和市场扭曲小，各个金融子市场的关联程度高，其他利率对政策利率变动的响应较灵敏，利率传导的第一个环节相对畅通。因此，理论界和政策界更多关注第二个环节，即利率变化如何影响投资与产出。相比而言，中国作为一个转型新兴市场国家，金融市场还不成熟，金融体系受到更多约束和限制，特别是利率双轨制，严重影响政策利率向其他利率的传导。“十三五”时期，中国利率市场化步伐明显加快，政策利率向其他利率的传导渠道变得越来越畅通，即第一个

环节的利率传导效率有所提高。然而，虽然中国利率市场化改革已逐渐放开对利率的直接管制，形成隐性的利率走廊，但这并不表示价格型货币政策框架会自动形成，政策利率变化能否及时引导其他市场利率变化，已成为理论界和实务界高度重视的问题。现有文献表明，目前央行政策利率对债券市场各期限利率、信贷市场贷款利率的传导渠道仍不够畅通，严重影响了货币政策逆周期调节效果（陆军和黄嘉，2021<sup>[1]</sup>；刘冲等，2022<sup>[2]</sup>）。那么，如何才能进一步疏通政策利率向债券市场利率和信贷市场利率的传导渠道，提高货币政策利率传导效率，为货币政策框架转型保驾护航呢？这是本文所关注的问题。

近年来，中国有序提速利率市场化步伐，商业银行利润空间不断压缩，经营重点逐渐转向吸收存款、发放贷款以外的中间业务（王立勇和吕政，2022<sup>[3]</sup>）。商业银行的信贷资产证券化业务恰恰满足了银行的这一需求，资产证券化不仅拓宽了银行的盈利渠道，还改善了银行的资产负债管理<sup>②</sup>。资产证券化一方面将抵押贷款从资产负债表中转移出来，另一方面允许银行将部分信用风险转移给市场（包括对冲基金、保险公司和养老基金等机构投资者），有效缓解了银行的资本监管约束<sup>③</sup>。从资产证券化的功能和属性看，资产支持证券本身既是债券市场深化发展的“助推器”，又由银行等金融机构以信贷资产为支撑发行。显然，发展资产证券化可以加强货币市场、债券市场和信贷市场三者之间的联系。我们不禁要问，发展资产证券化是否能够打通中国债券市场与信贷市场的分割，疏通利率传导渠道的阻梗呢？如果能，这一过程通过何种机制实现？与之相关的另一个问题，资产证券化活跃程度是否显著影响中国货币政策利率传导效率？

图1给出了中国货币政策利率传导效率与商业银行资产证券化活跃程度的散点图。从图1可以看出，二者之间存在正相关关系，即随着资产证券化规模不断提高，中国利率传导效率也在提高。这一现象是已有文献尚未发现且缺乏解释的。需要说明的是，此处仅仅是给出初步证据，该结论是否稳健或具有一般性，有待下文进一步论证和检验。

- ① 长期利率之所以重要，是因为央行主要通过调控短期利率以影响长期利率，并通过长期利率对宏观经济中的消费需求 and 投资需求产生影响。
- ② 资产证券化是指将一组流动性较差的债权类资产或信贷资产，通过特殊目的载体重组，经过打包和分层等措施实现信用增级，使资产支持证券预期在未来获得稳定的现金流收益，在资本市场二级市场发行的过程。
- ③ 2018年11月，资产支持证券占债券市场发行债券比重和占社会融资规模比重分别达到6.77%、16.79%的峰值。这一特征事实表明，在中国银行主导型金融体系中，资产证券化虽占比有限，但相对重要性上升。

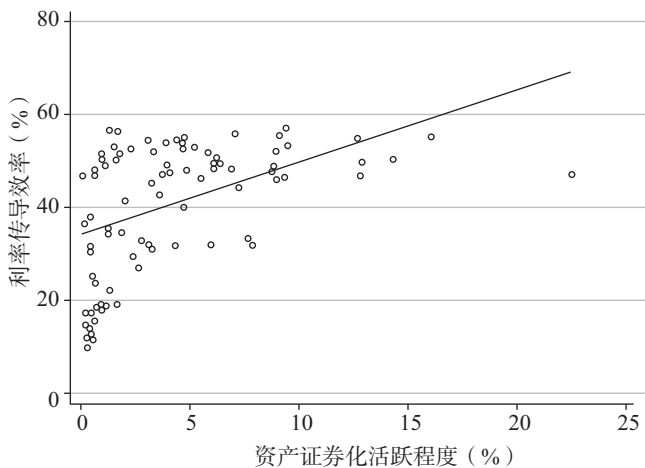


图1 中国利率传导效率与资产证券化散点图

注：作者计算绘制<sup>①</sup>。

资料来源：Wind 数据库。

关于中国货币政策利率传导效率研究方面，部分文献集中于测算传导效率，如马骏和纪敏（2016）<sup>[4]</sup>、强静等（2018）<sup>[5]</sup>、郭豫媚等（2018）<sup>[6]</sup>等；部分文献研究传导机制，如纪洋等（2015）<sup>[7]</sup>、钱雪松等（2015）<sup>[8]</sup>、陆军和黄嘉（2021）<sup>[11]</sup>、刘冲等（2022）<sup>[2]</sup>等。在货币政策利率传导效率的影响因素方面，马骏和王红林（2014）<sup>[9]</sup>、马骏等（2016）<sup>[10]</sup>关注了银行资产负债结构的影响，认为商业银行政策约束会弱化政策利率对宏观经济的传导效率。裘翔和周强龙（2014）<sup>[11]</sup>、高蓓等（2020）<sup>[12]</sup>关注了影子银行的影响，发现影子银行将改变高风险偏好企业的加杠杆行为，容易削弱价格型货币政策的传导效果。王永钦和吴娴（2019）<sup>[13]</sup>、战明华等（2020）<sup>[14]</sup>关注了金融创新的影响，认为金融创新有助于降低金融摩擦，提高利率传导效率。关于资产证券化与货币政策传导机制关系的研究方面，仅有少数几篇国外文献关注到资产证券化对货币政策信贷传导渠道的影响（Boivin 和 Giannoni, 2006<sup>[15]</sup>；Altunbas 等, 2009<sup>[16]</sup>；Loutskina, 2011<sup>[17]</sup>）。然而，可能受限于样本数据缺乏等原因，目前关于资产证券化对利率传导效率影响方面的研究严重不足。本文正是基于这一点，从理论和实证两方面探究了资产证券化对货币政策利率传导效率的影响。

与已有文献相比，本文的创造性工作主要体现在以下四个方面：第一，在研究视角方面，本文旨在分

析资产证券化对货币政策利率传导效率的影响，不仅拓展了资产证券化影响方面的研究，还丰富了利率传导效率影响因素方面的研究。第二，在理论机制方面，本文改进了传统的利率传导理论模型，根据中国利率市场化改革方向和货币政策实践，将短期拆借利率引入银行间市场，并且在模型中引入资产证券化，进而在考虑了银行资产证券化的货币政策框架下，厘清了资产证券化对中国货币政策利率传导效率的作用机制，即价格风险对冲机制和信贷资产定价机制。第三，在研究方法方面，本文应用局部投影方法（Local Projection Method, LP）实证检验资产证券化对利率传导效率的影响。一方面，与以往 VAR 模型族的脉冲响应分析相比，LP 方法并未严格要求数据的生成机制满足低阶自回归形式，节省自由度的同时放松了 VAR 模型族施加的线性约束，估计结果更稳健。另一方面，在样本期相对较短时，LP 方法较 VAR 模型族或“两步法”更有优势，避免了设定偏误和测量误差的问题。第四，在经验证据方面。本文利用 LP 方法发现“高资产证券化”状态下货币政策冲击对债券市场不同期限利率和信贷市场贷款利率的传导效率远高于“低资产证券化”状态，得到了关于资产证券化与货币政策利率传导效率之间关系的新证据。同时，本文测算了具有时变特征的中国货币政策利率传导效率，为今后相关研究提供了数据基础。

其余部分结构安排如下：第二部分为理论机制与研究假说，从理论层面分析资产证券化对利率传导效率影响，并提出相应研究假说；第三部分是研究设计、指标选择与数据处理；第四部分是实证分析和稳健性检验；第五部分是本文的基本结论与政策启示。

## 二、理论机制与研究假说

根据研究需要，本部分对马骏和王红林（2014）<sup>[9]</sup>的理论模型进行改进和拓展：一方面，本文在银行间市场中纳入非银金融机构，假设非银金融机构可以从商业银行拆入资金，由此将货币市场短期利率（拆借利率或回购利率）引入模型，并将货币市场短期利率设定为代表性利率。另一方面，本文的理论模型考虑了银行资产证券化，假定商业银行可以通过资产

① 图1的中国货币政策利率传导效率是作者应用 TVP-SV-VAR 模型等间隔脉冲响应测度得到，商业银行资产证券化活跃程度通过证券化贷款比率衡量，由资产证券化规模与银行贷款额的比值计算所得。样本为2012年9月至2020年8月的月度数据。

证券化将缺乏流动性的信贷资产打包成资产支持证券，在金融市场上出售给投资者。以上改进具有重要意义：第一，将货币市场短期利率设定为代表性利率，更符合中国利率市场化改革方向和中国货币政策操作实践<sup>①</sup>；第二，这一设定保证了本文理论分析与实证检验的自洽性<sup>②</sup>。具体地，本文构建的理论模型如下：

(一) 经济主体及其行为方程

1. 商业银行。

商业银行 (*i*) 以  $r_l$  的贷款利率向厂商发放贷款  $L_i$ ，按照央行规定的存款准备金率  $\alpha$  向央行缴纳存款准备金  $\alpha D_i$ ，存款准备金利率为  $r_r$ ，以  $r_e$  的短期利率在货币市场拆出资金  $E_i$ ，以  $r_b$  的收益率投资厂商发行的债券  $B_i$ ，以  $r_d$  的成本从家庭吸收存款  $D_i$ ，当流动性不足时，以  $r_{nb}$  的再贷款利率从央行拆入资金  $NB_i$ ，并且可以向家庭户出售数量为  $S_i$  的资产支持证券获得资金， $\theta_s$  表示商业银行在资产证券化业务中收取的费率。需要说明，在理想情况下，商业银行在以信贷资产为抵押，发行资产支持证券的过程中，资产支持证券收益率与贷款利率保持一致，两者之间并不存在利差。因此，在模型经济中，可以将  $r_l(1-\theta_s)S_i$  视为银行资产证券化的融资成本。由此可以得到商业银行 *i* 利润最大化的目标函数，以及银行 *i* 资产负债表平衡的约束条件，分别见式 (1) 和式 (2)：

$$\Pi_i = \text{Max}_{L_i, D_i, E_i, NB_i, S_i} \left\{ \begin{aligned} & r_l L_i + r_r \alpha D_i + r_e E_i + r_b B_i - r_d D_i - r_{nb} NB_i \\ & - r_l(1-\theta_s)S_i - C_i(L_i, D_i, E_i, NB_i, S_i) \end{aligned} \right\} \quad (1)$$

$$\text{s. t. } B_i = (1-\alpha)D_i + NB_i + S_i - L_i - E_i \quad (2)$$

在式 (1) 中， $C_i$  代表银行 *i* 运营的成本函数，该函数需要满足严格凸性、二阶连续可导的假设，不妨定义为：

$$C_i(L_i, D_i, E_i, NB_i, S_i) = \frac{1}{2} (\delta_L L_i^2 + \delta_D D_i^2 + \delta_E E_i^2 + \delta_{NB} NB_i^2 + \delta_S S_i^2) \quad (3)$$

通过求解一阶条件，容易得到银行 *i* 的贷款供给函数  $L_i^s$ 、存款需求函数  $D_i^d$ 、拆出资金供给函数  $E_i^s$ 、

再贷款需求函数  $NB_i^d$ 、资产支持证券需求函数  $S_i^d$  和债券供给函数  $B_i^s$ ，分别见式 (4) 至式 (9)：

$$L_i^s = \frac{r_l - r_b - (1-\theta_s)S_i}{\delta_L} \quad (4)$$

$$D_i^d = \frac{r_r \alpha + r_b(1-\alpha) - r_d}{\delta_D} \quad (5)$$

$$E_i^s = \frac{r_e - r_b}{\delta_E} \quad (6)$$

$$NB_i^d = \frac{r_b - r_{nb}}{\delta_{NB}} \quad (7)$$

$$S_i^d = \frac{r_b - r_l(1-\theta_s)}{\delta_S} \quad (8)$$

$$B_i^s = (1-\alpha)D_i^d + NB_i^d + S_i^d - L_i^s - E_i^s \quad (9)$$

2. 非银金融机构。

非银金融机构 (*j*) 以  $r_f$  的收益率为厂商融资  $F_j$ ，以  $r_e$  的短期利率在货币市场拆入资金  $E_j$ ，当流动性不足时，同样以  $r_{nb}$  为再贴现利率从央行拆入资金  $NB_j$ 。可以得到非银金融机构 *j* 利润最大化的目标函数，及其资金来源和去向的约束条件，分别见式 (10) 和式 (11)：

$$\Pi_j = \text{Max}_{E_j, NB_j} \{ r_f F_j - r_e E_j - r_{nb} NB_j - C_j(E_j, NB_j) \} \quad (10)$$

$$\text{s. t. } F_j = E_j + NB_j \quad (11)$$

在式 (10) 中， $C_j$  代表非银金融机构 *j* 运营的成本函数，类似地，将其定义为：

$$C_j(E_j, NB_j) = \frac{1}{2} (\delta_E E_j^2 + \delta_{NB} NB_j^2) \quad (12)$$

再次求解一阶条件，容易得到非银金融机构 *j* 的拆入资金需求函数  $E_j^d$ 、再贴现需求函数  $NB_j^d$  和融资供给函数  $F_j^s$ ，分别见式 (13) 至式 (15)：

$$E_j^d = \frac{r_f - r_e}{\delta_E} \quad (13)$$

$$NB_j^d = \frac{r_f - r_{nb}}{\delta_{NB}} \quad (14)$$

① 马骏和王红林 (2014)<sup>[9]</sup> 开创性地构建了一个政策利率传导的数理模型，但在分析框架中，政策利率被设定为中央银行对商业银行短期融资的再贷款利率，这与中国现阶段利率市场化改革方向和中国货币政策实践有所出入。目前中国的利率体系和调控框架，主要将公开市场操作 (OMO) 利率和中期借贷便利 (MLF) 利率作为央行政策利率 (易纲, 2021<sup>[18]</sup>)。

② 本文在理论分析和实证分析部分，利率传导效率均是指货币市场短期利率对债券市场各期限利率、信贷市场贷款利率的传导效果，即债券市场的无风险利率、长期利率和信贷市场贷款利率对货币市场短期利率冲击的响应程度。

$$F_j^s = E_j^d + NB_j^d \quad (15)$$

3. 厂商。

厂商 ( $f$ ) 以  $r_l$  的贷款利率在信贷市场上获得贷款  $L_f$ , 以  $r_b$  的收益率在债券市场上发行债券  $B_f$ , 并且以  $r_f$  的收益率在厂商融资市场获取资金  $F_f$ , 以上资金全部用于生产, 资本回报率为  $\varphi_f$ 。出于简化考虑, 假设厂商在生产过程中使用的劳动力为常数, 即厂商的生产函数仅包含资本。厂商  $f$  利润最大化的目标函数为:

$$\Pi_f = \text{Max}_{L_f, B_f, F_f} \{ \varphi_f(L_f + B_f + F_f) - r_l L_f - r_b B_f - r_f F_f - C_f(L_f, B_f, F_f) \} \quad (16)$$

在式 (16) 中,  $C_f$  代表厂商  $f$  运营的成本函数, 定义为:

$$C_f(L_f, B_f, F_f) = \frac{1}{2}(\delta_{FL} L_f^2 + \delta_{FB} B_f^2 + \delta_{FF} F_f^2) \quad (17)$$

同样求解一阶条件, 容易得到厂商  $f$  的贷款需求函数  $L_f^d$ 、债券需求函数  $B_f^d$  和融资需求函数  $F_f^d$ , 分别见式 (18) 至式 (20):

$$L_f^d = \frac{\varphi_f - r_l}{\delta_{FL}} \quad (18)$$

$$B_f^d = \frac{\varphi_f - r_b}{\delta_{FB}} \quad (19)$$

$$F_f^d = \frac{\varphi_f - r_f}{\delta_{FF}} \quad (20)$$

4. 家庭户。

家庭户 ( $h$ ) 作为投资者, 可以将财富  $W_h$  投资于存款  $D_h$ 、债券  $B_h$ 、资产支持证券  $S_h$ , 其中投资债券和资产支持证券存在一定风险, 风险大小分别为  $(1/2)\varphi_B B_h^2$  和  $(1/2)\varphi_S S_h^2$ , 并且有  $\varphi_B > 0$ 、 $\varphi_S > 0$ , 分别表示债券和资产支持证券的风险系数。家庭户  $h$  在预算约束下追求投资收益最大化, 家庭户  $h$  的目标函数和约束条件, 分别见式 (21) 和式 (22):

$$\Pi_h = \text{Max}_{B_h, S_h} \left\{ r_d D_h + r_b B_h + r_l(1-\theta_s) S_h - \frac{1}{2}\varphi_B B_h^2 - \frac{1}{2}\varphi_S S_h^2 \right\} \quad (21)$$

$$\text{s. t. } D_h + B_h + S_h = W_h \quad (22)$$

求解家庭户  $h$  的一阶最优条件, 可得家庭户  $h$  的债券供给函数  $B_h^s$ 、资产支持证券供给函数  $S_h^s$  和存款供给函数  $D_h^s$ , 分别见式 (23) 至式 (25):

$$B_h^s = \frac{r_b - r_d}{\varphi_B} \quad (23)$$

$$S_h^s = \frac{r_l(1-\theta_s) - r_d}{\varphi_S} \quad (24)$$

$$D_h^s = W_h - B_h^s - S_h^s \quad (25)$$

5. 中央银行。

央行 ( $c$ ) 根据货币市场流动性的需要, 向商业银行  $i$  和非银金融机构  $j$  提供再贷款再贴现供给  $NB_c^s$ , 由前述关系可以得到:

$$NB_c^s = \frac{r_b + r_f - 2r_{nb}}{\delta_{NB}} \quad (26)$$

(二) 七个市场的均衡

在理论模型中, 共有七个金融市场, 分别是贷款市场、存款市场、债券市场、同业拆借市场、资产证券化市场、厂商融资市场、再贷款再贴现市场。在一般均衡结果下, 这七个市场同时出清, 接下来逐一讨论这七个市场实现均衡的条件。

1. 贷款市场。

关于贷款市场的均衡条件有:  $L_i^s = L_f^d$ , 结合式 (4) 和式 (18), 解得最优贷款利率  $r_l^*$ :

$$r_l^* = \frac{\varphi_f \delta_L + r_b \delta_{FL} + (1-\theta_s) S_i \delta_{FL}}{\delta_L + \delta_{FL}} \quad (27)$$

2. 存款市场。

关于存款市场的均衡条件有:  $D_h^s = D_i^d$ , 结合式 (5) 和式 (25), 解得最优存款利率  $r_d^*$ :

$$r_d^* = \frac{\frac{r_l \alpha}{\delta_D} + \frac{r_b(1-\alpha)}{\delta_D} + \frac{r_b}{\varphi_B} + \frac{r_l(1-\theta_s)}{\varphi_S} - W_h}{\frac{1}{\delta_D} + \frac{1}{\varphi_B} + \frac{1}{\varphi_S}} \quad (28)$$

3. 债券市场。

关于债券市场的均衡条件有:  $B_i^s + B_h^s = B_f^d$ , 结合式 (9)、式 (19) 和式 (23), 解得最优债券收益率  $r_b^*$ :

$$r_b^* = \frac{\frac{r_l}{\delta_L} \frac{(1-\theta_s) S_i}{\delta_L} + \frac{r_d(1-\alpha)}{\delta_D} - \frac{r_l \alpha(1-\alpha)}{\delta_D} + \frac{r_e}{\delta_E} + \frac{r_{nb}}{\delta_{NB}} + \frac{r_l(1-\theta_s)}{\delta_S} + \frac{\varphi_f}{\delta_{FB}} + \frac{r_d}{\varphi_B}}{\frac{1}{\delta_L} + \frac{(1-\alpha)^2}{\delta_D} + \frac{1}{\delta_E} + \frac{1}{\delta_{NB}} + \frac{1}{\delta_S} + \frac{1}{\delta_{FB}} + \frac{1}{\varphi_B}} \quad (29)$$

4. 同业拆借市场。

关于同业拆借市场的均衡条件有:  $E_i^s = E_j^d$ , 结合

式(6)和式(13),解得同业拆借市场的最优短期利率  $r_e^*$  :

$$r_e^* = \frac{r_b + r_f}{2} \quad (30)$$

### 5. 资产证券化市场。

关于资产证券化市场的均衡条件有:  $S_h^s = S_i^d$ , 结合式(8)和式(24),解得商业银行开展资产证券化业务收取的最优费率  $\theta_s^*$  :

$$\theta_s^* = 1 - \frac{r_b \varphi_s + r_d \delta_s}{r_i \varphi_s + r_l \delta_s} \quad (31)$$

### 6. 厂商融资市场。

关于厂商融资市场的均衡条件有:  $F_j^s = F_f^d$ , 结合式(15)和式(20),解得厂商融资市场的最优融资收益率  $r_f^*$  :

$$r_f^* = \frac{\frac{r_e}{\delta_E} + \frac{r_{nb}}{\delta_{NB}} + \frac{\varphi_f}{\delta_{FF}}}{\frac{1}{\delta_E} + \frac{1}{\delta_{NB}} + \frac{1}{\delta_{FF}}} \quad (32)$$

### 7. 再贷款再贴现市场。

关于再贷款再贴现市场的均衡条件,由式(26)可得央行对货币市场的最优流动性投放量  $NB_c^*$  :

$$NB_c^* = \frac{r_b + r_f - 2r_{nb}}{\delta_{NB}} \quad (33)$$

### (三) 均衡条件下的利率传导机制

从式(27)的最优贷款利率和式(29)的最优债券收益率不难看出,商业银行的资产证券化行为会对最优贷款利率和最优债券收益率造成影响。式(27)至式(33)构成了七个市场同时达到均衡的条件,求解该方程组,可以得到一般均衡结果下的各均衡利率、银行发行资产支持证券的最优费率和央行对货币市场给予的最优流动性投放量。从一般均衡结果中,可以得到债券收益率  $r_b$  与代表性利率  $r_e$ , 贷款利率  $r_l$  与代表性利率  $r_e$  的关系分别为:

$$0 < \frac{\partial r_b^*}{\partial r_e^*} = \frac{\frac{1}{\delta_E}}{\frac{1}{\delta_L} + \frac{(1-\alpha)^2}{\delta_D} + \frac{1}{\delta_E} + \frac{1}{\delta_{NB}} + \frac{1}{\delta_S} + \frac{1}{\delta_{FB}} + \frac{1}{\varphi_B}} < 1 \quad (34)$$

$$0 < \frac{\partial r_l^*}{\partial r_e^*} = \frac{\partial r_l^*}{\partial r_b^*} \frac{\partial r_b^*}{\partial r_e^*}$$

$$= \frac{\frac{1}{\delta_E}}{\frac{1}{\delta_L} + \frac{(1-\alpha)^2}{\delta_D} + \frac{1}{\delta_E} + \frac{1}{\delta_{NB}} + \frac{1}{\delta_S} + \frac{1}{\delta_{FB}} + \frac{1}{\varphi_B}} < 1 \quad (35)$$

由式(34)和式(35)可知,在考虑了商业银行资产证券化的情形下,当代表性利率调整时,会对债券市场的债券收益率和信贷市场的贷款利率产生同方向的影响,该结果表明代表性利率的传导是有效的。由于商业银行可以将资产证券化作为融资渠道,那么与不考虑资产证券化的情形相比,商业银行的债券供给和贷款供给都有一定程度增加,债券市场和贷款市场的弹性将变大,进而提升代表性利率对债券收益率和贷款利率的影响力。结合理论模型推导,本文认为资产证券化提升货币政策利率传导效率的机制在于两方面。第一,价格风险对冲机制。目前短端利率向长端的传导不畅,主要原因在于短期债券和中长期债券的交易量不对称。众所周知,资产证券化的基础资产多数以银行中长期信贷资产、企业资产、住房抵押贷款为主,以中长期资产转换的债券品种必然也是中长期债券。发展资产证券化疏通短期利率向长期利率传导的作用路径为,当代表性利率提高时,资产支持证券的预期收益率将相应提高,由于资产支持证券往往具有负凸性,资产支持证券实际价格的变化比单纯由久期预测的价格变化更大。为了抵消市场利率提高带来的资产支持证券久期延长,交易商常用的对冲策略是,通过持有与资产支持证券期限相近的中长期债券组合的空头头寸来抵消资产支持证券的多头头寸,即卖出正凸性的国债来缩短久期,这种策略被称为“凸性对冲”。在对冲操作中,自然而然加速了国债收益率曲线动态变化。由此可见,资产证券化有利于强化债券市场不同期限债券的联系,平滑债券收益率曲线,打通短期利率向中长期利率的传导渠道。第二,信贷资产定价机制。现阶段,银行贷款利率依然在很大程度上参考人民币贷款基准利率,金融市场存款基准利率和货币市场债券市场利率“两轨”并存的局面并未得到根本好转。在中国银行主导型金融体系下,只有当货币政策传导切实影响银行中长期信贷资产定价时,才能促成贷款利率由市场决定,实现金融服务于实体经济。目前,中国商业银行主要通过吸收居民短期存款开展企业中长期贷款,贷款利率的定价取决于吸收存款的成本,所以贷款利率高于存款利率。但是,当资产证券化市场发展达到足够规模时,会

对贷款利率定价带来极大改变。因为资产支持证券的发行基本以信贷资产为支撑，商业银行可以通过资产证券化盘活资产，对外发放贷款，所以贷款利率的定价将不再一味参考存款利率，而是转向对标资产支持证券收益率<sup>①</sup>。与债券相似，资产支持证券的定价是以市场化的基准利率或债券收益率曲线为基础。因此，随着债券市场不断壮大以及资产证券化市场不断扩张，资产支持证券市场化的定价体系将倒逼银行信贷资产定价市场化，从而推进贷款利率市场化。由此可见，资产证券化能够整合信贷市场和债券市场，弱化利率双轨制，提高代表性利率向信贷市场贷款利率的传导效率。

基于上述作用机制分析，本文提出以下待实证检验的研究假说：发展资产证券化有利于疏通利率传导渠道，提高货币政策利率传导效率。

### 三、研究设计、指标选择与数据处理

本部分主要是构建实证分析所用模型，对相关指标进行界定和介绍，并对数据进行必要处理。

#### (一) 方法选取与模型构建

本文的研究重点是检验资产证券化对中国货币政策利率传导效率的影响，通过梳理文献发现，“两步法”不失为一个可取的方法（Imam, 2015<sup>[19]</sup>；Kronick 和 Ambler, 2019<sup>[20]</sup>）。在传统的“两步法”中，首先应用时变参数向量自回归模型（TVP-SV-VAR）测度代表性利率（短期利率）对其他利率的传导效率，即得到货币政策利率传导效率指标，随后利用货币政策利率传导效率指标对感兴趣的核心解释变量进行回归。TVP-SV-VAR 模型是一族在传统 VAR 模型的基础上拓展得到的向量自回归模型。一方面，基于 TVP-SV-VAR 模型计算得到的货币政策利率传导效率，能够直观反映利率传导效率的变化趋势，有利于把握货币政策利率传导效率的实际情况，有其优越性。另一方面，使用 TVP-SV-VAR 模型计算货币政策利率传导效率时，需假定各参数服从随机游走过程，但这不一定符合真实的数据生成过程，难免存在模型设定偏误问题，而且在第二步的回归过程中还可能带来测量误差的问题。

考虑到“两步法”可能存在模型设定偏误和变量测量误差的问题，为客观地估计资产证券化对货币

政策利率传导效率的影响，本文选取 Jordà（2005）<sup>[21]</sup>提出的同为观察脉冲响应图像的局部投影方法进行研究。LP 方法并未要求数据生成机制严格满足 VAR 模型的低阶自回归形式，LP 方法对模型设定形式的放松，以及灵活的半参数估计策略，使其成为理论上更可取的计量经济工具。特别地，LP 方法并未要求各参数符合随机游走过程，克服了模型设定偏误问题。而且，LP 方法利用单个方程即可判断不同资产证券化状态下货币政策利率传导效率的差别，避免了“两步法”多方程估计在中间环节存在的测量误差问题。最为重要的是，即使在时间维度上使用较少的样本，LP 方法也能确保回归结果的稳健性。基于此，借助 LP 方法评估经济政策效果的文献正在不断涌现（Jordà 和 Taylor, 2016<sup>[22]</sup>；Barnichon 和 Brownlees, 2019<sup>[23]</sup>；Miranda-Agrippino 和 Ricco, 2021<sup>[24]</sup>；Montiel Olea 和 Plagborg-Møller, 2021<sup>[25]</sup>）。

本文应用 Jordà（2005）<sup>[21]</sup>的局部投影方法计算债券市场无风险利率、长期利率及信贷市场贷款利率对货币市场短期利率冲击的脉冲响应。LP 方法可以针对每个变量及其每个层级  $h$  进行一系列回归，LP 方法线性条件的表达式如式（36）所示：

$$y_{t+h} = \alpha_h + \psi_h(L)x_t + \beta_h shock_t + \varepsilon_{t+h} \quad (h=0, 1, 2, \dots) \quad (36)$$

在式（36）中， $y_{t+h}$  是被解释变量， $\alpha_h$  是截距项， $x_t$  是控制变量的向量， $\psi_h(L)$  是滞后算子多项式， $shock_t$  是预先识别的外生货币政策冲击， $\beta_h$  是对应的估计系数，反映了其他利率对外生货币政策冲击在  $h$  期的平均响应， $\varepsilon_{t+h}$  是扰动项。在基准回归中，外生冲击由 Cholesky 分解确定的结构向量自回归模型（SVAR）所得，其中货币市场短期利率排列在实际产出和通货膨胀之后。被解释变量  $y_{t+h}$  包含债券市场的无风险利率、长期利率及信贷市场的贷款利率。控制变量  $x_t$  包含经济增速、通货膨胀率、经济政策不确定性指数的对数值。滞后算子多项式  $\psi_h(L)$  的滞后阶数由 AIC 准则和 SC 准则综合判定。系数  $\beta_h$  给出了  $t+h$  期被解释变量对  $t$  期外生货币政策冲击的响应，脉冲响应被构造为一系列  $\beta_h$  在各个层级  $h$  回归的序列。标准线性 LP 方法与传统的 VAR 模型相似，通过向前迭代构造脉冲响应函数。

<sup>①</sup> 在本文的理论模型中，贷款利率对标资产支持证券收益率，即贷款利率等于资产支持证券收益率。

局部投影方法可以进一步区分状态变量的多个状态，能够对不同状态分别进行估计，LP方法区分状态的表达式如式(37)所示：

$$y_{t+h} = I_t [\alpha_{A,h} + \psi_{A,h}(L)x_t + \beta_{A,h} shock_t] + (1-I_t) [\alpha_{B,h} + \psi_{B,h}(L)x_t + \beta_{B,h} shock_t] + \varepsilon_{t+h} \quad (37)$$

在式(37)中， $I_t \in \{0, 1\}$  是一个虚拟变量，用于表示货币政策冲击发生时资产支持证券的发行情况， $I_t$  在“高资产证券化”状态下取值为1，否则为0(本文将在下一节详细介绍该哑变量的构造)。式(37)的设定允许模型的估计系数随资产证券化状态而有所不同， $\beta_{A,h}$  和  $\beta_{B,h}$  分别表示在“高资产证券化”状态和“低资产证券化”状态下，其他利率对外生货币政策冲击的脉冲响应，由此可以通过比较脉冲响应的数值大小，判断不同资产证券化状态下货币政策利率传导效率的高低。考虑到被解释变量的前后关联可能引起扰动项的自相关性问题，为此本文使用了Newey-West方法对标准误差进行校正(Newey和West, 1987<sup>[26]</sup>)。

## (二) 变量选取与数据说明

本文的研究重点是应用LP方法检验资产证券化对货币政策利率传导效率的影响，结合研究方法，需要搜集整理三类数据。第一，界定资产证券化的状态，以此为依据对模型中的状态变量  $I_t$  赋值。第二，识别外生的货币政策冲击，为了能够追踪货币政策传导的因果关系，有必要隔离出外生的货币政策冲击(Sims, 1992<sup>[27]</sup>; Sims, 1998<sup>[28]</sup>)。第三，确定感兴趣的被解释变量，以及选取其他影响利率传导效率的控制变量。

### 1. 资产证券化状态的界定。

参考倪志凌(2011)<sup>[29]</sup>的做法，本文选取证券化贷款比率刻画商业银行资产证券化的活跃程度，具体用资产证券化规模与银行贷款额的比值进行度量，记为  $SLR$ 。证券化贷款比率越高，意味着商业银行发行资产支持证券越积极，即资产证券化的活动强度越大。按照LP方法的设定要求，需要进一步区分“高资产证券化”和“低资产证券化”两种状态。参考以往文献的普遍做法，本文在基准回归中采用证券化贷款比率的中位数作为划分资产证券化状态的界限，将标记资产证券化状态的变量记为  $DSL R$ 。使用中位数划分的好处在于，相比于平均值，中位数不受样本

极大值或极小值影响，具有一定代表性。此外，为了保证研究结论的可靠性，在稳健性检验部分，本文对资产证券化状态做了两种不同的替代。其一，利用门槛模型确定临界值，使用门槛值重新划分资产证券化状态，将更换临界值得到的状态变量记为  $TSLR$ 。其二，参考邹晓梅等(2015)<sup>[30]</sup>的做法，选取证券化总资产比率( $SAR$ )替换证券化贷款比率( $SLR$ )。证券化总资产比率( $SAR$ )是资产证券化规模与银行总资产的比值，建模时同样用其中位数区分资产证券化状态，并将标记状态的变量记为  $DSAR$ 。证券化贷款比率( $SLR$ )和证券化总资产比率( $SAR$ )的时序图分别见图2和图3。由图2和图3可见，中国资产证券化活跃程度的波动性较大，使用中位数将样本划分为“高资产证券化”和“低资产证券化”两种状态，并不是将样本简单地划分成“前”“后”两个不同的时段。随着中国利率市场化改革的推进，货币政策利率传导效率自然会随之提高，倘若样本简单地以时间为界划分状态，可能存在其他因素同时影响了商业银行资产证券化规模和货币政策利率传导效率，将带来严重的内生性问题。

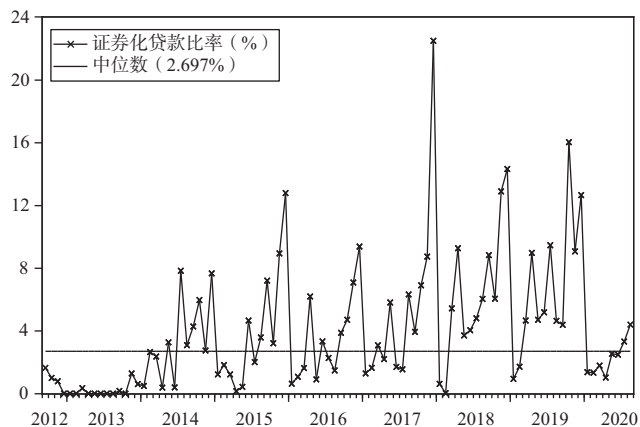


图2 证券化规模占银行贷款额比重走势图

注：作者计算绘制。

资料来源：Wind数据库。

### 2. 外生货币政策冲击的识别。

外生货币政策冲击作为货币政策传导的起点，来源于货币市场的短期利率。本文选取7天期上海银行间同业拆放利率(SHIBOR007)作为中国货币市场短期利率的代表。需要说明，不恰当地估计外生货币政策冲击会扭曲真实的利率传导关系，甚至可能在没有因果关系的情况下建立虚假的联系(Romer和Romer, 2004<sup>[31]</sup>)。因此，在基准回归中，本文使用

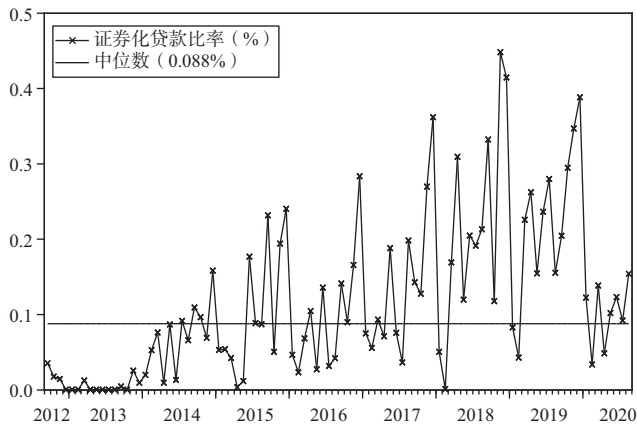


图3 证券化规模占银行总资产比重走势图

注：作者计算绘制。

资料来源：Wind 数据库。

Cholesky 分解方法在宏观经济系统（SVAR 模型）中施加递归约束条件。该方法识别得到的货币政策冲击具有理想的外生性<sup>①</sup>。本文将 Cholesky 分解方法得到的货币政策冲击记为 *SHOCK1*。为保证研究结论的可信度，本文还计算了利率变动、叙事识别、非预期变动等方法下的货币政策冲击，将上述三种货币政策冲击分别记为 *SHOCK2*、*SHOCK3*、*SHOCK4*。

### 3. 被解释变量和控制变量的选取。

本文将债券市场的无风险利率、长期利率及信贷市场的贷款利率分别作为被解释变量。在债券市场，

本文选取 1 年期中债国债到期收益率和 10 年期中债国债到期收益率代表无风险利率（*BOND1Y*）和长期利率（*BOND10Y*）。在信贷市场，本文选取金融机构人民币贷款加权平均利率（*BLR*）作为贷款利率。参考一般做法，为了在模型中构建完备的货币政策调控系统，在控制变量中纳入产出、通胀，用于控制货币政策调控的最终目标，分别记为 *GDP* 和 *CPI*。考虑到经济政策不确定性同样会对货币政策调控产生影响，本文将经济政策不确定性作为控制变量，用 Huang 和 Luk（2020）<sup>[32]</sup> 测算的经济政策不确定性指数来测度，为减少异方差，做对数化处理，记为 *EPU*。

本文使用的数据主要来源于 Wind 数据库，样本区间为 2012 年 9 月至 2020 年 8 月，各变量的描述性统计结果见表 1。从表 1 可以看出，识别得到的 4 种货币政策冲击略有差异。在债券市场上，中国债券的期限结构与发达国家类似，1 年期国债收益率（*BOND1Y*）的均值远低于 10 年期国债收益率（*BOND10Y*），两者的标准差相差不大。信贷市场贷款利率的均值较债券市场的利率高，由于贷款利率在一定程度上受央行管制，利率波动并不大。由于本文对债券市场和信贷市场上的利率均做了去价格处理，得到的实际利率均大于 0，说明中国的中长期利率略高于通货膨胀率<sup>②</sup>。

表 1 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>SLR</i>	96	3.945	4.083	0.000	2.697	22.504
<i>SAR</i>	96	0.116	0.107	0.000	0.088	0.449
<i>SHOCK<sub>1</sub></i>	96	0.032	0.994	-3.748	-0.054	6.600
<i>SHOCK<sub>2</sub></i>	96	-0.018	0.662	-2.699	-0.020	2.758
<i>SHOCK<sub>3</sub></i>	96	-0.042	0.776	-1.255	-0.231	3.801
<i>SHOCK<sub>4</sub></i>	96	0.014	0.548	-1.291	-0.064	3.091
<i>BOND1Y</i>	96	0.637	1.116	-3.224	0.735	2.276
<i>BOND10Y</i>	96	1.251	1.021	-2.368	1.471	2.656
<i>BLR</i>	96	4.045	1.111	0.283	4.224	5.937

① 预先识别得到的货币政策冲击具有良好的外生性，有利于缓解内生性问题干扰。

② 为避免建模过程中出现伪回归，本文对各变量进行了单位根检验，检验结果表明，在样本区间内，各变量不存在单位根，即本文 LP 方法估计得到的结果是可信的。限于篇幅，具体检验结果未予列示。



续前表

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
GDP	96	6.767	5.810	-25.467	7.950	19.340
CPI	96	2.204	0.822	0.733	2.045	5.370
EPU	96	4.920	0.156	4.624	4.913	5.366

资料来源：Wind 数据库。

#### 四、实证分析与稳健性检验

本部分主要对实证结果进行分析，并从替换货币政策冲击、改变资产证券化的界定方法、加入其他控制变量、“两步法”等角度进行稳健性检验。

##### (一) 基准回归

图 4 展示了本文应用局部投影方法的基准回归结果，参考 AIC 准则和 SC 准则，选择滞后阶数为 1 阶。需要说明的是，在基准回归中，采用 SVAR 模型的 Cholesky 分解方法识别外生货币政策冲击。为了方便比较，图 4 第一列的三幅图囊括了线性条件、“高资产证券化”“低资产证券化”状态下，一单位货币政策冲击对无风险利率、长期利率和贷款利率传导的信息。具体地，图 4 的第二列是线性条件下，债券市场利率和信贷市场利率对一单位货币市场短期利率冲击的当期效应。当期效应是指第  $t+h$  期无风险利率、长期利率和贷款利率对第  $t$  期货币政策冲击的脉冲响

应。标准线性 LP 是对传统 VAR 模型脉冲响应的直接估计 (Jordà, 2005<sup>[21]</sup>)。第三列则区分了“高资产证券化”“低资产证券化”状态下，一单位货币政策冲击对其他利率的当期效应，揭示了在不同资产证券化状态下货币政策利率传导效率的差异。通过比较脉冲响应幅度的大小，可以判断货币政策利率传导效率是否随资产证券化规模的扩大而提高。

首先，图 4 (a) 给出了线性条件及两种资产证券化状态下，无风险利率对一单位货币政策冲击的当期响应。从图 4 (a) 可以明显看出，在“高资产证券化”状态下，无风险利率对一单位货币政策冲击的响应远高于线性状态下的响应，在“低资产证券化”状态下，无风险利率对一单位货币政策冲击的响应略低于线性状态下的响应，说明在“高资产证券化”状态下，货币政策利率传导效率更高，即资产证券化提高了货币政策利率传导效率。图 4 (b) 给出了无风险利率对货币

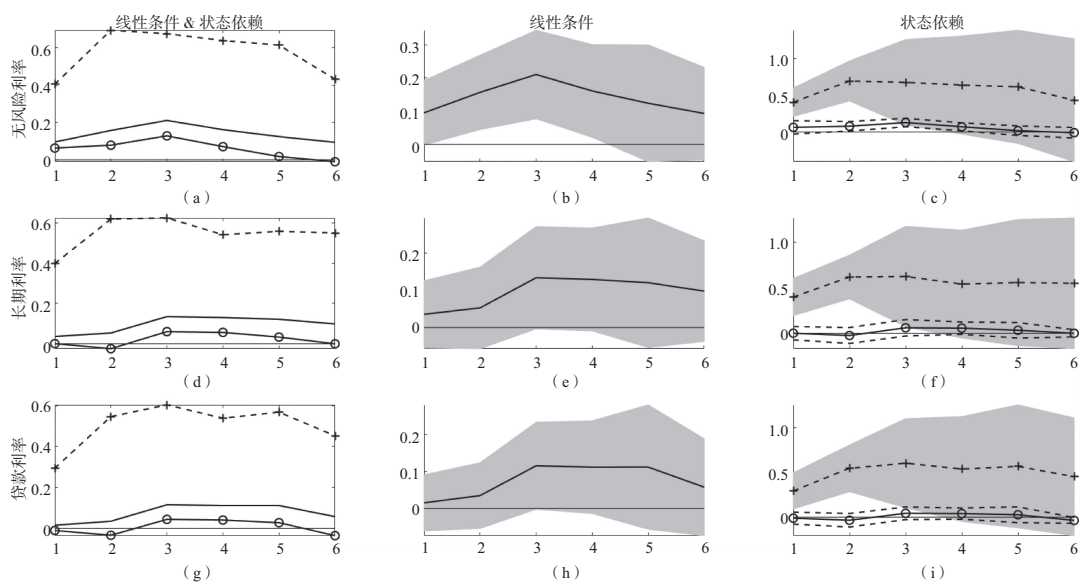


图 4 不同资产证券化状态下货币政策冲击的利率传导效率比较

注：(1) 证券化贷款比率 (SLR) 的中位数为 2.697%。(2) 横轴为货币政策冲击发生后的时期 (月)，纵轴为方程 (36) 和方程 (37) 中估计系数  $\beta$  的数值。(3) 实线“—”表示线性条件下的脉冲响应函数，点划线“+—”和“-o-”分别表示“高资产证券化”状态和“低资产证券化”状态下的脉冲响应函数。(4) 第二列和第三列的灰色阴影以及虚线构成的区域为 90% 的置信区间，标准误差使用 Newey-West 进行校正。后图均同，不再赘述。

置信区间。从中可以看出，无风险利率对货币政策冲击的响应始终为正，脉冲响应在第3期达到最大值，随后趋于收敛，从第4期开始在统计意义上变得不再显著。图4(c)给出不同资产证券化状态下无风险利率对货币政策冲击脉冲响应的置信区间。从中可以看出，在“高资产证券化”状态下，无风险利率对一单位货币政策冲击的脉冲响应置信区间在第1~3期位于0值的上方，在货币政策冲击后的第2期达到峰值，随后趋近于稳态，表明货币政策冲击对无风险利率的影响较为稳定。相比之下，在“低资产证券化”状态下，一单位货币政策冲击对无风险利率的影响始终处于相对较低的水平，且脉冲响应的置信区间几乎全部包含0值，说明在“低资产证券化”状态下货币政策冲击对无风险利率的影响并不显著。

图4(d)~图4(f)给出货币政策冲击对债券市场长期利率的传导。从中可以明显看出，就当期效应而言，无论是在线性条件还是区分资产证券化的不同状态，长期利率对货币政策冲击的脉冲响应与无风险利率对货币政策冲击的脉冲响应较为相似。资产证券化显著提高了货币市场短期利率对债券市场长期利率的传导效率，且货币政策冲击对长期利率的影响略低于对无风险利率的影响。类似地，图4(g)~图4(i)给出货币政策冲击对信贷市场贷款利率的脉冲响应图。从中可以看出，资产证券化有利于提高货币市场短期利率对信贷市场贷款利率的传导效率。

总体而言，应用局部投影方法得到的检验结果表

明，与“低资产证券化”状态相比，在“高资产证券化”状态下，债券市场的无风险利率、长期利率和信贷市场的贷款利率对货币政策冲击均具有更大且稳定的响应。从实证检验结果可知，一方面，商业银行发展资产证券化能够借助价格风险对冲机制疏通货币市场短期利率向债券市场无风险利率、长期利率传导的梗阻，进而提高货币市场短期利率对债券市场无风险利率、长期利率的传导效率；另一方面，商业银行发展资产证券化能够借助信贷资产定价机制疏通货币市场短期利率向信贷市场贷款利率传导的梗阻，进而提高货币市场短期利率对信贷市场贷款利率的传导效率。以上实证结果验证了本文的理论分析观点和研究假说。

## (二) 稳健性检验

### 1. 替换货币政策冲击。

为了保证研究结论的可靠性，本文进一步测算了利率变动、叙事识别、非预期变动等方法下的外生货币政策冲击，对基准回归中的外生货币政策冲击进行替换，以此来判断本文的研究结论是否会随货币政策冲击类型的不同而发生改变。

#### (1) 利率变动。

关于货币政策冲击的度量，Bernanke和Blinder(1992)<sup>[33]</sup>、Kashyap等(1996)<sup>[34]</sup>指出，货币市场短期利率的变动较好地反映了货币政策走向。参考上述做法，本文采用上海银行间同业拆借利率的一阶差分衡量利率变动，并用利率变动替换基准回归中的货币政策冲击，检验基准回归结果的可靠性，检验结果见图5。

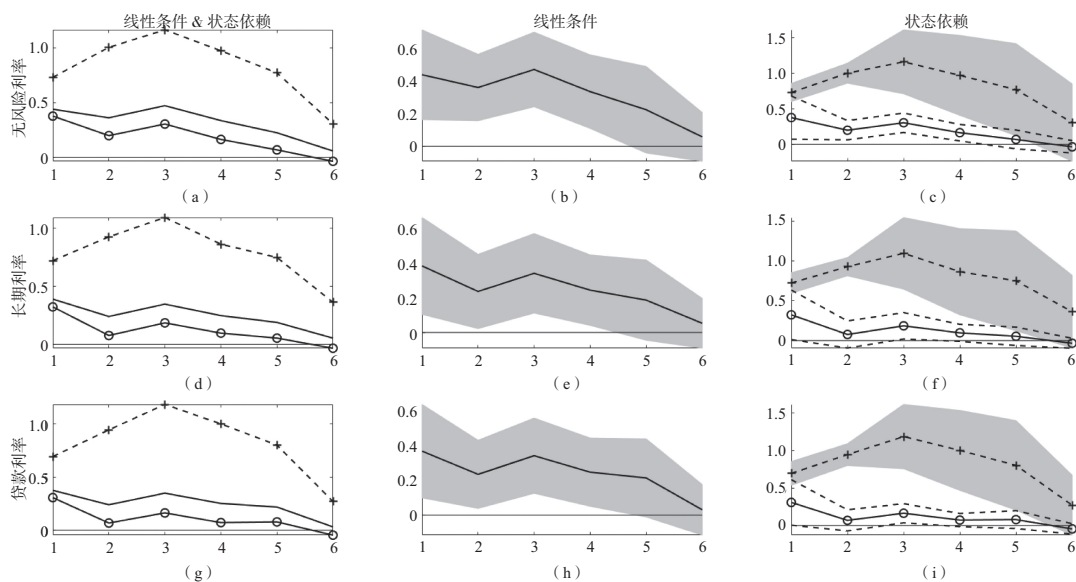


图5 替换利率变动货币政策冲击的稳健性检验

从图5不难看出,将货币政策冲击替换为利率变动之后,本文研究结论依然成立。观察货币政策冲击对无风险利率、长期利率和贷款利率的传导可知,一方面,“高资产证券化”状态下的脉冲响应始终居于“低资产证券化”状态之上;另一方面,“高资产证券化”状态下脉冲响应的置信区间较基准回归更窄,在统计意义上更为显著。可见,发展资产证券化有利于提高货币政策利率传导效率。

(2) 叙事识别。

本部分采用 Romer 和 Romer (2004)<sup>[31]</sup> 提出的叙事识别方法重新测度外生货币政策冲击。本文借鉴 Miranda-Agrippino 和 Ricco (2021)<sup>[24]</sup> 的做法构造叙事识别下的货币政策冲击,具体识别策略见式(38):

$$i_t = \phi_0 + \phi_{\pi_0} \pi_t + \phi_{\pi_1} E(\pi_{t+1}) + \phi_{y_0} y_t + \phi_{y_1} E(y_{t+1}) + u_t \quad (38)$$

在式(38)中,央行根据当前的通胀、产出以及对未来通胀、产出的预测,设定短期利率,其中  $i$ 、 $\pi$ 、 $y$  分别表示利率、通胀和产出。式(38)指定的回归与 Romer 和 Romer (2004)<sup>[31]</sup> 提出的叙事识别方法等同,使用残差度量外生货币政策冲击。

图6展示了利用叙事识别方法测算外生冲击得到的脉冲响应图,与图4所示的基准回归非常相似。相对于“低资产证券化”状态,“高资产证券化”状态下无风险利率、长期利率和贷款利率对货币政策冲击的响应更大,再次印证了基准回归得到的结论。

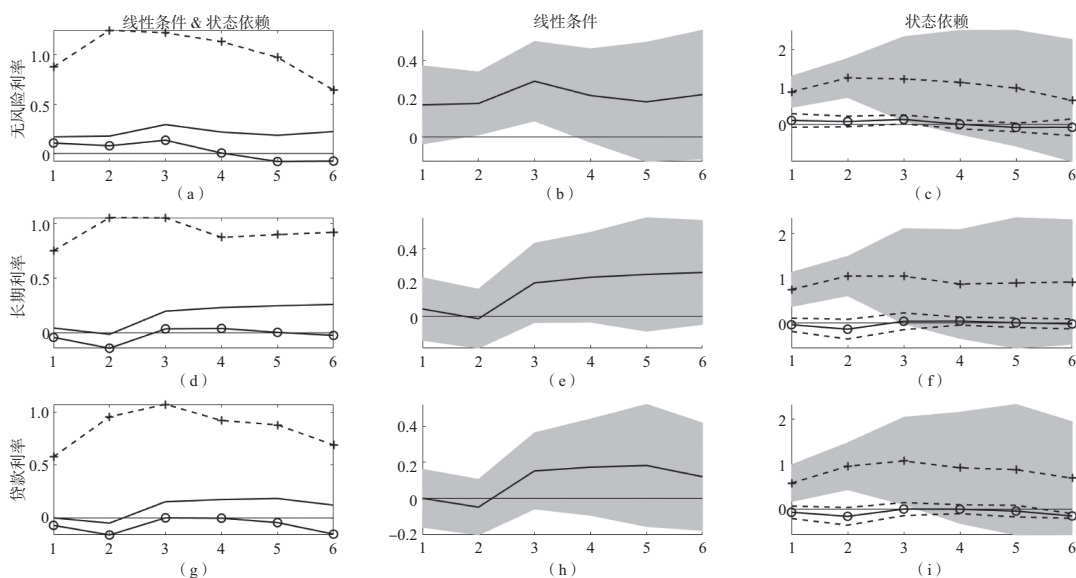


图6 替换叙事识别货币政策冲击的稳健性检验

(3) 非预期变动。

类似地,参考 Mishkin (1982)<sup>[35]</sup>、Cover (1992)<sup>[36]</sup> 的做法,本文将未预期到的货币政策变化识别为外生冲击,用于替换基准回归中的货币政策冲击,以检验实证结果的稳健性。本文采用自适应预期的形式,识别非预期变动的外生货币政策冲击,具体识别策略见式(39):

$$i_t = \alpha + \beta_0 i_{t-1} + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (39)$$

在式(39)中,  $i$  表示利率水平,  $X$  表示引起利率变动的控制变量。在此,选取产出和通胀加以控制。 $\alpha$ 、 $\beta$  为估计系数,  $\varepsilon$  为扰动项。令回归得到的  $i$  的估计值为预期到的利率水平,将残差视为未预期到

的货币政策冲击。

图7显示了使用非预期变动货币政策冲击的脉冲响应。总体而言,回归结果与图4高度相似,“低资产证券化”状态下的货币政策利率传导效率远低于“高资产证券化”下的传导效率。

综上所述,根据替换货币政策冲击后的检验结果可知,资产证券化对货币政策利率传导效率的影响是正面的,“高资产证券化”状态下的利率传导效率均高于“低资产证券化”状态。

2. 改变资产证券化的界定方法。

(1) 改变临界值。

在基准回归中,本文采用中位数区分资产证券化状态,当证券化贷款比率高于中位数时,将其定义为

“高资产证券化”状态，反之，则定义为“低资产证券化”状态。考虑到该分组方式可能对实证结果带来的偏差，本部分参考王立勇和吕政（2021）<sup>[37]</sup>的做法，应用门槛模型，将证券化贷款比率设定为门槛变量，基于样本数据内生地估计出资产证券化的门槛

值，根据估计结果重新甄别资产证券化高低的临界值，门槛模型的检验结果见表2。从表2可以看出，资产证券化的门槛值为0.996。据统计，以门槛值为界，有75%的样本期落在“高资产证券化”状态。

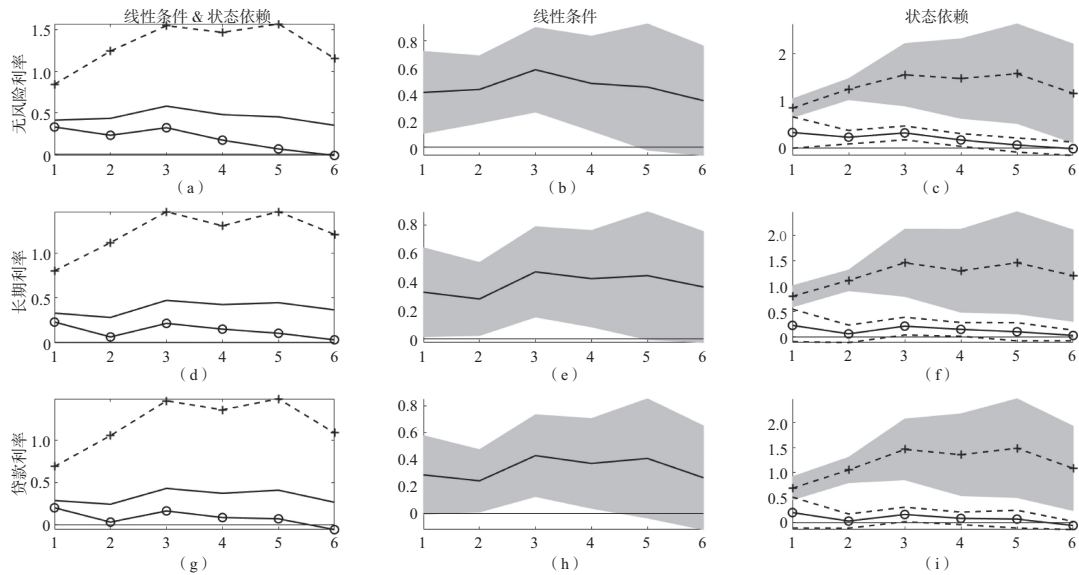


图7 替换非预期变动货币政策冲击的稳健性检验

表2 门槛模型检验结果

变量	BOND1Y		BOND10Y		BLR	
	$SLR \leq \gamma$	$SLR > \gamma$	$SLR \leq \gamma$	$SLR > \gamma$	$SLR \leq \gamma$	$SLR > \gamma$
$\gamma$	0.996		0.996		0.996	
SHOCK	-0.020 (0.120)	0.979*** (0.243)	-0.033 (0.112)	0.802*** (0.226)	-0.024 (0.114)	0.979*** (0.231)
常数项	0.874*** (0.213)	0.579*** (0.122)	1.481*** (0.198)	1.191*** (0.114)	4.618*** (0.202)	3.874*** (0.116)
BIC	21.236		7.329		11.368	

注：小括号内为对应的标准误。\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

图8显示了以门槛值划分资产证券化状态的局部投影脉冲响应图。结果表明，“高资产证券化”状态下，债券市场无风险利率、长期利率，信贷市场贷款利率对货币政策冲击的脉冲响应比“低资产证券化”状态下大得多，基准回归的结论仍然成立，不会随临界值的变动而改变。

(2) 替换状态变量。

在基准回归中，选择资产证券化规模与银行贷款额的比值（SLR）衡量资产证券化规模。参考邹晓梅

等（2015）<sup>[30]</sup>的做法，本文使用资产证券化规模与银行总资产的比值（SAR）重新测度资产证券化规模，以检验基准回归结果是否稳健。替换状态变量后的脉冲响应结果如图9所示。与基准回归一致，在此同样使用中位数划分“高资产证券化”状态和“低资产证券化”状态，新得到的状态变量与基准回归中的状态变量较为接近。从图9明显可以看出，替换状态变量后的脉冲响应与基准回归非常相似，再次证明基准回归结论的稳健性。

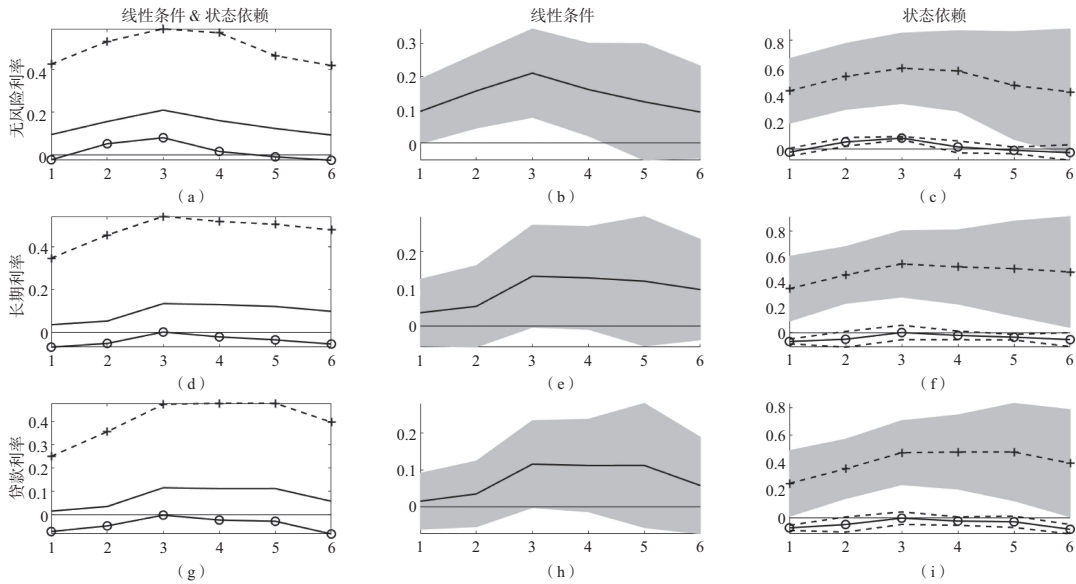


图8 改变证券化贷款比率临界值的稳健性检验

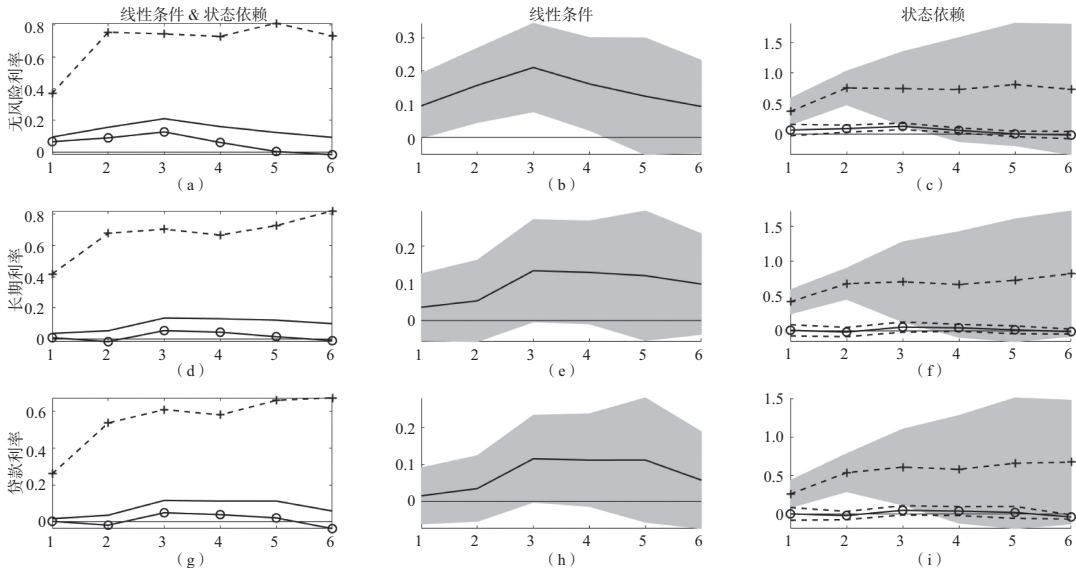


图9 替换证券化总资产比率的稳健性检验

### 3. 加入其他控制变量。

在基准回归中，本文将经济增速、通货膨胀率和经济政策不确定性作为控制变量。考虑到还有其他因素可能会影响货币政策利率传导效率，本文将无风险利率、长期利率和贷款利率的滞后项，即被解释变量的滞后一期纳入控制变量。增加控制变量后的估计结果见图10。从图10可以看出，进一步控制了被解释变量的滞后项后，本文研究结论依然成立，即资产证券化有助于提高货币政策利率传导效率。

### 4. “两步法”检验结果

为了保证本文的研究结论不取决于计量经济模型的选择，在此借助“两步法”来估计资产证券化对货币政策利率传导效率的影响。具体而言，第一步是利用TVP-SV-VAR模型测算利率传导效率<sup>①</sup>，第二步是将测算得到的利率传导效率作为被解释变量，将资产证券化作为核心解释变量进行回归。

#### (1) 利率传导效率的测度结果。

本文在此给出第一步的测算结果（见图11），以刻画中国货币政策利率传导效率的大致变化。从图

<sup>①</sup> 限于篇幅，本文省略了测算方法介绍，感兴趣的读者可向作者索取。

11可以看出,在2015年以前,短期利率对无风险利率、长期利率和贷款利率的传导并不理想。但是,在2015年以后,由于央行基本放开利率管制,货币政策利率传导效率得到大幅提高。从区分债券市场和信贷市场看,短期利率对无风险利率的传导效率最高,

对长期利率的传导次之,对贷款利率的传导效率最低,信贷市场的利率传导效率大体为债券市场的70%左右。该结果与中国“利率双轨制”下信贷市场利率传导效率不理想的经济现实相吻合。

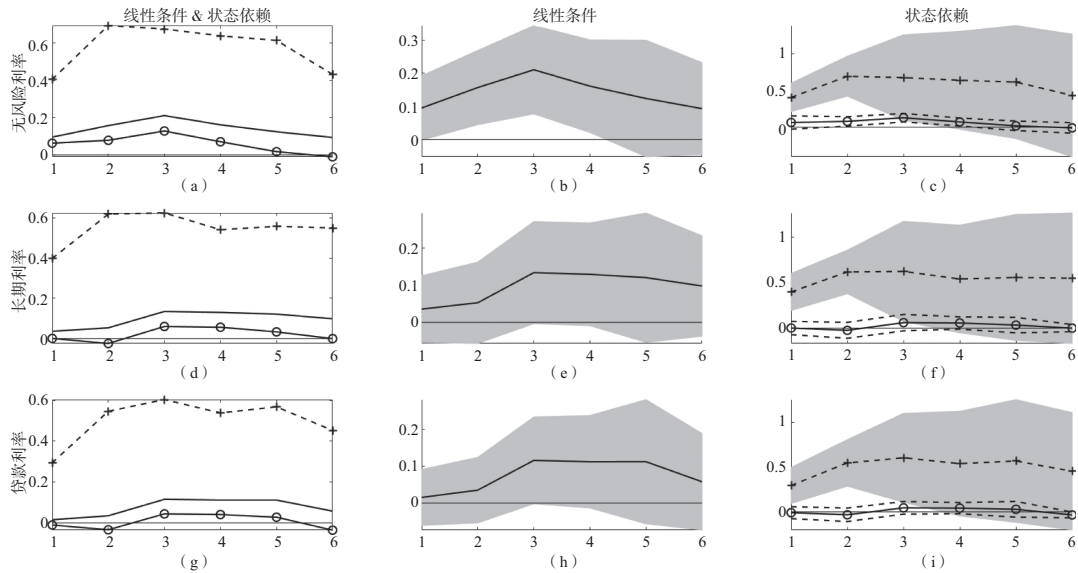


图 10 纳入被解释变量滞后一期的稳健性检验

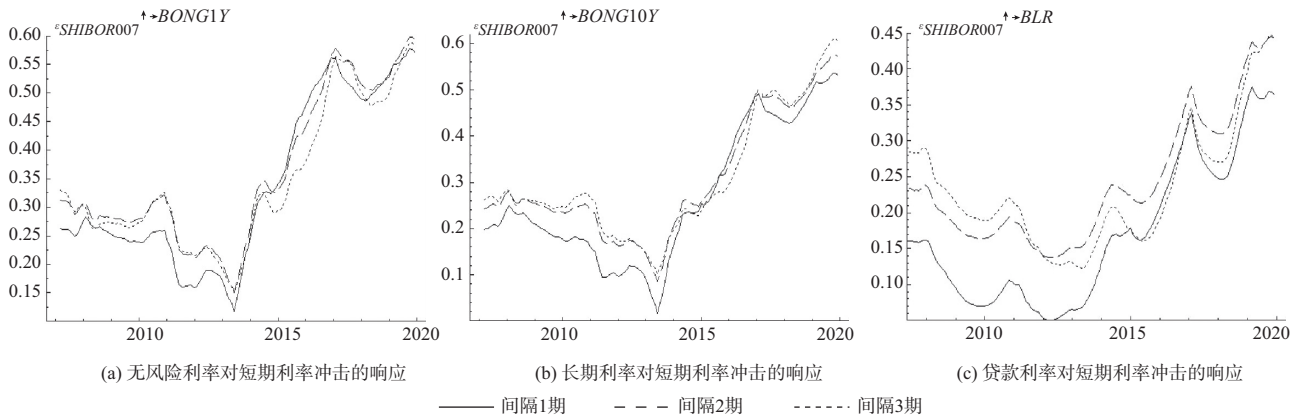


图 11 基于 TVP-SV-VAR 模型的中国货币政策利率传导效率测度

注:作者计算绘制。

资料来源:Wind 数据库。

(2)“两步法”回归结果。

“两步法”的回归结果如表 3 所示。从表 3 可以看出,发展资产证券化能够显著提高短期利率对无风

险利率、长期利率和贷款利率的传导效率。由此可见,即使更换估计策略,同样能够证明本文研究结论的可靠性和稳健性。

表 3 “两步法”回归结果

变量	BOND1Y	BOND10Y	BLR
SLR	0.012*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.007*** (0.002)
GDP	-0.016*** (0.002)	-0.020*** (0.002)	-0.012*** (0.001)

续前表

变量	<i>BOND1Y</i>	<i>BOND10Y</i>	<i>BLR</i>
<i>GPI</i>	-0.019 (0.016)	-0.019 (0.016)	-0.004 (0.010)
<i>EPU</i>	0.213 *** (0.070)	0.173 ** (0.069)	0.112 *** (0.042)
常数项	-0.531 (0.347)	-0.350 (0.344)	-0.210 (0.210)
调整 $R^2$	0.516	0.587	0.567

### 五、结论与政策启示

现阶段中国货币政策利率变动并未有效传导至中长期利率，货币政策利率传导效率有待进一步提高。结合近年来蓬勃发展的资产证券化，本文以资产证券化为视角，对货币政策利率传导效率问题展开研究，从理论和实证两方面分析资产证券化对货币政策利率传导效率的影响。主要得到以下研究结论：第一，本文拓展马骏和王红林（2014）<sup>[9]</sup>的理论模型，从理论层面分析资产证券化对利率传导效率的影响。理论模型推导结果表明，资产证券化能够提高货币市场利率向债券市场利率、信贷市场利率的传导效率，这一影响主要是通过两个机制来实现：价格风险对冲机制和信贷资产定价机制。第二，本文利用 TVP-SV-VAR 模型测算了具有时变特征的中国货币政策利率传导效率，在 2015 年以后，由于央行基本放开利率管制，货币政策利率传导效率得到大幅提高。相比而言，短期利率对无风险利率的传导效率最高，对长期利率的传导效率次之，对贷款利率的传导效率最低。第三，本文应用局部投影方法得到了新的经验证据，发现资产证券化显著提高了货币政策利率传导效率，验证了本文理论分析观点和研究假说。实证检验显示，与“低资产证券化”状态相比，在“高资产证券化”状态下，债券市场的无风险利率、长期利率和信贷市场

的贷款利率对外生货币政策冲击具有更大且稳定的响应。第四，本文通过替换不同类型的货币政策冲击、改变资产证券化的测度方式、引入更多的控制变量、改变估计策略等一系列稳健性检验，充分证明了研究结论的稳健性。

结合理论分析和实证检验结果，本文提出如下政策建议：第一，在主动探索中稳步发展资产证券化。到目前为止，中国资产证券化规模仍不够高，应积极创造条件鼓励金融机构和实体企业规范发行资产支持证券，理性扩充市场规模。第二，推动资产证券化基础资产种类的多元化。应推动基础资产池的多元化，进一步扩大信贷资产覆盖范围，丰富住房抵押、个人消费、汽车金融等类型信贷产品。第三，优化资产证券化基础资产池的期限结构。资产证券化有助于扩充债券市场规模，尤其是中长期债券市场的规模，形成完善的债券收益率曲线。第四，加快建设资产证券化基础资产的二级市场。为信贷资产构建标准化的交易平台，提高银行的市场化定价能力，提升货币政策利率传导效率。需要特别说明，金融创新发展始终会伴随风险，当资产证券化发展到一定程度，防范风险将变得更加重要。为规范资产证券化发展，有必要继续探索和完善资产证券化监管体系，推进资产证券化信息披露标准化。

### 参考文献

- [1] 陆军, 黄嘉. 利率市场化改革与货币政策银行利率传导 [J]. 金融研究, 2021 (4): 1-18.
- [2] 刘冲, 庞元晨, 刘莉亚. 结构性货币政策、金融监管与利率传导效率——来自中国债券市场的证据 [J]. 经济研究, 2022 (1): 122-136.
- [3] 王立勇, 吕政. 利率走廊熨平市场流动性缺口的作用机制研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2022 (3): 617-636.
- [4] 马骏, 纪敏. 新货币政策框架下的利率传导机制 [M]. 中国金融出版社, 2016.
- [5] 强静, 侯鑫, 范龙振. 基准利率、预期通胀率和市场利率期限结构的形成机制 [J]. 经济研究, 2018 (4): 92-107.

- [6] 郭豫媚, 戴颀, 彭俞超. 中国货币政策利率传导效率研究: 2008-2017 [J]. 金融研究, 2018 (12): 37-54.
- [7] 纪洋, 徐建炜, 张斌. 利率市场化的影响、风险与时机——基于利率双轨制模型的讨论 [J]. 经济研究, 2015 (1): 38-51.
- [8] 钱雪松, 杜立, 马文涛. 中国货币政策利率传导有效性研究: 中介效应和体制内外差异 [J]. 管理世界, 2015 (11): 11-28.
- [9] 马骏, 王红林. 政策利率传导机制的理论模型 [J]. 金融研究, 2014 (12): 1-22.
- [10] 马骏, 施康, 王红林, 王立升. 利率传导机制的动态研究 [J]. 金融研究, 2016 (1): 31-49.
- [11] 裘翔, 周强龙. 影子银行与货币政策传导 [J]. 经济研究, 2014 (5): 91-105.
- [12] 高蓓, 陈晓东, 李成. 银行产权异质性、影子银行与货币政策有效性 [J]. 经济研究, 2020 (4): 53-69.
- [13] 王永钦, 吴娴. 中国创新型货币政策如何发挥作用: 抵押品渠道 [J]. 经济研究, 2019 (12): 86-101.
- [14] 战明华, 汤颜菲, 李帅. 数字金融发展、渠道效应差异和货币政策传导效果 [J]. 经济研究, 2020 (6): 22-38.
- [15] Boivin J, Giannoni M P. Has Monetary Policy Become More Effective? [J]. The Review of Economics and Statistics, 2006, 88 (3): 445-462.
- [16] Altunbas Y, Gambacorta L, Marques-Ibanez D. Securitisation and the Bank Lending Channel [J]. European Economic Review, 2009, 53 (8): 996-1009.
- [17] Loutschina E. The Role of Securitization in Bank Liquidity and Funding Management [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 100 (3): 663-684.
- [18] 易纲. 中国的利率体系与利率市场化改革 [J]. 金融研究, 2021 (9): 1-11.
- [19] Imam P A. Shock From Graying: Is the Demographic Shift Weakening Monetary Policy Effectiveness [J]. International Journal of Finance & Economics, 2015, 20 (2): 138-154.
- [20] Kronick J, Ambler S. Do Demographics Affect Monetary Policy Transmission in Canada? [J]. International Journal of Finance & Economics, 2019, 24 (2): 787-811.
- [21] Jordà Ò. Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections [J]. American Economic Review, 2005, 95 (1): 161-182.
- [22] Jordà Ò, Taylor A M. The Time for Austerity: Estimating the Average Treatment Effect of Fiscal Policy [J]. The Economic Journal, 2016, 126 (590): 219-255.
- [23] Barnichon R, Brownlees C. Impulse Response Estimation by Smooth Local Projections [J]. Review of Economics and Statistics, 2019, 101 (3): 522-530.
- [24] Miranda-Agrippino S, Ricco G. The Transmission of Monetary Policy Shocks [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2021, 13 (3): 74-107.
- [25] Montiel Olea J L, Plagborg-Møller M. Local Projection Inference is Simpler and More Robust Than You Think [J]. Econometrica, 2021, 89 (4): 1789-1823.
- [26] Newey W K, West K D. A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix [J]. Econometrica, 1987, 55 (3): 703-708.
- [27] Sims C A. Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy [J]. European Economic Review, 1992, 36 (5): 975-1000.
- [28] Sims C A. Comment on Glenn Rudebusch's "Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?" [J]. International Economic Review, 1998, 39 (4): 933-941.
- [29] 倪志凌. 动机扭曲和资产证券化的微观审慎监管——基于美国数据的实证研究 [J]. 国际金融研究, 2011 (8): 75-87.
- [30] 邹晓梅, 张明, 高蓓. 资产证券化与商业银行盈利水平: 相关性、影响路径与危机冲击 [J]. 世界经济, 2015 (11): 144-167.
- [31] Romer C D, Romer D H. A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications [J]. American Economic Review, 2004, 94 (4): 1055-1084.
- [32] Huang Y, Luk P. Measuring Economic Policy Uncertainty in China [J]. China Economic Review, 2020, 59: 101367.
- [33] Bernanke B S, Blinder A S. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission [J]. American Economic Review, 1992, 82 (4): 901-921.
- [34] Kashyap A K, Stein J C, Wilcox D W. Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance: Reply [J]. The American Economic Review, 1996, 86 (1): 310-314.
- [35] Mishkin F S. Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation [J]. Journal of Political Economy, 1982, 90 (1): 22-51.
- [36] Cover J P. Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-supply Shocks [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1992, 107 (4): 1261-1282.
- [37] 王立勇, 吕政. 制造业集聚与生产效率: 新证据与新机制 [J]. 经济科学, 2021 (2): 59-71.

(责任编辑: 李 晟 张安平)



# 业财融合能改善企业成本粘性吗？

## Can Business and Financial Information Integration Improve Cost Stickiness?

徐先梅 凌子曦 员聪杰 陈刚

XU Xian-mei LING Zi-xi YUAN Cong-jie CHEN Gang

**[摘要]** 以往理论界对业财融合对于企业内部的影响往往停留在理论分析层次，本文首次从大数据的角度验证了业财融合对于企业成本粘性的影响及其作用机制。研究发现：（1）业财融合显著缓解了成本粘性；（2）对民营企业 and 业务复杂度较高的企业，业财融合缓解成本粘性的效应更加突出；（3）业财融合通过缓解冗余劳动力、抑制过度投资、抑制管理者过度乐观预期以及缓解代理问题降低成本粘性。因此，本文认为，大力推广业财融合模式，制定更为详细具体的应用方针能够提升企业效率，从而助力我国的供给侧改革和“双循环”发展机制建设。

**[关键词]** 业财融合 成本粘性 决策水平

**[中图分类号]** F272.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 08-0059-14

**Abstract:** Through the manual identification of the annual report text of Chinese listed manufacturing companies, this paper studies the influence of business and finance information integration (BFII) on the cost stickiness of enterprises, and finds (1) BFII significantly eases the cost stickiness of enterprises. (2) For private enterprises and firms with higher business complexity, the effect of BFII to alleviate cost stickiness is more significant. (3) BFII reduce cost stickiness by alleviating redundant labor, restraining over-investment, restraining managers' over-optimistic expectations, and alleviating agency problems. Our results provide suggestions for improving enterprise efficiency and promoting supply-side reform.

**Key words:** Business and financial information integration Cost stickiness Decision-making quality

**[收稿日期]** 2021-07-10

**[作者简介]** 徐先梅，1981年3月生，中央财经大学财务处处长，研究方向为政府会计、预算管理和内部控制；凌子曦，1997年12月生，中央财经大学会计学院博士研究生，研究方向为公司治理；员聪杰，1994年3月生，中国银行股份有限公司审计部河南分部审计员，研究方向为银行内部审计；陈刚，1964年6月生，中央财经大学会计学院副教授，研究方向为成本管理、战略管理、成本会计。本文通讯作者为徐先梅，联系方式为 xxmei-325@cufe.edu.cn。

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目“预算管理程序公平：决定因素与影响后果”（项目编号：71672208）；国家社会科学基金一般项目“商业智能对企业管理控制系统的影响机理研究”（项目编号：21BGL095）；国家自然科学基金面上项目“上市公司碳减排责任‘多言寡行’的系统识别、形成机制和治理路径”（项目编号：72272170）；教育部人文社科基金青年项目“中国上市公司会计年度起讫日期的国际化趋同研究”（项目编号：19YJC630092）；中央高校基本科研业务费专项资金；中央财经大学科研创新团队支持计划“企业环保‘多言寡行’的经济后果和治理路径研究：基于多学科融合视角”（项目编号：校20190111）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

## 一、引言

业财融合是融合企业的业务、财务模块的一种创新管理模式。近年来,随着对企业价值管理和降本增效的需求不断提升,业财融合模式逐渐得到了政府与企业的共同关注。业财融合能够将企业的财务核算结果和决策支持信息传递到业务部门,帮助业务部门进行更加精准的资源调配,从而提高企业的业务决策质量。当前理论界关注了业财融合模式的运用框架(汤谷良和夏怡斐,2018<sup>[1]</sup>)以及业财融合对信息环境的影响(李哲和李星仪,2020<sup>[2]</sup>),上述研究普遍从财务角度分析了业财融合的影响,发现业财融合改善了企业各部门的信息不对称,提升了企业财务方面的能力。然而截至目前,尚缺乏业财融合对微观经济主体实际业务决策影响的探讨,在这方面急需新的研究力量投入。

在决策效率的诸多异象中,成本粘性现象在微观经济体中普遍且持续存在,它是指企业因为调整成本、管理层乐观预期、代理问题等因素,表现出的不对称成本行为,(Anderson等,2003<sup>[3]</sup>;江伟和胡玉明,2011<sup>[4]</sup>)。既有文献证明调整成本(Anderson等,2003<sup>[3]</sup>)、代理问题(Kama和Weiss,2013<sup>[5]</sup>)与管理者自身能力(Balakrishnan等,2014<sup>[6]</sup>;张路等,2019<sup>[7]</sup>)是影响成本粘性的三大因素。但是除了既有研究发现的这三大因素以外,并未有学者探索“业财融合”这一最直接的管理变革对成本粘性的影响。在业财融合的新趋势下,企业竞争和高质量决策所依托的信息需求更加紧迫,那么业财融合为高质量决策创造的前提能否体现在企业的实际经营活动中,改善这种不对称的成本行为?

笔者手工收集了年报文本,并对其进行人工识别,据此判断企业是否实施了业财融合模式,检验了业财融合对企业成本粘性的影响。研究发现:(1)业财融合的实施在未加入控制变量以及加入控制变量的两种回归模型中分别缓解了企业4.02%与8.00%的成本粘性;(2)在民营、分部较多的企业中,业财融合更好地发挥了缓解成本粘性的功效;(3)业财融合降低成本粘性的机制在于降低企业的冗余劳动力、抑制企业的过度投资、抑制了管理者的过度乐观预期、缓解了企业的代理问题。

本文的贡献在于三个方面:(1)通过对企业年报的手工整理和识别,探究了业财融合模式的内在影

响和经济后果。以往的相关文献大多通过规范性研究对企业实现业财融合的理论框架进行了探讨(汤谷良和夏怡斐,2018<sup>[1]</sup>),少量的实证研究从优化信息环境,改善与外界信息不对称等角度讨论了业财融合的对外经济后果(Huang等,2020<sup>[8]</sup>;李哲和李星仪,2020<sup>[2]</sup>),本文则进一步从成本粘性的角度,说明了业财融合是缓解成本粘性的重要指标,业财融合模式带来信息整合能够对内优化企业的决策,改善企业的成本行为。(2)贡献于成本粘性影响因素的相关文献。以往的文献从管理层预期等角度探讨了成本粘性的影响因素,本文进一步发现了业财融合所带来的信息整合能够帮助管理层优化决策,降低成本粘性。(3)为实务界各企业积极探索和改进业财融合模式的运用提供了理论依据。实现企业降本增效,配平内部供需缺口是实现“双循环”这一新发展格局的重要条件(李曦辉等,2021<sup>[9]</sup>)。本文发现业财融合能够有效地降低成本粘性,提高资源周转效率,但是民营企业与业务较为简单的企业对业财融合模式的利用并不充分,因此企业应根据自身特征,个性化地制定自身的业财融合实践方案。

## 二、文献综述与理论分析

### (一) 成本粘性的影响因素

Noreen和Soderstorm(1997)<sup>[10]</sup>、Cooper和Kaplan(1998)<sup>[11]</sup>指出成本的变动幅度取决于业务量的变动方向,二者之间存在非对称的线性关系。Anderson等(2003)<sup>[3]</sup>得出成本在业务量提升时上升幅度较大,在业务量下降时减小幅度较小这一现象定义为成本粘性。自此之后,大量学者关注了成本相对于业务的非线性变动。已有研究从调整成本,管理者预期,以及管理者的机会主义行为等角度探索了成本粘性的影响因素(江伟和胡玉明,2011<sup>[4]</sup>;Banker等,2014<sup>[12]</sup>)。

调整成本指企业在业务量降低时削减成本伴随的诸多隐忧,包括清理固定资产带来的成本以及裁员给员工情绪、社会形象带来的负面影响(Pfann和Palm,1993<sup>[13]</sup>),因而企业在业务量下行时削减成本的顾虑较大。资本密集度和人力密集度往往通过作用于调整成本影响成本粘性(Calleja等,2006<sup>[14]</sup>),而成本回收的周期同样对其粘性至关重要,例如研发成本带来收益的滞后性会提升调整成本,导致粘性(渠慎宁和吕铁,2020<sup>[15]</sup>)。此外,经济环境等外部

条件也往往会影响调整成本,工会越强势,劳动力调整成本越高,进而成本粘性越高(Banker和Chen,2006<sup>[16]</sup>)。利益关联方的关系可能会削弱企业的调整成本进而降低成本粘性(王雄元和高开娟,2017<sup>[17]</sup>;于浩洋等,2017<sup>[18]</sup>)。而政策环境同样会影响企业的调整成本进而影响成本粘性(江伟等,2016<sup>[19]</sup>;刘媛媛和刘斌,2014<sup>[20]</sup>;梁上坤,2020<sup>[21]</sup>)。

就管理层的预期而言,管理层如果判断业务量的下行是暂时的,其更不可能为了自认为“短期”的成本减少而承担调整成本。反之,管理层如果预期业务的不景气是长期的,就更有可能在权衡后承担调整成本,做出削减成本的决策。Balakrishnan等(2014)<sup>[6]</sup>认为成本粘性与管理者对成本结构和经营布局的长期规划密切相关。梁上坤(2015)<sup>[22]</sup>发现管理层的过度自信和乐观预期导致的决策失灵会加剧成本粘性,但是债务约束对企业资源自由度形成的限制会弱化这一效应。周兵等(2016)<sup>[23]</sup>发现管理层预期对成本粘性的作用受到企业战略的影响。此外,管理层的能力往往会影响管理层对未来预期的准确性以及其决策水平,从而影响成本粘性(张路等,2019<sup>[7]</sup>)。

就代理成本而言,管理者不同类型的机会主义行为对成本粘性产生的影响往往是复杂而不尽相同的(Weiss,2010<sup>[24]</sup>;Banker等,2011<sup>[25]</sup>;Kama和Weiss,2013<sup>[5]</sup>;江伟和胡玉明,2011<sup>[4]</sup>)。Chen等(2012)<sup>[26]</sup>发现良好的治理结构、负责任的董事会能够缓解代理成本,进而缓解成本粘性。谢获宝和惠丽丽(2014)<sup>[27]</sup>发现高管的机会主义行为会诱发或放大企业的成本粘性,而公司治理约束和限制这一后果。Wu(2020)<sup>[28]</sup>发现债务延期风险会导致管理层放弃实施成本粘性带来的机会主义收益,从而缓解成本粘性。此外,管理层通过虚增收入,削减成本来进行向上盈余管理的动机反而会缓解企业的成本粘性(江伟等,2015<sup>[29]</sup>;马永强和张泽南,2013<sup>[30]</sup>)。

## (二) 业财融合对成本粘性的影响

业财融合模式下,企业使用整合的业财双维度的信息辅助决策,业务工作与财务工作不再相互独立。通过让财务人员间接地参与到业务决策中,不仅能够降低企业内部降本增效的摩擦,降低调整成本,还能够优化企业的信息环境,增进企业内部的信息交流,使得管理层形成更为科学的预期。此外,业财融合还能够起到治理作用,缓解代理问

题。业财融合模式的应用通过多种层面的作用会对成本粘性产生复杂的影响,以下本文分别从主要影响成本粘性的调整成本、管理层预期以及代理成本这三个因素展开理论论述,分析业财融合在这三个层面上产生的作用。

从调整成本的角度分析,业财融合意味着财务部门与业务部门在信息、人员等多维层面上的互联,不仅意味着财务信息共享至业务部门,更意味着财务思维和财务理念融入了业务决策中(汤谷良和夏怡斐,2018<sup>[11]</sup>),传统模式下企业的财务部门与业务部门缺乏足够的对接面,财务仅针对业务工作起到事后记录和反馈的作用,各部门之间的考核指标相对独立,财务部门与业务部门之间的目标难以统一。因此,当企业针对所处行业经济环境的不景气做出削减业务,降低成本的决策时,难以避免企业各组织之间的摩擦,往往遭到来自业务部门较大的决策阻力。而在业财融合的模式下,业务部门与财务部门从决策思维、部门信息到组织目标实现了各层面的充分整合,在削减业务时遭到的组织摩擦和业务部门的阻力会大大降低,为企业依据财务数据记录理性决策,削减业务与成本降低了调整成本。业财融合模式带来的业务部门与财务部门全面整合缓解了两部门之间的组织摩擦,降低业务调整成本,为缓解成本粘性提供了人际基础。

从管理者预期的角度分析,业财融合的模式下,财务部门与业务部门信息整合更为充分(张瑞君等,2014<sup>[31]</sup>),信息传递的效率更高(Huang等,2020<sup>[8]</sup>),管理者使用更加全面的信息进行决策,能够使用更加综合的视角判断当前业务在财务与战略方面的利弊。例如,Zoni和Merchant(2007)<sup>[32]</sup>发现企业的财务人员参与经营决策可以提供信息,优化决策。业财融合通过信息共享还能够提高管理者的认识水平(Garicano和Hansberg,2006<sup>[33]</sup>),使得管理层做出更为理性的预期。在业财融合模式带来的多维度的信息辅助下,管理者能够准确地甄别盈利能力较差的业务,减少过度自信与乐观的预期,进而能够对成本调整做出更及时的决策。业财融合为管理层果断地调整人力资本、固定资本投入,及时退出盈利性差的业务提供了决策基础,使得管理者预期更为理性,从而缓解了企业的成本粘性。

从代理成本的角度分析,业财融合模式中,业务部门与财务部门广泛存在合作与制衡的关系(汤谷

良和夏怡斐, 2018<sup>[1]</sup>)。业务部门的决策行为往往跟财务人员的绩效考核指标息息相关, 因而财务人员有动力监督和评判业务人员的决策行为, 制约业务决策人员的机会主义行为, 起到内部治理作用, 所以业财融合也往往能够缓解企业的代理问题, 遏制管理者的机会主义行为。管理者往往存在构建商业帝国等机会主义动机, 上述动机会增加难以削减的低效业务, 与成本粘性的加剧密切相关 (Banker 等, 2011<sup>[25]</sup>; 谢获宝和惠丽丽, 2014<sup>[27]</sup>)。在业财融合模式下, 财务部门能够实现对业务部门的制衡作用, 遏制管理者盲目扩张的机会主义行为, 从整合部门乃至企业的利益最大化角度进行决策。业财融合模式降低了企业的代理成本, 缓解了管理者的扩张性机会主义行为, 进而缓解了企业的成本粘性。

综上所述, 业财融合降低了调整成本对成本粘性的负面作用, 提高了管理决策水平; 使得管理层能够形成更为科学的预期; 缓解了代理问题, 进而缓解了成本粘性。本文依据上述分析提出假设 H1。

**H1:** 实施业财融合能够缓解企业的成本粘性。

### 三、研究设计

#### (一) 研究样本与数据来源

本文选取 2011 年至 2021 年的制造业 A 股非 ST 公司数据进行研究。参照李哲和李星仪 (2020)<sup>[2]</sup> 的做法, 本文识别了年报中的管理层讨论分析部分, 对“业财融合”“业财一体化”“业务财务整合”等关键信息进行手工整理和人工识别, 确定企业是否真实采用业财融合的管理模式、以及采用哪一种业财融合的具体模式——人员整合、绩效评价与信息系统。特别地, 本文排除了“拟实施业财融合”以及“作为行业背景出现的业财融合”两种情况, 将研究重点锁定在“已实施业财融合”的样本。实施业财融合的企业未必会在年报中进行强调, 为了避免这一现象对本文研究的影响, 下文的稳健性检验中, 本文使用了安慰剂检验, 将企业是否实施业财融合打乱赋值进行重新检验。研究中使用的相关财务指标和治理变量来自 CSMAR, 为消除异常观测值的影响, 本文剔除了员工人数不足 20 人或独立董事人数大于 7 人的 31 个观测值。此外, 本文剔除了各个变量缺失的 4 561 个观测值, 最终得到 1 941 家企业的 15 074 个“公司-年”观测值, 样本筛选

过程如表 1 所示。

表 1 样本筛选

筛选步骤	样本数量
原样本制造业 A 股非 ST 观测值	19 666
剔除独董和员工人数异常的观测值	-31
剩余	19 635
剔除变量缺失的观测值	-4 561
最终样本	15 074

#### (二) 变量定义与模型设定

参照 Anderson 等 (2003)<sup>[3]</sup>、全怡等 (2019)<sup>[34]</sup> 的做法, 本文定义模型 (1) 为基础模型, 用来检测本文的 H1。因变量为企业本期成本与上期成本比例的自然对数  $LNCOSTR$ , 核心解释变量为度量企业是否应用业财融合模式的虚拟变量  $BFII$ , 本文参照 Anderson 等 (2003)<sup>[3]</sup>、梁上坤 (2015)<sup>[22]</sup>、全怡等 (2019)<sup>[34]</sup> 的研究定义了控制变量。Econ\_Variables 为表 2 中列示的经济变量, Control\_Variables 为表 2 中列示的控制变量。模型 (1) 中重点关注的系数是  $\beta_2$  与  $\beta_3$ 。若  $\beta_2$  的系数显著为负, 说明成本变动与收入变动之间并非线性关系, 当收入下降时成本下降更慢, 成本粘性在样本所选观测值中存在。若  $\beta_3$  结果显著为正, 说明核心解释变量  $BFII$  缓解了成本粘性, H1 成立。

$$LNCOSTR = \alpha + \beta_1 LNREVR + \beta_2 LNREVR \times D + \beta_3 BFII \times LNREVR \times D + \beta_4 BFII + \sum Econ\_Variables + \sum Econ\_Variables \times LNREVR \times D + \sum Control\_Variables + \sum year + \sum firm + \mu \quad (1)$$

本文最为关注的核心变量为  $BFII$ , 该变量通过对年报中管理层讨论分析部分的文本匹配获得, 本文定义了“业财融合”“业财一体化”等体现企业业财融合模式的关键词, 如果该公司该年度的年报对应的管理层讨论与分析部分的文本中存在相关词汇,  $BFII$  取 1, 否则取 0。此外, 参照梁上坤 (2015)<sup>[22]</sup> 的做法, 本文定义了经济类的控制变量, 包括人力资本比例 ( $EIN$ )、固定资本比例 ( $AIN$ )、是否连续亏损 ( $SD$ )、企业规模 ( $SIZE$ )、资产负债率 ( $LEV$ ), 以及固定资产占比 ( $PPE$ ), 在模型中控制这些变量以及其与营业收入增长比例的自然对数 ( $LNREVR$ )

的交乘项。定义普通控制变量，包括独董比例（*DE*）、企业是否两职合一（*DUAL*），以及GDP增长率（*GDP\_Rate*）。具体的变量含义及其计算方式见表2。

表2 变量定义

符号	名称	定义
主要变量		
<i>BFII</i>	是否实施业财融合	年报管理层讨论分析部分是否包含业财融合相关词汇
<i>LNCOSTR</i>	成本变动比例	Ln（本年营业成本/上年营业成本）
<i>LNREVR</i>	收入变动比例	Ln（本年营业收入/上年营业收入）
<i>D</i>	企业是否收入降低	企业营业收入比起上年更低取1，否则取0
经济变量（ <i>Econ_Variables</i> ）		
<i>EIN</i>	人力资本比例	员工人数×1 000 000/营业收入
<i>AIN</i>	固定资本比例	年末总资产/营业收入
<i>SD</i>	连续两年亏损	连续两年亏损取1，否则取0
<i>SIZE</i>	企业规模	年末总资产的自然对数
<i>LEV</i>	资产负债率	年末总负债/年末总资产
<i>PPE</i>	固定资产占比	固定资产净额/营业收入
控制变量（ <i>Control_Variables</i> ）		
<i>DE</i>	独董比例	独立董事人数/董事会人数
<i>DUAL</i>	两职合一	董事长与总经理为同一人取1，否则取0
<i>GDP_Rate</i>	GDP增长率	企业所在地当年GDP增长率
其他变量		
<i>Ab_Employ</i>	冗余雇员	超额雇员数，为员工规模（ <i>Employees</i> ）对企业规模（ <i>SIZE</i> ）、固定资本密集度（ <i>Capital</i> ）、营业收入增长率（ <i>Growth</i> ）回归的残差，用作中介变量
<i>Ab_invest</i>	过度投资	超额投资数，为企业投资额（ <i>Invest</i> ）对上期营业收入增长率（ <i>Lag_Growth</i> ）回归的残差，用作中介变量
<i>Ma_Expect</i>	管理者预期	管理层预期乐观度，为（管理层预测利润-实际利润）/总资产，用作中介变量
<i>Abs_DA</i>	异常应计绝对值	修正的Jones模型（1995）计算得到的异常应计的绝对值，用作中介变量
<i>Employees</i>	员工规模	员工人数×1 000 000/总资产，用于估计冗余雇员（ <i>Ab_Employ</i> ）
<i>Capital</i>	固定资本密集度	固定资产净额/总资产，用于估计冗余雇员（ <i>Ab_Employ</i> ）
<i>Growth</i>	营业收入增长率	（本年营业收入-上年营业收入）/上年营业收入，用于估计冗余雇员（ <i>Ab_Employ</i> ）
<i>Invest</i>	企业投资额	（购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金净额-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额）/年初总资产，用于估计过度投资（ <i>Ab_invest</i> ）
<i>Lag_Growth</i>	上期营业收入增长率	（上年营业收入-上两年营业收入）/上两年营业收入，用于估计过度投资（ <i>Ab_invest</i> ）
<i>BFII_con</i>	业财融合连续变量	企业年报中的业财融合相关词频，用于进行稳健性检验

#### 四、主要实证结果

##### （一）描述性统计

表3的A栏报告了主要变量和控制变量的分布状况。*BFII*的均值为0.2208，说明在本文使用的15074个“公司-年”观测值中，有22.08%实施了业财融合模式。此外，样本中的资产负债率（*LEV*）

均值为42.36%，独董占比（*DE*）均值为37.39%，样本中有28.07%的“公司-年”观测值收入比上期值下降，有11.34%的观测值是该企业连续两年收入下降。

表3的B栏报告了针对企业是否实施业财融合（*BFII*）的组间差异分析，对主要变量与控制变量进行分组*t*检验。结果显示：相比于未实施业财融合组

( $BFII=0$ ) 的观测值, 实施业财融合组 ( $BFII=1$ ) 的“公司-年”观测值平均拥有更高的固定资本比例 ( $AIN$ )、规模 ( $SIZE$ )、负债比率 ( $LEV$ )、独董比例 ( $DE$ ), 平均拥有更低的人力资本比例 ( $EIN$ )。

表3的C栏报告了模型中变量的相关性。C栏的左下方报告了 Pearson 相关系数的结果, 成本变动比

例 ( $LNCOSTR$ ) 与收入变动比例 ( $LNREVR$ ) 以及当年是否实施业财融合 ( $BFII$ ) 显著正相关, 与当年收入是否下降 ( $D$ ) 显著负相关。C栏的右上方报告了 Spearman 相关系数的结果, 与 Pearson 相关系数的结果大致相似。

表3 主要变量的描述性统计

A 栏: 全样本描述性统计								
Variables	N	Mean	Std. Dev.	P10	P25	P50	P75	P90
$BFII$	15 074	0.220 8	0.414 8	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
$LNCOSTR$	15 074	0.123 7	0.277 2	-0.161 1	-0.018 8	0.102 6	0.234 8	0.401 2
$LNREVR$	15 074	0.119 1	0.275 2	-0.163 3	-0.020 2	0.101 7	0.228 5	0.387 8
$D$	15 074	0.280 7	0.449 3	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0	1.000 0
$EIN$	15 074	1.341 1	1.008 2	0.396 2	0.693 7	1.120 0	1.696 0	2.460 8
$AIN$	15 074	2.184 4	1.854 9	0.930 2	1.288 1	1.789 8	2.519 4	3.565 9
$SD$	15 074	0.113 4	0.317 1	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
$SIZE$	15 074	22.144 3	1.183 1	20.777 7	21.320 1	22.009 4	22.798 4	23.724 2
$LEV$	15 074	0.423 6	0.200 4	0.164 2	0.267 5	0.414 3	0.565 4	0.685 9
$PPE$	15 074	0.481 6	0.430 9	0.128 9	0.221 0	0.370 0	0.604 1	0.930 5
$DE$	15 074	0.373 9	0.052 8	0.333 3	0.333 3	0.333 3	0.428 6	0.428 6
$DUAL$	15 074	0.284 0	0.451 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0	1.000 0
$GDP\_Rate$	15 074	0.067 3	0.018 7	0.022 0	0.067 5	0.069 5	0.077 7	0.084 0
B 栏: 组间差异分析								
Variables	$BFII=0$		$BFII=1$		$DIFF$			
	N	Mean	N	Mean				
$EIN$	11 745	1.369 3	3 329	1.241 8	0.1275 ***			
$AIN$	11 745	2.137 7	3 329	2.349 5	-0.211 8 ***			
$SD$	11 745	0.087 4	3 329	0.204 9	-0.117 4 ***			
$SIZE$	11 745	22.125 8	3 329	22.209 9	-0.084 1 ***			
$LEV$	11 745	0.421 3	3 329	0.431 8	-0.010 5 ***			
$PPE$	11 745	0.477 2	3 329	0.497 2	-0.019 9 **			
$DE$	11 745	0.373 2	3 329	0.376 3	-0.003 1 ***			
$DUAL$	11 745	0.276 6	3 329	0.310 0	-0.033 4 ***			
$GDP\_Rate$	11 745	0.069 0	3 329	0.061 3	0.007 7 ***			
C 栏: 变量相关性分析								
	$LNCOSTR$	$LNREVR$	$D$	$BFII$				
$LNCOSTR$	1.000 0	0.925 7 *	-0.719 1 *	0.025 2 *				
$LNREVR$	0.933 0 ***	1.000 0	-0.778 3 *	-0.032 3 *				
$D$	-0.584 0 ***	-0.627 ***	1.000 0	0.290 6 *				
$BFII$	0.056 0 ***	0.008 0	0.291 0 ***	1.000 0				

注: (1) C 栏的右上方报告了 Spearman 相关系数, 左下方报告了 Pearson 相关系数。(2) B、C 栏中, 显著性水平为 0.1 标注为\*, 0.05 标注为\*\*, 0.01 标注为\*\*\*。

(二) 基准回归结果

基础回归的结果如表 4 所示。列 (1) 显示了成本粘性效应的基础模型, 其中  $LNREVR \times D$  的系数显著为负, 说明在 A 股制造业企业中普遍地存在成本粘性问题。在基础模型中加入控制变量之后, 列 (2) 中  $LNREVR \times D$  的系数依旧为负, 再次印证了成本粘性在本文所选样本中的存在性。从列 (3) 的结果中可以看出, 未放入经济变量与控制变量时,  $LNREVR \times D \times BFII$  的系数显著为正, 表明业财融合显著地缓解了成本粘性。列 (4) 在加入经济变量及其

交乘项和控制变量后,  $LNREVR \times D \times BFII$  依旧显著为正。主回归的结果支持 H1, 即业财融合模式的实施显著地缓解了成本粘性。回归结果不仅具有统计显著性, 同样具有经济意义的显著性, 本文在收入上升和收入下降两种情境下, 计算成本变动与收入变动之间的斜率差, 并据此度量成本粘性的程度, 发现相比于未实行业财融合 ( $BFII=0$ ) 的企业, 实行业财融合 ( $BFII=1$ ) 的企业成本粘性 (斜率差) 在 (3)、(4) 两个模型 (未加入控制变量和加入控制变量) 里分别平均缓解了 4.02% 和 8.00%。<sup>①</sup>

表 4 基准回归结果

<i>LNCOSTR</i>	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>LNREVR</i>	0.963 7*** (221.034 0)	0.959 6*** (216.249 2)	0.954 0*** (216.029 3)	0.949 1*** (216.260 5)
<i>LNREVR×D</i>	-0.142 7*** (-12.434 6)	-0.145 3*** (-12.167 0)	-0.120 0*** (-8.979 4)	-0.348 8* (-1.801 5)
<i>LNREVR×D×BFII</i>			0.040 2** (2.250 8)	0.080 0*** (4.372 4)
<i>BFII</i>			0.031 5*** (11.534 2)	0.035 5*** (13.046 2)
<i>LNREVR×D×EIN</i>				0.015 0** (2.138 8)
<i>LNREVR×D×AIN</i>				-0.018 2*** (-7.374 7)
<i>LNREVR×D×SD</i>				0.039 5** (2.565 5)
<i>LNREVR×D×SIZE</i>				0.003 3 (0.413 5)
<i>LNREVR×D×LEV</i>				-0.060 7* (-1.804 4)
<i>LNREVR×D×PPE</i>				-0.089 5*** (-7.479 4)
<i>DE</i>		-0.023 4 (-0.866 0)		0.376 6** (2.451 5)
<i>DUAL</i>		0.000 3 (0.106 1)		0.027 0 (1.458 9)
<i>GDP_Rate</i>		1.326 4*** (2.993 9)		2.202 4*** (5.375 0)

① 成本粘性缓解程度为  $\beta_3$ , 列 (3) 为 4.02%, 列 (4) 为 8.00%。

续前表

LNCOSTR	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EIN</i>		-0.001 4 (-0.723 3)		
<i>AIN</i>		0.000 3 (0.269 2)		
<i>SD</i>		-0.012 8*** (-3.928 4)		
<i>SIZE</i>		0.013 2*** (5.334 0)		
<i>LEV</i>		0.028 2*** (3.351 6)		
<i>PPE</i>		0.015 7*** (4.053 6)		
<i>Constant</i>	0.018 0*** (4.790 3)	-0.400 7*** (-4.990 8)	0.018 5*** (4.944 8)	0.020 9*** (5.609 0)
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	15 074	15 074	15 074	15 074
<i>Within R</i> <sup>2</sup>	0.866 0	0.867 0	0.867 4	0.870 3

注：括号内为 *t* 值，显著性水平为 0.1 标注为\*，0.05 标注为\*\*，0.01 标注为\*\*\*，下同。

## 五、进一步分析

(一) 国有企业的业财融合更有助于缓解成本粘性吗？

从调整成本的角度分析，业财融合降低了削减成本过程中业务部门与财务部门之间的摩擦，从而缓解了成本粘性。相比于民营企业，国有企业的成本观念较为保守（王耕等，2000<sup>[35]</sup>），更注重经营的平稳和业务的稳定。此外，国有企业的决策高度受到国家制度的制约（Nagasawa，2018<sup>[36]</sup>），往往需要承担隐含的就业保证压力（王百强等，2020<sup>[37]</sup>），业务经营也通常不受自身决策的影响，而是需要满足政府对经济增长的需要。综上所述，国有企业的生产经营和人力成本调整的行为往往较少取决于调整成本。因此，本文预期业财融合对成本粘性的效应可能因企业的产权性质而异，业财融合缓解成本粘性的效应主要体现在民营企业中。

本文将样本按照产权性质划分为国企与民企两个子样本。表 5 列 (1)、列 (2) 国有企业的子样本中  $LNREVR \times D \times BFII$  的系数为正但并不显著，而民营企业的子样本中  $LNREVR \times D \times BFII$  的系数显著为正。邹检验（Chow test）的结果显示两个子样本之间的回归

结果具有显著的差异，说明业财融合对成本粘性的缓解效应仅在民营企业中得到体现。

(二) 业财融合对业务简单的企业有用吗？

从管理者预期的角度分析，业财融合整合了业务部门与财务部门的信息资源，有利于管理者做出更为理性的预期，提高自身的决策水平。多分部的企业业务往往较为复杂，对于管理者在业务存续方面的判断和决策具有更大的考验。业财融合集成多维度信息的优势在这类企业的决策链条中能够得到充分的发挥，进而能够在决策优化之后更为高效地调节成本行为（陆旻，2015<sup>[38]</sup>）。因此，本文预期业财融合对于组织结构更为复杂与业务跨度较广的企业往往能够发挥更大的作用。

本文分别按照企业的业务分部数量是否大于样本的行业年度中位数将样本进行分组。从表 5 列 (3)、列 (4) 来看， $LNREVR \times D \times BFII$  的系数仅在分部数量较多、业务较为复杂的子样本中显著为正，在分部数量较少的子样本中并不显著。邹检验（Chow test）的结果显示列 (3)、列 (4) 之间均存在显著的组间差异。检验结果印证了本文的预期，即业财融合在业务分部较多的企业中作用更加显著。



表 5 截面测试汇总

LNCOSTR	产权性质分组		企业业务复杂度分组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	国企	民企	多分部	少分部
LNREVR	0.943 4*** (130.594 9)	0.957 8*** (211.647 5)	0.975 2*** (164.778 1)	0.928 3*** (66.2538)
LNREVR×D	1.023 2*** (3.802 5)	-1.081 5*** (-5.112 1)	-0.597 5** (-2.389 0)	0.001 4 (0.0030)
LNREVR×D×BFII	0.035 9 (1.101 5)	0.076 9*** (3.998 2)	0.119 2*** (4.480 0)	0.042 8 (0.884 2)
BFII	0.025 1*** (5.128 8)	0.031 5*** (11.804 0)	0.035 0*** (9.033 0)	0.032 4*** (7.422 1)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	3 982	11 092	6 039	9 035
Within R <sup>2</sup>	0.882 9	0.875 6	0.886 8	0.859 9
Chowreg F	5.39		4.06	
Chowreg p	0.000 0		0.000 0	

(三) 业财融合何以发挥作用?

理论分析中预期，业财融合能够提升管理者的成本决策水平，进而缓解成本粘性。基准检验说明了业财融合总体上优化了企业的成本行为，降低了成本粘性。本部分进一步检验业财融合是否通过优化企业的成本决策缓解成本粘性。柯布-道格拉斯生产函数定义了制造业的两种主要成本：劳动力投入成本与资本投入成本。因而，本文针对企业的劳动力投入决策与资本投入决策进行了机制检验。

冗余雇员会提升企业的劳动力成本，是企业劳动力决策水平的重要体现（曾庆生和陈信元，2006<sup>[39]</sup>），因此本文定义冗余雇员（*Ab\_Employ*）作为劳动力决策水平的代理变量。参照薛云奎和白云霞（2008）<sup>[40]</sup>的做法，本文估计了模型（2），模型中被解释变量为员工规模（*Employees*），*Employees* 对资产规模（*SIZE*）、固定资本密集度（*Capital*）与营收增长率（*Growth*）进行回归。上述变量的具体计算方法见表 2。本文定义冗余雇员（*Ab\_Employ*）为模型（2）计算得到的残差的自然对数。

$$Employees = \alpha + \beta_1 SIZE + \beta_2 Capital + \beta_3 Growth + \mu \quad (2)$$

投资效率很大程度上反映了企业管理层的资本投入决策水准（Gabaix 和 Landier，2008<sup>[41]</sup>；李焰等，

2011<sup>[42]</sup>），因此本文定义过度投资（*Ab\_Invest*）作为资本决策水平的代理变量。参照 Biddle（2009）<sup>[43]</sup>的做法，本文估计了模型（3），其中被解释变量为企业投资额（*Invest*），解释变量为上一期营收增长率（*Lag\_Growth*），定义过度投资（*Ab\_invest*）为模型（3）计算得到的残差。

$$Invest = \alpha + \beta_1 Lag\_Growth + \mu \quad (3)$$

业财融合模式还能够通过整合业务部门和财务部门的差异化信息，进而抑制过度乐观的管理者预期，从而降低成本粘性，参照陈宏明和黎紫红（2015）<sup>[44]</sup>的做法，本文基于管理层的业绩预测定义了管理层预期变量（*Ma\_Expect*）。*Ma\_Expect* 为（管理层预测的净利润-实际利润）/总资产，该变量越大，说明管理层的预测过度乐观程度越高。

业财融合模式往往还会建立起业务人员与财务人员之间的绩效考核关联，从而导致业务人员与财务人员彼此监督、制衡，起到加强公司治理、缓解代理问题的作用。而代理问题的缓解往往与降低成本粘性密切相关（Wu，2020<sup>[28]</sup>；谢获宝和惠丽丽，2014<sup>[27]</sup>；梁上坤，2017<sup>[45]</sup>）。本文使用修正 Jones 模型计算得到的异常应计绝对值（*Abs\_DA*）进行缓解代理问题的机制检验。

为验证上述变量的中介效应，本文参照温忠麟等(2004)<sup>[46]</sup>的做法，使用中介效应模型进行检验。本文先将业财融合指标(BFII)分别对冗余雇员(Ab\_Employ)、过度投资(Ab\_Invest)、管理者过度乐观(Ma\_Expect)与异常应计(Abs\_DA)进行回归，后将中介变量分别加入模型(1)进行检验。表6报告了机制检验的结果。A栏列示了业财融合对中介变量的影响，其中列(1)至列(4)中BFII的系数均显著为负，说明业财融合缓解了企业冗余雇员、过度投资与管理者过度乐观与代理成本问题。B栏列示了第

二阶段检验的结果，其中列(1)至列(4)中LNREVR×D×Ab\_Employ、LNREVR×D×Ab\_Invest、LNREVR×D×Ma\_Expect与LNREVR×D×Abs\_DA的系数均显著为负，说明企业冗余雇员、过度投资、管理者过度乐观与代理成本问题均加剧了成本粘性。此外，B栏中LNREVR×D×BFII的系数均不再显著，说明本文选取的中介变量均起到了良好的中介作用。综上，业财融合通过缓解冗余雇员，过度投资与代理成本进而缓解了成本粘性。

表6 中介机制检验

A 栏：业财融合对中介变量的影响				
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Ab_Employ	Ab_Invest	Ma_Expect	Abs_DA
BFII	-0.036 5*** (-4.767 6)	-0.005 1*** (-7.667 8)	-1.045 9*** (-2.850 0)	-0.043 8*** (-3.343 0)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	14 041	13 009	7 984	13 223
Within R <sup>2</sup>	0.410 3	0.031 5	0.002 8	0.001 6
B 栏：中介变量对成本粘性的影响				
LNCOSTR	(1)	(2)	(3)	(4)
	劳动力投入效率	资本投入效率	管理者预期	代理成本
LNREVR	0.958 0*** (212.225 7)	0.959 3*** (193.272 0)	0.949 8*** (151.046 5)	0.940 9*** (130.279 7)
LNREVR×D	-0.107 8 (-0.457 5)	-0.272 8 (-1.336 8)	-0.028 5 (-0.091 9)	-0.412 1 (-1.137 3)
LNREVR×D×BFII	-0.022 0 (-1.256 8)	-0.027 5 (-1.528 3)	-0.042 5 (-1.636 1)	-0.032 2 (-0.969 5)
LNREVR×D×Ab_Employ	-0.049 2** (-2.113 4)			
Ab_Employ	-0.005 7 (-1.372 6)			
LNREVR×D×Ab_Invest		-0.554 9** (-2.042 3)		
Ab_Invest		0.119 4** (2.454 8)		
LNREVR×D×Ma_Expect			-0.113 6*** (-4.239 6)	

续前表

B 栏：中介变量对成本粘性的影响				
LNCOSTR	(1)	(2)	(3)	(4)
	劳动力投入效率	资本投入效率	管理者预期	代理成本
<i>Ma_Expect</i>			0.000 1 (1.209 4)	
$LNREVR \times D \times Abs\_DA$				-0.286 5*** (-3.662 1)
<i>Abs\_DA</i>				0.015 0 (1.416 9)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	14 041	13 009	7 984	6 929
<i>Within R</i> <sup>2</sup>	0.864 8	0.857 7	0.856 4	0.838 4

### 六、稳健性检验

为验证主检验的结果，本文进行了包括但不限于PSM匹配检验，工具变量检验的稳健性检验。除下文列示内容之外，本文还进行了加入地区固定效应、基于随机试验法的安慰剂检验，更换成本粘性模型、更换业财融合度量等稳健性检验，本文的结论在一系列检验后依旧稳健。

#### (一) 反事实推断的倾向得分匹配检验

实施业财融合的企业与未实施业财融合的企业之间可能存在一定的系统性差异，针对这一潜在的内生

性问题，本文使用了PSM匹配方法对主回归结果进行进一步的验证。本文对*BFII*取1的“公司-年”观测值进行1:1不放回匹配，得到了匹配后的样本。表7的Panel A报告了实施PSM前后的样本组间均值差异的变化，在PSM匹配之前，全样本中实施业财融合组(*BFII* = 1)的观测值与未实施业财融合组(*BFII* = 0)的观测值在所有控制变量上存在显著的组间均值差异。PSM匹配大大降低了两组观测值之间的组间差异。表7的Panel B显示了使用匹配后的样本进行回归的结果， $LNREVR \times D \times BFII$ 的系数依旧显著为正，表明本文主检验的结论经PSM匹配后依旧成立。

表 7 反事实推断的倾向得分匹配检验

Panel A: PSM 匹配结果						
Mean of Variables	Pre-matched			Post-matched		
	<i>BFII</i> =0(N=11 745)	<i>BFII</i> =1(N=3 329)	均值差异	<i>BFII</i> =0(N=3 157)	<i>BFII</i> =1(N=3 157)	均值差异
<i>EIN</i>	1.369 3	1.241 8	0.127 5***	1.217 2	1.237 4	-0.020 2
<i>AIN</i>	2.137 7	2.349 5	-0.211 8***	2.254 1	2.263 1	-0.009 0
<i>SD</i>	0.087 4	0.204 9	-0.117 4***	0.162 5	0.164 4	-0.001 9
<i>SIZE</i>	22.125 8	22.209 9	-0.084 1***	22.273 5	22.215 0	0.058 5*
<i>LEV</i>	0.421 3	0.431 8	-0.010 5***	0.435 4	0.429 8	0.005 6
<i>PPE</i>	0.477 2	0.497 2	-0.019 9**	0.482 8	0.487 3	-0.004 6
<i>DE</i>	0.373 2	0.376 3	-0.003 1***	0.376 7	0.376 1	0.000 6
<i>DUAL</i>	0.276 6	0.310 0	-0.033 4***	0.312 3	0.305 0	0.007 3
<i>GDP_Rate</i>	0.069 0	0.061 3	0.007 7***	0.063 3	0.063 0	0.000 3

续前表

Panel B: PSM 样本检验				
被解释变量: LNCOSTR	(1)	(2)	(3)	(4)
LNREVR	0.965 3*** (137.126 3)	0.960 1*** (133.644 6)	0.952 8*** (133.235 4)	0.947 8*** (133.114 5)
LNREVR×D	-0.112 5*** (-5.992 9)	-0.115 7*** (-5.981 1)	-0.129 6*** (-5.318 7)	0.800 8*** (2.630 9)
LNREVR×D×BFII			0.098 3*** (3.536 7)	0.107 5*** (3.788 5)
BFII			0.034 7*** (8.195 5)	0.035 2*** (8.386 8)
Constant	0.034 1*** (3.444 7)	-0.277 3* (-1.809 6)	0.025 5** (2.576 8)	0.028 2*** (2.869 3)
控制变量		Yes		Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	6 314	6 314	6 314	6 314
Within R <sup>2</sup>	0.889 9	0.890 9	0.891 5	0.894 3

(二) 工具变量检验

实施业财融合的主体是企业，因而业财融合可能与企业自身的决策密切相关，从而导致内生性问题，本文使用当年同行业其他企业实施业财融合的总数 (BFII<sub>total</sub>) 作为工具变量，对主检验的效应进行了工具变量检验。

因为预期业财融合 (BFII) 存在潜在的内生性问题，因此，同样预期 BFII 组成的交乘项 (LNREVR×D×BFII)。针对交乘项的内生问题，本文借鉴了 Ebbes (2017)<sup>[47]</sup> 介绍的方法，使用两个二阶段检验 (2SLS) 对主回归的内生性进行处理。基本步骤如下：将内生变量 BFII 对工具变量 BFII<sub>total</sub> 进行回归，得到 BFII 的拟合值 BFII<sub>hat</sub>，之后将内生变量的交乘项 (LNREVR×D×BFII) 对工具变量的交乘项 (LNREVR×D×BFII<sub>total</sub>) 进行回归，得到拟合值 LNREVR×D×BFII<sub>hat</sub>。进行两次第一阶段回归之后，将得到的两个拟合值 (BFII<sub>hat</sub> 和 LNREVR×D×BFII<sub>hat</sub>) 代入主回归的模型中取代原来的 BFII 与 LNREVR×D×BFII。表 11 报告了上述两阶段检验的结果。

在表 8 的列 (1)、列 (2) 报告了第一阶段的结果，两个第一阶段的检验中内生变量与选取的工具变量均显著相关，验证了本文选取的工具变量是恰当

的。在列 (3) 中，LNREVR×D×BFII<sub>hat</sub> 的系数为 0.549，依旧显著为正，验证了本文的主回归结果。

表 8 工具变量的检验结果

Variables	第一阶段		第二阶段
	(1)	(2)	(3)
BFII			LNCOST
LNREVR			0.959 1*** (250.244 1)
LNREVR×D			-0.339 0** (-2.065 0)
BFII <sub>total</sub>	1.069 3*** (163.992 1)		
LNREVR×D×BFII <sub>total</sub>		0.864 3*** (205.871 8)	
LNREVR×D×BFII <sub>hat</sub>			0.054 9** (2.515 1)
BFII <sub>hat</sub>			0.023 3*** (8.481 3)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	15 074	15 074	15 074
Within R <sup>2</sup>	0.726 0	0.797 5	0.876 4

## 七、结论与启示

本文探究了企业实行业财融合模式对成本粘性的影响,有如下主要发现:(1)业财融合制度的运用降低了收入上升时和下降时的斜率差异,业财融合显著降低了成本粘性;(2)相比于国有企业,民营企业更能够利用业财融合的优势缓解成本粘性,业财融合更能够帮助业务复杂度更高的企业降低成本粘性;(3)进一步从生产函数的视角分析业财融合的作用机制后发现,业财融合一方面降低了冗余雇员,另一方面抑制了过度投资,进而缓解了成本粘性。业财融合还通过抑制管理者的过度乐观预期缓解了成本粘性。从代理问题的视角来看,业财融合通过制衡机制缓解了代理问题,降低了企业的成本粘性。在利用PSM匹配样本控制了内生性问题,进行了工具变量两阶段检验、Placebo检验、更换成本粘性模型以及更换业财融合度量方式之后,本文的主要结论依旧稳健。业财融合不仅会改变企业的内外部信息环境,还会进一步提升企业的决策质量,进而作用于企业的生产经营过程中。

当下企业面临的决策环境日渐复杂,管理者在进

行决策时越来越依赖各方面信息的辅佐,业财融合带来的信息整合优势也日趋重要。通过业务与财务信息的整合,管理者能够使用更加全面的信息集支持决策,进而及时调整资源,灵活应变。本文结论能够带来如下启示:(1)对于政策制定者而言,对企业实行业财融合模式的引导要更具针对性,对不同类型的企业,应进行分层次的引导。相关部门可以通过业财融合模式的推广,缓解企业的成本粘性,进而使得微观主体的资源调整更为灵活,促进产能转换,调整当前的经济结构问题。(2)对于企业而言,业财融合模式作为重要的决策辅助机制,在实务中应该得到更多的重视和运用,企业需要引入业财融合机制并强化人才培养,在高管选聘上应该重视同时了解企业业务和财务知识的复合型人才,以此来更好地达到优化决策的目的。在业财融合的具体实施层面上,企业应该更注重业务与财务人力资源的整合,以此来让业财融合在优化资源调整上起到作用。(3)业财融合当前在业务较为复杂的企业中已经显示出显著的功用,但是在业务简单的企业中尚没有充分发挥功效,对于理论界而言,未来可以在这一方向进行探索式的案例或调查研究,助力双循环经济系统的建立健全。

## 参考文献

- [1] 汤谷良,夏怡斐.企业‘业财融合’的理论框架与实操要领[J].财务研究,2018(2):3-9.
- [2] 李哲,李星仪.业务财务信息整合与上市公司信息环境[C].第19届实证会计研讨会论文集,2020.
- [3] Anderson M C, Banker R D, Janakiraman S. Are Selling, General, and Administrative Costs “Sticky”? [J]. Journal of Accounting Research, 2003, 41 (1): 47-63.
- [4] 江伟,胡玉明.企业成本费用粘性:文献回顾与展望[J].会计研究,2011(9):74-79.
- [5] Kama I, Weiss D. Do Earnings Targets and Managerial Incentives Affect Sticky Costs? [J]. Journal of Accounting Research, 2013, 51 (1): 201-224.
- [6] Balakrishnan R, Labro E, Soderstrom N S. Cost Structure and Sticky Costs [J]. Journal of Management Accounting Research, 2014, 26 (2): 91-116.
- [7] 张路,李金彩,张瀚文,王会娟.管理者能力影响企业成本粘性吗?[J].会计研究,2019(3):71-77.
- [8] Huang J, Mei Z P, Li Z. Business and Financial Information Integration and Voluntary Management Earnings Forecasts [J]. China Journal of Accounting Research, 2020, 13 (3): 291-307.
- [9] 李曦辉,弋生辉,黄基鑫.构建“双循环”新发展格局:中国经济发展新战略[J].经济管理,2021(7):5-24.
- [10] Noreen E, Soderstrom N. The Accuracy of Proportional Cost Models: Evidence from Hospital Service Departments [J]. Review of Accounting Studies, 1997, 2 (1): 89-114.
- [11] Cooper R, Kaplan R S. The Promise-and Peril-of Integrated Cost Systems [J]. Harvard Business Review, 1998, 76 (4): 109-119.
- [12] Banker R D, Byzalov D, Plehn-Dujowich J M. Demand Uncertainty and Cost Behavior [J]. The Accounting Review, 2014, 89 (3): 839-865.
- [13] Pfann G, Palm F. Asymmetric Adjustment Costs in Non-linear Labour Demand Models for the Netherlands and UK Manufacturing Sectors. [J]. Review of Economic Studies, 1993, 60 (2): 397-412.
- [14] Calleja K, Stelarios M, Thomas D. A Note on Cost Stickiness: Some International Companies [J]. Management Accounting Research, 2006, 17 (2): 127-140.
- [15] 渠慎宁,吕铁.粘性,不确定性与中国企业研发投入行为[J].经济管理,2020(7):23-39.
- [16] Banker R, Chen L. Predicting Earnings Using a Model Based on Cost Variability and Cost Stickiness [J]. The Accounting Review, 2006, 81 (2):

285-307.

- [17] 王雄元, 高开娟. 客户关系与企业成本粘性: 敲竹杠还是合作 [J]. 南开管理评论, 2017 (1): 132-142.
- [18] 于浩洋, 王满, 黄波. 内部控制质量, 供应商关系与成本粘性 [J]. 管理科学, 2017 (3): 122-135.
- [19] 江伟, 姚文韬, 胡玉明. “最低工资规定”的实施与企业成本粘性 [J]. 会计研究, 2016 (10): 56-62.
- [20] 刘媛媛, 刘斌. 劳动保护, 成本粘性与企业应对 [J]. 经济研究, 2014 (5): 63-76.
- [21] 梁上坤. 政策不确定性与公司成本决策 [J]. 经济学报, 2020 (1): 172-210.
- [22] 梁上坤. 管理者过度自信, 债务约束与成本粘性 [J]. 南开管理评论, 2015 (3): 122-131.
- [23] 周兵, 钟廷勇, 徐辉, 任政亮. 企业战略, 管理者预期与成本粘性——基于中国上市公司经验证据 [J]. 会计研究, 2016 (7): 58-65.
- [24] Weiss D. Cost Behavior and Analysts' Earnings Forecasts [J]. The Accounting Review, 2010, 85 (4): 1441-1471.
- [25] Banker R D, Huang R, Nataraja R. Equity Incentives and Long-term Value Created by SG&A Expenditure [J]. Contemporary Accounting Research, 2011, 28 (3): 794-830.
- [26] Chen C X, Lu H, Sougiannis T. The Agency Problem, Corporate Governance, and the Asymmetrical Behavior of Selling, General, and Administrative Costs [J]. Contemporary Accounting Research, 2012, 29 (1): 252-282.
- [27] 谢获宝, 惠丽丽. 代理问题, 公司治理与企业成本粘性——来自我国制造业企业的经验证据 [J]. 管理评论, 2014 (12): 142-159.
- [28] Wu L L. Rollover Risk and Managerial Cost Adjustment Decisions [J]. Accounting & Finance, 2020, 60 (3): 2843-2878.
- [29] 江伟, 胡玉明, 吕喆. 应计盈余管理影响企业的成本粘性吗 [J]. 南开管理评论, 2015 (2): 83-91.
- [30] 马永强, 张泽南. 金融危机冲击, 管理者盈余动机与成本费用粘性研究 [J]. 南开管理评论, 2013 (6): 70-80.
- [31] 张瑞君, 邹立, 封雪. 从价值链管理的视角构建财务业务一体化核算模式 [J]. 会计研究, 2004 (12): 45-48.
- [32] Zoni L, Merchant K A. Controller Involvement in Management: An Empirical Study in Large Italian Corporations [J]. Journal of Accounting & Organizational Change, 2007, 3 (1): 29-43.
- [33] Garicano L, Hansberg E R. Organization and Inequality in a Knowledge Economy [J]. Quarterly Journal of Economics, 2006, 121 (4): 1383-1435.
- [34] 全怡, 严丽娜, 刘磊. 注册地变更与企业费用粘性——基于政策性优惠和负担的视角 [J]. 会计研究, 2019 (8): 47-54.
- [35] 王耕, 王志庆, 成进, 高文庆, 鲍方, 干频. 战略成本管理在国有制造业企业中应用的探索——兼论作业成本法 [J]. 会计研究, 2000 (9): 49-53.
- [36] Nagasawa S. Asymmetric Cost Behavior in Local Public Enterprises: Exploring the Public Interest and Striving for Efficiency [J]. Journal of Management Control, 2018, 29 (3): 1-49.
- [37] 王百强, 杨雅宁, 伍利娜, 蒋佳峻. 财政政策与企业劳动力决策 [J]. 中国软科学, 2020 (9): 111-131.
- [38] 陆旸. 成本冲击与价格粘性的非对称性——来自中国微观制造业企业的证据 [J]. 经济学 (季刊) 2015 (2): 623-650.
- [39] 曾庆生, 陈信元. 国家控股、超额雇员与劳动力成本 [J]. 经济研究, 2006 (5): 74-86.
- [40] 薛云奎, 白云霞. 国家所有权、冗余雇员与公司业绩 [J]. 管理世界, 2008 (10): 96-105.
- [41] Gabaix X, Landier A. Why Has CEO Pay Increased So Much? [J]. Quarterly Journal of Economics, 2008, 123 (1): 49-100.
- [42] 李焰, 秦义虎, 张肖飞. 企业产权、管理者背景特征与投资效率 [J]. 管理世界, 2011 (1): 135-144.
- [43] Biddle G, Hilary G, Verdi R S. How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency? [J]. Journal of Accounting and Economics, 2009, 48 (2-3): 112-131.
- [44] 陈宏明, 黎紫红. 管理者悲观预期与成本粘性相关性的实证研究——以电力业上市公司为例 [J]. 会计之友, 2015 (13): 22-24.
- [45] 梁上坤. 媒体关注、信息环境与公司费用粘性 [J]. 中国工业经济, 2017 (2): 154-173.
- [46] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 刘红云. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 心理学报, 2004 (5): 614-620.
- [47] Ebbes P, Papies D, Van Heerde H J. Dealing with Endogeneity: A Nontechnical Guide for Marketing Researchers [M]. New-York: Handbook of Market Research, 2017.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

# 性别角色观念与家庭消费结构

——基于中国家庭追踪调查数据的研究

Gender Roles and the Household Consumption Structure:

A Study Based on the China Family Panel Studies Data

李新荣 吴 涵 史宇鹏

LI Xin-rong WU Han SHI Yu-peng

**[摘要]** 提升消费结构是充分发挥消费对经济发展基础性作用的重要内容，但女性的传统性别角色观念是否会影家庭消费结构目前尚未得到研究。本文首次将消费者需求理论扩展到时间配置选择，通过构建家庭效用模型，并使用中国家庭追踪调查（CFPS）数据进行实证检验，初步填补了这方面的研究空白。理论与实证分析一致表明，如果女性具有传统的性别角色观念，则其所在家庭的享受型消费支出比例更低，且此结论在工具变量回归、安慰剂检验、稳健性分析等一系列检验之后仍然成立。进一步的机制分析表明，女性性别角色观念主要是通过“收入效应”和“时间效应”对家庭消费结构发挥作用。本文的研究意味着，破除传统性别角色分工的偏见不仅有助于塑造男女平等的性别观念，而且在促进家庭消费结构升级等经济方面也能发挥重要作用。

**[关键词]** 消费结构 性别角色观念 享受型消费

**[中图分类号]** F063.2 F063.4 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 08-0073-18

**Abstract:** Consumption structure plays a fundamental role in economic development, but the existing research has not concerned the impact of gender roles on the upgrade of household consumption structure. This paper extends the theory of consumer demand to the choice of time allocation for the first time. By constructing a family utility model and using the data of the China Family Panel Studies (CFPS) for empirical testing, it initially fills the research gap in this field. The theoretical and empirical analysis shows that women's traditional gender roles are negatively related to the proportion of family enjoyment expenditure, and this conclusion is still valid after a series of tests such as instrumental variable regression, placebo test, and robustness analysis. Furthermore, mechanism analysis shows that women's gender role concept plays a role in family consumption structure mainly through "income effect" and "time effect". Our findings mean that breaking the prejudice of traditional gender role division will not only help shape the gender concept of equality between men and women, but also play an important role in promoting the upgrading of household consumption structure.

**Key words:** Consumption structure Gender role Enjoyment expenditure

**[收稿日期]** 2022-11-21

**[作者简介]** 李新荣，女，1980年3月生，中央财经大学经济学院副教授，研究方向为劳动经济学与发展经济学；吴涵，男，1996年9月生，中央财经大学经济学院硕士研究生，研究方向为劳动经济学；史宇鹏，男，1978年1月生，中央财经大学经济学院/中国互联网经济研究院教授，博士生导师，研究方向为产业经济学与社会经济学。本文通讯作者为史宇鹏，电子信箱为 shiyupeng@cufe.edu.cn。

**[基金项目]** 北京市自然科学基金面上项目“托育服务、支付意愿与女性发展——从信息不对称角度分析”（项目编号：9212018）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

## 一、引言

随着我国进入高质量发展阶段,扩大内需、推动消费结构升级在构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局中的地位日益凸显。在此时代背景下,研究家庭消费结构的决定因素不仅具有重要的理论价值,更具有重要的现实意义。

目前,学术界关于我国居民家庭消费结构的研究一般从消费市场的需求和供给这两个方面展开分析。从需求方面来说,已有研究主要基于消费需求模型,从消费者预算约束和消费偏好的视角展开分析。文献表明,影响消费者预算约束的因素有价格水平因素(唐琦等,2018<sup>[1]</sup>)、收入因素、人口结构因素。收入因素如收入水平(王小华和温涛,2015<sup>[2]</sup>;史清华等,2014<sup>[3]</sup>)、城乡收入差距(李江一和李涵,2016<sup>[4]</sup>;纪园园和宁磊,2018<sup>[5]</sup>)、家庭信贷约束与购房动机(董志勇和黄迈,2010<sup>[6]</sup>;温兴祥,2015<sup>[7]</sup>;李江一,2017<sup>[8]</sup>;潘敏和刘知琪,2018<sup>[9]</sup>)、住房制度改革、社会保障制度和精准扶贫政策(尹志超和甘犁,2010<sup>[10]</sup>;臧文斌等,2012<sup>[11]</sup>;尹志超和郭沛瑶,2021<sup>[12]</sup>)。人口结构因素如老龄化(丁继红等,2013<sup>[13]</sup>;李雅娴和张川川,2018<sup>[14]</sup>;石明明等,2019<sup>[15]</sup>)和人口流动(石明明等,2019<sup>[16]</sup>;晁钢令和万广圣,2016<sup>[17]</sup>)。影响消费者偏好的因素有文化因素和环境因素。文化因素如集体主义(田子方,2020<sup>[18]</sup>)。环境因素如气候条件(李虹和谢明华,2010<sup>[19]</sup>)和贸易环境(刘铠豪等,2022<sup>[20]</sup>)。供给方面的研究则主要是从产业结构的视角出发,关注内生偏好结构的变化(李尚鹜和龚六堂,2012<sup>[21]</sup>)和产业创新(孙早和许薛璐,2018<sup>[22]</sup>)对家庭消费结构的影响。可以看出,目前研究主要是从收入、价格等经济变量的角度对消费结构变动的原因进行解释,但是很少有文献提及个体的观念对消费行为、消费结构的影响,更没有文献研究性别角色观念是否对家庭消费结构产生影响。

事实上,从现实情况及经济学的逻辑分析,性别的角色分工以及家庭对此持有何种观念对家庭消费具有重要影响。以女性角色分工为例,女性兼具职场、自我、妻子、母亲、女儿等多重角色,这让她们成为家庭购物的主要决策者与实施者。波士顿咨询公司(BCG)2016年的调研数据显示,超过60%的中国家庭消费由女性主导(曹萌,2021<sup>[23]</sup>)。银泰百货

2022年发布《家庭消费决策用户调研》显示,杭州、合肥、西安等新一线城市中,有七成用户的家庭消费由女性决定并主导(刘卓澜,2022<sup>[24]</sup>)。就家庭消费结构而言,一方面,女性因为炫耀和情感等因素,对购物表现出更积极的态度并且更倾向于购买奢侈品(Campbell,1997<sup>[25]</sup>;Kim和Lee,2015<sup>[26]</sup>;Stokburger-Sauer和Teichmann,2013<sup>[27]</sup>);另一方面,在传统社会认同的性别角色模式中,家庭妇女具有“勤俭持家”的特征,又会抑制其消费倾向(杨晓燕,2002<sup>[28]</sup>)。遗憾的是,目前并没有文献回答女性的传统性别角色观念是否影响其家庭消费结构,以及具体的影响机制究竟是什么。

有鉴于此,本文首先将消费者需求理论扩展到时间配置选择,构建家庭效用模型,其次采用“中国家庭追踪调查”(China Family Panel Studies,CFPS)项目2010年、2012年、2014年的成人问卷,2014年的家庭问卷和村居问卷,构建具有全国代表性的更为全面的性别角色指标来测度微观个体的性别认同观念,分析其对我国居民家庭消费结构的影响及作用机制,填补了这方面的研究的理论和实证空白。研究结果显示,女性传统的性别角色观念,将显著抑制家庭消费结构升级,而男性的性别角色观念对家庭消费结构没有影响。在考虑内生性和更换消费结构的测度指标后,上述结果依然表现稳健。异质性分析表明,对于第三产业发展水平高的地区、收入水平高或者无负债的家庭来说,妇女的现代性别角色观念,对家庭消费结构升级具有显著的促进作用。最后,作用机制分析表明,女性性别角色观念主要是通过“收入效应”和“时间效应”两个机制对家庭消费结构产生影响。所谓“收入效应”是指,女性的性别角色观念越传统,其从事的职业社会经济地位越低,个人收入水平也越低,进而抑制了家庭消费结构升级。所谓“时间效应”,是指在传统观念影响下,女性自觉地担负起众多的家庭职责,导致娱乐休闲的时间相应减少,从而显著抑制家庭消费结构升级。

与以往研究相比,本文的贡献体现在:第一,构建考虑时间配置的家庭效用模型,并利用大规模的家庭调查数据,首次系统探讨了居民性别角色观念对家庭消费结构的影响,拓展了我们对文化观念的经济后果的理解,也丰富了家庭消费结构影响因素的研究。第二,深入分析了女性性别角色观念对家庭消费结构的作用机制,揭示了两个可能的作用渠道。第三,从



观念的角度出发研究家庭消费结构升级问题，为进一步推动我国家庭消费结构升级，充分发挥消费对经济发展的基础性作用提供了新的思路。

本文其余部分的安排如下：第二部分为理论模型与假说；第三部分为统计描述与基本事实；第四部分为模型与实证分析；第五部分为稳健性与异质性分析；第六部分为作用机制分析；第七部分为结论。

## 二、理论模型与假说

所谓个体的性别角色认同，是指个体将自己视为社会中某个性别群体的一分子，在价值观和情感上不是从个人的角度出发，而是将自己放在社会的某一位置上，从社会群体的角度进行对自我性别的确认（张淑华等，2012<sup>[29]</sup>），进而影响个体就业与消费决策。我国自夏商周以来建立和完善的封建父权文化，以“男尊女卑”为核心，衍生的性别文化主张“男主外，女主内”的性别分工模式，推崇“勤俭持家”的女德（孙桂燕，2013<sup>[30]</sup>）。自新中国成立以来，政府推行的妇女解放运动，以及自改革开放以来的城市化进程，使得传统“男主外，女主内”的性别角色观念受到冲击，女性的性别角色观念发生嬗变，但是不管是封建父权文化还是现代商业文化中，男性性别角色观念并没有什么区别。由于人们的认知往往决定其行为范式（秦启文和黄希庭，2002<sup>[31]</sup>），因此，我们假设家庭效用与家庭成员的性别角色观念有关。

一般传统的性别角色观念导致女性主体意识被弱化，女性会自觉地运用男性的一种标准自我评价、自我调节、自我控制。在此社会背景下，婚后职业女性要同时承担工作与家庭的双重角色，除了日常工作外，还要担负教育孩子、料理家务等家庭职责，显著增加女性家务劳动时间。已有众多文献研究了性别角色观念对家务分配的影响（Schaninger，1985<sup>[32]</sup>；Procher等，2018<sup>[33]</sup>；刘娜和Bruin，2015<sup>[34]</sup>）。一方面，家务劳动时间占用女性有限的精力，抑制投入工作的时间，对职业流动和收入产生负面影响（宋月萍，2007<sup>[35]</sup>；卿石松，2017<sup>[36]</sup>；马春影，2018<sup>[37]</sup>），另一方面，家务劳动时间占用女性休闲时间，逛街购物、旅游休闲等消费活动自然被减少（丁颖，2015<sup>[38]</sup>）。因此我们假设性别角色观念通过影响成员的时间配置，进而影响其收入和消费。

借鉴 Samuelson（1956）<sup>[39]</sup>的“一致同意”模型（Consensus Model），将消费者需求理论扩展到时间配置选择，预期为后续实证研究提供可靠的理论支持。为简化模型，以夫妻与未成年子女组成的核心家庭为例，家庭总效用来自家庭消费、闲暇时间与家庭劳动产品。不考虑婚姻内部议价或者离婚情况，家庭成员从消费、闲暇和家庭劳动产品获得的效用权重一样。假定家庭消费偏好是由夫妻共同决定，夫妻共同消费家庭生产产品，其家庭效用函数为：

$$U = U(C^p, C_f^c, C_m^c, H_f, H_m, L_f, L_m)$$

其中， $U$ 是直接效用函数。本文着重讨论享受型消费支出，故 $C^p$ 为家庭一般消费，包括生存型消费和发展型消费，假设与家庭收入、观念等无关。 $C_m^c$ 和 $C_f^c$ 分别为男性和女性的享受型消费支出，但享受型消费（例如旅游、外出就餐等）为耗时消费，占用闲暇时间，每单位享受型消费消耗时间 $h^e$ 。 $H_m$ 和 $H_f$ 分别为男性和女性的家庭劳动时间，两者的生产效率分别为 $A_m$ 和 $A_f$ ，通过花费家务劳动时间生产家庭产品。每个人的总时间（ $T$ ）配置于社会工作时间（ $M$ ）、闲暇时间（ $L$ ）和家务劳动时间（ $H$ ）。家庭收入来自男性和女性的社会劳动收入，男性和女性的社会劳动时间分别为 $M_m$ 和 $M_f$ ，工资率分别为 $w_m$ 和 $w_f$ ，假设男性工资率高于女性，即 $w_m > w_f$ <sup>①</sup>。性别角色观念仅通过社会劳动时间影响个体收入水平，与个体的职业选择无关。模型具体如下：

$$\begin{aligned} \text{Max} u = & \delta_p \ln(C^p) + \delta_{gf} \ln(C_f^c) + \delta_{ym} \ln(L_f - h^e C_f^c) \\ & + \delta_{gf} \ln(A_f H_f) + \delta_{cm} \ln(C_m^c) + \delta_{lm} \ln(L_m - h^e C_m^c) \\ & + \delta_{gm} \ln(A_m H_m) \end{aligned} \quad (1)$$

$$\text{s. t. } T = M_f + H_f + L_f \quad (2)$$

$$T = M_m + H_m + L_m \quad (3)$$

$$PC^p + P^e(C_f^c + C_m^c) = w_f M_f + w_m M_m \quad (4)$$

$$M_f \geq 0; M_m \geq 0 \quad (5)$$

其中，效用方程（1）中等号右边的第三项和第六项 $\delta_{yf} \ln(L_f - h^e C_f^c)$ 和 $\delta_{lm} \ln(L_m - h^e C_m^c)$ ，代表女性和男性享受型消费以外的闲暇时间带来的效用；第四项和第七项的系数 $\delta_{gf}$ 和 $\delta_{gm}$ 用以分别刻画女性和男性对传统性别角色观念的认同程度，越认同传统观念， $\delta_{gf}$ 和 $\delta_{gm}$ 越大，则家庭产品带来的效用越高； $P$ 为一般消费品的

① Zinovyeva 和 Tverdostup（2021）<sup>[40]</sup>、方颖等（2021）<sup>[41]</sup>研究表明婚后女性往往做出让步，使得自身收入低于丈夫的收入。

价格,  $P^e$  为享受型消费品价格。假设一个家庭的最高收入可以完全覆盖一般消费, 即  $(w_m+w_f)T > PC^p$ 。

应用 Kuhn-Tucker 定理, 构建 Lagrange 方程<sup>①</sup>:

$$L = u + \lambda_1(T - M_f - H_f - L_f) + \lambda_2(T - M_m - H_m - L_m) + \lambda_3(w_f M_f + w_m M_m - PC^p - P^e(C_f^e + C_m^e)) + \sigma_1 M_f + \sigma_2 M_m \quad (6)$$

(1) 若  $M_f > 0, M_m > 0$ , 即男性和女性均参与社会劳动, 得女性享受型消费支出:

$$C_f^e = [(w_f + w_m)T - PC^p] \times \left[ \frac{\delta_{em}(w_f h^e + P^e)}{\delta_{ef}(w_m h^e + P^e)} + 1 \right] P^e + \frac{(\delta_{yf} + \delta_{gf} + \delta_{ef})w_f h^e + (\delta_{yf} + \delta_{gf})P^e}{\delta_{ef}} + \frac{(\delta_{lm} + \delta_{gm} + \delta_{em})w_m h^e + (\delta_{lm} + \delta_{gm})P^e}{\delta_{em}} \left[ \frac{\delta_{em}(w_f h^e + P^e)}{\delta_{ef}(w_m h^e + P^e)} \right]^{-1} \quad (7)$$

为了简化形式, 不妨设  $\delta_{ef} = \delta_{em} = \delta_e, \delta_{yf} = \delta_{lm} = \delta_l$ , 由于一般而言家庭劳动产品对女性的效用提升要高于男性, 我们构建  $\alpha = \frac{\delta_{gf}}{\delta_{gm}} = \frac{\delta_{ef}}{\delta_e}$  表示女性的传统性别角色观念,  $\alpha > 1$ 。并将男性享受型消费支出记为  $C_m^e$ 。由此, 享受型消费可以简化为:

$$C_f^e = \frac{(w_f + w_m)T - PC^p}{\frac{1}{\delta_e} \left[ (\delta_l + \alpha \delta_g + \delta_e)(w_f h^e + P^e) + \frac{w_f h^e + P^e}{w_m h^e + P^e} (\delta_l + \delta_g + \delta_e)(w_f h^e + P^e) \right]} \quad (8)$$

由式 (8) 得  $\frac{\partial C_f^e}{\partial \alpha} < 0$ , 即女性越认同传统观念,

则女性享受型消费支出就会越少。

$$C_m^e = \frac{w_f h^e + P^e}{w_m h^e + P^e} C_f^e \quad (9)$$

由式 (9) 得  $\frac{\partial C_m^e}{\partial \alpha} < 0$ , 即女性越认同传统观念,

则男性享受型消费支出就会越少。

享受型消费比例:

$$\frac{P^e(C_f^e + C_m^e)}{PC^p + P^e(C_f^e + C_m^e)} = \frac{\left(\frac{w_f h^e + P^e}{w_m h^e + P^e} + 1\right) P^e C_f^e}{PC^p + \left(\frac{w_f h^e + P^e}{w_m h^e + P^e} + 1\right) P^e C_f^e} \quad (10)$$

由式 (10) 得  $\frac{\partial \frac{P^e(C_f^e + C_m^e)}{PC^p + P^e(C_f^e + C_m^e)}}{\partial \alpha} < 0$ , 即女性越

认同传统观念, 则家庭享受型消费支出比例就会越少。

关于女性工作时间配置:

$$\frac{M_f^*}{T} = 1 - \frac{1}{Tw_f} \frac{(w_f + w_m)T - PC^p}{\delta_e P^e + \frac{w_f h^e + P^e}{w_m h^e + P^e} (\delta_l + \delta_g + \delta_e)(w_f h^e + P^e)} + \frac{1}{(\delta_l + \alpha \delta_g + \delta_e)(w_f h^e + P^e) + (\delta_l + \alpha \delta_g) P^e} \quad (11)$$

由式 (11) 得  $\frac{\partial M_f^*/T}{\partial \alpha} < 0$ , 即女性越认同传统观

念, 则其工作时间越短。

男性工作时间配置:

$$\frac{M_m^*}{T} = 1 - \frac{1}{T} \left[ \frac{(\delta_{lm} + \delta_{gm} + \delta_{em})w_m h^e + (\delta_{lm} + \delta_{gm})P^e}{\delta_{em} w_m} \right] \frac{\delta_{ef}(w_f h^e + P^e)}{\delta_{em}(w_m h^e + P^e)} C_f^e \quad (12)$$

由式 (12) 得  $\frac{\partial M_m^*/T}{\partial \alpha} < 0$ , 即女性越认同传统观

念, 男性工作时间越长。

女性家庭劳动时间配置:

$$\begin{aligned} \frac{H_f^*}{T} &= \frac{\alpha \delta_g (w_f h^e + P^e) C_f^e}{\delta_e w_f T} \\ &= \left\{ [(w_f + w_m)T - PC^p] \delta_g (w_f h^e + P^e) \frac{1}{Tw_f} \right\} \\ &\quad \times \left[ \frac{1}{\alpha} \left( \frac{w_f h^e + P^e}{w_m h^e + P^e} + 1 \right) P^e \delta_e \right. \\ &\quad \left. + \left( \frac{\delta_l}{\alpha} + \delta_g + \frac{\delta_e}{\alpha} \right) w_f h^e + \left( \frac{\delta_l}{\alpha} + \delta_g \right) P^e \right. \\ &\quad \left. + \frac{(\delta_l + \delta_g + \delta_e)w_f h^e + (\delta_l + \delta_g)P^e w_f h^e + P^e}{\alpha w_m h^e + P^e} \right]^{-1} \quad (13) \end{aligned}$$

由式 (13) 得  $\frac{\partial H_f^*/T}{\partial \alpha} > 0$ , 即女性越认同传统观

① 受篇幅限制, 文中无法列出推导过程, 感兴趣的读者可联系作者索取。

念,女性的家务劳动时间越长。

男性家庭劳动时间配置:

$$\frac{H_m^*}{T} = \frac{\delta_g(w_f h^e + P^e) C_f^{e*}}{\delta_e w_m T} \quad (14)$$

由式(14)得  $\frac{\partial H_m^*/T}{\partial \alpha} < 0$ , 即女性越认同传统观念,

男性的家务劳动时间越短。

女性闲暇时间配置:

$$\frac{L_f^*}{T} = \frac{\delta_l(w_f h^e + P^e) + \delta_e w_f h^e C_f^{e*}}{\delta_e w_m T} \quad (15)$$

由式(15)得  $\frac{\partial L_f^*/T}{\partial \alpha} < 0$ , 即女性越认同传统观念,

女性的闲暇时间越短。

男性闲暇时间配置:

$$\frac{L_m^*}{T} = \frac{\delta_l(w_f h^e + P^e) + \delta_e w_m h^e C_m^{e*}}{\delta_e w_m T} \quad (16)$$

由式(16)得  $\frac{\partial L_m^*/T}{\partial \alpha} < 0$ , 即女性越认同传统观念,

男性的闲暇时间越短。

(2) 若  $M_f = 0, M_m > 0$ , 即女性不参加社会工作但男性外出工作, 享受型消费支出为:

$$C_f^e = \frac{\delta_e}{\frac{\delta_g w_f h^e}{w_m H_m} + \sigma_1 h^e} = \frac{\delta_e T}{(\delta_l + \alpha \delta_g + \delta_e) h^e} \quad (17)$$

由式(17)得  $\frac{\partial C_f^e}{\partial \alpha} < 0$ , 即女性越认同传统观念,

则女性享受型消费支出就会越少。

$$C_m^e = \frac{w_m T - PC_f^p - \frac{\delta_e P^e T}{(\delta_l + \alpha \delta_g + \delta_e) h^e}}{\frac{(\delta_l + \delta_g + \delta_e)(w_m h^e + P^e)}{\delta_e} + P^e} \quad (18)$$

由式(18)得  $\frac{\partial C_m^e}{\partial \alpha} > 0$ , 即女性越认同传统观念,

则男性享受型消费支出就会越多。

$$\text{家庭享受型消费占总消费比重为 } \frac{P^e (C_f^e + C_m^e)}{PC_f^p + P^e (C_f^e + C_m^e)},$$

其中

$$C_f^e + C_m^e = \frac{w_m T - PC_f^p + \frac{(\delta_l + \delta_g + \delta_e)(w_m h^e + P^e) - \delta_e P^e}{\delta_e} C_f^e}{\frac{(\delta_l + \delta_g + \delta_e)(w_m h^e + P^e) - \delta_e P^e}{\delta_e} + P^e} \quad (19)$$

由式(17)~式(19)可得,  $\frac{\partial C_f^e}{\partial \alpha} < 0, \frac{\partial C_m^e}{\partial \alpha} > 0$ ,

$\frac{\partial \frac{P^e (C_f^e + C_m^e)}{PC_f^p + P^e (C_f^e + C_m^e)}}{\partial \alpha} < 0$ , 即女性越认同传统观念, 家庭总的享受型消费支出比例会减少, 但是因为女性享受型消费降低, 而男性的享受型消费会增加, 那么家庭享受型消费支出占比边际效应可能不显著。

女性的家务劳动时间和闲暇时间配置:

$$\frac{H_f}{T} = \frac{\alpha \delta_g}{(\delta_l + \alpha \delta_g + \delta_e)} \quad (20)$$

$$\frac{L_f}{T} = 1 - \frac{H_f}{T} \quad (21)$$

由式(20)、式(21)可得,  $\frac{\partial H_f/T}{\partial \alpha} > 0, \frac{\partial L_f/T}{\partial \alpha} <$

$0$ , 即女性越认同传统观念, 其家务劳动时间越长, 而闲暇时间越短。

男性时间配置:

$$H_m = \frac{\delta_g (w_m h^e + P^e) C_m^e}{\delta_e w_m} \quad (22)$$

$$L_m = \frac{\delta_l}{\delta_g} H_m + h^e C_m^e \quad (23)$$

$$M_m = T - H_m - L_m \quad (24)$$

由式(22)~式(24)可得,  $\frac{\partial H_m/T}{\partial \alpha} > 0, \frac{\partial L_m/T}{\partial \alpha} >$

$0, \frac{\partial M_m/T}{\partial \alpha} < 0$ , 即女性越认同传统观念, 男性的社会

工作时间减少, 但是闲暇时间和家务劳动时间将增加。

因此, 模型表明: (1) 当女性外出参加工作时, 女性秉承的传统性别角色观念将显著抑制家庭享受型消费支出占比提升; 当女性不外出参加工作时, 女性秉承的传统性别角色观念将可能抑制家庭享受型消费支出占比提升, 或者影响不显著。 (2) 当女性外出参加工作时, 女性秉承的传统性别角色观念将显著减

少其社会劳动参与时间。(3) 不论女性是否外出参加工作, 女性秉承的传统性别角色观念将显著增加其家务劳动时间, 而降低其闲暇时间。

据此, 我们提出如下假说:

**假说 1:** 女性的性别角色观念将影响家庭消费结构。

**假说 2:** 女性个人收入水平 (即“收入效应”) 是性别角色观念影响家庭消费结构的潜在路径。

**假说 3:** 家务劳动时间 (即“时间效应”) 是性别角色观念影响家庭消费结构的潜在路径。

### 三、统计描述与基本事实

本文使用的数据有两个来源。来源一是北京大学中国社会科学调查中心的“中国家庭追踪调查”(CFPS) 项目的数据, 该数据旨在跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据, 反映中国居民的经济与非经济福利, 以及包括经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等变迁数据。本文主要采用 2014 年家庭、成人和村 (居) 的追踪调查数据, 基于面板数据的特点, 同时采用 2010 年和 2012 年追踪调查数据中的成人问卷<sup>①</sup>。数据来源二是《中国城市统计年鉴》, 我们采用了 2014 年 31 个省 (市、自治区) 人均地区生产总值。

#### (一) 主要变量定义及其测量

##### 1. 被解释变量。

从消费者满足需求的不同层次出发将消费分成生存型消费、发展型消费和享受型消费 (陈建宝和李坤明, 2013<sup>[42]</sup>)。消费结构升级主要是指居民消费支出结构的比例关系变化, 表现为各类消费支出在微观结构和层次上的提升, 例如, 居民消费从生存型向享受和发展型、由物质型向服务型的转变 (石明明等, 2019<sup>[16]</sup>)。但是女性会比男性更倾向于将家庭资源配置在教育上 (Haddad 等, 1997<sup>[43]</sup>; Thomas, 1990<sup>[44]</sup>; 李新荣等, 2021<sup>[45]</sup>), 那么性别角色观念对以教育投资支出为主的发展型消费支出的影响与对享受型消费支出的影响渠道可能是不同的, 因此, 本文重点关注消费结构升级中的享受型消费支出占比的变化。

被解释变量享受型支出比重, 采用“享受型支出占家庭总消费性支出比重” (*Enjoyratio*), 测度家庭消费中的享受型支出状况。参考李江一和李涵 (2016)<sup>[4]</sup>、纪园园和宁磊 (2018)<sup>[5]</sup>、程名望和张家平 (2019)<sup>[46]</sup>的分类方法, 享受型消费是满足人们享受舒适、快乐的需要而进行的消费。具体而言, 我们将 CFPS2014 数据中得到的文化娱乐支出、旅游支出、外出就餐支出、家庭设备及用品支出、美容支出等项目纳入享受型消费支出。其中家庭文化娱乐支出的数据来自调查问卷“过去 12 个月, 包括购买书报杂志, 看电影看戏等, 您家用于文化娱乐的支出是多少?”问题的回答, 旅游支出来自调查问卷中“旅游支出 (元) ——包括旅游的交通费、食宿费、景点门票等, 过去 12 个月, 您家的旅游支出是多少钱?”<sup>②</sup>问题的回答, 家庭外出就餐支出的数据来自调查问卷中“每月外出就餐费 (元) ——不包括别人请客, 平均每月您家外出就餐的支出是多少钱?”问题的回答, 家庭设备及用品支出来自问卷“过去 12 个月, 您家家具、电器其他耐用消费品 (包括电脑、iPad、电冰箱、洗衣机、电视和钢琴等高档乐器) 的购买及维修支出, 一共花多少钱?”问题的回答, 美容支出来自问卷“过去 12 个月, 您家理发、美容支出 (包括购买美容化妆品、美容护理、按摩等) 是多少?”问题的回答。将上述各项消费支出加总除以家庭总消费性支出<sup>③</sup>, 得到享受型消费比重。

##### 2. 解释变量。

(1) 性别角色观念, 采用“家庭女主人的性别角色观念” (*Attitude*) 测度, 来自调查问卷中“男女分工——男人以事业为主, 女人以家庭为主。如果 1 代表非常不同意, 5 代表非常同意, 请您选择一个数字表示您对该说法的态度。”问题的回答, 当受访者认为不同意或者非常不同意“男人以事业为主, 女人以家庭为主”的观念时, 即持有非传统的性别角色观念, 赋值为 1, 反之为 0。进一步地, 为检验性别角色观念对享受型消费比重影响的稳健性, 将受访者的回答分为“传统观念”“非传统观念”和“中

① CFPS2014 的数据中部分个体特征变量, 例如民族、宗教信仰、教育等, 如果与 2010 年和 2012 年的调查结果一致, 则空缺, 否则借助 2010 年和 2012 年追踪调查数据填补。

② 旅游包括在本地景点的旅游、参观、度假。

③ CFPS 在 2014 年的调查数据中, 家庭消费性支出主要指家庭日常的衣食住行用等生活开销, 参照国家统计局的家庭支出项目统计, 具体又分为 8 个子项目: 食品、衣着、居住、家庭设备及用品、交通通信、医疗保健、文教娱乐、其他消费性支出。居民消费支出是家庭最主要的支出, 构成了家庭总支出的 85% 以上。

立”三类，具体而言，将受访者回答是“非常同意”和“同意”归属于“传统观念”，记为 *Att\_traditional*，而“不同意”和“非常不同意”归属于“非传统观念”，记为 *Att\_modern*，当家庭女主人认为自己的观念属于相应情况时赋值为1，反之为0。一般而言，家庭女主人性别角色观念与家庭消费行为一致。但是，性别角色观念对于女性的影响相对较大，而对于男性影响较小，为了验证模型的稳健性，本文构造家庭男主人的性别角色观念变量，记为 *Attitude\_m*，持有非传统性别角色观念的赋值为1，反之赋值为0。

(2) 考虑到享受型消费比重还受到其他因素的影响，为了尽可能地刻画受访家庭的异质性特征，我们参考相关文献选取了家庭夫妻两人的个人特征、家庭特征变量和地区特征变量等作为控制变量。个体变量包括：夫妻双方的年龄，为其接受调查年份时的周岁；夫妻双方年龄的平方；夫妻双方接受高等教育的情况，本科及以上的文化程度赋值为1，即受过高等教育，小学、初中、高中、专科等文化程度均赋值为0，即未接受过高等教育；夫妻双方是否有工作，有工作的记为1，反之为0；夫妻双方是否有养老保险，有养老保险的赋值为1，反之为0；夫妻双方是否有医疗保险，有医疗保险的赋值为1，反之为0；夫妻双方是否信仰佛教，信仰佛教的赋值为1，反之为0；夫妻双方是否信仰道教，信仰道教的赋值为1，反之为0；夫妻双方是否为回民，是回民的赋值为1，反之为0；夫妻双方是否信仰基督教，信仰基督教的赋值为1，反之为0；夫妻双方是否信仰天主教，信仰天主教的赋值为1，反之为0。家庭特征变量包括：家庭年收入对数，其中年收入采用了纯收入，扣除了经营性收入的生产成本，若纯收入存在负值的情况按照0值计算；家庭规模，通过家庭同灶吃饭人数进行识别，若不住在家中，而且不供养这个家庭，同时家庭也不供养他的人员，算作“不同灶吃饭”成员，不计入家庭规模；家庭抚养比，即家庭中非劳动年龄人口占劳动年龄人口的比例，本文将18周岁以下的未成年人口以及65周岁以上的老年人口视为非劳动年龄人口；家庭资产对数，其中家庭资产包括家庭金

融资产、固定资产以及土地资产的总和；家庭是否具有负债，CFPS2014中对于负债情况按“非房贷负债”和“房贷负债”进行调查，本文对于存在任何一种负债均认定为家庭具有负债并记为1，反之记为0。家庭居住地是否为城镇，城镇家庭记为1，反之记为0；地区特征变量包括：地级市层面各地区2014年年末人均GDP对数；地级市层面各地区2014年年末第三产业GDP占总GDP比重；地区虚拟变量，我们建立了东部、中部、西部3个地区虚拟变量<sup>①</sup>。

(3) 可能存在的内生性问题。性别角色观念通过代际传递且相对稳定，但仍然受到制度和政策的冲击。自中华人民共和国建立以来，以毛泽东为主的国家领导人推动妇女解放运动，女性开始走出家门，当家作主。本文参考张川川和王靖雯(2020)<sup>[47]</sup>的方法，使用计划经济时代不同地区获得“三八红旗手”称号<sup>②</sup>的女性比例作为该地区的性别角色观念的代理变量。在计划经济时代，某地“三八红旗手”<sup>③</sup>数量代表了该地区妇女解放运动的深入程度，进而影响到当地人们的性别角色观念。本文选取地级市“三八红旗手”比例。具体而言，“三八红旗手”的数据来源于《全国三八红旗手名录(1960—2006)》中1960年和1979年的汇总结果，根据第一次人口普查的数据整理出各地级市的受访人在计划经济时代所在地区三八红旗手的比率，即当地三八红旗手的数量(人)占当地人口数量(万人)的比率。作为性别角色观念的工具变量。

(4) 为了验证性别角色观念对享受型消费比重的作用机制，本文构造了家庭女主人的工作年收入对数(*lnincome\_f*)、职业选择的社会经济地位指数(*isei\_f*)和家务劳动时间(*household\_f*)，其中工作年收入为受访者过去12个月中，把工资、奖金、现金福利、实物补贴都算在内，并扣除税和五险一金；职业选择的社会经济地位指数来自国际社会经济地位指标(International Socioeconomic Index)对个人所属职业进行打分，从0至100，分数越高代表所属职业的社会经济地位越高；家务劳动时间来自问卷调查“一般情况下，您每天用于家务劳动的时间大约是几

① 按照国家统计局2011年发布的东、中、西部和东北地区划分方法，将我国的经济区域划分为东部、中部、西部和东北四大地区。东部包括：北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南。中部包括：山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南。西部包括：内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。东北包括：辽宁、吉林和黑龙江。

② 全国妇联于1960年开展了第一次全国性的“三八红旗手”“三八红旗集团”评选和表彰活动，1979年第二次开展类似的评选和表彰活动。

③ 计划经济时期“三八红旗手”的评选方式不是给各地分配特定的名额，因而可以反映当地的妇女解放运动。

小时?”问题的回答。为了进行稳健性分析,本文还构造了男性的工作年收入对数( $\ln income\_m$ )、职业选择的社会经济地位指数( $isei\_m$ )和家务劳动时间( $household\_m$ )。

## (二) 描述性统计

表1给出了相关变量的描述性统计。样本数据显示,家庭总消费中每年有8.09%用于享受型消费支出,持有非传统性别角色观念的家庭占样本家庭总数的8.77%。在个体层面,家庭中女主人年龄的均值为49.12岁,男主人年龄的均值为51.13岁;2.06%的女主人和2.74%的男主人接受过高等教育;69.78%的女主人和82.64%的男主人有工作;50.75%的女主

人和58.61%的男主人具有养老保险;90.31%的女主人和91.85%的男主人具有医疗保险;女主人每千人中,约有54人信仰佛教、4人信仰道教、5人为回民、14人信仰基督教和3人信仰天主教;而男主人每千人中,约有43人信仰佛教、4人信仰道教、5人为回民、10人信仰基督教和2人信仰天主教。在家庭层面,平均每户家庭有约4口人;平均每户家庭中一个劳动力人口需要赡养0.4348个非劳动力人口;23.62%的家庭有负债。地级市三八红旗手数量占地级市人口比重均值为0.3279,即在计划经济时期地级市每10万人中,约有3位三八红旗手。

表1 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
享受型支出占家庭总消费支出比重	9 146	0.080 9	0.107 6	0.000 0	0.905 0
家庭女主人的性别角色观念是否非传统	9 473	0.087 7	0.282 9	0.000 0	1.000 0
女主人年龄	10 150	49.119 1	12.581 7	18.000 0	93.000 0
男主人年龄	10 151	51.133 2	12.846 5	19.000 0	93.000 0
女主人年龄的平方	10 150	2 570.971 0	1 264.748 0	324.000 0	8 649.000 0
男主人年龄的平方	10 151	2 779.619 1	1 351.830 6	361.000 0	8 649.000 0
女主人是否受过高等教育	9 360	0.020 6	0.142 1	0.000 0	1.000 0
男主人是否受过高等教育	9 901	0.027 4	0.163 2	0.000 0	1.000 0
女主人是否有工作	10 104	0.697 8	0.459 2	0.000 0	1.000 0
男主人是否有工作	10 114	0.826 4	0.378 8	0.000 0	1.000 0
女主人是否有养老保险	10 153	0.507 5	0.500 0	0.000 0	1.000 0
男主人是否有养老保险	9 317	0.586 1	0.492 6	0.000 0	1.000 0
女主人是否有医疗保险	10 153	0.903 1	0.295 9	0.000 0	1.000 0
男主人是否有医疗保险	9 980	0.918 5	0.273 6	0.000 0	1.000 0
女主人是否信仰佛教	10 153	0.054 2	0.226 3	0.000 0	1.000 0
男主人是否信仰佛教	10 153	0.042 5	0.201 8	0.000 0	1.000 0
女主人是否信仰道教	10 153	0.003 7	0.061 1	0.000 0	1.000 0
男主人是否信仰道教	10 153	0.004 1	0.064 2	0.000 0	1.000 0
女主人是否为回民	10 153	0.005 3	0.072 7	0.000 0	1.000 0
男主人是否为回民	10 153	0.004 9	0.070 0	0.000 0	1.000 0
女主人是否信仰基督教	10 153	0.014 4	0.119 0	0.000 0	1.000 0
男主人是否信仰基督教	10 153	0.009 9	0.099 2	0.000 0	1.000 0
女主人是否信仰天主教	10 153	0.003 0	0.054 3	0.000 0	1.000 0
男主人是否信仰天主教	10 153	0.002 4	0.048 6	0.000 0	1.000 0
家庭收入对数	9 404	10.248 7	1.252 5	0.000 0	15.219 9

续前表

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
家庭规模	10 153	3.958 2	1.752 0	1.000 0	17.000 0
家庭抚养比	10 143	0.434 8	0.551 4	0.000 0	5.000 0
家庭资产对数	10 036	9.214 7	3.836 6	0.000 0	15.895 0
家庭是否有负债	10 153	0.236 2	0.424 8	0.000 0	1.000 0
是否为城镇家庭	9 905	0.473 1	0.499 3	0.000 0	1.000 0
是否东部地区	10 153	0.328 9	0.469 8	0.000 0	1.000 0
是否西部地区	10 153	0.268 8	0.443 4	0.000 0	1.000 0
是否中部地区	10 153	0.248 8	0.432 3	0.000 0	1.000 0
地区人均 GDP 对数	10 153	11.505 1	1.183 6	9.621 3	14.149 8
地区第三产业占比对数	10 153	3.719 2	0.223 5	2.983 7	4.356 1
地级市三八红旗手数量占地级市人口比重	9 436	0.327 9	0.521 8	0.000 0	4.145 7
家庭男主人的性别角色观念是否非传统	9 299	0.080 0	0.271 3	0.000 0	1.000 0
女主人个人收入对数	10 101	3.219 5	4.083 3	0.000 0	12.920 0
男主人个人收入对数	10 104	4.827 4	4.595 9	0.000 0	12.899 2
女主人职业选择的社会经济地位指数	7 073	29.296 3	11.781 5	19.000 0	88.000 0
男主人职业选择的社会经济地位指数	7 988	30.550 6	11.867 9	19.000 0	88.000 0
女主人的家务劳动时间	9 755	2.973 4	1.907 0	0.000 0	10.000 0
男主人的家务劳动时间	9 748	1.508 6	1.700 4	0.000 0	9.000 0

就性别角色观念而言，样本中有 91.23%的家庭为传统型，即绝大部分家庭女主人都持有“男主外，女主内”的性别角色观念。而对于不同性别角色观念的家庭而言，其家庭消费结构也存在明显的不同。图 1 显示传统型家庭每年享受型支出占总消费性支出的比例约为 10.19%，而非传统型家庭每年享受型支出占总消费性支出的比例为 13.21%。从整体平均水平看，非传统型家庭享受型支出比重高于传统型家庭。

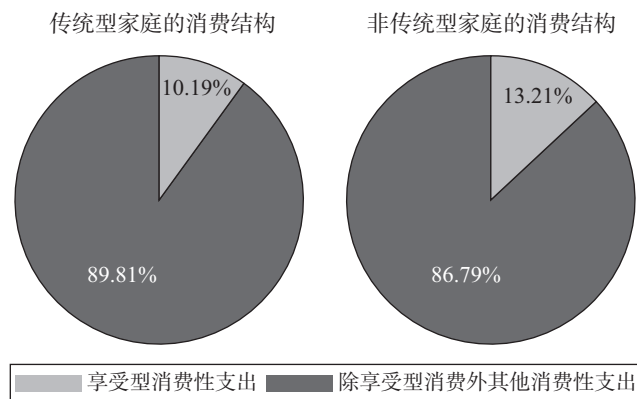


图 1 家庭性别角色观念与消费结构图

除此以外，从具体的消费项目上看（图 2），外出就餐、家庭设备及用品和旅游支出为享受型消费的主要支出项目。样本数据中，传统性别角色观念的家庭，过去 12 个月平均在外出就餐上的支出为 1 943.96 元，而非传统型家庭的该项支出达到 3 493.53 元。在各项享受型消费支出中，非传统型家庭的支出均均比传统型家庭高。

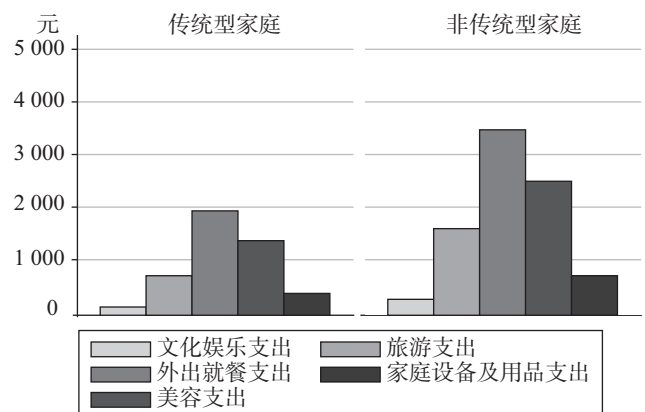


图 2 家庭性别角色观念与享受型消费子项目

注：各项统计数据为过去 12 个月的家庭支出情况。

为了进一步体现不同性别角色观念家庭在享受型支出上的差异，我们选取了消费性支出中的家庭伙食支出和文教娱乐支出，查看其内部享受型支出比重的差异（图3）。家庭伙食支出包括外出就餐支出和在家做饭支出两个部分，我们将外出就餐的部分视为享受型支出，传统型家庭每月外出就餐支出占总伙食支

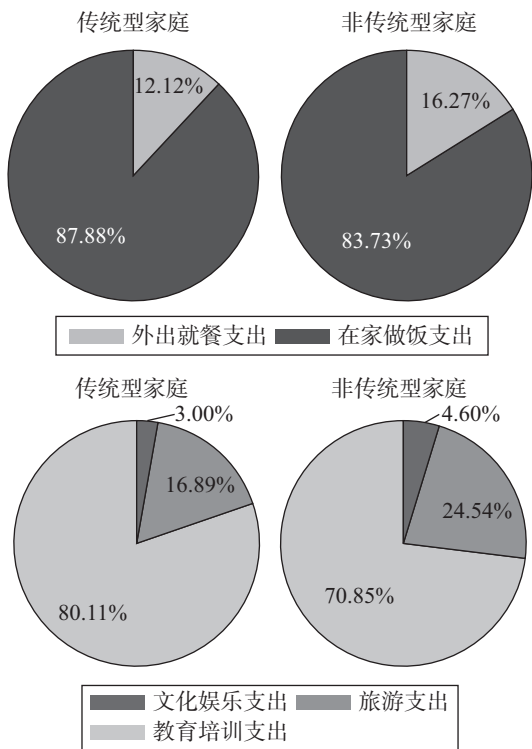


图3 家庭性别角色观念与具体消费性项目的支出结构对比图

出的比例约为12.12%，而非传统型家庭每月外出就餐支出占总伙食支出比重为16.27%。家庭文教娱乐支出包括文化娱乐支出、旅游支出以及教育培训支出三个部分，我们将文化娱乐支出和旅游支出视为享受型支出。在家庭文教娱乐的支出结构中，传统型家庭的享受型支出占总文教娱乐支出的比例约为19.89%，而非传统型家庭的该项数值约为29.15%。

(三) 基本事实描述

性别角色观念作为一种价值观，对于人们在职业选择、家务时间分配和物质追求等方面都存在较大的影响。

图4展示了男性和女性不同性别角色观念的个人收入情况。从图中可以看出，不论是男性还是女性，持有非传统性别角色观念的群体其收入都高于传统性别角色观念的群体。尤其对于女性而言，从均值来看，持有非传统性别角色观念女性的收入是传统性别角色观念女性收入的2倍。而从总体样本看，持有非

传统性别角色观念的群体其平均年收入约为传统性别角色观念群体的1.5倍。

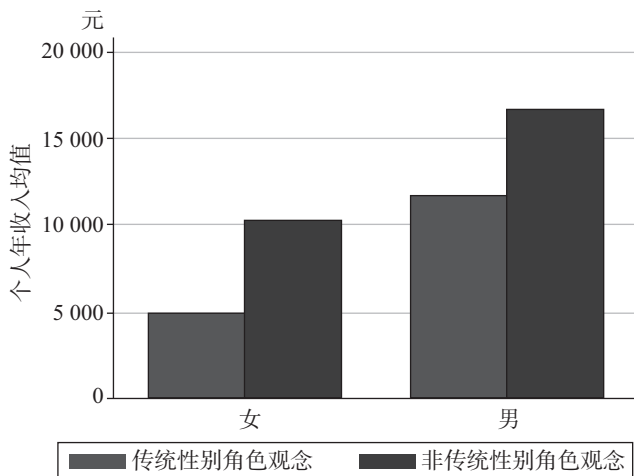


图4 不同性别角色观念的收入情况

家庭中，女性的家务劳动时长也与性别角色观念存在着密不可分的联系（图5）。男性无论是否持有传统的性别角色观念，其家务劳动时长的分布大体一致。然而，对于女性而言，持有传统性别角色观念会增加其家务劳动时间，样本中持有传统性别角色观念的女性每天平均的劳动时长为2.97小时，而持有非传统性别角色观念的女性每天平均的劳动时长为2.38小时。这与杨菊华（2006）<sup>[48]</sup>提出的家务分工行为很大程度上受到性别角色观念的影响相一致。

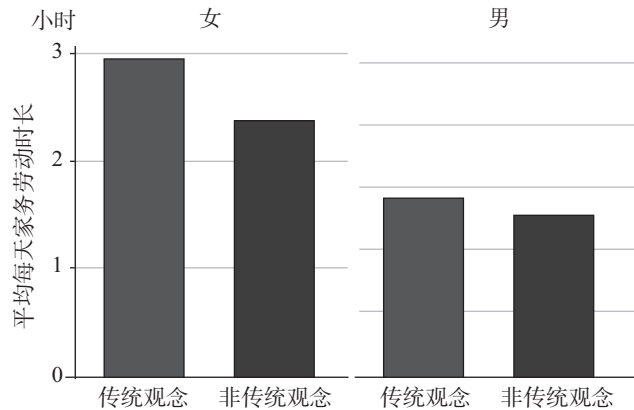


图5 性别角色观念与家务劳动时长

四、模型与实证结果

(一) 基准模型设定

本文研究性别角色观念对于家庭消费结构的影响，从家庭消费结构中选取享受型支出比重为被解释变量，采用多元线性模型：

$$Enjoyratio_i = \alpha_0 + \alpha_1 Attitude_i + \alpha_2 X_i + \alpha_3 Y_i + \alpha_4 Z_i + \epsilon_i$$



其中： $Enjoyratio_i$  为受访家庭  $i$  享受型支出占家庭总支出比重； $Attitude_i$  为受访家庭  $i$  的性别角色观念； $X_i$  是家庭男主人和女主人的个体特征变量，包括年龄、年龄的平方、性别、是否接受过高等教育、是否有工作、是否有养老保险、是否有医疗保险、是否信仰佛教、是否信仰道教、是否为回民、是否信仰基督教、是否信仰天主教； $Y_i$  是家庭特征变量，包括家庭规模、家庭抚养比、家庭收入对数、家庭资产对数、家庭是否有负债、是否为城镇家庭； $Z_i$  是地区特征变量，包括地区虚拟变量、地区人均 GDP 对数和地区第三产业 GDP 占比对数； $\varepsilon_i$  为随机扰动项。 $\alpha_1$  是我们关注的参数，表示性别角色观念对于家庭享受型消费比重的影响。依据之前的探讨，假说认为女性性别角色观念越趋向非传统，享受型支出占家庭总支出比重越大，即  $\alpha_1 > 0$ 。

(二) 估计结果分析

1. 性别角色观念对家庭享受型消费比重的总体影响。

表 2 汇报了女性性别角色观念对于享受型支出比重的估计结果，与假说 1 预测的结果一致。其中列

(1) 为仅控制地区固定效应（地区虚拟变量、地区人均 GDP 对数、地区第三产业 GDP 占比对数），性别角色观念的系数为 0.029 6，且在 1% 的水平上统计显著，结果表明与女性秉承传统性别角色观念的家庭消费结构相比，女性秉承非传统性别角色观念的家庭，其享受型支出占家庭总支出比例提高 2.96%。列 (2) 为继续加入夫妻双方的个人特征变量（夫妻双方的年龄、年龄的平方、性别、是否接受过高等教育、是否工作、是否有养老保险、是否有医疗保险、是否信仰佛教、是否信仰道教、是否为回民、是否信仰基督教、是否信仰天主教）的估计结果，性别角色观念的系数为 0.016 6，在 1% 的水平上仍然统计显著。列 (3) 为继续加入家庭特征变量（家庭规模、家庭抚养比、家庭收入对数、家庭资产对数、家庭是否有负债、是否为城镇家庭）的估计结果，性别角色观念的系数减少为 0.010 0，在 5% 的水平上仍然统计显著，结果表明与传统性别角色家庭消费结构相比，非传统性别角色家庭享受型支出占家庭总支出比例提高 1.00%。

表 2 女性性别角色观念对家庭享受型支出比重的影响<sup>①</sup>

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭女主人的性别角色观念 (Attitude)	0.029 6*** (0.004 5)	0.016 6*** (0.004 7)	0.010 0** (0.004 7)			
家庭女主人持有传统观念 (Att_traditional)				-0.020 6*** (0.003 2)	-0.014 6*** (0.003 4)	-0.011 2*** (0.003 5)
家庭女主人持有非传统观念 (Att_modern)				0.012 8** (0.005 2)	0.005 4 (0.005 4)	0.001 4 (0.005 4)
家庭特征变量	否	否	是	否	否	是
个人特征变量	否	是	是	否	是	是
地区特征变量	是	是	是	是	是	是
样本量	8 732	7 256	6 727	8 735	7 259	6 730
R <sup>2</sup>	0.013 9	0.062 0	0.115 0	0.019 0	0.064 5	0.116 7

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，下同。

为了进一步检验估计结果的稳健性，在表 2 列 (4)、列 (5) 和列 (6) 中，我们采用性别角色观念的分类哑变量：第一类是持有传统的性别角色观念 (Att\_traditional)，第二类是持有非传统的性别角色观念 (Att\_modern)，第三类是持有中立态度的性别角色观念。模型中将第三类设置为对照组。估计结果显示，与对照组相比，持有传统的性别角色观念会显著

减少家庭享受型支出的比重。

2. 考虑内生性后，性别角色观念对于家庭享受型支出比重的影响。

模型面临的主要问题是性别角色观念可能与残差项是相关的，这就是性别角色观念变量的内生性问题。其内生性的来源可能是遗漏变量 (Omitted Variables)、测量误差 (Measurement Error) 和反向因果

① 受篇幅限制，文中无法列出全表，感兴趣的读者可联系作者索取，下同。

(Simultaneous Causality)。就遗漏变量而言，例如，父母的价值观念、地方文化等，逻辑在于当父母持有传统的性别角色观念时，会直接影响原生家庭的家庭消费模式，进而影响到子女性别角色观念和家庭消费模式。就测量误差而言，性别角色观念是否传统的度量标准是多维的，除了“男人以事业为主，女人以家庭为主的”性别角色分工外，还有“男人天生能力比女人强”“女性干得好不如嫁得好”等，都是传统性别角色文化的一部分。就双向因果而言，性别角色观念是一种主观态度，一方面其价值观念会指导个人行为，影响到家庭消费决策，另一方面性别角色观念会随着家庭消费行为的变化而变化。

为了解决内生性问题，本文采用了工具变量的方法。我们选择计划经济时期该地级市“三八红旗手”数量占全市人口比重作为性别角色观念的工具变量。计划经济时期的妇女解放运动影响了当地的性别角色观念，但是与当代家庭经济决策并没有显著的关系，即计划经济时期该地级市“三八红旗手”数量占全

市人口比重越低，当地性别角色观念越传统；但是计划经济时期该地级市“三八红旗手”数量占全市人口比重是历史数据，不足以改变当前该家庭的消费行为，因此两者没有直接的相关关系。同时，我们注意到，计划经济时期“三八红旗手”的评选方式不是给各地分配特定的名额，与当地的经济结构和发展水平无关，故工具变量影响被解释变量只能通过性别角色观念，进而影响到家庭享受型消费比重。

表3汇报了使用地级市层面的工具变量估计结果，与假说1相符。列(1)~列(3)的结果可以看出，在计划经济时期妇女解放程度越高的地区，人们的性别角色观念越趋于平等。同时，列(4)~列(6)的结果表明，非传统的性别角色观念会显著增加家庭享受型支出的比重。列(6)中，性别角色观念的系数由之前(表1列(3))的0.0100上升到0.3577，在5%的显著水平上统计显著，表明与传统性别角色家庭消费结构相比，非传统性别角色家庭享受型支出占比将提升35.77%。

表3 内生性处理地级市层面工具变量估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	第一阶段			第二阶段		
	家庭女主人的性别角色观念是否非传统 (Attitude)			享受型支出比重 (Enjoyratio)		
家庭女主人的性别角色观念是否非传统 (Attitude)				0.4320*** (0.1258)	0.4134*** (0.1598)	0.3577** (0.1782)
地级市三八红旗手比率	0.0332*** (0.0085)	0.0294*** (0.0098)	0.0247** (0.0100)			
家庭特征变量	否	否	是	否	否	是
个人特征变量	否	是	是	否	是	是
地区特征变量	是	是	是	是	是	是
弱工具变量检验统计值 Cragg-Donald Wald F statistic	25.14	15.46	10.56			
观测值	7687	6319	5904	7687	6319	5904

注：由于1960年广西壮族自治区和江西省的数据未统计各地级市的三八红旗手人数，因此对于地级市层面的工具变量，本文从总体样本剔除了这两个省份的样本。

## 五、稳健性与异质性分析

### (一) 稳健性分析

#### 1. 安慰剂检验。

传统性别角色观念主要是对女性的束缚，不管是封建父权文化还是现代商业文化中，对于男性的约束微乎其微，那么男性的性别角色观念可能不影响其收入水平、职业选择的经济社会地位和家务劳动时间分

配。从基本经济事实中，我们发现男性的性别角色观念对其职业选择、个人收入水平、家务劳动时间等方面的影响较小。从理论模型中，我们也无法推导出男性的性别角色观念对其消费、收入和家务劳动时间等方面的影响存在确切关系。因此，我们预测男主人的性别角色观念对家庭消费结构升级的影响不显著，以此作为稳健性检验。

表4汇报了男主人性别角色观念是否非传统对享

受型支出比重的估计结果。估计结果中，家庭男主人的性别角色观念前的系数为 0.004 0，且在 10% 的显著水平上统计不显著，表明男性的性别角色观念不会影响到家庭享受型支出的比重。该估计结果与我们的猜想一致。

**表 4 安慰剂检验：男主人的性别角色观念对家庭享受型支出比重的影响**

变量	享受型支出比重 (Enjoyratio)
家庭男主人的性别角色观念是否非传统 (Attitude_m)	0.004 0 (0.005 4)
特征变量	是
观测值	6 299

注：表中的控制变量中还包括了地级市三八红旗手比率。

2. 替换被解释变量。

前述享受型消费支出的测度存在消费项目口径较宽的问题，并未考虑到具体某一消费子项目中依然可以细分为享受型消费和其他消费，享受型支出比重可能存在测度误差。例如，饮食消费这一消费子项目包含了外出就餐支出和在家做饭支出两部分，一般将外出就餐视为享受型消费；而文教娱乐这一消费子项目包含文化娱乐支出、旅游支出和教

育培训支出三个部分，一般将文化娱乐支出和旅游支出视为享受型消费。基于 CFPS 调查数据对于农户支出的详细调查，我们从口径更窄的消费项目中构造享受型支出比重，从而进行更加精准的识别。新构造的享受型消费比重有两个：一是外出就餐支出占总饮食支出的比重，记为 *Enjoyratio\_new1*；二是文化娱乐支出和旅游支出占文教娱乐总支出的比重，记为 *Enjoyratio\_new2*。

表 5 汇报了性别角色观念对于新构造的享受型支出比重的估计结果。其中，列 (2) 和列 (4) 的解释变量为男主人的性别角色观念，作为安慰剂检验。列 (1) 和列 (2) 为伙食支出中享受型消费比重的估计结果。列 (1) 中性别角色观念前的系数为 0.540 8，且在 10% 的水平上统计显著；列 (2) 中男主人性别角色观念前的系数在统计上并不显著。列 (3) 和列 (4) 为文教娱乐支出中享受型消费比重的估计结果。列 (3) 中性别角色观念前的系数为 0.997 7，且在 10% 的水平上统计显著；列 (4) 中男主人性别角色观念前的系数在统计上并不显著。与表 3 结果相比，女主人性别角色观念对其家庭享受型支出比重的边际效应更大。

**表 5 稳健性检验：性别角色观念对新构造的享受型支出比重的影响**

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	饮食支出中享受型支出比重 ( <i>Enjoyratio_new1</i> )		文教娱乐支出中享受型支出比重 ( <i>Enjoyratio_new2</i> )	
家庭女主人的性别角色观念是否非传统 ( <i>Attitude</i> )	0.540 8* (0.301 2)		0.997 7* (0.556 2)	
家庭男主人的性别角色观念是否非传统 ( <i>Attitude_m</i> )		1.919 0 (2.732 7)		4.601 1 (7.466 7)
特征变量	是	是	是	是
观测值	6 235	6 226	4 186	4 132

注：由于 1960 年广西壮族自治区和江西省的数据未统计各地级市的三八红旗手人数，因此对于地级市层面的工具变量，本文从总体样本中剔除了该两个省份的样本。

3. 替换解释变量。

本文主要选取了 CFPS 调查数据中受访人对男女分工的态度以测度个体的性别角色观念。然而性别角色观念是多维的，仅仅依靠“男女分工”这个问题的回答作为依据，可能会出现测度误差。许琪 (2016)<sup>[49]</sup>使用了“男人以社会为主，女人以家庭为主”和“干得好不如嫁得好”两个指标测度性别角色观念，发现这两个指标均可较好地反应个体的性别角色观念。因此，基于 CFPS 调查数据我们构造了新的解释变量进行稳健性检验。根据受访者对问卷问题

“女人婚姻——女人干得好不如嫁得好。如果 1 代表非常不同意，5 代表非常同意，请您选择一个数字表示您对该说法的态度。”的回答，当受访者认为不同意或者非常不同意“女人干得好不如嫁得好”的观念时，即持有非传统的性别角色观念，赋值为 1，反之为 0。新构造的女主人性别角色观念变量记为 *Attitude\_new*，男主人的记为 *Attitude\_new\_m*。

表 6 汇报了新构造的性别角色观念变量对于享受型支出比重的估计结果，其中列 (2) 的解释变量为男主人的性别角色观念，作为安慰剂检验。列 (1)

中性别角色观念前的系数为0.2931,且在5%的水平上统计显著;列(2)中男主人性别角色观念前的系数在统计上并不显著。替换核心解释变量后估计结果依然稳健。

表6 稳健性检验:新构造的性别角色观念对享受型支出比重的影响

变量	(1)	(2)
	享受型支出比重 (Enjoyratio)	
新构造的女主人性别角色观念是否非传统 (Attitude_new)	0.2931** (0.1403)	
新构造的男主人性别角色观念是否非传统 (Attitude_new_m)		0.5782 (0.4575)
特征变量	是	是
观测值	5901	5874

## (二) 异质性分析

### 1. 女性是否外出工作的异质性分析。

根据本文第二部分理论模型的推导结果,当女性外出参加工作时,女性秉承的传统性别角色观念将显著抑制家庭享受型消费支出占比提升;当女性不外出参加工作时,女性秉承的传统性别角色观念将可能抑制家庭享受型消费支出占比提升,或者影响不显著。因此,本文将样本分为女性外出参加工作的家庭和女性不外出参加工作的家庭,进行异质性分析,结果呈现在表7的列(1)和列(2)中。

当女性外出参加工作,非传统的性别角色观念对家庭享受型支出比重有显著的促进作用。而如果女性不外出参加工作,女性的非传统的性别角色观念对家庭享受型支出比重虽然有提振作用,但是结果在10%的统计水平上并不显著。这一实证结果与理论模型结论相符。而男主人的性别角色观念对家庭享受型支出比重没有影响。

### 2. 家庭收入异质性分析。

已有研究家庭消费结构的文献发现,家庭收入是影响消费结构的重要因素,收入往往与家庭消费结构变动显著正相关。比如,Chen等(2013)<sup>[50]</sup>发现家庭收入下降时,家庭通过削减耐用品消费支出以满足非耐用品的消费支出;Kornrich和Roberts(2018)<sup>[51]</sup>指出家庭收入增加时,家庭将增加家政等外包服务的消费;范叙春(2016)<sup>[52]</sup>基于中国数据的研究同样表明,家庭收入增加会增加享受型消费支出,促进家庭消费结构升级。本文根据CFPS统计数据,以家庭收

入的中位数为界,将样本分为低收入和高收入两组样本。在低收入家庭中,享受型支出比重均值为5.93%,而这一数值在高收入家庭中为10.1%。

对比不同收入水平的家庭,我们发现高收入水平的家庭更容易受到性别角色观念的影响,从而改变家庭享受型支出比重。表7的列(3)和列(4)结果显示,高收入家庭性别角色观念前的系数为0.3880,且在5%的统计水平上显著,表明在高收入家庭,与传统性别角色家庭消费结构相比,非传统性别角色家庭享受型支出占比将增加38.8%。由此可见,低收入家庭更容易受到预算约束的影响,使得性别角色观念的作用不显著,而高收入家庭更可能因为性别角色观念的变化而影响到家庭消费结构的变化。而男主人的性别角色观念对家庭享受型支出比重没有影响,符合假设。

### 3. 家庭负债异质性分析。

家庭信贷约束与购房动机是影响家庭消费需求的重要因素(董志勇和黄迈,2010<sup>[53]</sup>;温兴祥,2015<sup>[54]</sup>;李江一,2017<sup>[55]</sup>;潘敏和刘知琪,2018<sup>[56]</sup>)。尤佳颖和张东(2022)<sup>[57]</sup>发现中长期的住房贷款会对家庭消费产生明显的抑制作用,然而也有学者认为家庭负债会因提高预算约束而提振家庭享受型和发展型支出(沈兆林,2021<sup>[58]</sup>)。我们以家庭是否有负债为界,将样本分为有负债家庭 and 没有负债家庭,分别进行回归分析。表7的列(5)和列(6)的结果表明,有负债的家庭更容易受到预算约束的影响,使得性别角色观念的作用不明显,而没有负债的家庭更可能因为性别角色观念的变化而影响到家庭消费结构的变化。家庭男主人的性别角色观念的估计结果依然不显著。同时,我们注意到中国家庭负债以房贷为主,同样讨论家庭有无房贷的异质性,结果依然稳健。

### 4. 产业结构异质性分析。

产业结构是指农业、工业和服务业在一国经济结构中所占的比重。张红凤和黄璐(2022)<sup>[59]</sup>基于CHIP微观数据,研究发现产业结构升级会通过互联网发展效应、文化传播效应和健康服务效应等方式间接推动家庭消费结构的升级,增加家庭享受型支出。我们着重分析当地产业结构的不同是否对持有不同性别角色观念家庭的消费结构有不同的影响。选择第三产业增加值与第二产业增加值之比代表第三产业的发展状况,以样本中位数为界,将样本分为第三产业发

展水平较低地区和第三产业发展水平较高地区。

表7的列(7)和列(8)的结果与我们的假设相符。在第三产业占比较高的地区,非传统的性别角色观念对家庭享受型支出比重有显著的促进作用。整

体来看,我们发现性别角色观念对家庭享受型支出比重的影响会受到当地产业结构的影响,随着产业结构的升级,该作用效果越明显。而家庭男主人的性别角色观念估计结果对家庭享受型支出比重没有影响。

表7 女性性别角色观念与家庭享受型支出比重的异质性分析<sup>①</sup>

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	享受型支出比重 ( <i>Enjoyratio</i> )							
	女性是否外出工作		家庭收入		家庭负债		所在地区第三产业发展水平	
	是	否	低	高	有	无	低	高
家庭女主人的性别角色观念是否非传统 ( <i>Attitude</i> )	0.332 5**	0.371 9	0.206 0	0.388 0**	0.482 7	0.349 8*	0.118 5	0.386 4**
特征变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	4 375	1 530	2 883	3 299	1 455	4 430	2 997	2 907

注:(1)上述结果中,解释变量替换为“男主人的性别角色观念变量是否非传统 (*Attitude\_m*)”时,结果均在10%水平上不显著。(2)家庭有无房贷的异质性结果与家庭是否负债的异质性结果一致。

## 六、机制分析

### (一) 收入效应

已有文献表明,性别角色观念是影响家庭收入的重要因素。首先,国外的“丈夫收入应多于妻子,男性负责赚钱,女性负责照顾家庭”与我国的“男主外,女主内”的性别角色观念都造成了女性劳动力行为的扭曲,抑制了劳动参与率。无论是基于美国(Maury和Brooks, 2013<sup>[60]</sup>)、巴西(Codazzi等, 2017<sup>[61]</sup>)、西德(Wieber和Holst, 2015<sup>[62]</sup>; Lippmann等, 2020<sup>[63]</sup>)的研究,还是基于中国(Ye和Zhao, 2018<sup>[64]</sup>; 姜春云, 2021<sup>[65]</sup>; 张川川和王靖雯, 2020<sup>[47]</sup>)的研究,均证实了传统性别角色观念对女性劳动参与的负向影响。其次,性别角色观念还会通过受教育的途径影响到职业选择等经济行为(Farré和Vella, 2013<sup>[66]</sup>)。传统观念的女性往往选择社会经济地位较低的职业,导致传统观念女性的收入水平相对较低(Stickney和Konrad, 2007<sup>[67]</sup>)。理论模型推导显示,当女性外出参加工作时,女性秉承的传统性别角色观念将显著减少其社会劳动参与时间,进而降低其劳动收入水平。

虽然传统性别角色观念抑制女性个人收入水平提升,但经济事实是职业女性的个人收入已经成为其家庭收入的重要组成部分<sup>[68]</sup>,而且随着城市化推进,城市女性已经成为家庭收入的顶梁柱<sup>[69]</sup>。基于

CFPS2014的数据,发现21.35%的城乡女性收入占家庭总收入的40%以上。因此,性别角色观念导致女性在劳动参与和职业经济地位等方面的差异,进而导致其劳动收入水平的差异。持有非传统性别角色观念的女性一般劳动参与率更高,从事社会经济地位更高的职业,收入水平更高,享受型消费支出概率更高,表现为家庭消费的享受型支出比重更高。

表8汇报了性别角色观念对职业社会经济地位和个人收入水平的影响,表明“收入效应”影响享受型支出比重的机制。列(1)和列(2)分别展示了核心解释变量“家庭女主人的性别角色观念是否非传统 (*Attitude*)”对于“女主人职业的社会经济地位指数 (*isei\_f*)”和“女主人个人收入对数 (*lnincome\_f*)”的影响。结果显示,性别角色观念前的系数分别为39.32和20.28,且均在1%的显著水平上统计显著。即女性持有非传统的性别角色观念对其职业的社会经济地位以及个人收入都具有显著的正向影响。列(3)和列(4)展示了“男主人的性别角色观念 (*Attitude\_m*)”分别对“男主人职业选择社会经济地位指数 (*isei\_m*)”和“男主人的个人收入对数 (*lnincome\_m*)”的估计结果。结果显示,男性的性别角色观念对其职业选择和收入水平均不存在显著关系。这说明传统的性别角色观念仅对女性的个人收入和职业选择存在束缚作用。

<sup>①</sup> 受篇幅限制,文中没有列出家庭有无房贷的异质性结果和解释变量替换为“男主人的性别角色观念变量是否非传统” (*Attitude\_m*) 的估计结果,感兴趣的读者可联系作者索取。

表 8 性别角色观念对享受型支出比重的作用机制：收入效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	女主人职业选择的社会经济地位指数 ( <i>isei_f</i> )	女主人个人收入对数 ( <i>lnincome_f</i> )	男主人职业选择的社会经济地位指数 ( <i>isei_m</i> )	男主人个人收入对数 ( <i>lnincome_m</i> )
家庭女主人的性别角色观念是否非传统 ( <i>Attitude</i> )	39.327 3** (15.558 2)	20.286 7** (9.222 5)		
家庭男主人的性别角色观念是否非传统 ( <i>Attitude_m</i> )			14.462 5 (97.711 3)	36.057 6 (57.819 6)
特征变量	是	是	是	是
观测值	4 739	6 314	5 321	6 305

注：(1) 该表为考虑内生性问题后，使用工具变量的估计结果。(2) 选取个人收入水平作为作用机制，可能会与控制变量中家庭收入水平变量存在多重共线性，上述估计结果均通过了多重共线性的检验。(3) 由于男性 ISEI 数据相较女性普遍较大，回归中将该数据除以 100。

(二) 时间利用效应

理论模型的结论是不论女性是否外出参加工作，女性秉承的传统性别角色观念将显著增加其家务劳动时间，而降低其闲暇时间。刘茂松 (2002)<sup>[70]</sup> 指出家务劳动同其他社会劳动一样占用了人的时间和精力，同时也存在着生产过程，并能形成具有价值的劳动产品。这就使得家务劳动存在两种替代属性：一是从时间上对社会生产和闲暇的替代；二是由家庭劳动生产出的劳动产品对市场化商品的替代，如家政服务和餐饮服务。当家务劳动对个体而言具有较高的机会成本时，人们会减少家庭劳动时间从而进行社会劳动或享受闲暇。尤其对于女性，往往通过减少家务劳动时间的方式增加其休闲时间 (Gwozdz 等, 2010<sup>[71]</sup>)。进一步，Stratton (2012)<sup>[72]</sup>、Stancanelli 和 Stratton (2014)<sup>[73]</sup> 指出家庭劳动时间越低意味着个体时间的机会成本越高，从而会将自家的家务劳动产品替换成社会化的产品如家政服务，从而增加享受型消费的支出。

表 9 汇报了性别角色观念通过影响家务劳动时间，进而影响享受型支出比重的机制。列 (1) 是女

主人的性别角色观念对其家务劳动时长的估计结果，估计结果在 1% 的统计水平上显著。这表明非传统性别角色观念会显著抑制女性参与家务劳动的时间，进而提高享受型支出比重。列 (2) 是男主人样本的估计结果，结果表明男主人的性别角色观念并不会影响男主人的家务劳动时间。

七、研究结论

党的二十大报告中明确指出，要增强消费对经济发展的基础性作用。在新发展格局中，扩大内需、促进消费升级已经成为推动经济高质量发展的必由之路。目前，学界已经从收入、价格等众多经济角度解释了消费结构变动的原因，但是并没有考虑个体观念等非经济因素可能存在的影响作用。

本文首次将消费者需求理论扩展到时间配置选择，构建家庭效用模型，发现秉承传统性别角色观念的女性将抑制其家庭享受型消费结构支出比例，降低社会工作时间和闲暇时间，增加家务劳动时间。实证分析基于中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据，发现性别角色观念越传统的家庭，其享受型支出占家庭总消费支出的比重越低，尤其体现在旅游支出和外出就餐支出的享受型消费项目上。借助地级市“三八红旗手”称号的女性劳动者比例作为妇女解放运动强度的代理变量，我们发现，在妇女解放运动越深入的地区，性别平等意识越强烈，家庭享受型消费支出比例越高。进一步的研究发现，性别角色观念可以通过“收入效应”和“时间效应”等两种机制对家庭消费结构发挥作用。

本文的研究结论具有十分重要的政策含义。平等的性别角色观念有利于家庭消费结构升级，显著提高了家庭享受型消费支出比重。这意味着，破除传统性

表 9 性别角色观念对享受型支出比重的作用机制：时间利用效应

变量	(1)	(2)
	女主人的家务劳动时长	男主人的家务劳动时长
家庭女主人的性别角色观念是否非传统 ( <i>Attitude</i> )	-1.313 3*** (0.491 7)	
家庭男主人的性别角色观念是否非传统 ( <i>Attitude_m</i> )		-0.771 5 (0.958 0)
特征变量	是	是
观测值	6 673	6 670

注：该表为考虑内生性问题后，使用工具变量的估计结果。

别角色分工的偏见,不仅有助于构建男女平等的性别角色文化,还将为我国家庭消费结构升级提供动力,有助于更好地发挥消费在经济发展中的基础性作用,保障经济持续健康发展。

## 参考文献

- [1] 唐琦,夏庆杰,李实.中国城市居民家庭的消费结构分析:1995—2013[J].经济研究,2018(2):35-49.
- [2] 王小华,温涛.城乡居民消费行为及结构演化的差异研究[J].数量经济技术经济研究,2015(10):90-107.
- [3] 史清华,彭小辉,张锐.中国农村能源消费的田野调查——以晋黔浙三省2253个农户调查为例[J].管理世界,2014(5):80-92.
- [4] 李江一,李涵.城乡收入差距与居民消费结构:基于相对收入理论的视角[J].数量经济技术经济研究,2016(8):97-112.
- [5] 纪园园,宁磊.相对收入假说下的收入差距对消费影响的研究[J].数量经济技术经济研究,2018(4):97-114.
- [6] 董志勇,黄迈.信贷约束与农户消费结构[J].经济科学,2010(5):72-79.
- [7] 温兴祥.失业、失业风险与农民工家庭消费[J].南开经济研究,2015(6):110-128.
- [8] 李江一.“房奴效应”导致居民消费低迷了吗?[J].经济学(季刊),2018(1):405-430.
- [9] 潘敏,刘知琪.居民家庭“加杠杆”能促进消费吗?——来自中国家庭微观调查的经验证据[J].金融研究,2018(4):71-87.
- [10] 尹志超,甘犁.中国住房改革对家庭耐用品消费的影响[J].经济学(季刊),2010(1):53-72.
- [11] 臧文斌,刘国恩,徐菲,等.中国城镇居民基本医疗保险对家庭消费的影响[J].经济研究,2012(7):75-85.
- [12] 尹志超,郭沛瑶.精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究[J].管理世界,2021(4):64-83.
- [13] 丁继红,应美玲,杜在超.我国农村家庭消费行为研究——基于健康风险与医疗保障视角的分析[J].金融研究,2013(10):154-166.
- [14] 李雅娟,张川川.认知能力与消费:理解老年人口高储蓄率的一个新视角[J].经济学动态,2018(2):65-75.
- [15] 石明明,江舟,邱旭容.老龄化如何影响我国家庭消费支出——来自中国综合社会调查的证据[J].经济理论与经济管理,2019(4):62-79.
- [16] 石明明,江舟,周小焱.消费升级还是消费降级[J].中国工业经济,2019(7):42-60.
- [17] 晁钢令,万广圣.农民工家庭生命周期变异及其对家庭消费结构的影响[J].管理世界,2016(11):96-109.
- [18] 田子方.集体主义与居民家庭消费——来自中国的经验发现[J].金融研究,2020(5):132-150.
- [19] 李虹,谢明华.化石能源补贴改革对城镇居民生活影响的区域差异性研究[J].中国工业经济,2010(9):37-46.
- [20] 刘铠豪,臧旭恒,王雪芳.贸易自由化与家庭消费——来自中国城镇住户调查的微观证据[J].中国工业经济,2022(3):57-75.
- [21] 李尚骛,龚六堂.非一致性偏好、内生偏好结构与经济结构变迁[J].经济研究,2012(7):35-47.
- [22] 孙早,许薛璐.产业创新与消费升级:基于供给侧结构性改革视角的经验研究[J].中国工业经济,2018(7):98-116.
- [23] 曹萌.4亿女性撑起10万亿消费市场,超六成中国家庭消费由女性主导[N/OL].(2021-03-30)[2022-09-30].<https://www.163.com/dy/article/G6BS4SRD0512C57S.html>.
- [24] 刘卓澜.七成家庭消费由女性主导[N/OL].(2022-03-08)[2022-09-30].<https://www.163.com/dy/article/H1UV27DN0519DFFO.html>.
- [25] Campbell C. Shopping, Pleasure and the Sex War [M]//Consumption and Consumer Society. Palgrave Macmillan, Cham, 2021: 83-97.
- [26] Kim J, Lee H H. Impacts of US Affluent Consumers' luxury Goods Consumption Beliefs on Repeat Purchases of Luxury Goods: Generational and Gender Comparison Analyses [J]. Journal of Global Fashion Marketing, 2015, 6 (3): 207-221.
- [27] Stokburger-Sauer N E, Teichmann K. Is Luxury Just a Female Thing? The Role of Gender in Luxury Brand Consumption [J]. Journal of Business Research, 2013, 66 (7).
- [28] 杨晓燕.中国女性自我概念与消费态度[J].南方经济,2002(11):67-69.
- [29] 张淑华,李海莹,刘芳.身份认同研究综述[J].心理研究,2012(1):21-27.
- [30] 孙桂燕.社会性别视角下中国妇女权利[M].南昌:江西人民出版社,2013.
- [31] 秦启文,黄希庭.公共关系心理学[M],上海:华东师范大学出版社,2002-12-01.
- [32] Schaninger C M, Buss W C. The Relationship of Sex-role Norms to Household Task Allocation [J]. Psychology & Marketing, 1985, 2 (2): 93-104.
- [33] Procher V, Ritter N, Vance C. Housework Allocation in Germany: The Role of Income and Gender Identity [J]. Social Science Quarterly, 2018, 99 (1): 43-61.
- [34] 刘娜, Bruin A. 家庭收入变化、夫妻间时间利用与性别平等[J].世界经济,2015(11):117-143.
- [35] 宋月萍.职业流动中的性别差异:审视中国城市劳动力市场[J].经济学(季刊),2007(2):629-654.
- [36] 卿石松.性别角色观念、家庭责任与劳动参与模式研究[J].社会科学,2017(11):91-100.
- [37] 马春影.性别角色观念对女性收入影响的实证研究[J].安徽工业大学学报(社会科学版),2018(6):48-50.
- [38] 丁颖.女性消费行为研究[J].经营与管理,2015(9):33-35.
- [39] Samuelson P A. Social Indifference Curves [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1956, 70 (1): 1-22.
- [40] Zinovyeva N, Tverdostup M. Gender Identity, Coworking Spouses, and Relative Income Within Households [J]. American Economic Journal: Ap-

- plied Economics, 2021, 13 (4): 258-284.
- [41] 方颖, 蓝嘉俊, 杨阳. 性别身份认同对女性劳动供给和家庭收入结构的影响——教育与城乡差异的视角 [J]. 经济学 (季刊), 2021 (5): 1711-1730.
- [42] 陈建宝, 李坤明. 收入分配、人口结构与消费结构: 理论与实证研究 [J]. 上海经济研究, 2013 (4): 74-87.
- [43] Haddad L, Hoddinott J, Alderman H. Intra-household Resource Allocation in Developing Countries: Models, Methods and Policies [J]. Food and Nutrition Bulletin, 1997, 19: 71-72.
- [44] Thomas D. Intra-household Resource Allocation: An Inferential Approach [J]. Journal of Human Resources, 1990: 635-664.
- [45] 李新荣, 曹小勇, 张姗姗. 妇女家庭地位与代际人力资本投资 [J]. 贵州财经大学学报, 2021 (4): 74.
- [46] 程名望, 张家平. 新时代背景下互联网发展与城乡居民消费差距 [J]. 数量经济技术经济研究, 2019 (7): 22-41.
- [47] 张川川, 王靖雯. 性别角色与女性劳动力市场表现 [J]. 经济学 (季刊), 2020 (3): 977-994.
- [48] 杨菊华. 从家务分工看私人空间的性别界限 [J]. 妇女研究论丛, 2006 (5): 16-22.
- [49] 许琪. 中国性别观念的变迁趋势、来源和异质性——以“男主外, 女主内”和“干得好不如嫁得好”两个指标为例 [J]. 妇女研究论丛, 2016 (3): 33-43.
- [50] Chen Y, Huang Y, Wang H. How Do Households Respond to Income Shocks: Evidence from Urban China from 1992 to 2003 [J]. SSRN, 2277691, 2013.
- [51] Kornrich S, Roberts A. Household Income, Women'S Earnings, and Spending on Household Services, 1980-2010 [J]. Journal of Marriage and Family, 2018, 80 (1): 150-165.
- [52] 范叙春. 收入增长、消费结构升级与产品有效供给 [J]. 经济与管理研究, 2016 (5): 16-24.
- [53] 董志勇, 黄迈. 信贷约束与农户消费结构 [J]. 经济科学, 2010 (5): 72-79.
- [54] 温兴祥. 失业、失业风险与农民工家庭消费 [J]. 南开经济研究, 2015 (6): 110-128.
- [55] 李江一. “房奴效应”导致居民消费低迷了吗? [J]. 经济学 (季刊), 2018 (1): 405-430.
- [56] 潘敏, 刘知琪. 居民家庭“加杠杆”能促进消费吗? ——来自中国家庭微观调查的经验证据 [J]. 金融研究, 2018 (4): 71-87.
- [57] 尤佳颖, 张东. 房产价值与住房负债对家庭消费的影响 [J]. 统计与决策, 2022 (14): 153-157.
- [58] 沈兆林. 家庭债务异质性对居民消费的影响 [J]. 统计与决策, 2021 (22): 72-76.
- [59] 张红凤, 黄璐. 产业结构升级与家庭消费升级——基于CHIP微观数据的经验分析 [J]. 当代经济科学, 2022 (6): 1-19.
- [60] Maury G, Brooks P. An Improved Measure of Inter-industry Pay Differentials [J]. Journal of Economic and Social Measurement, 2013, 38 (3).
- [61] Codazzi K, Pero V L, Sant'Anna A. Gender Identity and Female Labour Supply in Brazil [R]. WIDER Working Paper, 2017.
- [62] Wieber A, Holst E. Gender Identity and Womens' Supply of Labor and Non-market Work: Panel Data Evidence for Germany [J]. SSRN, 2688965, 2015.
- [63] Lippmann Q, Georgieff A, Senik C. Undoing Gender with Institutions: Lessons from the German Division and Reunification [J]. The Economic Journal, 2020, 130 (629): 1445-1470.
- [64] Ye B, Zhao Y. Women Hold up Half the Sky? Gender Identity and the Wife's Labor Market Performance in China [J]. China Economic Review, 2018, 47: 116-141.
- [65] 姜春云. 性别角色观念、家庭照料与流动女性劳动参与——基于CGSS2015的实证研究 [J]. 河北农业大学学报 (社会科学版), 2021 (1): 109-115.
- [66] Farré L, Vella F. The Intergenerational Transmission of Gender Role Attitudes and Its Implications for Female Labour Force Participation [J]. Economica, 2013, 80 (318): 219-247.
- [67] Stickney L T, Konrad A M. Gender-role Attitudes and Earnings: A Multinational Study of Married Women and Men [J]. Sex Roles, 2007, 57 (11): 801-811.
- [68] 前程无忧: 37.6%受访职业女性收入占家庭总收入3~5成 [N/OL]. (2022-05-07) [2022-09-30]. <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1732112392170660077&wfr=spider&for=pc>.
- [69] 调查显示中国女性年收入超过家庭收入的50%以上成为消费主力军 [N/OL]. (2018-09-07) [2022-09-30] [https://www.sohu.com/a/252452011\\_100256974](https://www.sohu.com/a/252452011_100256974).
- [70] 刘茂松. 论家庭消费性生产与家务劳动产品价值 [J]. 消费经济, 2002 (1): 62-64.
- [71] Gwozdz W, Reisch L A, Sousa-Poza A. Time Allocation, Consumption, and Consumer Policy [J]. Journal of Consumer Policy, 2010, 33: 115-118.
- [72] Stratton L S. The Role of Preferences and Opportunity Costs in Determining the Time Allocated to Housework [J]. American Economic Review, 2012, 102 (3): 606-611.
- [73] Stancanelli E G F, Stratton L S. Maids, Appliances and Couples' Housework: The Demand for Inputs to Domestic Production [J]. Economica, 2014, 81 (323): 445-467.

(责任编辑: 李 晨 张安平)



# 结构性货币政策能兼顾稳增长和防通胀吗？

——基于 MIUP-DSGE 模型

Can Structural Monetary Policy Reconcile Stabilizing Economic Growth with Preventing Price Inflation? An Analysis Based on MIUP-DSGE Model

彭安兴

PENG An-xing

**[摘要]** 因“供需低迷”和“输入通胀”，中国经济当前面临“稳增长”和“防通胀”双重压力。鉴于此，本文聚焦于我国结构性货币政策的“宏观总量”效应，研究其能否兼顾“稳增长”与“防通胀”双重目标。结合中国结构性货币政策实践，将货币引入NK（New Keynesian）模型的生产函数，构建一个具有厂商和银行异质性的MIUP（Money In Utility and Production）模型。DSGE分析发现：考虑货币在供给侧的“生产效应”后，即使货币总量钉住不变，结构性货币政策也能够增加短期产出同时维持价格稳定，因此可以兼顾“稳增长”和“防通胀”双重目标。政策启示为：结构性货币政策设计，应同时考虑“中观结构”调整功能和“宏观总量”调控功能，以创新出更科学的政策工具；结构性货币政策执行，应充分利用其“宏观总量”调控功能，以实现“稳增长”和“防通胀”双重目标。

**[关键词]** 结构性货币政策 稳增长 防通胀 MIUP模型

**[中图分类号]** F822.0 F820.2 F822.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 08-0091-12

**Abstract:** Chinese economy is under pressure from the inflation and growth, which is caused by the imported inflation and the supply-demand decline. Therefore, this paper will focus on the macro-economic effect of China's structural monetary policy, and discuss whether it can achieve the dual goals of growth stabilization and inflation prevention. Based on China's practice of structural monetary policy, this study modifies basic NK (New Keynesian) model by introducing money into production function and builds a new MIUP (Money In Utility and Production) model with firm and bank heterogeneity. It finds that, due to the production effect of money on supply side, structural monetary policy can increase short-run output and keep price stable, and hence achieve the dual goals even when the total amount of money remains unchanged. This paper suggests that both the functions of structural adjustment and macro-control should be considered in designing the structural monetary policy. Furthermore, the government should take advantage of its macro-control function to achieve the dual goals.

**Key words:** Structural monetary policy Stabilizing growth Preventing inflation MIUP model

**[收稿日期]** 2022-10-24

**[作者简介]** 彭安兴，男，1987年6月生，西安交通大学金禾经济研究中心博士研究生，研究方向为数字经济与宏观政策，联系方式为 penganxi@126.com。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

## 一、引言

2020年新冠疫情全球爆发之后,欧美等国为挽救经济衰退,实施了极度宽松的货币政策,虽然在一定程度上加速了经济复苏,但也引起了世纪大通胀。受“输入型通胀”和“经济供需低迷”的影响,中国经济面临着“稳增长”和“防通胀”的两难局面。货币政策既要最大程度稳住经济社会发展基本盘,又要在全球高通胀背景下继续保持物价形势的基本稳定。我国持续发挥结构性货币政策工具作用,强调政策工具精准直达实体经济,支持稳增长、稳就业、稳物价。结构性货币政策一般原理和作用机制是什么,能否兼顾“稳增长”和“防通胀”双重目标,成为急需研究的重要问题。

以调控总需求为主的总量型货币政策,短期内无法同时实现“稳增长”和“防通胀”。Phillips (1958)<sup>[1]</sup>利用英国数据,揭示了名义工资通胀率与失业率之间的负相关性,即“失业-工资菲利普斯曲线”。Samuelson 和 Solow (1960)<sup>[2]</sup>用美国数据,发现物价通胀率与失业率之间的负相关性,即“失业-物价菲利普斯曲线”。Okun (1962)<sup>[3]</sup>用产出增长率替代失业率,发现物价通胀率与经济增长率之间正相关,即“产出-物价菲利普斯曲线”。Friedman (1968)<sup>[4]</sup>发现通胀和失业之间的负相关性只在短期内存在<sup>①</sup>。“稳增长”需要货币总量宽松,会拉升通货膨胀;“防通胀”需要货币总量收紧,会牺牲经济增长。一个政策工具只能实现一个目标(Blanchard等,2010<sup>[5]</sup>),要同时解决“滞”和“胀”两个问题,总量货币政策工具似乎无能为力,只能灵活精准、合理适度地用好结构性货币政策工具。

我国结构性货币政策独树一帜,真正具有与财政政策、产业政策等相类似的结构调整功能。我国结构性货币政策工具作为总量调节的有益补充,在尊重宏观调控原理的基础上,纳入了微观结构的考量(胡育蓉和范从来,2017<sup>[6]</sup>)。人民银行创设的一系列结构性货币政策工具,有效引导了政策资金流向特定领域、特定行业和特定企业。反观欧美等国的结构性货币政策,主要为了解决“金融危机”期间零利率下限问题。欧美以结构性货币政策行总量扩张之实,通过量化宽松(Quantitative Easing)的大规模资产购买

计划(Large Scale Asset Purchases),为经济注入流动性以维持金融稳定(Bernanke,2020<sup>[7]</sup>)。金融危机后,欧美等发达国家分别开展了多轮QE计划(Kirikos,2020<sup>[8]</sup>)。新冠疫情暴发后,美联储、欧洲央行和英格兰银行又宣布了新的LSAP计划(Fabo等,2021<sup>[9]</sup>)。

结构性货币政策的传导机制主要依赖银行信贷渠道,但国外结构性货币政策本质上仍是总量型货币政策。Bernanke和Gertler(1995)<sup>[10]</sup>最早将“信贷渠道”和“金融摩擦”引入货币传导机制中。Bernanke等(1999)<sup>[11]</sup>基于Townsend(1979)<sup>[12]</sup>的成本状态验证理论,在DSGE模型中引入了标准信贷合约和异质不确定性冲击,从而开启了基于“信贷渠道”的金融加速器模型。Christiano等(2014)<sup>[13]</sup>将风险冲击引入“信贷渠道”中,扩展了金融加速器模型。Mishkin(2017)<sup>[14]</sup>指出,金融信贷摩擦和加速器机制可以解释2008年金融危机。Papadamou等(2019)<sup>[15]</sup>和Bohl等(2020)<sup>[16]</sup>实证表明美联储的结构性货币政策起到了“稳增长”效果,但也推升了通货膨胀。金融加速器模型能够揭示欧美等国基于量化宽松的结构性货币政策传导机制,但无法揭示我国基于定向操作的结构性货币政策传导机制。

关于我国结构性货币政策,国内学者研究发现其能兼顾多个目标,但没有关注是否能兼顾“稳增长”和“防通胀”。笄哲(2020)<sup>[17]</sup>、唐文进和丁赛杰(2020)<sup>[18]</sup>从实证层面研究表明,在缓解特定行业和企业融资约束上,传统总量型货币政策失效,结构性货币政策有效。金成晓和姜旭(2021)<sup>[19]</sup>研究表明,我国结构性货币政策功能由“拓宽基础货币投放渠道”逐渐向“助力经济高质量发展”转变。理论方面,主要在DSGE模型中引入有信贷投放偏向的银行和异质性厂商进行模拟分析。彭俞超和方意(2016)<sup>[20]</sup>、马勇和陈点点(2021)<sup>[21]</sup>研究发现,我国央行的结构性货币政策工具,较好地兼顾“经济稳定”和“产业升级”两个目标。殷兴山等(2020)<sup>[22]</sup>和董兵兵等(2021)<sup>[23]</sup>研究指出,结构型货币政策可兼顾“稳增长”和“防风险”双重目标。孔丹凤和陈志成(2021)<sup>[24]</sup>、江振龙(2021)<sup>[25]</sup>研究表明,结构性货币政策具有“降成本”和“调结构”双重功能。

中国结构性货币政策作用于经济的供给侧,目的

<sup>①</sup> 菲利普斯曲线有多个版本,Phillips(1958)提出的是“工资通胀率-失业率”菲利普斯曲线,Samuelson和Solow(1960)将工资通胀率替换为价格通胀率,Okun(1962)用经济增长率替代失业率,Friedman(1968)将预期通胀率加入曲线中。

是借“货币政策之工具”促“产业结构之升级”。与凯恩斯货币理论强调经济需求侧的“消费效应”不同，我国结构性货币政策更多强调的是经济供给侧的“生产效应”。现有关于我国结构性货币政策的研究，仅聚焦在中观结构上的“生产效应”，鲜有对宏观总量上的“生产效应”进行研究。中观上的“调结构”必会影响宏观上的“总水平”，一方面经济结构优化有利于效率提升，可实现“稳增长”之目标；另一方面效率提升又有利于保供稳价，可实现“防通胀”之目标。据此逻辑，本文将货币引入NK-DSGE (New Keynesian-Dynamic Stochastic General Equilibrium) 模型的生产函数中，构建一个MIUP-DSGE (Money In Utility and Production Function-Dynamic Stochastic General Equilibrium) 模型，聚焦于货币在供给侧的“生产效应”，以探讨我国结构性货币政策能否兼顾“稳增长”和“防通胀”的双重目标。

## 二、理论模型构建

Sidrauski (1967)<sup>[26]</sup>将货币引入效用函数，建立了新古典MIU (Money In Utility) 模型。Erceg等(2000)<sup>[27]</sup>和 Christiano等(2005)<sup>[28]</sup>将 Dixit 和 Stiglitz (1977)<sup>[29]</sup>的垄断竞争商品和 Calvo (1983)<sup>[30]</sup>的交错定价粘性引入到 MIU 模型，建立了新凯恩斯 NK (New Keynesian) 模型。为了刻画结构性货币政策在供给侧作用于特定企业的特点，本节在 NK 模型基础上，将货币引入生产函数中，构建一个含厂商和银行异质性的 MIUP (Money In Utility & Production) 模型。

### (一) 家庭

假设经济中的代表性大家庭，家庭成员均匀分布在  $[0, 1]$  区间上，成员为规避风险，共享收入和消费。大家庭选择总消费量  $C_t$ 、成员的劳动时间  $N_t^S(i)$  和  $N_t^B(i)$ 、货币余额  $M_t^H$  和存款余额  $D_t$ ，以使终身效用现值最大化。大家庭的目标函数为：

$$\max_{C_t, N_t^S(i), N_t^B(i), M_t^H, D_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \int_0^{\omega} \frac{N_t^S(i)^{1+\eta}}{1+\eta} di - \int_{\omega}^1 \frac{N_t^B(i)^{1+\eta}}{1+\eta} di + \log\left(\frac{M_t^H}{P_t}\right) \right\}$$

其中， $E_0$  为初始期的期望算子， $\beta$  为家庭的效用贴现因子， $\sigma$  为消费跨期替代弹性倒数， $\eta$  为劳动供给的 Frisch 弹性倒数， $\omega$  为小企业数量的比重， $N_t^S(i)$  为工作于小企业的家庭成员  $i$  的劳动时间， $N_t^B(i)$

为工作于大企业的家庭成员  $i$  的劳动时间。大家庭面临的跨期预算约束为：

$$P_t C_t + D_t + M_t^H = \int_0^{\omega} W_t^S N_t^S(i) di + \int_{\omega}^1 W_t^B N_t^B(i) di + (1+i_{t-1}^D) D_{t-1} + \Pi_t + M_{t-1}^H + T_t$$

其中， $P_t$  为总价格水平， $W_t^S$  为小企业名义工资水平， $W_t^B$  为大企业名义工资水平， $i_t^D$  为存款的名义利率， $\Pi_t$  为厂商的名义股利， $T_t$  为政府的名义转移支付。在上述设定下使用拉格朗日求极值方法，对  $C_t$ 、 $N_t^S(i)$ 、 $N_t^B(i)$ 、 $M_t^H$ 、 $D_t$  分别求一阶导数并令其等于零，化简整理后得宏观水平上的最优条件为：

$$C_t^{-\sigma} = \beta(1+i_t^D) E_t \frac{C_{t+1}^{-\sigma}}{1+\pi_{t+1}} \tag{1}$$

$$\frac{(N_t^S)^{\eta}}{C_t^{-\sigma}} = \frac{W_t^S}{P_t} \tag{2}$$

$$\frac{(N_t^B)^{\eta}}{C_t^{-\sigma}} = \frac{W_t^B}{P_t} \tag{3}$$

$$\frac{M_t^H}{P_t} = \frac{1+i_t^D}{i_t^D} C_t^{\sigma} \tag{4}$$

$$\pi_t \equiv \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 \tag{5}$$

宏观水平上，家庭供给小企业的劳动总量  $N_t^S \equiv \int_0^1 N_t^S(i) di$ ，家庭供给大企业的劳动总量  $N_t^B \equiv \int_0^1 N_t^B(i) di$ 。式(1)为家庭的消费欧拉方程，表明均衡时当期一单位消费的效用等于该消费用于购买存款并在下一期进行消费的效用现值。式(2)为家庭对小企业的劳动供给方程，式(3)为家庭对大企业的劳动供给方程，表明均衡时劳动的边际负效用绝对值等于工资用于消费产生的正效用。式(4)为家庭货币需求方程，反映了货币需求与消费和利率的关系。式(5)为净通胀率的定义。

### (二) 最终品厂商

假设经济中的代表性最终品厂商完全竞争，使用中间品作为投入，其生产函数为 CES (Constant Elasticity of Substitution) 加总形式：

$$Y_t = \left( \int_0^{\omega} Y_t^S(j)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj + \int_{\omega}^1 Y_t^B(j)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}, j \in [0, 1]$$

其中， $Y_t$  代表最终品产量， $Y_t^S(j)$  为小企业  $j$  生产的中间品， $Y_t^B(j)$  为大企业  $j$  生产的中间品， $\epsilon$  为中间

品的替代弹性。小企业分布在  $[0, \omega]$  的连续统上，大企业分布在  $[\omega, 1]$  的连续统上， $\omega$  代表了小企业数量的比重。定义小企业和大企业中间品的加总函数分别为  $Y_t^S \equiv \left( \int_0^1 Y_t^S(j)^{(\epsilon-1)/\epsilon} dj \right)^{\epsilon/(\epsilon-1)}$  和  $Y_t^B \equiv \left( \int_0^1 Y_t^B(j)^{(\epsilon-1)/\epsilon} dj \right)^{\epsilon/(\epsilon-1)}$ ，据此可得最终品总产量与中间品总产量的关系如下：

$$Y_t = (\omega Y_t^{S\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + (1-\omega) Y_t^{B\frac{\epsilon-1}{\epsilon}})^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \quad (6)$$

最终品厂商在式 (6) 约束下，选择加总的中间品数量  $Y_t^S$  和  $Y_t^B$  以最大化其利润，目标函数为  $\max_{Y_t^S, Y_t^B} P_t Y_t - (P_t^S Y_t^S + P_t^B Y_t^B)$ 。目标函数中，第一项  $P_t Y_t$  为最终品销售收入，第二项  $P_t^S Y_t^S$  为支付小企业的中间品成本，第三项  $P_t^B Y_t^B$  为支付大企业的中间品成本。对  $Y_t^S$  和  $Y_t^B$  求一阶最优条件得：

$$Y_t^S = Y_t \left( \frac{P_t^S}{\omega P_t} \right)^{-\epsilon} \quad (7)$$

$$Y_t^B = Y_t \left( \frac{P_t^B}{(1-\omega) P_t} \right)^{-\epsilon} \quad (8)$$

其中，一般价格指数  $P_t \equiv (\omega^\epsilon P_t^{S1-\epsilon} + (1-\omega)^\epsilon P_t^{B1-\epsilon})^{1/(1-\epsilon)}$ 。最终品厂商在中间品加总函数  $Y_t^S \equiv \left( \int_0^1 Y_t^S(j)^{(\epsilon-1)/\epsilon} dj \right)^{\epsilon/(\epsilon-1)}$  和  $Y_t^B \equiv \left( \int_0^1 Y_t^B(j)^{(\epsilon-1)/\epsilon} dj \right)^{\epsilon/(\epsilon-1)}$  约束下，选择单个企业中间品数量  $Y_t^S(j)$  和  $Y_t^B(j)$  以最大化其利润，目标函数分别为  $\max_{Y_t^S(j)} P_t^S Y_t^S - \int_0^1 P_t^S(j) Y_t^S(j) dj$  和  $\max_{Y_t^B(j)} P_t^B Y_t^B - \int_0^1 P_t^B(j) Y_t^B(j) dj$ 。分别对  $Y_t^S(j)$  和  $Y_t^B(j)$  求一阶最优条件，化简整理后可得两组中间品需求函数：

$$Y_t^S(j) = Y_t^S \left( \frac{P_t^S(j)}{P_t^S} \right)^{-\epsilon}$$

$$Y_t^B(j) = Y_t^B \left( \frac{P_t^B(j)}{P_t^B} \right)^{-\epsilon}$$

其中，小企业中间品价格指数  $P_t^S \equiv \left( \int_0^1 P_t^S(j)^{1-\epsilon} dj \right)^{1/(1-\epsilon)}$ ，大企业中间品价格指数  $P_t^B \equiv \left( \int_0^1 P_t^B(j)^{1-\epsilon} dj \right)^{1/(1-\epsilon)}$ ，对第  $j$  类中间品的需求量与其相对价格水平成反比。

### (三) 中间品厂商

中间品厂商分为小企业和大企业两类<sup>①</sup>，货币进入其生产函数。中间品厂商垄断竞争，且面临商品价格粘性。首先，厂商生产部门成本最小化，决定劳动和货币需求量。然后，厂商销售部门制定最优价格以使得利润最大化。

#### 1. 成本最小化。

Levhari 和 Patinkin (1968)<sup>[31]</sup> 在局部均衡框架下，将货币作为要素引入新古典生产函数，建立了 MIP (Money In Production) 模型。Sinai 和 Stokes (1972)<sup>[32]</sup> 将货币放入柯布-道格拉斯生产函数中，实证表明货币可作为生产要素，产出对货币的弹性显著。Benchimol (2015)<sup>[33]</sup>、Bafile 等 (2017)<sup>[34]</sup> 将货币作为生产要素，放入 NK-DSGE 模型的柯布-道格拉斯生产函数中。Peng (2022)<sup>[35]</sup> 证明，企业的“货币先行约束”模型，在形式上等价于里昂惕夫 (Leontief, LT) 生产函数。与货币进入柯布-道格拉斯生产函数相比，货币进入里昂惕夫生产函数，可将货币的生产职能解释为运营资本。借鉴 Peng (2022)<sup>[35]</sup> 的设定，假设中间品厂商使用货币和劳动两种要素进行生产，生产函数为里昂惕夫 (Leontief, LT) 形式：

$$Y_t^S(j) = A^S \min \left\{ \frac{M_t^S(j)}{W_t^S}, N_t^S(j) \right\}$$

$$Y_t^B(j) = A^B \min \left\{ \frac{M_t^B(j)}{W_t^B}, N_t^B(j) \right\}$$

其中， $M_t^S(j)$  和  $M_t^B(j)$  分别表示小企业和大企业向银行借入的名义货币余额， $N_t^S(j)$  和  $N_t^B(j)$  分别表示小企业和大企业雇用的劳动量， $A^S$  和  $A^B$  分别表示小企业和大企业的生产效率。假定小企业生产效率高于大企业，在后文参数校准时，将  $A^S$  标准化为 1.1，将  $A^B$  标准化为 1。

小企业在其生产函数约束下，选择贷款量  $M_t^S(j)$  和劳动雇佣量  $N_t^S(j)$  使其生产成本最小，成本目标函数为： $\min_{M_t^S(j), N_t^S(j)} [i_t^S M_t^S(j) + W_t^S N_t^S(j)]$ 。在前述设定下，成本最小化问题的拉格朗日函数为：

$$\mathcal{L} = [i_t^S M_t^S(j) + W_t^S N_t^S(j)] + \psi_t^S(j) \left[ Y_t^S(j) - A^S \min \left\{ \frac{M_t^S(j)}{W_t^S}, N_t^S(j) \right\} \right]$$

① 这里企业大小的区分不是产能规模上的，而是产权性质上的。例如两个规模相当的企业，属于国企或加入集团则为大企业，独立运营则为小企业。这种性质上的差异，导致企业融资时会受到银行区别对待。

其中,  $i_t^s$  为小企业的贷款利率,  $\psi_t^s(j)$  为小企业名义边际成本或平均成本 (因生产函数规模报酬不变, 边际成本等于平均成本)。对  $M_t^s(j)$  和  $N_t^s(j)$  分别求一阶最优条件, 然后在宏观水平上加总得:

$$W_t^s N_t^s = M_t^s \quad (9)$$

$$(1+i_t^s) W_t^s = \psi_t^s A^s \quad (10)$$

式 (9) 为小企业货币总需求方程, 表示企业需要融资以支付工资, 与企业现金现行约束条件等价。式 (10) 为小企业的隐式劳动总需求方程<sup>①</sup>, 表示企业的成本包含合同工资和融资利息两部分, 代表了利率的成本渠道。根据代表性厂商的性质, 小企业宏观加总变量与微观个体变量的关系为:  $Y_t^s =$

$$\left( \int_0^1 Y_t^s(j)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} = Y_t^s(j), M_t^s = \int_0^1 M_t^s(j) dj = M_t^s(j),$$

$$N_t^s = \int_0^1 N_t^s(j) di = N_t^s(j), \psi_t^s = \psi_t^s(j)。$$

同理可得, 大企业货币总需求方程和劳动总需求方程:

$$W_t^B N_t^B = M_t^B \quad (11)$$

$$(1+i_t^B) W_t^B = \psi_t^B A^B \quad (12)$$

根据代表性厂商的性质, 大企业宏观加总变量与微观个体变量的关系为:  $Y_t^B = \left( \int_0^1 Y_t^B(j)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} = Y_t^B(j), M_t^B = \int_0^1 M_t^B(j) dj = M_t^B(j), N_t^B = \int_0^1 N_t^B(j) di = N_t^B(j), \psi_t^B = \psi_t^B(j)。$

小企业中间品, 其需求函数为  $Y_t^s(j) = Y_t^s (P_t^s(j)/P_t^s)^{-\epsilon}$ , 其供给函数为  $Y_t^s(j) = A^s N_t^s(j)$ 。小企业中间品市场出清条件为  $Y_t^s (P_t^s(j)/P_t^s)^{-\epsilon} = A^s N_t^s(j)$ , 在宏观水平上加总出清条件得:

$$Y_t^s = \frac{A^s N_t^s}{\int_0^1 (P_t^s(j)/P_t^s)^{-\epsilon} dj} = A^s N_t^s \quad (13)$$

大企业中间品市场出清, 同理可得:

$$Y_t^B = \frac{A^B N_t^B}{\int_0^1 (P_t^B(j)/P_t^B)^{-\epsilon} dj} = A^B N_t^B \quad (14)$$

注意, 式 (13)、式 (14) 中第 2 个等号成立, 是因为价格离散核  $\int_0^1 (P_t^s(j)/P_t^s)^{-\epsilon} dj$  和  $\int_0^1 (P_t^B(j)/P_t^B)^{-\epsilon} dj$

的一阶泰勒近似值恒为 1。

## 2. 利润最大化。

中间品厂商垄断竞争, 可以设定价格以寻求利润最大化。假定中间品厂商采用 Calvo (1983)<sup>[30]</sup> 的交错合同定价模式, 每期有  $\theta$  的概率不能重新定价,  $\theta$  即为价格粘性。由于存在价格粘性, 厂商在  $t$  期制定价格时, 需要同时考虑当期和未来各期不能重定价的利润。单个小企业在需求函数  $Y_t^s(j) = Y_t^s (P_t^s(j)/P_t^s)^{-\epsilon}$  约束下, 制定最优价格的目标函数如下:

$$\max_{P_t^{S*}} E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k} [P_t^{S*} - \psi_{t+k|t}^s] Y_{t+k|t}^s$$

其中,  $Q_{t,t+k} \equiv \beta^k \frac{C_{t+k}^{-\sigma} P_t}{C_t^{-\sigma} P_{t+k}}$  为从  $t+k$  期到  $t$  的名义利润贴

现因子,  $\psi_{t+k|t}^s$  为  $t+k$  期仍维持  $t$  期价格的厂商的边际成本,  $Y_{t+k|t}^s = Y_{t+k}^s (P_t^{S*}/P_{t+k}^s)^{-\epsilon}$  为  $t+k$  期仍维持  $t$  期价格的厂商的产量。宏观水平上, 小企业定价问题的一阶最优条件为:

$$P_t^{S*} = \frac{\epsilon}{\epsilon-1} \frac{E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k} \psi_{t+k|t}^s}{E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k}} \equiv \frac{\epsilon}{\epsilon-1} \frac{X_{1,t}^S}{X_{2,t}^S} \quad (15)$$

$$X_{1,t}^S = \psi_{t,t}^s + \theta X_{1,t+1}^S \quad (16)$$

$$X_{2,t}^S = 1 + \theta X_{2,t+1}^S \quad (17)$$

同理可得, 大企业定价问题在宏观水平上的一阶最优条件为:

$$P_t^{B*} = \frac{\epsilon}{\epsilon-1} \frac{E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k} \psi_{t+k|t}^B}{E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k}} \equiv \frac{\epsilon}{\epsilon-1} \frac{X_{1,t}^B}{X_{2,t}^B} \quad (18)$$

$$X_{1,t}^B = \psi_{t,t}^B + \theta X_{1,t+1}^B \quad (19)$$

其中,  $P_t^{S*}$  和  $P_t^{B*}$  分别为小企业和大企业的最优定价, 辅助变量  $X_{1,t}^S \equiv E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k} \psi_{t+k|t}^s$ , 辅助变量  $X_{2,t}^S \equiv E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k}$ , 辅助变量  $X_{1,t}^B \equiv E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k Q_{t,t+k} \psi_{t+k|t}^B$ 。三个辅助变量均包含无穷求和项, 为了能够编程处理, 需写成式 (16)、(17) 和 (19) 的递归形式。

根据小企业和大企业中间品价格指数  $P_t^s =$

① 结合 (13) 式消去  $A^s$  可得显式劳动总需求方程。

$\left(\int_0^1 P_t^S(j)^{1-\epsilon} dj\right)^{1/(1-\epsilon)}$  和  $P_t^B = \left(\int_0^1 P_t^B(j)^{1-\epsilon} dj\right)^{1/(1-\epsilon)}$ , 以及 Calvo (1983)<sup>[30]</sup> 交错合同定价模式, 可得小企业和大企业价格指数的动态方程分别为:

$$P_t^{S^{1-\epsilon}} = \theta P_{t-1}^{S^{1-\epsilon}} + (1-\theta) P_t^{S^{1-\epsilon}} \quad (20)$$

$$P_t^{B^{1-\epsilon}} = \theta P_{t-1}^{B^{1-\epsilon}} + (1-\theta) P_t^{B^{1-\epsilon}} \quad (21)$$

#### (四) 商业银行

假设商业银行作为金融中介, 完全受中央银行控制, 简化起见不考虑运营成本。将商业银行分为两类: 小银行吸收存款  $D_t^S$  并向小企业提供贷款  $M_t^S$ ; 大银行吸收存款  $D_t^B$  并向大企业提供贷款  $M_t^B$ 。由于有存款保险制度, 两类银行吸收存款支付的利率相同。商业银行完全竞争, 向企业发放贷款收到的总利息, 等于从家庭吸收存款支付的总利息。两类商业银行在各自加总水平上, 有如下利润表约束:

$$i_t^D D_t^S = i_t^S M_t^S \quad (22)$$

$$i_t^D D_t^B = i_t^B M_t^B \quad (23)$$

若  $i_t^D = i_t^S = i_t^B$ , 则有  $D_t^S = M_t^S$  和  $D_t^B = M_t^B$ , 即商业银行吸收来的存款全部用于发放贷款, 没有资金闲置在商业银行。更一般的情况是: 存款无风险利率  $i_t^D$ , 小于风险较低的大企业贷款利率  $i_t^B$ ; 大企业贷款利率  $i_t^B$ , 小于风险较高的小企业贷款利率  $i_t^S$ 。若  $i_t^D < i_t^B < i_t^S$ , 则有  $D_t^S > M_t^S$  和  $D_t^B > M_t^B$ , 其经济含义为有部分资金闲置在商业银行 (相当于存款准备金)。令两类商业银行存款准备金为  $R_t^S$  和  $R_t^B$ , 其简化的资产负债表约束为:

$$D_t^S = M_t^S + R_t^S \quad (24)$$

$$D_t^B = M_t^B + R_t^B \quad (25)$$

其中,  $R_t^S$  代表小银行的存款准备金,  $R_t^B$  代表大银行的存款准备金, 存款准备金也可视为银行的货币需求。

#### (五) 中央银行

假设中央银行既采用总量型货币政策 (包括货币供给增长率、存款利率和准备金率三类工具) 调控经济总量, 也采用结构性货币政策 (包括定向再贷款、定向降息和定向降准三类工具) 调控经济结构。

##### 1. 总量型货币政策。

总量型货币政策中的数量规则以名义货币供给增

长率作为政策工具。令央行名义货币总供给量为  $M_t$ , 数量规则可表示为:

$$1 + g_t^M \equiv M_t / M_{t-1} \quad (26)$$

$$g_t^M = \rho_{g^M} g_{t-1}^M + (1 - \rho_{g^M}) \pi + \varepsilon_t^M \quad (27)$$

其中,  $g_t^M$  为名义货币供给增长率,  $\rho_{g^M}$  为名义货币供给增长率冲击的平滑系数,  $\varepsilon_t^M$  代表名义货币供给增长率的政策冲击。上述规则表明, 在稳态时名义货币供给增长率等于稳态通胀率  $\pi$ 。

总量型货币政策中的价格规则以名义存款利率作为政策工具。价格规则也称为泰勒规则, 可表示为:

$$i_t^D = \rho_{i^D} i_{t-1}^D + (1 - \rho_{i^D}) i^D + (1 - \rho_{i^D}) \varphi_\pi (\pi_t - \pi) + \varepsilon_t^D \quad (28)$$

其中,  $\rho_{i^D}$  为存款利率冲击的平滑系数,  $\varphi_\pi$  表示利率对通胀变化的反应强度,  $\varepsilon_t^D$  代表存款利率的政策冲击。上述规则表明, 在稳态时名义存款利率等于稳态值  $i^D$ 。

第三类总量型货币政策为准备金率政策。在传统的 NK-DSGE 模型中, 货币只进入效用函数, 也没有商业银行, 因此无法讨论准备金率政策。本文的模型还将货币放入生产函数, 企业通过贷款获得货币, 故可以分析准备金率政策。准备金率政策可表示为:

$$Z_t^S \equiv R_t^S / D_t^S \quad (29)$$

$$Z_t^B \equiv R_t^B / D_t^B \quad (30)$$

$$Z_t^S = \rho_{Z^S} Z_{t-1}^S + (1 - \rho_{Z^S}) \bar{Z}^S + \varepsilon_t^Z \quad (31)$$

$$Z_t^B = \rho_{Z^B} Z_{t-1}^B + (1 - \rho_{Z^B}) \bar{Z}^B + \varepsilon_t^Z \quad (32)$$

其中,  $Z_t^S$  和  $Z_t^B$  为两类银行的存款准备金率,  $\rho_{Z^S}$  和  $\rho_{Z^B}$  为存款准备金率冲击的平滑系数,  $\varepsilon_t^Z$  代表全面降准的政策冲击, 该冲击同时影响两类银行。上述规则表明, 在稳态时存款准备金率等于目标值  $\bar{Z}^S$  和  $\bar{Z}^B$ 。

##### 2. 结构性货币政策。

定向再贷款政策类似于数量型货币政策, 差别在于: 定向再贷款仅增加中小微企业货币供给, 且货币供给增加是临时的<sup>①</sup>; 数量型货币政策增加所有经济主体 (包括家庭、所有企业和商业银行) 的货币供给, 且供给量永久增加。定向再贷款政策规则如下:

$$1 + g_t^{MS} \equiv M_t^S / M^S \quad (33)$$

$$g_t^{MS} = \rho_{MS} g_{t-1}^{MS} + \varepsilon_t^{MS} \quad (34)$$

① 定向再贴现与定向再贷款基本原理相同, 不再单独讨论。

其中,  $g_t^{MS}$  为小企业贷款偏离稳态水平的比率<sup>①</sup>,  $\rho_{MS}$  表示定向再贷款冲击的平滑系数,  $\varepsilon_t^{MS}$  代表定向再贷款政策冲击。上述规则表明当定向再贷款冲击衰减为零时, 中小微企业贷款总量回到原稳态值  $M^S$ 。

定向降息政策类似于价格型货币政策, 差别在于: 定向降息仅临时降低中小微企业的贷款利率, 货币供给总量保持不变; 而价格型货币政策临时降低家庭存款利率, 货币供给总量内生决定。定向降息政策规则如下:

$$i_t^S = \rho_{iS} i_{t-1}^S + (1 - \rho_{iS}) i^S + (1 - \rho_{iS}) \varphi_\pi (\pi_t - \pi) + \varepsilon_t^{iS} \quad (35)$$

其中,  $\rho_{iS}$  为定向降息冲击的平滑系数,  $\varepsilon_t^{iS}$  代表定向降息政策冲击。上述规则表明当定向降息冲击衰减为零时, 中小微企业贷款利率回到稳态水平  $i^S$ 。

定向降准政策类似于全面降准政策, 差别在于: 定向降准仅临时降低中小微企业贷款对应的存款准备金率。定向降准政策规则为:

$$Z_t^S = \rho_{ZS} Z_{t-1}^S + (1 - \rho_{ZS}) \bar{Z}^S + \varepsilon_t^{ZS} \quad (36)$$

其中,  $\rho_{ZS}$  为小银行准备金冲击的平滑系数,  $\varepsilon_t^{ZS}$  代表定向降准政策冲击。上述规则表明当定向降准冲击衰减为零时, 小银行的准备金率回到稳态水平  $\bar{Z}^S$ 。

### 三、一般均衡与参数设定

#### (一) 一般均衡

产品市场均衡时, 全部产出用于消费, 故总产出等于总消费:

$$Y_t = C_t \quad (37)$$

劳动市场均衡时, 劳动总供给  $N_t$  等于两类企业的劳动总需求加权之和:

$$N_t = \omega N_t^S + (1 - \omega) N_t^B \quad (38)$$

货币市场均衡时, 中央银行的货币总供给等于家庭、企业和商业银行的货币总需求之和:

$$M_t = M_t^H + M_t^S + M_t^B + R_t^S + R_t^B \quad (39)$$

信贷市场均衡时, 家庭总存款等于小银行和大银行吸收的存款加权之和:

$$D_t = \omega D_t^S + (1 - \omega) D_t^B \quad (40)$$

至此, 完成模型全部设定。按出现顺序共有 36 个变量:  $C_t$ 、 $P_t$ 、 $M_t^H$ 、 $D_t$ 、 $i_t^D$ 、 $\pi_t$ 、 $N_t^S$ 、 $N_t^B$ 、 $W_t^S$ 、 $W_t^B$ 、 $Y_t$ 、 $Y_t^S$ 、 $Y_t^B$ 、 $P_t^S$ 、 $P_t^B$ 、 $i_t^S$ 、 $i_t^B$ 、 $\psi_t^S$ 、 $\psi_t^B$ 、 $M_t^S$ 、 $M_t^B$ 、 $P_t^{S*}$ 、 $P_t^{B*}$ 、 $X_{1,t}^S$ 、 $X_{1,t}^B$ 、 $X_{2,t}$ 、 $D_t^S$ 、 $D_t^B$ 、 $R_t^S$ 、 $R_t^B$ 、 $g_t^M$ 、 $Z_t^S$ 、 $Z_t^B$ 、 $g_t^{MS}$ 、 $N_t$ 、 $M_t$ 。将货币供给总量视为外生给定, 上述均衡系统存在唯一稳态解<sup>②</sup>。

#### (二) 参数校准与估计

参考彭俞超和方意 (2016)<sup>[20]</sup>的做法, 校准家庭效用季度贴现因子  $\beta$  为 0.990 4, 校准消费跨期替代弹性倒数  $\sigma$  为 2。参考彭安兴等 (2021)<sup>[36]</sup>的做法, 校准劳动 Frisch 弹性倒数  $\eta$  为 1, 校准中间品替代弹性  $\epsilon$  为 5。彭安兴等 (2021)<sup>[36]</sup>注意到近十年来数字零售快速发展减弱了我国价格粘性, 估计商品价格粘性  $\theta$  为 0.651。董兵兵等 (2021)<sup>[23]</sup>贝叶斯估计, 得到利率对通胀反应强度  $\varphi_\pi$  的后验均值为 1.60。为了反映小企业比大企业生产率高, 将小企业生产率  $A^S$  标准化为 1.1, 将大企业生产率  $A^B$  标准化为 1.0。小企业为能享受结构性货币政策优惠的企业, 故其数量比重由央行认定。央行扩大结构性货币政策的实施范围, 则符合小企业认定标准的企业数量增加。这里我们先假定小企业数量比重  $\omega$  为 0.40, 后文会对其取值做敏感性分析。

表 1 政策冲击相关参数贝叶斯估计

参数	经济含义	先验分布			后验分布	
		类型	均值	标准差	均值	90%置信区间
$\rho_{g^M}$	货币增长率平滑系数	Beta	0.650 0	0.100 0	0.640 8	[0.484 2, 0.808 3]
$\rho_{i^D}$	存款利率平滑系数	Beta	0.880 0	0.100 0	0.840 9	[0.691 0, 0.980 7]
$\rho_{Z^S}$	小银行准备金率平滑系数	Beta	0.812 2	0.070 3	0.898 9	[0.849 1, 0.964 8]
$\rho_{Z^B}$	大银行准备金率平滑系数	Beta	0.604 9	0.117 9	0.867 5	[0.795 2, 0.944 9]

① 注意, 在数量规则中  $g_t^M$  代表增长率, 这里虽然使用符号  $g_t^{MS}$ , 但代表的是小企业贷款离差率。当定向再贷款政策冲击衰减为零时, 小企业贷款量回到原均衡水平。

② 受篇幅限制, 文中无法列出稳态求解过程, 感兴趣的读者可联系作者索取。

续前表

参数	经济含义	先验分布			后验分布	
		类型	均值	标准差	均值	90%置信区间
$\bar{Z}^S$	小银行稳态准备金率	Norm	0.309 5	0.059 0	0.257 9	[0.151 6, 0.352 9]
$\bar{Z}^B$	大银行稳态准备金率	Norm	0.307 2	0.052 3	0.235 5	[0.150 5, 0.323 4]
$\rho_M^S$	小银行贷款离差率平滑系数	Beta	0.888 0	0.066 1	0.870 2	[0.773 6, 0.979 1]
$\rho_i^S$	小银行贷款利率平滑系数	Beta	0.884 4	0.056 0	0.829 7	[0.721 8, 0.925 6]

注：本表参数估计以季度为周期。

与政策冲击相关的参数，采用贝叶斯方法进行估计。观测数据期间为2010年1季度至2022年1季度，指标包含M2增长率、商业银行存款利率、小银行存款准备金率、大银行存款准备金率、小银行贷款增长率、小银行贷款利率<sup>①</sup>。借鉴彭安兴等（2021）<sup>[36]</sup>的做法，将货币增长率平滑系数先验值校准为0.65，标准差校准为0.10。参考董兵兵等（2021）<sup>[23]</sup>的做法，将存款利率平滑系数先验值校准为0.88，标准差校准为0.10。稳态准备金率的先验均值和标准差，采用观测样本的平均值和标准差。表1中其余参数较少有相关研究，故采用最小二乘法（Ordinary Least Square, OLS）的估计结果作为先验值。贝叶斯估计的后验均值与先验均值差异不大，表明参数估计结果稳健。

#### 四、DSGE 模拟分析

##### （一）数量规则 VS 定向再贷款

数量规则下，央行按式（27）调控货币供给增长率，利率由系统内生决定，银行准备金率保持不

变。定向再贷款规则下，央行按式（34）调控小企业贷款离差率（也可调控小企业贷款增长率，如此货币总量稳态值会增加，与疫情期间“管好货币总闸门”的总量政策相悖），货币总供给量内生决定，银行准备金率保持不变。

数量规则下正1个百分点货币增长率冲击，定向再贷款规则下正1个百分点小企业贷款离差率冲击，二者的脉冲响应结果如图1所示<sup>②</sup>。数量规则“稳增长”效果较强，但价格水平会发生永久通胀；定向再贷款“稳增长”效果较弱，但价格水平不会永久通胀。原因在于：数量规则调控的是货币供给增长率，当货币增长率冲击衰减为零时，虽然货币增长率回到原稳态，但经济中的名义货币量上升至新稳态，故名义价格同比例上升到新稳态；定向再贷款调控的是小企业贷款离差率，当离差率冲击衰减为零时，经济中名义货币量回到原稳态，故名义价格也回到原稳态。因此，在“管好货币总闸门，坚持不搞大水漫灌”的总量政策配合下，定向再贷款政策可以同时实现“稳增长”和“防通胀”两个目标。

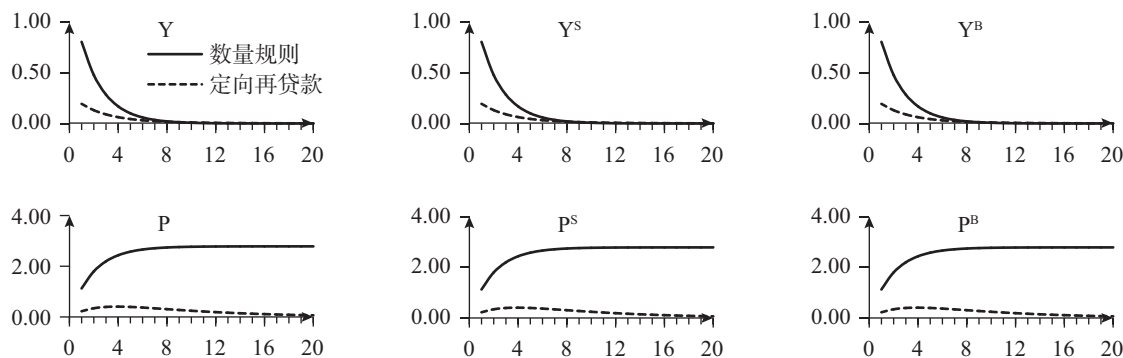


图1 数量规则与定向再贷款脉冲响应

注：数量规则下，货币增长率冲击为正1个百分点，两类银行准备金率保持不变；定向再贷款规则下，小企业贷款离差率冲击为正1个百分点，两类银行准备金率保持不变。

① 样本共包含8家商业银行，中国银行、农业银行、工商银行和建设银行代表大银行，招商银行、北京银行、宁波银行和南京银行代表小银行，银行指标取算术平均值。  
② 受篇幅限制，文中无法列出所有变量的脉冲响应图（下同），感兴趣的读者可联系作者索取。



### (二) 价格规则 VS 定向降息

价格规则下，央行按式 (28) 调控存款利率，货币供给量由系统内生决定，银行准备金率保持不变。定向降息规则下，央行按式 (35) 调控小企业贷款利率，货币总供给量保持不变，小银行准备金率内生决定，大银行准备金率保持不变（也可让货币总供给量内生决定，小银行准备金率固定不变，但此种规则与疫情期间“管好货币总闸门”的总量政策相悖）。

价格规则下负 50 个基点存款利率冲击，定向降息规则下负 50 个基点小企业贷款利率冲击，二者的脉冲响应结果如图 2 所示。价格规则“稳增长”效

果较强，但价格水平会发生永久通胀；定向降息“稳增长”效果较弱，但价格水平不会永久通胀。原因在于：价格规则调控的是名义存款利率，当存款利率冲击衰减为零时，虽然存款利率回到原稳态，但经济中的名义货币量上升至新稳态，故名义价格同比例上升到新稳态；定向降息调控小企业贷款利率的同时，货币供给量维持不变，当小企业贷款利率冲击衰减为零时，经济中名义货币量回到原稳态，故名义价格也回到原稳态。因此，在“管好货币总闸门，坚持不搞大水漫灌”的总量政策配合下，定向降息可以同时兼顾“稳增长”和“防通胀”两个目标。

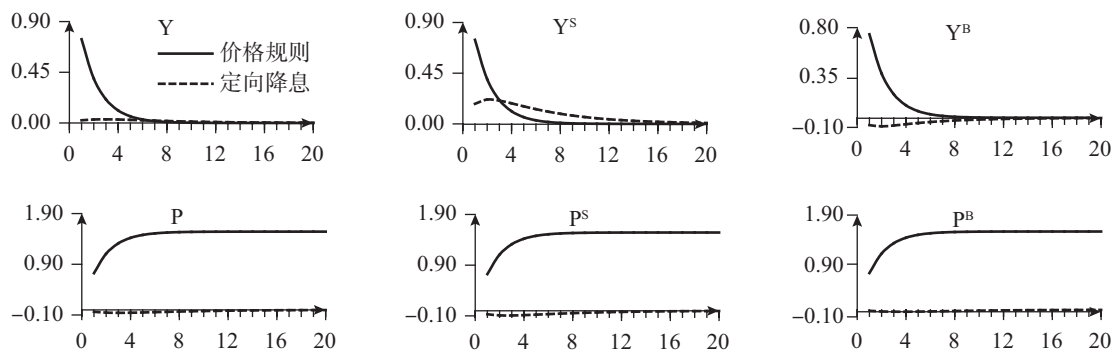


图 2 价格规则与定向降息脉冲响应

注：价格规则下，存款利率冲击为负 50 个基点，两类银行准备金率保持不变；定向降息规则下，小企业贷款利率冲击为负 50 个基点，货币总量保持不变，大银行准备金率保持不变，小银行准备金率自由调整（若让货币总量自由调整，小银行准备金率固定，此种情形与价格规则下的脉冲结果类似）。

### (三) 全面降准 VS 定向降准

全面降准规则下，央行按式 (31) 和式 (32) 同时调控两类银行准备金率，货币供给总量维持不变。定向降准规则下，央行按式 (36) 调控小银行准备金率，货币总供给量保持不变，大银行准备金率保持不变。

全面降准规则下负 5 个百分点准备金率冲击，定

向降准规则下负 5 个百分点小银行准备金率冲击，二者的脉冲响应结果如图 3 所示。全面降准的“稳增长”效果较强，价格水平不会发生永久通胀；定向降准的“稳增长”效果较弱，价格水平也不会发生永久通胀。原因在于：全面降准和定向降准，只是调控范围不同，都保持货币总供给量不变；当准备金率临时下调时，银行的准备金会释放到实体经济中，实

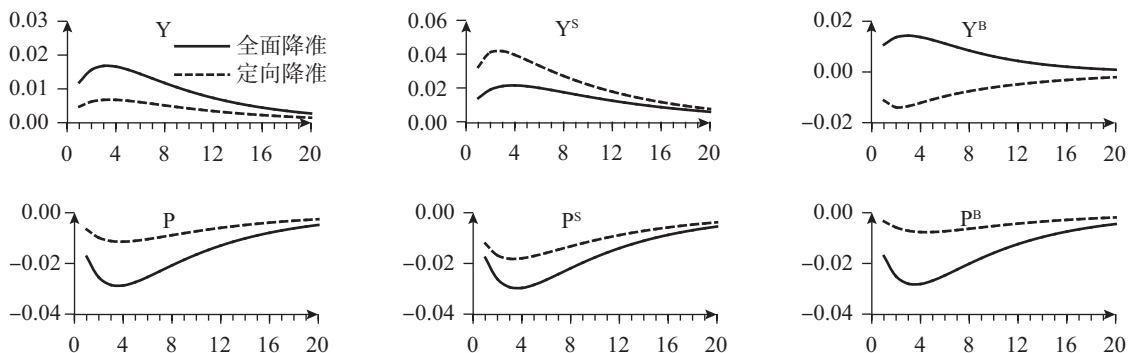


图 3 全面降准与定向降准脉冲响应

注：全面降准规则下，两类银行准备金率冲击为负 5 个百分点，货币总量保持不变；定向降准规则下，小银行准备金率冲击为负 5 个百分点，大银行准备金率保持不变，货币总量保持不变。

现政策“稳增长”目标；由于货币总量固定，而产出水平提升，故价格水平会临时下降，实现政策“防通胀”目标；当准备金率回到稳态时，银行的准备金和实体经济中的货币都回到原稳态，故名义价格也回升到原稳态。因此，在“管好货币总闸门，坚持不搞大水漫灌”的总量政策配合下，全面降准和定向降准，都能同时实现“稳增长”和“防通胀”两个目标。

## 五、政策效果敏感性模拟

### （一）政策范围与政策效果

结构性货币政策本质上是央行给予特定企业的优惠信贷政策，因此央行可以调整政策的影响范围。如央行放松中小微企业认定标准，让更多企业享受到优惠信贷政策，在我们模型中体现为代表小企业数量比重的参数 $\omega$ 变大。

结构性货币政策作用范围与政策效果的关系，如

图4所示。扩大定向再贷款政策范围，“稳增长”效果不变，价格暂时上升的幅度也不变；扩大定向降息和定向降准政策范围，“稳增长”效果随之提高，价格暂时下降的幅度也增加。对于定向再贷款，由于货币供给量内生调整，银行准备金率固定不变，当央行增加小企业贷款，会降低小银行的存贷款利率，从而带动大银行存贷款利率降低，间接使大企业贷款成本下降、贷款量增加。扩大定向再贷款政策范围，只不过是把间接信贷效应变为直接信贷效应，因此不改变政策效果强度。对于定向降息和定向降准，由于货币供给量和大银行准备金率固定不变，小银行准备金率自由调整，当央行降低小银行贷款利率（或存款准备金）时，小银行存款准备金（或贷款利率）对应自由调整，两类银行的存款利率不变，从而没有间接信贷效应。扩大定向降息和定向降准政策范围，会提高直接信贷效应，因此政策效果增强。

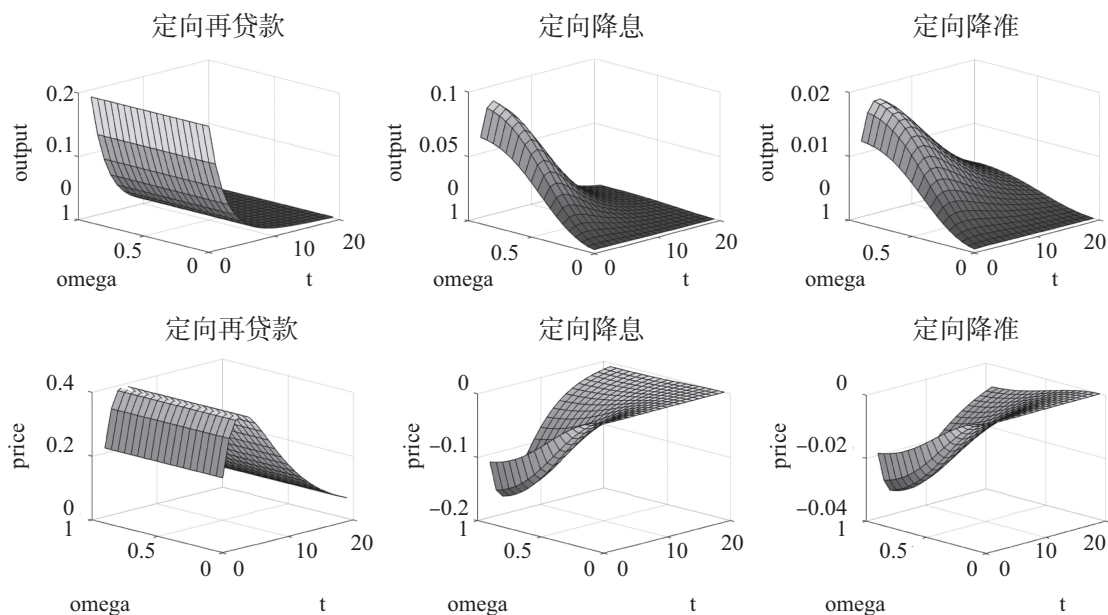


图4 结构性货币政策范围与效果

注：定向再贷款规则下，小企业贷款离差率冲击为正1个百分点，两类银行准备金率保持不变。定向降息规则下，小企业贷款利率冲击为负50个基点，小银行准备金率自由调整，货币总量和大银行准备金率保持不变。定向降准规则下，小银行准备金率冲击为负5个百分点，货币总量和大银行准备金率保持不变。

### （二）政策强度与政策效果

除调整结构性货币政策的影响范围外，央行还可以调整政策冲击的强度来改变政策效果。定向再贷款单位冲击为提高小企业贷款离差率正1个百分点，定向降息单位冲击为调低小企业贷款利率10个基点，定向降准单位冲击为调低小银行准备金率1个百分点。政策强度参数 $strong$ 代表单位冲击的倍数。

结构性货币政策强度与政策效果的关系，如图5所示。提高定向再贷款政策强度，“稳增长”效果随之提高，价格暂时上升的幅度也增加；提高定向降息和定向降准的政策强度，“稳增长”效果随之提高，价格暂时下降的幅度也增加。定向再贷款规则下，当小企业贷款离差率调高10个百分点时，总产出在第1期提高约2个百分点，总价格在第4期临时上升4

个百分点。定向降息规则下，当小企业贷款利率调低1个百分点时（即10个单位冲击），总产出在第3期提高约0.65个百分点，总价格在第3期临时下降0.11个百分点。定向降准规则下，当小银行准备金率调低10个百分点时，总产出在第3期提高约0.014

个百分点，总价格在第3期临时下降0.022个百分点。总的来看：定向再贷款的“稳增长”效果较强，但会使价格水平临时上升；虽然定向降息和定向降准的“稳增长”效果较弱，但价格水平暂时下降，“防通胀”效果显著。

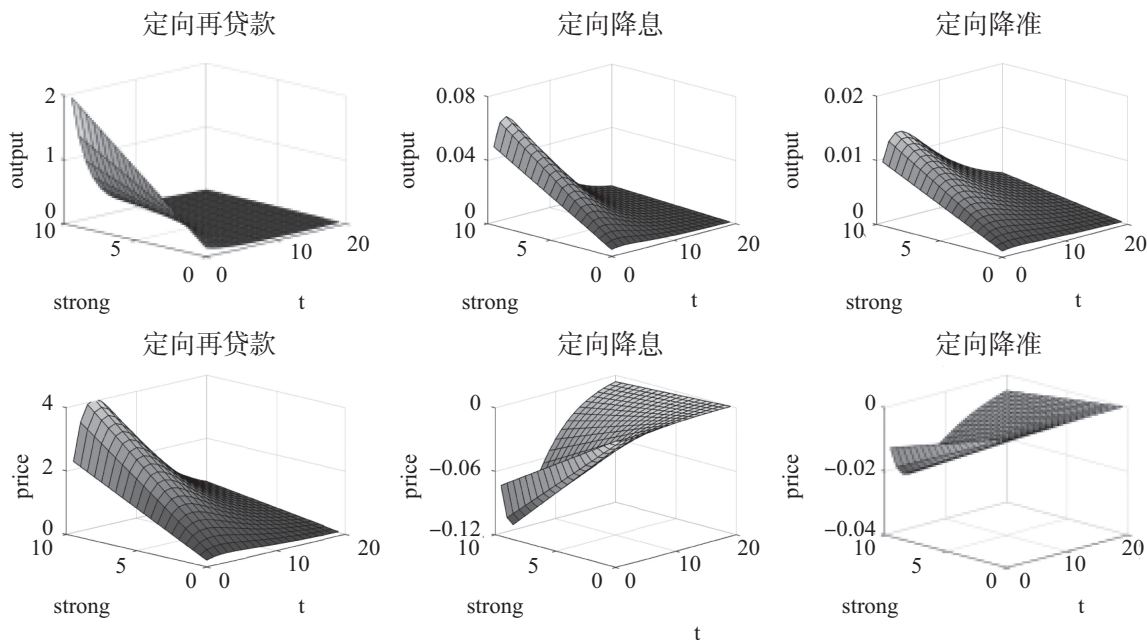


图5 结构性货币政策强度与效果

注：定向再贷款规则下，小企业贷款离差率单位冲击为正1个百分点，两类银行准备金率保持不变。定向降息规则下，小企业贷款利率单位冲击为负10个基点，小银行准备金率自由调整，货币总量和大银行准备金率保持不变。定向降准规则下，小银行准备金率单位冲击为负1个百分点，货币总量和大银行准备金率保持不变。

### 六、结论与启示

在我国经济向高质量发展转型阶段，传统货币政策的“总量之矛”难以有效解决经济的“结构之盾”，为此人民银行创新出了各类具有中微观结构性特征的货币政策工具。研究结论为：首先，我国结构性货币政策缘于经济结构调整之需要，目的是借“定向调整之工具”促“产业结构之升级”，以实现经济高质量发展为目标。疫情后我国坚持管好货币总闸门，采取了积极有效的结构性货币政策，货币总量保持相对稳定，故未发生全面通胀。其次，结构性货币政策可兼顾“稳增长”和“防通胀”的原因在于：实施结构性货币政策时，能够扩大企业信贷，促进产出增加，同时货币供给总量“锚定”在固定水平上，因此不会导致货币总量和价格水平的永久性上升。再次，扩大政策的影响范围，可以提高定向降息和定向降准的“稳增长”和“防通胀”效果；增加政策冲击强度，可以提高定向再贷款、定向降息和定向降准的“稳增长”效果，也可以提高定向降息和定向降

准的“防通胀”效果。

从研究结论出发得到政策启示为：一是，在设计各类有定向调整功能的结构性货币政策时，应关注其“中观结构”调整功能之外的“宏观总量”调控功能，继续创新结构性货币政策工具。现有结构性工具的理论研究和政策设计，往往仅聚焦于“中观结构”调整功能，而忽略了“宏观总量”调控功能。二是，在实施各类有定向调整功能的结构性货币政策时，应充分利用其“宏观总量”调控功能，以实现“稳增长”和“防通胀”双重目标。继续扩大和增强结构性货币政策的范围和力度，不仅可以优化产业结构，促进经济高质量发展转型，也可以有效应对“输入型通胀”和“供需低迷”双重压力。三是，我国总量型货币政策空间依然充足，若结构性货币政策总量目标与结构目标存在冲突时，可合理搭配使用两类货币政策工具。两者搭配使用可以拓宽政策操作空间，可以同时兼顾经济发展的多个目标，有效化解“稳增长”和“防通胀”等两难局面。

## 参考文献

- [1] Phillips A W. The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1951 [J]. *Economica*, 1958, 25 (100): 283-299.
- [2] Samuelson P A, Solow R M. Analytical Aspects of Anti-inflation Policy [J]. *American Economic Review*, 1960, 50 (2): 177-194.
- [3] Okun A M. Potential GNP & Its Measurement and Significance [C]. American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economics Statistics Section, 1962: 98-104.
- [4] Friedman M. The Role of Monetary Policy [J]. *American Economic Review*, 1968, 58 (1): 1-17.
- [5] Blanchard O, Dell' Ariccia G, Mauro P. Rethinking Macroeconomic Policy [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2010, 42 (s1): 199-215.
- [6] 胡育蓉, 范从来. 结构性货币政策的运用机理研究 [J]. *中国经济问题*, 2017 (5): 25-33.
- [7] Bernanke B S. The New Tools of Monetary Policy [J]. *American Economic Review*, 2020, 110 (4): 943-983.
- [8] Kirikos D G. Quantitative Easing Impotence in the Liquidity Trap: Further Evidence [J]. *Economic Analysis and Policy*, 2020, 68: 151-162.
- [9] Fabo B, Jancokova M, Kempf E, Pastor L. Fifty Shades of QE: Comparing Findings of Central bankers and Academics [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2021, 120 (C): 1-20.
- [10] Bernanke B S, Gertler M L. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9 (4): 27-48.
- [11] Bernanke B S, Gertler M L, Gilchrist S. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework [M]. *Handbook of Macroeconomics*, 1999, 1: 1341-1393.
- [12] Townsend R M. Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification [J]. *Journal of Economic Theory*, 1979, 21 (2): 265-293.
- [13] Christiano L J, Motto R, Rostagno M. Risk Shocks [J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (1): 27-65.
- [14] Mishkin F S. Rethinking Monetary Policy after the Crisis [J]. *Journal of International Money & Finance*, 2017, 73 (B): 252-274.
- [15] Papadamou S, Kyriazis N A, Tzeremes P G. Unconventional Monetary Policy Effects on Output and Inflation: A Meta-analysis [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2019, 61: 295-305.
- [16] Bohl G, Goy G, Strobel F. A Structural Investigation of Quantitative Easing [J]. *IMFS Working Paper*, 2020.
- [17] 笪哲. 结构性货币政策能纾解小微企业融资困境吗 [J]. *金融经济研究*, 2020 (2): 51-62.
- [18] 唐文进, 丁赛杰. 结构性货币政策、渠道识别与特征企业融资约束 [J]. *投资研究*, 2020 (5): 125-141.
- [19] 金成晓, 姜旭. 结构性货币政策与经济高质量发展: 作用机制与优化路径 [J]. *经济问题探索*, 2021 (11): 122-134.
- [20] 彭俞超, 方意. 结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定 [J]. *经济研究*, 2016 (7): 29-42, 86.
- [21] 马勇, 陈点点. 经济转型升级与中央银行的多种政策工具研究 [J]. *世界经济*, 2021 (7): 55-78.
- [22] 殷兴山, 易振华, 项燕彪. 总量型和结构型货币政策工具的选择与搭配——基于结构性去杠杆视角下的分析 [J]. *金融研究*, 2020 (6): 60-77.
- [23] 董兵兵, 徐慧伦, 谭小芬. 货币政策能够兼顾稳增长与防风险吗? ——基于动态随机一般均衡模型的分析 [J]. *金融研究*, 2021 (4): 19-37.
- [24] 孔丹凤, 陈志成. 结构性货币政策缓解民营、小微企业融资约束分析——以定向中期借贷便利为例 [J]. *中央财经大学学报*, 2021 (2): 89-101.
- [25] 江振龙. 破解中小企业融资难题的货币政策选择与宏观经济稳定 [J]. *国际金融研究*, 2021 (4): 23-32.
- [26] Sidrauski M. Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy [J]. *American Economic Review*, 1967, 57 (2): 534-544.
- [27] Erceg C J, Henderson D W, Levin A T. Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2000, 46 (2): 281-313.
- [28] Christiano L J, Eichenbaum M, Evans C L. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy [J]. *Journal of Political Economy*, 2005, 113 (1): 1-45.
- [29] Dixit A K, Stiglitz J E. Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity [J]. *American Economic Review*, 1977, 67 (3): 297-308.
- [30] Calvo G A. Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12 (3): 383-398.
- [31] Levhari D, Patinkin D. The Role of Money in a Simple Growth Model [J]. *American Economic Review*, 1968, 58 (4): 713-753.
- [32] Sinai A, Stokes H H. Real Money Balances: An Omitted Variable from the Production Function? [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1972, 54 (3): 290-296.
- [33] Benchimol J. Money in the Production Function: A New Keynesian DSGE Perspective [J]. *Southern Economic Journal*, 2015, 82 (1): 152-184.
- [34] Bafile R, Piergallini A. Firms' Money Demand and Monetary Policy. *Pacific Economic Review*, 2017, 22 (3), 350-382.
- [35] Peng A X. Money in the Utility and Production Function: A DSGE Approach [J]. *J CER Working Paper*, 2022.
- [36] 彭安兴, 胡春田, 陈晓东. 数字经济弱化了货币政策效果吗——基于价格粘性视角 [J]. *财经科学*, 2021 (10): 15-30.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

# 居民数字金融素养度量及其影响因素研究

——基于2022年中国居民数字金融素养问卷调查数据的实证检验

The Study on Measurement and Influencing Factors of Residents' Digital Financial Literacy: An Empirical Test Based on the 2022 Chinese Residents' Digital Finance Literacy Questionnaire Survey's Data

武志伟 殷明 吴宜真

WU Zhi-wei YIN Ming WU Yi-zhen

**[摘要]** 数字金融素养是数字经济时代体现金融素养的新维度和新领域,也是在微观层面衡量数字普惠金融发展的重要指标。本研究以Lyons和Kass-Hanna对数字金融素养的分析框架为基础,利用1506位中国居民数字金融素养问卷调查数据,采用主成分分析确定了中国居民数字金融素养的构成维度,并通过多元回归分析实证检验了个体因素与家庭环境因素对居民数字金融素养的影响。结果显示:中国居民数字金融素养由金融知识、数字知识、数字金融可得性意识、数字金融参与性意识、数字金融使用技能和数字金融维权意识等六个维度构成;性别、教育水平、经管课程学习、个人收入、身体健康水平、家庭财商培养和家庭金融氛围等因素对居民数字金融素养水平存在正向影响,年龄因素对居民数字金融素养存在负向影响。本研究拓展了数字金融素养理论的应用边界,丰富了中国居民数字金融素养的相关文献,研究结论可以为提升我国居民数字金融素养提供理论依据和实践指导。

**[关键词]** 数字金融素养 中国居民 主成分分析 个体因素 家庭环境因素

**[中图分类号]** F832 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2023)08-0103-13

**Abstract:** Digital financial literacy is a new dimension and field that reflects financial literacy in the era of digital economy, and is also an important indicator for measuring the development of digital inclusive finance at the micro level. Based on the analytical framework of Lyons and Kass-Hanna on digital financial literacy, this study used data from a survey of 1506 Chinese residents' digital financial literacy to determine the dimensions of Chinese residents' digital financial literacy by principal component analysis and empirically test the impact of personal factors and family environmental factors on residents' digital financial literacy by multiple regression analysis. The results show that Chinese residents' digital financial literacy is composed of six dimensions, including financial knowledge, digital knowledge, awareness of accessibility, awareness of participation, skills in the financial courses and awareness of safeguarding rights. Factors such as gender, education, business course learning, personal income, subjective health assessment, family cultivation of financial quotient and family financial atmosphere have a positive impact on residents' digital financial literacy level, while age has a negative impact. According to these results, this study expands the application boundaries of digital financial literacy theory, enriches the references relevant to Chinese residents' digital financial literacy. The research conclusions also provide theoretical and practical basis for improving the digital financial literacy of Chinese residents.

**Key words:** Digital financial literacy Chinese residents Principal component analysis Personal influencing factors Family environmental influencing factors

**[收稿日期]** 2023-03-26

**[作者简介]** 武志伟,男,1972年7月生,南京大学商学院副教授,主要研究方向为实验经济学与计量经济学;殷明,男,2000年2月生,南京大学商学院硕士研究生,研究方向为实验经济学;吴宜真,女,1972年11月生,南京大学商学院副教授,主要研究方向为市场营销与市场调研。本文通讯作者为武志伟,联系方式为wuzhiwei@nju.edu.cn。

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目“大数据视角下城市群要素流动的三维测度、理论机制与壁垒治理——以长三角地区为例”(项目编号:72173063)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

## 一、引言

数字金融素养是数字时代人们认识数字金融市场运作新规律、熟练使用金融科技,进而培养财务技能和改善财务能力的基础,也是在微观层面衡量数字普惠金融发展的重要指标(French等,2020<sup>[1]</sup>)。在数字金融发展过程中,一些原有的运行规律在一定程度上发生了改变,如金融机构同客户的物理距离被“线上距离”所替代(陈收等,2021<sup>[2]</sup>),数字金融产品的特征也与传统金融产品有着较大差别。消费者面对金融数字化转型,也需要有意识地提高相关的意识和能力。因此,传统金融素养的定义和指标已经不足以包含数字环境中消费者面对新型金融服务的特殊性,也无法在数字时代体现消费者的金融行为和决策能力(Lyons和Kass-Hanna,2021a<sup>[3]</sup>)。在这一背景下,数字素养与金融素养结合形成适应当前时代发展的数字金融素养(Digital Financial Literacy, DFL)(Lyons和Kass-Hanna,2021b<sup>[4]</sup>)。随着金融素养在日常的经济决策中发挥着越来越重要的作用,数字金融素养的研究必将成为数字时代金融素养的新命题(Goyal和Kumar,2021<sup>[5]</sup>)。

目前,学术界针对数字金融素养的研究还处于起步阶段。2018年经济合作与发展组织(OECD)<sup>[6]</sup>首次提出了数字金融素养的概念,Morgan等(2019)<sup>[7]</sup>进一步提出数字时代提高数字金融素养的必要性,提议G20国家对数字金融素养的标准化定义和评估方式达成一致,设计合理的评估工具,制定相关战略和计划,以促进数字金融教育的高质量发展。数字金融素养的调查研究大部分在印度和印度尼西亚等发展中国家开展,主要是因为数字技术对发展中国家往往有着更为强烈的影响,而且在发展中国家度量国民数字金融素养水平将有利于开展更多针对性的数字金融发展政策(Prasad等,2018<sup>[8]</sup>;Tony和Desai,2020<sup>[9]</sup>;

Setiawan等,2022<sup>[10]</sup>;Rahayu等,2022<sup>[11]</sup>)。由此可见,探究居民数字金融素养的一些基本理论问题是亟待学术界予以解决的重要课题。本研究利用中国居民数字金融素养问卷调查的数据,先通过主成分分析确定中国居民数字金融素养的构成维度,然后运用多元回归方法实证检验个体因素和家庭环境因素对居民数字金融素养影响,旨在探究居民数字金融素养度量及其影响因素。

## 二、度量框架、数据收集与模型修正

### (一) 数字金融素养的度量框架

早期的学者聚焦于使用单一维度来度量数字金融素养,利用数字金融能力(Digital Financial Capacity, DFC)替代数字金融素养进行研究,通过评估数字金融产品的具体操作情况(如使用电脑支付、移动支付、互联网理财服务、信用卡等)来对居民的数字金融素养进行衡量(罗煜和曾恋云,2021<sup>[12]</sup>;Luo等,2021<sup>[13]</sup>)。

后期的学者则更多致力于数字金融素养的整体框架研究。Morgan等(2019)<sup>[7]</sup>首次对数字金融素养的度量搭建了理论框架,提出了四个维度:数字金融产品及服务的认识、数字金融的风险认识、数字金融的风险控制能力和消费者维权意识和能力。李东荣(2020)<sup>[14]</sup>指出,数字金融素养应当包括但不限于数字金融基础知识、数字金融风险意识、数字金融使用和风险管理技能、数字金融消费者责任能力和权利能力等方面。Lyons和Kass-Hanna(2021b)<sup>[4]</sup>制定了金融素养、数字素养和数字金融素养三者联合的概念框架,总结出基本知识和技能、意识、实践、决策和自我保护等五个度量维度,并发现数字金融素养在五个维度区别于传统金融素养的特性。Setiawan等(2022)<sup>[10]</sup>则构建了四维度的指标体系,从数字金融知识、实践经历、风险意识和技能等四个方面度量数字金融素养(表1)。

表1 数字金融素养度量的相关文献

维度	Morgan等(2019)	Lyons和Kass-Hanna(2021a,2021b)	Setiawan等(2022)
1	数字金融产品及服务的认识	数字金融知识	数字金融知识
2	数字金融的风险认识	数字金融的意识和态度	使用数字金融产品及服务的实践经历
3	数字金融的风险控制能力	数字金融软件的操作能力	数字金融风险意识
4	消费者维权意识和能力	数字金融的决策能力	数字金融产品及服务的使用技能
5		自我保护能力	

本文以Lyons和Kass-Hanna(2021a,2021b)<sup>[3][4]</sup>构建的数字金融素养框架为基础,建立了中国居民数字金融素养度量的指标体系。在这一体系中,我们将

数字金融素养划分为五个维度:(1)数字金融知识:由来自金融知识和数字知识两部分评估项目综合组成;(2)数字金融的意识和态度:由居民对数字金

融软件存在、功能和使用情况三方面的了解程度以及数字金融活动的现有参与情况、未来参与意愿和相应的风险承担意愿等方面的问题组成；(3) 数字金融软件的操作能力：包含日常数字金融活动中使用频率最高的注册手续、交易手续和信息查询手续三个操作；(4) 使用数字金融服务时的决策能力：主要通过居民对数字金融产品及提供商的选择能力来进行评估；(5) 自我保护能力：包括预防诈骗信息、保护个人隐私和消费维权意识等（表2）。

表2 数字金融素养的度量框架

维度	评估项目
数字金融知识	利息知识
	金融风险知识
	移动电子设备使用知识
	数字化平台与技术使用
数字金融的意识和态度	信息搜索知识
	数字金融软件存在的了解程度
	数字金融软件功能的了解程度
	数字金融软件使用情况的了解程度
	互联网金融产品投资现状
	互联网金融产品投资意愿
数字金融软件的操作能力	互联网金融产品的风险承担意愿
	手机银行注册手续
	手机银行交易手续
数字金融的决策能力	手机银行信息查询
	选择适当的数字金融服务的能力
自我保护能力	选择可靠的数字金融供应商的能力
	理解相关条款的能力
	检测欺诈行为的能力
	保护隐私信息的能力
	互联网金融消费途径
	互联网金融消费维权主观难易度

(二) 数据的收集与处理

本文的数据源自南京大学商学院数字金融素养调研课题组2022年开展的“中国居民数字金融素养问卷调查”，其采用线上与线下调查相结合的形式，收

集共计1506份有效样本数据。该问卷调查的题目涵盖数字知识、金融知识、使用数字金融产品的意识和能力、数字金融风险等方面内容，问题结果均采用李克特五级量表进行量化赋值。参照传统金融素养的测量方法，本文使用主成分分析提取数字金融素养的公因子，剔除没有通过显著性水平检验的题项，通过降维得到构成居民数字金融素养的因子，进而获得基于问卷数据的中国居民数字金融素养度量维度（刘国强，2018<sup>[15]</sup>）。

对问卷数据的初步分析中，我们发现数字金融素养度量框架五因子模型累计的旋转（提取）载荷平方和仅为57.623%，说明该框架未能涵盖度量中国居民数字金融素养需要的大部分信息，解释能力较弱。同时，我们在分析过程中发现理论框架内各维度包含的信息比较紊乱，不同因子间的区分效度较低。如在数字金融知识维度上，金融知识和数字知识并不能综合构成解释数字金融素养的同一维度，两者对数字金融素养水平的影响体现在不同的维度上；在数字金融的意识和态度方面，了解程度的三个评估项目和参与程度的两个评估项目也不能形成一个公因子，且风险承担意愿并没有包含在两者成分之中；数字金融的决策能力则与数字金融软件的操作能力在主成分分析中有所重复；自我保护能力维度方面，仅有与消费维权相关的两个评估项目组成了一个解释成分。因此，根据现有文献提出的框架需要进一步修正才能更加准确有效地度量我国居民的数字金融素养。

(三) 度量框架的修正和居民数字金融素养构成维度的确定

1. 度量框架的修正。

我们使用主成分分析对理论度量框架进行了修正，修正框架下提取数字金融素养的6个公因子（表3）。结果显示，在修正框架下提取的6个公因子的累计方差贡献率达到79.383%，说明模型修正后各个公因子对数字金融素养的解释力得到了明显提升。

表3 修正模型的公因子方差结果

维度	初始特征值			提取载荷平方和			旋转载荷平方和		
	总计	方差百分比	累积%	总计	方差百分比	累积%	总计	方差百分比	累积%
1	4.672	33.370	33.370	4.672	33.370	33.370	2.587	18.480	18.480
2	2.264	16.171	49.541	2.264	16.171	49.541	2.526	18.045	36.525
3	1.199	8.567	58.108	1.199	8.567	58.108	1.670	11.930	48.455
4	1.053	7.522	65.630	1.053	7.522	65.630	1.619	11.568	60.023
5	1.011	7.220	72.849	1.011	7.220	72.849	1.534	10.958	70.980
6	0.915	6.533	79.383	0.915	6.533	79.383	1.176	8.402	79.383

从因子分析碎石图上可以直观地看出各个因子的重要性分布。因子的特征值越大，说明该因子包含的信息越多。如图1所示，本文提取的因子数已将特征值大于1的因子都包含进去，这表明修正后的度量体系能够有效涵盖数字金融素养需要的大部分信息。

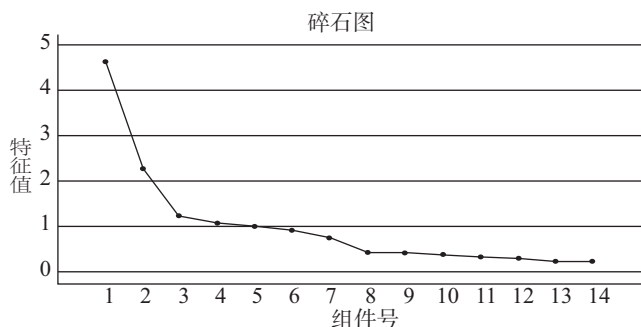


图1 因子分析碎石图

表4为修正后问卷的信度检验结果，问卷中与修正模型测量相关的14项问题的克隆巴赫 $\alpha$ 系数为0.835，修正后信度仍保持较高水平。

表4 修正模型的信度检验结果

可靠性统计		
克隆巴赫 $\alpha$	基于标准化项的克隆巴赫 $\alpha$	项数
0.835	0.834	14

表5为采用KMO检验和巴特利特球体检验对修正后的模型进行效度检验。检验结果显示，修正后KMO值为0.814，符合检验标准，巴特利特球体检验的显著性P值为0.000也符合检验标准。因此，本文将根据修正后的模型进行进一步分析。

表5 修正模型的KMO和巴特利特球体检验

KMO 取样适切性量数		0.814
巴特利特球形度检验	近似卡方	9 500.116
	自由度	91
	显著性	0.000

## 2. 中国居民数字金融素养度量维度的确定。

根据主成分分析结果，本文最终将数字金融素养分为六个维度：金融知识、数字知识、数字金融可得性意识、数字金融参与性意识、数字金融使用技能和数字金融维权意识，共包含14项问题，主要集中在互联网金融产品、手机银行、在线投资交易软件（掌上app）等，并在此基础上充分融合传统金融素养和数字素养的度量问题，对数字金融素养的量化进行针对性的优化。

其中，金融知识维度度量的是被访者的金融知识储备，包括利息知识和金融风险知识等两个层面。利

息层面主要考察被访者是否掌握利率计算、通货膨胀等基础的金融知识；金融风险层面则要求被访者能够识别金融投资产品的二重性，对预期收益和风险进行合理判断。

数字知识维度度量的是居民拥有的数字信息技术与互联网知识。在数字金融领域，数字知识的重要性主要体现在金融产品的数字化平台与技术使用上，本文通过考察被访者使用办公软件、搜索引擎、社交媒体和政务网站等数字化平台与技术的熟练程度这一指标来度量数字知识维度的第一个层面；搜索信息的速度、全面性和准确性等多重因素则被综合起来用以度量数字知识维度的第二个层面。

数字金融可得性意识度量的是居民对以一定成本获取数字金融服务难易程度的主观判断。与传统金融可得性局限于实地环境条件不同，数字金融可得性更强调在互联网环境获取线上服务的难易度。本文通过考察被访者对数字金融软件（主要指在线股票投资交易软件）的存在、功能和使用情况三个方面进行度量。

数字金融参与性意识度量的是居民主观参与数字金融活动的意愿，主要从投资现状和投资意愿两个层面展开。其中，投资现状度量受访者当前的数字金融参与程度，投资意愿则强调受访者根据自身对数字金融发展前景的判断而产生的未来参与数字金融活动的意愿。

数字金融使用技能度量的是居民在参与数字金融活动中使用相关软件的操作能力，该维度更关注技术性的问题。本文以手机银行为目标点，从注册手续、转账手续和信息查询三个操作对数字金融的使用技能水平进行度量。

数字金融维权意识度量的是居民在消费数字金融产品或享受数字金融服务时保护自身消费权益的潜在动力。在该维度，本文主要通过调查居民使用在线金融软件时的自我保护意识、居民对互联网金融消费维权途径的了解程度以及互联网金融消费维权的主观难易度来进行度量。

各维度具体的评估项目见下表6。

表6 修正后数字金融素养的构成维度

维度	评估项目
金融知识	利息知识
	金融风险知识
数字知识	数字化平台与技术使用
	信息搜索知识
数字金融可得性意识	对数字金融软件存在的了解程度
	对数字金融软件功能的了解程度
	对数字金融软件使用情况的了解程度



续前表

维度	评估项目
数字金融参与性意识	互联网金融产品投资现状
	互联网金融产品投资意愿
数字金融使用技能	手机银行注册手续
	手机银行转账手续
	手机银行信息查询
数字金融维权意识	互联网金融消费维权途径
	互联网金融消费维权主观难易度

### 3. 度量维度的因子得分。

本文通过 SPSS 软件计算得到旋转后的因子载荷即为标准化后的各维度得分  $sDFL_i$ ，分别乘以相应的方差贡献率后进行累加，得到最终的数字金融素养综合得分  $sDFL$ 。为了便于分析，本文将计算得到的各维度得分和综合得分转化为百分制得分：

$$DFL_i = \frac{sDFL_i - \min(sDFL_i)}{\max(sDFL_i) - \min(sDFL_i)} \times 100 \quad (1)$$

为了更加直观地显示数字金融素养得分的分布特征，本文将得分绘制成直方图（表 7 和图 2）。结果显示，中国居民数字金融素养综合得分的均值为 65.793，分布近似服从正态分布，处于及格线以上，说明样本居民具有一定的数字金融素养基础。但得分标准差为 15.142，离散程度较大，高得分的数字金融素养人群较少，数字金融素养整体水平仍有待进一步提高。

表 7 数字金融素养得分的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$DFL$	1 506	65.793	15.142	0	100
$DFL_1$	1 506	70.242	15.927	0	100
$DFL_2$	1 506	65.039	14.036	0	100
$DFL_3$	1 506	52.677	20.411	0	100
$DFL_4$	1 506	52.334	17.941	0	100
$DFL_5$	1 506	65.831	16.198	0	100
$DFL_6$	1 506	43.431	16.879	0	100

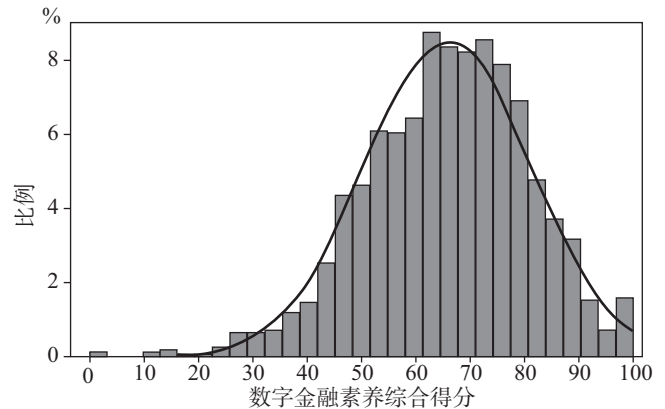


图 2 数字金融素养综合得分直方图

本文进一步将构成数字金融素养六个维度的得分绘制成直方图，以便更为全面地了解我国居民数字金融素养各个层面的现实状况（图 3）。分维度来看，金融知识（ $DFL_1$ ）、数字知识（ $DFL_2$ ）和数字金融使用技能（ $DFL_5$ ）三个维度的得分均值较高，显示出样本居民较高的金融知识、数字知识的储备以及较

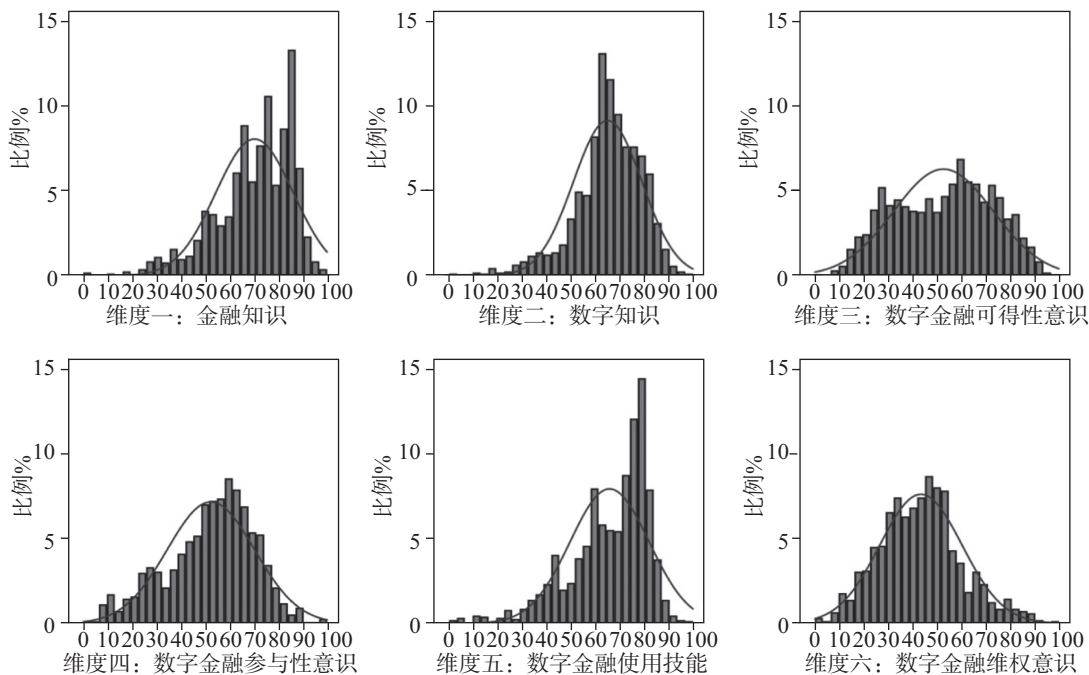


图 3 数字金融素养各维度得分直方图

强的数字金融实际操作能力。数字金融素养的可得性意识 ( $DFL_3$ )、参与性意识 ( $DFL_4$ ) 和维权意识 ( $DFL_6$ ) 三个维度的得分均值较低、标准差较大且低得分人群比例偏高,说明样本居民缺乏参与数字金融消费活动和主动了解数字金融产品/服务的积极性,尤其是样本居民的维权意识得分均值低于及格线,且大部分得分集中在 30~50 分。

### 三、数字金融素养及影响因素的描述性分析

#### (一) 变量选取与说明

为进一步了解不同类型居民数字金融素养的差

异,课题组在调查问卷中统计了填写者的年龄、性别、教育水平、专业学习、收入水平、健康程度和家庭情况等因素,本文将上述因素分为个体因素与家庭环境因素两个层面。其中个体因素包括年龄、性别、教育水平、经管课程学习、个人月收入和身体健康程度等变量;家庭环境因素包括家庭规模、城乡户口、家庭财商培养和家庭金融氛围等变量。

具体的变量定义及赋值如表 8 所示:

为了直观地表现由各变量划分的不同人群数字金融素养差异,本文对可能的影响因素进行了描述性分析(表 9)。

表 8 变量定义及赋值

变量名称	变量符号	变量定义及赋值
数字金融素养	$DFL$	由衡量数字金融素养的六个维度综合得分组成
个体因素		
年龄	$age$	年龄阶段,17岁及以下为1,50岁及以上为5,共5级
性别	$gender$	虚拟变量,性别为男则 $gender=1$ ,性别为女则 $gender=0$
教育水平	$edu$	以学历衡量的教育水平,初中及以下为1,硕士研究生及以上为5,共5级
经管课程学习	$course$	虚拟变量,在教育经历中是否学习过与经济管理相关的专业或课程,学习过经管课程则 $course=1$ ,否则 $course=0$
月收入	$income$	个人月收入水平,2000元及以下为1,2万元以上为5,共5级
健康程度	$health$	主观感受的身体健康水平,1为非常差,5为非常好,共5级
家庭环境因素		
家庭规模	$family$	虚拟变量,以家庭人口数量衡量家庭规模大小,家庭人口在5人及以上则 $family=1$ ,家庭人口在4人及以下则 $family=0$
城乡户口	$hukou$	虚拟变量,若户口所在地是城镇则 $hukou=1$ ,户口所在地为农村则 $hukou=0$
家庭财商培养	$fq$	家庭成员进行财务上的引导教育,1为完全无视财商培养,5为非常重视财商培养,共5级
家庭金融氛围	$envir$	虚拟变量,家庭成员、身边朋友和同社区邻居中是否有人从事金融或金融相关工作,有则 $envir=1$ ;没有则 $envir=0$

表 9 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$age$	1 506	3.155	1.105	1	5
$gender$	1 506	0.470	0.499	0	1
$edu$	1 506	3.712	0.941	1	5
$course$	1 506	0.499	0.500	0	1
$income$	1 506	2.819	1.208	1	5
$hukou$	1 506	0.801	0.399	0	1
$health$	1 506	3.879	0.818	1	5
$family$	1 506	0.288	0.452	0	1
$fq$	1 506	3.599	1.070	1	5
$envir$	1 506	0.726	0.446	0	1

#### (二) 描述性分析

本文进一步通过绘制箱式图<sup>①</sup>和多重柱状图的方式对上述因素对居民数字金融素养的影响进行组别分析。

1. 个体因素对居民数字金融素养影响的描述性分析。

##### (1) 年龄。

数据分析结果显示,年龄对样本居民的数字金融素养有着较为显著的负向影响,且年龄对数字金融素养的影响表现出一定的驼峰效应(图 4)。虽然青年阶段的数字金融素养会有一个短暂的提升阶段,但进入中年阶段后数字金融素养会缓慢下降。且年龄越大,该年龄段群体的数字金融素养的离散程度就越高。

① 采用箱式图最大的优点在于不受异常值的影响,更直观地判断数据的偏态和尾重,并且对数据的分布形式没有特定要求。

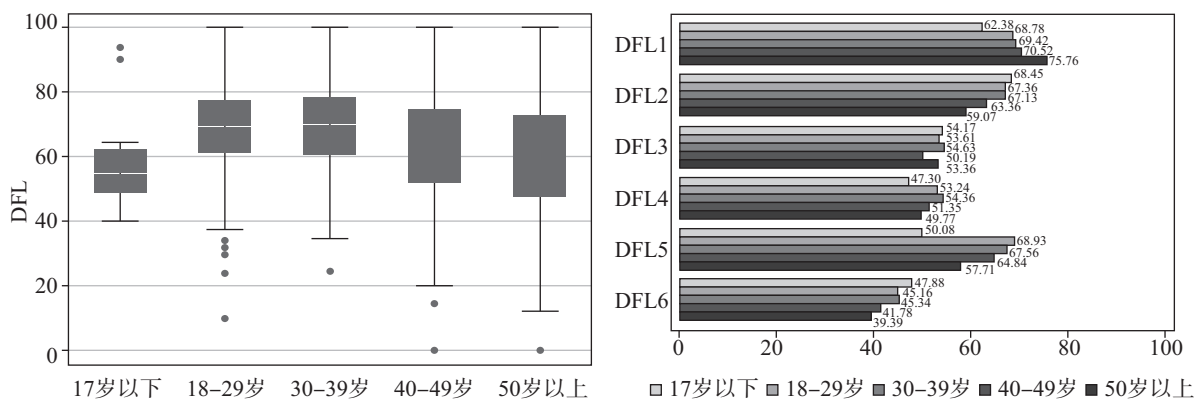


图4 不同年龄段的数字金融素养水平

从数字金融素养的六个构成维度来看，不同年龄段在数字金融素养中体现出的优势和劣势均有所差别。年轻群体在数字金融素养中的参与性意识存在明显优势，但与经验丰富的高龄群体相比，基础的金融知识领域还有所欠缺；高龄样本居民在金融知识维度处于领先地位，但对数字金融的认知水平和使用技能上都存在着严重不足。此外，不论在哪一个年龄段，数字金融的维权意识都处于较低的认识水平，这一现象需要引起足够的重视。

(2) 性别。

数据分析结果显示，样本居民中男性的数字金融素养略高于女性，但在不同维度上存在一定的差异（图5）。具体而言，男性在可得性意识和维权意识上略高于女性，但是女性在参与性意识和使用技能上则略高于男性。这说明随着数字经济的发展，女性在新兴的数字金融市场上成为重要参与主体，尤其是互联网金融科技的发展，使得新时代的中国女性更容易获得金融教育和从事金融职业。

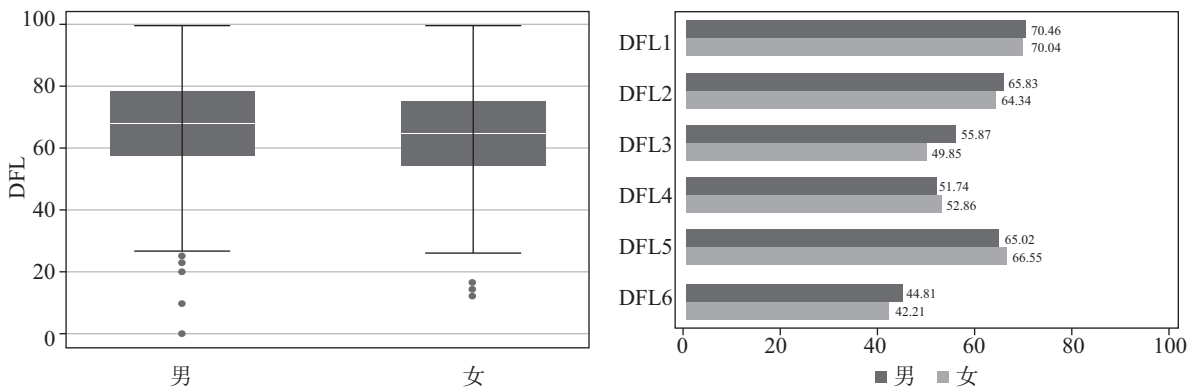


图5 不同性别的数字金融素养水平

(3) 教育水平和经管课程学习情况。

数据分析结果显示，学历越高，数字金融素养水平就越高，二者之间存在较为明显的正相关关系（图6）。事实上，教育水平高的人群，其学习能力和分析能力都更强，因此接受和了解数字金融相关知识的意愿会更强，学习和掌握数字金融技能相对更加容易。在前五个维度，样本居民的数字金融素养水平都随着学历的提高呈现阶梯式的增长。然而，在第六个维权意识维度学历的影响并不显著，这说明我国的教育在金融消费者维权领域上存在着一定的缺失，开展与数字金融消费相关的维权教育迫在眉睫。

管课程学习经历的群体总体上表现出更高水平的数字金融素养（图7）。

(4) 收入水平。

数据分析结果显示，样本居民的个人收入水平与数字金融素养总体上呈现正相关性（图8）。高收入人群往往有着更高的数字金融素养。事实上，收入越高，个人可支配的用于投资等金融活动的资产就越多，也有更多的机会接触到互联网金融产品，因而更容易产生认识和学习数字金融相关知识的积极性，并提升相应的技能，在这一过程中自然地提高了自身数字金融素养的水平。反过来，数字金融素养的缺乏会诱发人们在互联网金融市场上做出不合理的信贷决策，进而有可能导致财务困境的发生。因此，数字金

在教育过程中是否学习过相关的经管课程也体现出不同个体的数字金融素养在教育层面的差异，有经

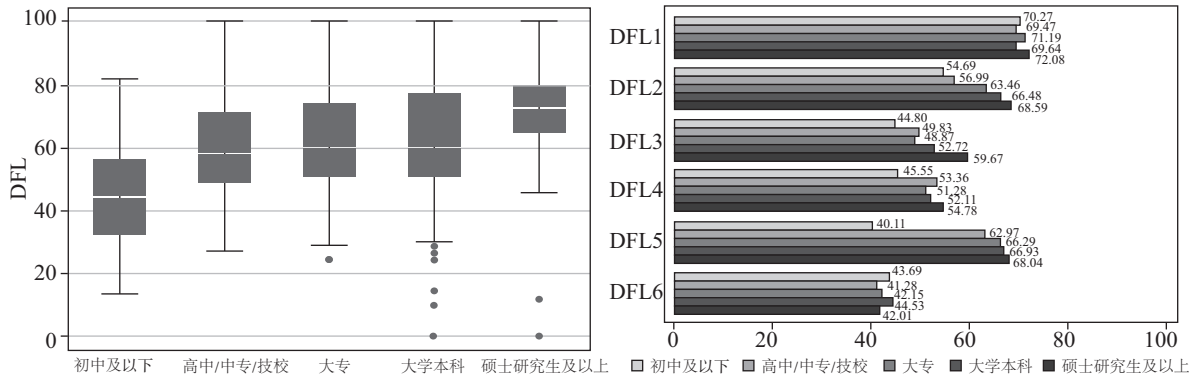


图6 教育水平与数字金融素养

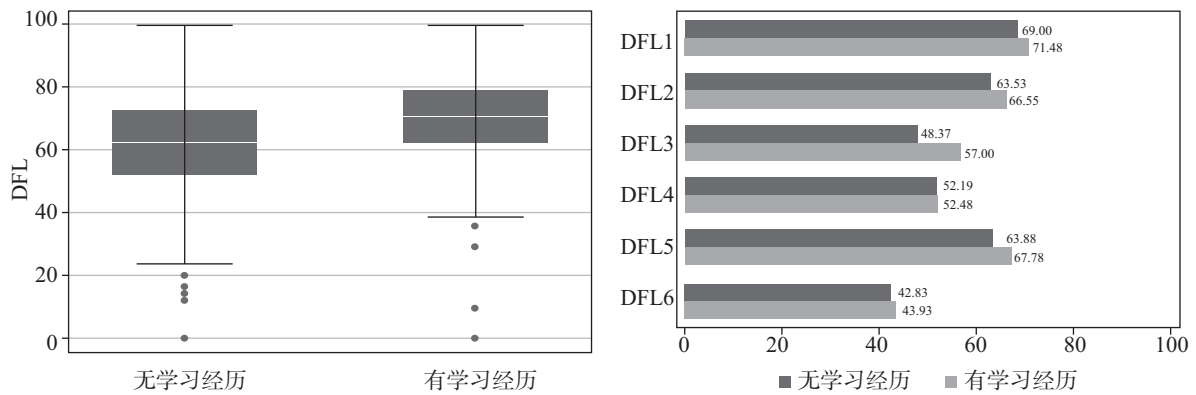


图7 不同金融课程学习经历的数字金融素养水平

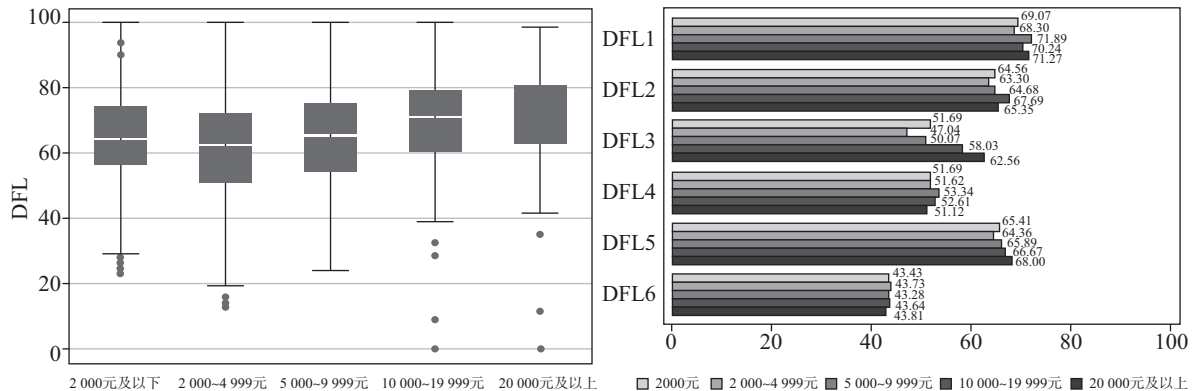


图8 收入水平与数字金融素养

融素养与收入水平之间存在着较为明显的双向因果关系，提升居民的数字金融素养将带动收入的提高，并有利于抑止持续性贫困。

(5) 健康水平。

数据分析结果显示，数字金融素养与样本居民的主观健康水平之间具有高度的正相关关系（图9）。可能的原因在于，自身拥有较强心理与身体素质的居民，更愿意付出时间与财富参与数字金融活动，也更注重提升自己的相关知识与技能来应对新兴的数字金融发展。

2. 家庭环境因素对居民数字金融素养影响的描述性分析。

(1) 家庭规模。

数据分析结果显示，家庭规模对数字金融素养的影响不明显，小规模家庭与大规模家庭成员的数字金融素养水平并没有表现出较为明显的差异（图10）。

传统金融素养的相关研究认为，家庭规模会负面影响风险金融资产的持有比重，进而影响居民的金融素养（朱光伟等，2014<sup>[16]</sup>）。人口规模小的家庭结构有利于家庭成员做出更积极灵活的金融投资决策，促使家庭持有更高比例的风险金融资产，进而提升居民

的金融素养。人口规模大的家庭很难像小规模家庭一样做出灵活的投资决策，进而会减少其风险金融资产的持有比重，最终降低居民的金融素养。

本研究的结果有所不同，我们认为家庭规模对数字金融素养影响不明显的可能原因在于，数字金融素养在很大程度上受到风险金融资产数字化的影响，金融产品的数字化将居民的投资决策从以家庭为单位转向以个人为单位，家庭规模对更强调个体决策能力的数字金融素养并不产生与传统金融素养一样的约束力。

(2) 户口属地。

数据分析结果显示，持有城市户口居民的数字金

融素养与持有乡村户口居民的数字金融素养相比并没有明显的差异（图 11）。

城乡差距一直以来被认为是影响中国居民金融素养的重要因素，传统研究认为，由于城市的区位和资源等多方面的优势，农村地区的金融机构网点分布少，金融覆盖率较低，加之受限于文化、使用习惯和网络联通等多方面的影响，城市居民的金融素养显著高于农村居民（姚耀军，2005<sup>[17]</sup>；刘国强，2018<sup>[15]</sup>）。

笔者认为，数字金融素养在户口属地与传统金融素养的表现相悖，这得益于我国数字普惠金融对农村金融发展的推动作用（Hasan 等，2020<sup>[18]</sup>）。传统金

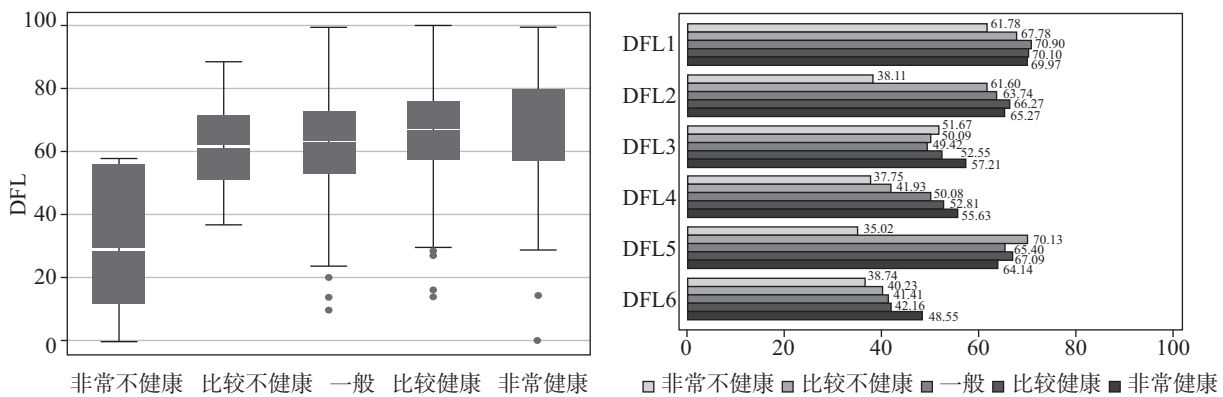


图 9 健康水平与数字金融素养

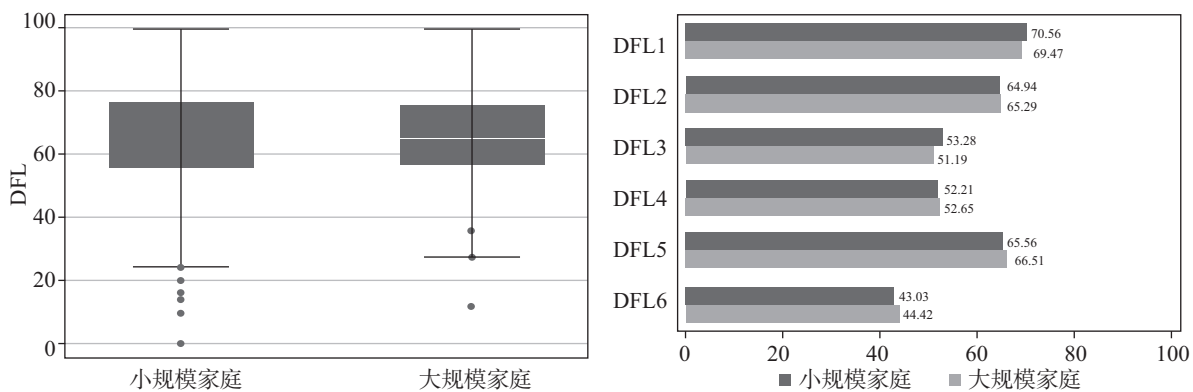


图 10 不同家庭规模的数字金融素养水平

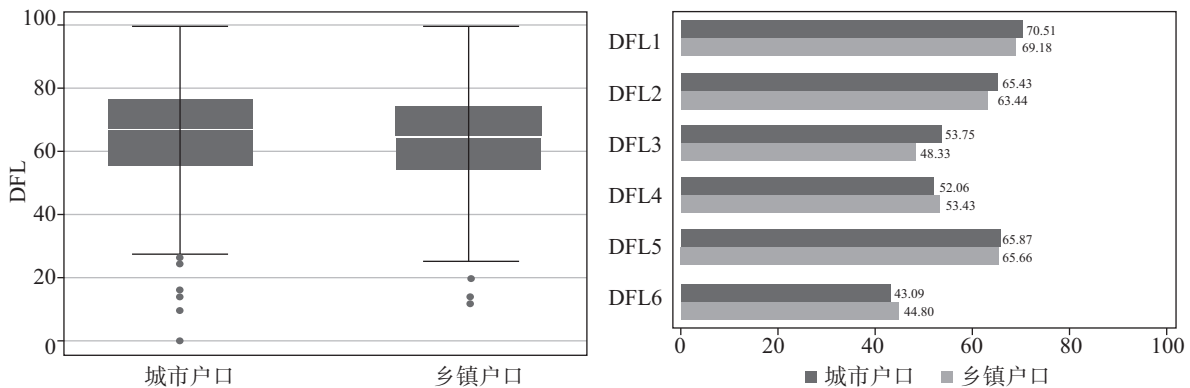


图 11 不同户口所属地的数字金融素养水平

融依托于金融机构的实体网店，但随着金融科技的普及，新兴的数字金融依托于移动支付软件等网络平台，使得数字金融产品随着网络服务于传统金融服务所覆盖不到的人群（宋晓玲，2017<sup>[19]</sup>），从而降低了农村居住者接受金融服务的门槛，农村地区的金融覆盖率逐步提高，数字金融素养水平自然也与城市地区相差无几。

(3) 家庭财商培养。

数据分析结果显示，家庭对子女财商培养的重视

程度与数字金融素养整体上呈现出明显的正相关关系（图12）。本文通过量化家庭对后代财商培养的重视程度来分析家庭金融教育对数字金融素养的影响，结果证明家庭的财商培养在知识层面和意识层面都促进了数字金融素养的提升。导致这一结果的原因可能是青少年的金融素养教育更多由家庭完成，因而数字金融素养水平的差异很大程度上会受到家庭在初期对子女金融教育的影响。

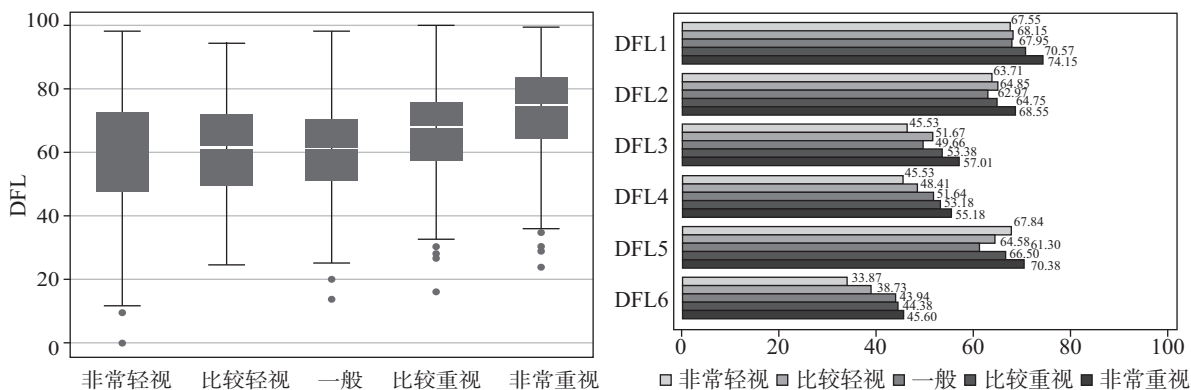


图12 不同家庭财商培养的数字金融素养水平

(4) 家庭金融氛围。

数据分析结果显示，样本居民是否有金融从业者关系对居民数字金融素养有显著的正向影响。身边有金融从业者样本居民的数字金融素养显著高于身边没有金融从业者的居民，证明了家庭金融氛围对提升居

民数字金融素养的重要性（图13）。这一结果说明个体在生活环境中是否受到金融从业者的影响对数字金融素养的提升极其重要，金融从业者往往会在其所处的关系网络中产生正向的金融素养影响，例如制定合理的理财规划（胡振和臧日宏，2017<sup>[20]</sup>）。

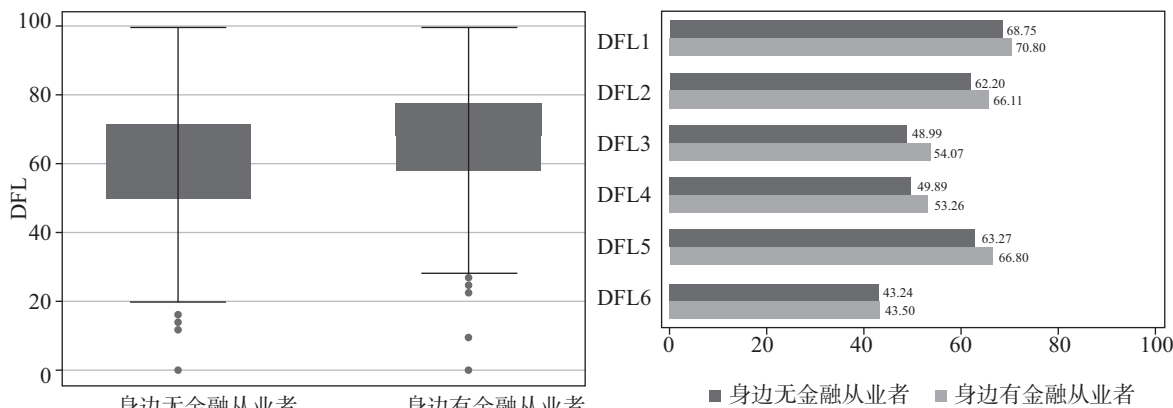


图13 不同家庭金融氛围的数字金融素养水平

四、进一步的计量分析

(一) 计量模型的构建

本文构建了多元回归模型来实证检验个体因素和家庭环境因素对数字金融素养总体以及各个维度的影响，以期得出更为准确和可靠的结论：

$$DFL = \gamma_0 + \gamma_1 \times age + \gamma_2 \times gender + \gamma_3 \times edu + \gamma_4 \times course$$

$$+ \gamma_5 \times income + \gamma_6 \times hukou + \gamma_7 \times health + \gamma_8 \times family + \gamma_9 \times fq + \gamma_{10} \times envir \quad (2)$$

$$DFL_i = \gamma_0 + \gamma_1 \times age + \gamma_2 \times gender + \gamma_3 \times edu + \gamma_4 \times course + \gamma_5 \times income + \gamma_6 \times hukou + \gamma_7 \times health + \gamma_8 \times family + \gamma_9 \times fq + \gamma_{10} \times envir \quad (3)$$

其中， $DFL_i$  表示数字金融素养第  $i$  维度的得分。

回归结果如表10所示。列（1）展示了数字金

融素养总体得分为被解释变量的回归结果，列（2）~列（7）则依次汇报了数字金融素养六个维度为被解释变量的回归结果。回归结果总体上与描述性分析的结论基本一致，并且各维度的回归结果深化了对之前描述性分析的认识与结论。

（二）个体因素对数字金融素养影响的计量分析

第一，年龄对数字金融素养影响的计量分析结果与描述性分析一致，年龄与数字金融素养水平总体上存在显著的负向影响。回归结果显示，年龄对数字金融素养的负向影响主要体现在数字知识、可得性意识、数字金融使用技能和维权意识等四个维度上，而金融知识的积累会随着年龄增长而积累，二者之间是正相关关系，数字金融参与性意识则与年龄因素无关。

第二，性别因素对数字金融素养影响的计量分析结果显示，男性的数字金融素养显著高于女性。导致这一结果的原因主要来自男性的可得性意识维度和维权意识维度显著高于女性；而女性在使用技能维度方面得分更高；其他维度性别差异并不明显。

第三，教育水平程度与数字金融素养总体呈现正向影响。教育水平越高数字金融素养也越高，这种影响主要表现在随着受教育水平的提高，样本居民的金融知识、数字知识也越丰富，数字金融的可得性意识越强，数字金融的使用技能越高，而教育水平对数字金融的参与性意识和维权意识没有显著影响，这也支持了之前描述性分析对当前金融教育缺乏数字金融维权意识教育这一结论。

第四，经管课程学习与数字金融素养之间也存在显著正向影响。这一影响主要是通过促进样本居民的金融知识积累和数字金融可得性意识的提高来实现。回归结果显示经管课程学习对数字知识、数字金融参与性意识和使用技能以及数字金融维权意识影响不显著。这一结果说明我国当前的经管课程学习内容缺乏

对数字知识、数字金融参与意识和使用技能的培养，没有起到提升样本居民维权意识的作用，未来在学习内容的设计上还有很大的提升空间。

第五，收入水平与数字金融素养存在显著正向影响。高收入水平会促进样本居民数字知识的积累和更高的数字金融可得性意识，而且也会提升样本居民的数字金融使用技能。而高收入水平与金融知识积累、数字金融参与性意识和数字金融维权意识之间没有明显的关系存在。

第六，健康水平与数字金融素养之间存在显著的正向影响。健康水平高的样本居民有更高的数字金融可得性意识和参与性意识，同时也有比较强的数字金融维权意识，健康水平与金融知识、数字知识的积累和数字金融使用技能的提升之间作用不明显。

（三）家庭环境因素对数字金融素养影响的计量分析

第一，家庭规模和户口属地与数字金融素养之间不存在显著的相关关系，与描述性分析的结论类似。但回归结果发现户口属地对数字知识的积累和数字金融可得性意识的提高存在一定的促进作用，说明不同地域的区位属性还会对数字知识的积累和数字金融可得性意识产生一定程度的影响。

第二，家庭财商培养是唯一一个无论从总体还是各维度均对数字金融素养存在显著促进作用的变量。这一结果说明家庭的金融教育是提升样本居民数字金融素养一个非常重要的途径，而且也是最有效的一种方式，它可以全方位地促进个体数字金融素养的提高。

第三，家庭金融氛围与数字金融素养之间存在显著的正向影响。这种影响通过促进样本居民数字金融知识的积累、数字金融可得性意识、参与性意识以及数字金融使用技能来实现，家庭金融氛围对金融专业知识的积累和数字金融维权意识的提升作用不显著。

表 10 分维度影响的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>DFL</i>	<i>DFL</i> <sub>1</sub>	<i>DFL</i> <sub>2</sub>	<i>DFL</i> <sub>3</sub>	<i>DFL</i> <sub>4</sub>	<i>DFL</i> <sub>5</sub>	<i>DFL</i> <sub>6</sub>
<i>age</i>	-2.625*** (-6.289)	2.716*** (5.798)	-2.164*** (-5.033)	-1.108* (-2.024)	-0.621 (-1.169)	-2.431*** (-4.798)	-1.969*** (-4.134)
<i>gender</i>	2.001** (2.928)	0.610 (0.736)	1.273 (1.816)	4.998*** (4.936)	-1.434 (-1.558)	-1.709* (-2.049)	2.313** (2.657)
<i>edu</i>	2.860*** (6.561)	1.224* (2.422)	2.471*** (5.185)	1.377* (2.339)	0.770 (1.394)	1.982*** (3.531)	-0.556 (-1.099)
<i>course</i>	3.684*** (5.227)	2.737*** (3.300)	0.280 (0.393)	6.245*** (5.982)	-1.182 (-1.263)	1.576 (1.938)	-0.072 (-0.081)
<i>income</i>	2.446*** (7.616)	-0.298 (-0.759)	1.034** (2.914)	2.753*** (6.034)	0.359 (0.802)	1.463*** (3.671)	0.592 (1.386)

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>DFL</i>	<i>DFL</i> <sub>1</sub>	<i>DFL</i> <sub>2</sub>	<i>DFL</i> <sub>3</sub>	<i>DFL</i> <sub>4</sub>	<i>DFL</i> <sub>5</sub>	<i>DFL</i> <sub>6</sub>
<i>health</i>	2.065*** (4.521)	-0.515 (-0.973)	0.695 (1.473)	1.983** (3.238)	2.977*** (5.303)	-0.950 (-1.712)	2.597*** (4.863)
<i>family</i>	0.815 (1.111)	-0.618 (-0.663)	0.730 (0.961)	-0.951 (-0.853)	0.506 (0.490)	0.977 (1.084)	1.416 (1.486)
<i>hukou</i>	1.450 (1.717)	-0.756 (-0.697)	2.032* (2.212)	3.745** (2.876)	-1.939 (-1.620)	0.368 (0.336)	-0.900 (-0.807)
<i>fq</i>	3.605*** (9.783)	2.101*** (4.728)	0.939* (2.546)	2.054*** (4.153)	1.788*** (3.679)	1.620*** (3.781)	1.993*** (4.543)
<i>envir</i>	4.371*** (5.507)	0.914 (0.963)	3.216*** (3.711)	2.219* (1.965)	2.927** (2.739)	2.459* (2.440)	-0.232 (-0.236)
<i>F</i>	57.099	7.303	15.542	26.081	7.329	11.765	8.768
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.286	0.044	0.104	0.124	0.041	0.082	0.054
<i>N</i>	1 506	1 506	1 506	1 506	1 506	1 506	1 506

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著；括号内为*t*值。

## 五、研究结论与展望

### (一) 研究结论

本文基于2022年中国居民数字金融素养的问卷调查数据，采用主成分分析方法确定了中国居民数字金融素养的构成维度，并使用多元回归方法实证检验了个体因素和家庭环境因素对中国居民数字金融素养的影响，得到如下主要研究结论。

第一，中国居民数字金融素养构成维度有一定的差异性。与国外文献中数字金融素养构成的四维度（Morgan等，2019<sup>[7]</sup>；Setiawan等，2022<sup>[10]</sup>）和五维度模型（Lyons和Kass-Hanna，2021a<sup>[3]</sup>，2021b<sup>[4]</sup>）不同，我国居民数字金融素养由金融知识、数字知识、数字金融可得性意识、数字金融参与性意识、数字金融使用技能和数字金融维权意识六个维度构成。样本居民数字金融素养的综合得分近似服从正态分布，均值处于及格线以上，说明样本居民具有一定的数字金融素养基础，但高数字金融素养人群较少，整体数字金融素养仍有待进一步提高。

第二，中国居民数字金融素养知识维度和实际操作能力较强，但意识维度还存在很大提升空间。样本居民数字金融素养的构成维度中，金融知识、数字知识和数字金融使用技能三个维度的得分均值较高，显示出样本居民在金融知识、数字知识和实际操作能力上处于较高层次。而可得性意识、参与性意识和维权意识三个维度的得分均值较低，尤其是数字金融维权意识维度的得分均值最低。这说明在数字金融素养的意识层面上，样本居民缺乏参与数字金融消费活动、

主动了解数字金融产品/服务和维护自身合法权益的积极性。

第三，样本居民数字金融素养受到个体因素和家庭环境因素的影响。实证检验结果显示，年龄因素与数字金融素养之间为负向作用关系，男性的数字金融素养水平高于女性，教育水平、经管课程学习、个人收入、身体健康水平、家庭财商培养和家庭金融氛围等因素与数字金融素养水平之间存在正向作用关系，而家庭规模、城乡户口与数字金融素养水平无明显相关关系。同时，教育水平、经管课程学习等因素对数字金融的参与性意识和维权意识等维度没有显著作用，说明我国当前的教育和学习体系还没有完全跟上数字金融发展的步伐，需要在学习内容和学习方式等方面进一步提升与改进。除此之外，家庭财商培养还是唯一一个对数字金融素养各维度均存在显著作用的因素，说明家庭的金融教育与家庭金融氛围的培育是提升样本居民数字金融素养一个非常重要和有效的途径。

### (二) 管理启示

从上述研究结论中我们得到以下几点主要管理启示。

第一，全面加强居民数字金融维权意识的培养。虽然样本居民的数字金融素养得分总体处于中等偏上水平，但数字金融维权意识得分过低，这也是当前我国数字金融领域违法行为和各种纠纷偏多的重要原因之一，因此有关部门应采取有效措施全面提升居民数字金融维权意识，增强居民对互联网金融消费维权途径的了解和享受数字金融服务时保护自身消费权益的动力。

第二，增加现有教育体系和经管课程教育中对数



字知识、数字金融参与、维权意识和使用技能等方面的内容。虽然样本居民学历和经管课程学习有助于提升其数字金融素养,但实证数据表明上述因素对数字知识、数字金融参与、维权意识和使用技能等方面还缺乏明显的促进作用,今后在教育体系和课程学习中应加强对数字知识、数字金融参与意识和使用技能等方面的内容建设,全面发挥金融教育因素在促进居民数字金融素养提升方面的作用。

第三,鼓励家庭的财商培养以及家庭金融氛围的建设。实证结果显示家庭对子女财商培养的重视程度以及家庭金融氛围对数字金融素养的提升存在明显的促进作用。因此,有关部门和金融机构应采取措施努力提升家庭财商培养的意识和条件,通过一定的方式增加一般家庭与专业的金融从业者建立关联的渠道以营造和改善家庭的金融氛围,进而起到全面提升居民

数字金融素养的作用。

### (三) 研究局限与展望

本研究的局限与展望主要归纳为以下三个方面。其一,目前研究的样本量偏小,在一定程度上影响了研究结论的准确性和代表性,未来可以考虑和金融机构或者金融监管机构合作,增加问卷调查的样本数量和覆盖范围。其二,本研究缺乏对数字金融素养微观层面的分析,未来可以考虑结合经济学实验或者案例研究等方法,在微观层面验证计量分析所得到的相关研究结论,提升研究的实用性。其三,数字金融素养作为重要的核心变量,对居民消费和投资等行为都会产生深远影响,本文的研究仅仅是开始,未来可以在此基础上对相关课题展开系统性研究,更深入地揭示数字金融素养对居民金融活动的影响路径。

## 参考文献

- [1] French D, McKillop D, Stewart E. The Effectiveness of Smartphone Apps in Improving Financial Capability [J]. *The European Journal of Finance*, 2020, 26 (4/5): 302-318.
- [2] 陈收, 蒲石, 方颖, 等. 数字经济的新规律 [J]. *管理科学学报*, 2021 (8): 36-47.
- [3] Lyons A C, Kass-Hanna J. A Methodological Overview to Defining and Measuring "Digital" Financial Literacy [J]. *Financial Planning Review*, 2021a, 4 (2): 1-19.
- [4] Lyons A C, Kass-Hanna J. A Multidimensional Approach to Defining and Measuring Financial Literacy in the Digital Age [J]. SSRN, 3873386, 2021b.
- [5] Goyal K, Kumar S. Financial literacy: A Systematic Review and Bibliometric Analysis [J]. *International Journal of Consumer Studies*, 2021, 45 (1): 80-105.
- [6] Organisation for Economic Co-operation and Development. G20/OECD INFE Policy Guidance on Digitalization and Financial Literacy [R/OL]. (2018)[2023-01-05]. <http://www.oecd.org/finance/G20-OECD-INFE-Policy-Guidance-Digitalisation-Financial-Literacy-2018.pdf>.
- [7] Morgan P J, Huang B, Trinh L Q. The Need to Promote Digital Financial Literacy for the Digital Age [J]. In *Realizing Education for All in the Digital Age*, T20 Report, 2019: 40-46.
- [8] Prasad H, Meghwal D, Dayama V. Digital Financial Literacy: A Study of Households of Udaipur [J]. *Journal of Business and Management*, 2018, 5: 23-32.
- [9] Tony N, Desai K. Impact of Digital Financial Literacy on Digital Financial Inclusion [J]. *International Journal of Scientific and Technology Research*, 2020, 9 (1): 1911-1915.
- [10] Setiawan M, Effendi N, Santoso T, et al. Digital Financial Literacy, Current Behavior of Saving and Spending and Its Future Foresight [J]. *Economics of Innovation and New Technology*, 2022, 31 (4): 320-338.
- [11] Rahayu R, Ali S, Aulia A, et al. The Current Digital Financial Literacy and Financial Behavior in Indonesian Millennial Generation [J]. *Journal of Accounting and Investment*, 2022, 23 (1): 78-94.
- [12] 罗煜, 曾恋云. 数字金融能力与相对贫困 [J]. *经济理论与经济管理*, 2021 (12): 11-29.
- [13] Luo Y, Peng Y, Zeng L. Digital Financial Capability and Entrepreneurial Performance [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2021, 76: 55-74.
- [14] 李东荣. 提升消费者数字金融素养需多方协力 [J]. *清华金融评论*, 2020 (6): 23-24.
- [15] 刘国强. 我国消费者金融素养现状研究——基于2017年消费者金融素养问卷调查 [J]. *金融研究*, 2018 (3): 1-20.
- [16] 朱光伟, 杜在超, 张林. 关系、股市参与和股市回报 [J]. *经济研究*, 2014 (11): 87-101.
- [17] 姚耀军. 金融发展与城乡收入差距关系的经验分析 [J]. *财经研究*, 2005 (2): 49-59.
- [18] Hasan M M, Yajuan L, Mahmud A. Regional Development of China's Inclusive Finance through Financial Technology [J]. *Sage Open*, 2020, 10 (1): 1-16.
- [19] 宋晓玲. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验 [J]. *财经科学*, 2017 (6): 14-25.
- [20] 胡振, 臧日宏. 金融素养对家庭理财规划影响研究——中国城镇家庭的微观证据 [J]. *中央财经大学学报*, 2017 (2): 72-83.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

# 不同渠道权力结构下耐用消费品供应链决策模型及其均衡比较研究

A Study on the Decision Models and the Equilibriums Comparing of the Durable Consumer Products Supply Chain under Different Channel Power Structures

伍星华 艾兴政 李思寰

WU Xing-hua AI Xing-zheng LI Si-huan

**[摘要]** 渠道权力结构不仅影响耐用消费品供应链的产品耐用度决策和销售努力程度决策,还关系到成员企业的最优利润。笔者基于 Stackelberg 博弈理论和 Bertrand 博弈理论,构建了生产商占主导权、生产商和零售商权力对等和零售商占主导权这样三种权力结构下的耐用消费品供应链决策模型,在此基础上,借助逆向归纳法和比较分析法,探讨了渠道权力结构与产品耐用度决策、销售努力程度决策和成员企业利润之间的关系。结果显示:在不同渠道权力结构下,随着消费者的产品耐用度敏感性和销售努力敏感性增强,耐用消费品供应链中的产品耐用度水平、销售努力程度和产品销量均提升,生产商、零售商和供应链整体的利润均增加;产品耐用度水平、销售努力程度和产品销售量在不同渠道权力结构下的高低排序均与消费者的销售努力敏感性相关;生产商和零售商对于渠道权力结构的偏好程度与消费者的产品耐用度敏感性和销售努力敏感性相关。本研究通过构建不同渠道权力结构下耐用消费品供应链决策模型以及比较分析其均衡解,从渠道权力学术探讨方面拓展了博弈理论的边界,研究结论丰富了渠道权力结构和耐用消费品供应链管理决策研究方面的现有文献,可以为相关部门和企业科学决策耐用消费品供应链之渠道权力结构提供理论依据。

**[关键词]** 耐用消费品供应链 渠道权力结构 产品耐用度水平 销售努力程度 Stackelberg 博弈

**[中图分类号]** F274 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 08-0116-13

**Abstract:** Channel power structure not only affects the decision of product durability and sales effort, but also affects the optimal profit of member enterprises. Based on Stackelberg game theory and Bertrand game theory, the author constructed three power structure decision-making models of consumer durables supply chain: manufacturer dominance, power equivalence between manufacturer and retailer, and retailer dominance, the relationship between channel power structure and product durability decision, sales effort decision and member firms' profits are discussed by backward induction and comparative analysis. The results show that under different channel power structures, with the increase of consumers' sensitivity to product durability and sales effort, the level of product durability, sales effort and product sales in the durable consumer products supply chain all improve, the profits of the producer, the retailer and the whole supply chain all increase. The product durability level, sales effort degree and product sales volume rank in different channel power structure are related to consumers' sales effort sensitivity. The producer's and the retailer's preferences for channel power structure depend on the consumers' sensitivity to product durability and sales effort. This study expanded the application margin of channel power theory, enriched the literature related to channel power structure and durable consumer products supply chain management decision-making, and provided a theoretical basis for scientific decision-making of channel power structure in durable consumer products supply chain.

**Key words:** Durable consumer products supply chain Channel power structure Product durability level Sales effort Stackelberg game

**[收稿日期]** 2022-04-16

**[作者简介]** 伍星华,男,1981年6月生,怀化学院商学院副教授,电子科技大学经济与管理学院在站博士后,主要研究方向为物流与供应链管理;艾兴政,男,1969年8月生,电子科技大学经济与管理学院教授,博士生导师,主要研究方向为供应链管理;李思寰,女,1981年9月生,怀化学院商学院教授,主要研究方向为供应链管理。本文通讯作者为伍星华,联系方式为 wxhequ@163.com。

**[基金项目]** 国家自然科学基金资助项目“不确定环境下智能互联产品平台竞争的兼容性结构与竞合机制”(项目编号:72072022),湖南省自然科学基金项目“考虑顾客选择行为的生鲜产品供应链协调优化研究”(项目编号:2022JJ50308)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

## 一、引言

优化耐用消费品供应链管理与合理选择渠道权力结构密切相关。耐用消费品是指那些使用寿命较长、可以多次使用的消费品,例如冰箱、洗衣机、汽车等产品。耐用消费品企业的利润状况受制于生产商的产品耐用度水平和零售商的销售努力程度,因此,合理选择渠道权力结构是有效提高耐用消费品供应链运营能力和运营效率的关键。营销理论定义的渠道权力,是一个渠道成员对另一个渠道成员行为的控制力和影响力(Choi, 1991<sup>[1]</sup>)。耐用消费品供应链的渠道权力结构通常有如下三种:其一是生产商主导的权力结构,即在传统的供应链中,生产商作为品牌产品的创造者,成为供应链的主导者,例如通用汽车公司、索尼公司、飞利浦公司等都在其所在的供应链中处于主导地位;其二是零售商主导的权力结构,也就是说随着零售行业的发展和壮大,一些大型零售商在市场竞争中脱颖而出,成为供应链的主导者,例如沃尔玛、家乐福等连锁零售企业;其三是生产商和零售商权力对等的权力结构,指当生产商和零售商的市场权力相当时,供应链中没有主导者,例如苏宁易购与海尔电器的强强联合,产销双方的市场权力均衡,此时生产商和零售商具有对等的决策优先权。

探讨不同渠道权力结构下耐用消费品供应链决策模型及其均衡解,是亟待学术界为业界解决优化耐用消费品供应链管理与合理选择渠道权力结构的一个重要基础性课题。其通常表现为决策顺序优先权的渠道权力结构是影响供应链运营能力和运营效率的核心因素(Shi等, 2013<sup>[2]</sup>)。那么,耐用消费品供应链的渠道权力结构对于耐用消费品生产商的产品耐用度水平决策和零售商的销售努力程度决策有何影响,生产商和零售商分别对于渠道权力结构有何偏好?本文探讨不同渠道权力结构下耐用消费品供应链决策模型并予以均衡比较分析。

## 二、文献综述与研究假设

国内外学者对于耐用消费品供应链的管理决策问题进行了许多研究,取得了丰硕的研究成果。Pangburn和Stavroulaki(2014)<sup>[3]</sup>在销售和租赁两种情况下,构建了两周期模型研究回收成本对制造商产品耐用性和定价决策的影响,发现租赁策略比销售策略更有利于激励生产商提高产品的耐用性;如果政府规定的产品回收比例增加,最优的产品耐用度会降低。

Bhaskaran和Gilbert(2015)<sup>[4]</sup>探讨了渠道结构和运营模式之间的相互作用,以及它们对生产商投资提升产品耐用度的影响。研究发现,渠道结构或运营模式的孤立变化降低了制造商提高产品耐用度的意愿,而两者的联动变化能够促进生产商提高产品的耐用度水平。Agrawal等(2016)<sup>[5]</sup>证实在重视排他性的消费者面前,生产商设计耐用度高的产品对自身更为有利,同时采用高价低量的销售策略。在这种情况下,更高的产品耐用性会带来更大的转售价值,允许公司收取更高的价格,降低销售量,以实现消费者所重视的产品排他性。慕艳芬和聂佳佳(2018)<sup>[6]</sup>探讨了产品耐用度对生产商销售渠道选择策略的影响,研究发现,当产品耐用度较低时不开通直销渠道对生产商更有利,当产品耐用度较高时开通直销渠道是生产商的最优决策,在一定的市场需求和产品耐用度情形下,生产商开通直销渠道使得零售商利润和消费者剩余增加。

企业的销售努力行为对供应链管理决策的影响引起了学术界的关注,并产生了许多有价值的研究成果。邓杰和王宇(2022)<sup>[7]</sup>在零售商销售努力情形下,基于WCVaR方法构建了供应链的决策模型,探讨了零售商的订货量及销售努力水平的最优决策。发现随着零售商风险容忍度的提高,零售商的订货量及利润增加。舒彤等(2021)<sup>[8]</sup>在不同成员企业承担社会责任情形下,分析了零售商的销售努力行为和社会责任意识对闭环供应链成员企业的决策和利润的影响,发现零售商销售努力既可以降低产品批发价格,又可以提高产品需求量。聂福海等(2022)<sup>[9]</sup>探讨了店中店模式对供应链成员企业的最优产量决策、销售努力水平和期望利润的影响,发现当销售收益提成比例和银行贷款利率满足一定条件时,店中店模式能够有效激励生产商提高产量和销售努力水平,并进而提高生产商和供应链系统的期望利润。方磊等(2018)<sup>[10]</sup>研究了零售商销售努力背景下,供应链的最优运营策略和融资策略,结果表明,初始资金水平对供应链的均衡决策及收益影响很大,初始资金有限将不利于零售商提升销售努力水平,并进而降低供应链的运作效率。Ogilvie等(2017)<sup>[11]</sup>探讨了销售努力跟企业绩效之间的关系,发现适当的销售努力有助于提高企业绩效,但过高的销售努力会降低企业绩效。Taleizadeh等(2018)<sup>[12]</sup>在生产商和零售商均可进行销售努力的背景下,探讨了销售努力对闭环供应链最优决策及利润的影响,并提出了两部关税契约对供应链进

行协调。

目前,关于渠道权力结构对供应链管理决策的影响讨论已经成为学术热点。于天阳等(2022)<sup>[13]</sup>研究了网红直播带货供应链中,不同的渠道权力结构对平台利润、消费者效用和网红团队利润的影响,结果发现,网红影响力和直播营销成本效率对平台利润、消费者效用和社会福利具有正向促进作用。消费者总效用和社会福利在电商卖家与网红团队权力均衡时最大,而在网红团队主导时最小。范体军等(2022)<sup>[14]</sup>建立了供应商主导,供应商和零售商权力均衡以及零售商领导等三种渠道权力结构下,生鲜农产品供应链的两阶段博弈模型,结果表明,权力均衡结构下生鲜农产品的品质提升会引起批发价格上涨,但零售价格未必上涨,当生鲜农产品的品质较低时,供应商的利润在权力均衡情形下最小,在供应商主导下最高。黄帝和张菊亮(2021)<sup>[15]</sup>探讨了渠道权力结构对产品碳减排水平的影响机理,发现不论采用何种渠道权力结构,提高碳税税率总是可以降低产品的碳减排水平,零售商主导的供应链中,产品碳减排水平和供应链总利润总是最高。魏恒和王继光(2021)<sup>[16]</sup>探讨了渠道权力结构对生产商和零售商承担CSR水平的影响,发现政府补贴总是可以激励生产商和零售商承担更多的CSR,但是在零售商主导以及生产商和零售商权力均衡情形下,供应链成员未必愿意接受政府补贴。舒斯亮和柳键(2022)<sup>[17]</sup>在三种渠道权力结构下,探讨了消费者对产品匹配敏感度和概率产品组合比例对产品概率销售策略的影响机理,结果表明,在不同权力结构下,消费者对产品匹配敏感程度和概率产品组合比例的变化均会影响产品批发价格和边际利润,但不同权力结构下的影响程度不同。孙自来等(2020)<sup>[18]</sup>分析了渠道权力结构对供应链成员的产品定价、需求及利润的影响,发现在供应链成员进行Stackelberg博弈下,线下渠道的产品批发价格大于Nash博弈下的产品批发价格,在三种权力结构下,生产商收益和零售商收益均随着其主导地位下降而降低,在Nash博弈下,供应链总利润是最大的。Hu等(2021)<sup>[19]</sup>研究了三种渠道权力结构下网络零售商的渠道整合策略,结果表明,大多数情况下在线渠道整合对于在线零售商是不利的,只有当在线零售商在市场上具有先发优势,且在一定的进店服务成本和配送服务成本系数下,垂直整合才能提高在线渠道的利润。Li等(2018)<sup>[20]</sup>在不同渠道权力结构下,探讨了产品可替代性和相对渠道地位对定价决策的影响,结果表明,

无论竞争和不对称的相关渠道状况如何,渠道成员都能从扮演主导者角色中获得更多的利益。此外,渠道主导者是否具有发挥领导者角色的激励机制取决于相对渠道的不对称状态。Tang和Yang(2020)<sup>[21]</sup>在一个由资金有限的制造商和资金充裕的零售商组成的低碳供应链中,发现与银行贷款相比,在零售商主导的权力结构中,提前还款可以产生更低的碳排放和更高的社会福利,但在制造商主导的渠道中,它损害了环境和社会福利,导致盈利能力与环境目标之间的冲突。Zhang等(2019)<sup>[22]</sup>比较分析了三种权力结构下供应链中制造商的生产和减排决策以及政府的排放上限规制决策,发现如果制造商采用绿色技术战略,供应链权力结构不会影响成员企业社会福利。消费者的低碳偏好较高时更有利于社会福利,政府应该努力提升消费者对低碳产品的偏好程度。如果制造商购买碳信用额,均衡权力结构下的政府将获得最大的社会福利。Zheng等(2017)<sup>[23]</sup>在直接渠道与零售渠道信息对称和不对称的情况下,构建了一种集中式和三种分散式的渠道权力结构模型,通过对模型均衡解的比较分析,发现每个渠道成员都有扮演渠道领导者角色的动机。同时,从全渠道系统的角度来看,制造商主导或零售商主导的CLSC模式都是最有效的CLSC模式,这取决于两个渠道之间的渠道替代率。

现有文献为本文的研究提供了很好的理论借鉴,但是关于渠道权力结构对于产品耐用度决策及销售努力水平决策的研究仍然有待进一步拓展。首先,在耐用消费品供应链管理方面,已有文献探讨了企业经营策略、消费者属性等因素对供应链管理决策的影响,而渠道权力结构对于产品耐用度决策的影响机理尚未涉及。其次,在考虑企业销售努力行为的供应链管理方面,已有文献关注了企业经营模式、决策者行为特性等因素对存在销售努力行为的供应链决策的影响,而渠道权力结构对于销售努力水平的影响机理尚未见到。此外,在关于渠道权力结构方面的诸多文献中,也未见权力结构对于产品耐用度和销售努力水平决策的影响的相关研究。基于此,本文综合运用Stackelberg博弈理论和Bertrand博弈理论探讨渠道权力结构对于产品耐用度决策和销售努力水平决策的影响机理,以期为耐用消费品的渠道权力结构选择、产品耐用度决策和销售努力水平决策提供理论参考。

本文的问题背景如下:某耐用消费品生产商生产一种耐用消费品,然后交付给零售商负责销售。在选择零售商时,生产商面临三种选择:其一,选择实力

较弱的小型零售商，此时生产商在渠道中处于主导地位，零售商在渠道中处于从属地位；其二，选择跟自己实力相当的零售商，此时生产商和零售商在渠道中的权利对等；其三，选择实力强大的强势零售商，此时零售商在渠道中处于主导地位，生产商在渠道中处于从属地位。

为简化问题便于分析，本文做出如下假设：

1. 参考 Bhaskaran 和 Gilbert (2015)<sup>[4]</sup>、慕艳芬和聂佳佳 (2018)<sup>[6]</sup> 的研究，假设提高产品耐用度水平会产生额外的成本，且额外成本与产品耐用度水平之间存在如下函数关系： $C(x) = \frac{1}{2}kx^2$ ，其中  $k$  代表产品的耐用度成本系数， $x$  代表产品的耐用度水平。

2. 参考舒彤等 (2021)<sup>[8]</sup>、Taleizadeh 等 (2018)<sup>[12]</sup> 的研究，假设零售商的销售努力行为会产生销售努力成本，且销售努力成本与销售努力程度之间存在如下函数关系： $C(e) = \frac{1}{2}\eta e^2$ ，其中  $\eta$  代表销售努力成本系数， $e$  代表零售商的销售努力程度。

3. 参考 Bhaskaran 和 Gilbert (2015)<sup>[4]</sup>、慕艳芬和聂佳佳 (2018)<sup>[6]</sup>、舒彤等 (2021)<sup>[8]</sup>、方磊等 (2018)<sup>[10]</sup> 的研究，假设产品的市场需求受到零售价格、产品耐用度水平以及零售商销售努力水平等因素的共同影响，且市场需求函数可表示为： $q(p, x, e) = a - p + \beta x + \lambda e$ ，其中  $a$  表示产品的市场潜在需求， $\beta$  表示消费者对产品耐用度的敏感性， $\lambda$  表示消费者对零售商销售努力水平的敏感性。

4. 生产商和零售商均为理性的决策者，它们都以自身的利润最大化为决策目标进行决策。

本文将要用到的其他符号和含义说明如下： $w$  为产品的批发价格； $c$  为产品的单位生产成本； $MS$  为生产商占主导权的渠道权力结构； $NS$  为生产商和零售商权力对等的渠道权力结构； $RS$  为零售商占主导权的渠道权力结构； $m$  为生产商； $r$  为零售商； $s$  为供应链系统； $\pi_i^j$  为供应链成员  $i$  在渠道权力结构  $j$  下的期望利润，其中， $i = \{m, r, s\}$ ， $j = \{MS, NS, RS\}$ 。

### 三、不同渠道权力结构下耐用消费品供应链决策模型构建与求解

考虑耐用消费品供应链中的生产商负责决策耐用消费品的耐用度水平和批发价格，零售商负责决策耐用消费品的销售努力程度和零售价格，以决策主体的

利润最大化为决策目标，我们分别构建生产商占主导权、生产商和零售商权力对等和零售商占主导权三种权力结构下的耐用消费品供应链决策模型，并运用逆向归纳法对模型进行求解分析。

#### (一) 生产商占主导权情形 (MS)

在此情形下，生产商在渠道中处于主导地位，零售商处于从属地位。在产品上市之前，生产商首先决策产品的耐用度水平及批发价格，零售商在观测到生产商的决策后，做出销售努力决策和产品零售价格决策。

此时，生产商的决策目标函数如下：

$$\pi_m^{MS} = (w - c)(a - p + \beta x + \lambda e) - \frac{1}{2}kx^2 \quad (1)$$

零售商的决策目标函数如下：

$$\pi_r^{MS} = (p - w)(a - p + \beta x + \lambda e) - \frac{1}{2}\eta e^2 \quad (2)$$

运用逆向归纳法求解，令  $p = w + m$ ，其中  $m$  表示零售商的边际利润。将  $p$  代入式 (2)，并令式 (2) 的一阶导数为零，求得零售商关于边际利润和销售努力的最优反应函数为：

$$e^{MS} = \frac{\lambda(a - w + \beta x)}{2\eta - \lambda^2} \quad (3)$$

$$m^{MS} = \frac{\eta(a - w + \beta x)}{2\eta - \lambda^2} \quad (4)$$

将式 (3)、式 (4) 代入式 (1)，式 (1) 取得极大值的必要条件是其海塞矩阵负定，即满足条件  $4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta > 0$ 。此时，令其一阶导数为零，联立求解得到生产商的批发价格和耐用度决策结果如下：

$$w^{MS} = \frac{(2k\eta - k\lambda^2)(a + c) - \beta^2c\eta}{4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta} \quad (5)$$

$$x^{MS} = \frac{\eta\beta(a - c)}{4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta} \quad (6)$$

将式 (5)、式 (6) 代入式 (3)、式 (4)，得到结果如下：

$$e^{MS} = \frac{k\lambda(a - c)}{4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta} \quad (7)$$

$$m^{MS} = \frac{k\eta(a - c)}{4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta} \quad (8)$$

对式 (5) 和式 (8) 求和，得到产品零售价格

决策结果如下:

$$p^{MS} = \frac{k\eta(3a+c) - k\lambda^2(a+c) - \beta^2 c\eta}{4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2 \eta} \quad (9)$$

由式(5)~式(9),可以得到生产商占主导权情形下的产品销售量如下:

$$q^{MS} = \frac{k\eta(a-c)}{4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2 \eta} \quad (10)$$

将式(5)~式(9)代入式(1)、式(2),得到生产商占主导权情形下生产商和零售商的利润分别为:

$$\pi_m^{MS} = \frac{k\eta(a-c)^2}{2(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2 \eta)} \quad (11)$$

$$\pi_r^{MS} = \frac{k^2 \eta(2\eta - \lambda^2)(a-c)^2}{2(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2 \eta)^2} \quad (12)$$

对式(11)和式(12)求和,得到生产商占主导权情形下供应链系统的总利润为:

$$\pi_s^{MS} = \frac{k\eta(6k\eta - 3k\lambda^2 - \beta^2 \eta)(a-c)^2}{2(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2 \eta)^2} \quad (13)$$

### (二) 生产商与零售商权力对等情形(NS)

此时,生产商和零售商在渠道中具有同等的决策优先权。在产品上市前,生产商和零售商同时做出各自的决策,其中生产商做出产品耐用度和批发价格决策,零售商做出销售努力和产品零售价格决策。生产商和零售商的决策目标函数分别如下:

$$\pi_m^{NS} = (w-c)(a-p+\beta x+\lambda e) - \frac{1}{2} kx^2 \quad (14)$$

$$\pi_r^{NS} = (p-w)(a-p+\beta x+\lambda e) - \frac{1}{2} \eta e^2 \quad (15)$$

由于生产商和零售商进行 Bertrand 博弈,双方同时做出决策,令  $p=w+m$ , 其中  $m$  表示零售商的边际利润,代入式(14)、式(15),两式取得极大值的必要条件是其海塞矩阵负定,即满足条件  $3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2 \eta > 0$ 。此时,分别令两式的一阶条件为零,联立求解,得到权力对等情形下生产商和零售商的最优决策如下:

$$w^{NS} = \frac{k\eta(a+2c) - c(k\lambda^2 + \beta^2 \eta)}{3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2 \eta} \quad (16)$$

$$x^{NS} = \frac{\beta\eta(a-c)}{3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2 \eta} \quad (17)$$

$$e^{NS} = \frac{k\lambda(a-c)}{3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2 \eta} \quad (18)$$

$$m^{NS} = \frac{k\eta(a-c)}{3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2 \eta} \quad (19)$$

对式(16)和式(19)求和,得到产品零售价格决策结果为:

$$p^{NS} = w^{NS} + m^{NS} = \frac{k\eta(2a+c) - c(k\lambda^2 + \beta^2 \eta)}{3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2 \eta} \quad (20)$$

由式(16)~式(20),可以得到生产商与零售商权力对等情形下的产品销售量如下:

$$q^{NS} = \frac{k\eta(a-c)}{3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2 \eta} \quad (21)$$

将式(16)~式(20)代入式(14)、式(15),得到权力对等情形下生产商和零售商的利润分别为:

$$\pi_m^{NS} = \frac{k\eta^2(2k - \beta^2)(a-c)^2}{2(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2 \eta)^2} \quad (22)$$

$$\pi_r^{NS} = \frac{k^2 \eta(2\eta - \lambda^2)(a-c)^2}{2(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2 \eta)^2} \quad (23)$$

对式(22)和式(23)求和,可以得到生产商与零售商权力对等情形下供应链系统的总利润如下:

$$\pi_s^{NS} = \frac{k\eta(4k\eta - k\lambda^2 - \beta^2 \eta)(a-c)^2}{2(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2 \eta)^2} \quad (24)$$

### (三) 零售商占主导权情形(RS)

在此情形下,零售商在渠道中处于主导地位,而生产商处于从属地位。在产品上市之前,零售商首先做出销售努力决策和产品零售价格决策,生产商在观测到零售商的决策后,做出产品耐用度水平决策和批发价格决策。

此时,零售商的决策目标函数如下:

$$\pi_r^{RS} = (p-w)(a-p+\beta x+\lambda e) - \frac{1}{2} \eta e^2 \quad (25)$$

生产商的决策目标函数如下:

$$\pi_m^{RS} = (w-c)(a-p+\beta x+\lambda e) - \frac{1}{2} kx^2 \quad (26)$$

利用逆向归纳法求解,令  $p=w+m$ , 其中  $m$  表示零售商的边际利润,代入式(25)、式(26),令式(26)的一阶条件为零,得到生产商关于批发价格和耐用度决策的最优反应函数如下:

$$w^{RS} = \frac{k(a+c+\lambda e-m) - \beta^2 c}{2k - \beta^2} \quad (27)$$

$$x^{RS} = \frac{\beta(a-c+\lambda e-m)}{2k - \beta^2} \quad (28)$$

将式(27)、式(28)代入式(25),式(25)取得极大值的必要条件是其海塞矩阵负定,即满足条件  $4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta > 0$ 。此时,令其一阶条件为零,联立求解得到零售商的销售努力和边际利润决策结果如下:

$$e^{RS} = \frac{k\lambda(a-c)}{4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta} \quad (29)$$

$$m^{RS} = \frac{\eta(2k - \beta^2)(a-c)}{4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta} \quad (30)$$

将式(27)、式(28)代入式(25)、式(26),得到生产商的最优决策结果如下:

$$w^{RS} = \frac{k\eta(a+3c) - c(k\lambda^2 + 2\beta^2\eta)}{4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta} \quad (31)$$

$$x^{RS} = \frac{\beta\eta(a-c)}{4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta} \quad (32)$$

对式(27)和式(30)求和,得到产品零售价格决策结果为:

$$p^{RS} = \frac{k\eta(3a+c) - c(k\lambda^2 + \beta^2\eta) - a\beta^2\eta}{4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta} \quad (33)$$

由式(29)~式(33),可以得到零售商占主导权情形下的产品销售量如下:

$$q^{RS} = \frac{k\eta(a-c)}{4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta} \quad (34)$$

将式(29)~式(33)代入式(25)、式(26),得到零售商占主导权情形下生产商和零售商的利润分别为:

$$\pi_m^{RS} = \frac{k\eta^2(2k - \beta^2)(a-c)^2}{2(4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta)^2} \quad (35)$$

$$\pi_r^{RS} = \frac{k\eta(a-c)^2}{2(4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta)} \quad (36)$$

对式(35)、式(36)求和,得到零售商占主导权情形下供应链系统的总利润如下:

$$\pi_s^{RS} = \frac{k\eta(6k\eta - k\lambda^2 - 3\beta^2\eta)(a-c)^2}{2(4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta)^2} \quad (37)$$

#### 四、三种渠道权力结构下耐用消费品供应链均衡决策比较分析

**命题 1** 耐用消费品供应链在三种渠道权力结构下,产品的耐用度水平、销售努力程度、产品零售价格和产品销售量均与消费者的产品耐用度敏感性正相关,且与消费者的销售努力敏感性正相关。

证明:由式(6)、(7)、(9)、(10)、(17)、(18)、(20)、(21)、(28)、(32)、(33)、(34)可得:

$$\frac{\partial x^{MS}}{\partial \beta} = \frac{\eta(4k\eta - 2k\lambda^2 + \beta^2\eta)(a-c)}{(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial x^{NS}}{\partial \beta} = \frac{\eta(3k\eta - k\lambda^2 + \beta^2\eta)(a-c)}{(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial x^{RS}}{\partial \beta} = \frac{\eta(4k\eta - k\lambda^2 + 2\beta^2\eta)(a-c)}{(4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial x^{MS}}{\partial \lambda} = \frac{4k\lambda\eta\beta(a-c)}{(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial x^{NS}}{\partial \lambda} = \frac{2k\lambda\eta\beta(a-c)}{(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial x^{RS}}{\partial \lambda} = \frac{2k\lambda\eta\beta(a-c)}{(4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial e^{MS}}{\partial \beta} = \frac{2k\lambda\eta\beta(a-c)}{(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial e^{NS}}{\partial \beta} = \frac{2k\lambda\eta\beta(a-c)}{(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial e^{RS}}{\partial \beta} = \frac{4k\lambda\eta\beta(a-c)}{(4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial e^{MS}}{\partial \lambda} = \frac{k(4k\eta + 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)(a-c)}{(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial e^{NS}}{\partial \lambda} = \frac{k(3k\eta + k\lambda^2 - \beta^2\eta)(a-c)}{(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial e^{RS}}{\partial \lambda} = \frac{k(4k\eta + k\lambda^2 - 2\beta^2\eta)(a-c)}{(4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial p^{MS}}{\partial \beta} = \frac{2k\eta\beta(3\eta - \lambda^2)(a-c)}{(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial p^{NS}}{\partial \beta} = \frac{4k\eta^2\beta(a-c)}{(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial p^{RS}}{\partial \beta} = \frac{2k\eta\beta(2\eta + \lambda^2)(a-c)}{(4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial p^{MS}}{\partial \lambda} = \frac{2k\lambda\eta(2k + \beta^2)(a-c)}{(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial p^{NS}}{\partial \lambda} = \frac{4k^2\lambda\eta(a-c)}{(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial p^{RS}}{\partial \lambda} = \frac{2k\lambda\eta(3k-\beta^2)(a-c)}{(4k\eta-k\lambda^2-2\beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial q^{MS}}{\partial \beta} = \frac{2k\eta^2\beta(a-c)}{(4k\eta-2k\lambda^2-\beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial q^{NS}}{\partial \beta} = \frac{2k\eta^2\beta(a-c)}{(3k\eta-k\lambda^2-\beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial q^{RS}}{\partial \beta} = \frac{4k\eta^2\beta(a-c)}{(4k\eta-k\lambda^2-2\beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial q^{MS}}{\partial \lambda} = \frac{4k^2\eta\lambda(a-c)}{(4k\eta-2k\lambda^2-\beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial q^{NS}}{\partial \lambda} = \frac{2k^2\lambda\eta(a-c)}{(3k\eta-k\lambda^2-\beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial q^{RS}}{\partial \lambda} = \frac{2k^2\eta\lambda(a-c)}{(4k\eta-k\lambda^2-2\beta^2\eta)^2} > 0$$

命题 1 表明, 随着消费者对于产品耐用度的敏感性增强, 以及消费者对于产品销售努力的敏感性增强, 生产商会配置更高的产品耐用度, 零售商也会付出更大的销售努力, 而这意味着单位产品的总成本提高, 因此产品的销售价格也会相应提高。尽管产品零售价格提高对于产品的市场需求具有抑制作用, 然而由于产品耐用度提高和销售努力水平提升对于产品市场需求的促进作用超过了产品零售价格提高对于产品市场需求的抑制作用, 因此产品的市场销量仍然呈上升趋势。

**命题 2** 耐用消费品供应链在三种渠道权力结构下, 生产商、零售商和供应链整体的利润均与消费者的耐用度敏感性成正比, 且与消费者的销售努力敏感性成正比。

证明: 由式 (11)~(13)、(22)~(24) 和 (35)~(37) 可得如下结果:

$$\frac{\partial \pi_m^{MS}}{\partial \beta} = \frac{k\eta^2\beta(a-c)^2}{(4k\eta-2k\lambda^2-\beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_m^{NS}}{\partial \beta} = \frac{k\eta^2\beta(3k\eta+k\lambda^2-\beta^2\eta)(a-c)^2}{(3k\eta-k\lambda^2-\beta^2\eta)^3} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_m^{RS}}{\partial \beta} = \frac{k\eta^2\beta(4k\eta+k\lambda^2-2\beta^2\eta)(a-c)^2}{(4k\eta-k\lambda^2-2\beta^2\eta)^3} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_m^{MS}}{\partial \lambda} = \frac{2k^2\lambda\eta(a-c)^2}{(4k\eta-2k\lambda^2-\beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_m^{NS}}{\partial \lambda} = \frac{2k^2\eta^2\lambda(2k-\beta^2)(a-c)^2}{(3k\eta-k\lambda^2-\beta^2\eta)^3} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_m^{RS}}{\partial \lambda} = \frac{2k^2\eta^2\lambda(2k-\beta^2)(a-c)^2}{(4k\eta-k\lambda^2-2\beta^2\eta)^3} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_r^{MS}}{\partial \beta} = \frac{2k^2\eta^2\beta(2\eta-\lambda^2)(a-c)^2}{(4k\eta-2k\lambda^2-\beta^2\eta)^3} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_r^{NS}}{\partial \beta} = \frac{2k^2\eta^2\beta(2\eta-\lambda^2)(a-c)^2}{(3k\eta-k\lambda^2-\beta^2\eta)^3} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_r^{RS}}{\partial \beta} = \frac{2k\eta^2\beta(a-c)^2}{(4k\eta-k\lambda^2-2\beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_r^{MS}}{\partial \lambda} = \frac{k^2\eta\lambda(4k\eta-2k\lambda^2+\beta^2\eta)(a-c)^2}{(4k\eta-2k\lambda^2-\beta^2\eta)^3} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_r^{NS}}{\partial \lambda} = \frac{k^2\eta\lambda(3k\eta-k\lambda^2+\beta^2\eta)(a-c)^2}{(3k\eta-k\lambda^2-\beta^2\eta)^3} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_r^{RS}}{\partial \lambda} = \frac{k^2\eta\lambda(a-c)^2}{(4k\eta-k\lambda^2-2\beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_s^{MS}}{\partial \beta} = \frac{k\eta^2\beta(8k\eta-4k\lambda^2-\beta^2\eta)(a-c)^2}{(4k\eta-2k\lambda^2-\beta^2\eta)^3} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_s^{NS}}{\partial \beta} = \frac{k\eta^2\beta(5k\eta-k\lambda^2-\beta^2\eta)(a-c)^2}{(3k\eta-k\lambda^2-\beta^2\eta)^3} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_s^{RS}}{\partial \beta} = \frac{k\eta^2\beta(12k\eta-k\lambda^2-6\beta^2\eta)(a-c)^2}{(4k\eta-k\lambda^2-2\beta^2\eta)^3} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_s^{MS}}{\partial \lambda} = \frac{k^2\eta\lambda(12k\eta-6k\lambda^2-\beta^2\eta)(a-c)^2}{(4k\eta-2k\lambda^2-\beta^2\eta)^3} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_s^{NS}}{\partial \lambda} = \frac{k^2\lambda\eta(5k\eta-k\lambda^2-\beta^2\eta)(a-c)^2}{(3k\eta-k\lambda^2-\beta^2\eta)^3} > 0$$

$$\frac{\partial \pi_s^{RS}}{\partial \lambda} = \frac{k^2\lambda\eta(8k\eta-k\lambda^2-4\beta^2\eta)(a-c)^2}{(4k\eta-k\lambda^2-2\beta^2\eta)^3} > 0$$

命题 2 表明, 在三种渠道权力结构下, 随着消费者对于产品耐用度的敏感性提高, 以及消费者对于零售商销售努力的敏感性提高, 产品的零售价格均会提高, 产品的市场销售量均会提高, 两者的共同作用使得供应链系统的总利润提高。对于生产商而言, 虽然消费者的产品耐用度敏感性提高会促进生产商提高产品耐用度, 进而导致更高的生产成本, 但是由于产品零售价格也相应提高, 使得生产商能够更好地调整产品批发价格, 加之产品的市场销售量提高, 此两者对于生产商利润的增长作用超过了生产成本提高对于生产商利润的削弱作用, 使得生产商的利润仍然呈上升趋势。对于零售商而言, 尽管消费者的销售努力敏感性提高会促进零售商提高销售努力水平, 进而导致更高的销售成本, 但是由于产品零售价格提高和产品销售量扩大的双重作用, 使得零售商的利润增长超过了因提升销售努力水平增加的销售成本, 使得零售商的利润也得到增加。

**命题 3** 在三种渠道权力结构下, 当消费者的销



售努力敏感系数满足条件  $\frac{\beta}{\sqrt{k}}\sqrt{\eta} < \lambda < \sqrt{\eta}$  时, 产品耐用度、销售努力水平和产品销售量在权力对等情形下均最高, 其次是生产商主导情形, 在零售商主导情形下最低。当如下条件  $\lambda^2(2k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta) > \eta^2(k - \beta^2)$  和  $k^2\lambda^2(\lambda^2 - \eta) > \beta^2\eta^2(\beta^2 - k)$  同时满足时, 产品零售价格在权力对等情形下最高, 其次是生产商主导情形, 在零售商主导情形下最低。

证明: 由式 (6)、(7)、(10)、(17)、(18)、(21)、(28)、(29)、(34) 可得如下结果:

$$\begin{aligned} x^{NS} - x^{MS} &= \frac{k\beta\eta(\eta - \lambda^2)(a - c)}{(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta)} \\ x^{MS} - x^{RS} &= \frac{\beta\eta(k\lambda^2 - \beta^2\eta)(a - c)}{(4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta)(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)} \\ e^{NS} - e^{MS} &= \frac{k^2\lambda(\eta - \lambda^2)(a - c)}{(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta)} \\ e^{MS} - e^{RS} &= \frac{k\lambda(k\lambda^2 - \beta^2\eta)(a - c)}{(4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta)(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)} \\ q^{NS} - q^{MS} &= \frac{k^2\eta(\eta - \lambda^2)(a - c)}{(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta)} \\ q^{MS} - q^{RS} &= \frac{k\eta(k\lambda^2 - \beta^2\eta)(a - c)}{(4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta)(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)} \end{aligned}$$

由上可见, 当  $\eta - \lambda^2 > 0$  即  $\lambda < \sqrt{\eta}$  时, 有  $x^{NS} > x^{MS}$ ,  $e^{NS} > e^{MS}$ ,  $q^{NS} > q^{MS}$  成立; 当  $k\lambda^2 - \beta^2\eta > 0$  即  $\lambda > \frac{\beta}{\sqrt{k}}\sqrt{\eta}$  时, 有  $x^{MS} > x^{RS}$ ,  $e^{MS} > e^{RS}$ ,  $q^{MS} > q^{RS}$  成立。即当条件  $\frac{\beta}{\sqrt{k}}\sqrt{\eta} < \lambda < \sqrt{\eta}$  满足时, 有  $x^{NS} > x^{MS} > x^{RS}$ ,  $e^{NS} > e^{MS} > e^{RS}$ ,  $q^{NS} > q^{MS} > q^{RS}$  成立。

$$\begin{aligned} p^{NS} - p^{MS} &= \frac{k(2k\eta\lambda^2 + \beta^2\eta^2 - k\eta^2 - k\lambda^4 - \lambda^2\beta^2\eta)(a - c)}{(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta)} \\ p^{MS} - p^{RS} &= \frac{(k^2\lambda^4 + k\beta^2\eta^2 - \beta^4\eta^2 - k^2\eta\lambda^2)(a - c)}{(4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta)(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)} \end{aligned}$$

显然, 当  $2k\eta\lambda^2 + \beta^2\eta^2 - k\eta^2 - k\lambda^4 - \lambda^2\beta^2\eta > 0$  即  $\lambda^2(2k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta) > \eta^2(k - \beta^2)$  时,  $p^{NS} - p^{MS} > 0$  成立, 当  $k^2\lambda^4 + k\beta^2\eta^2 - \beta^4\eta^2 - k^2\eta\lambda^2 > 0$  即  $k^2\lambda^2(\lambda^2 - \eta) > \beta^2\eta^2(\beta^2 - k)$  时,  $p^{MS} - p^{RS} > 0$  成立。故当  $\lambda^2(2k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta) > \eta^2(k - \beta^2)$  且  $k^2\lambda^2(\lambda^2 - \eta) > \beta^2\eta^2(\beta^2 - k)$  时, 有  $p^{NS} > p^{MS} > p^{RS}$  成立。证毕。

命题 3 表明, 在三种渠道权力结构下, 产品耐用度、销售努力水平和产品销售量的排序均与消费者的

销售努力敏感性相关。当消费者对于销售努力的敏感性位于某个区间时, 权力对等情形下的产品耐用度水平最高, 零售商的销售努力程度最大, 产品的销售量最高, 因为此时供需双方的市场权力对等, 生产商和零售商之间因竞争关系对决策效率的损害最低; 在生产商主导的权力结构下, 产品耐用度水平、零售商销售努力水平和产品销量的排序次之, 因为生产商不仅负责产品的耐用度决策, 还负责产品的批发价格制定, 它对于三者的影响比零售商更大。产品零售价格的排序也与消费者的销售努力敏感性相关, 但二者的关系更复杂, 因为产品零售价格受到批发价格、产品耐用度和销售努力水平等因素的共同影响。当消费者的销售努力敏感性同时满足两个条件时, 权力对等情形下的产品零售价格最高, 此时消费者的产品耐用度敏感性和销售努力敏感性对产品零售价格的提高效应最强, 生产商主导情形下的产品零售价格次之, 而在零售商主导的权力结构下产品零售价格最低。

**命题 4** 当条件  $\beta^2 < \frac{k(7k\eta - 2k\lambda^2)}{(10k\eta - 2k\lambda^2 - 3\beta^2\eta)}$  满足时,

在三种渠道权力结构中, 生产商的利润在生产商主导结构下最高, 其次是权力对等结构, 在零售商主导结构下最低; 当条件  $\lambda^2 < \frac{\eta^2(7k - 2\beta^2)}{10k\eta - 3k\lambda^2 - 2\beta^2\eta}$  满足时, 在

三种渠道权力结构中, 零售商的利润在零售商主导结构下最高, 其次是权力对等结构, 在生产商主导结构下最低。当条件  $\beta^2 < \frac{10k\eta^3 + 8k\eta\lambda^4 - 17k\eta^2\lambda^2 - k\lambda^6}{\eta(\lambda^4 - 4\eta\lambda^2 + 3\eta^2)}$  和  $\lambda^2(16k^3\eta^2 + 3k^2\beta^2\eta\lambda^2 + k^3\lambda^4 - 10k^3\eta\lambda^2 - 2k\beta^4\eta^2) > 16k^2\beta^2\eta^3 + \beta^6\eta^3 - 10k\beta^4\eta^3$  同时满足时, 在三种渠道权力结构中, 供应链的总利润在权力对等结构下最高, 其次是生产商主导结构, 在零售商主导结构下最低。

证明: 由式 (11)~(13)、(22)~(24) 以及 (35)~(37), 可得如下结果:

$$\begin{aligned} \pi_m^{MS} - \pi_m^{NS} &= \frac{k^3\eta(\lambda^2 - \eta)^2(a - c)^2}{2(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2} > 0 \\ \pi_m^{NS} - \pi_m^{RS} &= \frac{k\eta^3(2k - \beta^2)(7k^2\eta + 2k\lambda^2\beta^2 + 3\beta^4\eta - 10k\eta\beta^2 - 2k^2\lambda^2)(a - c)^2}{2(4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta)^2(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2} \end{aligned}$$

显然, 当  $7k^2\eta + 2k\lambda^2\beta^2 + 3\beta^4\eta - 10k\eta\beta^2 - 2k^2\lambda^2 > 0$  即  $\beta^2 < \frac{k(7k\eta - 2k\lambda^2)}{(10k\eta - 2k\lambda^2 - 3\beta^2\eta)}$  时, 有  $\pi_m^{NS} > \pi_m^{RS}$  成立。故当  $\beta^2 < \frac{k(7k\eta - 2k\lambda^2)}{(10k\eta - 2k\lambda^2 - 3\beta^2\eta)}$  时,  $\pi_m^{MS} > \pi_m^{NS} > \pi_m^{RS}$ 。

$$\pi_r^{RS} - \pi_r^{NS} = \frac{k\eta^3(\beta^2 - k)^2(a-c)^2}{2(4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta)(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2} > 0$$

$$\pi_r^{NS} - \pi_r^{MS} = \frac{k^3\eta(2\eta - \lambda^2)(7k\eta^2 + 3k\lambda^4 + 2\lambda^2\beta^2\eta - 10k\lambda^2\eta - 2\beta^2\eta^2)(a-c)^2}{2(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2}$$

显然，当  $7k\eta^2 + 3k\lambda^4 + 2\lambda^2\beta^2\eta - 10k\lambda^2\eta - 2\beta^2\eta^2 > 0$  即  $\lambda^2 < \frac{\eta^2(7k - 2\beta^2)}{10k\eta - 3k\lambda^2 - 2\beta^2\eta}$  时， $\pi_r^{NS} - \pi_r^{MS} > 0$  成立。故当  $\lambda^2 < \frac{\eta^2(7k - 2\beta^2)}{10k\eta - 3k\lambda^2 - 2\beta^2\eta}$  时， $\pi_r^{RS} > \pi_r^{NS} > \pi_r^{MS}$ 。

$$\pi_s^{NS} - \pi_s^{MS} = \frac{k^3\eta A(a-c)^2}{2(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2(3k\eta - k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2}$$

$$\pi_s^{MS} - \pi_s^{RS} = \frac{k\eta B(a-c)^2}{2(4k\eta - k\lambda^2 - 2\beta^2\eta)^2(4k\eta - 2k\lambda^2 - \beta^2\eta)^2}$$

其中， $A = 10k\eta^3 + 8k\lambda^4\eta + 4\lambda^2\beta^2\eta^2 - 17k\lambda^2\eta^2 - k\lambda^6 - \lambda^4\beta^2\eta - 3\beta^2\eta^3$ ， $B = 16k^3\eta^2\lambda^2 + 3k^2\beta^2\eta\lambda^4 + k^3\lambda^6 - 3k\beta^4\eta^2\lambda^2 - 10k^3\eta\lambda^4 + 10k\beta^4\eta^3 - 16k^2\beta^2\eta^3 - \beta^6\eta^3$ 。

显然，当  $A > 0$  且  $B > 0$ ，即当  $\beta^2 < \frac{10k\eta^3 + 8k\eta\lambda^4 - 17k\eta^2\lambda^2 - k\lambda^6}{\eta(\lambda^4 - 4\eta\lambda^2 + 3\eta^2)}$  且  $\lambda^2(16k^3\eta^2 + 3k^2\beta^2\eta\lambda^2 + k^3\lambda^4 - 10k^3\eta\lambda^2 - 2k\beta^4\eta^2) > 16k^2\beta^2\eta^3 + \beta^6\eta^3 - 10k\beta^4\eta^3$  满足时， $\pi_s^{NS} > \pi_s^{MS} > \pi_s^{RS}$  成立。证毕。

命题4表明，在三种渠道权力结构下，供应链成员企业的利润并不与其市场权力完全一致。对于生产商而言，其利润在生产商主导情形下高于权力对等情形，因为生产商在其主导情形下的市场权力更大，它可以运用优先定价权获得比权力对等情形更高的利润。当消费者的产品耐用度敏感性较低时，市场权力对于生产商利润的影响更大，使得生产商在权力对等情形下的利润高于零售商主导情形；而当消费者的产品耐用度敏感性较高时，零售商主导的权力结构更有利于促进产品销售，生产商也获得了比权力对等情形更高的利润。对于零售商而言，其利润在零售商主导的权力结构下高于权力对等结构，因为零售商在其主导情形下的市场权力更大，可以运用优先定价权获得比权力对等情形更高的利润。当消费者的销售努力敏感性较低时，市场权力对于零售商利润的影响更大，使得零售商在权力对等情形下的利润高于生产商主导情形；而当消费者的销售努力敏感性较高时，此时生产商主导的权力结构更有利于提升产品的耐用度，促进产品销量提升，零售商也获得了比权力对等情形更高的利润。三种渠道权力结构下的供应链总利润高低不仅与市场权力的配置相关，还受到消费者的产品耐

用度敏感性和销售努力敏感性的共同影响。

### 五、算例分析

为了直观验证上述结论，并进一步发现新的结论，本部分将运用数值分析方法探讨消费者的产品耐用度敏感性和销售努力敏感性对于生产商的产品耐用度决策和零售商的销售努力决策的影响，以及不同权力结构下的供应链成员利润的影响。在参考现有研究<sup>[5][6][10][11][15][18-20]</sup>的基础上，设置相关参数如下： $a=500$ ， $c=10$ ， $\beta=1$ ， $\lambda=2$ ， $k=2$ ， $\eta=5$ ，用 Matlab 作图，得到结果如下：

由图1和图2可见，随着消费者的产品耐用度敏感性增强，三种权力结构下的产品耐用度均逐渐提高，但是产品耐用度提高的速度存在差异，零售商主导的权力结构下产品耐用度提高速度最大，其次是权力对等情形，而在生产商主导的权力结构下产品耐用度提高速度最小。这验证了命题1的结论。当消费者的产品耐用度敏感性较小时，权力对等情形下的产品耐用度最高，其次是生产商主导的权力结构情形，在

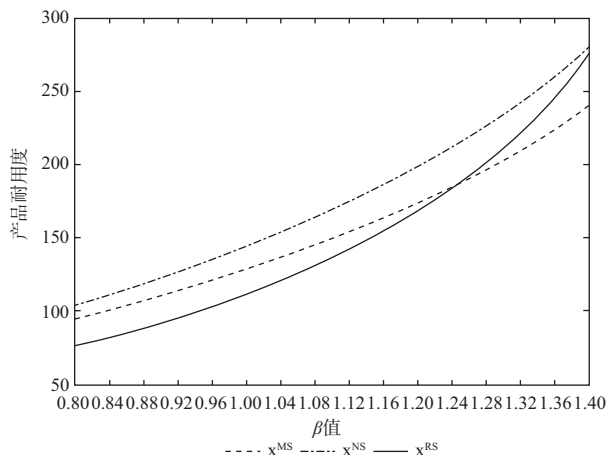


图1  $\beta$  值对产品耐用度决策的影响

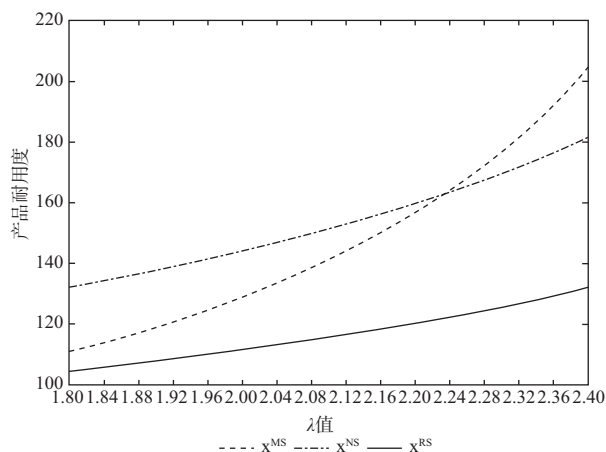


图2  $\lambda$  值对产品耐用度决策的影响

零售商主导的权力结构下产品耐用度最低。反之，零售商主导的权力结构下产品耐用度将依次超过生产商主导的权力结构和权力对等的权力结构，此时生产商主导的权力结构下产品耐用度最低。这说明三种权力结构下的产品耐用度高低排序不是固定的，它与消费者的产品耐用度敏感性相关。随着消费者的销售努力敏感性增强，三种权力结构下的产品耐用度均提高，且在生产商主导情形下提高速度最大，其次是权力对等情形，而在零售商主导情形下提高速度最小。当消费者对于销售努力的敏感性较弱时，产品耐用度在权力对等情形下最高，其次是生产商主导情形，在零售商主导情形下最低。反之，生产商主导下的产品耐用度最高，其次是权力对等情形，在零售商主导情形下最低。这说明在三种渠道权力结构下的产品耐用度高低排序不仅受消费者的产品耐用度敏感性影响，还与消费者的销售努力敏感性相关。

由图3和图4可见，在三种渠道权力结构下，随着消费者的产品耐用度敏感性增强，零售商的销售努力水平均提高，且在零售商主导情形下提高速度最大，其次是权力对等情形，在生产商主导情形下提高

速度最小。当消费者的产品耐用度敏感性较弱时，销售努力水平在权力对等情形下最高，其次是生产商主导情形，在零售商主导情形下最低。这说明零售商的销售努力程度受到消费者的销售努力敏感性影响，零售商的销售努力程度在三种渠道权力结构下的排序取决于消费者的产品耐用度敏感性强弱。在三种渠道权力结构下，随着消费者的销售努力敏感性增强，零售商的销售努力水平均提高，且生产商主导情形下提高速度最大，其次是权力对等情形，在零售商主导情形下提高速度最小。当消费者的销售努力敏感性较弱时，零售商的销售努力程度在权力对等情形下最高，其次是生产商主导情形，在零售商主导情形下最低。反之，销售努力水平在生产商主导情形下最高，其次是权力对等情形，在零售商主导情形下最低。这说明零售商的销售努力程度不仅受到消费者的产品耐用度敏感性影响，还与消费者的销售努力敏感性相关。图3和图4也验证了命题1和命题3中结论的正确性。

由图5和图6可见，在三种权力结构下，随着消费者的产品耐用度敏感性增强，生产商的利润均提高，且在零售商主导结构下提高速度最大，其次是生

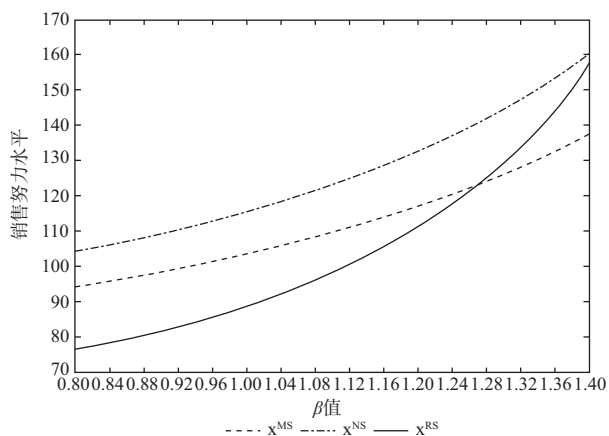


图3  $\beta$  值对销售努力水平的影响

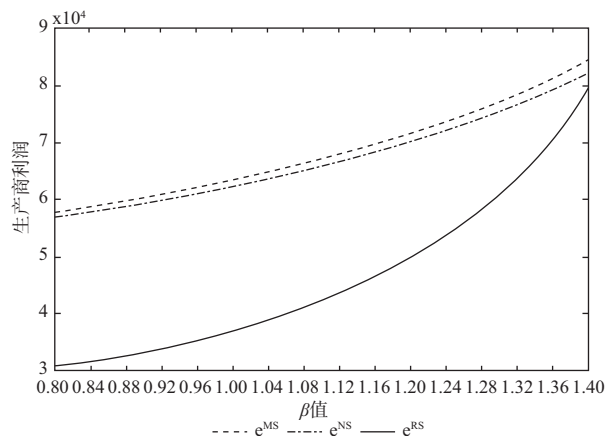


图5  $\beta$  值对生产商利润的影响

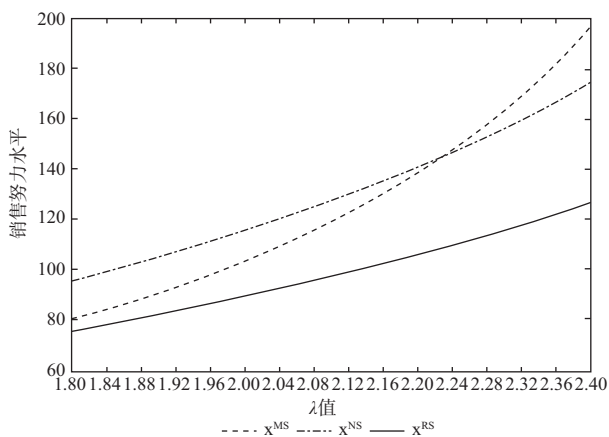


图4  $\lambda$  值对销售努力水平的影响

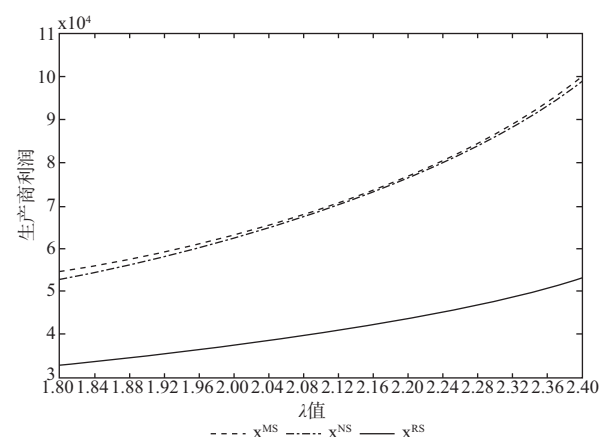


图6  $\lambda$  值对生产商利润的影响

产商主导的权力结构，在权力对等结构下提高速度最小。生产商的利润在生产商主导结构下最高，其次是权力对等结构，在零售商主导结构下最小。这说明生产商利润受到消费者的产品耐用度敏感性影响，且满足一定条件时，三种权力结构下生产商的利润排序为：生产商主导结构>权力对等结构>零售商主导结构。在三种权力结构下，随着消费者的销售努力敏感性增强，生产商的利润均提高，且当销售努力敏感性小于某个临界值时，权力对等情形下生产商的利润提高速度最大，其次是生产商主导情形，在零售商主导情形下提高速度最小。当消费者的销售努力敏感性大于某个临界值时，生产商主导情形下的提高速度最大，其次是权利对等情形，在零售商主导情形下的提高速度最小。生产商的利润在生产商主导情形下最高，其次是权力对等情形，在零售商主导情形下最低。这说明生产商利润不仅受到消费者的产品耐用度敏感性影响，还与消费者的销售努力敏感性相关。因此，命题2和命题4的结论得到了验证。

由图7和图8可见，三种渠道权力结构下，随着消费者的产品耐用度敏感性增强，零售商的利润均增

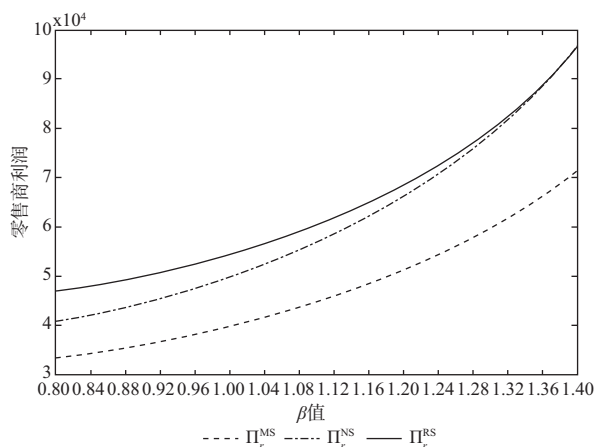


图7  $\beta$  值对零售商利润的影响

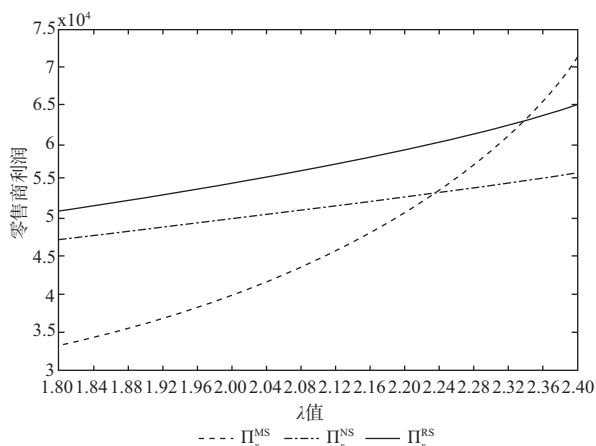


图8  $\lambda$  值对零售商利润的影响

加，且在权力对等结构下增加速度最大，其次是零售商主导情形，在生产商主导情形下增加速度最小。这说明零售商利润受到消费者的产品耐用度敏感性影响。当消费者的产品耐用度敏感性较弱时，零售商的利润在零售商主导情形下最高，其次是权利对等情形，在生产商主导情形下最低。在三种渠道权力结构下，随着消费者的销售努力敏感性增强，零售商的利润均提高，且生产商主导情形下的提高速度最大，其次是零售商主导情形，在权利对等情形下的提高速度最小。当消费者的销售努力敏感性较弱时，零售商的利润在零售商主导情形下最高，其次是权力对等情形，在生产商主导情形下最低。这说明零售商利润不仅与消费者的产品耐用度敏感性相关，还受到消费者的销售努力敏感性影响，这与命题2和命题4的结论相符合。

由图9和图10可见，随着消费者的产品耐用度敏感性增强，三种渠道权力结构下供应链总利润均提高，且在零售商主导情形下提高速度最大，其次是权力对等情形，在生产商主导情形下提高速度最小。这说明供应链总利润受到消费者的产品耐用度敏感性影响。当消费者的产品耐用度敏感性较弱时，供应链的总利润在权力对等情形下最高，其次是生产商主导情形，在零售商主导情形下最低，这验证了命题2和命题4的结论。在三种渠道权力结构下，随着消费者的销售努力敏感性增强，供应链总利润均提高，且在生产商主导情形下提高速度最大，其次是权力对等情形，在零售商主导情形下提高速度最小。这说明供应链总利润不仅与消费者的产品耐用度敏感性相关，还受到消费者的销售努力敏感性的影响。当消费者的销售努力敏感性较弱时，供应链的总利润在权力对等情形下最高，其次是生产商主导情形，在零售商主导情形下最低，这也与命题4的结论相符合。

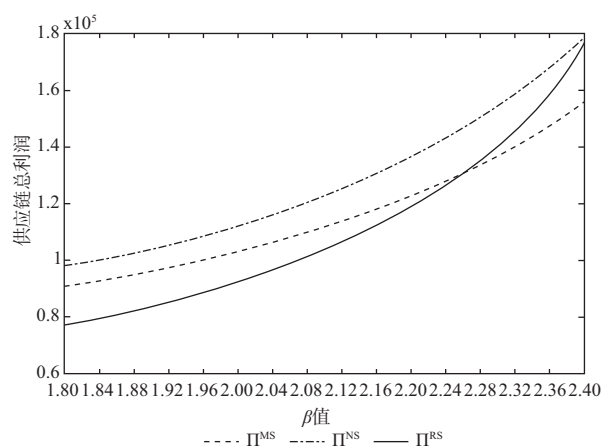


图9  $\beta$  值对供应链总利润的影响

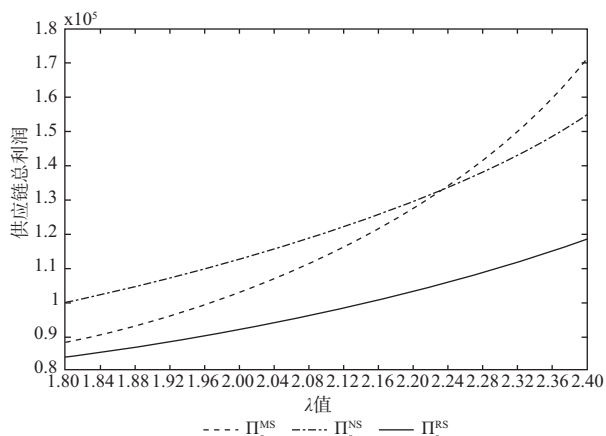


图 10 λ 值对供应链总利润的影响

## 六、研究结论与展望

### (一) 研究结论

本文基于 Stackelberg 博弈理论和 Bertrand 博弈理论，在分别构建生产商占主导权情形、生产商与零售商权力对等情形和零售商占主导权情形这样三种渠道权力结构下耐用消费品供应链决策模型的基础上，通过对决策模型均衡解的比较分析，初步探讨了耐用消费品供应链中的渠道权力结构影响产品耐用度水平决策和销售努力程度决策的机理，揭示了供应链成员企业对于权力结构的不同偏好规律，得出如下主要研究结论。

第一，耐用消费品供应链不论采用何种渠道权力结构，产品耐用度水平、销售努力程度以及供应链成员企业利润均与消费者的产品耐用度敏感性正相关，且均与消费者的销售努力敏感性正相关。本研究证实，耐用消费品供应链在三种渠道权力结构下，随着消费者的产品耐用度敏感性增强，以及消费者的销售努力敏感性增强，生产商会生产耐用度更高的产品，零售商投入更大的销售努力，这导致产品生产和销售的成本提高，使得产品的零售价格上涨，但是更高的产品耐用度和更大的销售努力对产品销量的促进作用超过了零售价格上涨对产品销量的抑制作用，使得产品销量仍然增长，产品价格和销量的同时上涨使得生产商、零售商和供应链整体的利润均增加。

第二，耐用消费品供应链中的产品耐用度水平、销售努力程度和产品销售量在不同渠道权力结构下的高低排序不是固定的，而是取决于消费者的销售努力敏感性强弱。本研究证实，当消费者的销售努力敏感性位于一定的区间时，产品耐用度水平、销售努力程度和产品销量在权力对等情形下最高，其次是生产商主导情形，而在零售商主导情形下最低。当消费者的

销售努力敏感性满足某些条件时，产品零售价格在权力对等情形下最高。

第三，耐用消费品供应链成员企业对于渠道权力结构的偏好不仅与消费者的产品耐用度敏感性相关，还与消费者的销售努力敏感性相关。本研究证实，当消费者的产品耐用度敏感性较弱时，生产商偏好于生产商主导的权力结构；当消费者的销售努力敏感性较弱时，零售商偏好于零售商主导的权力结构。当消费者的产品耐用度敏感性和销售努力敏感性满足一定的条件时，从供应链整体的角度出发，生产商与零售商权力对等是最优的渠道权力结构。

### (二) 管理启示

我们从上述研究结论中不难得到以下管理启示。

第一，生产商应重视提升消费者的产品耐用度敏感性。在耐用消费品供应链中，提升消费者的产品耐用度敏感性不仅能够提高产品的耐用度水平、零售价格和市场销售量，还可以增加生产商的利润和供应链整体的利润。生产商可以采取消费者教育的方式，增强消费者对于产品耐用度的相关认知，鼓励和引导消费者购买耐用度水平较高的产品。

第二，零售商应重视提升消费者的销售努力敏感性。在耐用消费品供应链中，提升消费者的销售努力敏感性能够提高产品的销售努力水平、零售价格和市场销售量，还可以增加零售商的利润和供应链整体的利润。零售商可以通过深入的市场调研，准确把握消费者的实际需求，并采取针对性的营销策略，有效提高消费者对于营销活动的接纳效果。

第三，从耐用消费品供应链整体利润最大化的角度出发，当消费者的产品耐用度敏感性和销售努力敏感性满足某些条件时，应采用生产商和零售商权力对等的渠道权力结构。当消费者的产品耐用度敏感性和销售努力敏感性满足某些条件时，耐用消费品供应链在生产商与零售商权力对等情形下，产品的零售价格和销售量均处于三种权力结构的最高水平，实现了耐用消费品供应链整体利润的最大化。

### (三) 研究局限与展望

本研究探讨了渠道权力结构对于耐用消费品供应链中生产商的产品耐用度水平决策以及零售商的销售努力程度决策的影响，揭示了生产商和零售商对于渠道权力结构的选择偏好。本研究对研究对象和研究问题进行了高度简化，因此存在一定的局限性，后续可以从如下三个方面进行拓展研究。第一，本研究假设耐用消费品的市场需求和生产成本等信息是公共信

息,现实中的零售商和生产商为了自身利润的最大化,可能会有选择性地披露市场需求和生产成本等信息,因此后续研究可以考察信息分享对不同权力结构下的产品耐用度和销售努力水平决策的影响机理。第二,为了简化研究过程,本研究假设耐用消费品的市场需求是确定的常数,现实中耐用消费品的市场需求更多地呈现出时变的特性,因此市场需求不确定环境下渠道权力结构如何影响耐用消费品供应链中的产品

耐用度水平决策和销售努力程度决策也值得进一步探讨。第三,本研究假设耐用消费品供应链中仅包含一个生产商和一个零售商,现实中的耐用消费品供应链结构可能更加复杂,因此可以在供应链结构更复杂的背景下,探讨不同的权力结构配置对于耐用消费品供应链的产品耐用度水平决策和销售努力程度决策的影响机理。

## 参考文献

- [1] Choi S C. Price Competition in a Channel Structure with a Common Retailer [J]. *Marketing Science*, 1991, 10 (4): 271-296.
- [2] Shi R, Zhang J, Ru J. Impacts of Power Structure on Supply Chains with Uncertain Demand [J]. *Production and Operations Management*, 2013, 22 (5): 1232-1249.
- [3] Pangburn M S, Stavroulakis E. Take Back Costs and Product Durability [J]. *European Journal of Operational Research*, 2014, 238 (1): 175-184.
- [4] Bhaskaran S R, Gilbert S M. Implications of Channel Structure and Operational Mode upon a Manufacturer's Durability Choice [J]. *Production and Operations Management*, 2015, 24 (7): 1071-1085.
- [5] Agrawal V, Kavadias S, Toktay L B. The Limits of Planned Obsolescence for Conspicuous Durable Goods [J]. *Manufacturing and Service Operations Management*, 2016, 18 (2): 216-226.
- [6] 慕艳芬, 聂佳佳. 产品耐用度对制造商渠道选择的影响分析 [J]. *软科学*, 2018, 32 (8): 125-128, 133.
- [7] 邓杰, 王宇. 基于零售商销售努力的风险和模糊规避报童模型研究 [J/OL]. *管理工程学报*: 1-11 [2022-12-28].
- [8] 舒彤, 曾佳茜, 陈收, 兰舒琳. 考虑零售商销售努力的 CSR 闭环供应链定价决策 [J]. *管理评论*, 2021, 33 (12): 303-315.
- [9] 聂福海, 李电生, 肖婷婷. 店中店模式对资金约束供应链生产和销售努力决策的影响研究 [J/OL]. *中国管理科学*: 1-11 [2022-12-28].
- [10] 方磊, 夏雨, 杨月明. 考虑零售商销售努力的供应链融资决策均衡 [J]. *系统工程理论与实践*, 2018, 38 (1): 135-144.
- [11] Ogilvie J, Rapp A, Agnihotri R, et al. Translating Sales Effort into Service Performance: It's an Emotional Ride [J]. *Journal of Personal Selling and Sales Management*, 2017, 37 (2): 100-112.
- [12] Taleizadeh A A, Sane Z E, Choi T M. The Effort of Marketing Effort on Dual-channel Closed-loop Supply Chain Systems [J]. *IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics: Systems*, 2018, 48 (2): 265-276.
- [13] 于天阳, 关志民, 董经洋, 曲优. 不同权力结构下考虑网红营销努力的直播电商供应链决策研究 [J]. *管理学报*, 2022, 19 (5): 714-722, 748.
- [14] 范体军, 郑琪, 蔡璐. 考虑权力结构及供应商竞争的生鲜供应链决策 [J]. *管理科学学报*, 2022 (1): 23-38.
- [15] 黄帝, 张菊亮. 不同权力结构下碳税对供应链减排水平的影响 [J]. *中国管理科学*, 2021 (7): 57-70.
- [16] 魏恒, 王继光. 不同渠道权力结构下供应链 CSR 激励研究 [J]. *经济问题*, 2021 (5): 86-93.
- [17] 舒斯亮, 柳键. 不同权力结构下供应链概率销售策略比较研究 [J]. *中国管理科学*, 2022 (9): 152-161.
- [18] 孙自来, 王旭坪, 詹红鑫, 阮俊虎. 不同权力结构下制造商双渠道供应链的博弈分析 [J]. *中国管理科学*, 2020 (9): 154-163.
- [19] Hu Y H, Qu S N, Li G, et al. Power Structure and Channel Integration Strategy for Online Retailers [J]. *European Journal of Operational Research*, 2021, 294 (3): 951-964.
- [20] Li T, Zhang R, Liu B. Pricing Decisions of Competing Supply Chains under Power Imbalance Structures [J]. *Computers and Industrial Engineering*, 2018 (125): 695-707.
- [21] Tang R H, Yang L. Impacts of Financing Mechanism and Power Structure on Supply Chains under Cap-and-trade Regulation [J]. *Transportation Research Part E*, 2020 (139): 101-127.
- [22] Zhang S Y, Wang C X, Yu C, et al. Governmental Cap Regulation and Manufacturer's Low Carbon Strategy in a Supply Chain with Different Power Structures [J]. *Computers and Industrial Engineering*, 2019 (134): 27-36.
- [23] Zheng B, Yang C, Yang J, et al. Dual-channel Closed Loop Supply Chains: Forward Channel Competition, Power Structures and Coordination [J]. *International Journal of Production Research*, 2017, 55 (12): 3510-3527.

(责任编辑: 邵霖 张安平)