

# 结构性货币政策能否提振农村居民消费？ ——基于支农再贷款的实证分析

楚尔鸣<sup>1</sup>，李源<sup>1</sup>，易雨瑶<sup>2</sup>，李逸飞<sup>3</sup>

- 湘潭大学商学院，湖南湘潭，411105；
- 湘潭大学公共管理学院，湖南湘潭，411105；
- 《管理世界》杂志社，北京，100026

**摘要：**提振农村居民消费既是国内大循环的重要基础，又是形成消费与投资相互促进良性循环的重要支撑。从支农再贷款的视角，采用2013—2019年中国家庭金融调查(CHFS)的微观数据，研究结构性货币政策工具对农村居民消费的影响机制与作用效果。研究发现，结构性货币政策工具显著促进了农村居民的消费，支农再贷款余额每增加1%，农村居民家庭消费增加1.4%。机制分析表明，结构性货币政策主要通过需求侧缓解信贷约束和供给侧改善消费环境两个方面提振农村居民消费。异质性分析显示，结构性货币政策工具对经济不发达地区、家庭资产低、受教育程度低、有社会保障的农村居民消费的作用效果更好。进一步分析发现，支农再贷款工具可以缩小城乡居民之间的消费差距，有利于实现城乡均衡发展和共同富裕的目标。

**关键词：**结构性货币政策；支农再贷款；农村居民消费；消费差距

中图分类号：F822

文献标识码：A

文章编号：1672-3104(2025)01-0080-15

提振农村居民消费既是加快形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局的重要基础，又是实施乡村振兴战略、推进城乡融合发展、消除二元经济结构的重要支撑和有效途径。根据第七次全国人口普查数据，中国农村居民占全国人口总数的36.1%，2022年乡村消费品零售额达5.93万亿元，占社会消费品零售总额的13.5%，包含镇区和乡村的县乡消费品零售额占社会消费品零售总额的38.1%<sup>①</sup>，这说明农村居民消费是我国消费不可或缺的重要组成部分。为扩大内需，充分发挥农村居民消费对经济增长的拉动作用，近年来各地政府部门采取了“家电下乡”“以旧换新”等诸多措施，特别是2023年国家发改委《关于恢复和扩大消费的措施》中专门强调促进农村消费，并从开展绿色产品下乡、完善农村电子商务和快递物流配送体系、推动特色产品进城、大力发展乡村旅游等方面作了具体安排与部署。尽管农村居民消费受农村居民收入等众多因素的影响，但是结构性货币政策对农村居民消费的积极和重要作用却往往容易被人们忽视。

结构性货币政策具有通过基础货币的投放与回笼，对经济周期进行扩张与收缩的总量调控功能，更重要的是具有通过政策工具有效地引导金融机构和金融市场的资金定向流入国民经济所需要的重点领域或薄弱环节，实现“精准滴灌”的结构调整功能<sup>[1-2]</sup>。如支农再贷款工具<sup>②</sup>，一是央行明确只对农村信用社、农村合作银行、农村商业银行、村镇银行这四类经营农村金融业务的地方法人金融

收稿日期：2024-09-21；修回日期：2024-12-09

基金项目：国家自然科学基金面上项目“去杠杆与稳增长目标下结构性货币政策的传导机制与疏路径研究”(71973117)

作者简介：楚尔鸣，男，湖南湘潭人，博士，湘潭大学商学院教授、博士生导师，主要研究方向：货币政策、金融统计；李源，男，河北邯郸人，湘潭大学商学院博士研究生，主要研究方向：金融统计，联系邮箱：751825351@qq.com；易雨瑶，女，湖南岳阳人，博士，湘潭大学公共管理学院讲师，主要研究方向：消费经济；李逸飞，男，山西晋中人，博士，《管理世界》杂志社副研究员，主要研究方向：发展经济学

机构提供再贷款支持, 从而促进农村经济发展<sup>[3]</sup>; 二是央行对该工具采取“先贷后借”的“直达”模式, 保障农村地方法人机构的信贷资金定向流入“三农”领域, 服务农村经济发展; 三是央行以低利率、长期限提供再贷款支持, 有助于降低地方法人金融机构的涉农信贷成本和信贷风险, 增强其服务农村经济发展的内在动力。

一般而言, 农村经济发展有利于农村居民消费的提升, 但结构性货币政策工具影响农村居民消费的具体作用机制究竟是怎样的? 作用效果如何? 政策工具在传导过程中是否存在“堵点”? 在不同农村居民之间的传导作用效果是否具有差异性? 深入研究和明确回答这些问题, 无论是对宏观经济的稳增长还是对乡村振兴战略来说都具有十分重要的理论意义与现实意义。

现有研究农村消费及其影响因素的文献汗牛充栋, 且基本遵循主流经济学的消费理论, 除收入水平外, 主要从预防性储蓄、社会保障、税费改革、政府公共投入、非农就业、数字乡村发展等视角进行了讨论<sup>[4-7]</sup>。已有较多的文献研究了传统总量型货币政策对农村消费的影响, 如李程<sup>[8]</sup>利用面板模型和时间序列模型, 探讨了货币政策通过利率、信用和资产价格渠道对消费需求的影响, 发现实际利率对农村消费存在负向效应, 并指出城乡居民的预防性储蓄行为存在差异。封福育等<sup>[9]</sup>则强调货币政策对农村居民消费影响的非线性和非对称性特征, 当实际利率高于阈值时, 货币政策对农村居民消费的影响较大。同时, 一些文献深入研究了货币政策传导过程中的金融因素对农村消费的影响, 如王爱民等<sup>[10]</sup>认为货币政策对农村消费的传导过程存在梗阻; 易行健等<sup>[11]</sup>研究认为正规借贷能缓解农户流动性约束, 提升消费水平; 殷志高等<sup>[12]</sup>研究指出, 在经济发达地区移动互联网可能通过改善金融基础设施, 增加信贷供给, 进而提升农村消费。与这些研究结论相反的是, 王小华等<sup>[13]</sup>研究发现在经济欠发达地区, 数字金融资金进入农户部门的效率较低, 对农村消费的带动作用有限; 陈东等<sup>[14]</sup>的研究表明农村借贷对居民消费没有显著影响。

另外, 从结构性货币政策的研究来看, 现有文献主要集中于政策工具的内涵、特征、理论基础及作用效果<sup>[15]</sup>, 目前除了少量文献研究定向降准对农村经济的作用之外<sup>[16]</sup>, 还鲜有文献探讨结构性货币政策对农村居民消费的影响。而且, 尽管众多学者认同总量型货币政策不具备“资金直达”和“精准滴灌”功能, 容易产生资金“脱实向虚”和“脱农进城”效应, 因此中央银行采用结构性货币政策将信贷资金引向意向领域有其操作合理性<sup>[17]</sup>, 但结构性货币政策的作用效果并未得到学界的一致认可。如郭晔等<sup>[18]</sup>运用双重差分法(DID), 发现 2014 年实施的定向降准对农业和小微企业等弱势部门的信贷资源产生了积极的影响; 然而张人中等<sup>[19]</sup>认为定向降准政策的资金传导存在堵点, 较多资金进入了收益更高的房地产业与金融业, 而非农业领域; 万里鹏等<sup>[3]</sup>也指出结构性货币政策可能带来资源错配和产业对低成本资金的过度依赖等而带来负面效应。可见, 对结构性货币政策影响农村居民消费的理论机制和作用效果都有必要进行深入而系统的研究。

基于此, 本文以支农再贷款工具为切入点, 利用中国人民银行公布的支农再贷款余额数据及 2013—2019 年的中国家庭金融调查(CHFS)数据, 从居民消费的需求侧和供给侧两个方面, 深入分析并实证检验结构性货币政策工具对农村居民消费的影响。结果发现, 结构性货币政策显著提升了农村居民的消费水平, 并有利于消费结构升级。机制分析发现, 结构性货币政策工具不仅通过缓解农户信贷约束、增加农村居民收入来促进农村居民消费, 而且通过改善农村消费环境、促进农村消费升级, 从而综合提升了农村居民消费。异质性分析发现, 尽管“金融加速器”效应使得发达地区和经济条件较好的农户家庭应更容易在政策实施过程中受益, 实际上这些优势群体的边际消费并未显著增加, 从而有利于消费差距的缩小。

相比以往文献, 本文的边际贡献在于: 其一, 与以往研究定向降准效果的文献不同, 本文重点关注结构性货币政策影响农村居民消费的传导机制与作用效果, 进一步拓展了农村居民消费影响因素的

文献边界；其二，与以往单一从居民收入消费需求侧研究的文献不同，本文不仅从消费需求侧，而且从消费环境等消费供给侧分析结构性货币政策促进农村居民消费的作用机制，进一步深化了农村居民消费影响机制的系统性认识；其三，与以往讨论相对于城市而言的农村消费文献不同，本文立足于农村，进一步从消费升级、消费边际倾向等视角，探究结构性货币政策对农村居民消费影响的异质性特征，这对于当前提升我国农村居民消费潜力，促进农村居民消费可持续发展具有更重要的现实意义。

## 一、理论分析与研究假说

支农再贷款是中国人民银行 1999 年实行的，当时主要是央行作为缓解农村信用社因与中国农业银行脱钩而带来的信贷资金不足的政策手段，后来发展为引导地方法人金融机构(农村信用社、农村合作银行、农村商业银行和村镇银行)扩大对农村经济主体的信贷投放、降低“三农”融资成本、协调城乡发展的结构性货币政策工具。为保证资金定向流入“三农”领域，央行不仅要求地方法人金融机构“先贷后借”，即地方法人金融机构先对农村经济主体按市场利率发放贷款，然后借此向央行申请优惠利率支农再贷款，而且要将借用的支农再贷款资金全部用于发放涉农贷款。支农再贷款期限分为 3 个月、6 个月和 1 年三个档次，央行对符合要求的贷款，按贷款本金的 100%予以资金支持，并要求在借用期间，地方法人金融机构累计发放的涉农贷款金额不低于借用的支农再贷款金额，借用支农再贷款发放的涉农贷款利率应低于该金融机构其他同期同档次涉农贷款加权平均利率，但具体的贷款条件、方式、期限、金额和利率由地方法人金融机构按照市场原则自主确定并自担风险。可见，作为结构性货币政策工具的支农再贷款是通过央行对地方法人金融机构提供再贷款低成本流动性补偿，使得地方法人金融机构能够更好地服务于农村经济主体的信贷需求，从而对农村居民家庭消费产生积极影响。这种影响的内在机理可以从消费的需求侧和供给侧两个方面进行具体分析(见图 1)。

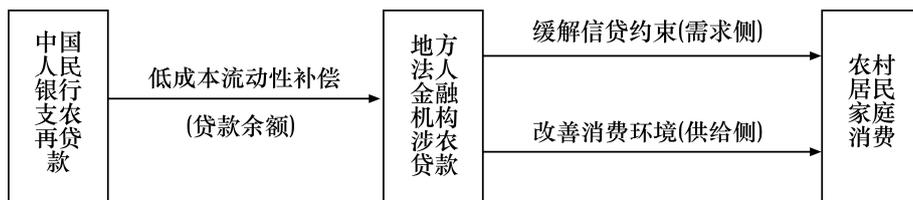


图 1 央行支农再贷款影响农村居民家庭消费的传导机理

一方面，央行结构性货币政策通过地方法人金融机构缓解农户信贷约束，从需求侧拉动农村居民消费的增加。由于缺乏抵押物资产、个人征信信息缺失、农业生产经营风险大以及居住地分散等原因，农户获得金融服务存在天然阻碍<sup>[20]</sup>。支农再贷款工具通过央行对地方法人金融机构提供低成本流动性补偿，提高地方法人金融机构的农户信贷供给能力，从而可以有效地缓解农户面临的信贷约束，从需求侧拉动农村居民消费增加。具体作用途径有：一是通过“消费信贷”直接增加居民消费。在收入一定条件下，如果地方法人金融机构在支农再贷款工具的支持下，增加对农户发放生活性金融服务的“消费信贷”，如住房或汽车按揭贷款、教育贷款和耐用消费品贷款等，则这些贷款会直接拉动农村居民的消费。二是通过“经营性收入”提升间接增加居民消费。众所周知，消费是收入的函数，如果在支农再贷款支持下地方法人金融机构增加对农户的农业和非农产业经营性贷款，如农户的种养产业贷款、农村个体工商户贷款等，则这些贷款会通过增加农户的“经营性收入”而拉动农村居民消费。三是通过“工资性收入”提升间接增加居民消费。如果在支农再贷款的支持下，地方法人金融机构增加

对农村其他经济主体的贷款, 这些农村经济主体包括农业产业化龙头企业、农民专业合作社、国营集体农场、承接土地流转的农业公司等, 由于其雇员主要是农村居民, 这些贷款则会通过提高农户的“工资性收入”而拉动消费<sup>[21]</sup>。

另一方面, 结构性货币政策通过改善农村消费环境, 从供给侧推动农村居民消费的增加。在既定收入水平下, 某些农村偏远地区道路交通不便、商品运达困难、消费环境差, 则居民消费必然受到供给方因素的影响。支农再贷款能够通过地方法人机构对农村经济主体提供贷款, 引导和撬动社会资金注入农村地区, 夯实农村商业基础设施建设, 改善农村消费环境, 推动农村居民消费水平的提升。具体途径有: 一是通过改善交易环境推动农村居民消费的增加。地方法人金融机构在支农再贷款工具支持下, 会增加对除农户外其他经济主体发放贷款, 在这些贷款项目的建设过程中, 或多或少会直接或间接带动农村市场、餐饮服务、通信网络等约束农村居民消费的交易环境的改善和发展, 提高农村居民消费的便利性和可得性<sup>[22]</sup>, 推动农村居民消费的增加。二是通过改善物流环境推动农村居民消费的增加。支农再贷款支持地方法人机构对农村经济主体增加贷款后, 这些主体会在项目盈利后支持农村基础设施建设, 完善仓储分拣、装卸运输、包装配送等物流环境, 增强“工业品下乡”等运达能力, 从而促进农村居民消费的增加<sup>[23]</sup>。三是通过改善文化环境推动农村居民消费的增加。支农再贷款通过地方法人金融机构对农村的定向支持, 助推乡村振兴战略的实施, 便利了城乡交通与通信, 容易将城镇居民的现代消费行为和消费观念引入农村并起到“示范效应”, 并在一定程度上激发农村居民的“认同效应”和“跟潮效应”, 最终推动农村居民消费的增加。

基于以上分析, 本文提出以下两个假设。

H1: 结构性货币政策有利于促进农村居民消费的增加。

H2: 结构性货币政策会通过需求侧缓解农户信贷约束、供给侧改善农村消费环境两个方面促进农村居民消费的增加。

## 二、计量模型与数据说明

### (一) 计量模型

本文选择支农再贷款工具作为研究的切入点, 主要基于以下考虑: 一是作为中国人民银行实施的结构性货币政策工具之一, 支农再贷款的资金是定向投入农村地区的, 对研究农村消费具有很强的代表性。二是支农再贷款是长期性工具, 且实施时间较长, 从而有助于更准确地评估结构性货币政策工具的作用效果。三是支农再贷款有可查询的具体余额数值, 提供了相对充足的政策执行数据<sup>[4]</sup>, 这使得利用这些数据进行面板数据回归能够得到更为精确的数值结果。基于以上考虑, 本文采用面板固定效应模型进行回归分析。考虑到支农再贷款数据为全国层面的时间序列类型, 且存在与时间虚拟变量的多重共线性, 本研究并未控制时间固定效应, 而是参考钟凯等<sup>[24]</sup>和李增福等<sup>[25]</sup>的研究方法, 在模型中加入时间趋势项以尽量减少遗漏变量引起的回归偏误。此外, 考虑到货币政策具有较长的外部时滞效应, 本研究对支农再贷款数据进行了滞后一期处理。综合以上分析, 本文构建了如下回归模型:

$$\ln y_{i,t} = \alpha + \beta_0 \ln \text{tols}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \text{contorls}_{i,t} + T + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, 下标  $i$  代表家庭,  $t$  代表年份; 被解释变量  $\ln y_{i,t}$  为对数化处理后的  $t$  年  $i$  家庭的消费支出情况, 具体变量包括家庭总消费、家庭生存型消费和家庭发展型消费。核心解释变量  $\ln \text{tols}_{t-1}$  代表对数化处理后  $t-1$  年的央行支农再贷款余额情况。其系数  $\beta_0$  是本文关注的重点, 如果  $\beta_0$  显著为正, 则表明支农再贷款工具具有促进农村居民消费的作用。  $\text{contorls}_{i,t}$  为控制变量, 包括家庭特征因素和宏观因素。  $T$

为时间趋势项,用来控制时间因素对回归结果的影响, $\mu_i$ 和 $\varepsilon_{i,t}$ 分别为个体固定效应和误差项。

## (二) 变量定义

### 1. 被解释变量

农村居民消费。本文从消费水平和消费结构两方面衡量农村居民消费,具体指标包括家庭总消费、家庭生存型消费和家庭发展型消费,且在实证分析时取对数化处理。参考唐学朋等<sup>[26]</sup>的生存型消费和发展型消费的划分方法,将衣、食、住等满足生理需求的消费定义为生存型消费,将教育、交通通信、医疗健康等为追求家庭成员发展产生的消费定义为发展型消费。因为本文所使用的消费等家庭特征变量主要基于调查问卷对受访家庭“去年”情况的询问,所以2013年、2015年、2017年与2019年的调查问卷主要是对2012年、2014年、2016年与2018年相关变量的度量。因此,支农再贷款余额对应的年份应为2012年、2014年、2016年和2018年。

### 2. 解释变量

结构性货币政策工具。截至2023年12月,中国人民银行已明确17种结构性货币政策工具,旨在通过“精准滴灌”有针对性地将银行信贷资金引入意向领域,从而解决不同的经济结构问题。本文选取2011年至2022年全国支农再贷款余额作为结构性货币政策工具的代理变量,由于余额是绝对数据,为防止出现异方差,本文在进行回归分析时对支农再贷款余额取对数<sup>③</sup>。

### 3. 机制变量

农户信贷约束。借鉴尹志超等<sup>[27]</sup>的方法,通过受访者对问卷中不同问题的回答来度量农村居民的信贷约束。若问卷中受访者存在“申请贷款被拒”的情况,说明农户在申请贷款时遭遇到银行供给资金的障碍,则认为存在银行供给型信贷约束,相应的变量赋值为1,否则为0。若受访者存在“有需求但未申请”的情况,说明农户有信贷需求但由于存在某些障碍因素而未向银行申请,则视为存在需求型信贷约束,变量同样赋值为1,否则为0。问卷中的受访者只要回答存在上述两种情况之一的,都被视为存在农户信贷约束。

农村消费环境。交易市场、信息网络等交易环境是农村消费环境建设的主要内容,而将这些内容紧密结合的消费行为则是网上购物,因此参照何婧等<sup>[28]</sup>的做法,在问卷中若受访者回答开通了“支付宝、微信支付等第三方支付账户”,则被认为消费环境好,“数字支付”变量赋值为1,否则为0。同时,考虑到某些农村居民虽然开通了网上支付,但并不一定会网上购物,因此若问卷中受访者回答存在“网上购物”行为,说明该受访者的居住地网络畅通、消费环境好,则“是否网购”变量赋值为1,否则为0。本文问卷中的受访者只要回答存在上述两种情况之一的,都被视为农村消费环境好。同时,考虑到不同地区物流环境对农村居民消费的影响,本文对地市级行政区公路货运量取对数作为地区消费环境的代理变量,因为公路货运量可以反映物流的效率,直接关系到农村地区商业活动的活跃度和市场供给的丰富度。

### 4. 控制变量

控制变量主要参考杨碧云等<sup>[29]</sup>的选取方法,具体包括:(1)家庭层面变量:家庭总收入取对数、家庭总负债取对数、家庭规模、是否拥有住房、是否农业户口户籍、是否有未婚男孩、是否有老年人口;(2)户主层面变量:户主年龄、户主年龄平方除以100、户主性别、是否为党员、婚姻状况、健康状况;(3)宏观层面:乡村人口数取对数、所在省份涉农贷款取对数、涉农支出占财政支出的比例<sup>④</sup>。

## (三) 数据来源与描述性统计

本研究主要使用的数据库包括西南财经大学2013—2019年的中国家庭金融调查(CHFS)数据和《中国城市统计年鉴》。支农再贷款与再贴现的余额数据来源于中国人民银行官网。CHFS数据库详细记录了家庭的人口统计特征、收入和支出、资产与负债等微观信息,其样本在多个维度上与国家统计局数据一致,确保了数据的代表性和科研价值。为避免新冠疫情对消费的影响,本文采用的是2013

—2019年的4轮CHFS调查数据<sup>⑤</sup>。本文主要关注农村家庭消费,保留农村地区家庭样本。同时为保证估计结果的可信度,对家庭样本数据进行了以下处理:第一,将户主年龄限定为18~65岁,并且剔除家庭人口大于10人以及关键变量存在缺失值的样本;第二,剔除家庭总消费、总收入和总资产小于0的样本;第三,对家庭总收入、家庭总消费与家庭资产数据进行上下1%的缩尾处理。经过数据清理后,最终获得的样本为4年非平衡面板数据,共计27183个有效家庭样本。

根据主要变量描述性统计<sup>⑥</sup>,被解释变量中家庭总消费的对数均值为10.17,生存型消费对数均值为9.76,发展型消费对数均值为8.94,表明在农村居民家庭中,生存型消费仍然是主要支出。核心解释变量支农再贷款余额近年来保持稳定的增长,结构性政策工具的実施力度总体上在不断增大。样本家庭人口平均规模为4人,户主的平均年龄为50岁。总体而言,所有参与回归的变量均值与0较为接近,且标准差的偏离幅度不大,基本符合正态分布的假设。

### 三、实证结果与分析

#### (一) 基准回归分析

在模型(1)的基础上,本文实证考察了结构性货币政策支农再贷款工具对农村居民家庭消费的影响,基准回归结果如表1所示。表1中第(1)列在加入家庭、户主和宏观层面的控制变量之后,结果在1%的显著性水平下显著,系数值为1.4001,这表明当支农再贷款余额每增加1%,可以使得农村居民家庭消费增加1.4%。农村居民消费增长幅度之所以会大于支农再贷款增长幅度,是因为支农再贷款是央行投放的基础货币,会在货币政策传导过程中产生乘数效应,并最终传导至消费端,因此本文提出的假设1得到验证。为进一步探讨支农再贷款工具对农村居民消费结构的影响,表1中第(2)列展示了支农再贷款余额对数对农村居民家庭生存型消费的回归结果,第(3)列展示了支农再贷款余额对数对农村居民家庭发展型消费的回归结果。从表1中可以看出,支农再贷款余额对数不仅正向促进农村居民的生存型消费支出,如食物和住房等消费的增加,更有力地增加了发展型消费支出,如教育、医疗和健康等消费的增加。这种差异化的影响充分说明了在农村居民基本生活满足后,在向全面小康和共同富裕的发展过程中,发展型消费具有更大的弹性空间,通过结构性货币政策工具提高农村居民的收入水平以及增加农村物美价廉商品和服务的可及性,有助于推动农村居民由生存型消费向更高层次的发展型消费转变,实现消费结构的升级。而且这种消费结构的升级有助于提高农村地区的生活幸福指数,促进农村经济的多元化发展,为农村地区的持续繁荣发展提供内生动力。

#### (二) 内生性分析

尽管基准回归结果显示结构性货币政策支农再贷款工具对农村居民家庭消费存在显著的正向影响,但可能存在样本自选择、反向因果关系和遗漏变量等内生性问题带来的回归结果偏差。

##### 1. 自选择偏差

考虑到CHFS数据在实际调查过程中难以完全按事前的随机抽样方案执行,从而使一些农户个体选择具有非随机性,而且农村居民在生活中使用银行信贷与否也可能存在自选择偏差,使家庭消费的差异性并不一定源自结构性货币政策工具支农再贷款的直接和间接影响,因而,有必要建立反事实研究框架及运用PSM方法测度结构性货币政策工具对农村家庭消费的影响净效应。根据调查问卷中的问题“目前,您家是否因农业生产经营活动有尚未还清的银行/信用社贷款?是的话为1,否的话为0”,将其作为处理变量,将家庭总收入、家庭总负债、家庭总资产、家庭规模、是否有房、是否农业户口、是否有未婚男孩、是否有老年人口、年龄、年龄平方、是否为男性、是否党员、婚姻状况、是否健康、乡村人口数、涉农贷款、涉农支出占财政支出的比例作为协变量,进行PSM方法回归<sup>[18]</sup>。本文分别

采用一对三近邻匹配方法和核匹配方法对样本进行匹配,并计算结构性货币政策的平均处理效应(ATT),结果如表2中第(1)(2)列所示,核心解释变量结构性货币政策均在5%的水平上显著为正。表明在对自选择内生性问题进行处理后,结构性货币政策依然对于农村居民家庭消费具有显著的促进作用,这与基准结果一致。

## 2. 反向因果关系

结构性货币政策的目的在于调整经济结构,促进经济高质量均衡发展<sup>[30]</sup>。对于支农再贷款工具而言,主要是协调工农、城乡的均衡发展,其核心和关键是支持“三农”发展。农村居民的消费水平及与城市居民的差距,可能会反向影响央行的结构性货币政策实施力度,进而影响支农再贷款工具余额,从而造成实证结果的偏误。因此本文参考唐松等<sup>[31]</sup>的做法,选择全国金融监管强度作为工具变量,使用GMM回归进行估计,以期排除互为因果对回归结果产生的干扰。一方面,全国金融监管强度与支农再贷款余额具有直接的相关性。这是因为国家金融监督管理总局系统为强化农村经济发展的金融支持,制定了农村金融机构的涉农贷款考核指标,当工农差距进一步扩大、城乡结构进一步倾斜时,不仅央行会通过支农再贷款增加对“三农”的支持力度,而且国家金融监督管理系统也会更加严格地

表1 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
	L.家庭总消费	L.生存型消费	L.发展型消费
L.支农再贷款余额	1.400 1*** (10.124 1)	1.000 1*** (6.942 1)	1.970 1*** (10.115 4)
控制变量	Y	Y	Y
家庭固定效应	Y	Y	Y
时间趋势	Y	Y	Y
N	27 183	27 183	27 183

注: Robust t-statistics in parentheses (\*\*\*)  $P < 0.01$ , (\*\*)  $P < 0.05$ , (\*)  $P < 0.1$ , 下表皆同。

表2 内生性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	一对三近邻匹配	核匹配	GMM	遗漏变量
L.支农再贷款余额	0.571 3** (2.186 5)	0.374 9** (2.005 3)		1.395 7*** (9.603 5)
L.支农再贷款余额			0.821 4*** (15.591 3)	
拥有房产数量				-0.000 5* (-0.937 6)
是否使用信用卡				0.135 9*** (4.115 7)
控制变量	Y	Y	Y	Y
家庭固定效应	Y	Y	Y	Y
时间趋势	Y	Y	Y	Y
N	1 176	27 183	27 183	27 183

执行监管政策, 而农村金融机构为避免受到处罚, 也会增加符合考核条件的涉农贷款。可见, 金融监管强度与支农再贷款余额的变动具有明显的相关性。另一方面, 全国金融监管强度的调整通常由宏观经济政策和国际金融环境的变化驱动, 由国家金融监督管理总局而非中国人民银行进行决策, 与农村居民消费之间的直接联系较弱。因此金融监管强度变动可以视为是外生的, 符合作为工具变量的外生性要求, 且该变量通过了弱工具变量检验, 是有效的。表 2 第(3)列展示了使用工具变量的 GMM 模型回归结果, 核心解释变量结构性货币政策在 1%的水平下显著为正, 回归结论依旧与基准回归一致。

### 3. 遗漏变量偏差

影响农村居民消费的因素有很多, 尽管本文已经尽可能地将影响被解释变量的重要因素归入模型的控制变量之中, 但还是有存在遗漏变量的可能性, 所以模型也可能存在遗漏变量的内生性问题。为进一步排除遗漏变量的影响, 本文在基准回归模型的基础上加入了家庭拥有的“房产数量”与家庭“是否使用信用卡”两个控制变量, 表 2 第(4)列为增加变量的回归结果, 此时核心解释变量在 1%的显著性水平下为正, 系数大小也与基准回归基本一致。由回归结果可知, 房产数量的增加可能会导致农村居民背负的债务压力随之增大, 从而会减少农村居民的消费, 而信用卡的使用可以显著促进农村居民消费。

以上三类内生性分析所得到的实证结果均进一步验证了基准回归结果的科学性与稳健性, 即结构性货币政策支农再贷款工具的使用有助于促进农村居民消费。

### (三) 稳健性检验

为了确保基准回归结果的科学性与可信性, 本文进行了以下稳健性检验: 一是更换回归样本。将基准回归的 CHFS 微观调查数据更换为地级市的宏观数据, 用支农再贷款余额对数对各地市农村人均消费支出对数进行回归。回归结果如表 3 的第(1)列所示, 核心解释变量的系数在 1%的显著性水平下为正, 可见在更换回归样本后, 与基准回归结果相比没有显著差异, 验证了基准回归结果是稳健的。二是替换解释变量。使用支农再贷款与再贴现余额之和的对数作为代理变量刻画结构性货币政策工具应用情况。表 3 中第(2)列展示了回归结果, 核心解释变量的系数在 1%的显著性水平下为正, 且系数大于仅仅只有支农再贷款余额的代理变量, 可见支农再贷款工具和再贴现工具的综合运用使得结构性货币政策作用于农村居民消费的效果更佳, 进一步说明了基准回归的结果是稳健的。三是更换回归方法。使用系统 GMM 方法再次进行回归, 回归结果如列(3)所示, 核心解释变量的系数在 1%的显著性水平下显著为正, 结构性货币政策对农村居民消费的促进作用仍然稳健。

表 3 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)
	更换回归样本	替换解释变量	更换回归方法
L.支农再贷款余额	0.317 9*** (19.747 5)		1.503 0*** (15.638 8)
L.支农再贷款与再贴现余额之和		1.521 9*** (13.466 4)	
控制变量	Y	Y	Y
家庭固定效应	Y	Y	Y
时间趋势	Y	Y	Y
N	27 183	27 183	27 183

#### (四) 机制检验

为检验结构性货币政策工具是否通过缓解信贷约束和改善消费环境作用于农村居民消费,本文进一步进行机制检验。在参考江艇提出的机制检验方法,用两步法检验结构性货币政策工具对中介变量的影响外<sup>⑦</sup>,本文还参考叶永卫等<sup>[32]</sup>的方法用分组回归进行机制检验。

首先,检验缓解农户信贷约束机制。结果如表4所示,第(1)(2)(3)列分别展示了结构性货币政策工具支农再贷款余额对农户总信贷约束、供给型信贷约束和需求型信贷约束的回归结果。核心解释变量的系数在1%的显著性水平上均为负,表明不仅结构性货币政策支农再贷款工具缓解了农户总信贷约束,而且供给型信贷约束的系数绝对值大于需求型信贷约束,说明支农再贷款工具在缓解供给型信贷约束方面效果更为显著。这可能是因为结构性货币政策主要通过增加信贷供给,改善农村金融服务,从而直接影响供给型信贷约束。相比之下,需求型信贷约束的缓解可能涉及更多非货币政策因素,如农户的金融知识和信贷需求意识。同时,为验证结构性货币政策支农再贷款工具通过缓解农户信贷约束,进而增加家庭消费这一机制的稳健性,本文根据农村家庭的总信贷约束数据,将样本中位数以上的家庭归类为高信贷约束组,中位数以下的家庭归类为低信贷约束组。分组回归结果见表4列(4)和列(5),可以发现,在低信贷约束组中解释变量的估计系数为正,且通过1%水平的显著性检验,而高信贷约束组中解释变量的估计系数并未通过10%的显著性水平检验,且前者系数远大于后者,即结构性货币政策支农再贷款工具可以显著增加低信贷约束家庭的消费。这些结果充分表明结构性货币政策支农再贷款工具可以通过缓解农户信贷约束,进而增加农户家庭消费,从而证实了信贷约束机制。

表4 机制检验:缓解农户信贷约束

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
				高信贷约束	低信贷约束
	总信贷约束	供给型信贷约束	需求型信贷约束	L.家庭总消费	L.家庭总消费
L.支农再贷款余额	-0.179 1*** (-11.000 6)	-0.156 3*** (-8.575 7)	-0.036 6*** (-6.754 6)	0.367 8 (1.468 8)	1.506 5*** (4.042 7)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
家庭固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
时间趋势	Y	Y	Y	Y	Y
N	27 183	27 183	27 183	1 609	25 574

其次,检验改善农村消费环境机制。结果如表5所示,第(1)(2)(3)列分别展示了结构性货币政策工具支农再贷款余额对农村消费环境、网上购物和线上支付的回归结果,核心解释变量的系数在5%的显著性水平上均为正。第(4)列展示了结构性货币政策工具支农再贷款余额对地区公路货运量的回归结果,核心解释变量的系数在1%的显著性水平上均为正,表明结构性货币政策支农再贷款工具改善了农村消费环境,提高了农村地区商业活动的活跃度和市场供给的丰富度。同时,为验证结构性货币政策支农再贷款工具通过改善农村消费环境,进而增加家庭消费这一机制的稳健性,本文根据农村家庭消费环境数据,将样本中位数以上的家庭归类为消费环境好的组别,中位数以下的家庭归类为消费环境差的组别。分组回归结果见表5列(5)和列(6),可以发现,在消费环境差的组别中解释变量的估计系数为正,且通过5%水平的显著性检验,而消费环境好的组别中解释变量的估计系数并未通过10%的显著性水平检验,且前者系数远大于后者,即结构性货币政策支农再贷款工具可以显著增加

消费环境较差的农村地区家庭消费。这些结果充分表明结构性货币政策支农再贷款工具可以改善农村消费环境,提升农村居民的消费便利性和可得性,进而增加农户家庭消费,从而证实了消费环境的作用机制。

表 5 机制检验:改善农村消费环境

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	农村消费环境	网上购物	线上支付	L.公路货运量	L.家庭总消费	L.家庭总消费
					消费环境好	消费环境差
L.支农再贷款余额	0.830 3** (2.053 2)	0.390 3** (2.098 6)	0.427 7** (2.278 5)	1.739 2*** (12.232 1)	0.292 1 (1.115 6)	1.493 4** (2.345 3)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
家庭固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间趋势	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	27 183	27 183	27 183	1 176	9 204	17 979

### (五) 异质性分析

为考察结构性货币政策工具对不同农村居民消费影响效果的差异,本文的异质性检验分别探讨了地区生产总值、家庭总资产、户主受教育水平、是否有医疗保险以及养老保险这些关键的异质性影响因素。这些因素对于深化结构性货币政策工具在促进农村居民消费方面的作用的理解至关重要。通过分析这些变量,可以揭示家庭特征和宏观金融环境是如何影响政策传导效果的,从而为制定更为精准和有效的政策提供依据。

#### 1. 地区生产总值的异质性

在政策经济学的视角下,农村贫困地区常常面临着农业基础设施不足和严重的信贷融资约束,从而更需要结构性货币政策的支持。与此相反,农村发达地区由于具有更强的资金吸收能力和更高的经济发展水平,可以在更大程度上获得市场化信贷资金,甚至在某种程度上不需要结构性货币政策的支持。为了验证支农再贷款是否有效地调整了农村经济结构,实现农村经济的均衡发展,本文用农户所在地区的生产总值对数与支农再贷款余额对数的交乘项对家庭总消费进行回归,根据表 6 中第(1)列的回归结果,交乘项的回归系数在 1%的水平上显著为负,表明在地区生产总值较低的农村,支农再贷款对农村居民消费的促进效果较为显著,而对地区生产总值较高的农村,促进作用相当有限。这充分说明支农再贷款在很大程度上促进了农村经济均衡发展,也与中国人民银行为实现这一目标将支农再贷款 93%的额度集中安排于西部地区和粮食主产区的现实情况相符。

#### 2. 农户家庭总资产的异质性

家庭总资产的大小显著影响农户银行借贷的参与决策和获批额度,对农户家庭总资产进行异质性分析能够帮助我们深入理解不同资产水平家庭对支农再贷款政策的反应差异。基于此,本文加入农户家庭总资产对数与支农再贷款余额对数的交乘项。回归结果如表 6 中第(2)列所示,交乘项的回归系数在 1%的水平上显著为负。对于高资产家庭而言,虽然其通常具有更高的收入和资金使用效率,更容易获得正规借贷,但由于已具备较强的经济基础和较高的消费能力,即使获得农村金融机构的信贷支持,其边际消费倾向也较低,从而可能不会显著改变他们的消费行为,因此支农再贷款对这类家庭的消费促进效果相对较弱。相反,对于低资产家庭来说,由于他们可能面临较大的财务约束,支农再贷款可以提供必要的资金支持,从而显著提高他们的消费能力。因此,在制定和实施支农再贷款政策时,

应考虑到家庭总资产的异质性,以确保政策能够更加有效地实现促进农村消费的目标。

### 3. 农户受教育水平的异质性

已有研究表明,人力资本尤其是教育水平是影响居民金融行为的重要因素,同时人力资本差异也会导致居民消费水平的差别。因此在支农再贷款定向支持农村信贷时,农村居民教育水平的差异可能导致地方法人金融机构对农村居民消费的支持差异。基于此,本文加入户主受教育程度与支农再贷款余额对数的交乘项。回归结果如表6第(3)列所示,交乘项的回归系数在1%的水平上显著为负。对于受教育程度较高的农户来说,结构性货币政策的消费促进效应同样较弱。虽然,教育水平较高的个体通常对金融市场和产品有更深入的了解,能够更有效地利用市场资源,但是受教育程度较高的家庭可能更倾向于进行长期的财务规划,而不是依赖短期的贷款来提高消费。相反,受教育程度较低的家庭可能更依赖于贷款等外部财务支持来满足其消费需求。因此,在设计和实施支农再贷款政策时,应考虑到农户的教育水平差异,以确保政策能够更加精确地针对那些需要财务支持的家庭群体,从而提高

表6 异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	L.家庭总消费	L.家庭总消费	L.家庭总消费	L.家庭总消费	L.家庭总消费
L.支农再贷款余额	2.067 5*** (6.454 6)	2.335 6*** (10.567 8)	2.345 6*** (9.776 5)	1.314 5*** (7.565 6)	1.378 5*** (9.005 5)
L.支农再贷款余额× L.地区生产总值	-0.101 2*** (-3.503 3)				
L.地区生产总值	0.914 4*** (7.075 4)				
L.支农再贷款余额× L.家庭总资产		-0.125 1*** (-6.532 2)			
L.家庭总资产		0.301 2*** (6.485 6)			
L.支农再贷款余额× 户主受教育水平			-0.101 5*** (-4.353 2)		
户主受教育水平			0.145 6*** (8.160 9)		
L.支农再贷款余额× 是否有医疗保险				0.072 0*** (3.534 6)	
是否有医疗保险				0.205 8*** (6.764 3)	
L.支农再贷款余额× 是否有养老保险					0.111 2** (2.332 5)
是否有养老保险					0.291 2*** (10.445 6)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
家庭固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
时间趋势	Y	Y	Y	Y	Y
N	27 183	27 183	27 183	27 183	27 183

政策的总体效果。

#### 4. 农户社会保障水平的异质性

由于农户是否拥有医疗保险和养老保险会影响农村家庭对未来的不确定性预期和预防性储蓄, 进而影响其消费决策, 本文分别加入户主是否有医疗保险、是否有养老保险与支农再贷款余额对数的交乘项。回归结果如表 6 第(4)列和第(5)列所示, 交乘项的回归系数分别在 1%、5%的水平上显著为正, 说明已经拥有这些保险的家庭, 支农再贷款工具会在更大程度上促进他们的消费。这可能是因为医疗保险和养老保险降低了农村家庭未来的不确定性, 增强家庭消费的信心。因此, 结构性货币政策支农再贷款工具在执行时, 财政政策应强化对农村地区的社会保障支持, 以减少农户因健康问题或老龄化带来的经济压力, 实现货币政策与财政政策的有效协同, 更有效地促进农村经济的发展和居民福祉的提升。

### 四、进一步分析：城乡居民消费差距

由上文可知, 结构性货币政策支农再贷款工具对农村居民消费的影响效果表现出一定的异质性和复杂性, 特别是对经济落后地区的农村居民效果显著, 而对经济发达地区的农村居民效果相当有限。长此以往, 这种作用效果将使各地区农村经济发展出现收敛, 不同农村之间的发展差距进一步缩小。但支农再贷款作为结构性货币政策工具其本质是以协调城乡经济的均衡发展为目的的, 其在执行过程中是否缩小了城乡居民的消费差距, 进一步促进了“共同富裕”目标的实现呢? 为检验这一作用效果, 本文进一步分析了结构性货币政策工具对城乡居民消费差距的影响。参考徐敏等<sup>[33]</sup>的方法, 使用 2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年 31 个省份的平衡面板数据, 构建泰尔指数衡量我国不同省份城乡居民消费差距, 计算公式为:

$$TC_t = \sum_{j=1}^2 \left( \frac{C_{jt}}{c} \right) \ln \left( \frac{C_{jt}}{c} / \frac{P_{jt}}{p} \right) \quad (2)$$

其中,  $j=1,2$  分别表示城镇和农村,  $C_{jt}$  表示第  $t$  期城镇( $j=1$ )或农村( $j=2$ )居民总消费支出,  $C_t$  表示城镇与农村居民总消费之和;  $P_{jt}$  表示第  $t$  期城镇或农村居民总人口数,  $P_t$  为城镇与农村居民总人口数之和。

本文将城乡消费差距再细分为生存型消费差距和发展型消费差距, 计算方法同上。实证结果如表 7 所示, 从第(1)列可知, 结构性货币政策工具对城乡消费差距的影响为负向且通过了 1%的显著性检验, 表明结构性货币政策工具确实对缩小城乡消费差距起到了积极作用。政策工具缓解了农村居民家庭的信贷约束, 增加了农村地区居民的收入, 提高消费能力, 进而缩小了城乡消费差距。从第(2)列和第(3)列可以看出, 相对于缩小城乡生存型消费差距, 缩小城乡发展型消费差距方面具有更显著的影响,

表 7 进一步分析：城乡居民消费差距

	(2)	(3)	(4)
	城乡消费差距	城乡生存型消费差距	城乡发展型消费差距
L.支农再贷款余额	-0.039 4*** (3.018 3)	-0.002 1* (0.501 5)	-0.044 1** (2.019 6)
控制变量	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y
时间趋势	Y	Y	Y
N	124	124	124

这主要是由于生存型消费的弹性很小,从而使结构性货币政策在我国居民发展型消费和消费结构升级方面具有更好的促进作用。

## 五、结论与政策建议

本文以结构性货币政策中的支农再贷款工具为切入点,使用中国人民银行公布的支农再贷款余额与2013—2019年四次中国家庭金融调查(CHFS)微观数据,采用面板固定效应模型,从消费的需求侧和供给侧两个方面,深入分析和实证检验了结构性货币政策工具对农村居民消费的影响机制和作用效果。研究发现:(1)结构性货币政策工具不仅显著提高了农村居民消费水平,也有利于农村居民家庭消费升级。经过一系列稳健性和内生性检验,结构性货币政策工具促进农村居民消费增长的基本结论仍然成立。(2)机制分析发现,结构性货币政策通过缓解农户信贷约束、改善农村消费环境进而增加农村居民消费,而且缓解农户供给型信贷约束的作用效果比缓解需求型信贷约束的效果更好。(3)异质性分析发现,结构性货币政策工具对经济欠发达地区的、家庭资产低的、受教育程度低的、有社会保障的农村居民消费的作用效果更好。此外,进一步分析发现,支农再贷款工具有助于缩小城乡居民之间的消费差距,特别是发展型消费差距,有利于促进城乡均衡发展,实现共同富裕。

根据上述研究结论,本文提出如下政策建议。第一,进一步加强支农再贷款工具的作用力度。在当前经济下行压力较大的背景下,通过加强支农再贷款的力度,增加农村居民消费,缓解消费不足、畅通国内大循环是一重要的可行路径。同时要强化地方法人金融机构的社会责任,提高其对农村居民的金融服务水平,不断降低农村居民的供给型信贷约束和需求型信贷约束,不断促进农村居民收入水平提高和农村经济社会发展。第二,进一步强化支农再贷款工具的作用精度。由于支农再贷款在经济欠发达地区、资产规模低、受教育程度低的家庭作用效果更好,在政策工具具体实施时需要进一步强调精准化和差异化的策略,确保资金能够精准滴灌到真正需要资金的农村居民。这不仅要求中央银行将支农再贷款向经济欠发达地区倾斜,而且要求银监局系统在涉农贷款指标考核的基础上,具体对资金流向采取“穿透式”监管。第三,进一步强化结构性货币政策与财政政策的协调。由于教育、医疗保险与养老保险等影响支农再贷款的消费促进作用,而这些领域主要是地方财政要支持的公共领域,要进一步强化结构性货币政策与财政政策的协调配套,特别是中央财政要强化对经济欠发达农村地区的转移支付,进一步增加对农村居民教育、医疗和社会保障的财政支持,从而提升结构性货币政策工具对农村居民消费的作用效果。

### 注释:

- ① 数据来源于中国农业农村部([https://www.moa.gov.cn/ztl/ymksn/jjrbbd/202308/t20230804\\_6433591.htm](https://www.moa.gov.cn/ztl/ymksn/jjrbbd/202308/t20230804_6433591.htm))。
- ② 中国首次采用结构性货币政策工具可以追溯到1986年的再贴现业务,中国人民银行对金融机构持有的已贴现票据进行再贴现。支农再贷款是1999年开始,结构性货币政策的初始规模较小,1999年全国贷款余额为93734亿元,支农再贷款仅占150亿元;截至2023年9月支农再贷款总额已上升至5991亿元,全部结构性货币政策工具余额为70180亿元,全国金融机构本外币贷款余额为2395157亿元。数据来源于中国人民银行网站(<http://www.pbc.gov.cn/diaochatongjisi/116219/index.html>)。
- ③ 2011年末至2022年末,全国支农再贷款余额分别为1094亿元、1376亿元、1684亿元、2154亿元、1962亿元、2089亿元、2564亿元、2870亿元、2602亿元、4572亿元、4976亿元、6004亿元。
- ④ 由于我国财政支出的口径发生变化,2006年之前涉农支出以支农支出来衡量,2007年之后涉农支出以农林水事务支出

来衡量。

- ⑤ 因笔者搜集的支农再贷款余额数据截至 2011 年, 而 2011 年 CHFS 数据统计的是 2010 年农村居民消费。
- ⑥ 因版面限制, 变量描述性统计留存备案。
- ⑦ 江艇(2022) 认为社会学家和心理学家提出的中介效应检验逐步回归方法在经济学的应用中存在核心缺陷, 因此比较可行的做法是, 提出一个或几个中介变量, 这些变量和被解释变量之间的因果关系在理论上比较直观, 在逻辑和时空关系上比较接近, 因此不需要采用正式的因果推断手段来研究中中介变量到被解释变量的因果关系, 从而仅仅分析关注解释变量和中介变量的关系即可。

## 参考文献:

- [1] 楚尔鸣, 曹策, 李逸飞. 结构性货币政策: 理论框架、传导机制与疏通路径[J]. 改革, 2019(10): 66-74.
- [2] 战明华, 李帅, 吴周恒. 中国结构性货币政策的有效性: 基于金融加速器边际效应的理论和实证研究[J]. 中国社会科学, 2023(11): 65-83, 205-206.
- [3] 万里鹏, 曹国俊, 翁炀杰. 结构性货币政策有效吗?: 基于支农再贷款的实证研究[J]. 投资研究, 2019, 38(7): 21-38.
- [4] 范和生, 郭阳. 共同富裕背景下农村低收入人口综合帮扶机制建构[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2023, 29(1): 144-153.
- [5] 汪伟, 艾春荣, 曹晖. 税费改革对农村居民消费的影响研究[J]. 管理世界, 2013(1): 89-100.
- [6] 毛捷, 赵金冉. 政府公共卫生投入的经济效应: 基于农村居民消费的检验[J]. 中国社会科学, 2017(10): 70-89, 205-206.
- [7] 万建香, 汪亮. 数字乡村发展对农村家庭消费升级的影响[J]. 消费经济, 2024, 40(4): 87-102.
- [8] 李程. 我国二元经济条件下货币政策对消费需求的影响机制研究[J]. 中央财经大学学报, 2014(1): 34-41.
- [9] 封福育, 赵梦楠. 货币政策对农村居民消费的非线性影响研究: 基于 PSTR 模型的实证分析[J]. 中央财经大学学报, 2016(1): 92-98.
- [10] 王爱民. 对农村消费发展缓慢与货币政策传导梗阻的理性思考[J]. 金融理论与实践, 2006(7): 19-21.
- [11] 易行健, 莫宁, 周聪, 等. 消费信贷对居民消费影响研究: 基于家庭微观数据的实证估计[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2017(5): 93-100.
- [12] 殷志高, 任太增. 移动互联网与农村居民消费: 理论逻辑、现实基础与微观证据[J]. 中国流通经济, 2022, 36(11): 27-37.
- [13] 王小华, 马小珂, 何茜. 数字金融使用促进农村消费内需动力全面释放了吗? [J]. 中国农村经济, 2022(11): 21-39.
- [14] 陈东, 刘金东. 农村信贷对农村居民消费的影响: 基于状态空间模型和中介效应检验的长期动态分析[J]. 金融研究, 2013(6): 160-172.
- [15] 隋建利, 张龙, 申瑛琦. 结构性货币政策工具的学术镜鉴、政策应用与未来实践展望[J]. 经济学家, 2021(12): 72-80.
- [16] 楚尔鸣, 曹策, 许先普. 定向降准对农业经济调控是否达到政策预期[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2016, 36(11): 3-10, 63.
- [17] NEELY C J. Unconventional monetary policy had large international effects[J]. Journal of Banking & Finance, 2015, 52: 101-111.
- [18] 郭晔, 徐菲, 舒中桥. 银行竞争背景下定向降准政策的“普惠”效应: 基于 A 股和新三板三农、小微企业数据的分析[J]. 金融研究, 2019(1): 1-18.
- [19] 张人中, 马威. 定向降准的传导机制与传导效果研究[J]. 经济与管理研究, 2022, 43(1): 72-86.
- [20] 谢家智, 朱森林, 王永基. 数字金融发展对农户收入不平等的影响研究: 基于市场化水平调节作用的分析[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2024, 30(3): 99-112.
- [21] 周小刚, 陈熹. 关系强度、融资渠道与农户借贷福利效应: 基于信任视角的实证研究[J]. 中国农村经济, 2017(1): 16-29, 93-94.
- [22] 林毅夫. 加强农村基础设施建设启动农村市场[J]. 农业经济问题, 2000(7): 2-3.
- [23] 袁诚, 李佳冬, 魏易. 农村物流建设与农户增收效应[J]. 世界经济, 2023, 46(4): 111-139.
- [24] 钟凯, 程小可, 张伟华. 货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜[J]. 管理世界, 2016(3): 87-98, 114, 188.
- [25] 李增福, 陈俊杰, 连玉君, 等. 经济政策不确定性与企业短债长用[J]. 管理世界, 2022, 38(1): 77-89, 143, 90-101.
- [26] 唐学朋, 余林徽, 王怡萱, 等. 跨境电子商务与中国家庭福利: 基于家庭消费视角的实证研究[J]. 数量经济技术经济研

- 究, 2023, 40(11): 137-157.
- [27] 尹志超, 吴子硕, 蒋佳伶. 移动支付对中国家庭储蓄率的影响[J]. 金融研究, 2022(9): 57-74.
- [28] 何婧, 李庆海. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济, 2019(1):112-126.
- [29] 杨碧云, 郭壮哲, 易行健, 等. 数字经济促进居民家庭消费升级的微观效应: 基于 CHFS 的经验证据研究[J]. 经济评论, 2023(3): 31-47.
- [30] 丁一, 苏剑, 杜佳玉. 新发展格局下金融对经济高质量发展各维度支持效应研究[J]. 财经理论与实践, 2024, 45(1): 11-18.
- [31] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新: 结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020, 36(5): 52-66, 9.
- [32] 叶永卫, 云锋, 曾林. 容错纠错机制何以激励国企创新?[J]. 财经研究, 2022, 48(5): 95-109.
- [33] 徐敏, 姜勇. 中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗?[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32(3): 3-21.

## Can structural monetary policy boost rural residents' consumption?: An empirical analysis based on agricultural refinance loans

CHU Erming<sup>1</sup>, LI Yuan<sup>1</sup>, YI Yuyao<sup>2</sup>, LI Yifei<sup>3</sup>

- (1. School of Business, Xiangtan University, Xiangtan 411105, China;
2. School of Public Administration, Xiangtan University, Xiangtan 411105, China;
3. *Journal of Management World*, Beijing 100026, China)

**Abstract:** Boosting rural residents' consumption is both an important foundation for the domestic general cycle and an important support for the formation of a virtuous cycle of mutual promotion between consumption and investment. From the perspective of agricultural refinancing, this study, by employing micro data from the 2013—2019 China Household Finance Survey (CHFS), investigates the impact mechanism and effect of structural monetary policy tools on rural residents' consumption. The study finds that structural monetary policy tools significantly promote the increase of rural residents' consumption, and the rural residents' household consumption increases by 1.4% with each 1% increase in the balance of agricultural refinance loans. Mechanism analysis shows that structural monetary policy mainly boosts rural residents' consumption through both demand-side easing of credit constraints and supply-side improvement of the consumption environment. Heterogeneity analysis shows that structural monetary policy tools work better on the consumption of rural residents in economically underdeveloped areas, with low household assets, low education and social security. Further analysis reveals that the agricultural refinancing tool can narrow the consumption gap between urban and rural residents, which is conducive to achieving the goals of balanced urban-rural development and common prosperity.

**Key words:** structural monetary policy; agricultural refinancing; rural consumption; consumption gap

[编辑: 陈一奔]