

数字普惠金融与居民消费结构升级： 作用机制与经验证据

安强身^{1,2}, 刘俊杰¹, 李文秀³

(1. 济南大学 商学院, 济南 250002;

2. 山东省资本市场创新发展协同创新中心, 济南 250002;

3. 广东金融学院 经济贸易学院, 广州 510521)

摘要:新发展格局下,促进消费结构升级成为释放中国内需潜力进而促进经济高质量发展的主要着力点。将CFPS微观调查数据和数字普惠金融指数进行匹配,探讨数字普惠金融对居民消费结构升级的影响及作用机制。实证结果表明,数字普惠金融对居民消费结构升级具有积极促进作用,且数字普惠金融能够通过价格效应对居民消费结构升级产生影响。结构效应表明,数字普惠金融对居民消费结构升级的促进作用主要源于数字普惠金融覆盖广度和使用深度的提高,数字化程度作用较小。异质性分析发现,数字普惠金融能促进低消费阶层、中西部和乡村地区居民消费结构升级。机制分析表明,数字普惠金融通过提升居民收入和社会保障水平间接促进了居民消费结构升级。由此,以居民消费结构升级促进内需扩大,需要完善数字普惠金融生态体系,提升数字化程度,不断完善收入分配和社会保障体系。

关键词:数字普惠金融;收入水平;社会保障;消费结构升级

中图分类号:F063.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-4543(2023)03-0001-23

一、引言

党的二十大报告指出,推动经济高质量发展,要把扩大内需同深化供给侧结构性改革有机结合,增强国内大循环内生动力和可靠性。新发展格局下,进一步增强消费对中国经济发展的基础性作用,挖掘金融供给侧改革动能,促进消费升级基础上的内需扩大是高质量发展的应有之义。居民消费是最终消费的重要组成部分,是内需扩大的基础,但近年情况并不理想。消费水平上,虽然自2013年以来,中国人均可支配收入逐年上升,人均消费支出总体也呈上升趋势,但2021年中国居民消费率仅为42.9%,低于60%的世界平均水平,这说明中国居民总体消费水平偏低,居民消费潜力并没有被完全释放。消费结构上,2013年以来,中国城乡恩格尔系数总体呈下降趋势,消费结构升级趋势明显,但增速明显放缓,2020年之后受疫情影响,城乡恩格尔系数有所上升,表明消费结构升级仍未能摆脱放缓趋势。居民消费水平和消费结构能够反映居民生活水平和福利水平,厘清居民消费结构升级的影响

收稿日期:2022-11-18

基金项目:国家社会科学基金重点项目“促进实体经济高质量发展的金融结构优化与制度创新研究”(22&ZD117);山东省社会科学规划项目“数字普惠金融对山东省居民消费结构升级的影响及对策研究”(22CJJJ09);国家自然科学基金项目“创新驱动视角下中国服务业发展政策研究:特征事实、内在机理和政策优化”(71873040)

作者简介:安强身(1972-),男,山东泰安人,济南大学商学院和山东省资本市场创新发展协同创新中心教授,博士,硕士生导师,研究方向为数字金融;刘俊杰(1999-),女,湖北襄阳人,济南大学商学院硕士研究生,研究方向为数字普惠金融;李文秀(1978-),女,湖北汉川人,广东金融学院经济贸易学院教授,博士,硕士生导师,研究方向为产业经济和区域经济。

因素和渠道对当前中国扩大内需,发挥消费对经济发展的基础性作用具有重要意义。

金融在扩大内需、调整消费结构中具有重要作用,可有效释放受到流动性约束群体的消费需求(Tran等,2018)^[1],但由于物理网点、成本等限制,金融体系对弱势群体提供的服务相对有限。因此,深化金融供给侧改革,提升金融服务水平,对包括弱势群体在内的居民消费结构升级无疑具有促进作用。有别于传统金融强调金融体系的整体发展和总量扩大,普惠金融更注重金融服务的普惠性,即从金融服务公平性的角度,针对金融发展过程中的市场失灵,通过提供更为平等和广泛的金融服务,让社会各阶层都能够以合理的成本享受金融红利,对经济增长具有显著促进作用(李建军等,2020)^[2]。数字经济背景下,依托信息技术、大数据和云计算的数字普惠金融迅速发展,扩大了金融的触达能力和服务范围(郭峰等,2020)^[3],满足了部分金融匮乏人群的服务需求(liu等,2021)^[4]。那么,新发展格局及其“三重压力”下,数字普惠金融发展能否有效促进居民消费结构升级,进而促进内需扩大?如果能,这种作用在不同消费阶层、区域之间是否存在差异?数字普惠金融又通过怎样的机制影响居民消费结构升级?厘清这些问题对于释放居民消费潜力,扩大内需以及增进民生福祉,提高国民生活品质和高质量发展具有重要现实意义。

故此,构建包含数字普惠金融影响因素的消费者效用函数,分析数字普惠金融对居民消费结构升级的影响,同时利用CFPS微观家庭调查数据,采用AIDS模型构建居民消费结构升级指数,与北京大学数字普惠金融指数相匹配,实证检验二者关系,进而探究内在作用机制以及在消费阶层、区域间的异质性,为数字普惠金融更好地赋能居民消费结构升级、推动迈向共同富裕的居民消费发展提供理论支持和经验证据。

二、文献综述

基于“商品-服务”或“生存-发展-享受”等理论分析框架,国内外学者运用ELES模型、AIDS模型等不同方法对消费结构升级进行测度,分析相关影响因素。其中,金融发展、收入和社会保障作为消费升级的重要因素被广泛验证(张彩云等,2021)^[5]。

金融发展理论就金融因素对消费结构升级的影响进行研究,发现金融发展(任鑫和葛晶,2019)^[6]、消费信贷(Tran等,2018;谢朝晖和李橙,2021)^{[1][7]}能够促进消费结构优化,而居民杠杆增加会抑制发展和享受型消费,不利于消费结构升级(Dynan和Edelberg,2013;潘敏和刘知琪,2018)^[8-9]。对农户而言,有研究发现信贷约束会减少其发展性消费,不利于消费结构优化(蔡栋梁等,2020;Yu等,2021)^[10-11]。此外,金融因素对消费结构的影响还因收入结构差异存在异质性。任鑫和葛晶(2019)^[6]的研究表明,金融发展会通过提升工资性收入实现耐用品消费支出增加,金融效率则降低了财产性收入在文娱教育设备及服务领域的消费弹性。在当前双循环格局和扩大内需背景下,数字普惠金融、数字金融对消费结构升级的影响逐渐被学者关注。江红莉和蒋鹏程(2020)^[12]的研究表明,数字普惠金融通过缩小城乡收入差距和优化产业结构优化了居民消费结构;相关的异质性分析表明,数字金融通过缓解中小企业融资约束刺激了居民生产型消费,通过促进产业结构升级释放了居民发展和享受型消费潜力(李春风和徐雅轩,2022)^[13]。其他学者还通过ELES模型和AIDS模型构建消费结构升级指标,利用宏观数据实证分析,结论表明数字金融能促进不同结构消费,对发展和享受型消费影响显著,有利于消费结构优化(杨伟明等,2020;黄凯南和郝祥如,2021)^[14-15]。

在影响消费结构升级的诸多因素中,收入因素研究起步早也较为完善。经典消费函数理论认为收入是消费的决定因素,从收入角度解释消费。钱纳里等(2015)^[16]利用多国1950—1970年的消费数据进行实证分析,研究表明随着收入水平提高,居民对服务业的消费需求占比逐渐提升,食品消费份额呈下降趋势;郑志浩等(2016)^[17]的研究也发现,伴随人均收入持续增长,城镇居民食物支出占总支出比重会下降。可以看出,收入对居民消费结构的决定性作用受到了多数学者认同(韩立岩和杜春越,2012;陈建宝和李坤明,2013;张冀等,2021)^[18-20]。近年来,相关研究逐渐转向收入结构对消费结构的影响,认为收入结构对家庭消费升级影响显著,收入结构的优化可以促进消费结构升级(温涛等,

2013)^[21]。对城市家庭而言,工资性收入和财产性收入更有助于家庭消费结构升级;对农民而言,家庭经营性收入是影响其消费结构的主要因素(Zhang 和 Gao,2021)^[22]。

作为收入再分配的重要渠道,社会保障对消费结构升级的作用近年也被学者们重点关注(万勇,2012)^[23]。完善的社会保障能够降低居民预防性储蓄动机、增强消费信心(刘尧飞和管志杰,2021)^[24],是消费扩容与升级的主要来源(万勇,2012)^[23]。基于生命周期理论,章成和洪铮(2022)^[25]运用 CFPS 2010—2018 年调查数据,研究了社会保障对居民消费升级的影响,认为各类社会保障均有利于居民消费结构升级,且对农村和低收入群体消费结构升级更显著。魏勇(2017)^[26]的研究发现,政府社会保障支出对中高收入城镇居民消费升级效应显著,个人社会保障支出对高收入城镇居民消费升级具有促进作用。但也有部分学者观点与此相异,认为较高的社会保障水平对居民消费产生挤出作用,不利于居民消费结构升级(Van Santen,2019;白重恩等,2012)^[27-28]。同时,社会保障水平越高,意味着居民缴纳税款和养老金更高,政府支出也相应增多,因此不确定性增加,导致家庭增加储蓄、减少消费,对消费结构升级产生了抑制作用(方福前和孙文凯,2014)^[29]。

梳理文献发现,金融因素对居民消费结构升级的作用在已有研究中已达成共识,但对农户、低收入群体的作用相对有限。部分学者实证检验了数字普惠金融对居民消费结构升级的影响和机制,但多限于实证分析,缺乏严谨的理论分析支撑;收入和社会保障作为影响居民消费的重要因素,在这一过程中的作用鲜有文献关注。此外,已有文献多采用宏观数据进行验证,缺乏微观家庭层面的经验证据,容易造成“合成谬误”问题,影响估计准确性。相对以往研究,本文的边际贡献:一是构建了包含数字普惠金融因素的家庭效用函数,探究数字普惠金融对消费结构升级的影响机理,在消费结构升级的金融动能探索上体现理论价值;二是基于微观调查数据,从收入效应和社会保障两方面分析和检验数字普惠金融对居民消费结构升级的影响机制,在数字普惠金融支持消费结构升级路径上体现实践价值。

三、理论分析与研究假设

(一)数字普惠金融对居民消费结构升级的直接作用机制

借鉴李旭洋等(2019)^[30]的研究,构建包含数字普惠金融因素在内的家庭效用函数,探究数字普惠金融影响居民消费结构升级的内在机理。本文将消费分为基础消费(C_t^1)和高层次消费(C_t^2),如家庭高层次消费占比大,表明消费层次越高,则为居民消费结构升级。

假设同一经济体中所有家庭同质,且均能无限期存续,每个家庭的消费和闲暇可自主决定。家庭折现总效应函数构建如下:

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t^1, c_t^2, l_t) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\alpha(Lnc_t^1 - a) + (1 - \alpha)Lnc_t^2 + Lnl_t] \quad (1)$$

其中, β 为贴现率, α 为家庭消费偏好权重, $0 \leq \alpha \leq 1$, l_t 为单位化后的闲暇时间, a 为维持家庭生存最低的食物消费量,且 $a > 0$ 。同时,家庭消费与投资受到当期收入和储蓄的影响,预算约束为:

$$W_t(1 - l_t) + (1 + r)k_t - \delta k_t + d_t = c_t^1 + P_t c_t^2 + k_{t+1} + d_{t-1}(1 + \xi_{t-1}) \quad (2)$$

其中, W_t 为当期工资率, $1 - l_t$ 为工作时间, r 为名义利率, k_t 为 t 期资本存量, δ 为资本折现率, d_{t-1} 、 d_t 分别为 $t - 1$ 和 t 期的借贷金额, ξ_{t-1} 为 $t - 1$ 期借贷利率。将 c_t^1 价格标准化为1, P_t 是 c_t^2 的消费品价格, $P_t > 1$ 。 P_t 是数字普惠金融因素的函数,即 $P_t = P_t(Dif)$,且 $P_t'(Dif) < 0$ 。数字普惠金融既能促进供给端企业技术创新,提高企业生产效率,进而降低商品均衡价格,又能缓解需求端居民信息不对称,减少搜寻成本,提高流通效率,促使商品均衡价格下降。

具体而言,一方面,数字普惠金融发展能够为企业技术创新提供资金支持,缓解创新活动的融资约束,提高企业创新积极性,而创新能够提高生产效率,增加商品供给,在需求量不变的情况下,企业技术创新带来的供给增加会降低商品均衡价格。另一方面,市场商品价格离散且存在信息不对称,交易双方完成交易需要搜寻商品价格和属性信息,搜寻过程中会产生搜寻成本,而时间成本是其中主要

构成。数字普惠金融利用数字技术能实现信息快速传递,降低搜寻成本,提高居民决策效率。根据 Bakos(1997)^[31] 的研究,在存在搜寻成本时,市场均衡价格为 $P = \sqrt{mn}$ (m 、 n 分别为搜寻成本和效用损失成本),搜寻成本 m 会引起市场均衡价格 P 同方向变动,即数字普惠金融带来的搜寻成本下降会降低市场均衡价格。

使用拉格朗日函数法求解家庭效用函数最大化的均衡条件:

$$\frac{\alpha}{(1-\alpha)} \times \frac{C_t^2}{C_t^1 - a} = \frac{1}{P_t} \quad (3)$$

代入 $P_t = P_t(Dif)$, 可得:

$$\frac{\alpha}{(1-\alpha)} \times \frac{C_t^2}{C_t^1 - a} = \frac{1}{P_t(Dif)} \quad (4)$$

用 γ_t 表示高层次消费占比,则

$$\gamma_t = \frac{C_t^2}{C_t^1 + C_t^2} = \frac{1}{\frac{\alpha}{1-\alpha} P_t(Dif) + \frac{a}{C_t^2} + 1} \quad (5)$$

数字普惠金融发展带来的价格效应使得 $P_t(Dif)$ 下降,结合(5)式可知,高层次消费占比 γ_t 上升,可以促进居民家庭消费升级。

综上,提出假设 H1a 和假设 H1b:

假设 H1a:数字普惠金融发展对居民消费结构升级具有积极的促进作用。

假设 H1b:数字普惠金融发展的价格效应能够促进居民消费结构升级。

(二)数字普惠金融影响居民消费结构升级的间接作用机制

数字普惠金融不仅能促使商品均衡价格下降,带来高层次消费占比上升,直接促进居民消费结构升级,还能通过收入机制和社会保障机制间接促进居民消费结构升级。

1. 数字普惠金融、收入效应(Y)与居民消费结构升级

数字普惠金融的收入效应得到众多文献支持(张勋等,2019;杨伟明等,2020)^{[32][14]}。毫无疑问,工资性收入可为居民消费提供稳定支持,而在所有企业中,小微企业为社会提供了近80%的就业岗位,因此在工资性收入的提高上贡献更为突出。但是,小微企业融资需求普遍具有“短小频急”特点,且与传统银行间存在较为显著的信息不对称,导致其不易从商业银行获得信贷支持。数字普惠金融利用大数据技术提高了银企间的信息对称程度,小微企业贷款成功可能性增加,有助于缓解小微企业融资难问题,实现企业发展,进而提高居民工资性收入。对农户而言,经营性收入是其主要收入来源,但农业具有较强的季节性和家庭经济特征,在缺乏抵押物的情况下,一般农户的贷款获得能力较低。相对而言,数字普惠金融服务门槛低,农户获得小额贷款的可能性更大。同时,在贷款用途上,数字普惠金融服务给予了农户较大灵活性。农户便捷获得贷款并灵活使用,将提高农户经营的可持续性,提高经营性收入。此外,数字普惠金融还拓宽了金融服务深度,利用大数据可为用户画像,提供多样化的理财产品和线上化渠道,提高了居民财产性收入增加的可能性。因此,数字普惠金融发展有助于提高居民收入,即 $Y_t = y_t(Dif)$, 且 $y'_t(Dif) > 0$ 。

收入和消费的关系一直是备受学界关注的话题,经典的消费函数理论认为,消费主要取决于收入,即 $C = b_0 + b_1 Y_t$ ($0 < b_1 < 1$)。由此发展起来的绝对收入假说、相对收入假说和持久收入假说都认为收入水平的高低会影响居民消费需求。收入水平提高意味着在居民基本生活需求得到满足后,会转向高层次消费,实现消费结构升级。同时,收入水平提高还可以从供给端刺激产品创新,推动需求端居民消费结构升级。具体而言,居民收入水平的提高可以对生产起到激励作用,提高居民劳动生产积极性,进而鼓励企业技术创新和产品创新,增加多元化的产品供给,从而在供给端响应消费升级趋势,提高高质量、高层次消费品比重,满足居民多层次消费需求,促进需求端居民消费结构升级。故有: $C_t^2 = b_0 + b_1 Y_t(Dif)$, 代入(5)式可得:

$$\gamma_t = \frac{1}{\frac{\alpha}{1-\alpha}P_t(Dif) + \frac{a}{b_0 + b_1Y_t(Dif)} + 1} \quad (6)$$

综上,数字普惠金融带来的收入效应可增加居民收入,推动居民消费结构升级。据此,提出假设 H2:

假设 H2:数字普惠金融发展能提高居民收入水平,并由此促进居民消费结构升级。

2. 数字普惠金融、社会保障(SI)与居民消费结构升级

数字普惠金融服务凭借广覆盖、低成本优势,一方面提高了居民参保意愿,另一方面降低了社保机构风险成本,为居民消费结构升级提供了重要保障。具体而言,数字普惠金融的客户群体更为广泛,能够提高居民对社会保障的认可,扩大居民参保范围。同时,数字普惠金融平台推出的社保代查、代缴功能使得居民能便捷支付社保费用,节约居民参保成本,进而提高参保意愿。对社保机构而言,数字普惠金融平台能够利用大数据技术提供参保居民信息以及线上便捷社保缴费、查询功能,在提高风险管理能力、降低风险成本的同时,也提高了社保机构运营效率。因此,数字普惠金融对提高社会保障水平具有促进作用(汪亚楠等,2020)^[33],即 $SI_t = si_t(Dif)$,且 $si'_t(Dif) > 0$ 。

国家统计局相关数据显示,截至2021年底,中国城镇基本养老保险、医疗保险、工伤保险、失业保险和生育保险参保人数分别为4.8亿人、13.6亿人、2.8亿人、2.3亿人和2.4亿人,可以看出中国社会保障水平在近年来稳步提升。较高的社保水平降低了居民的不确定性风险,居民预防性储蓄动机下降的可能性增加,即 $S = d_0 - d_1SI_t (0 < d_1 < 1)$,而相应增加了低收入群体当期收入,提振低收入群体消费信心和消费能力的同时,居民升级型消费倾向将会增强,从而促进消费结构升级。故有: $C_t^2 = Y - S = Y_t - d_0 + d_1SI_t(Dif)$,代入(5)式中可得:

$$\gamma_t = \frac{1}{\frac{\alpha}{1-\alpha}P_t(Dif) + \frac{a}{Y_t - d_0 + d_1SI_t(Dif)} + 1} \quad (7)$$

综上,伴随数字普惠金融覆盖范围扩大与成本降低,居民参保意愿增强,社会保障水平上升,有助于推动消费结构升级。据此,提出假设 H3:

假设 H3:数字普惠金融发展有助于提高社会保障水平,进而促进居民消费结构升级。

四、数据来源与研究设计

(一)模型设定

为探究数字普惠金融对居民消费结构升级之间的影响和价格效应,本文构建如下固定效应模型检验假设 H1a 和假设 H1b,见(8)式、(9)式。

$$constr_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 lnindex_{jt} + \alpha_2 X_{ijt} + \alpha_3 D_{jt} + \lambda_i + \eta_j + \theta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (8)$$

$$constr_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 lnindex_{jt} + \beta_2 lnindex_{jt} \times price_{ijt} + \beta_3 price_{ijt} + \beta_4 X_{ijt} + \beta_5 D_{jt} + \lambda_i + \eta_j + \theta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

其中, $constr_{ijt}$ 为 j 省份 i 家庭在 t 年的消费结构升级指标, $lnindex_{jt}$ 为 j 省份在 t 年的数字普惠金融指数(取对数处理), $price_{ijt}$ 表示商品的价格效应, X_{ijt} 表示户主和家庭层面的控制变量, D_{jt} 表示地区层面控制变量,包括地区人均 GDP 和地区金融发展水平, λ_i 、 η_j 和 θ_t 分别表示家户固定效应、省份固定效应和时间固定效应, ε_{ijt} 为扰动项。

消费结构的核密度图(如图1)显示,居民消费结构呈现典型的右偏分布,意味着在不同消费层次上,数字普惠金融对居民消费结构升级的影响可能存在差异,故采用分位数回归检验数字普惠金融的消费结构升级效应在不同层次上的异质性。此外,由于经济发展水平和消费习惯不同,数字普惠金融在地理区域和城乡区域之间的消费结构升级效应也存在异质性,故采用分样本回归方法加以分析。

在分析数字普惠金融对居民消费结构升级影响的基础上,考察收入效应和社会保障效应的中介作用,进一步构建中介效应模型检验假设 H2 和假设 H3。具体模型如(10)式、(11)式。

$$\text{constr}_{ijt} = a_0 + a_1 \ln \text{index}_{jt} + a_2 X_{ijt} + a_3 D_{jt} + \lambda_i + \eta_j + \theta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (10)$$

$$\text{channel}_{ijt} = b_0 + b_1 \ln \text{index}_{jt} + b_2 X_{ijt} + b_3 D_{jt} + \lambda_i + \eta_j + \theta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (11)$$

其中,(10)式是对总效应的估计,用 a_1 表示数字普惠金融对居民消费结构升级的影响;(11)式是对数字普惠金融影响中介变量收入水平和社会保障水平的估计,用 b_1 表示。

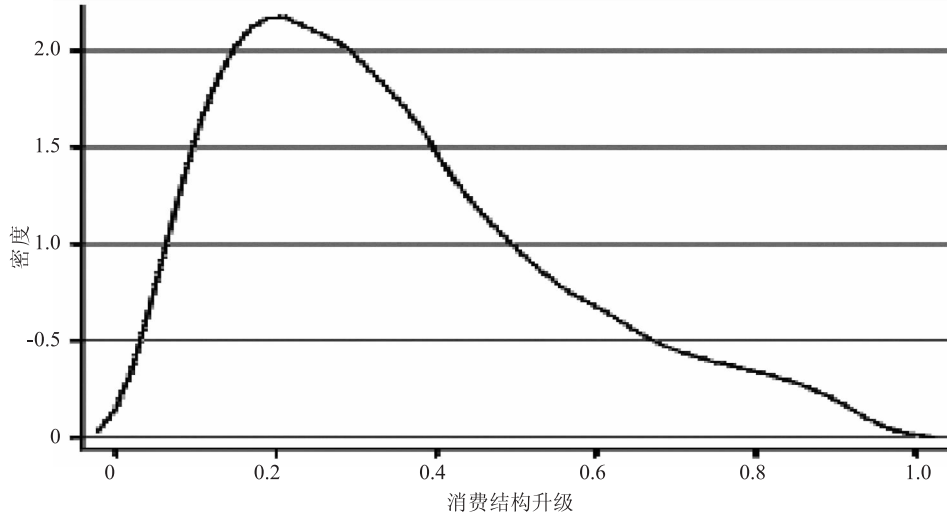


图1 消费结构升级正态分布核密度图

(二)数据来源

主要使用三类数据:第一类是数字普惠金融指数,由北京大学数字普惠金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制,同时包含数字普惠金融指数及覆盖广度、使用深度和数字化程度三个二级指标;第二类是北京大学社会科学调查中心的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)2014、2016和2018年的数据,样本覆盖25个省份(文中省份是指省、自治区、直辖市的简称),代表中国95%的人口,能够反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁;第三类是宏观经济发展变量,来源于国家统计局,包括地区层面的控制变量和地区消费价格指数。在样本筛选上,首先将CFPS 2014、2016和2018年的家庭、成人和经济数据库分别匹配,再进行纵向合并和缺失值处理。在样本时间选择上,考虑2013年余额宝开张通常被视为中国数字金融发展元年以及2013年统计局展开城乡收支一体化调查,将样本时间选择在2013—2020年。同时,考虑到CFPS数据库是对前一年的调查统计,核心解释变量和宏观控制变量选择滞后一期数据,最终得到23902个家庭样本。

(三)变量与描述性统计分析

1. 被解释变量

居民消费结构,采用AIDS模型对微观数据库中的居民消费数据进行分析,计算八大类消费支出的支出弹性,由此划分居民消费结构。八大类消费支出数据来自CFPS数据库,价格指标为国家统计局的分省居民消费价格指数,其中其他类消费支出的价格指数在2018年缺失,故借鉴石明明等(2019)^[34]的方法,采用该省份2018年居民消费价格总指数替代,并将所有价格指数平减到以2013年为基期。根据AIDS计算出的八大类消费支出弹性划分居民的高层次消费和基础性消费,采用高层次消费支出占总支出的比重作为居民消费结构的代理指标。下文考虑利用宏观数据和微观数据相互印证以及更换消费结构指标为发展型消费和享受型消费占比作稳健性检验。考虑到AIDS模型中各方程之间存在参数约束,采用SUR回归进行联合估计。方程组各消费支出份额相加为1,为避免过度识别问题,先将其他类消费方程剔除,进行SUR回归,再利用模型的加总性、齐次性和对称性,结合已估计出的消费系数计算出其他消费类方程的系数。表1为SUR回归估计结果,根据系数估计结果可

以看出:食品、衣着、交通通信和医疗保健类的商品实际支出变化使得其占总消费支出比重下降,居民对上述四类商品的需求成为必需品;居住、家庭设备、文教娱乐和其他类消费的需求随着实际消费支出增加而增加,居民对上述商品的需求为奢侈品。如表 2 所示,居住、家庭设备、文教娱乐和其他类消费支出弹性大于 1,意味着这四类商品的支出变化会带来总支出变化,即随着收入提高,居民在增加消费支出时会倾向这四类。因此,将居住、家庭设备、文教娱乐和其他类消费支出划分为高层次消费;食品、衣着、交通通信和医疗保健类消费支出弹性小于 1,划分为基础性消费。综上,将高层次消费占总消费比重作为居民消费结构升级的代理指标。

表 1 SUR 回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	食品	衣着	居住	家庭设备	交通通信	文教娱乐	医疗保健	其他
<i>price1</i>	0.322*** (0.048)	-0.132*** (0.013)	-0.131*** (0.039)	-0.037 (0.032)	0.313*** (0.020)	-0.155*** (0.035)	-0.174*** (0.041)	-0.009 (0.008)
<i>price2</i>	0.822*** (0.086)	-0.177*** (0.023)	-0.028 (0.069)	-0.323*** (0.057)	-0.362*** (0.036)	-0.063 (0.063)	0.154** (0.074)	-0.039*** (0.014)
<i>price3</i>	0.726*** (0.061)	-0.007 (0.017)	-0.345*** (0.049)	-0.130*** (0.041)	-0.141*** (0.026)	-0.042 (0.045)	-0.111** (0.052)	0.038*** (0.010)
<i>price4</i>	-1.670*** (0.111)	0.256*** (0.030)	0.466*** (0.090)	0.463*** (0.074)	0.341*** (0.047)	0.042 (0.081)	0.122 (0.095)	-0.016 (0.019)
<i>price5</i>	0.326*** (0.078)	-0.183*** (0.021)	0.078 (0.063)	-0.207*** (0.052)	0.275*** (0.033)	-0.111* (0.057)	-0.148** (0.067)	-0.031** (0.013)
<i>price6</i>	0.027 (0.064)	0.076*** (0.017)	-0.174*** (0.052)	0.266*** (0.042)	-0.178*** (0.027)	0.099** (0.047)	-0.153*** (0.055)	0.023** (0.011)
<i>price7</i>	-0.067* (0.036)	0.020** (0.010)	0.054* (0.029)	-0.096*** (0.024)	-0.009 (0.015)	0.033 (0.027)	0.050 (0.031)	0.010 (0.006)
<i>price8</i>	-0.585*** (0.092)	-0.033 (0.025)	0.134* (0.074)	0.179*** (0.061)	0.172*** (0.039)	0.050 (0.067)	0.129 (0.079)	0.001 (0.012)
$\ln(y/p)$	-0.047*** (0.001)	-0.004*** (0.000)	0.014*** (0.001)	0.0356*** (0.001)	-0.0124*** (0.001)	0.0261*** (0.001)	-0.015*** (0.001)	0.002*** (0.000)
<i>_cons</i>	1.092** (0.550)	0.912*** (0.150)	-0.186 (0.444)	-0.644* (0.367)	-1.726*** (0.234)	0.628 (0.401)	0.807* (0.472)	0.104 (0.094)
<i>N</i>	28370	28370	28370	28370	28370	28370	28370	28370
<i>R</i> ²	0.057	0.057	0.057	0.057	0.057	0.057	0.057	0.057

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;() 内数值表示 t 值。

表 2 居民八大类消费支出弹性

年份 \ 变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	食品	衣着	居住	家庭设备	交通通信	文教娱乐	医疗保健	其他
2014	0.791	0.841	1.242	2.419	0.746	2.827	0.279	1.485
2016	0.787	0.828	1.260	2.461	0.722	2.643	0.117	1.468
2018	0.782	0.839	1.231	2.302	0.741	2.434	0.348	1.427

注:数据由作者基于 AIDS 模型计算整理所得。

2. 解释变量

采用北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数,实证考察数字普惠金融对居民消费结构升级的影响及结构效应。为了消除异方差影响将数字普惠金融指数进行对数化处理。数字基础设施完善是数字普惠金融发展的基石,下文将数字普惠金融替换为数字基础设施进行稳健性检验。

3. 调节变量

采用交互项的方式探究数字普惠金融影响居民消费结构升级的价格效应。囿于数据可得性,采用居民家庭的消费水平作为价格效应的代理变量。

4. 中介变量

中介变量包含收入水平和社会保障水平。对收入水平的衡量采用CFPS中的家庭人均纯收入作为代理变量,同时采用家庭总收入做稳健性检验。社会保障水平的衡量采用问卷中“您参保了哪几种养老保险项目?”作为代理变量,将拥有城镇居民养老保险和农村社会养老保险的家庭赋值为1,其他赋值为0;同时采用CFPS问卷中“您享有哪些医疗保险”作为社会保障水平的稳健性检验,将拥有城镇居民医疗保险和新型农村合作医疗的家庭赋值为1,其他赋值为0。

5. 控制变量

参考易行健和周利(2018)^[35]的做法,选择以下控制变量:户主特征变量,即户口性质、年龄、受教育程度^①、性别、婚姻状况;家庭特征变量,即家庭规模、家庭净资产、老年抚养比和少儿抚养比;宏观经济发展变量,以家庭所在省份人均GDP和金融发展程度作为度量指标。

以上各变量表述如表3所示。

表3 变量选择及定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	居民消费结构	<i>Constru</i>	高层次消费/总消费
	居民消费结构	<i>Constru1</i>	发展和享受型消费/总消费
解释变量	数字普惠金融	<i>lnindex</i>	数字普惠金融指数的自然对数
	数字基础设施	<i>lnindex1</i>	互联网接入用户数
	覆盖广度	<i>lncoverage</i>	数字普惠金融覆盖广度的自然对数
	使用深度	<i>lnusage</i>	数字普惠金融使用深度的自然对数
	数字化程度	<i>ln digitization</i>	数字普惠金融数字化程度的自然对数
调节变量	价格效应	<i>price</i>	家庭人均消费水平对数
中介变量	人均收入	<i>lnincome_per</i>	家庭人均纯收入的自然对数
	总收入	<i>lnincome</i>	家庭总收入的自然对数
	养老保险	<i>endow</i>	如果户主拥有养老保险,赋值为1,否则为0
	医疗保险	<i>med</i>	如果户主拥有医疗保险,赋值为1,否则为0
控制变量	户口性质	<i>hukou</i>	若为农业户口赋值为1,否则为0
	户主年龄	<i>age</i>	保留户主年龄大于18岁的家庭
	户主受教育程度	<i>edu</i>	将“文盲/半文盲”赋值为0,“小学”赋值为1,“初中”赋值为2,“高中、中专”赋值为3,“大学及以上”(包括大专、大学、硕士研究生、博士研究生)赋值为4

①CFPS问卷中关于受教育程度的选项包括“文盲/半文盲”“小学”“初中”“高中”“中专”“大专”“本科”“硕士研究生”和“博士研究生”,本文按照9个选项划分受教育程度,将“文盲/半文盲”赋值为0,“小学”赋值为1,“初中”赋值为2,“高中、中专”赋值为3,“大学及以上”(包括大专、大学、硕士研究生、博士研究生)赋值为4。

表 3(续)

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
控制变量	户主性别	<i>gender</i>	若户主为男性,赋值为 1,否则为 0
	户主婚姻状况	<i>spouse</i>	若户主已婚,赋值为 1,否则为 0
	家庭规模	<i>familysize</i>	家庭总人口数
	家庭净资产	<i>lntotal_asset</i>	家庭净资产的自然对数
	老年抚养比	<i>oldt</i>	65 岁以上人口/15~64 岁人口
	少儿抚养比	<i>kidt</i>	0-14 岁人口/15~64 岁人口
	金融发展水平	<i>lnfin</i>	年末该地区贷款余额取对数
	人均 GDP	<i>lnrgdp</i>	地区人均 GDP 的自然对数

五、实证分析

(一) 描述性分析

表 4 为主要变量的描述性统计结果,居民消费结构升级及其替代变量的均值分别为 0.344 和 0.423,表明无论采用 AIDS 模型测算还是根据发展和享受型消费定义消费结构升级,居民整体的消费结构升级水平都偏低,还存在较大的提升空间。数字普惠金融(取对数)的最大值和最小值分别为 5.934 和 5.041,各省份之间数字普惠金融发展还存在一定差距。

表 4 描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>constru</i>	23902	0.344	0.206	0.000	1.000
<i>constru1</i>	23902	0.423	0.205	0.000	1.000
<i>lnindex</i>	23902	5.431	0.224	5.041	5.934
<i>lnindex1</i>	23902	6.914	0.676	4.359	8.188
<i>lncoverage</i>	23902	5.357	0.232	4.941	5.869
<i>lnusage</i>	23902	5.330	0.302	4.676	5.992
<i>lnigitization</i>	23902	5.308	0.300	4.714	5.939
<i>price</i>	23902	9.259	0.916	3.219	13.957
<i>lnfincome_per</i>	23902	9.384	1.124	-1.386	15.240
<i>lnfincome</i>	23902	10.590	1.160	0.000	16.030
<i>endow</i>	23902	0.513	0.500	0.000	1.000
<i>med</i>	23902	0.827	0.378	0.000	1.000
<i>hukou</i>	23902	0.713	0.452	0.000	1.000
<i>age</i>	23902	50.610	13.720	18.000	95.000
<i>edu</i>	23902	1.593	1.236	0.000	4.000
<i>gender</i>	23902	0.528	0.499	0.000	1.000
<i>spouse</i>	23902	0.863	0.344	0.000	1.000
<i>familysize</i>	23902	3.780	1.841	1.000	21.000
<i>lntotal_asset</i>	23902	12.300	1.468	2.303	18.200

表4(续)

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>oldt</i>	23902	0.294	0.312	0.000	1.000
<i>kidt</i>	23902	0.123	0.240	0.000	1.000
<i>lnfin</i>	23902	11.230	0.660	8.959	12.760
<i>lnrgdp</i>	23902	10.780	0.430	10.130	11.940

(二)基准回归

1. 数字普惠金融对居民消费结构升级的影响

基于固定效应模型检验数字普惠金融对居民消费结构升级的直接影响,核心解释变量为数字普惠金融总指数,被解释变量为居民消费结构,表5中(1)列为模型(8)的回归结果,其数值显示数字普惠金融对居民消费结构升级的影响在10%水平上显著为正,说明数字普惠金融对居民消费结构升级存在积极促进作用,假设H1a成立。

从控制变量上看,户主特征变量中,年龄和性别对居民消费结构起到显著抑制作用,可能原因是随着户主年龄增加,家庭负担变重,在基础性消费能够满足需求的情况下,主动降低高层次消费,抑制了居民消费结构升级;其他户主特征变量均不显著,可能原因是户主特征变量在短期内变化不大,基本上被家户固定效应吸收。家庭特征变量中,家庭净资产对消费结构升级起到显著正向影响,随着家庭净资产增多,消费支出会增加,有利于消费结构升级。从省级层面控制变量来看,地区金融发展水平对居民消费结构升级起到抑制作用,可能原因是传统金融将部分低收入群体、农户排斥在外,不利于这部分家庭消费结构升级;而地区经济发展水平提升有利于居民消费结构升级,原因可能在于经济发展水平越高,消费环境越好,增加了居民升级型消费倾向。

2. 数字普惠金融对居民消费结构升级的价格效应

囿于数据可得性,采用居民人均消费水平作为价格效应的代理变量,构建数字普惠金融和居民人均消费水平的交互项来检验价格效应。结果如表5中(2)列所示,数字普惠金融和居民人均消费水平的交互项在1%水平上显著为负,说明数字普惠金融能够降低商品的均衡价格,根据消费者的效用理论,商品价格下降有助于提高居民消费需求,从而对居民消费结构产生影响,数字普惠金融对居民消费结构升级的价格效应机制成立,即数字普惠金融能够通过技术创新提高企业生产效率,缓解市场信息不对称,在增加产品供给的同时降低了居民搜寻时间成本,促使商品价格下降,进而刺激居民消费需求增长,促进居民消费结构升级,假设H1b成立。

表5 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>constru</i>	<i>constru</i>	<i>constru</i>	<i>constru</i>	<i>constru</i>
<i>lnindex</i>	0.133* (0.071)	0.112* (0.062)			
<i>lnindex × price</i>		-0.042*** (0.013)			
<i>price</i>		0.325*** (0.073)			
<i>lncoverage</i>			0.076*** (0.017)		

表 5(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>constru</i>	<i>constru</i>	<i>constru</i>	<i>constru</i>	<i>constru</i>
<i>lnusage</i>				0.050*** (0.014)	
<i>Indigitization</i>					0.019* (0.012)
<i>hukou</i>	-0.003 (0.011)	0.001 (0.010)	-0.004 (0.010)	-0.004 (0.010)	-0.004 (0.010)
<i>age</i>	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001** (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.001** (0.001)
<i>edu</i>	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.000 (0.003)	0.000 (0.003)
<i>gender</i>	-0.008* (0.004)	-0.010** (0.004)	-0.008* (0.005)	-0.008* (0.005)	-0.008* (0.005)
<i>spouse</i>	0.003 (0.009)	-0.004 (0.008)	0.004 (0.008)	0.004 (0.008)	0.004 (0.008)
<i>familysize</i>	0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)
<i>lntotal_asset</i>	0.015*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.016*** (0.002)
<i>oldt</i>	0.009 (0.006)	0.006 (0.008)	0.009 (0.008)	0.009 (0.008)	0.010 (0.008)
<i>kidt</i>	-0.022** (0.010)	-0.017 (0.012)	-0.022* (0.012)	-0.022* (0.012)	-0.021* (0.012)
<i>lnfin</i>	-0.113*** (0.037)	-0.102*** (0.030)	-0.072*** (0.023)	-0.062** (0.025)	-0.014 (0.020)
<i>lnrgdp</i>	0.075** (0.034)	0.077** (0.031)	0.050** (0.022)	0.050** (0.023)	0.020 (0.021)
截距项	-0.071 (0.198)	-0.101 (0.191)	0.061 (0.080)	0.078 (0.081)	0.015 (0.082)
家户	是	是	是	是	是
省份	是	是	是	是	是
时间	是	是	是	是	是
<i>N</i>	23902	23902	23902	23902	23902
<i>R</i> ²	0.232	0.557	0.010	0.009	0.009

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;()内数值为聚类到省级层面的聚类稳健标准误。

3. 数字普惠金融对居民消费结构升级的结构效应

数字普惠金融的发展既可以体现为交易账户增加,或是互联网服务深化,也可以体现为金融服务

的便利化和成本降低(郭峰等,2020)^[3]。因此,数字普惠金融对居民消费结构升级的结构影响值得进一步考察。表5中(3)~(5)列是以数字普惠金融三个二级指标覆盖广度、使用深度和数字化程度作为解释变量的回归结果。从表5中(3)列可以看出,数字普惠金融覆盖广度对居民消费结构升级的影响在1%水平上显著为正,说明随着覆盖广度的增加,更多家庭使用电子交易账户,更多人群享受到数字普惠金融带来的福利,刺激居民消费,推动了居民消费结构升级;从表5中(4)列可以看出,数字普惠金融使用深度对居民消费结构升级的影响在1%水平上显著为正,说明数字支付带来的便捷性以及数字理财和数字保险等能够增加居民消费信心和消费能力,有助于消费结构升级;从表5中(5)列可以看出,数字普惠金融数字化程度对居民消费结构升级的影响在10%水平上显著为正,说明随着数字化程度的加深,能够为弱势群体提供更加低成本金融服务,但是这种作用对整体居民消费结构升级的影响表现相对较弱。

(三)稳健性检验

在基准回归和数字普惠金融对居民消费结构升级的结构效应分析基础上,对基准回归进行稳健性检验。首先是内生性检验,将解释变量和控制变量选择滞后一期数据,在一定程度上能避免反向因果问题。其次是采用权威的数字普惠金融指数以及AIDS模型测算消费结构,能避免可能存在的测量误差问题,但对可能存在的遗漏变量问题依然会造成估计结果有偏。因此,参考易行健和周利(2018)^[35]的做法,构建一个“Bartik”工具变量(滞后一阶数字普惠金融指数与数字普惠金融在时间上的一阶差分的乘积),然后再进行2sls估计。

1. 内生性检验

表6为数字普惠金融对居民消费结构升级的工具变量回归结果。第一阶段回归结果中,“Bartik”工具变量与数字普惠金融的回归系数显著为正,符合工具变量相关性要求;对原假设“工具变量识别不足”的检验,Kleibergen - Paaprk LM统计量p值为0,显著拒绝原假设;在工具变量弱识别检验中,Kleibergen - Paaprk Wald F统计量大于Stock - Yogo弱识别检验10%水平上的临界值,不存在弱工具变量问题;在工具变量过度识别检验中,Hansen J值为0,不存在过度识别问题。总体而言,以上检验说明了工具变量选择的合理性,也进一步佐证了数字普惠金融能够促进样本期居民消费结构升级的结论,表明基准回归结构具有稳健性。

表6 内生性检验:“Bartik”工具变量回归结果

变量	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段
	lnindex	constru
“Bartik”工具变量	0.123 *** (0.000)	
<i>lnindex</i>		0.194 ** (0.090)
<i>hukou</i>	0.000 (0.000)	0.028 *** (0.004)
<i>age</i>	0.000 (0.000)	-0.002 *** (0.000)
<i>edu</i>	-0.000 (0.000)	0.006 *** (0.002)
<i>gender</i>	-0.001 (0.001)	-0.014 *** (0.004)

表 6(续)

变量	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段
	lnindex	constru
<i>spouse</i>	-0.001 (0.001)	-0.009* (0.005)
<i>familysize</i>	-0.000 (0.000)	0.007*** (0.001)
<i>lntotal_asset</i>	0.000** (0.000)	0.021*** (0.002)
<i>oldt</i>	-0.000 (0.000)	0.020*** (0.006)
<i>kidt</i>	0.001* (0.001)	-0.044*** (0.008)
<i>lnfin</i>	0.182*** (0.003)	-0.115 (0.075)
<i>lnrgdp</i>	-0.013*** (0.004)	-0.048 (0.075)
家户	是	是
省份	是	是
时间	是	是
Kleibergen - Paaprk LM 统计量		6208.080 [0.000]
Kleibergen - PaaprkWald F 统计量		69920.110 {16.380}
Hansen J 统计量		0.000
<i>N</i>	13728	13728
<i>R</i> ²	0.997	0.059

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;()内数值为聚类到省级层面的聚类稳健标准误;[]内数值为P值;{}内数值为弱识别检验10%水平上的临界值。

2. 稳健性检验 1:宏观数据检验

进一步考虑到微观数据调查受到家庭自我汇报的主观性影响,可能存在结果偏差,因此采用宏观数据再进行稳健性检验,并替换解释变量和被解释变量检验其稳健性。采用国家统计局宏观数据,对31个省份2013—2020年的消费结构进行测算并实证分析,将宏观数据和微观数据相互印证。采用AIDS模型对消费结构进行测算,结果显示,八项消费支出中居住、交通通信、文教娱乐和其他类消费支出弹性大于1,与微观测算结果相差不大。将居住、交通通信、文教娱乐和其他类消费支出占总消费支出的比重作为消费结构升级的代理指标,采用双向固定效应模型检验数字普惠金融对消费结构升级的影响。结果如表7所示,数字普惠金融能显著促进消费结构升级,在加入一系列宏观层面控制变量后这一结论依然成立,即数字普惠金融能提升居民消费结构升级的结论具有稳健性。

表7 稳健性检验1:宏观数据检验

变量	(1)	(2)
	<i>constr</i>	<i>constr</i>
<i>lnindex</i>	0.083*** (0.007)	0.123*** (0.034)
<i>lnrincome</i>		0.083 (0.086)
<i>citizen</i>		-0.663*** (0.120)
<i>stru</i>		-0.032 (0.097)
<i>lnsocial_insur</i>		-0.027 (0.020)
<i>lnrgdp</i>		0.065 (0.047)
<i>lnfinance</i>		0.004 (0.004)
截距项	0.019 (0.037)	-0.550* (0.276)
省份	是	是
年份	是	是
<i>N</i>	248	248
<i>R</i> ²	0.514	0.563

注:***、*分别表示1%、10%的显著性水平;()内数值为聚类到省级层面的聚类稳健标准误。

3. 稳健性检验2:替换变量

除采用宏观和微观数据相互印证检验结论稳健性之外,还进一步采用替换变量方法再次进行稳健性检验。数字基础设施是数字普惠金融发展的基础,因此将数字普惠金融指标替换为数字基础设施,选择互联网宽带接入用户数作为代理变量进行检验。表8中(1)列,替换指标后,数字普惠金融对消费结构升级的影响依旧显著为正,基准回归结果稳健。此外,再考虑替换被解释变量,将消费结构升级指标更换为发展和享受型消费占总消费支出比重,回归结果如表8中(2)列所示,显示数字普惠金融在10%的显著性水平上促进了居民消费结构升级。综上,数字普惠金融能够显著促进居民消费结构升级的结论具有稳健性。

表8 稳健性检验2:替换解释变量和被解释变量

变量	(1)	(2)
	<i>constru</i>	<i>constru1</i>
<i>lnindex1</i>	0.023** (0.011)	
<i>lnindex</i>		0.120* (0.061)

表 8(续)

变量	(1) <i>constru</i>	(2) <i>constru1</i>
<i>hukou</i>	-0.002 (0.014)	-0.015 (0.010)
<i>age</i>	-0.001 ** (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>edu</i>	-0.001 (0.004)	0.002 (0.004)
<i>gender</i>	-0.008 (0.005)	-0.009 * (0.004)
<i>spouse</i>	0.003 (0.011)	0.016 * (0.008)
<i>familysize</i>	0.003 (0.003)	0.014 *** (0.002)
<i>lntotal_asset</i>	0.015 *** (0.002)	0.005 ** (0.002)
<i>oldt</i>	0.009 (0.008)	0.008 (0.008)
<i>kidt</i>	-0.022 (0.013)	-0.043 *** (0.008)
<i>lnfin</i>	-0.119 ** (0.057)	0.003 (0.022)
<i>lnrgdp</i>	0.109 * (0.057)	-0.036 (0.029)
截距项	0.199 ** (0.086)	0.021 (0.190)
家户	是	是
省份	是	是
时间	是	是
<i>N</i>	23902	23902
<i>R</i> ²	0.539	0.554

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;()内数值为聚类到省级层面的聚类稳健标准误。

(四)异质性分析

1. 不同消费层次

基准回归表明,数字普惠金融发展能够显著促进居民消费结构升级,然而不同家庭消费结构升级阶段不同,由此这种影响也便可能存在差异。故本文将影响居民消费结构的因素作为解释变量,构建分位数回归模型分析不同消费阶层的异质性,选择0.1、0.25、0.5、0.75、0.9这5个分位点,回归结果如表9所示。结果显示,数字普惠金融在各分位点回归系数均显著为正,且各分位点上数字普惠金融

对居民消费结构的影响先上升后下降,从0.1分位点的0.05上升到0.25分位点的0.065,随后下降到0.9分位点的0.033;数字普惠金融对不同层次居民消费结构升级的影响在0.033~0.065之间,且对低消费层次居民的影响更显著,说明数字普惠金融能很好地满足弱势群体金融服务需求,促进低消费层次居民消费结构升级。

表9 不同消费层次:分位数回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Q = 0.1	Q = 0.25	Q = 0.5	Q = 0.75	Q = 0.9
<i>lnindex</i>	0.050*** (0.006)	0.065*** (0.007)	0.059*** (0.008)	0.045*** (0.013)	0.033* (0.018)
<i>hukou</i>	-0.004* (0.003)	0.007** (0.003)	0.0280*** (0.004)	0.048*** (0.005)	0.056*** (0.008)
<i>age</i>	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)
<i>edu</i>	0.009*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.007*** (0.002)	0.000 (0.003)
<i>gender</i>	-0.008*** (0.002)	-0.012*** (0.002)	-0.013*** (0.003)	-0.011** (0.005)	-0.015** (0.006)
<i>spouse</i>	-0.004 (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.012*** (0.004)	-0.011 (0.007)	0.006 (0.009)
<i>familysize</i>	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.0118*** (0.001)	0.009*** (0.002)
<i>Intotal_asset</i>	0.010*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.018*** (0.001)	0.024*** (0.001)	0.034*** (0.002)
<i>oldt</i>	0.002 (0.003)	0.011*** (0.004)	0.024*** (0.005)	0.033*** (0.008)	0.049*** (0.011)
<i>kidt</i>	0.016*** (0.005)	0.008 (0.006)	-0.028*** (0.007)	-0.076*** (0.010)	-0.102*** (0.015)
<i>lnfin</i>	0.003 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.016*** (0.004)	-0.040*** (0.006)	-0.045*** (0.010)
<i>lnrgdp</i>	-0.033*** (0.005)	-0.032*** (0.005)	-0.027*** (0.006)	-0.009 (0.010)	-0.006 (0.015)
截距项	0.098*** (0.031)	0.138*** (0.036)	0.325*** (0.044)	0.568*** (0.072)	0.698*** (0.101)
家户	是	是	是	是	是
省份	是	是	是	是	是
<i>N</i>	23902	23902	23902	23902	23902

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;()内数值为聚类到省级层面的聚类稳健标准误。

2. 区域异质性

从宏观层面来看,中国存在区域经济发展的不平衡(刘学良等,2022)^[36],不同区域的金融监管强度、地区消费政策等外部环境不同,导致数字普惠金融发展对居民消费的影响可能存在差异。因此,本文将居民家庭所在省份划分为东部、中西部地区并区分城乡,采取分样本回归方法,研究数字普惠金融的消费结构升级效应在不同区域间的异质性,同时采用 CHOW 检验进行组间系数差异检验,结果如表 10 所示。

表 10 中(1)~(2)列为数字普惠金融在东部和中西部的分样本回归结果。可以看出,数字普惠金融对中西部地区居民消费结构升级的影响在 1% 水平上显著为正,对东部地区影响为负,且不显著。CHOW 检验显示,东部和中西部地区存在显著差异。这说明数字普惠金融对欠发达地区的金融发展起到补充作用,能够为低收入人群提供可得的金融服务进而促进居民消费结构升级;而在金融基础设施良好的东部地区,金融服务水平较高,数字普惠金融的影响有限。表 10 中(3)~(4)为数字普惠金融在城乡之间的分样本回归结果。同样可以看出,数字普惠金融对农村居民消费结构升级的影响在 1% 水平上显著为正,而在城镇地区虽然有负向影响但并不显著,CHOW 检验同样表明城乡之间存在明显差异。可能原因是农村地区处在较低层次的消费升级阶段,数字普惠金融能够发挥更大的消费结构升级效应;而城镇家庭处在更高层次消费升级阶段,数字普惠金融难以对其发生作用。总体而言,数字普惠金融能够促进中西部地区和农村家庭居民消费结构升级。

表 10 地理区域和城乡区域异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部家庭	中西部家庭	城镇家庭	农村家庭
<i>lnindex</i>	-0.072 (0.088)	0.438*** (0.131)	-0.033 (0.145)	0.313*** (0.111)
<i>hukou</i>	-0.023 (0.019)	0.014 (0.016)	-0.009 (0.021)	0.008 (0.016)
<i>age</i>	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001* (0.001)	-0.001 (0.000)
<i>edu</i>	-0.002 (0.005)	-0.001 (0.006)	-0.000 (0.005)	-0.001 (0.004)
<i>gender</i>	-0.011 (0.009)	-0.006 (0.006)	0.001 (0.009)	-0.016** (0.007)
<i>spouse</i>	0.005 (0.025)	0.000 (0.010)	0.019 (0.018)	-0.013 (0.014)
<i>familysize</i>	0.004 (0.004)	0.002 (0.004)	0.003 (0.005)	0.004 (0.004)
<i>lntotal_asset</i>	0.013*** (0.003)	0.017*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.017*** (0.003)

表 10(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部家庭	中西部家庭	城镇家庭	农村家庭
<i>oldt</i>	0.017 (0.008)	0.003 (0.012)	0.008 (0.015)	0.007 (0.009)
<i>kidt</i>	-0.018 (0.034)	-0.024 (0.011)	-0.035* (0.018)	-0.010 (0.019)
<i>lnfin</i>	0.003 (0.042)	-0.153*** (0.064)	0.004 (0.061)	-0.191*** (0.044)
<i>lnrgdp</i>	-0.005 (0.047)	0.022 (0.044)	-0.001 (0.067)	0.098** (0.041)
截距项	0.655 (0.455)	-0.760 (0.780)	0.362 (0.444)	-0.448 (0.320)
家户	是	是	是	是
省份	是	是	是	是
年份	是	是	是	是
CHOW 检验	3.180 [0.000]		4.350 [0.000]	
<i>N</i>	9921	13470	10906	12255
<i>R</i> ²	0.561	0.522	0.555	0.534

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;()内数值为聚类到省级层面的聚类稳健标准误;[]内数值为CHOW检验的P值。

(五) 机制分析

前文检验了数字普惠金融对居民消费结构升级的影响,假设H1a和H1b得到验证。理论分析还表明,收入和社会保障水平是数字普惠金融影响居民消费结构的中介机制。采用家庭人均纯收入来衡量每个家庭的收入水平,用是否具有养老保险来衡量社会保障水平,进一步采用替换变量和Bootstrap法做稳健性检验。表11和表12为数字普惠金融影响居民消费结构作用机制的检验结果。

1. 收入水平的机制检验

表11中(2)~(3)列是数字普惠金融影响居民消费结构收入机制的检验结果,其中(2)列为数字普惠金融影响居民人均纯收入的回归结果。结果显示,数字普惠金融在5%的水平上显著提高了居民人均纯收入,即数字普惠金融对居民收入水平的提升具有正向作用,这主要得益于数字普惠金融对中小微企业以及低收入群体创业的支持,使得就业岗位增加的同时,提高了居民收入。为更好地识别收入因素的中介作用,用家庭总收入作为收入水平替代变量做稳健性检验,(3)列为采用家庭总收入作为中介变量的回归结果,同样表明数字普惠金融能通过提升收入水平促进居民消费结构升级。进一步,采用抽样500次的Bootstrap法对收入效应进行检验,回归结果见表12。采用居民人均纯收入和家庭总收入作为中介的Z值分别为6.1和8.1,均在1%水平上显著,且95%的置信区间不包含0,收入中介机制得到验证。

综上,数字普惠金融的收入效应能够带来居民收入增加,而居民收入增加会进一步增强居民消费

能力和消费信心,促进居民消费结构升级,假设 H2 得到验证。

表 11 数字普惠金融影响居民消费结构的收入和社会保障机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>constru</i>	<i>lnfincome_per</i>	<i>lnfincome</i>	<i>endow</i>	<i>med</i>
<i>lnindex</i>	0.133* (0.071)	0.671** (0.270)	0.641** (0.269)	0.927*** (0.042)	0.702*** (0.032)
<i>hukou</i>	-0.003 (0.011)	-0.039 (0.039)	-0.040 (0.039)	0.078*** (0.022)	0.134*** (0.019)
<i>age</i>	-0.001*** (0.000)	-0.006*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.009*** (0.001)	0.001** (0.001)
<i>edu</i>	-0.001 (0.003)	0.013 (0.013)	0.017 (0.013)	0.018*** (0.007)	-0.013** (0.005)
<i>gender</i>	-0.008* (0.004)	0.055*** (0.018)	0.047** (0.018)	0.042*** (0.010)	-0.000 (0.007)
<i>spouse</i>	0.003 (0.009)	-0.083** (0.034)	0.045 (0.034)	0.146*** (0.018)	0.029** (0.015)
<i>familysize</i>	0.003 (0.002)	-0.045*** (0.009)	0.191*** (0.009)	-0.007* (0.004)	-0.003 (0.003)
<i>lntotal_asset</i>	0.015*** (0.002)	0.134*** (0.008)	0.144*** (0.008)	0.017*** (0.004)	0.027*** (0.003)
<i>oldt</i>	0.009 (0.006)	0.036 (0.034)	0.047 (0.034)	-0.009 (0.018)	0.009 (0.014)
<i>kidt</i>	-0.022** (0.010)	-0.103** (0.049)	-0.117** (0.049)	0.010 (0.027)	0.037* (0.020)
<i>lnfin</i>	-0.113*** (0.037)	-0.357*** (0.123)	-0.359*** (0.123)	-0.516*** (0.063)	-0.403*** (0.045)
<i>lnrgdp</i>	0.075** (0.034)	0.195 (0.124)	0.193 (0.124)	0.376*** (0.058)	0.210*** (0.041)
截距项	-0.071 (0.198)	6.513*** (0.845)	6.824*** (0.842)	-2.720*** (0.217)	-1.198*** (0.177)
家户	是	是	是	是	是
省份	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是
<i>N</i>	23902	23902	23902	23902	23902
<i>R</i> ²	0.539	0.740	0.758	0.623	0.619

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;()内数值为聚类到省级层面的聚类稳健标准误。

2. 社会保障水平的机制检验

表 11 中(4)~(5)列是对社会保障水平机制的检验结果,(4)列为数字普惠金融对养老保险的回归结果,数字普惠金融对居民养老保险的影响在 1% 的水平上显著为正,表明数字普惠金融能够显著

提升养老保险参保比例,这主要得益于数字普惠金融平台的快速发展和覆盖范围的扩大,使得受益群体日益广泛,提高了养老保险的覆盖范围,进而提高了居民社会保障水平。进一步,采用是否有医疗保险对社会保障水平做稳健性检验,回归结果如表 11 中(5)列所示,数字普惠金融对居民医疗保险的影响也在 1% 水平上显著为正,表明社会保障水平在数字普惠金融影响居民消费结构升级的过程中起到中介作用。同理,采用抽样 500 次的 Bootstrap 法对社会保障效应进行检验,结果如表 12 所示,采用养老保险和医疗保险作为中介的 Z 值分别为 7.32 和 2.1,分别在 1% 和 5% 水平上显著,且 95% 的置信区间不包含 0,社会保障中介机制得到验证。

综上,数字普惠金融能够通过提高居民社会保障水平,降低居民面临的不确定性,增强其消费信心和消费能力,从而促进居民消费结构向高层次消费转移,实现居民消费结构升级,假设 H3 得到验证。

表 12 Bootstrap 检验结果

中介变量	直接/间接效应	系数	标准差	Z 值	P > Z	95% 置信区间	
						上限	下限
<i>lnincome_per</i>	间接效应	0.008***	0.001	6.100	0.000	0.005	0.010
	直接效应	0.046***	0.007	7.080	0.000	0.033	0.060
<i>lnincome</i>	间接效应	0.011***	0.001	8.100	0.000	0.008	0.013
	直接效应	0.044***	0.007	6.280	0.000	0.029	0.057
<i>endow</i>	间接效应	0.015***	0.002	7.320	0.000	0.011	0.019
	直接效应	0.039***	0.007	5.330	0.000	0.024	0.055
<i>med</i>	间接效应	0.003**	0.002	2.100	0.036	0.001	0.007
	直接效应	0.043***	0.007	6.200	0.000	0.030	0.057

注:***、** 分别表示 1%、5% 的显著性水平。

六、研究结论及政策建议

(一) 研究结论

基于 CFPS 2014、2016 和 2018 年数据与北京大学数字普惠金融指数,探究了数字普惠金融对微观居民消费结构升级的影响和作用机制。首先构建了包含数字普惠金融的效用函数,分析了数字普惠金融对居民消费结构升级的影响及作用机制;其次使用 AIDS 模型,结合 SUR 回归对居民消费结构进行测算;最后再分别采用固定效应模型、分位数回归、分样本回归以及中介效应模型进行实证检验。研究发现:第一,样本期间数字普惠金融显著促进了居民消费结构升级,这一结论在经过内生性检验、宏观数据检验和替换核心变量等一系列稳健性检验后依旧成立。第二,数字普惠金融具有明显的价格效应,数字普惠金融能够通过价格影响居民消费结构升级。第三,结构效应分析表明,数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度对居民消费结构升级影响显著。第四,异质性分析表明,数字普惠金融对低消费阶层、中西部地区以及乡村地区居民消费结构升级效应更大。第五,机制分析表明,数字普惠金融能通过提升收入水平和社会保障水平间接促进中国居民消费结构升级。

(二) 政策建议

基于以上结论,提出如下政策建议:

第一,着力提升数字化程度,加强数字普惠金融对消费升级的支持。虽然数字普惠金融能够促进消费结构升级,但从结构效应来看,数字化程度的影响较小。因此,从供给端而言,需要作为数字普惠

金融发展主体的金融机构加快数字化转型,利用数字技术、人工智能等金融科技降低金融服务的成本,通过用户画像等为弱势群体提供针对性更强的金融服务,降低金融服务门槛;在需求端,居民用户应基于自身金融服务需求,不断提升自身金融素养和金融风险防范意识,尤其是提高对数字化金融产品的认识和使用。

第二,对政府而言,要从支付、信贷、保险、资本市场和金融基础设施等领域完善数字普惠金融生态体系。2022年3月,中国人民银行金融消费者权益保护局发文指出,中国与全面建成小康社会相适应的普惠金融服务和保障体系已基本形成。本文研究也表明,数字普惠金融能够显著促进居民消费结构升级,且在低消费阶层和中西部、乡村地区影响显著,说明数字普惠金融具有实质普惠性。为此,为更好地促进居民消费结构升级,政府应从支付、信贷、保险、资本市场和金融基础设施等不同层面完善数字普惠金融生态体系,发挥数字普惠金融的普惠性,惠及更多群体,实现居民整体消费结构升级,助推迈向共同富裕的居民消费发展。

第三,完善收入分配体系,利用数字普惠金融平台促进居民增收。完善分配制度是党中央在二十大报告中强调的增进民生福祉、提高人民生活品质的重要措施之一。数字经济时代,收入依旧是提升居民消费能力的关键因素。因此,政府一方面要不断完善收入分配体系,提高初次分配占居民总收入比重,不断扩大中等收入群体规模;另一方面,随着数字普惠金融平台发展,包括政府、企业、居民在内的相关各方应发挥数字金融优势,缓解相关各方之间的信息不对称,提高居民就业效率,进而提高低收入群体收入,优化居民消费结构。

第四,利用数字技术提高社会保障支出效率,完善社会保障体系。社会保障体系是人民生活的安全网和社会运行的稳定器,也是优化居民消费结构的重要渠道。因此,应不断完善社会保障体系,提高居民参与社会保障的范围。此外,为使社会保障能真正帮助弱势群体、提高社会保障支出效率,应利用数字技术对社会保障支出进行实时监督,有效防止社会保障支出浪费。社会保障体系的完善和社会保障支出效率的提高无疑会降低居民预防性储蓄动机,进而更好地发挥数字普惠金融对居民消费结构升级的促进作用。

参考文献:

- [1] Tran V T, Walle Y M, Herwartz H. Local Financial Development and Household Welfare in Vietnam: Evidence from a Panel Survey[J]. *The Journal of Development Studies*, 2018, 54(4): 619 - 640.
- [2] 李建军, 彭俞超, 马思超. 普惠金融与中国经济发展: 多维度内涵与实证分析[J]. *经济研究*, 2020, 55(4): 37 - 52.
- [3] 郭峰, 王靖一, 王芳, 孔涛, 张勋, 程志云. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. *经济学(季刊)*, 2020, 19(4): 1401 - 1418.
- [4] Liu G, Huang Y, Huang Z. Determinants and Mechanisms of Digital Financial Inclusion Development: Based on Urban - Rural Differences[J]. *Agronomy*, 2021, 11(9): 1833.
- [5] 张彩云, 史琳璇, 胡怀国. 消费升级的影响因素及其内在机理: 国际比较视野下的实证分析[J]. *当代经济管理*, 2021, 43(11): 1 - 12.
- [6] 任鑫, 葛晶. 金融发展、收入结构与城镇居民消费结构[J]. *宏观经济研究*, 2019, (1): 30 - 36, 64.
- [7] 谢朝晖, 李橙. 消费信贷对消费结构及流动性约束的影响研究[J]. *经济问题探索*, 2021, (5): 60 - 73.
- [8] Dynan K, Edelberg W. The Relationship Between Leverage and Household Spending Behavior: Evidence from the 2007 - 2009 Survey of Consumer Finances[J]. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 2013, 95(5): 425 - 448.
- [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] 蔡栋梁, 王聪, 邱黎源. 信贷约束对农户消费结构优化的影响研究——基于中国家庭金融调查数据的实证分析[J]. *农业技术经济*, 2020, (3): 84 - 96.

- [11] Yu C, Jia N, Li W, et al. Digital Inclusive Finance and Rural Consumption Structure – Evidence from Peking University Digital Inclusive Financial Index and China Household Finance Survey[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2021, 14(1): 165 – 183.
- [12] 江红莉, 蒋鹏程. 数字普惠金融的居民消费水平提升和结构优化效应研究[J]. *现代财经(天津财经大学学报)*, 2020, 40(10): 18 – 32.
- [13] 李春风, 徐雅轩. 数字金融驱动居民不同结构消费的效应研究[J]. *现代财经(天津财经大学学报)* 2022, 42(4): 67 – 78.
- [14] 杨伟明, 粟麟, 王明伟. 数字普惠金融与城乡居民收入——基于经济增长与创业行为的中介效应分析[J]. *上海财经大学学报*, 2020, 22(4): 83 – 94.
- [15] 黄凯南, 郝祥如. 数字金融是否促进了居民消费升级? [J]. *山东社会科学*, 2021, (1): 117 – 125.
- [16] [美]钱纳里, 等. 工业化和经济增长的比较研究[M]. 吴奇, 王松宝, 译. 上海: 格致出版社, 2015: 57 – 66.
- [17] 郑志浩, 高颖, 赵殷钰. 收入增长对城镇居民食物消费模式的影响[J]. *经济学(季刊)*, 2016, 15(1): 263 – 288.
- [18] 韩立岩, 杜春越. 收入差距、借贷水平与居民消费的地区及城乡差异[J]. *经济研究*, 2012, 47(S1): 15 – 27.
- [19] 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, 25(4): 74 – 87.
- [20] 张冀, 张彦泽, 曹杨. 优化家庭收入结构能促进消费升级吗? [J]. *经济与管理研究*, 2021, 42(7): 51 – 65.
- [21] 温涛, 田纪华, 王小华. 农民收入结构对消费结构的总体影响与区域差异研究[J]. *中国软科学*, 2013, (3): 42 – 52.
- [22] Zhang P, Gao J. Quality of Public Health Insurance and Individuals' Consumption Structure Upgrades: Evidence from China[J]. *Health Economics Review*, 2021, 11(1): 1 – 12.
- [23] 万勇. 城市化驱动居民消费需求的机制与实证——基于效应分解视角的中国省级区域数据研究[J]. *财经研究*, 2012, 38(6): 124 – 133.
- [24] 刘尧飞, 管志杰. 双循环新发展格局下国内消费扩容升级研究[J]. *当代经济管理*, 2021, 43(7): 1 – 9.
- [25] 章成, 洪铮. 社会保障、包容性增长与居民消费升级[J]. *人口与发展*, 2022, 28(1): 58, 103 – 116.
- [26] 魏勇. 社会保障、收入门槛与城镇居民消费升级[J]. *社会保障评论*, 2017, 1(4): 21 – 35, 126.
- [27] Van Santen P. Uncertain Pension Income and Household Saving[J]. *Riksbank Research Paper Series*, 2019, 65(4): 908 – 929.
- [28] 白重恩, 吴斌珍, 金烨. 中国养老保险缴费对消费和储蓄的影响[J]. *中国社会科学*, 2012, (8): 48 – 71, 204.
- [29] 方福前, 孙文凯. 政府支出结构、居民消费与社会总消费——基于中国 2007—2012 年省级面板数据分析[J]. *经济学家*, 2014, (10): 35 – 44.
- [30] 李旭洋, 李通屏, 邹伟进. 互联网推动居民家庭消费升级了吗? ——基于中国微观调查数据的研究[J]. *中国地质大学学报: 社会科学版*, 2019, 19(4): 145 – 160.
- [31] Bakos J Y. Reducing Buyer Search Costs: Implications for Electronic Marketplaces[J]. *Management Science*, 1997, 43(12): 1676 – 1692.
- [32] 张勋, 万广华, 张佳佳, 何宗樾. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. *经济研究*, 2019, 54(8): 71 – 86.
- [33] 汪亚楠, 谭卓鸿, 郑乐凯. 数字普惠金融对社会保障的影响研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2020, 37(7): 92 – 112.
- [34] 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.
- [35] 易行健, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. *金融*

研究,2018,(11):47-67.

- [36] 刘学良,续继,宋炳妮.中国区域发展不平衡的历史动态、表现和成因——东西差距和南北差距的视角[J].产业经济评论,2022,(2):152-167.

责任编辑、校对:李品秀

Digital Inclusive Finance and the Upgrading of Household Consumption Structure: Mechanism and Empirical Evidence

AN Qiang - shen^{1,2}, LIU Jun - jie¹, LI Wen - xiu³

- (1. Business School, University of Jinan, Jinan 250002, China; 2. Collaborative Innovation Center of Shandong Provincial Capital Market Innovation and Development, Jinan 250002, China; 3. School of Economics and Trade, Guangdong University of Finance, Guangzhou 510521, China)

Abstract: Under the new development pattern, promoting the upgrading of consumption structure has become the main focus of releasing China's domestic demand potential and promoting high-quality economic development. In this paper, CFPS micro-survey data and digital inclusive finance index are matched to explore the influence of digital inclusive finance on the upgrading of residents' consumption structure and its mechanism. The empirical results show that digital inclusive finance has a positive role in promoting the upgrading of residents' consumption structure, and digital inclusive finance can influence the upgrading of residents' consumption structure through price effects. The structural effect shows that the promotion effect of digital inclusive finance on the upgrading of residents' consumption structure mainly stems from the improvement of the coverage and the depth of use of digital inclusive finance, and the degree of digitalization plays a small role. Heterogeneity analysis shows that digital inclusive finance can promote the upgrading of consumption structure of residents in low-consumption class, central and western regions and rural areas. Mechanism analysis shows that digital inclusive finance indirectly promotes the upgrading of residents' consumption structure by increasing the income and social security level of residents. Therefore, to promote the expansion of domestic demand by upgrading residents' consumption structure, it is necessary to improve the ecological system of digital inclusive finance and the digitalization level, and constantly improve the income distribution and social security system.

Key words: Digital Inclusive Finance; Income Level; Social Security; Consumption Structure Upgrading