

# 数字普惠金融、居民金融素养与消费多样性：替代还是互补

杨云帆 赵石 赵明\*

**内容摘要：**居民消费的多样性是一个国家经济稳定且高质量发展的重要因素。数字普惠金融对消费的重要性是与日俱增的。但现有文献多关注消费的总量与结构，忽视了消费多样性这一重要的福利测度。数字普惠金融对消费的研究中常忽略居民金融素养这一因素的独立影响，从而难以准确把握影响消费的机制。本文将数字普惠金融与居民金融素养视为同等重要的因素，分析二者对我国居民消费多样性的影响，并检验了其中可能存在的传导机制。研究结果表明：数字普惠金融和金融素养都对居民消费多样性具有显著的正向影响。二者对消费多样性的影响存在替代效应，尤其是对于具备高级金融素养的居民。通过机制检验和进一步分析发现出现替代效应的原因是，由于数字普惠金融缺乏个性化、多样性的发展并且居民金融素养仍处于较低水平不能匹配数字普惠金融的发展。

**关键词：**居民消费多样性 数字普惠金融 金融素养

## 一、引言

消费一直是中国经济学的核心议题。根据 2020 年中共中央发布的《关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》，中国将加快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，实现经济行稳致远、社会安定和谐。要实现这一目标，必须充分挖掘国内需求和消费潜力（杜丹清和占智康，2018）。消费多样性是测度家庭福利的一个重要指标，但经济学相关研究却不多见。消费的多样代表家庭有能力和意愿购买符合其整体短期和长期福祉的商品和服务，而不仅仅满足基本需求。

在金融数字化的背景下，互联网的使用对于消费有正面的影响（Vatsa et al., 2022）。数字化扩大传统金融资源的服务覆盖面，能够更广泛地覆盖广大中低收入者和农村地区的居民群体，并且激发他们的消费需求，从而实现消费扩容和提质（徐铭延等，2019）。数字普惠金融对消费的影响因消费群体以及数字普惠金融结构的差异而对我国居民的影响具有显著的差异性（刘世鹏，2019；张昭昭，2020；江红莉和蒋鹏程，2020）。

家庭户主的人力资本对家庭消费决策也有着显著的影响（肖作平和张欣哲，2012；周洋等，2018）。已有证据表明，以金融素养为代表的人力资本差异会导致数字普惠金融对居民消费的影响具有显著的异质性（Antonia, 2018）。然而当前关于数字普惠金融与居民消费的研究仍缺乏居民金融素养的考量。

本文将致力于同时从供给侧——数字普惠金融与需求侧——居民金融素养两个角度研究数字普惠金融、居民金融素养对消费多样性的影响。主要考量这两种因素的影响是替代关系还是互补关系，以及这种替代抑或是互补关系是如何形成的。本文的安排如下。第二节为

---

\* 杨云帆，北方民族大学经济学院副教授，邮政编码：750021，电子信箱：yfyang@nun.edu.cn。本文系国家自然科学基金“西部地区农村内部收入不平等及其对家庭消费的影响研究-基于流动人口家庭的视角”（批准号 72263001）的阶段性成果。

赵石，北方民族大学经济学院研究生。

赵明，北方民族大学商学院讲师。

文献综述。第三节是数据与变量说明。第四节报告基准实证结果。第五节探讨可能的传导机制并检验。第六节为进一步的分析。第七节为结论与建议。

## 二、文献综述与研究假设

### （一）消费多样性

拥有丰富多样消费选择的目的是为了让消费者在消费活动中获得更大的满足感（孙久文和李承璋，2022；王小华等，2020）。随着人们摆脱贫困，更加了解产品和服务，他们在生活必需品上的消费支出份额减少，他们的重点转向满足更高层次的自我实现需求（Clements et al., 2006; Dang & Nguyen, 2021; Kumar, 2016; Duong et al., 2020）。这自然会导致更丰富的消费多样性（Chakrabarty & Mukherjee, 2021; Firdaus et al., 2021）。

现有研究主要分析了消费结构与消费升级（李平和李伯楷，2023；林欣等，2022；易行健和周利，2020）。然而，已有学者指出仅仅分析消费升级是不够的（牡丹清，2017；Zhou et al., 2023）。消费多样性作为消费升级的核心以及重要表现形式（Ma et al., 2022；Vatsa et al., 2022），却是一个重要但被忽视的研究家庭福利的指标。

### （二）数字普惠金融与消费多样性

数字普惠金融发展迅猛，引入数字化技术到金融服务中可以降低金融服务成本、提高我国边缘和边远地区的金融服务水平（Campbell & Mankiw, 1991；易行健和周利，2018；陈丹和姚明明，2019；李建军和韩珣，2019；钱海章等，2020）、提高人们的支付能力，减轻流动性限制（易行健和周利，2018）。从消费层面看，数字普惠金融能帮助农村家庭消费提质升级，进而帮助其消费结构优化（Couture et al., 2021）。此外，已有研究发现数字普惠金融不仅能够创造新的消费经济热点，还能够满足低收入群体更丰富多样的消费需求（徐铭延等，2019；何宗樾和宋旭光，2020）。

鲜有文献将数字普惠金融对于消费的讨论延展到消费多样性这一核心议题。印度的实证研究发现数字普惠金融有助于丰富除食品消费之外的消费类型（Chakrabarty & Mukherjee, 2021）。虽然国内有学者进一步指出数字普惠金融显著优化了消费结构（赵保国和盖念，2020；齐红倩和刘倩含，2022；李平和李伯楷，2023），但是几乎没有国内文献进一步考虑数字普惠金融对消费多样性的影响。

本文提出假说

H1：数字普惠金融对提升居民家庭消费多样性有正向影响。

### （三）金融素养与消费多样性

近年来，金融素养成为一个备受关注的重要研究领域。缺乏金融素养会导致投资决策错误和不合理的支出，而具有高金融素养水平的家庭能够更好地获取消费决策所需的信息，并具备更好的理解力和财务计算能力，从而能够做出更合理的消费决策（Lusardi & Tufano, 2015；张梦林和李国平，2021；阿丽娅等，2021；王宝来，2022）。此外，具有较高金融素养的个人更愿意购买商业保险（杨柳和刘芷欣，2019），会进行更多的消费（孟德锋等，2019；吴锬和吴卫星，2018；Lueng & Gorbachev, 2016）。但是鲜有文献关于金融素养与消费多样性的研究？

本文提出假说

H2：提高金融素养有助于提高居民家庭消费多样性。

#### （四）数字普惠金融与居民金融素养关系

已有文献注意到研究数字普惠金融需要同时考虑居民金融素养的影响，但是现有文献大都仅将居民金融素养作为调节变量，没有重视其独立的影响。张梦林和李国平（2021）通过在实证分析中加入金融素养作为调节变量，发现普惠金融对家庭消费的促进效应在金融素养较低的家庭更显著。但是已有文献指出金融素养的影响与数字普惠金融一样具有一定的独立性（Beck & delaTorre, 2007）。缺乏对金融素养独立影响的重视，将导致对数字普惠金融、居民金融素养与家庭消费的机制出现错漏。

本文提出假说

H3：数字普惠金融水平和金融素养在丰富居民家庭消费多样性之中存在替代效应。

#### （五）数字普惠金融与居民金融素养对消费影响的机制

当前消费的研究中机制的探讨主要依赖于经典的消费假说，下面将综述数字普惠金融与居民金融素养研究中对这些机制的探讨。

##### 1. 收入机制

收入水平是影响消费多样性重要机制。现有研究普遍认为数字普惠金融显著提升了我国城乡居民人均可支配收入水平（张勋等, 2019；周利等, 2020；胡中立和王书华, 2021）。金融素养水平也同样是影响个人收入的主要因素，且直接关系到家庭福祉（Lusardi & Mitchell, 2011；唐丹云等, 2023；姜楠和张帅, 2023）。这些文献都明确指出数字普惠金融与金融素养都分别能够通过影响居民收入从而影响居民消费的（司传宁等, 2022；李文秀和刘俊杰, 2023）。但数字普惠金融和金融素养的共同作用是如何通过收入影响消费多样还缺乏实证进行分析讨论。

##### 2. 预防性储蓄机制

预防未来收入和支出不确定性是居民储蓄的重要原因。预防性储蓄是家庭储蓄的一个非常重要的组成部分（Caballero, 1990；Dardanoni, 1991；Carroll, 1994）。多年来住房、教育、医疗的三大支出大幅增加导致居民对将来消费支出的担忧，使得居民消费支出的风险增大（依绍华, 2019；周利等, 2020）。对中低收入者更是如此，因此支出不确定性成为居民增加预防性储蓄的重要原因，消费多样性也会因为不确定性而一定程度减少。

数字普惠金融的核心业务之一是数字保险，它具有降低收入不确定性、分散家庭财务风险等关键作用。数字保险业务有助于提升家庭的抗风险能力，降低家庭未来现金流量的不确定性，进而促进居民当期消费支出的增加（张彤进和蔡宽宁, 2021；陈晓和王森, 2022）。个体层面来说，户主良好的金融素养将帮助家庭进行合理的理财规划从而降低家庭所面临的风险，为释放消费潜力铺平道路（杨柳和刘芷欣, 2019；吴卫星等, 2021）。虽然宏观供给侧层面存在帮助个体降低风险的有利因素，但因为微观需求侧金融素养的差异以及经济环境的不稳定是否仍然使得居民保持着较高预防性储蓄动机还有待进一步解释。

##### 3. 流动性约束机制

研究发现数字普惠金融的发展能够使人们方便、快速地获得信用，正规消费信贷可得性的增加缓解了家庭流动性约束，帮助家庭平滑跨期消费从而显著促进了居民家庭的消费（关键和马超, 2020）。但是当同时存在信贷的需求型约束和供给型约束时，地区之间、城乡之间、收入阶层之间的金融歧视则表现各异，因此流动性约束日益成为影响居民消费的不利因素（张勋等, 2019）。

家庭金融素养水平是影响家庭借贷水平的决定性影响因素之一。户主金融素养水平的提高，将通过对消费信贷、保险购买以及金融产品的合理持有，帮助家庭在防范风险同时还可以针对消费进行结构调整和转型升级（宋全云等, 2019；吴卫星等, 2021）。从单方面来说，

数字普惠金融和金融素养都能通过缓解家庭流动性约束来促进家庭消费,从而有可能丰富家庭消费的多样性。但是目前尚没有文献结合二者共同的影响进行机制探讨。

综上所述,已有文献首先是缺乏对中国消费多样性的研究,其次对于数字普惠金融与居民金融素养的关系没有深入的探讨。本文将着力弥补现有文献中这两点的不足。为此,本文综合分析数字普惠金融与居民金融素养是如何影响居民消费多样性的,以及进一步分析二者之间的关系是替代抑还是互补并探讨可能的作用机制。

### 三、数据与变量说明

#### (一) 数据来源

本文家庭层面的数据使用西南财经大学家庭金融调查(CHFS)的面板数据。这是一个由中国家庭金融调查与研究中心进行的全国性抽样调查项目,旨在提供关于家庭金融微观层面的相关信息。该调查涵盖了人口特征、就业情况、资产负债状况、收入消费情况、社会保障和保险以及主观态度等方面的信息,并对家庭经济和金融行为进行了全面细致的描述。家庭金融调查在家庭问卷中不仅询问了家庭成员金融素养相关信息,也详细询问了收入和消费支出等各项财务信息,这为考察数字普惠金融、金融素养对家庭消费多样性的影响提供了重要的数据支持。本文使用了2013年、2015年与2017年的第三轮调查数据。将家庭、成人和家庭成员数据库进行匹配,随后进行数据清理和样本缺失值剔除,本文最终确定的追踪样本家庭为11020个,三轮次共33060个观测值。

本文宏观层面数据利用了中国经济年鉴数据与北京大学中国数字普惠金融发展指数。该指数涵盖了数字普惠金融服务的覆盖范围、使用程度和数字支持服务等方面。具体而言,它还细分了数字支付、数字信贷、数字投资、数字货基、数字保险和数字征信等不同方面。需要注意的是,该指数的调查样本包括所有使用支付宝的个人以及部分小微企业,能够较全面地代表数字技术对家庭决策的影响,体现了数字金融的普惠性。

#### (二) 变量说明

1. 被解释变量。本文被解释变量为家庭消费多样性。消费多样性指标采用 Simpson (辛普森) 指数(Birthal et al., 2015; Chuang, 2019; Johny et al., 2017; Leng et al., 2020; Li et al., 2020; Lin & Chang, 2021)。定义为:  $Simpson_{ijt} = 1 - \sum_{k=1}^N C_{i,k}^2$ , 这里的 Simpson 指的是家庭的辛普森指数。N 是家庭 i 的消费类别总数<sup>①</sup>。C<sub>i,k</sub> 是家庭 i 消费支出中第 k 类别的支出比例。Simpson 的值始终在 0 和 1 之间。如果某个家庭只有一种物品(例如食物)的消费, Simpson 的值将为零。当消费项目数量从 1 增加到 N 时, Simpson 的值趋近于 1。Simpson 的值越接近 1, 家庭的消费多样化水平就越高。因此, 个体花费在消费类别上的数量越多, 消费支出在各个类别上的分配越平衡, Simpson 指数就越高。

标准化可以帮助补偿均匀性和优势性的影响(Djido & Shiferaw, 2018; Smith et al., 2016), 本文通过消费类别数量来标准化辛普森指数, 并用其来衡量家庭消费支出的多样性。标准化后的辛普森指数定义如下:  $NSimpson_{ijt} = 1 - [Simpson_{ijt} - (1/N)] / [1 - (1/N)]$

标准化的辛普森指数用于衡量消费多样性。与 Simpson 类似, NSimpson<sub>i</sub> 的取值范围为 0 到 1, 其中 0 表示家庭只涉及一个消费项目, 而 1 表示家庭涉及分析中考虑的所有消费类别。

<sup>①</sup> 总共包括十个消费类别: 食品消费、衣着费用、居住消费、耐用品消费、日用品支出、交通通信费、文化休闲消费、教育支出、医疗保健消费、网购额。

2. 解释变量。 本文的核心解释变量有三个，分别为数字普惠金融、金融素养以及二者的交互项。金融素养使用了中国家庭金融调查设计了三个问题，分别探究受访者在利率、通货膨胀和投资风险认知三个方面的金融素养水平，最后加总三个问题回答正确与否得分，得出综合金融素养的测度。

3. 控制变量。 参照张勋等(2020)、易行健和周利(2018)、张号栋和尹志超 (2016)以及吴锜和李鸿波 (2021) 的做法，本文选取的控制变量包括:户主特征变量(户主风险态度、户主自我控制能力、户主实际年龄、户主教育年限、户主性别、户主健康状况、户主是否党员)、家庭特征变量(人均收入、家庭抚养比、户口类型)、地区(省)特征变量(互联网普及率、地区金融发展程度、人口密度)等。

本文的描述性统计显示如表 1。

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
消费多样性指数(标准化辛普森指数)	33060	0.436482	0.19518	0	0.999983
数字普惠金融总指数	33060	124.3223	55.85367	17.02	231.13
户主金融素养水平	33060	0.866243	0.876929	0	3
户主风险厌恶(风险厌恶=1, 非风险厌恶=0)	33060	0.725076	0.446483	0	1
户主自我控制(自我控制能力强=1, 非自我控制能力强=0)	33060	0.37745	0.449926	0	1
户主年龄	33060	53.26972	12.22189	17	80
户主教育年限	33060	9.222505	3.907152	0	24
户主性别(女性=1, 男性=0)	33060	0.191531	0.393512	0	1
户主健康状况(一般及以上=1, 一般以下=0)	33060	0.691621	0.461831	0	1
户主是否党员(党员=1, 非党员=0)	33060	0.128796	0.334979	0	1
家庭人均收入(元)	33060	20196.52	27488.8	7.4	720272.8
家庭抚养比	33060	0.343795	0.320147	0	1
户口类型(农村=1, 非农=0)	33060	0.390926	0.487965	0	1
地区金融发展程度	33060	1.120159	0.392616	0.596261	2.281316
互联网普及率	33060	0.487763	0.122769	0.28131	0.777762
人口密度(人/平方公里)	33060	2868.741	1146.664	1032	5483

数据来源: CHFS 调查、北大数字普惠金融研究中心、中国统计年鉴。

## 四、实证结果与分析

### (一) 模型设定

参考 Wooldridge (2019) 的研究, 本文主要采用 CRE (Correlated Random Effects) 关联随机效应模型。该模型的优势是可以同时给出随时间变动变量的固定效应估计与不随时

间变动变量的随机效应估计。本文参考 Antonia 等（2018）的研究，在模型之中加入数字普惠金融与户主金融素养的交互项，因此将基准回归模型设定为：

$$Simpson_{ijt} = \beta_0 + \gamma_1 \ln FI_{j,t-1} + \gamma_2 FL_{ijt} + \gamma_3 \ln FI_{jt} * FL_{ijt} + \beta_1 X_{it} + \beta_2 Z_{jt} + \beta_3 D_{kt} + \delta_p + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

$j$  在第  $t$  年第  $i$  家庭消费多样性指标。核心解释变量为数字普惠金融指数  $\ln FI_{j,t-1}$ 、户主金融素养水平  $FL_{ijt}$ ，以及  $\ln FI_{jt} * FL_{ijt}$ 。 $X_{it}$ 、 $Z_{jt}$ 、 $D_{jt}$  分别为户主层面、家庭层面以及省级层面控制变量。 $\delta_p$  和  $\mu_t$  分别表示省级固定效应、年度固定效应， $\varepsilon_{ijt}$  是不可观测的误差项。

## （二）基准回归

本研究采用稳健性估计（Robust 估计）来解决不同家庭之间的异质性问题，以提高估计系数的有效性。本文通过基准面板回归建立了关联随机效应模型，并将各种变量逐步引入回归模型中。表 2 总结了估算结果。

在第 1-4 列中，本文将核心变量、户主特征、家庭特征和地区特征变量依次纳入回归模型。结果显示，金融素养的估计系数都呈显著正向，这表明户主的金融素养在促进普通家庭消费多样性方面起到了显著正向影响，假说 2 得证。数字普惠金融在加入家庭控制变量后对家庭消费多样性显著为正，说明家庭因素在数字普惠金融对家庭消费多样性的影响之中起到不可忽视的作用，假说 1 得证。而交互项的系数也呈显著负向，说明数字普惠金融和金融素养存在替代效应，假说 3 得到证实。

首先，数字普惠金融从供给侧可以让更多的家庭获得金融服务和机会，包括低收入家庭和农村地区的家庭。数字普惠金融能够帮助这些家庭更好地管理他们的财务状况和资金流动。这使得他们能够更好地规划和控制自己的家庭预算，从而拥有更多的选择空间和灵活性来实现消费的多样性。从需求侧来看金融素养的作用同数字普惠金融有异曲同工之处。在供给侧给定的金融工具选择范围的情况下，金融素养能够帮助家庭更好地进行资产组合管理和预算管理。更充分了解收入、支出和储蓄等方面的知识，可以帮助家庭确定合理的消费预算，并在不同的消费领域有着明确的指向。家庭可以根据自己的需求和优先级，合理安排资金以满足各种消费目标。单独从数字普惠金融和金融素养两个方面看，实证回归结果与现有文献推测结果相同。

从表 2 中交互项的估计结果可以看出，数字普惠金融和金融素养在对家庭消费多样性的影响过程中表现出替代关系。目前学界大多从数字普惠金融（供给侧）或者金融素养（需求侧）单向出发解释对消费的影响，鲜少有实证文献同时考虑二者之间不平衡不匹配的问题。虽然数字普惠金融与金融素养都在同向且正向发展，但是实际上二者作为使用市场和消费者的供需关系却不能充分匹配。

从宏观供给侧来说，数字金融市场仍然存在着和传统金融市场相似甚至更严重的信息不对等情况。在数字化发展的新时代，金融机构借助数字工具能对目标客户精准画像，而目标群体由于“数字鸿沟”、“生态宏观”以及“教育鸿沟”的限制，在与金融机构的博弈中处于天然的劣势（王作功，2019；星焱，2021）。其次数字普惠金融服务在边缘、边远地区的发展仍然有相当一部分仍处于线上线下结合的初步发展阶段（董舛和冯兴元，2022）。这对于改善原先处于金融排斥群体的弱势地位仍然十分有限。

从微观需求侧来说，由于普通消费自身金融素养禀赋的差异，数字化时代带给金融市场的突出问题在普遍较低金融素养水平消费者的身上尤为明显。在消费信贷可得性增加的同时，家庭的金融脆弱性也在同步上升。低金融素养家庭容易过度负债，将易得的消费贷并没有转换为可持续的消费能力而是变成家庭金融风险（孟德锋等，2019）。总的来看，目前我国居民仍处于金融素养低位，过快发展的数字消费贷市场若没有合理的监管机制以及风控能力实则是对消费市场的损害。

此外,在更为广大的县域金融市场所存在的活跃主体的金融服务需求与数字普惠金融服务供给不匹配(董舂和冯兴元,2022)。小农户更倾向于传统金融机构,因为他们对数字金融产品不熟悉,并且偏好低利率。另一方面,新型农业主体由于抵押担保额度不足和审批流程复杂,转而寻求高利率社会资金。此外,新型农业主体的生产经营资金体量大并且由于自身金融素养禀赋不足以及县域数字普惠金融供给侧不完善,从而缺乏有效财务管理和金融工具而导致风险集中,县域金融市场和企业主自身并未充分意识到且激活保险和担保的需求使得他们随时面临高风险。数字普惠金融对小农户、新型农业主体的排斥以及需求侧个体的金融素养的缺乏导致微观主体无法分散其所面临的高风险,抑制消费需求,阻碍消费更多样的选择。

在家庭层面,数字普惠金融和金融素养在提供家庭财务管理和风险管理方面的需求上存在一定的不匹配。目前数字普惠金融的发展重在“普惠性”,而金融素养往往倾向于更丰富多样的选择。当数字普惠金融不能满足家庭更丰富的需求时,金融素养越高的家庭越容易寻找替代的工具或服务满足自身的需求。

综合来看,数字普惠金融与金融素养在促进家庭消费多样性的同时,二者之间由于供需两侧不匹配的影响而存在相互替代的关系。

表 2 数字普惠金融与金融素养

因变量: 消费多样性	(1)	(2)	(3)	(4)
数字普惠金融总指数	-0.00568 (0.00879)	0.00579 (0.00766)	0.0173** (0.00737)	0.0172** (0.00849)
户主金融素养水平	0.0249* (0.0134)	0.0451*** (0.0127)	0.0378*** (0.0124)	0.0377*** (0.0122)
数字普惠金融总指数*户主金融素养水平	-0.0126*** (0.00291)	-0.0132*** (0.00276)	-0.0112*** (0.00266)	-0.0112*** (0.00264)
户主控制变量	未控制	控制	控制	控制
家庭控制变量	未控制	未控制	控制	控制
地区控制变量	未控制	未控制	未控制	控制
样本量	33060	33060	33060	33060
时间固定效应	固定	固定	固定	固定
省级固定效应	固定	固定	固定	固定

注:括号内为省级聚类标准误, \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 。

### (三) 内生性处理

上述模型可能存在反向因果和遗漏变量问题导致内生性偏误。为克服模型的内生性问题,本文首先借鉴 Ma (2022)、张勋 (2020) 的研究思路。选取高校学生占该省常住人口比例作为金融素养的工具变量。以该市到杭州的距离作为数字普惠金融的工具变量。首先,以支付宝为代表的数字金融的发展起源于杭州,因此杭州的数字金融发展处于领先地位,可以预期,在地理上距离杭州越近,数字金融的发展程度应越好。所以该市到杭州的距离作为数字普惠金融的工具变量。其次,高校学生接受高等教育,拥有全面的知识和技能,并通过学习资源和社交网络获取金融信息。他们更了解金融产品和概念,能够理性地做出金融决策。他们与家人分享所学金融知识可能对社区和家庭产生影响。故选取高校学生占该省常住人口比例作为金融素养的工具变量。

其次,本文采用了两阶段内生处理回归(two-stage endogenous treatment regression ETR)估计方法以及引入适当的方差函数和连接函数的广义线性模型(generalize linear

model GLM)。ETR 两步法的估计原理与两阶段最小二乘法的估计原理类似，但是在处理具有离散性或偏斜分布的数据时，用两阶段最小二乘法模型估计但会产生偏倚的估计结果。两阶段内生处理回归的第一步运用关联随机效应模型估计出数字普惠金融或金融素养的预测值，在第二阶段回归中，将预测值带入 GLM 模型，适用于非正态的数据分布。

1. 本文选取两个工具变量分别衡量了该市到杭州的距离和每个省份总样本中高校生所占的比例。证伪测试（表 3、表 4）显示，工具变量分别与数字普惠金融、金融素养相关，但不显著影响消费多样化。

表 3 证伪测试（数字普惠金融）

因变量	检验方式	p值
数字普惠金融总指数	$\chi^2$ -value = -0.1384***	0.0000
消费的多样性	F-value = 0.02	0.8968

注:括号内为省级聚类标准误，\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 。

表 4 证伪测试（金融素养）

因变量	检验方式	p值
户主综合金融素养水平	$\chi^2$ -value = 0.2564***	0.0000
消费的多样性	F-value = 0.20	0.6585

注:括号内为省级聚类标准误，\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 。

2. 检验估计产生偏误。由于金融素养存在内生性问题，使用最小二乘（OLS）回归模型来估计金融素养对家庭消费多样化的影响会产生有偏估计。虽然倾向得分匹配模型已可以用于解决金融素养的内生性问题，但它只能解决观察到的选择偏差，无法考虑未观察到的选择偏差（Ba et al., 2021; Owusu et al., 2011; Seng, 2015）。因为这个缺点，从 PSM 模型生成的结果可能低估或高估。本研究采用两阶段内生处理回归（two-stage endogenous treatment regression）ETR 模型作为计量策略。ETR 模型可以帮助克服 PSM 模型的缺点。

表 5 报告的相关系数  $\rho_{\epsilon\mu}$  并不显著，说明数字普惠金融对消费多样性的影响没有收到未观察到的因素而产生了选择偏差

表 5 数字普惠金融对家庭消费多样性的影响：ETR 模型估计

因变量	数字普惠金融总指数	消费的多样性 (glm)
数字普惠金融总指数（对数）		0.0354*** (0.00549)
户主综合金融素养水平	-0.00525** (0.00244)	0.0414*** (0.0136)
数字普惠金融总指数*户主金融素养水平		-0.0121*** (0.00293)
工具变量*户主金融素养水平	-2.44e-05 (0.000728)	
控制变量	控制	控制
工具变量	-0.0808*** (0.0168)	
$\rho_{\epsilon\mu}$		-0.000565 (0.0176)
Wald test ( $\rho_{\epsilon\mu} = 0$ )	0.00 with Prob > chi2 = 0.9744	
样本量	32568	32568
时间固定效应	固定	固定
省级固定效应	固定	



注:括号内为省级聚类标准误, \*\*\*p<0.01,\*\*p<0.05,\*p<0.1。

表6报告的相关系数 $\rho_{\varepsilon\mu}$ 的1%显著性指出,金融素养对消费多样性的影响由于未观察到的因素而产生了正选择偏差。 $\rho_{\varepsilon\mu} = 0$ 的Wald检验具有统计显著性,表明拒绝原假设(原假设为金融素养与家庭消费多样性之间没有相关性)。在引入工具变量之后,金融素养对家庭消费的多样性依旧显著为正。为进一步分析金融素养指标在本研究之中可靠,接下来本文将讨论金融素养对家庭消费多样性的稳健性检验。

表6 金融素养对家庭消费多样性的影响: ETR模型估计

因变量	户主综合金融素养水平	消费的多样性(g1m)
数字普惠金融总指数(对数)	-0.126*** (0.0474)	0.0354*** (0.00873)
户主综合金融素养水平		0.176*** (0.0463)
数字普惠金融总指数*户主金融素养水平		-0.0453*** (0.00716)
工具变量*数字普惠金融总指数	8.249*** (2.249)	
控制变量	控制	控制
工具变量	-26.85** (11.45)	
$\rho_{\varepsilon\mu}$		0.101*** (0.00987)
Wald test ( $\rho_{\varepsilon\mu} = 0$ )	104.10***, with Prob > chi2 = 0.0000	
样本量	33060	33060
时间固定效应	固定	固定
省级固定效应	固定	

注:括号内为省级聚类标准误, \*\*\*p<0.01,\*\*p<0.05,\*p<0.1。

#### (四) 稳健性检验

替换核心解释变量替换核心解释变量的稳健性检验结果见表7。从中可知,本文核心结论在替换金融素养为因子分析得出的金融素养之后依然成立,具有较强的可靠性和适用性,亦不会因核心解释变量不同度量方法发生较大改变。证明本文实证结果是稳定可靠的。

表7 金融素养的稳健性检验

因变量: 消费多样性	
数字普惠金融总指数(对数)	0.0230*** (0.00880)
户主金融素养水平(因子分析)	0.0343*** (0.0112)
数字普惠金融总指数*户主金融素养水平(因子分析)	-0.0120*** (0.00245)
控制变量	控制
样本量	33060
时间固定效应	固定
省级固定效应	固定

注:括号内为省级聚类标准误, \*\*\*p<0.01,\*\*p<0.05,\*p<0.1。

## 五、机制检验与异质性分析

前文的实证指出，数字普惠金融与金融素养对居民消费多样性的影响存在替代效应。考虑到金融素养的分布不平衡导致数字普惠金融对消费多样性并不只存在正向的影响。为进一步解释替代效应的缘由，本文将根据现有理论进一步分析。

下面将采用了与基准回归相同的模型，进一步分析数字普惠金融与金融素养对消费多样性替代关系中可能的机制。表 8 的结果表明，在本文列举的潜在机制中，任何一种机制渠道都不能被排除。

### （一）机制的检验

1. 对于收入机制的检验。表 8 第（1）列以家庭人均收入作为因变量并采用基准回归模型进行分析。从回归结果来看数字普惠金融与金融素养对居民可支配收入的影响表现出显著的互补作用，居民收入并没有表现出受到供需两侧不匹配的制约。通过完善基础设施，数字普惠金融可以降低居民的交易成本，帮助居民创新创业，进而创收增收，缩小居民收入差距。而需求侧的居民金融素养发展不足，则表现出抑制居民收入。在金融素养不足的情况下，数字普惠金融依靠金融服务的普及化和便捷化依然能满足需求侧的一部分金融服务需求，在促进居民可支配收入的影响中产生互补效果。表 9 第（1）列对收入机制变量的回归结果表明，数字普惠金融与金融素养的互补作用虽然可以帮助居民提高收入水平，但是所增加的收入并不显著使用于消费多样性。

2. 对于预防性储蓄机制的检验。表 8 第（2）、（3）和（4）列分别以家庭人均家庭存款、家庭储蓄率<sup>①</sup>以及家庭存款占比<sup>②</sup>为因变量，考量可能的预防性储蓄机制。从表 8 中观测（2）、（3）列数字普惠金融的估计结果显示，数字普惠金融服务帮助家庭增加存储蓄的同时促进消费。结合第（1）列对收入机制的分析，数字普惠金融能帮助家庭创收增收，进而增加储蓄促进消费。但是从估计结果来看，相较于促进消费，数字普惠金融服务目前的发展更倾向于增加居民储蓄。从表 8 中第（2）和（4）列对金融素养的估计结果来看，目前居民金融素养水平虽然能帮助家庭使用一些金融工具，但家庭存款依然占据家庭金融资产的主要位置。结合表 9，估计结果表明数字普惠金融与金融素养的互补关系在一定程度上丰富家庭对金融工具的使用行为，但家庭的高储蓄动机依然阻碍着储蓄向家庭消费多样性的转化。

3. 对于流动性约束机制的检验。表 8 第（5）和（6）列以家庭流动资产和家庭负债收入比为因变量，考察流动性约束机制。从估计结果来看，数字普惠金融能帮助家庭持有更多的流动资产和信贷，而家庭金融素养的不足进一步加深了家庭的资产端流动性约束。由于数字化的便利性，无论是从资产端还是负债端，我国居民家庭可以借助数字普惠金融满足一定程度的流动性需求。但是结合表 9 的估计结果，数字普惠金融的便捷带来的流动性不能成为转化为丰富家庭消费选择的来源。

上述三种机制的实证结果指出，收入机制、预防性储蓄机制以及流动性约束机制仍然制约着家庭消费多样性选择。造成制约的原因是居民金融素养并不能匹配数字普惠金融的发展。

<sup>①</sup>储蓄率=(总收入-总消费)/总消费（总消费>=总收入）；储蓄率=(总收入-总消费)/总收入（总收入>总消费）

<sup>②</sup>家庭存款占比=家庭存款/金融资产

表 8

核心变量对中介变量的影响

	因变量选取					
	收入 (1)	存款 (2)	储蓄率 (3)	存款占比 (4)	流动资产 (5)	负债收入比 (6)
数字普惠金融总指数	0.541*** (0.0845)	0.503*** (0.175)	-0.137*** (0.0229)	0.0362 (0.0295)	0.699*** (0.162)	2.421*** (0.879)
户主金融素养水平	-0.284*** (0.0554)	-0.565*** (0.116)	-0.00979 (0.0225)	0.0794*** (0.0307)	-0.213** (0.103)	-0.943 (0.711)
数字普惠金融总指数*户主金融素养水平	0.0878*** (0.0114)	0.152*** (0.0255)	-0.00198 (0.00473)	-0.0168** (0.00654)	0.104*** (0.0223)	0.266* (0.149)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	33060	20908	33060	16601	32012	17522
时间固定效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定
省级固定效应	固定	固定	固定	固定	固定	固定

注:括号内为省级聚类标准误, \*\*\*p<0.01,\*\*p<0.05,\*p<0.1。

表 9 潜在机制对消费多样性的影响

因变量: 消费多样性	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
家庭人均收入	-0.00709*** (0.00118)				
家庭存款		-0.0106*** (0.000895)			
家庭存款占比			-0.0120*** (0.00435)		
家庭流动资产				-0.0128*** (0.000659)	
家庭负债收入比					-8.04e-07 (5.48e-05)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	33060	20908	16601	32012	17522
时间固定效应	固定	固定	固定	固定	固定
省级固定效应	固定	固定	固定	固定	固定

注:括号内为省级聚类标准误, \*\*\*p<0.01,\*\*p<0.05,\*p<0.1。

## (二) 机制的异质性分析

为了分析上述三种机制中究竟哪种机制是对数字普惠金融与金融素养对消费多样性影响制约最严重的。我们对三种机制进行了异质性分析。仍然采用了与基准回归相同的模型。表 10 中可以看出,收入机制和流动性约束机制对数字普惠金融与金融素养替代关系不敏感,原因可能是收入和流动性的限制主要来自微观主体存在的金融生态当中,受个体主管影响不显著。而通过表 10 第(2)的估计表明,家庭的预防性储蓄动机对数字普惠金融与金融素养对消费多样性影响制约最严重的,我国居民仍具有较强预防性储蓄动机。原因可能来自两方面。从宏观角度出发,经济波动显著影响了消费过度敏感性(陈太明, 2022)。另外,从微观角度出发,我国居民金融素养仍处于低位,理财规划和风险意识的缺失以及对金融市场新技术、新产品的不了解,使得需求侧难以响应供给侧的发展。

表 10

机制异质性分析

因变量：消费多样性	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字普惠金融总指数*户主金融素养水平*收入	0.00271 (0.00258)				
数字普惠金融总指数*户主金融素养水平*家庭存款		0.00295* (0.00174)			
数字普惠金融总指数*户主金融素养水平*家庭存款占比			0.0123 (0.0108)		
数字普惠金融总指数*户主金融素养水平*流动资产				0.00122 (0.00126)	
数字普惠金融总指数*户主金融素养水平*负债收入比					2.05e-05 (0.000334)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	33060	20908	16601	32012	17522
时间固定效应	固定	固定	固定	固定	固定
省级固定效应	固定	固定	固定	固定	固定

注:括号内为省级聚类标准误, \*\*\*p<0.01,\*\*p<0.05,\*p<0.1。

## 六、进一步分析

Rooij 等人 (2011) 将金融素养分为初级和高级两种类型, 并发现初级金融素养能够有效提高家庭的股票持有率。然而, 当考虑到高级金融素养时, 初级金融素养对股票市场参与程度的影响减弱甚至消失。另外, Niu 等人 (2020) 的研究发现, 无论是高级还是初级金融素养, 它们都与个体制定养老退休计划倾向呈现显著正相关关系。然而, 在同时考虑这两种素养的情况下, 只有高级金融素养与退休计划密切相关。因此, 将金融素养分为基础<sup>①</sup>、高级金融素养对金融素养作用机制的深入理解为进一步研究提供了新的思路。

本文为进一步分析数字普惠金融与金融素养对消费多样性的影响, 将金融素养分为基础金融素养以及高级金融素养并再次进行回归分析。仍然采用了与基准回归相同的模型。回归结果如表 11 所示。有高级金融素养的家庭所选择的消费品个性化、多样化特征越明显。数字普惠金融与不同类型金融素养交互项回归结果指出, 基础金融素养所代表的基础金融知识和能力并不能显著响应数字普惠金融, 而数字普惠金融也不能满足基于高级金融素养的需求。金融素养越高的居民所选择的消费品个性化特征越明显, 可能该地区的数字普惠金融无法满足其个性化的金融需求, 高金融素养个体转向寻求其他具有替代功能的工具或市场有关 (潘英丽, 2003; 张鹏和于伟, 2018)。

<sup>①</sup> 基础金融素养为复利、通货膨胀问题回答正确与否得分加总; 高级金融素养代表辨别不同金融工具风险问题回答正确与否得分。

表 11 进一步估计结果

因变量：消费多样性	(1)
数字普惠金融总指数	0.0174** (0.00849)
户主基础金融素养水平	0.00979 (0.0140)
户主高级金融素养水平	0.0812*** (0.0236)
数字普惠金融总指数*户主基础金融素养水平	-0.00445 (0.00302)
数字普惠金融总指数*户主高级金融素养水平	-0.0220*** (0.00513)
户主控制变量	控制
家庭控制变量	控制
地区控制变量	控制
样本量	33060
时间固定效应	固定
省级固定效应	固定

注:括号内为省级聚类标准误, \*\*\*p<0.01,\*\*p<0.05,\*p<0.1。

## 七、结论与建议

本文主要研究了数字普惠金融与居民金融素养对我国居民消费多样性的影响,并检验了其中可能存在的传导机制。研究表明:首先,数字普惠金融和金融素养都对居民消费多样性具有显著的正向影响。其次,二者对消费多样性的影响存在替代效应,尤其是对于具备高级金融素养的居民。第三,通过机制检验和进一步分析发现替代效应的原因是,由于数字普惠金融缺乏个性化、多样性的发展,并且居民金融素养仍处于较低水平不能匹配数字普惠金融的发展。

基于本文的结论,提出两方面的建议。首先,政府应要重视金融基础教育。推行“数字普惠金融”同时还要注重群众基础。居民要有对金融市场产品和服务的更深度的把握才能更好地响应数字普惠金融的发展。其次,促进数字普惠金融的建设要考虑居民的金融素养水平。数字普惠金融建设不能盲目扩张,要因“需求”制宜,从数字化金融应用场景、丰富移动金融渠道、提高金融智能化、贴合居民的金融风险控制能力等方面,使数字普惠金融不断“飞入寻常百姓家”。

## 参考文献

- [1]Ba, M., Anwar, A., Mughal, M., 2021. Non-farm employment and poverty reduction in Mauritania. *J. Int. Dev.* 49, 0–514.<http://dx.doi.org/10.1002/jid.3533>.
- [2]Bacchetta P, Gerlach S. Consumption and credit constraints: International evidence[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1997, 40(2):207-238. DOI:10.1016/S0304-3932(97)00042-1.
- [3]Banerjee, A. V., and E. Duflo. 2007. “The Economic Lives of the Poor.” *Journal of Economic Perspectives* 21: 141–167. doi:10.1257/jep.21.1.141.

- [4]Beck T , Augusto D L T .The basic analytics of access to financial services[J].*Policy Research Working Paper*, 2006, 16(2):79-117.DOI:10.1111/j.1468-0416.2007.00120.x.
- [5]Beckmann E .Financial Literacy and Household Savings in Romania[J].*Numeracy*, 2013, 6(2).DOI:http://dx.doi.org/10.5038/1936-4660.6.2.9.
- [6]Birthal, P.S., Roy, D., Negi, D.S., 2015. Assessing the impact of crop diversification on farm poverty in India. *World Dev.* 72, 70–92. <http://dx.doi.org/10.1016/j.worlddev.2015.02.015>.
- [7]Brodie R J , Ilic A , Juric B ,et al.Consumer engagement in a virtual brand community: An exploratory analysis[J].*Journal of Business Research*, 2013, 66(1):105-114.DOI:10.1016/j.jbusres.2011.07.029.
- [8]Caballero R J .Consumption puzzles and precautionary savings[J].*Journal of Monetary Economics*, 1990, 25(1):113-136.DOI:10.1016/0304-3932(90)90048-9.
- [9]Campbell J Y , Mankiw N G .The response of consumption to income : A cross-country investigation[J].*European Economic Review*, 1991, 35(4):723-756.DOI:10.1016/0014-2921(91)90033-F.
- [10]Carroll C D .How does Future Income Affect Current Consumption?\*[J].*The Quarterly Journal of Economics*,1994(1):1.DOI:10.2307/2118430.
- [11]Chai A , Rohde N , Silber J .Measuring The Diversity Of Household Spending Patterns[J].*Journal of Economic Surveys*, 2015, 29.DOI:10.1111/joes.12066.
- [12]Chakrabarty M , Mukherjee S .Financial Inclusion and Household Welfare: An Entropy-Based Consumption Diversification Approach[J].*European Journal of Development Research*, 2021(2).DOI:10.1057/s41287-021-00431-y.
- [13]Chu,Pai-Cheng.An object-oriented approach to modeling financial accounting systems[J].*Accounting Management & Information Technologies*, 1992, 2(1):39-56.DOI:10.1016/0959-8022(92)90008-G.
- [14]Chuang, Y., 2019. Climate variability, rainfall shocks, and farmers' income diversification in India. *Econom. Lett.* 174, 55–61. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2018.10.015>.
- [15]Clements, K. W., Wu, Y., & Zhang, J. (2006). Comparing international consumption patterns. *Empirical Economics.*, 31, 1–30.
- [16]Clinton,G,Gudmunson,et al.Family Financial Socialization: Theory and Critical Review[J].*Journal of Family & Economic Issues*, 2011.DOI:10.1007/s10834-011-9275-y.
- [17]Couture V , Faber B , Gu Y ,et al.Connecting the Countryside Via E-Commerce: Evidence from China[J].*Social Science Electronic Publishing*[2023-07-20].
- [18]Dang H A H , Viet Nguyen C .Gender inequality during the COVID-19 pandemic: Income, expenditure, savings, and job loss[J].*World Development*, 2021, 140.DOI:10.1016/j.worlddev.2020.105296.
- [19]Dardanoni, V., 1991, "Precautionary Savings under Income Uncertainty a Cross-sectional Analysis", *Applied Economics*, Vol.101, pp.1104–1113.
- [20]Djido, A.I., Shiferaw, B.A., 2018. Patterns of labor productivity and income diversification – Empirical evidence from Uganda and Nigeria. *World Dev.* 105, 416–427. <http://dx.doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.12.026>.
- [21]Duong P B , Thanh P T , Ancev T .Impacts of off-farm employment on welfare, food security and poverty: Evidence from rural Vietnam: Off-farm employment, Vietnam[J].*International Journal of Social Welfare*, 2020(4).DOI:10.1111/ijsw.12424.
- [22]Duréndez Antonio, Antonia M G .The impact of family influence on financial reporting quality in small and medium family firms[J].*Journal of Family Business Strategy*, 2018:S1877858516300961-.DOI:10.1016/j.jfbs.2018.08.002.
- [23]Firdaus, D., F. Anwar, A. Khomsan, and C. R. Ashari. 2021. "The Factors Associated with Consumption Diversity of Toddlers Aged 24-59 Months." *Amerta Nutrition* 5: 98–104. doi:10.20473/amnt.v5i2.2021.
- [24]Fornero E , Monticone C .Financial literacy and pension plan participation in Italy[J].*Journal of Pension Economics & Finance*, 2011, 10(4):547-564.DOI:10.1017/S1474747211000473.
- [25]Gilchrist S .Why Don't Households Smooth Consumption? Evidence from a \$25 Million Experiment[J]. 2017.
- [26]Jappelli T , Pistaferri L .Fiscal Policy and MPC Heterogeneity[J].*CEPR Discussion Papers*, 2013.DOI:10.1257/mac.6.4.107.

- [27]Jayasinghe M , Smith C .Poverty Implications of Household Headship and Food Consumption Economies of Scales: A Case Study from Sri Lanka[J].*Social Indicators Research: An International and Interdisciplinary Journal for Quality-of-Life Measurement*, 2021, 155.DOI:10.1007/s11205-020-02560-z.
- [28]Johny, J., Wichmann, B., Swallow, B.M., 2017. Characterizing social networks and their effects on income diversification in rural Kerala, India. *World Dev.* 94, 375–392.<http://dx.doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.02.002>.
- [29]Joshi R , Wooldridge J M .Correlated Random Effects Models with Endogenous Explanatory Variables and Unbalanced Panels[J].*Annals of Economics and Statistics*, 2019.DOI:10.15609/annaeconstat2009.134.0243.
- [30]Kassahun, T., A. Tessema, and K. Adbib. 2022. “Analysis of Rural Household Food and Non-food Poverty Status in Ethiopia: The Case Study from Meskan District.” *Food and Energy Security* 11: 1–15. doi:10.1002/fes3.363.
- [31]Kumar R .Personal Savings from Top Incomes and Household Wealth Accumulation in the United States[J].*International Journal of Political Economy*, 2016, 45(3):224-240.DOI:10.1080/08911916.2016.1230448.
- [32]Leng, C., Ma, W., Tang, J., Zhu, Z., 2020. ICT adoption and income diversification among rural households in China. *Appl. Econ.* 52, 3614–3628. <http://dx.doi.org/10.1080/00036846.2020.1715338>.
- [33]Li, J., Ma, W., Renwick, A., Zheng, H., 2020. The impact of access to irrigation on rural incomes and diversification: evidence from China. *China Agric.Econ. Rev.* 12, 705–725.<http://dx.doi.org/10.1108/CAER-09-2019-0172>.
- [34]Liao,Shu-Hsien,Chen,et al.Assessing the influence of leadership style, organizational learning and organizational innovation[J].*The Leadership & Organization Development Journal*, 2017.DOI:10.1108/LODJ-11-2015-0261.
- [35]Lin, L., Chang, H.-H., 2021. Does agro-processing adoption affect farm income and farm diversification? Empirical evidence from Taiwan. *J. Agribus.Dev. Emerg. Econ.*<http://dx.doi.org/10.1108/JADEE-07-2020-0157>, ahead-of-p.
- [36]Liu K , Chamon M D , Prasad E S .Income Uncertainty and Household Savings in China[J].*IMF Working Papers*, 2010, 105(5):164-177.DOI:10.1016/j.jdeveco.2013.07.014.
- [37]Luengo-Prado M J , Gorbachev O .The credit card debt puzzle: the role of preferences, credit risk, and financial literacy[J].*Working Papers*, 2016.DOI:10.13140/RG.2.1.1106.4726.
- [38]Lusardi A., Mitchell O. S..Financial Literacy and Planning: Implications for Retirement Wellbeing[R]. *National Bureau of Economic Research*, 2011.
- [39]Lusardi A., Tufano P.. Debt Literacy, Financial Experiences, and Overindebtedness[J]. *Journal of Pension Economics and Finance*, 2015 ( 4 ) : 332-368.
- [40]Lusardi, A., and Mitchell, O. S., 2007a“Baby Boomer Retirement security: the Roles of Planning,FinancialLiteracy,and Housing Wealth”,*Journal of Monetary Economics*, 54(1), pp. 205–224.
- [41]Ma Wanglin,Vatsa Puneet,Zheng Hongyun,Rahut Dil Bahadur. Nonfarm employment and consumption diversification in rural China[J]. *Economic Analysis and Policy*,2022,76.
- [42]Magne,Paalgard,Flemmen,et al.Class and status: on the misconstrual of the conceptual distinction and a neo-Bourdieuian alternative.[J].*The British journal of sociology*, 2018.DOI:10.1111/1468-4446.12508.
- [43]Oskorouchi, H.R., Sousa-Poza, A., 2021. Floods, food security, and coping strategies: Evidence from afghanistan. *Agric. Econ.* 52, 123–140. <http://dx.doi.org/10.1111/agec.12610>.
- [44]Owusu, V., Abdulai, A., Abdul-Rahman, S., 2011. Non-farm work and food security among farm households in Northern Ghana. *Food Policy* 36,108–118.
- [45]Rooij M V , Lusardi A , Alessie R . Financial literacy and stock market participation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101(2):449-472.
- [46]Seng, K., 2015. The effects of nonfarm activities on farm households’ food consumption in rural Cambodia. *Dev. Stud. Res.* <http://dx.doi.org/10.1080/21665095.2015.1098554>.
- [47]Smith, B., Wilson, J.B., A, J.B., 2016. A consumer’s guide to evenness indices. *Oikos* 76, 70–82.
- [48]Taft M K , Hosein Z Z , Mehrizi S M T .The Relation between Financial Literacy, Financial Wellbeing and Financial

Concerns[J].*International Journal of Business and Management*, 2013.DOI:10.5539/ijbm.v8n11p63.

[49]Vatsa, P., Li, J., Luu, P., & Botero, J. (2022). Internet use and consumption diversity: Evidence from rural China. *Review of Development Economics*, 27. doi:10.1111/rode.12935

[50]Zhou, X., Sun, Y., & Tao, Y. (2023). Does Digital Finance Upgrade Trickle-down consumption effect in China? *Economic Modelling*, 118, 106103. doi:https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.106103

[51]阿丽娅, 王汀汀, 韩复龄. 金融能力、信贷约束缓解与家庭消费——地区差异的视角[J]. *金融评论*, 2021, 13 (04) : 92-110+126.

[52]陈丹, 姚明明. 数字普惠金融对农村居民收入影响的实证分析[J]. *上海金融*, 2019 (06) : 74-77. DOI:10.13910/j.cnki.shjr.2019.06.011.

[53]陈啸, 陈鑫. 普惠金融数字化对缩小城乡收入差距的空间溢出效应[J]. *商业研究*, 2018 (08) : 167-176. DOI:10.13902/j.cnki.syyj.2018.08.020.

[54]杜丹清. 互联网助推消费升级的动力机制研究[J]. *经济学家*, 2017 (03) : 48-54. DOI:10.16158/j.cnki.51-1312/f.2017.03.008.

[55]何宗樾, 宋旭光. 数字普惠金融发展如何影响居民消费[J]. *财贸经济*, 2020, 41 (08) : 65-79. DOI:10.19795/j.cnki.cn11-1166/f.2020.08.005.

[56]黄晨熹. 老年数字鸿沟的现状、挑战及对策[J]. *人民论坛*, 2020, No. 684 (29) : 126-128.

[57]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. DOI:10.19559/j.cnki.12-1387.2020.10.002.

[58]李建军, 韩珣. 普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择[J]. *金融研究*, 2019 (03) : 129-148.

[59]李柳颖, 武佳藤. 新冠肺炎疫情对居民消费行为的影响及形成机制分析[J]. *消费经济*, 2020, 36 (03) : 19-26.

[60]李平, 李伯楷. 数字普惠金融发展与居民消费升级[J/OL]. *统计与决策*, 2023 (13) : 144-149[2023-07-16]. DOI:10.13546/j.cnki.tjyj.2023.13.026.

[61]林欣, 谢静雨, 林素絮. 移动互联网使用对农村家庭不同消费类别的影响研究——基于2018年CFPS数据的实证分析[J]. *兰州学刊*, 2022 (02) : 113-123.

[62]刘悦, 陈雅坤, 李兵. 收入不平等对消费升级的影响——基于奢侈品消费的跨国分析[J]. *经济科学*, 2019 (06) : 30-42.

[63]孟德锋, 田亮, 严伟祥. 金融素养与信用消费行为——以信用卡为例[J]. *金融论坛*, 2019, 24 (11) : 67-80. DOI:10.16529/j.cnki.11-4613/f.2019.11.008.

[64]潘英丽. 论金融中心形成的微观基础——金融机构的空间聚集[J]. *上海财经大学学报*, 2003 (01) : 50-57. DOI:10.16538/j.cnki.jsufe.2003.01.007.

[65]齐红倩, 刘倩含. 数字普惠金融发展对我国居民消费不平等的影响[J]. *经济问题探索*, 2022, No. 483 (10) : 161-172.

[66]钱海章, 陶云清, 曹松威等. 中国数字金融发展与经济增长的理论及实证[J]. *数量经济技术经济研究*, 2020, 37 (06) : 26-46. DOI:10.13653/j.cnki.jqte.2020.06.002.

[67]宋振学, 臧旭恒. 边际效用分段递增的效用函数与预防性储蓄行为[J]. *消费经济*, 2007, No. 125 (01) : 3-6.

[68]孙久文, 李承璋. 需求侧与供给侧结合的消费升级路径研究[J]. *中国人民大学学报*, 2022, 36 (02) : 52-62.

[68]王宝来. 居民金融素养对家庭消费升级的影响——基于异质性和渠道的实证[J]. *时代经贸*, 2022, 19 (04) : 28-32. DOI:10.19463/j.cnki.sdjm.2022.04.005.

[70]王小华, 温涛, 韩林松. 习惯形成与中国农民消费行为变迁: 改革开放以来的经验验证[J]. *中国农村经济*, 2020 (01) : 17-35.

[71]吴锬, 李鸿波. 主观金融素养和客观金融素养对居民消费的影响[J]. *金融与经济*, 2021 (12) : 87-96. DOI:10.19622/j.cnki.cn36-1005/f.2021.12.010.

[72]吴锬, 吴卫星. 金融素养对居民信用卡使用的影响[J]. *北京工商大学学报(社会科学版)*, 2018, 33 (04) : 84-95.

[73]吴卫星, 张旭阳, 吴锬. 金融素养与家庭储蓄率——基于理财规划与借贷约束的解释[J]. *金融研究*, 2021 (08) : 119-137.

[74]肖作平, 张欣哲. 制度和人力资本对家庭金融市场参与的影响研究——来自中国民营企业家的调查数据[J]. *经济研*



究, 2012, 47 (S1) : 91-104.

[75] 星焱. 农村数字普惠金融的“红利”与“鸿沟”[J]. *经济学家*, 2021 (02) : 102-111. DOI: 10. 16158/j. cnki. 51-1312/f. 2021. 02. 011.

[76] 徐铭延, 贺翔, 阎永哲. 数字普惠金融助力低收入居民消费扩容升级研究——以浙江省宁波市为例[J]. *经营与管理*, 2019, No. 421 (07) : 18-22. DOI: 10. 16517/j. cnki. cn12-1034/f. 2019. 07. 047.

[77] 杨柳, 刘芷欣. 金融素养对家庭商业保险消费决策的影响——基于中国家庭金融调查 (CHFS) 的分析[J]. *消费经济*, 2019, 35 (05) : 53-63.

[78] 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.

[79] 尹志超, 刘泰星, 张逸兴. 数字金融促进了居民就业吗? [J]. *福建论坛 (人文社会科学版)*, 2021 (02) : 98-112.

[80] 张号栋, 尹志超. 金融知识和中国家庭的金融排斥——基于 CHFS 数据的实证研究[J]. *金融研究*, 2016, No. 433 (07) : 80-95.

[81] 张浩, 易行健, 周聪. 房产价值变动、城镇居民消费与财富效应异质性——来自微观家庭调查数据的分析[J]. *金融研究*, 2017 (08) : 50-66.

[82] 张梦林, 李国平. 普惠金融、家庭异质性与消费结构升级[J]. *经济纵横*, 2021 (02) : 116-128. DOI: 10. 16528/j. cnki. 22-1054/f. 202102116.

[83] 张鹏, 于伟. 金融集聚对城市化发展效率的非线性效应——基于 284 个城市的门槛回归分析[J]. *云南财经大学学报*, 2018, 34 (02) : 60-68. DOI: 10. 16537/j. cnki. jynufe. 000280.

[84] 张勋, 万广华, 张佳佳等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. *经济研究*, 2019, 54 (08) : 71-86.

[85] 张昭昭. 数字普惠金融助力我国居民消费扩容提质的影响机制[J]. *商业经济研究*, 2020, No. 806 (19) : 163-166.

[86] 赵保国, 盖念. 互联网消费金融对国内居民消费结构的影响——基于 VAR 模型的实证研究[J]. *中央财经大学学报*, 2020 (03) : 33-43. DOI: 10. 19681/j. cnki. jcufe. 2020. 03. 004.

[87] 周洋, 王维昊, 刘雪瑾. 认知能力和中国家庭的金融排斥——基于 CFPS 数据的实证研究[J]. *经济科学*, 2018, No. 223 (01) : 96-112.

[88] 朱涛, 钱锐, 李苏南. 金融素养与教育水平对家庭金融行为影响的实证研究[J]. *金融纵横*, 2015 (05) : 85-93.