

# 数字普惠金融是否推动居民消费“扩容提质”

## ——来自省级面板数据的证据

王志红<sup>1\*</sup>, 安然<sup>2#</sup>, 李鹏涛<sup>2</sup>, 路德富<sup>3</sup>

<sup>1</sup>河南省第五地质大队有限公司, 河南 郑州

<sup>2</sup>河南财政金融学院金融学院, 河南 郑州

<sup>3</sup>河南省第一地质大队有限公司, 河南 郑州

收稿日期: 2024年1月22日; 录用日期: 2024年2月8日; 发布日期: 2024年3月27日

### 摘要

消费是国民经济的重要组成部分,是人民生活水平的重要体现。近年来,随着我国经济结构调整的深入,以消费为代表的内需成为拉动我国经济增长的重要动力。如何合理有效地促进消费增长,成为我国经济发展中的时代命题。本文基于2012~2021年的中国省级面板数据,实证分析数字普惠金融在推动居民消费“扩容提质”中的作用。研究发现:1) 数字普惠金融能显著推动居民消费扩容提质。在回归分析中,数字普惠金融对居民消费扩容提质的系数均在5%的显著水平下显著为正值。数字普惠金融对居民消费扩容的解释力度要强于对消费提质的解释力度。2) 数字普惠金融推动居民消费扩容提质的作用存在区域差异性,其中东部地区,数字普惠金融更多地推动居民消费扩容,但对消费提质的推动并不显著,在西部地区恰好相反。3) 在不同分位数水平下,数字普惠金融对居民消费扩容的回归系数并不显著为正,在分位数低于25%的水平下,回归系数显著为正,高于25%的水平,回归系数不显著,说明数字普惠金融对居民消费扩容的推动作用呈现非线性特点。数字普惠金融对居民消费提质的影响具有稳定的线性特质。通过实证分析,更加详细地展示了数字普惠金融对居民消费扩容提质的不同作用,有助于政策的进一步调整和深化。

### 关键词

数字普惠金融, 居民消费, 扩容提质

# Does Digital Inclusive Financing Promote “Capacity Expansion and Quality Improvement” of Household Consumption?

## —Evidence from Provincial Panel Data

\*第一作者。

#通讯作者。

Zhihong Wang<sup>1\*</sup>, Ran An<sup>2#</sup>, Pengtao Li<sup>2</sup>, Defu Lu<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Henan Fifth Geological Brigade Co., Ltd., Zhengzhou Henan

<sup>2</sup>School of Finance, Henan Finance University, Zhengzhou Henan

<sup>3</sup>Henan First Geological Brigade Co., Ltd., Zhengzhou Henan

Received: Jan. 22<sup>nd</sup>, 2024; accepted: Feb. 8<sup>th</sup>, 2024; published: Mar. 27<sup>th</sup>, 2024

## Abstract

Consumption is an important part of a national economy. In recent years, as China's economic restructuring deepened, domestic demand represented by consumption has become an essential drive to fuel the economic growth in China. How to promote consumption growth reasonably and effectively has become the major task of this era. Based on China's provincial panel data from 2012 to 2021, this paper empirically analyzes the role of digital inclusive financing in promoting the capacity expansion and quality improvement of household consumption. The findings are as follows: 1) Digital inclusive financing can significantly promote capacity expansion and quality improvement of household consumption. In the regression analysis, the coefficient of digital inclusive financing to expansion and improvement of household consumption is significantly positive at the significant level of 5%. The explanation of the expansion of household consumption by digital inclusive financing is stronger than the explanation of the improvement of consumption. 2) There are regional differences in the role of digital inclusive financing in promoting the capacity expansion and quality improvement of household consumption. In the eastern regions, digital inclusive financing better promotes the expansion, but its effect on the improvement is not significant, which is just the opposite in the western regions. 3) At different quantile levels, the regression coefficient of digital inclusive financing to capacity expansion of household consumption is not significantly positive. When the quantile is less than 25%, the coefficient is significantly positive; when it is more than 25%, the coefficient is not significantly positive, which indicates that the impact of digital inclusive financing on capacity expansion of household consumption presents non-linear characteristics, but the influence on quality improvement shows stable and linear characteristics. Through empirical analysis, this paper details the different effects of digital inclusive financing on the capacity expansion and quality improvement of household consumption, which is conducive to the further adjustment and deepening of policies.

## Keywords

Digital Inclusive Financing, Household Consumption, Capacity Expansion and Quality Improvement

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

消费扩容提质是新时期经济高质量发展的重要体现和必然要求。习近平总书记在不同场合多次强调“建立和完善扩大居民消费的长效机制”，“扩大居民消费，提升消费层次”。推动消费扩容提质，提升居民生活的满足感，成为当今时代的重要课题。近年来，在新冠疫情、国际环境恶化等叠加冲击下，居民消费不增反降，国家统计局数据显示，2022年全国居民人均消费支出较2021年实际下降0.2%，城乡

居民人均消费水平仍然存在着巨大的差距,生存型消费支出占比较大,居民消费水平亟待提升,消费结构亟待改善。从原因来看,收入不平衡[1]、收入不确定性[2]、居民流动性约束[3]、金融排斥[4]等因素抑制了我国居民消费的发展。

数字金融是指持牌的相关金融机构运用数字技术,精确地为客户提供智能化、个性化和定制化的金融服务。与传统金融比较,其兼具数字技术与普惠金融的属性,能够“低成本、高效率、广覆盖、可持续”地为中低收入者和弱势群体提供低成本的金融服务[5]。从理论上讲,数字金融有效推动消费范围和消费群体扩容。在互联网和电子商务交织的社会生产消费体系中,数字金融通过跨区域结算、智能金融等方式,突破传统物理距离的限制,为更广泛的消费群体提供金融服务;同时,数字普惠金融对消费者行为、社会关系等进行大数据分析,精准定位客户消费需求,针对性提供金融服务,进一步优化消费结构,提升消费质量。

虽然现有文献从数字金融与农村消费[6]乡消费差距[7]、相对贫困[8]等多方面展开讨论,但从数字普惠金融与居民消费关系的重要性和复杂性来看,现有的研究数量相对不足,数字金融是否推动消费扩容提质,充分发挥金融在消费中的作用,有待进一步探讨和验证。本文可能的边际贡献为:1) 本文将居民消费分为扩容和提质两个层面,进一步探讨数字普惠金融对两个层面的作用,丰富该领域的研究。2) 运用分位数回归,打破传统回归的“平均效应”,聚焦不同消费水平下数字普惠金融对居民消费的作用,有利于针对性地改变数字普惠金融的策略或政策,提升数字普惠金融对居民消费推动的效率。

## 2. 文献综述与理论假说

### 2.1. 数字普惠金融推动消费扩容

首先,数字普惠金融通过提升消费支付效率推动消费扩容。居民消费具有分散化、小金额、多次性等特征,对支付的安全,支付结算的效率等方面要求高,传统的支付结算模式无法满足日益增长的跨区域网购支付需求,也无法高效支持大批量、小规模的资金结算需求,制约了居民消费数量的增长。数字普惠金融与传统金融相比,其数字化技术属性尤为突出。数字技术一方面打破了居民消费的路径依赖效应[9],扩大了金融服务覆盖范围;另一方面,数字普惠金融通过优化支付流程、快速配对结算、增强支付安全等,减少了居民的时间成本和交易成本,提升了居民消费支付效率[10]。Gomber 等[11]从前台和后台的视角,进一步阐释了居民支付效率的提升,他提出由于数字化技术的发展,金融业在交付与服务层面持续推进,在前台页面和后台处理过程中的关联性和信息处理速度都更加完善,从而提升了金融服务支付的效率。

其次,数字普惠金融通过其普惠特征,扩大金融服务范围推动消费扩容。数字普惠金融可以突破金融服务的二八法则,提供更优质的金融服务给长期受到信贷歧视和受到传统金融排斥的弱势群体,给消费者带来数字红利[12]。从信息角度来看,数字普惠金融旨在促进信息流通和价格发现,能够降低金融服务门槛,打通金融服务“最后一公里”,“数字化+普惠金融”的方式能够为更多的弱势群体提供便利的金融服务[13]。

依据上述分析,本文提出如下假设以待验证:

H1: 数字普惠金融推动消费扩容。

### 2.2. 数字普惠金融推动消费提质

数字普惠金融对居民消费质量的作用主要体现在三个方面。一是数字普惠金融继承了传统消费金融的特质,为消费者提供分期付款、消费贷款等服务,缓解了居民的流动性约束,有助于居民通过分期购买发展性消费品[14];二是数字普惠金融的便利性降低了居民的预防性储蓄,减少了家庭因面临的不确定

因素而进行预防性储蓄的额度，激发消费需求、推动消费升级[15]；三是普惠金融可以使每个家庭获得公平且负担得起的金融服务，特别是能够让弱势群体平滑消费，合理配置资源，降低金融风险，增加居民收入，推动消费质量提升[16]。

依据上述分析，本文提出第二个假设以待验证：

H2：数字普惠金融推动居民消费的“提质”。

### 2.3. 数字普惠金融对居民消费“扩容提质”的异质性假说

考虑到我国各省级区域的数字普惠金融发展水平、居民消费习惯等情况，数字金融对居民消费的影响存在一定的差异。数字普惠金融功能的发挥，受到数字基础设施、技术水平，居民对数字普惠金融的接受程度等多种因素影响，通常而言，数字基础设施越健全，居民使用数字普惠金融越便利；数字普惠金融技术水平越高，数字普惠金融就越能稳定地发挥其功能；居民对数字普惠金融接受程度越高，数字普惠金融的优越性越能得以体现。由于数字普惠金融的优势在于普惠性，因此对消费扩容的影响应该更为明显。消费提质的影响因素更为复杂，通常，居民消费质量的提升主要取决于收入水平的高低和居民财富的多少，在金融方面，金融服务便利程度对其有正向影响。东部地区经济发达，居民财富较多，相对而言，数字普惠金融对其消费质量的影响较小。西部地区经济欠发达，传统金融服务的覆盖范围较小，居民消费质量的改善对数字普惠金融更加敏感。考虑到我国经济从西向东依次增强的趋势及数字普惠金融、消费扩容等与经济发展水平的密切关系，本文提出第三，四个假设：

H3：在东部地区，数字普惠金融对消费扩容的作用更强，中部地区次之，西部地区最弱。

H4：在东部地区，数字普惠金融对消费提质的作用较小，中部地区次之，西部地区最强。

## 3. 模型构建与变量说明

### 3.1. 模型构建

基于数字普惠金融与居民消费的理论分析与基本假设，构建如下基础模型：

$$HCE_{it} = \alpha + \beta \times DFI + \sum \gamma_i \times controls_{it} + \phi_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$QHC_{it} = \alpha^{qhc} + \beta^{qhc} \times DFI + \sum \gamma_i^{qhc} \times controls_{it} + \phi_i^{qhc} + \eta_t^{qhc} + \varepsilon_{it}^{qhc} \quad (2)$$

其中下标  $i$ 、 $t$  分别表示省份和年份， $\alpha$  与  $\alpha^{qhc}$  分别表示 1.1 和 1.2 的截距项， $\beta$  与  $\beta^{qhc}$  分别为数字普惠金融指数对居民消费水平和居民消费质量的影响系数， $\gamma_i$  与  $\gamma_i^{qhc}$  分别为模型 1、模型 1 中控制变量系数， $\phi_i$  与  $\phi_i^{qhc}$  表示省份固定效应， $\eta_t$  与  $\eta_t^{qhc}$  表示时间固定效应， $\varepsilon_{it}$  与  $\varepsilon_{it}^{qhc}$  表示随机扰动项。HCE 代表消费扩容，QHC 代表居民消费提质；DFI 代表数字普惠金融指数；Controls 表示影响居民消费水平的控制变量，包括政府因素、人均基本养老保险支出、人均基本医疗保险支出、价格稳定程度、物流水平和产业结构、人均可支配收入、经济发展水平、传统金融发展程度。

### 3.2. 变量选取与数据来源

#### 3.2.1. 消费扩容(HCE)

结合国家发展改革委、中宣部、财政部、商务部、人民银行等二十三个部门联合印发的《关于促进消费扩容提质加快形成强大国内市场的实施意见》中对消费扩容提质的表述，消费扩容可以理解为居民消费规模的增加。学者的研究中，部分学者用平均消费倾向表示消费扩容[17]，但由于政府转移支付、人数变动、无收入居民等因素影响导致指标数据偏差，为此，本文采用居民人均消费支出来衡量我国居民的消费扩容，该指标直接观测人数和消费量，剔除了收入变动的的影响，相对稳定。



### 3.2.2. 居民消费质量(QHC)

上一世纪 80 年代中期,国内关于消费质量的研究兴起。尹世杰、厉以宁等学者编著的《消费经济学》为国内的消费质量研究奠定了基础[18]。从对消费质量的研究文献来看,部分学者将消费结构升级作为消费质量的代表[19],也有学者将二者做了区分,认为消费质量偏重消费品质量,消费结构范围更广泛。从测算上看,大部分学者将消费品分为生存型和发展享乐型[20],用来衡量消费质量,实际上也是消费结构的划分。本文在此沿用陈享光和黄宝竹的划分,用发展型消费和总消费的比重衡量居民消费质量。本文将教育文化娱乐消费、生活用品及服务消费、交通通信消费、医疗保健消费和其他用品及服务消费归为发展型消费。

### 3.2.3. 核心解释变量

数字普惠金融发展水平(DFI)。本文采用北京大学数字普惠金融指数衡量各省数字金融发展水平。该指数包含每万人拥有支付宝账号数量、人均支付笔数、每万支付宝成年用户中有互联网消费贷的用户数等 33 个指标,并分为数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度三个子指数。覆盖广度主要用第三方支付绑定银行卡数量来衡量数字金融的覆盖面积;用居民实际使用数字金融服务的情况表示使用深度,包含实际使用总量指标和活跃度指标,更加全面地衡量数字金融的使用深度;用便利性、低成本和信用化等指标衡量数字化程度。整体来看,该指数较为全面地反映我国数字金融的程度,被大量学者广泛应用,具有代表性和权威性。

### 3.2.4. 控制变量选取

① 政府因素(Gov):政府因素对经济体系具有重要影响,其影响居民消费的路径主要有四个方面:一是政府转移支付直接增加居民收入;二是税收政策影响居民收入和消费;三是财政支出拉动经济发展,间接提升居民收入,进一步拉动居民消费;四是政府直接进行消费调控,例如消费券补贴等。由于不同区域政府政策的差异,很难精准统计每一部分的影响,本文参照何雄浪和李俊毅[21]的做法,采用政府财政支出占 GDP 的比重衡量政府因素,该指标对居民消费的影响方向性上并不显著。② 人均基本养老保险支出(PSIP),该指标衡量越大,表明养老保障越强,居民预防性储蓄越低,可能促进居民消费;但养老保险缴纳金额较大,也可能会降低当前居民消费水平;③ 人均基本医疗保险支出(PBMIP),该指标衡量越大,表明医疗保障越强,居民预防性动机的货币需求减弱,而相应的交易性货币需求会增加,对居民消费有一定刺激作用,因此正向影响居民消费;④ 物价水平(PS),物价水平稳定的情况下,随着生活水平的提升,居民消费水平提升,但物价水平快速上升会导致居民消费水平的下降;⑤ 物流水平(PD),该指标衡量越大,表明我国电商业务越发达,居民的各类需求更容易得到满足,能够推动居民消费;但我国物流基础设施网络建设还不够完善,且近年来受新冠疫情影响,物流水平受到很大限制,可能会抑制居民消费;⑥ 产业结构(Indu),该指标衡量越大,表明我国服务业发展越好,对居民消费具有一定的刺激作用,正向影响居民消费。⑦ 人均可支配收入(PCDI)。收入是支出的前提和保障,通常情况下,收入越高,消费数量表现为上升趋势,消费质量也会提升。⑧ 经济发展水平(EDL),经济发展水平反映一个地区的经济发展状态,包括区域消费水平和收入状态,通常经济发展水平越高,居民消费水平和消费质量都会提升。⑨ 传统金融发展程度(TFL)。传统金融发展程度越高,居民得到的金融服务就越丰富,金融资源可得性更强。因此,传统金融发展程度对居民消费水平和消费质量的影响亦是正向的。

### 3.2.5. 数据来源

表 1 中被解释变量和控制变量数据来源于《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国区域经济社会统计年鉴》《中国人口统计年鉴》等,少量缺失数据利用插值法进行补全。

核心解释变量数据来自北京大学数字金融研究中心课题组发布的《数字普惠金融指数》,该指数采

用蚂蚁金服的交易账户大数据，由北京大学数字金融研究中心与蚂蚁金服集团合作编制，本文选取2012~2021年的数据进行实证检验。

**Table 1.** Variable description table

**表 1.** 变量说明表

| 变量分类   | 符号      | 变量名称       | 计算方法                    | 对 HCE 的影响 | 对 QHC 的影响 |
|--------|---------|------------|-------------------------|-----------|-----------|
| 被解释变量一 | HCE     | 消费扩容       | 居民人均消费支出                |           |           |
| 被解释变量二 | QHC     | 居民消费质量     | 发展型消费/总消费               |           |           |
| 核心解释变量 | DFI     | 数字普惠金融发展水平 | 北大数字普惠金融发展指数            | +         | +         |
|        | DFI1    | 子指数        | 覆盖广度指数                  | +         | +         |
|        | DFI2    |            | 使用深度指数                  | +         | +         |
|        | DFI3    |            | 数字化程度指数                 | +         | +         |
| 控制变量   | GOV     | 政府因素       | 政府财政支出/GDP              | +/-       | +/-       |
|        | lnPSIP  | 人均基本养老保险支出 | 基本养老保险基金支出/实际领取待遇人数，取对数 | +/-       | +/-       |
|        | lnPBMIP | 人均基本医疗保险支出 | 基本医疗保险基金支出/参保人数，取对数     | +         | +         |
|        | lnPS    | 物价水平       | 居民消费价格指数(CPI)，取对数       | -         | -         |
|        | lnPD    | 物流水平       | 快递业务收入，取对数              | +         | +         |
|        | Indu    | 产业结构       | 第三产业增加值/GDP             | +         | +         |
|        | PCDI    | 人均可支配收入    | 统计局网站直接获得               | +         | +         |
|        | EDL     | 经济发展水平     | GDP/区域人口数量              | +         | +         |
|        | TFL     | 传统金融发展程度   | 区域金融产业增加值/GDP           | +         | +         |

注：本文符号不区分大小写。

## 4. 实证与分析

### 4.1. 基准回归

本文首先通过 F 检验和豪斯曼检验对面板数据进行模型筛选，由表 2 可知，扩容样本和提质样本的 F 检验拒绝混合效应，说明存在明显的个体效应。扩容样本中豪斯曼检验拒绝个体效应中的随机效应，最终选择固定效应模型；提质样本最终选择随机效应。

**Table 2.** Panel model selection test

**表 2.** 面板模型选择检验

|      |              | 检验结果                     | 混合效应 or 个体效应 | 固定效应 or 随机效应 |
|------|--------------|--------------------------|--------------|--------------|
| 扩容样本 | F Test       | Prob > F = 0.0000        | 个体           |              |
|      | Hausman Test | Prob > $\chi^2$ = 0.0007 |              | 固定           |
| 提质样本 | F Test       | Prob > F = 0.0000        | 个体           |              |
|      | Hausman Test | Prob > $\chi^2$ = 0.3211 |              | 随机           |

注：为了数据的整齐统一，本文的实证数据最多保留小数点后四位。

表 3 中(1)~(2)分别给出剔除控制变量和加入控制变量下数字普惠金融指数对消费扩容的回归系数，可以看出系数值均为正，且在 5%的置信度下显著为正，表明数字金融对消费扩容有显著的正向作用，验证了 H1 成立。同时，对比无控制变量和有控制变量的情况，模型(1)调整后 R<sup>2</sup>为 0.423，表明数字金融指数对消费扩容的解释力度有 42.3%。模型(2)调整后 R<sup>2</sup>为 0.971，远远大于模型(1)的数值，表明增加控制变量后模型的解释能力更强。从控制变量的系数来看，政府因素和价格稳定程度对消费扩容的影响并不显著，说明其对消费扩容的影响并不明显，主要原因在于政府因素和物价因素的影响范围广，关系复杂，在数据特质上表现不太明显。传统金融发展程度的回归系数为负值，且在 10%的显著水平下显著，可以理解为随着数字普惠金融的普及，在一定程度上替代了传统金融业务，从而导致系数为负。其他控制变量在 10%的显著水平上显著，且方向符合前文假设。

**Table 3.** Regression coefficients  
**表 3.** 回归系数表

| 变量                 | (1)<br>消费扩容           | (2)<br>消费扩容          | (3)<br>消费提质           | (4)<br>消费提质           |
|--------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 数字普惠金融指数           | 0.0043***<br>(0.0002) | 0.0006**<br>(0.0003) | 0.0195***<br>(0.0029) | 0.0200***<br>(0.0046) |
| 人均基本养老保险支出         |                       | 0.0340*<br>(0.0192)  |                       | 0.8960<br>(1.031)     |
| 人均基本医疗保险支出         |                       | 0.0459*<br>(0.0225)  |                       | -1.8770*<br>(1.119)   |
| 物流水平               |                       | 0.0741**<br>(0.0351) |                       | -0.915<br>(0.693)     |
| 物价水平               |                       | -0.412<br>(0.419)    |                       | 37.06***<br>(10.56)   |
| 产业结构               |                       | 0.247**<br>(0.110)   |                       | 11.92***<br>(4.151)   |
| 人均可支配收入            |                       | 0.327***<br>(0.0487) |                       | -0.0181<br>(1.498)    |
| 经济发展水平             |                       | 0.0297<br>(0.0205)   |                       | -0.350<br>(0.530)     |
| 传统金融发展程度           |                       | -1.320*<br>(0.675)   |                       | 14.18<br>(16.80)      |
| 政府因素               |                       | -0.003<br>(0.0019)   |                       | -16.36***<br>(4.263)  |
| 常数项                | 0.702***<br>(0.0425)  | 0.205<br>(2.057)     | 47.21***<br>(1.336)   | -146.0***<br>(41.83)  |
| 观测数量               | 310                   | 310                  | 248                   | 248                   |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.423                 | 0.971                | 0.349                 | 0.482                 |

注：\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ ，括号内为标准差。

表 3 中(3)~(4)分别给出剔除控制变量和加入控制变量下数字普惠金融指数对消费提质的回归系数，可以看出系数值均为正，且在 1%的置信度下显著为正，表明数字金融对消费扩容有显著的正向作用，验证了 H2 成立。但从调整后 R<sup>2</sup>数据来看，数字普惠金融对消费提质的解释在 34.9%~48.2%的区间之内，随着控制变量的增加，自变量对消费提质的解释力度并没有较大的提升。其中，产业结构、物价水平对

消费提质的影响在 1% 的显著性水平下显著为正,符合预期。人均基本医疗养老保险支出的影响显著为负,说明医疗养老保险支出一定程度上拉低了居民的消费质量,反映出居民会在消费质量和未来的医疗养老之间做出抉择。通常居民医疗养老保险支付高时,往往也会增加储蓄,应对未来的医疗和养老支出,从而牺牲了消费质量。

## 4.2. 内生性处理

数字普惠金融对居民消费“扩容提质”影响的基准估计可能存在内生性问题。一方面当居民消费增长时,会对外在的消费市场需求更多,从而可能选择网上购物等方式,进而刺激了数字普惠金融的发展;另一方面虽然在基准回归中加入了控制变量,但考虑到影响居民消费的因素较为复杂,可能遗漏了其他影响居民消费的变量,导致模型的内生性问题,为此,本文采用工具变量方法来估计数字普惠金融对居民消费“扩容提质”的影响。

本文选取数字普惠金融的两个工具变量。一、采用 Bartik 工具变量法,构建数字普惠金融的 Bartik 工具变量,其中  $\Delta DFI$  为全国普惠金融指数的增长率。它表示以上一期省级数字普惠金融数据按照全国增长率的增长作为今年省级数字普惠金融的估计,由于全国增长率受到省份的异质性因素影响较小,上一期的数据不受当期数据影响,故构造的变量可以看作外生的[22]。二、采用各省移动电话普及率作为工具变量。移动电话目前成为人们生活的必需品,可以理解为人们使用普惠金融的基本工具,但同时和其他同期变量关系不大,尤其是收入的影响,因为收入少的可以选择差一点的移动电话,几乎不影响使用。同时,移动电话的普及率越高,居民之间的信息沟通越便利,有利于居民消费的“扩容和提质”。为此,在二阶段最小二乘法中对该变量进行控制。

表 4 为工具变量的估计结果。模型一为消费扩容,模型二为消费提质,本文同时将 Bartik 变量和各省移动电话普及率(iv\_mpp)作为工具变量,由于篇幅所限,未列出控制变量的结果。模型一和模型二分别采用两阶段最小二乘法进行估计。可以看出,两个模型中第一阶段估计结果显示工具变量与数字普惠金融变量存在显著的正相关性,各省移动电话普及率的回归系数在 10%置信度上能够接受。第二阶段估计结果中 IV 变量的系数均在 1%的水平上为正数,与基准估计结果一致,因而数字普惠金融促进居民消费“提质扩容”的作用较为稳健。

Table 4. Regression of instrumental variables

表 4. 工具变量回归

|                    | 模型一                   |                       | 模型二                 |                       |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
|                    | 第一阶段                  | 第二阶段                  | 第一阶段                | 第二阶段                  |
| 数字普惠指数             |                       | 0.0055***<br>(0.0003) |                     | 0.0017***<br>(0.0003) |
| Iv_bartik          | 0.6991***<br>(0.0541) |                       | 0.701***<br>(0.053) |                       |
| iv_mpp             | 0.022*<br>(0.0848)    |                       | 0.0202*<br>(0.0824) |                       |
| 控制变量               | YES                   | YES                   | YES                 | YES                   |
| 固定效应               | YES                   | YES                   | YES                 | YES                   |
| 数量                 | 310                   | 310                   | 248                 | 248                   |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.9755                | 0.8435                | 0.9755              | 0.3225                |

注: \* $p < 0.1$ , \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$ , 括号内为标准差。



### 4.3. 稳健性分析

通过基准分析，本文发现数字普惠金融发展对居民消费“扩容提质”会产生显著的正向影响，为进一步检验上述回归结果的稳健性，本文运用不同方法对基准模型的回归结果进行稳健性检验。

#### 4.3.1. 更换解释变量

上述分析采用的是数字普惠金融总指数，由于总指数是由覆盖广度(Coverage)、使用深度(Depth)和数字支持服务程度(Digital)三个二级分类指标组成，因此本文将数字普惠金融总指数细化为这三个二级指标进行回归分析，以检验数字普惠金融总指数的显著性与符号是否发生显著变化。

回归结果如表 5 所示，模型(1)~(6)分别为数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度对“扩容提质”的影响，覆盖广度在 10%的水平下、使用深度和数字支持服务程度在 1%的水平下显著对消费扩容有显著影响，且系数均和基准回归一致，一定程度上支持了模型的稳健性。

Table 5. Regression results of the impact of the digital financial inclusion sub-index on household consumption

表 5. 数字普惠金融子指数影响居民消费的回归结果

|                    | (1)                 | (2)                   | (3)                   | (4)                 | (5)                   | (6)                |
|--------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|--------------------|
|                    | 消费扩容                |                       |                       | 消费提质                |                       |                    |
| 覆盖广度               | 0.0037*<br>(0.0021) |                       |                       | 0.015***<br>(0.004) |                       |                    |
| 使用深度               |                     | 0.0039***<br>(0.0007) |                       |                     | 0.0138***<br>(0.0042) |                    |
| 数字支持服务程度           |                     |                       | 0.0027***<br>(0.0005) |                     |                       | 0.0026<br>(0.0023) |
| 控制变量               | YES                 | YES                   | YES                   | YES                 | YES                   | YES                |
|                    | 固定                  | 固定                    | 固定                    | 随机                  | 随机                    | 随机                 |
| 数量                 | 310                 | 310                   | 310                   | 248                 | 248                   | 248                |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.9396              | 0.9511                | 0.9519                | 0.4758              | 0.4833                | 0.4767             |

注：\* $p < 0.1$ ，\*\* $p < 0.05$ ，\*\*\* $p < 0.01$ ，括号内为标准差。

#### 4.3.2. 更换样本周期

2019~2022 年居民消费水平受到了新冠疫情的严重影响，由于实体经济的相关活动受到限制，消费者可能更加依赖于数字普惠金融服务，因此本文剔除 2019~2021 年份的数据进行回归分析，以降低新冠疫情对上述回归结果的影响。

回归结果如表 6 中模型(1)、(2)所示，剔除数据后，数字普惠金融的发展依然在 10%的水平下显著推动居民扩容和提质，说明基准回归具有稳健性。

### 4.4. 区域异质性分析

由于不同省份(自治区、直辖市)之间的资源禀赋不同、经济发展水平不同，因此地区之间存在差异。为分析数字普惠金融对我国居民消费影响的地区差异，本文根据国家统计局对我国的区域划分，将 31 个省份(自治区、直辖市)划分为东部、中部、西部地区进行分样本检验。

如表 7 所示，模型(1)~(3)分别为东部、中部、西部地区的回归结果，考察数字普惠金融对消费扩容的区域异质性。其中东部地区在 1%的水平下显著；中部地区在 5%水平下显著；西部地区在 10%水平下显著，且系数均为正。根据回归系数来看，数字普惠金融的发展对东部地区居民消费的推动作用最大，

中部地区次之，西部地区略低于中部地区，较好地验证了假设 H3。本文认为：东部地区数字普惠生态环境更加成熟，数字普惠金融对消费扩容影响更加显著。主要表现为两点：一是东部地区的金融基础设施更加完备，云计算、大数据、区块链等数字技术水平也更为先进，还具有大量金融行业人才储备，为数字普惠金融发展创造了优质条件，使得数字普惠金融在东部地区发展的时间最早、范围最广。二是东部地区经济发达，居民消费中对数字普惠金融的接受能力更强，能够更好地运用数字普惠金融服务满足自身发展所需，进而提升了当地的消费。中部地区、西部地区在金融基础设施的完备性上依次减弱，居民收入也依次降低，均在一定程度上制约了数字普惠金融在消费扩容中发挥作用。

**Table 6.** Regression results of digital financial inclusion lags and replacement times  
**表 6.** 数字普惠金融滞后和更换时间的回归结果

|                    | (1)<br>消费扩容         | (2)<br>居民消费提质       |
|--------------------|---------------------|---------------------|
| 数字普惠指数             | 0.0041*<br>(0.0022) | 0.0127*<br>(0.0026) |
| 控制变量               | YES                 | YES                 |
| 固定效应 or 随机效应       | 固定效应                | 随机效应                |
| 数量                 | 248                 | 155                 |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.9520              | 0.3264              |

注：\* $p < 0.1$ ，\*\* $p < 0.05$ ，\*\*\* $p < 0.01$ ，括号内为标准差。

**Table 7.** Regional heterogeneity of household consumption influenced by digital financial inclusion  
**表 7.** 数字普惠金融影响居民消费的区域异质性

|                    | (1)<br>东部             | (2)<br>中部            | (3)<br>西部           | (4)<br>东部           | (5)<br>中部           | (6)<br>西部            |
|--------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| 数字普惠金融指数           | 0.0086***<br>(0.0016) | 0.0044**<br>(0.0013) | 0.0042*<br>(0.0020) | -0.0004<br>(0.0123) | -0.0331<br>(0.0229) | 0.0206**<br>(0.0083) |
| 控制变量               | Yes                   | Yes                  | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                  |
| 固定 or 随机           | 固定                    | 固定                   | 固定                  | 随机                  | 随机                  | 随机                   |
| 数量                 | 110                   | 100                  | 100                 | 110                 | 100                 | 100                  |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.9736                | 0.9808               | 0.9784              | 0.1088              | 0.4915              | 0.3246               |

注：\* $p < 0.1$ ，\*\* $p < 0.05$ ，\*\*\* $p < 0.01$ ，括号内为标准差。

表 7 中模型(4)~(6)主要考察数字普惠金融对东、中、西部居民消费质量的异质效应。可以发现数字普惠金融在东部和中部地区的回归系数并不显著，但对西部的居民消费质量提升有显著正向作用，验证了假设 4。

#### 4.5. 进一步讨论

在前文讨论的基础上，本部分借用分位数回归讨论不同消费状态下，数字普惠金融对消费影响的差异。同时也验证模型的稳健性。为了更好地说明问题，此处同样对消费扩容和消费提质分开阐述。

##### 4.5.1. 不同分位水平下，数字普惠金融对居民消费扩容的影响

回归结果如表 8 所示。在消费扩容的分析中，发现低分位数的回归系数在 5%的显著性水平下显著且

为正，高分位数水平下不显著，说明数字普惠金融对居民消费扩容的影响是存在非线性差异的。对于低分位数水平下的群体影响更显著，对于高分位数水平下的群体影响并不显著。

#### 4.5.2. 不同分位水平下，数字普惠金融对居民消费提质的影响

从表 8 可以看出，只有在 10%分位数水平下，数字普惠金融对居民消费提质的回归系数不显著，其它分位数水平下均显著，一定程度上说明数字普惠金融对居民消费提质的影响是稳定的，从回归系数上看，系数基本没有变化，也比较稳定，说明数字普惠金融对居民消费提质影响的非线性特质不明显。

Table 8. Quantile regression of household consumption by digital inclusive finance

表 8. 数字普惠金融对居民消费的分位数回归

| 分位数  | 0.1                  | 0.25                 | 0.5                    | 0.75                   | 0.9                    |
|------|----------------------|----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 消费扩容 | 0.0004**<br>(0.0002) | 0.0003**<br>(0.0001) | 0.0002<br>(0.0001)     | 0.00009<br>(0.0001)    | 0.00003<br>(0.00016)   |
| 消费提质 | 0.0125<br>(0.0106)   | 0.0240**<br>(0.0117) | 0.0250***<br>(0.00487) | 0.0240***<br>(0.00692) | 0.0292***<br>(0.00739) |
| 控制变量 | yes                  | yes                  | yes                    | yes                    | yes                    |
| 固定效应 | yes                  | yes                  | yes                    | yes                    | yes                    |

注：\* $p < 0.1$ ，\*\* $p < 0.05$ ，\*\*\* $p < 0.01$ ，括号内为标准差。

## 5. 结论与建议

2022 年 12 月，中共中央、国务院印发的《扩大内需战略规划纲要(2022~2035 年)》指出：“坚定实施扩大内需战略、培育完整内需体系，是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的必然选择，是促进我国长远发展和长治久安的战略决策。”数字普惠金融在融合传统金融和信息网络技术的基础上，打破了传统金融受到的区域、时间、数据等限制，进一步促进实体经济和金融的融合，降低信息不对称，提升金融效率。在此背景下，本文聚焦数字普惠金融对居民消费的影响，基于 2012~2021 年的中国省级面板数据，运用固定效应模型的方法，就数字普惠金融是否推动居民消费“扩容提质”进行实证分析，得出如下结论：

1) 数字普惠金融不仅能够显著推动居民消费扩容，而且推动了居民消费的提质。一方面数字普惠金融通过优化支付方式、提升支付效率，让居民的日常消费和网络支付紧密结合，增加了居民消费和数字普惠金融的黏性；另一方面数字普惠金融通过降低金融门槛，使得更多群体获取金融服务，进而增强了居民资金的流动性便利，让居民能根据更长的周期来安排收入的使用，从而推动居民消费的扩容提质。

2) 从区域异质性方面，数字普惠金融的发展对东部地区居民消费扩容的推动作用最大，中部地区次之，西部地区最小；在推动居民消费提质方面，对西部的推动作用更加显著，对东部地区和中部地区的推动并不显著。

3) 以居民消费为分类进行分位数回归，得出如下结论：一是数字普惠金融对居民消费扩容的影响具有非线性，在 25%分位数水平下系数为正，即该范围内样本中，数字普惠金融对居民消费扩容的作用显著为正，但对高于 25%分位数的回归中，系数不显著。二是数字普惠金融对居民消费提质的影响稳定为正，基本呈现线性关系。

为进一步发挥数字普惠金融在推动居民消费扩容提质中的作用，本文给出如下建议。

1) 扩展数字普惠金融应用场景，提升数字普惠金融效率，促进消费扩容提质。随着技术的发展，线下消费线上化的趋势日趋明显，国家统计局的数据显示，2023 年实物商品网上零售额 130174 亿元，增

长 8.4%，占社会消费品零售总额的比重为 27.7%。线上消费多样化要求数字普惠金融在支付、消费信贷等方面要进一步地融入消费场景，服务消费场景，因此，扩展数字普惠金融应用场景，充分提升其在支付效率，信贷支持等方面的效率，有助于居民在更多的场景下采用线上消费，推动消费扩容。同时也通过降低金融服务费用，提高金融服务质量，例如网上分期付款、信用贷“秒到账”等极大增强居民消费流动性，让更多居民享受金融普惠，提升消费质量，达到消费提质的效果。

2) 加强区域数字基础设施建设，提升金融数字化水平，增强金融普惠服务能力。中西部地区数字基础设施建设相对落后，电子支付账户的覆盖广度和移动互联网的普及率相对较低，抑制了中西部地区金融普惠发展，对西部地区居民消费扩容产生阻碍作用，同时，数字普惠金融对中西部地区的消费提质有显著影响，因此，加强西部地区数字基础设施建设，提升其金融数字化水平，有助于西部地区的体制扩容。

3) 支持数字基础创新，提升数字金融能力。尽管我国数字金融有了长足的发展，但数字金融带来金融风险的隐蔽性、突发性、传染性和负外部性等问题依然存在。加大对数字技术创新的扶持力度，不断完善移动支付、小微信贷和保险业务等数字化功能，提高数字普惠金融产品和服务的便捷性和可获得性，把数字技术更好地融入金融服务环节，例如区块链等应用，有助于降低金融风险，促进数字金融稳定发展，进而推动居民消费体制扩容。

4) 加强对消费不敏感群体的数字金融服务。考虑到数字普惠金融对不同群体消费作用的差异性和非线性。对居民消费不显著敏感的群体，针对性地提供数字金融服务，充分发挥数字金融普惠的能力，减少居民消费阻力，推动居民消费扩容提质。

## 基金项目

河南省教育科学规划项目“产教融合”视域下河南省应用型本科金融科技人才培养模式优化研究(2023YB0278)。

## 参考文献

- [1] 聂海峰, 岳希明. 行业垄断对收入不平等影响程度的估计[J]. 中国工业经济, 2016(2): 5-20.
- [2] 张栋浩, 王栋, 杜在超. 金融普惠、收入阶层与中国家庭消费[J]. 财经科学, 2020(6): 1-15.
- [3] 张彤进, 蔡宽宁. 数字普惠金融缩小城乡居民消费差距了吗?——基于中国省级面板数据的经验检验[J]. 经济问题, 2021(9): 31-39.
- [4] 南永清, 宋明月, 肖浩然. 数字普惠金融与城镇居民消费潜力释放[J]. 当代经济研究, 2020(5): 102-112.
- [5] 谢汝宗, 杨明婉, 白福臣. 数字普惠金融、居民消费与产业结构升级——基于广东省地级面板数据的 PVAR 动态分析[J]. 调研世界, 2022(2): 59-70.
- [6] 杜家廷, 何勇, 顾谦农. 数字普惠金融对农村居民消费结构升级的非线性影响[J]. 统计与信息论坛, 2022, 37(9): 63-74.
- [7] 熊颖, 郭守亭, 张旺虎, 等. 数字普惠金融对城乡居民消费差距的影响研究——基于空间计量模型的实证分析[J]. 南大商学评论, 2022(1): 51-82.
- [8] 杨鑫垚, 叶家硕, 卓震宇, 等. 数字普惠金融、多维相对贫困及空间效应[J]. 财经科学, 2023(5): 48-61.
- [9] 张龙耀, 邢朝辉. 中国农村数字普惠金融发展的分布动态、地区差异与收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(3): 23-42.
- [10] Ozili, P.K. (2017) Impact of Digital Finance on Financial Inclusion and Stability. *Borsa Istanbul Review*, **18**, 329-340. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2017.12.003>
- [11] Gomber, P., Koch, J.A. and Siering, M. (2017) Digital Finance and FinTech: Current Research and Future Research Directions. *Journal of Business Economics*, **87**, 537-580. <https://doi.org/10.1007/s11573-017-0852-x>
- [12] 龙海明, 李瑶, 吴迪. 数字普惠金融对居民消费的影响研究: “数字鸿沟”还是“数字红利”? [J]. 国际金融研究, 2022(5): 3-12.

- [13] 黄倩, 李政, 熊德平. 数字普惠金融的减贫效应及其传导机制[J]. 改革, 2019(11): 90-101.
- [14] 张勋, 杨桐, 汪晨, 万广华. 数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践[J]. 管理世界, 2020, 36(11): 48-62.
- [15] 何宗樾, 宋旭光. 数字金融发展如何影响居民消费[J]. 财贸经济, 2020, 41(8): 65-79.
- [16] Corrado, G. and Corrado, L. (2017) Inclusive Finance for Inclusive Growth and Development. *Current Opinion in Environmental Sustainability*, **24**, 19-23. <https://doi.org/10.1016/j.cosust.2017.01.013>
- [17] 张青, 周全林. 双循环新发展格局下税收激励与消费扩容提质——来自“营改增”的经验证据[J]. 当代财经, 2023(6): 29-41.
- [18] 沈兆林. 家庭债务与居民消费质量——基于收入不平等的调节效应[J]. 宏观质量研究, 2021, 9(3): 114-128.
- [19] 王玉香, 徐洪波. 数字经济赋能下流通业效率对居民消费升级的影响——基于消费扩容提质的视角[J]. 商业经济研究, 2021(16): 40-44.
- [20] 陈享光, 黄宝竹. 居民消费质量与债务杠杆: 理论与实证分析[J]. 上海经济研究, 2022(8): 34-45.
- [21] 何雄浪, 李俊毅. 人口结构、居民消费结构与产业升级[J]. 区域经济评论, 2023(3): 90-100.
- [22] 杨文溥. 数字经济促进高质量发展: 生产效率提升与消费扩容[J]. 上海财经大学学报, 2022, 24(1): 48-60.