

# 城镇化视角下数字金融对消费升级的影响研究

沈纪年

浙江财经大学数据科学学院, 浙江 杭州

收稿日期: 2024年7月15日; 录用日期: 2024年8月6日; 发布日期: 2024年8月20日

## 摘要

高端消费市场随着数字普惠金融的发展逐渐兴起, 带动着城镇居民消费结构的升级。本文利用2013年~2022年中国省际面板数据, 运用面板门槛效应模型、中介效应模型实证检验城镇化发展进程下的数字普惠金融对城镇居民消费结构升级的影响及作用机制。研究得出以下主要结论: 从整体上看, 数字普惠金融对消费结构升级的促进作用在城镇化水平的限制下存在双重门槛效应; 从作用机制上看, 数字普惠金融主要通过促进增长居民的非工资性收入来对居民的消费结构升级产生促进作用。为此, 在努力夯实数字普惠金融基础设施建设的基础上, 要不断加大对中西部地区城镇化公共服务建设的投入, 努力提升城镇居民的非工资性收入, 从而顺利促进城镇居民的消费结构升级。

## 关键词

城镇化, 数字普惠金融, 消费结构, 门槛面板效应

## Research on the Impact of Digital Finance on Consumption Upgrading from the Perspective of Urbanization

Jinian Shen

School of Data Sciences, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou Zhejiang

Received: Jul. 15<sup>th</sup>, 2024; accepted: Aug. 6<sup>th</sup>, 2024; published: Aug. 20<sup>th</sup>, 2024

## Abstract

The high-end consumer market is gradually emerging with the development of digital inclusive finance, driving the upgrading of the consumption structure of urban residents. This article uses inter-provincial panel data in China from 2013 to 2022, and uses panel threshold effect model and intermediary effect model to empirically test the impact and mechanism of digital inclusive finance

on the upgrading of urban residents' consumption structure under the process of urbanization development. The main conclusions of the study are as follows: overall, there is a double threshold effect of digital inclusive finance on the promotion of consumption structure upgrading under the limitation of urbanization level; from the perspective of mechanism, digital inclusive finance mainly promotes the upgrading of consumer structure by promoting the growth of non-wage income of residents. Therefore, on the basis of striving to consolidate the construction of digital inclusive financial infrastructure, we should continuously increase investment in the construction of urbanization public services in the central and western regions, strive to improve the non-wage income of urban residents, and smoothly promote the upgrading of the consumption structure of urban residents.

## Keywords

Urbanization, Digital Inclusive Finance, Consumption Structure, Threshold Panel Effect

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

随着中国经济的不断发展和城市化进程的加速推进，消费者的需求和消费方式也在发生着深刻的变化。传统的低端消费模式逐渐失去吸引力，高端消费市场逐渐兴起，过去主要以基本生活必需品为主的消费结构逐渐不能满足人们对更加高品质、多样化、个性化消费的需求，消费结构升级成为了一个必然趋势，同时消费结构升级的问题成为了一个亟待解决的问题。消费结构升级不仅可以推动经济发展，提高社会生产力，还可以提高人民群众的生活品质和幸福感。因此，消费结构升级已成为各级政府和企业共同关注的热点问题。

消费结构升级需要多方共同努力，其中金融服务的作用不可忽视。随着数字化、信息化技术的不断发展和普及，数字普惠金融的应用和发展正在改变传统金融服务模式，为消费者提供更加普惠、高效的金融服务。数字普惠金融借助现代信息技术，以低成本、高效率的方式为广大消费者提供金融服务，满足他们的日常消费和投资需求，在推动消费结构升级、促进经济发展和改善民生方面具有重要的作用和潜力。

与此同时，作为现代化进程中的重要组成部分，城镇化是推动经济发展和社会进步的重要手段之一。2022年3月17日，国家发展改革委印发《2022年新型城镇化和城乡融合发展重点任务》，明确部署2022年新型城镇化重点任务；紧接着，5月6日，中共中央办公厅、国务院办公厅出台《关于推进以县城为重要载体的城镇化建设的意见》，强调推进以县城为重要载体的新型城镇化建设；7月12日，国家发展改革委印发《“十四五”新型城镇化实施方案》(以下简称《实施方案》)，再次“点题”新型城镇化，并将其列入“十四五”时期重点任务。在城镇化进程中，城镇化水平的提高为数字普惠金融的发展提供了机遇和潜力。随着人口向城市的集聚，城市化为数字普惠金融提供了更广阔的市场和用户基础。城镇化不仅增加了消费者的数量，也扩大了他们的消费需求和金融服务的需求。数字普惠金融可以通过数字化技术和创新金融产品，为城市居民提供更加普惠、高效的金融服务，满足他们的消费和投资需求，促进消费结构升级和经济发展。然而，城镇化进程也面临一些挑战和限制。城市人口的膨胀和城市规模的限制导致了一系列问题，包括就业、教育、医疗等公共资源的供应紧张和生活成本的上升。这些问题可能

给消费升级带来一定的压力,限制了城市居民提高消费水平和改善生活品质的能力。同时,对于数字普惠金融的发展也带来了一定的制约,例如在资源有限的城市环境中,数字金融机构可能面临更大的竞争和运营成本,同时需要应对城市居民对金融安全和隐私保护的需求。

故本文旨在探讨数字普惠金融在城镇化水平限制下,促进消费结构升级的作用和机制,为城市经济的发展提供新的思路 and 方向,并且为实现消费结构的升级提供可行思路。

## 2. 文献综述与理论假说

### 2.1. 文献综述

消费结构的模型测定方法,目前常用的方法有 Stone 提出的 LES 模型[1]、Lluch 提出的 ELES 模型[2] 与 Deaton 和 Muellbauer 提出的 AIDS 模型[3]。LES 和 ELES 模型都是在已知预算约束条件下求消费者效用最大化,AIDS 模型在给定的价格体系和一定的效用水平下,求消费者的支出最小化。其中,LES 模型将消费者对每种商品的需求分解为该商品的基本需求支出和总预算支出扣除掉所有商品的基本需求支出之后剩余预算用于该商品的支出两部分。ELES 模型用总收入代替 LES 模型中的总预算支出,用边际消费倾向代替 LES 模型中的预算支出份额。

考虑到 ELES 模型把居民的各项消费支出看作是相互联系、相互制约的行为,并综合了收入和价格因素对居民消费结构的影响,本文选择用 ELES 模型来对消费结构进行测定。模型如下:

$$C_i = P_i Q_i + \beta_i (Y - \sum P_i Q_i) + \mu_i$$

其中,  $C_i$  表示居民对第  $i$  类商品或服务的消费支出,  $P_i$  表示第  $i$  类商品或服务的价格,  $Q_i$  表示第  $i$  类商品或服务的基本需求量,  $Y$  表示居民的可支配收入,  $\beta_i$  表示居民对第  $i$  类商品或服务的边际消费倾向。通过模型变换,上述公式可调整为:

$$C_i = \alpha_i + \beta_i Y + \mu_i$$

进而可计算出收入需求弹性系数,而需求收入弹性是反映当前我国城镇居民消费结构的有效指标:

$$e_i = \beta_i \frac{Y}{C_i}$$

国内关于消费结构的研究一方面聚焦于利用 ELES 或 AIDS 模型分析各地区居民消费结构的特征。其中,臧旭恒与孙文祥利用 ELES 和 AIDS 模型对我国城乡居民消费结构进行了实证研究,发现我国城乡居民消费结构存在显著差异[4];李晓楠与李锐通过 ELES 模型,探究了我国四大经济地区农户的消费结构[5];石明明等运用 AIDS 模型与动态面板模型,结合微观与宏观数据从消费结构和消费习惯两个层面阐述了我国居民消费结构的动态变化[6]。

另一方面,有关消费结构的研究聚焦于探索影响居民消费结构升级的各种因素。其中,关于数字普惠金融对消费结构升级影响的研究众多。有学者致力于探究数字普惠金融对居民消费是否存在一定的影响:崔海燕通过动态面板数据模型进行研究,发现数字普惠金融对我国农村居民消费具有正向影响[7]。黄凯南与郝祥如通过短面板固定效应模型进行研究,发现数字金融促进了中国居民的消费水平提高和消费结构的升级[8];有学者致力于探究数字普惠金融是否能够缩小城乡居民收入差距:吕雁琴与赵斌利用静态和动态面板模型,研究发现,数字普惠金融对缩小城乡居民消费差距均起到明显的促进作用[9];有学者致力于探究数字普惠金融与消费结构升级之间存在的非线性关系:杜家廷等运用面板门槛效应模型进行研究,发现数字普惠金融对中国农村居民消费结构升级的促进作用呈现为边际递增的非线性形态[10]。

既有的关于数字普惠金融的研究主要探究了地区内数字普惠金融的单一效用，证实了数字普惠金融对居民消费结构升级的促进作用。而本文在众多学者的研究基础上考虑将城镇化指标加入模型，将其作为门槛变量，采用门槛效应模型探究数字普惠金融对消费结构升级的促进作用是否受到城镇化水平的发展限制。同时，本文在后续实证中将收入结构纳为中介变量，探究其在数字普惠金融促进消费结构升级中的中介效应，以厘清作用机制。

## 2.2. 理论假说

城镇化水平与数字普惠金融水平存在同向发展的关系，但数字普惠金融水平的发展不是线性的，其发展状况往往会受到地区城镇化水平的限制，从而表现出在不同的城镇化水平阶段下，数字普惠金融对消费结构升级有不同的促进效应，呈现出非线性关系。因此，本文提出假说 1：

H1：数字普惠金融对消费结构升级的促进作用受到城镇化水平的约束存在非线性效应。

中国幅员辽阔，各个省份间的发展状况存在差异，数字普惠金融对城镇居民消费升级带来的促进效应在不同地区也往往表现出不同的水平。因此，本文提出假说 2：

H2：数字普惠金融的促进作用存在区域异质性。

经济学中对于“心理账户”的解释阐明了消费者倾向于使用现金收入账户而非资产积累账户来进行消费。工资性收入往往归入消费者的资产账户，它的增长难以实现消费升级，相反，非工资性收入会归入现金账户。因此，本文认为非工资性收入的增长能够促进城镇居民消费结构的升级。同时，数字普惠金融的发展能够增加居民的投资与借贷渠道，能够提高居民的经营性收入与转移性收入，对居民收入结构的升级存在一定的影响。因此，本文提出假说 3：

H3：数字普惠金融通过提高非工资性收入对城镇居民的消费结构升级产生间接促进作用。

## 3. 模型构建与指标选取

### 3.1. 数据来源

本文选取 2013 年~2022 年中国 31 个省份(除港澳台外)的省级面板数据，其中，数字普惠金融指数来自《北京大学数字普惠金融指数》，其他数据均来自国家统计局官方网站及各地历年统计年鉴。

### 3.2. 模型构建

本文采用门槛效应模型来进行实证研究数字金融与城镇居民消费结构之间的非线性关系。单一门槛效应模型与双重门槛效应的模型如下所示：

$$\text{consume}_{it} = \beta_1 \text{index}_{it} \times I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \text{index}_{it} \times I(q_{it} \geq \gamma) + \beta_3 \text{controls}_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

$$\text{consume}_{it} = \beta_1 \text{index}_{it} \times I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 \text{index}_{it} \times I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 \text{index}_{it} \times I(q_{it} \geq \gamma_2) + \beta_4 \text{controls}_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

其中， $\text{consume}_{it}$  表示  $i$  地区  $t$  时间点的消费结构指数； $\text{index}_{it}$  表示  $i$  地区  $t$  时间点的数字普惠金融指数； $\text{controls}$  表示一系列控制变量，包括产业结构、老年抚养比、开放程度、价格指数与基础设施； $I(\cdot)$  是示性函数； $\gamma$  为门槛值； $\varepsilon$  表示残差项。

#### 3.2.1. 被解释变量

按照文献综述阐述的 ELES 模型思路，通过 2013 年~2022 年 31 个省份的面板数据，先进行价格平减(以 2013 年为基期)，再计算得出各个省份历年各消费种类的收入需求弹性，消费支出种类按照国家统计局公布的《中国统计年鉴》可分为食品烟酒、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐、医疗保健和其他用品及服务八大类。计算的具体收入弹性系数如表 1 所示。

2013年~2022年我国城镇居民八大消费需求的收入弹性平均值为0.82, 本文借鉴魏勇和杨孟禹的做法, 将均值高于0.82的居住、交通通信、教育文化娱乐、其他用品及服务消费类别归为高档消费, 低于0.82的食品、衣着、生活用品及服务、医疗保健消费归为基本消费[11]。

因此, 本文的被解释变量消费结构升级指数定义为高档消费支出与基本消费支出的比值, 该比值越大, 则说明城镇居民的消费结构升级越显著。

**Table 1.** Income demand elasticity income

**表 1.** 收入需求弹性收入

年份	食品	衣着	居住	生活用品及服务	交通通信	教育文化娱乐	医疗保健	其他用品及服务
2013	0.70	0.46	0.66	0.79	1.27	1.13	0.49	1.57
2014	0.74	0.42	1.81	0.75	0.99	0.94	0.79	1.33
2015	0.67	0.38	1.80	0.70	1.05	0.95	0.66	1.20
2016	0.61	0.35	1.72	0.72	0.92	0.90	0.64	1.12
2017	0.58	0.27	1.76	0.67	0.81	0.89	0.62	1.06
2018	0.57	0.31	1.76	0.61	0.74	0.83	0.64	0.99
2019	0.55	0.28	1.70	0.61	0.76	0.83	0.52	0.60
2020	0.54	0.18	1.67	0.58	0.57	0.59	0.48	0.72
2021	0.56	0.31	1.65	0.62	0.65	0.56	0.68	1.01
2022	0.57	0.33	1.66	0.65	0.64	0.58	0.7	0.94
均值	0.61	0.33	1.62	0.67	0.84	0.82	0.62	1.05

### 3.2.2. 解释变量

**数字普惠金融:** 由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁科技集团研究院组成的联合课题组负责编制的数字普惠金融指数, 同时包括了数字金融覆盖广度、数字金融使用深度以及普惠金融数字化程度。在本文实证中, 将数字普惠金融指数除以 100。

### 3.2.3. 门槛变量

**城镇化水平:** 本文主要研究城镇居民的消费结构随着城镇化水平的不断提升所表现出的非线性升级情况。以城镇人口与总人口的比值来衡量城镇化水平。

### 3.2.4. 中介变量

本文将非工资性收入与总收入的比值作为收入结构指数的测度来作为中介变量, 以探究收入结构在居民消费结构升级中的中介作用。

### 3.2.5. 控制变量

**产业结构:** 生产的根本目的是消费, 产业结构的变动必然会影响消费结构。本文借鉴徐敏等的产业结构层次系数来测度各省份的产业结构升级水平, 具体公式如下:

$$stru = \sum_{i=1}^3 (Y_i/Y) \times k_i, k_i = 1, 2, 3$$

其中,  $Y$  表示产值,  $k$  表示产业,  $stru$  越大, 表明产业结构越高级。

**老年抚养比:** 生命周期假说认为, 消费取决于一生的收入, 理性的消费者通常会根据预期寿命来安

排收入用于消费和储蓄的比例，故人口年龄结构会显著影响居民消费结构。本文根据杨汝岱的做法，将老年抚养比纳入控制变量。老年抚养比是 65 岁及以上的老年人口与 15~64 岁人口数的比值。

对外开放度：对外开放程度体现了国民经济的发展活力，能够影响地区的经济发展水平，进而影响居民的消费意愿与消费结构。本文以地区进出口总额与地区 GDP 的比值来衡量对外开放程度。

价格指数：扩展生命周期模型将价格因素纳入其中，故本文借鉴魏勇和杨孟禹的方法，将城镇居民生活消费价格指数纳入控制变量中，以 2013 年为计算基期。

基础设施：基础设施作为地区经济发展的基本项目，也能影响地区经济发展。本文以公路和铁路的总长度来代表地区基础设施水平。

### 3.3. 描述性统计

对各变量进行描述性统计，结果如表 2 所示。消费结构的均值为 0.48，这说明我国城镇居民的消费结构仍具有升级的潜力。这意味着在数字金融的发展和城镇化进程中，还存在着进一步优化和改善消费结构的空間。此外，各个省份的消费结构水平相近，这表明在整体层面上，我国各地区的城镇居民消费结构差异相对较小，存在着较为一致的消费行为特征。

与消费结构相比，数字普惠金融指数的最大值与最小值之间存在较大差距，这说明我国各地区的数字金融发展水平存在显著差异。一些地区数字普惠金融的覆盖广度和使用深度相对较高，而其他地区则相对较低。这反映出数字金融在不同地区的普及程度和应用程度存在较大的差异，需要进一步加大数字金融发展力度，特别是在那些数字金融发展相对滞后的地区。

同样地，城镇化指数的最大值与最小值之间也存在较大差距，这表明我国各地区的城镇化水平发展存在着不均衡现象。一些地区的城镇化水平较高，城市化进程相对较快，而其他地区则相对滞后。这提示我们需要加强对中西部地区城镇化建设的支持力度，提升这些地区的城镇化水平，以促进经济发展和数字普惠金融的普及，实现全国范围内城镇居民消费结构的升级和均衡发展。

综上所述，我国城镇居民的消费结构仍有升级空间，并且各地区的消费结构水平相近。然而，数字金融发展水平和城镇化水平存在较大差异，需要加强数字金融基础设施建设和中西部地区的城镇化建设，以推动消费结构的升级和实现全国范围内的均衡发展。

Table 2. Variable composition and characteristics

表 2. 变量构成及特征

变量类型	变量名称	符号	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	消费结构	Consume	0.480	0.049	0.299	0.614
解释变量	数字金融指数	Index	2.662	0.758	1.151	4.590
门槛变量	城镇化	Urb	59.949	12.446	23.930	89.600
中介变量	收入结构	Instru	3.633	0.163	2.573	3.838
	产业结构	Stru	2.400	0.121	2.194	2.386
	老年抚养比	Older	15.520	4.198	7.010	26.700
控制变量	对外开放度	Open	8.031	1.716	3.060	11.323
	价格指数	Price	107.808	5.500	100.000	119.026
	基础设施	Road	15.900	8.402	1.310	40.450

## 4. 实证分析

### 4.1. 门槛效应检验及回归

首先进行门槛效应检验，根据表 3 的结果可知，城镇化在数字金融赋能消费结构升级中存在双重门槛作用，于是本文选取双重门槛模型进行回归，结果如表 4 所示。根据回归结果可知，解释变量数字普惠金融的系数均在 1% 的置信水平下显著为正，表明其对我国城镇居民的消费结构升级存在显著的促进作用。从系数的具体数值来看，数字普惠金融发展对我国城镇居民消费结构升级的促进作用随着城镇化水平的提高呈三段式增长：先快速增长，再缓慢增长，最后更快速增长，假说 H1 成立。

在第一个门槛值处，数字普惠金融的促进作用开始变缓，这可能是由于当城镇化水平较低时，数字普惠金融的普及程度和基础设施的完善程度相对有限，无法充分满足消费者对高品质、多样化、个性化消费的需求。此时，消费结构升级受到城镇化水平的限制，数字普惠金融的作用有限。

在第二个门槛值处，数字普惠金融的促进作用增强，这可能是由于当城镇化水平达到一定程度时，数字普惠金融技术得到进一步创新和完善，其在满足消费者金融需求方面具有更强的能力。随着城镇化的推进，人们的消费需求不再局限于基本生活必需品，而是更加注重个性化、多样化和高品质的消费。数字普惠金融能够提供更广泛的金融产品和服务选择，满足消费者对于更高水平消费的需求，从而促进消费结构的升级。

总体而言，数字普惠金融在城镇化水平的不同阶段表现出双重门槛效应。在低门槛值处，数字普惠金融对消费结构升级的促进作用受限，呈现边际递减效应。随着城镇化水平的提高，数字普惠金融的促进作用逐渐增强，呈现边际递增效应。因此，随着城镇化的不断推进和数字普惠金融技术的不断发展，可以进一步激发消费结构的升级，推动经济的发展和人民生活水平的提高。

从控制变量来看，产业结构、基础设施的系数在为正，表明产业结构升级和基础设施的建设会带动城镇居民消费结构升级。老年抚养比的系数为负，对城镇居民的消费结构升级起到抑制作用。价格指数的系数为负，表明物价的上涨会影响居民的消费预期，从而抑制消费结构升级。

值得注意的是，在本文实证中对外开放度的系数为负，与一般认知相违背。本文认为，在实际情况下，对外开放程度的提高可能也会对一些行业和地区造成不利影响，例如对于一些传统制造业企业和地区的冲击可能会导致就业不稳定和收入下降，从而影响居民的消费能力和消费结构。此外，对外开放也可能引发经济竞争和价格变动，使得一些居民选择更为便宜的商品而不是更优质、更环保的商品，从而导致消费结构降级。

Table 3. Threshold effect test

表 3. 门槛效应检验

门槛数	F 统计量	P 值	10% 临界值	5% 临界值	1% 临界值
单一门槛	13.08	0.030	10.738	12.504	14.542
双重门槛	11.72	0.040	9.312	11.455	16.673
三重门槛	11.02	0.133	22.625	31.574	40.371

Table 4. Double threshold regression

表 4. 双重门槛回归

变量	系数估计值	标准差	t 值	P 值	置信区间
$I(q_{it} \leq 54.01)$	0.049***	0.008	5.88	0.000	[0.032, 0.066]

续表

$I(54.01 < q_{it} \leq 86.39)$	0.042***	0.009	4.83	0.000	[0.024, 0.060]
$I(q_{it} > 86.39)$	0.059***	0.010	5.61	0.000	[0.037, 0.080]
Stru	0.252***	0.058	4.37	0.000	[0.134, 0.370]
Older	-0.002**	0.001	-2.44	0.021	[-0.004, -0.000]
Open	-0.007	0.006	-1.24	0.224	[-0.020, 0.004]
Price	-0.003**	0.001	-2.30	0.029	[-0.005, -0.000]
Road	0.001	0.001	-0.44	0.665	[-0.002, 0.003]
常数项	0.117	0.191	0.61	0.545	[-0.273, 0.507]
第一门槛值		54.01		F 值	71.06***
第二门槛值		86.39		R <sup>2</sup>	0.578
N 观测值			279		

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表 10%、5%和 1%显著度水平上显著，下表同。

## 4.2. 异质性分析

将原始数据分成东部、中部及西部三个地区以探究区域之间的异质性。从表 5 的回归结果中可看出，东部地区和中部地区存在单一门槛效应，而西部地区不存在门槛效应，假说 H2 成立。东部地区的门槛值为 86.39，中部地区的门槛值为 57.27。东部地区的城镇化水平高于中西部，故门槛值也相应较高。同时，中部地区的系数显著高于东部地区，表明中部地区的数字普惠金融指数的发展潜力较高。

对于东部地区，数字普惠金融的系数均为正，但其在低值区的系数并不显著。高值区的系数大于低值区，表明在东部地区，数字普惠金融的发展对城镇居民的消费结构升级的促进作用呈边际递增效应。东部地区城镇化水平较高，基础设施完善，城镇居民消费水平普遍较高，数字普惠金融更容易被消费者接受并使用，从而产生更多的促进作用。其次，随着城镇化水平的提高，东部地区的资源配置优势将得到更好的发挥，数字普惠金融能够更好地支持居民的消费，提升消费结构。

对于中部地区，数字普惠金融的系数均显著为正，但其高值区的系数小于低值区，表明在中部地区数字普惠金融的发展对城镇居民的消费结构升级的促进作用呈边际递减效应。这是由于中部地区的城镇化水平位于第一门槛值附近，此时表现出了城镇化水平的限制作用，金融服务和金融市场的完善度不足可能制约了数字普惠金融对消费结构升级的促进作用。

对于西部地区，可以发现数字普惠金融的系数为正但不显著。首先，西部地区相对落后，其消费结构主要以生活必需品消费为主，而非高端消费品或服务消费。数字普惠金融发展可以改善金融服务不足的情况，提高人们的生活品质，但这种提高对消费结构的升级影响可能不如在东部、中部地区显著。其次，西部地区的消费市场相对较小，对数字普惠金融的发展产生限制，进而影响其促进消费结构升级的作用。

Table 5. Regional heterogeneity regression

表 5. 区域异质性回归

变量	东部地区	中部地区	西部地区
Index			0.017
$I(q_{it} \leq 57.27)$		0.071***	
$I(q_{it} \geq 57.27)$		0.062***	



续表

$I(q_{it} \leq 86.39)$	0.012		
$I(q_{it} \geq 86.39)$	0.035**		
控制变量	控制	控制	控制
门槛值	86.39	57.27	
$R^2$	0.638	0.676	0.569
N 观测值	99	72	108

### 4.3. 稳健性检验

#### 4.3.1. 替换变量

将高档消费与基本消费之和的比值作为被解释变量进行回归；将高档消费与基本消费之和的对数值作为被解释变量进行回归。根据表 6 的回归结果显示，数字普惠金融对消费结构升级的促进作用呈现边际递减效应，即受到城镇化水平的限制作用而呈现非线性效应，与基准回归结论相一致。

#### 4.3.2. 内生性检验

本文借鉴邱晗与黄益平的做法，采用工具变量两阶段最小二乘估计法(IV-2SLS)进行内生性检验，选用互联网宽带接入端口和互联网普及率作为数字金融的工具变量[12]。

同样地，根据表 7 的回归结果显示，数字金融发展对城镇居民的消费结构升级仍起着显著的促进作用。同时，Sargan 检验的 P 值大于 0.1，表明工具变量的选取是有效的。

**Table 6.** Robust test

**表 6.** 稳健性检验

变量	更换被解释变量	剔除发达省份的数据
$I(q_{it} \leq 54.01)$	0.371***	0.056***
$I(q_{it} > 54.01)$	0.344***	0.049***
控制变量	控制	控制
门槛值	54.01	54.01
$R^2$	0.884	0.568
F 值	260.59***	110.1***
N 观测值	279	243

**Table 7.** Endogeneity test

**表 7.** 内生性检验

变量	第一阶段	第二阶段
Index		0.092***
Internet	0.026***	
Computer	0.466**	
控制变量	控制	控制
$R^2$	0.967	0.513

续表

F 值	492.92***	
Sargan 检验 P 值		0.485
N 观测值	279	279

## 5. 影响机制分析

本文文献综述部分已提及非工资性收入对消费结构升级存在促进作用，故对收入结构这一中介变量进行检验，以探究数字金融对城镇居民消费结构升级的内在传导机制。

$$\text{consume}_{it} = \beta_1 \text{index}_{it} + \beta_2 \text{controls}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{mediate}_{it} = \beta_1 \text{index}_{it} + \beta_2 \text{controls}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{consume}_{it} = \beta_1 \text{index}_{it} + \beta_1 \text{mediate}_{it} + \beta_3 \text{controls}_{it} + \varepsilon_{it}$$

从表 8 可以看出，数字金融对消费结构升级的系数在第一列中为 0.035，且显著性水平小于 5%，表明数字金融的发展能够显著促进消费结构的升级。在第二列中，数字金融对收入结构升级的系数为 0.215，且显著性水平也小于 5%，说明数字金融的发展能够显著促进城镇居民收入结构的升级。在第三列中，数字金融与收入结构对消费结构升级的系数分别为 0.027 与 0.037，且显著性水平均小于 5%，这意味着数字金融与收入结构均能够显著促进城镇居民消费结构的升级。值得注意的是，第三列的数字普惠金融指数的系数小于第一列，这进一步验证了收入结构在其中存在部分中介效应。因此，根据中介效应的检验结果，我们可以得出结论：数字金融可以通过提高城镇居民的非工资性收入来促进消费结构的升级。数字金融的发展不仅直接影响消费结构，同时也通过改善收入结构的中介作用，进一步推动城镇居民的消费结构升级，假说 H3 成立。这一结果对于政策制定者和相关利益相关者在数字金融发展和消费结构升级方面提供了重要的参考依据。

Table 8. Mediation effect test

表 8. 中介效应检验

变量	Consume	Instru	Consume
Index	0.035***	0.215***	0.027**
Instru			0.037**
常数项	0.299**	4.499***	0.133
控制变量	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.871	0.384	0.874
F 值	112.510***	10.400***	107.820***
N 观测值	279	279	279

## 6. 结论与建议

本文通过 2013 年~2022 年 31 个省份的面板数据，采用门槛效应模型，探究数字金融与城镇居民消费结构升级之间存在的非线性关系。结果表明：1) 从整体上看，数字金融的发展对城镇居民的消费结构升级具有正向促进作用。然而，这种促进作用在不同的城镇化发展阶段会呈现出双重门槛效应，形成了一个三段式结构。在低门槛值处，数字普惠金融对消费结构升级的促进作用会逐渐减弱，呈现边际递减

效应。在高门槛值处，数字普惠金融对消费结构升级的促进作用则会逐渐增强，呈现边际递增效应。换言之，在低门槛值处，数字普惠金融对消费结构升级的促进作用受到城镇化水平的限制。2) 分地区来看，东部地区整体处于第一门槛值处，消费者对数字金融的接受度和需求程度较高。因此，数字普惠金融对城镇居民消费结构的促进效果明显，呈现边际递增的趋势。中部地区整体位于第二门槛值处，城镇化水平相对较低，数字普惠金融对城镇居民消费结构的促进作用受到城镇化发展水平的限制，呈现边际递减的趋势。西部地区可能由于其消费市场相对较小，数字普惠金融的普及率和使用率较低，导致数字普惠金融对城镇居民消费升级的促进作用不明显。3) 从作用机制来看，数字普惠金融通过提高非工资性收入在城镇居民消费结构升级中发挥中介作用。具体而言，数字普惠金融能够增加居民的投资和借贷渠道，有效提升居民的非工资性收入。而非工资性收入的增加又能显著促进消费结构的升级，形成部分中介效应。数字普惠金融的发展为城镇居民提供了更多的理财和投资机会，促进了资金的流动和配置，进而推动了消费结构向高质量、多样化的方向升级。

基于上述结论，本文提出以下建议：1) 努力夯实数字普惠金融基础设施建设。提升数字金融覆盖广度：建设数字金融基础设施可以扩大数字金融的服务范围，让更多的城镇居民获得金融服务。通过建立普及性的数字金融平台，包括电子支付、移动银行等，使得金融服务更加普遍和便捷，提高金融服务的覆盖面，让更多人受益于数字金融的发展；提升数字金融的使用深度：数字金融基础设施的建设可以提升城镇居民对数字金融的使用深度。通过推动数字化支付、在线理财、互联网借贷等金融活动，提供更多便利和多样化的金融产品和服务，激发居民对数字金融的兴趣和需求，促使他们更多地参与到数字金融中来；提升数字化水平：建设数字金融基础设施也将推动城镇居民生活的数字化水平的提升，通过数字金融工具，居民可以享受到更便捷、高效的生活服务，如在线购物、移动支付、在线旅游等，提升生活品质 and 便利性。2) 中西部地区城镇化建设需要加大基础设施建设和公共服务的投入。特别是在中部地区，由于门槛较低，加强城镇化推进将有助于减弱数字金融对消费结构升级的制约因素。通过加强中部地区的城镇化建设，可以提升当地的城市化水平，改善基础设施和公共服务水平，从而为数字普惠金融的发展提供更好的环境。同时，加强西部地区的城镇化建设也具有重要意义。西部地区的经济相对欠发达，加强城镇化建设将带动当地的经济的发展，吸引更多的投资和人才流入该地区。这将提高西部地区居民的收入水平，增加消费需求，进而推动数字普惠金融的使用率。通过数字金融工具，西部地区居民可以更方便地进行支付、储蓄、投资和保险等金融活动，从而发挥出数字普惠金融对消费结构升级更大的促进作用。综合而言，加强中西部地区的城镇化建设对于数字普惠金融的发展具有重要意义。中部地区的城镇化推进可以减弱数字金融发展的制约因素，而西部地区的城镇化建设将促进经济发展，提高数字普惠金融的使用率。这些举措将进一步推动消费结构的升级，促进经济的可持续发展。3) 提升城镇居民的非工资性收入。鼓励数字普惠金融的发展，提供普惠金融服务，包括小额贷款、移动支付和金融科技创新等，为居民提供更多的金融工具和便利的金融服务，促进他们的资产积累和非工资性收入的增加。收入结构起着中介效应，因此增加居民的经营性收入、财产性收入以及转移性收入，能够有效提高居民的收入结构，进而促进城镇居民的消费结构升级。数字普惠金融能够通过提供便捷的支付和结算工具，促进居民的经营性收入的增长。居民可以更加灵活地进行交易和商业活动，扩大经济活动的范围和规模，从而提升经营性收入的水平。数字普惠金融也为居民提供了更多投资和理财的机会，帮助他们获取财产性收入。通过数字化的投资渠道和金融产品，居民可以参与更广泛的投资市场，增加财产性收入的积累和增长。

## 参考文献

- [1] Stone, R. (1954) Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand. *The Economic Journal*, 64, 511-527. <https://doi.org/10.2307/2227743>

- 
- [2] Lluch, C. (1973) The Extended Linear Expenditure System. *European Economic Review*, **4**, 21-32.  
[https://doi.org/10.1016/0014-2921\(73\)90028-7](https://doi.org/10.1016/0014-2921(73)90028-7)
- [3] Deaton, A. and Muellbauer, J. (1980) An Almost Ideal Demand System. *American Economic Review*, **70**, 312-326.
- [4] 臧旭恒, 孙文祥. 城乡居民消费结构: 基于 ELES 模型和 AIDS 模型的比较分析[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2003(6): 122-126.
- [5] 李晓楠, 李锐. 我国四大经济地区农户的消费结构及其影响因素分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2013, 30(9): 89-105.
- [6] 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.
- [7] 崔海燕. 数字普惠金融对我国农村居民消费的影响研究[J]. 经济研究参考, 2017(64): 54-60.
- [8] 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.
- [9] 吕雁琴, 赵斌. 数字普惠金融与城乡居民消费差距[J]. 金融与经济, 2019(12): 76-81.
- [10] 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.
- [11] 魏勇, 杨孟禹. 收入结构、社会保障与城镇居民消费升级[J]. 华东经济管理, 2017, 31(3): 90-99.
- [12] 邱晗, 黄益平, 纪洋. 金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J]. 金融研究, 2018(11): 17-29.