

# 推动经济增长的农村居民消费行为示范效应研究

吴学品, 陈旭, 马永俊

(海南大学 国际商学院, 海南 海口 570228)

**[摘要]** 文章构建了包含示范效应的面板 ELES 多层统计模型, 基于我国 31 个省份中 126 个地级市 2011—2020 年的消费支出面板数据, 实证分析了嵌入性变量城镇化水平、人均受教育年限、互联网宽带普及率、数字普惠金融以及收入差距对农村居民消费行为的示范效应的影响及其作用途径。结果表明: 我国农村地区在食品烟酒、衣着、居住、家设服务、医疗保健、交通通讯和文教娱乐消费方面均存在显著的示范效应; 从作用效果来看, 城镇化的推进、人均受教育水平的提升、互联网普及程度的提高以及数字普惠金融的发展都能够不同程度地促进我国农村地区在不同消费类型上的示范效应, 而收入差距的拉大则会显著抑制农村居民在食品烟酒、医疗保健和交通通讯方面消费的示范效应; 从对示范效应的作用程度来看, 互联网普及和数字普惠金融对示范效应的作用程度较强, 而人均受教育程度、城镇化水平和收入差距对示范效应的作用程度则较弱。

**[关键词]** 示范效应; 农村消费; ELES 多层统计模型

**[中图分类号]** F323.8, F224

**[文献标识码]** A

**[文章编号]** 1671-6973(2023)05-0051-13

## 一、引言

2023 年, 我国《政府工作报告》明确提出要着力扩大国内需求, 把恢复和扩大消费摆在优先位置。根据国家统计局数据显示, 2022 年中国居民消费率为 35.3%, 最终消费支出对经济增长贡献率为 32.8%, 与欧美发达国家相比还处于相对较低水平。2022 年, 我国人均消费支出为 2.45 万元, 在扣除价格影响因素后, 同比去年实际下降 0.2%。分城乡来看, 城镇居民的人均消费支出为 3.04 万元, 农村居民人均消费支出为 1.67 万元, 但在扣除价格影响因素以后, 城镇居民消费实际下降 1.7%, 而农村居民消费实际上升了 2.5%。尽管农村人均消费支出总额不如城镇, 但却表现出较强的消费需求。目前中国有超过 5 亿的农村人口, 如何开发这一规模庞大的消费群体是我们面临的关键性问题。随着中国城镇化的推进, 城镇居民人数不断增加, 农村居民与城镇居民的接触日

**[收稿日期]** 2023-04-16

**[基金项目]** 国家社会科学基金一般项目“基于习惯形成嵌入面板 ELES 模型视角的城乡居民消费结构研究”(19BJL047)。

**[作者简介]** 吴学品(1974—), 男, 海南儋州人, 海南大学国际商学院教授、博士生导师, 主要研究方向为农村经济、产业经济、计量模型; 陈旭(1997—), 男, 山西临汾人, 海南大学国际商学院硕士研究生, 研究方向为农村经济; 马永俊(1997—), 男, 安徽阜阳人, 海南大学国际商学院硕士研究生, 研究方向为产业经济。

益频繁,农村居民也随之受到城镇居民消费习惯的影响。目前,消费主力群体也发生了变动,已由原先消费观念保守的老一辈,逐渐变成更具有消费意愿的青年群体。互联网技术的日益完善,深刻影响着农村地区的经济发展、社会结构和日常生活,已成为推动农村经济和社会转型的重要驱动力。随着互联网的普及,网络购物的便捷,消除了传统购物中的时空障碍,这给农村居民模仿和追赶城镇居民消费创造了有利条件。可以看出,消费者的消费行为不仅受到自身经济因素的影响,也会受周围人们消费水准的影响,即所谓的示范效应。在以往的居民消费行为研究中,均把收入水平作为影响消费增长的关键因素,较少从消费心理角度研究其对居民消费行为的影响。示范心理作为消费心理的一种形式,会对消费产生重要的影响。因此,本文探讨农村居民在各类消费支出中受到的示范效应影响,了解农村居民在各类消费支出中引起示范效应的具体原因。这不仅为制定消费提质扩容、激发消费潜力的政策措施提供参考,也为有效制定满足农村多层次多样化消费需求政策提供现实依据。

本文将示范效应与 ELES 模型结合,引入城镇化水平、人均受教育年限、互联网宽带普及率、数字普惠金融以及收入差距二层变量来构建包含示范效应的多层 ELES 模型。该模型不仅能把示范效应与消费结构相结合,而且还能以外部环境为视角研究其对消费习惯的影响。由于居民消费在受到诸如收入、偏好等基本因素的影响的同时,也必然会受到居民所处环境的直接或间接影响,因此,引入具有代表性二层变量从某种程度上解决了这个问题。

## 二、文献综述与理论分析

一个人的消费不仅受本人收入的影响,还会受到周围参照群体收入水平和消费的影响。<sup>[1]</sup>同时,消费者的消费支出也会受过去消费习惯和个人相对收入水平的影响。<sup>[2]</sup>在个体消费者的跨期消费优化过程中,示范效应对优化跨期消费也扮演着重要角色。<sup>[3]</sup>家庭在其消费支出决策中也会受到示范效应的影响。<sup>[4]</sup>部分研究显示,周围群体的平均收入和消费水平对个人的效用呈负相关关系,其原因是示范效应会导致个人消费效用的降低。<sup>[5]</sup>个人消费效用不仅与个人绝对消费水平相关,还会受到相对消费的影响。<sup>[6]</sup>若个人的消费水平低于平均消费水平则会给消费者带来不好的心理感受,<sup>[7]</sup>即引起效用水平的下降。在直觉上人们也会认为增加收入有助于个人幸福感的获得。实际上,那些收入水平高于平均水平但不是特别富有的人更倾向于通过与其地理位置较近的群体进行比较来获得更高的幸福感。<sup>[8]</sup>此外,嫉妒他人的家庭往往会比孤立的家庭储蓄更少、消费更多。<sup>[9]</sup>由此可见,示范效应对个人消费、效用水平及其幸福感等会产生重要影响。改革开放初期,已有学者指出示范效应显著存在于我国居民消费支出中。随后,基于消费支出角度、城乡角度、收入群体高低角度、家庭消费角度、地区收入角度等不同视角,学者们定性或定量地分析了示范效应对我国居民消费的显著影响。总体而言,学者们关于示范效应对消费的影响研究内容较为多元化,其主要集中于以下两个方面:第一,从消费结构角度,实证分析了居民消费存在示范效应,在各类消费支出中均受到示范效应的影响,并且示范效应对居民储蓄也有显著影响;第二,从地区和收入角度,比较不同地区示范效应的地区差异以及不同收入群体的示范效应差异,示范效应对居民消费效用和幸福感有显著影响。虽然关于示范效应理论已经积累了许多文献并得出了丰富的结论,但仍然具有局限性。首先,现有文献大部分关注居民在各类消费支出中示范效应的比较,鲜有文献关注引起示范效应的原因;其次,从文献研究采用的模型来看,既有研究多

采用一般线性模型研究居民在各类消费支出中的示范效应,鲜有文献通过 ELES 多层模型研究外部消费环境对示范效应的影响。

示范效应实质上也是一种复杂的心理活动,且受到消费者所处的消费环境影响<sup>[10]</sup>。在围绕示范效应的研究中,如果将消费环境考虑进来,对于示范效应研究是一种新颖的研究视角。Granovetter 研究指出,“我们所研究的社会组织及其行为会受到社会关系的掣肘,若将他们作为单独的个体分析将是一个严重的错误。”<sup>[11]</sup>将外部消费环境变量嵌入模型中,不仅能够分析宏微观间的跨层交互作用,也能够观察消费环境对示范效应的影响。外部消费环境作为影响示范效应的重要因素,其具体影响因素有哪些?这些因素是如何影响示范效应的?根据现有的理论研究以及中国城镇居民消费实际情况,本研究基于宏观消费环境的视角,分别从城镇化、教育、互联网普及、数字普惠金融和收入差距五个方面阐述这些因素影响的机理。我国在过去一段时间的经济发展中经历了巨大的人口规模迁移,而城镇化是推动农村人口流向城市的主要推手。根据国家统计局数据显示,我国的城镇化率已经从 1978 年的 17.9% 上升至 2022 年的 65.2%。我国的国民教育水平也在这段时间里得到极大改善,国民受教育水平已然达到中高收入国家水平。“宽带中国”“国家大数据综合试验区”等试点政策的实施极大地推进了互联网普及,这有效提升了人们的生活质量和消费水平。2022 年世界银行发布的全球普惠金融调查(Global Findex)数据显示,中国多项普惠金融指标增长明显,较多普惠金融核心指标位居中高收入经济体前列,而数字普惠金融的发展将更多地惠及到中低收入群体,助力其消费需求。尽管我国经济增长取得了长足的进展,但经济红利并不能够普惠到广大群众,这造成了我国经济发展并未朝着低收入人群体受益的方向发展,反而进一步拉大了收入差距,而收入差距的扩大将不利于消费增长。已有文献也表明,城镇化、教育、互联网普及、数字普惠金融和收入差距显著影响着居民的消费习惯、消费理念和消费水平等。因此,本文将理论文献与实际相结合,选择城镇化、教育、互联网普及、数字普惠金融和收入差距这五个宏观变量作为消费的外部环境具有一定的合理性和代表性。

#### (一)城镇化对示范效应的影响分析

2023 年,《政府工作报告》指出,我国仍处于城镇化进程中,在过去十年里,已有 1.4 亿农村人口落户城镇。《政府工作报告》还指出,我国常住人口城镇化率已经提升至 65.2%。城镇化的发展能够通过缩小城乡差距、优化城市空间布局、促进公平正义等方式推进共同富裕。<sup>[12]</sup>严重的城乡分割格局会导致收入差距扩大和人均消费正相关,<sup>[13]</sup>而由收入差距扩大产生的消费支出增长是非良性的。随着城镇化的持续进行,农民工的城市归属感日益增强,由未来不确定性导致的预防性储蓄动机将被削弱,消费支出也会进一步被释放。<sup>[14]</sup>以收入效应和收入差距作为媒介,城镇化对农村居民消费结构和消费水平均具有明显的促进作用,且存在着显著的区域差异。<sup>[15]</sup>城镇化发展也可以通过减贫效应,促进农村家庭财产收入和工资收入的增长,以增加农村居民的消费支出。<sup>[16]</sup>可预见的是,在城镇化推进过程中,农村居民收入提高以后将具有模仿和追赶他人消费的经济能力。相对收入假说认为,高收入家庭的消费能对低收入家庭的消费起到示范的作用,从而形成示范效应。农村居民对城镇居民消费的模仿和追赶能力,会因城镇化质量不同而具有差异化。<sup>[17]</sup>鉴于此,本文认为城镇化会对农村居民消费行为的示范效应产生影响。

#### (二)教育对示范效应的影响分析

根据中国教育部 2020 年发布的数据显示,全国新增劳动力平均受教育年限为 13.8 年,其中,

受过高等教育的比例已经达到 53.5%。全国各类高等教育在校人数 4183 万人,且毛入学率为 54.4%。劳动力素质结构的重大改变将深刻影响着国民的消费习惯、消费观念、消费结构、消费水平和消费方式。<sup>[18]</sup>教育不仅能够促进消费者作为生产要素的人力资本的发展,<sup>[19]</sup>还能有效推进消费者的消费观念、消费行为、消费水平和消费技能的提升。<sup>[20]</sup>随着教育水平的提高,个体不但不会提高家庭储蓄,反而会降低家庭储蓄以提高消费支出水平。<sup>[21]</sup>这是因为教育能够缓解个体面临的不确定性,从而显著降低了家庭储蓄。此外,教育水平的提高还能够有效地改善收入不平等,提高个体收入水平。<sup>[22]</sup>在收入水平提高以后,个体将具备较强的经济实力去模仿和追赶他人消费方式,以形成示范效应。在追赶他人消费的过程中,个体的消费意愿、消费水平和消费结构也会被优化,幸福感也会进一步提高。总体而言,教育能够对个体的消费心理活动产生影响,也能提高个体收入水平,使得个体有经济能力进行追赶消费。在上述两个方面的影响下,本文认为教育能够对示范效应起到影响作用。

### (三)互联网普及对示范效应的影响分析

根据中国互联网信息中心(CNNIC)发布的第 51 次《中国互联网络发展状况统计报告》数据显示,截至 2022 年 12 月,中国网民规模已达 10.67 亿人,较 2021 年同比增长 3549 万人,互联网普及率已达 75.6%。随着互联网的普及,“互联网+消费”的消费方式成为驱动经济增长的重要动力。研究发现,互联网的普及能够有效通过缩小生存型消费、发展型消费和享受型消费差距,或是通过缓解居民消费价格指数和缩小城乡收入差异,<sup>[23]</sup>来改善城乡居民消费差距。<sup>[24]</sup>城乡居民消费差距越大,互联网普及的缩减效应就会越明显。进一步研究表明,互联网普及能够通过信息渠道效应、便捷交易效应以及增收效应来促进居民消费支出。具体而言,提高互联网普及率有助于提升居民教育水平和收入水平,从而提高居民的信息识别能力和消费的模仿能力。<sup>[25]</sup>互联网的普及能够有效地消除以往农村地区存在的信息滞后、信息不对称等问题,使外界的新鲜事物、时尚潮流以及各种各样的商品进入农村居民消费视野中。同时,互联网能突破时空的限制,促使信息高速、高质量传播,使农村居民发现其与城镇居民消费存在的差异,并及时模仿和追随城镇居民的消费行为。研究也证实了在网购过程中,农村居民会显著地受到城镇居民消费行为的示范效应的影响。<sup>[26]</sup>鉴于此,本文认为互联网的普及能够影响农村居民消费追赶的能力。

### (四)数字普惠金融对示范效应的影响分析

根据中国人民银行发布的《中国普惠金融指标分析报告(2021)》数据显示,截至 2021 年末,我国个人消费贷款余额为 54.89 万亿元,其中农户消费贷款余额为 6.63 万亿元,人均个人消费贷款余额为 3.89 万元,以上贷款额度都同比增长超过 10%。不难看出,我国目前个人消费贷款总量大且增长速度较快。发展数字普惠金融有助于缓解民众面临的流动性约束、实现便捷化交易,<sup>[27]</sup>同时也能够明显提高民众的风险平滑能力和风险分担能力。<sup>[28]</sup>数字普惠金融是金融科技与普惠金融深度融合的产物,也是实现共同富裕和增加收入的重要工具。数字普惠金融能够为就业者提供更为灵活的就业方式,并缩小传统就业与灵活就业之间的收入差距。<sup>[29]</sup>数字普惠金融也可以通过大数据、人工智能等互联网技术惠及低收入群体,从而提高其收入水平,缩小城乡收入差距。<sup>[30]</sup>由数字普惠金融引起的收入水平的提高意味着低收入群体具有了模仿和追随高收入群体消费行为的经济能力,从而形成示范效应。鉴于此,本文认为数字普惠金融能够对示范效应产生影响。

### (五)收入差距对示范效应的影响分析

改革开放以来,在益贫式经济增长格局下,我国居民收入差距总体呈现上升趋势。<sup>[31]</sup>收入是影响消费的重要因素,在分析消费中存在的示范效应现象时,也应考虑收入方面的因素。研究发现,收入水平增加对消费的影响会受到收入分配结构的影响,即收入差距缩小有利于居民消费升级和消费水平的提高。<sup>[32]</sup>然而,收入差距的扩大将会抑制个人消费支出水平,造成明显的消费不平等现象和消费差异。事实上,收入差距的扩大也会对低收入群体、贫困、教育、储蓄和家庭负债造成明显的负面效应,这并不利于低收入群体模仿和追随周围收入水平较高的群体的消费行为。现有研究便证实了这一观点,当收入差距低于某一临界值时,低收入群体有经济能力对他人的消费进行模仿和追赶,从而形成示范效应。<sup>[33]</sup>收入差距持续上升意味着低收入群体将面临流动性不足和收入减少的双重窘境,这将严重影响低收入群体模仿和追赶周围消费者的能力。鉴于此,本文认为收入差距恶化或减缓都将对示范效应产生较为明显的影响。

## 三、ELES 多层统计模型构建

Duesenberry 首次提出习惯形成理论中示范效应这个重要概念,并将习惯因素引入消费函数中来表示示范效应。<sup>[2]</sup>Holt 和 Goodwin 将习惯形成引入近乎理想需求系统(AIDS)中,研究了示范效应对美国居民肉类支出的影响。<sup>[34]</sup>Pollak 和 Terence 将内部习惯形成纳入 LES 框架,最先展开了习惯形成消费结构的研究。<sup>[35]</sup>Pollak 首次将内部习惯形成引入线性支出系统(ELES)中,<sup>[36]</sup>随后他又将外部习惯形成引入 ELES 模型中,<sup>[37]</sup>研究“棘轮效应”和“示范效应”对居民消费的影响。Kapteyn 等也将外部习惯形成引入 ELES 模型,研究习惯形成对消费的影响。<sup>[38]</sup>由此可见,外部习惯形成常被应用于不同的消费模型中作为示范效应的测度。同理,基于上述参考文献,本文则是将外部习惯形成引入扩展线性支出系统(ELES)中,构建了包含示范效应的模型,并将其拓展成多层统计模型,以研究外部消费环境对示范效应的影响。

示范效应在现代消费理论中也被称之为“外部习惯形成”,其描述了具有示范作用的群体消费行为对消费决策的影响。因此,我们将外部习惯形成引入 ELES 模型,构建包含示范效应的面板 ELES 模型。假设示范效应只影响基本需求,而且消费的示范效应具有滞后性,则消费者受其他消费群体消费示范效应的影响可以表示为

$$\gamma_u^{(k)} = \gamma_0^{(k)} + \sum_{j \neq i}^N \phi_{ji}^{(k)} q_{j,t-1}^{(k)} \quad 0 \leq \phi_{ji}^{(k)} < 1, \quad 0 \leq i, \quad j \leq N, \quad 1 \leq k \leq M$$

其中, $N$ 为消费群体类型总数, $\phi_{ji}^{(k)}$ 表示示范效应参数,反映了消费者 $j$ 对消费者 $i$ 的影响程度。由于待估参数过多会大量损失数据的自由度,所以进一步假设其他消费者对消费者的影响程度相同,则:

$$\gamma_u^{(k)} = \gamma_0^{(k)} + \phi_i^{(k)} \bar{q}_{i,t-1}^{(k)}$$

其中,对第 $k$ 类商品(服务)的基本需求量 $\gamma_u^{(k)}$ 分成生理需求( $\gamma_0^{(k)}$ )和追赶需求( $\phi_i^{(k)} \bar{q}_{i,t-1}^{(k)}$ )两部分, $\phi_i^{(k)}$ 反映了其他消费者对消费者 $i$ 的平均影响, $\bar{q}_{i,t-1}^{(k)}$ 是其他消费者前期对第 $k$ 类商品的平均需求量。将 $\gamma_u^{(k)} = \gamma_0^{(k)} + \phi_i^{(k)} \bar{q}_{i,t-1}^{(k)}$ 代入含有示范效应的效用函数(此时效用函数不仅仅是当期各类商品需求量的函数,其他消费者前期对第 $k$ 类商品的平均需求量 $\bar{q}_{i,t-1}^{(k)}$ 同样影响效用水平):

$$U = \sum_{k=1}^M \beta^{(k)} \ln(q_u^{(k)} - (\gamma_0^{(k)} + \phi_i^{(k)} \bar{q}_{i,t-1}^{(k)}))$$

满足预算约束条件下使消费者当期效用最大化的方程如下:

$$\begin{cases} \text{Max} \sum_{k=1}^M \beta^{(k)} \ln(q_{it}^{(k)} - (\gamma_0^{(k)} + \phi_i^{(k)} \bar{q}_{i,t-1}^{(k)})) \\ \text{s. t.} \sum_{k=1}^M p^{(k)} q_{it}^{(k)} \leq I_{it} \end{cases}$$

在边界处构建拉格朗日函数:

$$L = \sum_{k=1}^M \beta^{(k)} \ln(q_{it}^{(k)} - (\gamma_0^{(k)} + \phi_i^{(k)} \bar{q}_{i,t-1}^{(k)})) - \lambda_t (\sum_{k=1}^M p^{(k)} q_{it}^{(k)} - I_{it})$$

效用最大化的一阶条件为

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial q_{it}^{(k)}} = \frac{\beta^{(k)}}{q_{it}^{(k)} - (\gamma_0^{(k)} + \phi_i^{(k)} \bar{q}_{i,t-1}^{(k)})} - \lambda_t p^{(k)} = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial \lambda_t} = \sum_{k=1}^M p^{(k)} q_{it}^{(k)} - I_{it} = 0 \end{cases}$$

给定消费者收入和各类商品的价格,可以得到最优需求量为

$$q_{it}^{(k)} = \gamma_0^{(k)} - \frac{\beta^{(k)}}{p^{(k)}} \sum_{k=1}^M p^{(k)} \gamma_0^{(k)} + \frac{\beta^{(k)}}{p^{(k)}} I_{it} + \phi_i^{(k)} \bar{q}_{i,t-1}^{(k)} - \frac{\beta^{(k)}}{p^{(k)}} \sum_{k=1}^M p^{(k)} \phi_i^{(k)} \bar{q}_{i,t-1}^{(k)}$$

令  $V_{it}^{(k)} = p^{(k)} q_{it}^{(k)}$ ,并在等式两边同乘  $p^{(k)}$ ,可得面板模型如下:

$$V_{it}^{(k)} = \lambda_i^{(k)} + \phi_i^{(k)} \bar{V}_{i,t-1}^{(k)} + \beta^{(k)} I_{it} + v_{it} \quad (1)$$

$$\lambda_i^{(k)} = \alpha_0^{(k)} - \beta^{(k)} \sum_{k=1}^M \phi_i^{(k)} \bar{V}_{i,t-1}^{(k)}, \alpha_0^{(k)} = p^{(k)} \gamma_0^{(k)} - \beta^{(k)} \sum_{k=1}^M p^{(k)} \gamma_0^{(k)}$$

模型(1)为包含示范效应的变系数面板 ELES 模型,示范效应系数( $\phi_i^{(k)}$ )和模型截距项( $\lambda_i^{(k)}$ )与个体有关,随个体发生变化。基于本文主要研究我国各个省份农村居民在各类消费支出中的示范效应差异以及引起示范效应的原因,因此,模型(1)对应的研究我国农村居民示范效应的多层 ELES 模型如下:

$$\text{层一} \quad V_{(it)j}^{(k)} = \lambda_j^{(k)} + \phi_j^{(k)} \bar{V}_{(i,t-1)j}^{(k)} + \beta^{(k)} I_{(it)j} + v_{(it)j}$$

$$\text{层二} \quad \lambda_j^{(k)} = \lambda_{00} + \lambda_{01} G_{1j} + \lambda_{02} G_{2j} + \lambda_{03} G_{3j} + \lambda_{04} G_{4j} + \lambda_{05} G_{5j} + u_{0j} \quad (2)$$

$$\phi_j^{(k)} = \lambda_{10} + \lambda_{11} G_{1j} + \lambda_{12} G_{2j} + \lambda_{13} G_{3j} + \lambda_{14} G_{4j} + \lambda_{15} G_{5j} + u_{1j}$$

其中,层一的  $j$  为省份,  $i$  为地级市,各个省份地级市  $i$  的数量不等,  $t$  为年份,其中  $t = 2011, 2012, \dots, 2020$  年,  $j = 1, 2, \dots, 31$  (表示第  $j$  个省),  $v$  为层一随机误差,  $u$  为层二随机误差,  $V_{(it)j}^{(k)}$  为省份  $j$  的地级市  $i$  消费者在  $t$  时刻对第  $k$  类商品(服务)的支出,  $\bar{V}_{(i,t-1)j}^{(k)}$  为示范效应变量,表示省份  $j$  的地级市  $i$  消费者周围群体在  $t-1$  时刻对第  $k$  类商品(服务)的平均消费支出,  $I_{(it)j}$  为省份  $j$  的地级市  $i$  消费者在  $t$  时刻的可支配收入,  $\lambda$  为消费者的自主性消费支出,受消费者收入、示范效应及其他商品生理需求消费支出的影响。从模型(2)可以看出,将示范效应分别融入 ELES 模型之后,所构建的模型为变系数面板 ELES 模型,示范效应系数( $\phi_j^{(k)}$ )和模型截距项( $\lambda_j^{(k)}$ )与个体有关,而个体内嵌于所处地区并受到地区环境差异的影响。当示范效应系数( $\phi_j^{(k)}$ )显著,表明我国农村居民的消费支出会受到城镇居民消费行为的影响,且存在地区差异。

## 四、实证结果及分析

### (一)变量选择和数据来源

#### 1. 变量选择和指标选取

考虑到数据的可得性和完整性,由于自2011年开始能获得各个省份及其地级市的消费数据,故本文经筛选,选取2011—2020年我国31个省份中126个地级市的农村消费结构数据为研究样本。基于多层ELES统计模型视角下的消费模型,其消费不仅受农村居民可支配收入 $I$ 和城镇居民上一年消费示范效应 $\bar{V}$ 的影响,还会受外部环境的影响。

层一变量:选取31个省份中126个地级市的农村居民人均消费作为层一被解释变量,各省地级市城镇居民上一年人均消费 $\bar{V}$ 和农村居民可支配收入 $I$ 作为层一解释变量,每个省份地级市的数据区间为2011—2020年。

层二变量:选取31个省份城镇化水平(URB)、人均受教育年限(EDU)、互联网宽带普及率(INT)、数字普惠金融指数(DFI)和泰尔指数(THEIL)作为层二解释变量。其中,城镇化水平用城镇地域上的常住人口数除以该地区全部常住人口数来衡量;人均受教育年限的计算公式为:人均受教育年限=(文盲人数 $\times 1$ +小学学历人数 $\times 6$ +初中学历人数 $\times 9$ +高中和中专学历人数 $\times 12$ +大专及以上学历人数 $\times 16$ )/6岁以上人口总数;互联网宽带普及率用互联网宽带接入用户数除以常住人口数来衡量;数字普惠金融指数计算方式参考郭峰等制定的“北京大学数字普惠金融指数”;<sup>[39]</sup>泰尔指数计算方式为 $Theil_u = \sum_{j=1}^2 \left( \frac{I_{ijt}}{I_{it}} \right) \ln \frac{I_{ijt}/P_{ijt}}{I_{it}/P_{it}}$ ,  $Theil_u$ 为泰尔指数,表示 $i$ 省份在 $t$ 年的城乡收入差距, $I_{ijt}$  ( $j=0,1$ 分别表示城镇和农村)表示 $i$ 省份在 $t$ 年的城镇和农村居民总收入(用人口总数乘以人均收入水平表示), $I_{it}$ 表示 $i$ 省份在 $t$ 年的城乡居民收入总和, $P_{ijt}$  ( $j=0,1$ 分别表示城镇和农村)表示 $i$ 省份在 $t$ 年的城镇和农村居民人口数, $P_{it}$ 表示 $i$ 省份在 $t$ 年的城乡居民人口数总和。

#### 2. 数据来源

层一数据,即农村居民人均消费、城镇居民人均消费、农村居民人均可支配收入数据,均来自31个省份中126个地级市各个年份的统计年鉴。所有数据均以2011年为基期,使用各省份农村、城镇居民消费分类价格指数或居民消费价格指数进行平减以消除价格影响因素,并进行对数化处理以消除异方差。

层二数据,即测算城镇化水平(URB)、人均受教育年限(EDU)、互联网普及率(INT)、北京大学数字普惠金融指数(DFI)和泰尔指数(THEIL)所需要的数据,主要来源于31个省份各个年份的统计年鉴、中国第七次人口普查数据和各省人口统计年鉴。

### (二)实证结果分析

#### 1. 方差分析

运用零模型回归结果计算各类消费支出的组内相关系数,并判断是否需要进行多层模型分析。

层一模型:  $V_{(it)j}^{(k)} = \lambda_j^{(k)} + v_{(it)j}$

层二模型:  $\lambda_j^{(k)} = \gamma_{00} + \mu_{0j}$

$$k = 1, 2, \dots, 7; \quad j = 1, 2, \dots, 31; \quad t = 2011, 2012, \dots, 2020$$

其中, $k$ 为消费类别, $j$ 为省份, $i$ 为地级市, $t$ 为年份,截距 $\lambda$ 表示农村居民消费支出的平均值, $v$

表示层一随机误差,  $\mu$  表示层二随机误差。  $V_{(ij)}^{(k)}$  表示第  $j$  个省份在第  $i$  个地级市的第  $t$  年农村居民消费支出。

从表 1 可知, 各省农村居民各类消费支出均呈现显著的消费差异, 这种消费差异可用嵌入性变量解释, 而嵌入性变量能够解释的程度取决于组内相关系数  $\rho = ICC(2) / \{ICC(1) + ICC(2)\}$ , 其中, 层一方差成分  $ICC(1) = \text{组间方差} / (\text{组间方差} + \text{组内方差})$ , 层二方差成分  $ICC(2)$  由软件 HLM 直接得出, 且农村居民各类消费组内相关系数  $\rho$  处于 62.97%~74.45% 之间, 说明农村居民各类消费仅有 25.55%~37.03% 可由消费增长基本因素解释。同时, 这也说明在研究农村居民各类消费支出增长时, 不能只考虑消费增长基本因素, 对于具有较强解释能力的嵌入性因素更不容忽略, 需要建立多层模型来分析居民消费结构。

表 1 消费支出变异(方差)分解结果

支出类型	截距	组间方差	组内方差	P 值	ICC(1)	ICC(2)	$\rho$
食品烟酒	3.369	0.012	0.011	<0.001	0.522	0.968	64.97%
衣着	2.737	0.024	0.018	<0.001	0.571	0.971	62.97%
居住	3.176	0.032	0.048	<0.001	0.400	0.915	69.58%
家设服务	2.691	0.016	0.022	<0.001	0.421	0.947	69.23%
医疗保健	2.826	0.024	0.027	<0.001	0.471	0.949	64.72%
交通通讯	3.051	0.025	0.054	<0.001	0.316	0.921	74.45%
文教娱乐	2.846	0.051	0.042	<0.001	0.548	0.968	63.85%

注: 截距项和组间方差项均在 1% 置信水平下显著

## 2. 消费增长基本因素对消费增长影响的结构分析

考察城镇居民前一年消费  $\bar{V}$  和农村居民人均可支配收入  $I$  对当年农村居民消费  $V$  的影响, 将前一期城镇居民消费  $\bar{V}$  和农村居民人均可支配收入  $I$  引入到层一模型中。

$$\text{层一模型: } V_{(ij)}^{(k)} = \lambda_j^{(k)} + \phi_j^{(k)} \bar{V}_{(i,t-1)j}^{(k)} + \beta^{(k)} I_{(ij)j} + v_{(ij)j}$$

$$\text{层二模型: } \lambda_j^{(k)} = \lambda_{00} + \mu_{0j}$$

$$\phi_j^{(k)} = \gamma_{10} + \mu_{1j}$$

从表 2 可以看出, 在七大类基础消费中, 城镇居民前一年消费  $\bar{V}$  和农村居民人均可支配收入  $I$  对农村居民消费增长都具有显著的直接影。同时, 在七大类基础消费中, 城镇居民消费示范效应系数( $\phi$ ) 对农村居民消费都在 1% 的置信水平下具有正向的促进作用。其中, 截距项和城镇居民消费的斜率的跨区域变异方差呈统计显著, 说明截距项和城镇居民消费的回归系数是随机的, 其回归数值在不同省份之间有显著差异, 即农村居民人均消费与城镇居民消费支出和截距项因省份不同而显著不同, 即这种不同需要构建 ELES 多层模型去解释。而农村居民可支配收入的斜率回归系数仅随消费类型而不同, 故不作方差统计显著分析。

表 2 层一引入变量后的回归结果

支出类型	$\gamma_{00}$ ( $\lambda$ 截距)	$\gamma_{10}$ ( $\bar{V}$ 斜率)	$\beta$ ( $I$ 斜率)	$\gamma_{00}$ (方差)	$\gamma_{10}$ (方差)
食品烟酒	0.876** (2.518)	0.274*** (3.989)	0.613*** (7.258)	1.884*** (321.490)	0.319*** (130.730)
衣着	0.310*** (3.505)	0.230*** (4.645)	0.646*** (10.021)	1.376*** (318.016)	0.222*** (101.236)



支出类型	$\gamma_{00}$ ( $\lambda$ 截距)	$\gamma_{10}$ ( $\bar{V}$ 斜率)	$\beta(I$ 斜率)	$\gamma_{00}$ (方差)	$\gamma_{10}$ (方差)
居住	0.753*** (4.568)	0.490*** (7.520)	0.598*** (5.562)	0.133*** (608.629)	0.195*** (71.349)
家设服务	0.234** (2.110)	0.302*** (4.848)	0.608*** (6.306)	0.089*** (736.590)	0.178*** (108.651)
医疗保健	0.693*** (5.261)	0.445*** (8.004)	0.528*** (6.137)	0.120*** (851.026)	0.214*** (91.866)
交通通讯	0.566*** (2.614)	0.599*** (5.279)	0.888*** (7.829)	0.134*** (729.081)	0.244*** (112.967)
文教娱乐	0.282* (1.773)	0.491*** (4.702)	0.846*** (4.513)	3.948*** (408.099)	0.565*** (221.970)

注:截距项和斜率项括号内为 t 值,方差项括号内为卡方值,\* \* \*、\* \*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平

### 3. 嵌入性变量影响效应结构分析

引进城镇化水平(URB)、人均受教育年限(EDU)、互联网宽带普及率(INT)、数字普惠金融指数(DFI)和泰尔指数(THEIL)到层二模型中作为解释变量,并以随机系数( $\lambda_j$ 、 $\varphi_j$ )作为被解释变量,以分析城镇化水平、受教育年限、互联网宽带普及率、数字普惠金融以及收入差距如何调节层一的解释变量对被解释变量的影响,即跨层交互作用,得到全模型为

$$\text{水平-1: } V_{(i)j}^{(k)} = \lambda_j^{(k)} + \varphi_j^{(k)} \bar{V}_{(i,t-1)j}^{(k)} + \beta^{(k)} I_{(i)j} + v_{(i)j}$$

$$\text{水平-2: } \lambda_j^{(k)} = \gamma_{00} + \lambda_{01}URB_{1j} + \lambda_{02}EDU_{2j} + \lambda_{03}INT_{3j} + \lambda_{04}DFI_{4j} + \lambda_{05}THEIL_{5j} + u_{0j}$$

$$\varphi_j^{(k)} = \gamma_{10} + \lambda_{11}URB_{1j} + \lambda_{12}EDU_{2j} + \lambda_{13}INT_{3j} + \lambda_{14}DFI_{4j} + \lambda_{15}THEIL_{5j} + u_{1j}$$

由表 3 可以看出,城镇化的推进对食品烟酒和医疗保健的自主性回归系数至少在 5% 的置信水平下显著,说明城镇化的推进能够促使农村地区在食品烟酒和医疗保健方面的消费支出增加。人均受教育年限对交通通讯的自主性回归系数在 10% 的置信水平下显著,说明随着受教育水平的提高,农村地区会增加对交通通讯的自主性消费需求。数字普惠金融对食品烟酒、家设服务和医疗保健的自主性回归系数至少通过了 10% 水平的显著性检验,说明数字普惠金融的实施有助于农村居民增加对食品烟酒、家设服务和医疗保健的自主性消费支出。互联网普及率和收入差距对各类消费品的自主性回归系数不显著,说明互联网普及程度的提高和收入差距扩大对农村地区各类消费品的自主性消费支出影响不明显。

层二模型中示范效应的截距项( $\lambda_{10}$ )在食品烟酒、衣着、居住、家设服务、医疗保健、交通通讯和文教娱乐中都显著,说明我国农村地区各类型消费支出的示范效应存在显著的区域差异。城镇化率(URB)对食品烟酒、衣着、家设服务和医疗保健方面的示范效应的回归系数都为正,这说明随着城镇化的推进,农村居民会加大对食品烟酒、衣着、家设服务和医疗保健方面的消费支出。城镇化的推进会直接对农村居民产生两个方面的影响:一是随着城镇化的推进,城市完善的社会保障体系缓解了农村居民想消费而不敢消费的心理;<sup>[14]</sup>二是具有减贫增收效应特征的城镇化将赋予农村居民进行模仿和追赶城镇居民消费行为的经济能力。<sup>[17]</sup>在上述两个方面的影响下,城镇化的推进会增强农村地区在上述消费支出上的示范效应。

人均受教育程度(EDU)对衣着、医疗保健、交通通讯和文教娱乐的回归系数都通过了至少 5% 水平的显著性检验,说明随着农村地区整体受教育水平的提高,会增强农村地区在衣着、医疗保健、交通通讯和文教娱乐方面消费支出的示范效应。随着我国农村地区教育水平的提高,农村居民的

消费方式、消费观念和消费习惯与老一辈相比也会发生转变。受教育水平提高可以有效地提升居民的收入水平、缓解流动性约束和预防性储蓄动机,<sup>[21]</sup>从而释放消费潜力。在面临的收入不确定性被改善后,农村地区居民具备了模仿和追赶城镇居民消费的经济能力,从而加大了衣着、医疗保健、交通通讯和文教娱乐方面的消费支出。

互联网普及(INT)对食品烟酒、衣着、居住、医疗保健、交通通讯和文教娱乐的回归系数都通过了5%水平的显著性检验,说明互联网普及程度的提高,会增强农村地区对这六类消费支出的追赶程度。互联网的普及能够极大地推进信息的流动性,改善以往农村地区存在信息滞后的状况。随着互联网农村化,农村居民获取商品信息的渠道和交易渠道将被有效地拓宽,城乡居民存在的消费差距也将进一步缩小。可以预见的是,互联网的普及使得农村居民更容易观察到城镇居民的消费特征和消费习惯。在此过程中,示范心理会潜在地驱使农村居民在食品烟酒、衣着、居住、医疗保健、交通通讯和文教娱乐消费类型方面的模仿和追赶,即互联网的普及会增强农村地区在上述消费类型上的示范效应。

数字普惠金融(DFI)对衣着、居住、家设服务、医疗保健和交通通讯的回归系数都通过了至少10%水平的显著性检验,说明随着数字普惠金融的发展,农村居民在衣着、居住、家设服务、医疗保健和交通通讯消费上模仿和追赶城镇居民消费的能力显著增强,从而形成明显的示范效应。通过改善区域经济环境、增加就业机会和提升工资水平,数字普惠金融的发展对缩小收入差距和增加居民收入水平具有显著的效果。这使得农村居民面临的流动性约束问题得到极大缓解,其风险平滑能力和风险分担能力也将随数字普惠金融的发展而有所提高。在经济水平得到实质性提高之后,农村居民具备了追赶和模仿城镇居民消费的能力,从而增强了农村地区在衣着、居住、家设服务、医疗保健和交通通讯方面消费支出的示范效应。

泰尔指数(THEIL)对食品烟酒、医疗保健和交通通讯的回归系数显著为负,说明收入差距的拉大会抑制农村居民在食品烟酒、医疗保健和交通通讯方面消费支出的示范效应。当收入差距扩大时,占比较大的中低收入群体受到的负面影响更大,而中低收入群体的消费意愿(边际消费倾向)要明显高于收入较高的群体。在收入差距进一步拉大之后,中低收入群体将面临更为窘迫的流动性约束问题,这使得农村居民不具备模仿城镇居民消费行为以及消费习惯的经济能力,从而抑制了需要耗费过多储蓄的食品烟酒、医疗保健和交通通讯方面消费支出的示范效应。

表3 全模型的回归结果

支出类型	食品烟酒	衣着	居住	家设服务	医疗保健	交通通讯	文教娱乐
截距, $\gamma_{00}$	0.951** (2.457)	0.147 (0.576)	0.303 (0.502)	0.459 (1.252)	0.349 (0.981)	0.566 (1.092)	0.588 (0.766)
URB, $\gamma_{01}$	0.592** (2.279)	-0.060 (-0.127)	0.366 (0.856)	-0.191 (-0.428)	1.764*** (3.736)	0.640 (1.390)	-0.694 (-0.679)
EDU, $\gamma_{02}$	0.004 (0.099)	0.040 (0.866)	-0.063 (-1.423)	0.003 (0.075)	-0.094 (-0.923)	0.084* (1.931)	0.065 (0.818)
INT, $\gamma_{03}$	1.547 (1.466)	1.097 (0.921)	-0.395 (-0.368)	-0.320 (-0.327)	0.525 (0.485)	0.219 (0.219)	-0.337 (-0.105)
DFI, $\gamma_{04}$	7.488*** (5.533)	-4.042 (-1.524)	1.560 (0.421)	3.644* (1.793)	5.232** (2.140)	-2.080 (-0.813)	-1.185 (-0.249)
THEIL, $\gamma_{05}$	-0.169 (-0.459)	-0.048 (-0.069)	-0.478 (-0.485)	0.861 (1.617)	0.151 (0.932)	0.156 (0.252)	-1.789 (-1.252)

支出类型	食品烟酒	衣着	居住	家设服务	医疗保健	交通通讯	文教娱乐
截距, $\gamma_{10}$	0.336*** (3.990)	0.331*** (6.710)	0.433*** (5.884)	0.249*** (8.177)	0.408*** (6.502)	0.558*** (5.828)	0.465*** (4.348)
URB, $\gamma_{11}$	2.873** (2.435)	1.717* (1.856)	0.127 (0.161)	1.380** (2.396)	2.184* (1.868)	1.050 (0.858)	3.151 (1.105)
斜率, $\varphi_j$							
EDU, $\gamma_{12}$	0.015 (0.121)	0.183** (1.998)	0.115 (1.518)	-0.040 (-0.595)	0.121** (2.322)	0.587*** (3.334)	0.236*** (2.662)
INT, $\gamma_{13}$	7.404** (2.077)	4.634** (2.229)	3.701** (1.958)	2.539 (0.928)	6.420** (2.258)	6.494** (2.551)	15.116** (2.224)
DFI, $\gamma_{14}$	-0.379 (-0.047)	12.787** (2.316)	12.852*** (3.262)	5.518* (1.758)	6.146*** (3.074)	11.270** (2.334)	8.263 (0.927)
THEIL, $\gamma_{14}$	-3.784* (-1.845)	0.119 (0.955)	1.514 (1.213)	-0.226 (-0.227)	-1.132** (-2.140)	-5.648*** (-4.077)	0.202 (0.068)

注:括号内为 t 值,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平

## 五、结论与建议

本文通过构建包含示范效应的 ELES 多层统计模型,运用 126 个地级市 2011—2020 年的消费支出面板数据,实证分析了嵌入性变量城镇化水平、人均受教育年限、互联网宽带普及率、数字普惠金融和收入差距对农村居民消费行为示范效应的影响及其作用途径。研究结果表明我国农村地区在食品烟酒、衣着、居住、家设服务、医疗保健、交通通讯和文教娱乐方面的消费支出都存在示范效应,且具有显著的区域差异。从对这七类商品消费的示范效应的调节效果来看,城镇化会显著增强农村居民在食品烟酒、衣着、家设服务和医疗保健方面消费的示范效应;人均受教育水平的提高则会增强农村居民在衣着、医疗保健、交通通讯和文教娱乐方面消费的示范效应;互联网普及会增强农村居民在食品烟酒、衣着、居住、医疗保健、交通通讯和文教娱乐方面消费的示范效应;数字普惠金融则增强农村居民在衣着、居住、家设服务、医疗保健和交通通讯方面消费的示范效应;然而,收入差距的增大会抑制农村居民在食品烟酒、医疗保健和交通通讯方面消费的示范效应。从对各类商品消费追赶的作用强度来看,互联网普及和数字普惠金融对示范效应的作用程度较强,而城镇化、人均受教育水平和收入差距对示范效应的作用程度则较弱。

根据实证分析结果,我国在制定促进农村居民消费发展政策时,不仅要注重农村居民消费的基本因素,同时也要考虑到城镇居民消费对农村居民消费的示范效应。只有优化消费增长基本因素,合理促进嵌入性因素的发展,才能实现农村居民消费增长的显著提升。具体策略如下。

第一,大力推进城镇化建设。研究表明城镇化水平提高对改变农村居民消费习惯进而促进其需求增加提供了有力条件。因此,要科学规划、因地制宜,建设适合我国人口、自然和经济社会发展实际的城镇体系;要积极发展小城镇,推进城乡协调发展,提升农村转移人口的城镇融入度,更好地发挥城镇居民对农村居民消费示范效应的作用。

第二,延长居民受教育年限。研究发现,受教育年限长的农村居民能够改善消费习惯,促进农村居民消费转型升级。因此,要加大研究生、本科、高职的扩招,提高农村居民受高等教育的普及化,这有助于农村居民理性地看待城镇居民的消费行为,良性地促进农村居民消费支出。

第三,提高互联网宽带普及率。研究表明互联网宽带的普及更容易使农村居民受到城镇居民消费示范效应的影响,有利于农村居民消费潜力的释放,为经济增长带来持续动力。因此,要提高

农村地区互联网宽带普及率,制定完善的宽带设施建设计划,推进农村宽带最后一公里建设,持续推进宽带提速降费,发挥互联网促进城乡之间商品的有效流通和信息共享,以及在经济、社会等诸多领域中高度互联互通的作用,让农村居民更好地享有“互联网红利”。

第四,推动数字普惠金融深入农村市场。政府可以通过制定支持数字普惠金融发展的政策,提供财政支持和税收优惠,鼓励农村金融机构在农村地区更多地提供数字金融服务。金融机构也可以与农村地区的合作组织和农业合作社等建立合作关系,共同推进数字普惠金融服务的普及和覆盖。除此之外,应该在农村地区开展数字金融知识培训和意识提高活动,帮助农村居民了解数字金融的使用方式和优点,提高他们对数字金融的接受度和使用率。

第五,缩小收入差距,提升收入水平。收入差距的进一步扩大会导致农村居民的生活水平无法得到改善,甚至会造成进一步的不公平和不平等现象。因此,政府可以制定和实施合理的收入分配政策,通过税收调节、社会保障、转移支付和福利措施等手段缩小收入差距,确保贫困农村居民能够共享经济发展成果。此外,政府还应该为农村地区提供优质的教育和培训机会,特别是职业技能培训,帮助农民提升自身素养和竞争力,增加就业机会和收入来源。

## [参 考 文 献]

- [1] Alvarez-Cuadrado F, Long N V. The relative income hypothesis[J]. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2011,35(9):1489—1501.
- [2] Duesenberry J S. *Income, saving and the theory of consumer behavior*[M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1949.
- [3] Carbone E, Duffy J. Lifecycle consumption plans, social learning and external habits: Experimental evidence[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2014,106:413—427.
- [4] Petach L A, Tavani D. Consumption externalities and growth: Theory and evidence for the United States [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2021,183:976—997.
- [5] Easterlin R A. Income and happiness: Towards a unified theory[J]. *The economic journal*, 2001,111(473):465—484.
- [6] Binder A, Lam D A. Is there a male breadwinner norm? The hazard of inferring preferences from marriage market outcomes[J]. *Journal of Human Resources*, 2022,57(6):1885—1914.
- [7] Goya-Tocchetto D, Payne B K. How economic inequality shapes thought and action[J]. *Journal of Consumer Psychology*, 2022,32(1):146—161.
- [8] Dynan K E, Ravina E. Increasing income inequality, external habits, and self-reported happiness[J]. *American Economic Review*, 2007,97(2):226—231.
- [9] Dupor B, Liu W F. Jealousy and equilibrium overconsumption[J]. *American Economic Review*, 2003(1): 423—428.
- [10] Desbouys L, De Ridder K, Rouche M, et al. Food consumption in adolescents and young adults: Age-specific socio-economic and cultural disparities (Belgian Food Consumption Survey 2014) [J]. *Nutrients*, 2019,11(7):1520.
- [11] Granovetter M. Economic action and social structure: The problem of embeddedness[J]. *American Journal of Sociology*, 1985,91:481—510.
- [12] 赵丽琴,李琳,王天娇.我国新型城镇化对共同富裕的政策效应研究[J].*经济问题*,2023(02):120—128.
- [13] 万广华,罗知,张勋,等.城乡分割视角下中国收入不均等与消费关系研究[J].*经济研究*,2022,57(05):87—105.
- [14] 李瑞琴,肖忠意.城镇化进程中农民工家庭消费储蓄行为决策机制——基于城市归属感视角的研究[J].

- 经济经纬,2019,36(04):16—23.
- [15] 王芳,胡立君.城镇化对中国农村居民消费的影响及传导路径研究——基于收入效应和收入差距的多重中介效应检验[J].宏观经济研究,2022(09):64—77.
- [16] 解垚.城镇化与中国农村减贫[J].经济科学,2020(03):5—16.
- [17] 韦森,张红伟.消费习惯形成视角下城镇化质量对农村居民消费的影响[J].农村经济,2020(04):83—90.
- [18] Al-Nuaimi, S R, Al-Ghamdi S G. Sustainable consumption and education for sustainability in higher education[J]. Sustainability, 2022,14(12):7255.
- [19] Castelló-Climent A, Doménech R. Human capital and income inequality revisited[J]. Education Economics, 2021,29(2):194—212.
- [20] Cheng Z. Education and consumption: Evidence from migrants in Chinese cities[J]. Journal of Business Research, 2021,127:206—215.
- [21] 易行健,陈仁静,来特,等.户主受教育水平的提高是否显著提高了家庭储蓄率[J].上海金融,2017(11):21—27.
- [22] Wang F, Cheng Z, Reisner A, et al. Compliance with household solid waste management in rural villages in developing countries[J]. Journal of Cleaner Production, 2018,202:293—298.
- [23] 谭恒鑫,李欣雨,朱小明.数字经济时代的互联网普及与中国消费差异——基于CFPS 2010—2018年数据的实证研究[J].宏观经济研究,2022(02):83—106.
- [24] 程名望,张家平.新时代背景下互联网发展与城乡居民消费差距[J].数量经济技术经济研究,2019,36(07):22—41.
- [25] 刘震,杨勇.互联网使用与家庭文旅消费——兼论互联网普及下居民消费升级的可行性[J].旅游学刊,2022,37(02):75—93.
- [26] 徐志刚,周宁,易福金.农村居民网络购物行为研究——对城镇化消费示范效应假说的检验[J].商业经济与管理,2017(01):15—23.
- [27] 陈宸,方芳,张乐.数字普惠金融、收入水平与家庭负债[J].经济经纬,2022,39(01):127—137.
- [28] 李政,李鑫.数字普惠金融与未预期风险应对:理论与实证[J].金融研究,2022,504(06):94—114.
- [29] 杨超,孙广亚.数字普惠金融有益于灵活就业者增收吗?——一个微观角度的实证研究[J].上海金融,2023(05):16—31.
- [30] 赵德起,王世哲.数字普惠金融对城乡收入差距的影响研究——基于中国省域空间计量模型的实证分析[J].经济问题探索,2023(05):13—29.
- [31] 罗楚亮,李实,岳希明.中国居民收入差距变动分析(2013—2018)[J].中国社会科学,2021,301(01):33—54.
- [32] 乔榛,徐宏鑫.居民收入增长、分配结构与消费升级:基于中国经验的分析[J].社会科学战线,2023(01):62—72.
- [33] 黄吓珠.城镇化对我国城乡居民消费的影响——基于分位数回归的比较研究[J].青岛农业大学学报(社会科学版),2014,26(01):15—21.
- [34] Holt M T, Goodwin B K. Generalized habit formation in an inverse almost ideal demand system: An application to meat expenditures in the U. S. [J]. Empirical Economics, 1997,31(2):141—267.
- [35] Pollak R A, Terence J W. Estimation of the linear expenditure system[J]. Econometrica, 1969,37(4):611—628.
- [36] Pollak R A. Habit formation and dynamic demand functions[J]. Journal of Political Economy, 1970,78(4):745—763.
- [37] Pollak R A. Interdependent preferences[J]. American Economic Review, 1976,66(3):309—320.
- [38] Kapteyn A J, Van der Geer S, Van de Stadt H, et al. Interdependent preferences: An econometric analysis[J]. Journal of Applied Econometrics, 1997,12:665—686.
- [39] 郭峰,王靖一,王芳,等.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(04):1401—1418.

(责任编辑:蒋萍)

(下转第76页)