

移动互联网使用对农村家庭消费的影响^{*}

——基于结构与多样性二维视角的微观证据

李 刚 李辉尚 彭代彦

【摘 要】随着信息通讯技术的快速发展,移动互联网在中国农村地区日趋普及,农村居民的消费行为正在加速转变。文章基于消费结构与多样性二维视角,采用中国家庭金融调查数据,构建内生转换(ESR)模型,探究移动互联网使用对农村家庭消费的影响。研究发现,使用移动互联网显著提升家庭消费结构和消费多样性。ESR 模型估计结果显示,在反事实假设下,使用移动互联网使家庭发展和享受型消费份额上升 3 个百分点,消费多样性提升 0.34。异质性分析表明,移动互联网对农村家庭消费升级的效应对西部地区、低收入和低社会资本家庭更为明显。基于此,文章建议进一步普及移动互联网,推进数字乡村建设,拓展多样化的线上消费渠道,促进农村家庭消费提质升级,释放其消费潜力。

【关键词】移动互联网使用 消费升级 消费结构 消费多样性 内生转换模型

【作 者】李 刚 华中科技大学经济学院,博士研究生;李辉尚(通讯作者)中国农业科学院农业信息研究所、农业农村部农业大数据重点实验室,研究员;彭代彦 华中科技大学经济学院,教授。

一、问题的提出

消费是重要的经济活动之一,直接体现居民的美好生活需要。目前,中国消费规模和质量存在二元结构性制约(陈昌盛等,2021;方福前,2021),农村消费市场潜力远未释放,制约了农村家庭生活质量的提升。互联网的普及应用为发展农村消费市场提供了新的机会。自 2014 年中国启动“信息进村入户”试点工程以来,农村地区加快消费“触网”

^{*} 本文为国家自然科学基金面上项目“畜产品价格波动:动物疫病、非对称性时空传导与农户福利效应”(编号:72073131)和中央级公益性科研院所基本科研业务费专项“重要农产品价格双向传导机制研究”(编号:JBYW-A11-2022-10)的阶段性成果。

步伐。如今,村村镇镇通网络、家家户户能上网在持续缩小城乡“数字鸿沟”的同时,也不断促进农村地区消费提质扩容,进一步促进农村家庭消费的转型升级(Couture 等,2021)。

消费升级问题越来越受到学界关注,但现有文献多使用消费结构代理衡量,将消费升级定义为医疗保健、文化娱乐等发展和享受型消费比例的增加(孙久文、李承璋,2022;王小华等,2020)。然而,消费升级具有更为丰富的内涵(杜丹清,2017;Zhou 等,2023),既可以表现为居民消费结构和消费意愿变化(石明明等,2019),也可以表现为消费水平提升、消费质量改善和消费维权保障(黄赟琳、秦淑悦,2021),还包括消费多样性的提升(Ma 等,2022;Vatsa 等,2022)。本质上,消费升级是使消费者从消费活动中获得更多的满足感,核心是拥有更丰富多样的消费选择,以及能够消费更高档、更优质的商品和服务,即消费多样性和消费结构比例的提升。针对农村居民消费,现有研究主要侧重于3个方面:一是刻画农村居民消费特征,为农村消费变迁提供经验证据(谭涛等,2014);二是探究影响农村居民消费的因素,主要聚焦收入对消费的直接效应(刘雯,2018),以及农村产业融合(葛继红等,2022)、正规借贷(王慧玲、孔荣,2019)等对扩大消费的间接效应;三是评估公共政策对农村消费的影响,如养老保险(邓大松、杨晶,2019)、公共卫生投入(毛捷、赵金冉,2017)等改革对居民消费的影响。此外,随着经济社会的快速发展和信息技术的迭代升级,互联网应用对农村家庭消费的影响也开始广受关注(祝仲坤,2020;王奇等,2022a,2022b)。

现有文献从消费升级特征、农村居民消费变迁,以及互联网消费效应等方面进行了深入研究,但尚存在改进之处:一是消费升级的内涵、外延和测度方法存在分歧,鲜有研究结合多样性视角进行融合分析;二是伴随数字乡村建设和农业农村现代化加速推进,农村居民消费行为处于快速转型时期(Twumasi 等,2021),消费升级的新趋势新特征有待系统研究;三是地区间经济社会发展不平衡,对农村家庭消费升级所产生的差异性影响仍需进一步探究。基于此,本文使用中国家庭金融调查(CHFS)数据,从消费结构和多样性的二维视角综合测量家庭消费升级,运用 OLS 估计、ESR 模型探析移动互联网使用对中国农村家庭消费升级的影响,并进行了必要的稳健性检验和异质性分析。相较于现有研究,本文可能的边际贡献在于:(1)从结构和多样性二维视角测度农村家庭消费升级,拓展现有关于家庭消费的相关研究;(2)结合区域和家庭的收入和社会资本差异,探析移动互联网对农村家庭消费升级的异质性影响;(3)针对数字乡村时代如何促进农村家庭消费升级提出对策建议,为释放农村消费潜力、增进农村居民福祉提供参考和借鉴。

二、理论分析和研究假设

自2018年国家实施数字乡村战略以来,城乡“同网同速”加快推进,农村地区互联网普及率稳步提升,农村居民上网时间、网购支出大幅提高,农业农村数字化转型对深

入推进乡村振兴的战略性和全局性影响愈发凸显。实践表明,移动互联网具有便捷性和灵活性,已经成为居民消费的重要媒介。线上电商平台为消费者提供全品类、多品牌的商品,有利于提升农村家庭消费选择的多样性。为此,本文从消费结构和消费多样性二维视角分析移动互联网对农村家庭消费升级的影响。

(一) 移动互联网对农村家庭消费结构的影响

长期以来,农贸市场和集市是中国农村居民消费的主要渠道。由于货源供应和市场规模有限,农村居民购物常受到时空限制,家庭消费需求受到制约(唐博文、郭军,2022)。“信息进村入户”工程和数字乡村战略使得电子商务、网上零售等新业态加快向农村延伸“下沉”,农村居民消费渠道从线下向线上延伸、消费选择更加多元化和便利化。同时,随着收入水平不断提高,农村居民的家庭消费能力、对高品质商品和服务的边际消费倾向也在提高。作为重要的信息传输媒介,移动互联网使农村不再是消费信息“孤岛”,为农村居民提供全面的商品信息,满足追求丰富精神世界的文娱消费需求。此外,物流配送和线上售后的健全和完善,为农村居民家庭购买更具现代化的电子产品、家具家电等大件商品提供保障。因此,移动互联网有助于增加发展和享受型消费支出,不断满足农村居民日益增长的中高端消费需求,从结构层面促进其消费升级。基于此,本文提出研究假设 1:移动互联网的使用有助于增加发展和享受型消费的比重。

(二) 移动互联网对农村家庭消费多样性的影响

随着互联网和数字乡村建设水平的持续提升,以及农村消费环境的改善,农村居民的多样化消费潜力得到释放。一方面,移动互联网通过矩阵化布局、可视化展示,更加直观地展现商品特性,充分发挥“长尾效应”,克服线下消费市场商品陈列和搜索有限性的问题,降低了商品的搜寻成本和交易成本,使消费者能够拥有更加丰富多样的商品选择集。另一方面,移动互联网能够及时精准推送商品推广和促销信息,并通过搜索记忆和大数据分析功能进行定向推送和展示,提高商品信息和购买需求的匹配效率,增加了农村居民商品信息获取和消费选择的灵活性,一定程度上促进其在相同预算下购买更加多样化、价值更高的商品。因此,移动互联网的应用不仅可以满足农村居民家庭生活必需品需求,更有助于提供灵活和个性化的消费需求,促进消费品类增加,家庭消费多样性提高。据此,本文提出研究假设 2:移动互联网使用有助于提升农村居民家庭消费多样性,进而促进消费升级。

三、研究设计

(一) 模型构建

1. 基准回归模型

为研究移动互联网使用对农村居民家庭消费的影响,本文以消费结构和多样性为因

变量,移动互联网使用为核心自变量,构建如下基准回归模型:

$$Consumption_i = \alpha + \beta Smartphone_i + \gamma Controls_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,下标 i 表示家庭, $Consumption_i$ 分别为消费结构和消费多样性; $Smartphone_i$ 表示是否使用移动互联网; $Controls_i$ 为控制变量,主要包括家庭财产信息和人口信息,以及户主特征; α, β, γ 为待估参数; ε_i 为随机扰动项。

2. 内生转换模型

因经济条件较好、消费需求强的家庭更倾向使用移动互联网,自选择偏误成为重要的内生性来源。鉴于此,本文首先构建内生转换模型克服自选择偏误,并在稳健性检验部分使用地区海拔作为工具变量进行估计,以保证估计结果的可靠性。ESR 模型可以同时处理可观测和不可观测因素对使用移动互联网选择的影响,评估反事实状态下的平均处理效应(刘同山,2017;苏岚岚、孔荣,2020),揭示移动互联网使用对消费升级的真实影响。ESR 模型构建过程如下:

参考 Zheng 等(2021)的思路,假设农户为理性和风险中立的,农户家庭使用移动互联网选择取决于使用效用(U_s)和不使用效用(U_n)之差。定义潜变量 $S_i^* = U_s - U_n$,若 $S_i^* > 0$,则 $S_i = 1$,即选择使用移动互联网,反之则 $S_i = 0$,即选择不使用移动互联网。因此,农村居民家庭移动互联网选择方程为:

$$S_i^* = \Phi(Z_i) + \mu_i \quad (2)$$

其中 $\Phi(\cdot)$ 为示性函数, Z_i 为控制变量集; μ_i 为随机扰动项。本文从家庭和户主两方面考虑影响家庭移动互联网使用决策的因素。为了模型识别,要求 Z_i 至少有一个变量不含于 X_i (朋文欢、黄祖辉,2017)。考虑到农村地区网购物流时效是影响网购的关键因素(王奇等,2022b),时效性越强,居民家庭利用移动互联网消费体验越好,其消费黏性越大、使用频率越高。因此, Z_i 中进一步纳入反映物流时效性的快递便捷程度。

为评估移动互联网使用对农村居民家庭消费升级的影响,构建如下模型:

$$Y_i = X_i \beta_i + \delta S_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中 Y_i 分别为消费结构和消费多样性; X_i 为控制变量; S_i 为农户是否采用移动互联网的虚拟变量; ε_i 为随机扰动项。由于家庭使用移动互联网的选择 S_i 还受到不可观测因素的影响,可能导致 S_i 与 ε_i 相关,采用式(3)进行估计存在一定偏误。

农户使用和不使用移动互联网对应的消费特征可分别表示为:

$$Y_{1i} = X_{1i} \beta_1 + \sigma_{1\mu} \lambda_{1i} + \varepsilon_{1i}, \text{ if } S_i = 1 \quad (4)$$

$$Y_{0i} = X_{0i} \beta_0 + \sigma_{0\mu} \lambda_{0i} + \varepsilon_{0i}, \text{ if } S_i = 0 \quad (5)$$

Y_{1i} 和 Y_{0i} 分别表示使用移动互联网和未使用移动互联网农村居民家庭消费特征;

X_{1i} 和 X_{0i} 分别表示影响其消费行为的因素, ε_{1i} 和 ε_{0i} 均为随机扰动项。为解决由不可观测因素导致的自选择偏误问题, 引入逆米尔斯比率 λ_{1i} 、 λ_{0i} 及其协方差 $\sigma_{1\mu} = cov(\mu_i, \varepsilon_{1i})$ 和 $\sigma_{0\mu} = cov(\mu_i, \varepsilon_{0i})$, 并应用完全信息极大似然法对式(3)至式(5)进行联立估计。

通过比较事实和反事实情景下农村居民家庭是否使用移动互联网消费特征的期望值, 可以得到其移动互联网使用决策的平均处理效应。

使用移动互联网的消费期望值为:

$$E[Y_{1i} | S_i = 1] = X_{1i}\beta_1 + \sigma_{1\mu}\lambda_{1i} \quad (6)$$

未使用移动互联网的消费期望值为:

$$E[Y_{0i} | S_i = 0] = X_{0i}\beta_0 + \sigma_{0\mu}\lambda_{0i} \quad (7)$$

在反事实框架下, 使用移动互联网农村居民家庭未使用情形下的消费为:

$$E[Y_{0i} | S_i = 1] = X_{1i}\beta_0 + \sigma_{0\mu}\lambda_{1i} \quad (8)$$

未使用移动互联网农村居民家庭在使用移动互联网情形下的消费为:

$$E[Y_{1i} | S_i = 0] = X_{0i}\beta_1 + \sigma_{1\mu}\lambda_{0i} \quad (9)$$

通过式(7)和式(8)可得农村居民家庭使用移动互联网消费的平均处理效应为:

$$ATT_i = E[Y_{1i} | S_i = 1] - E[Y_{0i} | S_i = 1] = X_{1i}(\beta_1 - \beta_0) + (\sigma_{1\mu} - \sigma_{0\mu})\lambda_{1i} \quad (10)$$

类似地, 未使用互联网消费的平均处理效应为:

$$ATU_i = E[Y_{1i} | S_i = 0] - E[Y_{0i} | S_i = 0] = X_{0i}(\beta_1 - \beta_0) + (\sigma_{1\mu} - \sigma_{0\mu})\lambda_{0i} \quad (11)$$

利用 ATT_i 和 ATU_i 评估两类家庭移动互联网使用影响家庭消费的平均处理效应。

(二) 数据来源与样本选择

本文主要使用西南财经大学 2019 年开展的中国家庭金融调查(CHFS), 最新数据覆盖全国 29 个省份的 245 个县(市区), 具有全国代表性。数据包括家庭收入与支出、资产与负债和人口特征, 以及互联网使用和快递网点等信息。本文主要关注农村家庭消费, 以农村样本^①为分析基础。为保证数据有效性, 剔除关键解释变量缺失的样本, 最终保留 11 441 户农户家庭作为研究对象。海拔数据由中国科学院资源环境科学数据中心发布的中国海拔高度 DEM(SRTM 90m)空间分布、中国县级行政边界数据, 经 ArcGIS 软件提取得到, 通过区县信息与 CHFS 数据进行匹配。

(三) 变量介绍及描述性统计

1. 被解释变量

本文从结构和多样性两个维度探析移动互联网使用对消费升级的影响。在消费结构方面, 借鉴石明明等(2019)和祝仲坤(2020)的思路, 本文将家庭用于设备服务、医疗

① CHFS 数据按照国家统计局城乡划分代码定义农村。

保健、交通通讯和教育文娱等发展和享受型消费的支出占总支出比重上升^①,定义为消费结构升级;在消费多样性方面,借鉴 Ma 等(2022)和 Vatsa 等(2022)的研究,使用辛普森指数(Simpson Index)进行度量,其计算公式如下:

$$Simpson_i = 1 - \sum_{s=1}^M p_{i,s}^2$$

其中, i 表示家庭, s 为特定消费类别, M 为消费类别总数, $p_{i,s}$ 为 s 类别消费支出占家庭总支出比重。辛普森指数的取值范围为 $[0, (1-1/M)]$,下限0表示家庭将预算全部分配给某种消费类别,上限 $(1-1/M)$ 表示家庭消费均匀分配在 M 个类别上。由此,若家庭消费类别数增加,辛普森指数也随之增加,并趋近于1。换言之,辛普森指数值越高,意味着家庭消费多样性越强。此外,本文使用香农—维纳指数(Shannon-Weiner Index)进行稳健性检验。

2. 解释变量

本文的核心自变量为移动互联网使用情况。为准确识别基于互联网的消费特征,本文关注用户黏性和消费转化率更高的移动互联网使用,以是否至少有一位家庭成员使用智能手机(可以网购、社交聊天等)进行度量。

本文的控制变量包含家庭和户主两个层面的因素。家庭特征方面,包括家庭总收入、家庭净资产等经济特征,以及家庭规模、儿童占比和老人占比等人口特征;户主特征方面,包括户主的年龄、健康状况、婚姻状况、性别和受教育年限。此外,网购便捷性是影响家庭网络消费的重要因素,根据网购平均收货时间(从下单到签收)构建快递便捷程度虚拟变量,若平均收货时间4天以内取值为1,反之取值为0。

3. 变量描述

表1为变量描述性统计。在互联网特征方面,样本中有55%的家庭使用移动互联网,与中国互联网络信息中心统计的农村地区互联网普及率相近^②,表明本文数据具有一定代表性。在家庭消费特征方面,家庭发展和享受型消费占家庭总支出比重均值为42%;进一步计算发现,使用移动互联网的农村家庭发展和享受型消费支出占比为45%,比未使用移动互联网家庭高6个百分点,其消费多样性也显著高于未使用家庭^③,

① 先按照中国国家统计局分类标准,将农村家庭消费支出划分为食品、衣着、居住、设备与日用品、交通通讯、文教娱乐、医疗保健、其他,共计八大类,再计算家庭用于设备服务、医疗保健、交通通讯和教育文娱在总支出中的比重。

② 第45次《中国互联网络发展状况统计报告》显示,截至2020年3月,中国农村地区互联网普及率为46.2%。

③ 使用移动互联网家庭辛普森指数均值为0.65,而未使用移动互联网家庭为0.59,两者相差0.06,且在1%的水平上显著。

表 1 变量介绍及描述性统计(N=11441)

变 量	均值(标准差)	最小值	最大值
移动互联网使用	0.55	0	1
发展和享受型消费占比	0.42	0	1
辛普森指数	0.62(0.14)	0.01	0.86
家庭规模	3.28(1.69)	1	12
儿童占比	0.09(0.16)	0	0.83
老人占比	0.30(0.39)	0	1
快递便捷程度	0.16	0	1
ln(家庭收入)	10.04(1.38)	0	15.88
ln(家庭资产)	11.90(1.53)	2.97	17.32
户主年龄(岁)	58.29(11.85)	16	101
户主健康状况	0.67(0.470)	0	1
户主婚姻状况(已婚=1)	0.86	0	1
户主性别(男=1)	0.85	0	1
户主受教育年限	7.16(3.42)	0	19
ln(家庭礼金开支)	7.30(1.33)	0	12.90
ln(海拔)	5.08(1.674)	1.10	8.29
所在地区			
东部	0.32	0	1
中部	0.35	0	1
西部	0.33	0	1

初步展示了使用移动互联网的家庭消费结构和多样性的升级特征。在家庭和户主特征方面,样本中家庭儿童占比和老人占比均值分别为 9% 和 30%;户主平均年龄为 58.29 岁,平均受教育年限为 7.16 年,86%的户主已婚。

四、实证结果与分析

(一) 基准模型估计结果

表 2 给出了基于式(1)的估计结果。由表 2 估计结果可见,在家庭人口和经济特征、户主特征

相同的情况下,使用移动互联网家庭的发展和享受型消费支出比例比未使用的家庭高 1.70 个百分点,这意味着使用移动互联网有助于提高农村家庭的发展和享受型消费支出,显著促进了消费结构升级,与周应恒和杨宗之(2021)的发现一致,验证了研究假设 1。同时,移动互联网可以弥补农村信息基础设施落后、购买渠道单一的短板,使农村家庭更便捷地获取商品信息和购买渠道,提高商品选择灵活性,表 2 中消费多样性估计结果表明,在控制影响家庭消费的其他因素的情况下,移动互联网使家庭消费多样性提升 2.10%,显著促进了家庭消费多元化,验证了研究假设 2。在控制变量方面,人口规模、净资产和快递便捷程度对家庭消费结构和多样性有显著促进作用,体现了家庭购买能力和便捷性是影响消费的重要因素。男性和老年人作为户主对家庭消费结构和多样性有显著负向影响,可能的解释是男性作为家庭经济支柱,忙于挣钱的同时,倾向于缩减家庭非必需品开销,而老年人的消费需求更为稳定,对新商品和服务的接受度更低,进而对家庭消费结构和消费多样性存在负向影响。

(二) 内生转换模型估计结果

表 3 中模型 1 至模型 3 和模型 4 至模型 6 分别为农村家庭移动互联网使用对消费结构、消费多样性的估计结果。两组结果 Wald 检验均在 1%的水平上显著,意味着拒绝

选择方程和结果方程相互独立的假设。 $\ln\sigma_1$ 和 $\ln\sigma_2$ 均在 1% 的水平上显著不为零,表明存在不可观测因素同时影响农村家庭是否使用移动互联网和消费选择,因而采用 ESR 模型分析是合理的。其中,模型 1 为使用互联网的选择方程,在其他条件不变时,户主越年轻、教育程度越高,家庭越有可能使用移动互联网;同时,收取快递便捷程度对移动互联网使用具有显著正向影响,说明家庭收取快递越便捷,购物体验更顺畅,平均意义上更倾向使用移动互联网,与现实情况相符。模型 2 和模型 3 分别为使用移动互联网和未使用移动互联网家庭的消费结构估计结果。对于使用移动互联网的农村家庭而言,家庭规模越大、净资产越高、户主受教育程度越高,发展和享受型消费支出占总支出比重更高。模型 5 和模型 6 为两类家庭消费多样性估计结果,对于使用互联网的农村居民家庭,家庭规模、儿童占比、老人占比和户主年龄对消费多样性有正向影响。这种差异表明,移动互联网使用的便捷性能够为农村家庭消费提供平台和媒介,提供多样化消费选择,提升发展和享受型消费占比,进而促进其消费升级。

在内生转换模型估计结果基础上,本文进一步估计是否使用移动互联网对农村家庭消费结构和消费多样性的影响。表 4 报告了平均处理效应估计结果,其中,使用移动互联网的农村家庭的消费结构估计结果为 0.446;在反事实假设下,当使用移动互联网的家庭未使用移动互联网时,其消费结构将会下降至 0.045,存在明显的消费降级效应;对于未使用移动互联网的家庭而言,其发展和享受型消费占比为 0.394,在反事实假设下,若其使用移动互联网,家庭发展和享受型消费将提升至 0.428,提升比例为 8.38%,存在明显的结构提升效应。

表 4 还显示,使用移动互联网的农村居民家庭消费多样性为 0.639,其反事实状态下估计的消费多样性下降至 0.593,下降比例为 7.36%,意味着使用移动互联网的家庭若转为不使用移动互联网,其消费多样性会明显降低;对于未使用移动互联网的家庭而言,其消费多样性估计结果为 0.594,反事实假设下则上升至 0.930,上升比例为

表 2 移动互联网对农村居民消费结构和消费多样性的影响(N=11441)

变 量	消费结构	消费多样性
移动互联网使用	0.017*** (0.005)	0.021*** (0.003)
家庭规模	0.031*** (0.002)	0.011*** (0.001)
儿童占比	-0.063*** (0.015)	0.018* (0.010)
老人占比	0.012* (0.007)	-0.009* (0.005)
快递便捷程度	0.038*** (0.005)	0.034*** (0.003)
ln(家庭收入)	-0.004** (0.002)	0.000 (0.001)
ln(家庭资产)	0.002* (0.001)	0.003*** (0.001)
户主年龄	-0.000** (0.000)	-0.001*** (0.000)
户主健康状况	0.029*** (0.004)	-0.014*** (0.003)
户主婚姻状况	0.025*** (0.006)	0.009** (0.004)
户主性别	-0.028*** (0.005)	-0.020*** (0.004)
户主受教育年限	0.003*** (0.001)	0.001*** (0.000)
常数项	0.307*** (0.025)	0.553*** (0.017)
调整 R ²	0.082	0.084

注:括号内为稳健标准误,*、** 和 *** 分别表示 10%、5%和 1%水平上显著,下表同。

表 3 ESR 模型估计结果(N=11441)

变 量	选择方程	消费结构		选择方程	消费多样性	
	互联网使用 模型 1	使用 模型 2	未使用 模型 3	互联网使用 模型 4	使用 模型 5	未使用 模型 6
家庭规模	-0.033*** (0.011)	0.029*** (0.002)	0.036*** (0.003)	-0.020** (0.010)	0.008*** (0.002)	0.012*** (0.002)
儿童占比	0.008 (0.113)	-0.073*** (0.019)	-0.039 (0.031)	-0.191* (0.098)	0.041*** (0.015)	0.047** (0.020)
老人占比	-0.449*** (0.047)	0.008 (0.013)	0.064*** (0.011)	-0.574*** (0.044)	0.079*** (0.007)	0.004 (0.008)
ln(家庭收入)	0.084*** (0.011)	-0.004* (0.002)	-0.014*** (0.003)	0.069*** (0.010)	-0.007*** (0.002)	0.001 (0.002)
ln(家庭资产)	0.133*** (0.010)	0.006** (0.002)	-0.014*** (0.002)	0.117*** (0.009)	-0.014*** (0.002)	0.005*** (0.002)
户主年龄	-0.042*** (0.002)	-0.001* (0.000)	0.006*** (0.000)	-0.031*** (0.001)	0.003*** (0.000)	-0.000 (0.000)
户主健康状况	-0.103*** (0.029)	0.023*** (0.005)	0.047*** (0.007)	-0.059** (0.026)	0.013*** (0.004)	0.019*** (0.005)
户主婚姻状况	-0.010 (0.041)	0.018** (0.009)	0.028*** (0.009)	-0.006 (0.036)	0.005 (0.006)	0.005 (0.006)
户主性别	-0.037 (0.039)	-0.015* (0.008)	-0.029*** (0.009)	-0.002 (0.036)	-0.014** (0.006)	-0.020*** (0.006)
户主受教育年限	0.053*** (0.004)	0.003*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	0.042*** (0.004)	-0.004*** (0.001)	0.001* (0.001)
快递便捷程度	0.541*** (0.038)			0.240***		
常数项	0.033 (0.168)	0.317*** (0.036)	0.046 (0.041)	-0.212 (0.151)	0.797*** (0.024)	0.492*** (0.028)
lnσ ₁		-1.634*** (0.010)			-1.762*** (0.011)	
lnσ ₂			-1.372*** (0.018)			-1.941*** (0.011)
ρ ₁		-0.082 (0.089)			-2.291*** (0.060)	
ρ ₂			-1.287*** (0.068)			-0.123 (0.089)
Wald 检验		328.180***			932.390***	
方程独立性检验		147.060***			706.870***	
对数似然值		-3283.163			1423.730	

注：括号内为稳健标准误，*、** 和 *** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著；lnσ₁ 和 lnσ₂ 是选择方程与结果方程残差方差的平方根，ρ₁ 和 ρ₂ 是残差相关系数。

56.57%，表明移动互联网使用将显著提升消费多样性。

（三）稳健性检验

1. 使用工具变量进行估计

考虑到家庭移动

互联网使用和消费可能存在反向因果问题，本文借鉴Kolkko(2012)和秦芳等(2022)的方法，进一步使用农户家庭所在区县的平均海拔作为移动互联网使用的工具变量进行稳健性检验。采用海拔作为移动互联网使用工具变量主要是基于两方面的原因：一是海拔特殊地区网络通信建设和运维成本较高，无疑会提高网络基站和通讯设备架设成本，并影响地区电商、物流的发展，而平原地区的通讯设施更完善，市场通达度更高，满足相关性假定。二是作为地壳运动而成的地理特征(王守坤,2017)，海拔对乡村家庭世代延续、依赖自给自足的消费行为影响较小，满足外生性假定。

表5汇报了以家庭所在区县海拔为工具变量的估计结果。第一阶段估计结果表明，地区海拔与家庭消费升级特征存在显著正向关系，满足工具变量相关性假定。由第一阶段弱工具变量检验结果，Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为31.68，大于Stock-Yogo弱工具变量临界值，因此拒绝弱工具变量假设。第二阶段估计结果显示，移动互联网使用对家庭消费结构和消费多样性有显著的正向影响，与OLS估计结果一致。需要说明的是，OLS估计系数小于工具变量估计结果，可能是因遗漏变量而被低估。但考虑到其估计结果更为保守，本文在后续分析中仍采用OLS估计。

2. 替换核心变量

为排除变量测量误差对结果可靠性的影响，本文分别替换消费结构和消费多样性的度量方式进行稳健性检验。一方面，考虑到家庭消费支出比例可能受个别家庭成员的经济状况、健康状况和消费偏好等影响，本文分别使用发展和享受型消费对数、人均发展和享受型消费度量消费结构。另一方面，鉴于家庭消费特征的异质性，本文进一步计算香农—维纳指数进行稳健性检验。香农—维纳指数计算公式为： $Shannon_i = - \sum_{s=1}^M p_s \ln p_s$ ，

表 4 平均处理效应

分 组	使用	未使用	ATT	ATU
消费结构				
使用移动互联网	0.446	0.045	0.401*** (0.001)	
未使用移动互联网	0.428	0.394		0.034*** (0.001)
消费多样性				
使用移动互联网	0.639	0.593	0.046*** (0.001)	
未使用移动互联网	0.930	0.594		0.336*** (0.001)

表 5 使用工具变量的估计结果(N=4754)

变 量	消费结构	消费多样性
第一阶段估计结果		
海拔	0.021*** (0.004)	0.021*** (0.004)
一阶段 F 值	31.678	31.678
第二阶段估计结果		
移动互联网使用	0.369*** (0.108)	0.213*** (0.066)

注：家庭特征和户主特征变量已控制。一阶段 F 值汇报的是 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量结果。

其中, i 表示家庭, M 为消费类别总数, p_s 为 s 类别消费支出占家庭总支出比重。香农—维纳指数的取值范围为 $(0, \ln M)$, 当家庭仅有一种消费时, 香农—维纳指数达到最小值 0, 当家庭有 2 项及以上消费类别, 且将预算平均分配给每类消费时, 香农—维纳指数达到最大值 $\ln M$ 。

表 6 汇报了替换核心变量后的估计结果。在消费结构方面, 移动互联网使用对家庭发展和享受型商品消费规模和人均消费存在显著正向影响, 表明移动互联网通过改善消费结构促进消费升级, 这与前文结论一致。在消费多样性方面, 香农—维纳指数越高, 意味着家庭消费多样性越强, 根据表 6 估计结果, 移动互联网使用对家庭消费多样性有显著正向促进作用, 与前文研究结论一致。

表 6 替换消费升级度量方式的估计结果 (N=11441)

变 量	发展享受型消费对数	人均发展享受型消费	香农-维纳指数
移动互联网使用	0.242*** (0.021)	999.218*** (262.218)	0.050*** (0.007)
调整 R ²	0.389	0.061	0.124

注: 家庭特征和户主特征变量已控制。

(四) 异质性分析

1. 区域异质性

不同地区的经济条件、地理特征对消费市场和消费习惯产生影响, 本文将地区分为东部、中部和西部进行异质性分析^①。估计结果如表 7 所示, 在消费结构维度, 移动互联网使用对中部和西部地区具有显著的正向影响, 但基于似不相关模型 (SUR) 的组间系数差异检验显示, 估计系数在地域间差异不显著, 意味着移动互联网对消费结构升级具有

表 7 区域异质性分析结果

变 量	消费结构			消费多样性		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
移动互联网使用	0.012 (0.008)	0.018** (0.008)	0.023*** (0.008)	0.013** (0.006)	0.021*** (0.005)	0.029*** (0.005)
估计系数组间差异检验	-0.009	0.001	0.008	-0.012*	0.000	0.013*
调整 R ²	0.087	0.090	0.074	0.096	0.084	0.081
样本量	3828	4002	3611	3828	4002	3611

注: 家庭特征和户主特征变量已控制。估计系数组间差异检验基于似不相关模型 (SUR), 分别为东部与其他地区、中部与其他地区、西部与其他地区的系数差异检验。

① 本文区域划分与现有文献口径保持一致 (王奇等, 2022b), 将北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南定义为东部; 将山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南定义为中部; 将重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、广西、内蒙古定义为西部。

“包容性”特征(秦芳等,2022)。在消费多样性维度,移动互联网使用对东部、中部和西部地区的消费多样性均具有显著的正向作用,系数的组间差异检验表明,对西部地区正向效应更为显著,说明移动互联网使用对西部地区消费多样性促进作用更为明显。综合来看,移动互联网对缩小不同地区间的消费水平差距具有一定的积极作用。

2. 家庭收入异质性

收入是影响消费的关键因素,本文进一步检验家庭收入异质性。具体而言,按照家庭总收入中位数将样本划分为低收入组和高收入组,并针对不同收入群组进行分组回归。结果如表 8 所示,移动互联网使用对低收入家庭的消费结构和多样性均有显著正向影响,意味移动互联网有助于从结构和多样性方面促进家庭消费升级。似不相关模型(SUR)检验显示,低收入组与高收入组的系数差异在 1%的水平上显著,意味着移动互联网使用对促进低收入家庭消费升级更为明显。综合来看,移动互联网对缩小不同收入水平家庭之间消费水平的差距也具有一定的积极作用。

表 8 家庭收入异质性分析结果

变 量	消费结构		消费多样性	
	低收入组	高收入组	低收入组	高收入组
移动互联网使用	0.028*** (0.007)	0.009 (0.006)	0.024*** (0.005)	0.019*** (0.004)
估计系数组间差异检验	0.019***		0.005	
调整 R ²	0.072	0.080	0.065	0.069
样本量	5124	6317	5124	6317

注:家庭特征和户主特征变量已控制。估计系数组间差异检验基于 SUR,为低收入组与高收入组差异检验。

3. 家庭社会资本异质性

移动互联网具备强大的社会互动性,随着社交型和分享型营销“嵌入”社交活动,家庭社会资本成为获取消费信息的重要来源。因此,本文用家庭礼金开支衡量社会资本,并依据其中位数将样本中家庭划分为高、低两组,并通过分组回归检验异质性效应。估计结果如表 9 所示,依托移动互联网平台有利于为家庭提供多样化消费选择,对两组

表 9 家庭社会资本异质性分析结果

变 量	消费结构		消费多样性	
	低社会资本组	高社会资本组	低社会资本组	高社会资本组
移动互联网使用	0.033*** (0.009)	0.012** (0.005)	0.030*** (0.006)	0.017*** (0.004)
估计系数组间差异检验	0.021**		0.012*	
样本量	2927	8514	2927	8514

注:家庭特征和户主特征变量已控制。估计系数组间差异检验基于 SUR,为低社会资本组与高社会资本组差异检验。

家庭消费结构和多样性均具有显著正向影响。此外,移动互联网使用对于社会资本低的农村家庭具有更为显著的促进效应,这或许是因为移动互联网为其通过线上渠道融入社交圈层提供媒介,在参与社交联系中增进消费,促进家庭消费升级。

五、主要研究结论与启示

本文使用中国家庭金融调查数据,基于消费结构和多样性二维视角,运用 OLS 估计、ESR 模型探析了移动互联网使用对中国农村家庭消费升级的效应,并从区域、家庭收入和社会资本 3 个角度进行异质性分析。结果显示,移动互联网的使用显著促进了农村家庭消费升级,在家庭人口和经济特征、户主特征维持不变的情况下,使用移动互联网的家庭相较未使用家庭发展和享受型消费支出比例高 1.70%。内生转换模型估计结果显示,在反事实假设下,若未使用移动互联网的家庭转而使用移动互联网,家庭发展和享受型消费份额将上升 3 个百分点,消费多样性将提升 0.34。同时,移动互联网对农村家庭消费升级的效应在西部地区、低收入和低社会资本家庭中更为显著。

消费是经济社会发展最基础和最具韧性的源动力,农村地区消费潜力的进一步释放对于稳经济、促增长具有重要意义。本文研究结论具有两方面政策启示:一方面,要充分重视移动互联网应用对农村家庭消费升级的正向作用,大力推进以移动互联网为典型代表的数字乡村基础设施建设,进一步推动城乡“同网同速”和农村地区移动互联网的提速降费,大力促进新消费、新业态向农村地区拓展延伸,强化农村家庭消费升级的供给侧改革,支持电子数码、文教娱乐、医疗保健等发展和享受型商品“下乡入户”,切实增加面向新农村和“新农人”的高质量高品质商品供给,为农村居民消费潜力有效释放提供坚实基础。另一方面,西部地区、低收入和低社会资本的农村家庭有较大的消费潜力,应以数字乡村建设为契机,大力推进西部农村地区移动互联网普及和使用率,注重面向低收入和低社会资本农村家庭群体、基于互联网的新消费新业态拓展,持续缩小东西部地区、不同收入和社会资本的农村居民间的数字化消费差距,提升其消费满意度,进一步发挥乡村数字经济普惠性和包容性作用,提高其互联网消费黏性,有效释放农村居民家庭消费潜力,为中国经济社会高质量发展提供坚实动力。

参考文献:

1. 陈昌盛等(2021):《我国消费倾向的基本特征、发展态势与提升策略》,《管理世界》,第 8 期。
2. 邓大松、杨晶(2019):《养老保险、消费差异与农村老年人主观幸福感——基于中国家庭金融调查数据的实证分析》,《中国人口科学》,第 4 期。
3. 牡丹清(2017):《互联网助推消费升级的动力机制研究》,《经济学家》,第 3 期。
4. 方福前(2021):《中国居民消费潜力及增长点分析——基于 2035 年基本实现社会主义现代化的目标》,

- 《经济学动态》,第2期。
5. 葛继红等(2022):《三产融合、城乡居民消费与收入差距——效率与公平能否兼得?》,《中国农村经济》,第3期。
 6. 黄贇琳、秦淑悦(2021):《市场一体化对消费升级的影响——基于“量”与“质”的双重考察》,《中国人口科学》,第5期。
 7. 刘同山(2017):《农民合作社的幸福效应:基于ESR模型的计量分析》,《中国农村观察》,第4期。
 8. 刘雯(2018):《收入差距、社会资本与农户消费》,《中国农村经济》,第6期。
 9. 毛捷、赵金冉(2017):《政府公共卫生投入的经济效应——基于农村居民消费的检验》,《中国社会科学》,第10期。
 10. 朋文欢、黄祖辉(2017):《农民专业合作社有助于提高农户收入吗?——基于内生转换模型和合作社服务功能的考察》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》,第4期。
 11. 秦芳等(2022):《数字经济如何促进农户增收?——来自农村电商发展的证据》,《经济学(季刊)》,第2期。
 12. 石明明等(2019):《消费升级还是消费降级》,《中国工业经济》,第7期。
 13. 苏岚岚、孔荣(2020):《互联网使用促进农户创业增益了吗?——基于内生转换回归模型的实证分析》,《中国农村经济》,第2期。
 14. 孙久文、李承璋(2022):《需求侧与供给侧结合的消费升级路径研究》,《中国人民大学学报》,第2期。
 15. 谭涛等(2014):《中国农村居民家庭消费结构分析:基于QUAIDS模型的两阶段一致估计》,《中国农村经济》,第9期。
 16. 唐博文、郭军(2022):《如何扩大农村内需:基于农村居民家庭消费的视角》,《农业经济问题》,第3期。
 17. 王慧玲、孔荣(2019):《正规借贷促进农村居民家庭消费了吗?——基于PSM方法的实证分析》,《中国农村经济》,第8期。
 18. 王奇等(2022a):《农村电子商务服务点、贸易成本与家庭网络消费》,《财贸经济》,第6期。
 19. 王奇等(2022b):《市场可达性与农村家庭消费——来自“快递下乡”工程的证据》,《中国农村经济》,第12期。
 20. 王守坤(2017):《政治资源禀赋的经济效应——来自长征沿线地区发展的证据》,《经济研究》,第12期。
 21. 王小华等(2020):《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》,《中国农村经济》,第1期。
 22. 祝仲坤(2020):《互联网技能会带来农村居民的消费升级吗?——基于CSS2015数据的实证分析》,《统计研究》,第9期。
 23. 周应恒、杨宗之(2021):《互联网使用促进了农村居民消费吗?——基于江西省739个农户的调查》,《经济地理》,第10期。
 24. Couture V., Faber B., Gu Y., et al. (2021), Connecting the Countryside via E-Commerce: Evidence from China. *American Economic Review: Insights*. 3(1):35-50.
 25. Kolko J. (2012), Broadband and Local Growth. *Journal of Urban Economics*. 71(1):100-113.
 26. Ma W., Vatsa P., Zheng H., et al. (2022), Nonfarm Employment and Consumption Diversification in Rural China. *Economic Analysis and Policy*. 76:582-598.

27. Twumasi M., Jiang Y., Asante D., et al. (2021), Internet Use and Farm Households Food and Nutrition Security Nexus: The Case of Rural Ghana. *Technology in Society*. 65:101592.
28. Vatsa P., Li J., Luu P.Q., et al. (2022), Internet Use and Consumption Diversity: Evidence from Rural China. *Review of Development Economics*. 1-22.
29. Zheng H., Ma W., Wang F., et al. (2021), Does Internet Use Improve Technical Efficiency of Banana Production in China? Evidence from a Selectivity-corrected Analysis. *Food Policy*. 102:102044.
30. Zhou X., Sun Y., Tao Y. (2023), Does Digital Finance Upgrade Trickle-down Consumption Effect in China?. *Economic Modelling*. 118:106103.

The Impact of Mobile Internet Use on Rural Household Consumption: Microscopic Evidence with a Two-dimensional Perspective of Structure and Diversity

Li Gang Li Huishang Peng Daiyan

Abstract: Along with the rapid development of information and communication technology (ICT), mobile internet is becoming increasingly popular in rural China, which brings about accelerating consumption transformations. Adopting a two-dimensional perspective embracing consumption structure and diversity, this study explores the impact of mobile internet use on the consumption of rural households using data from the China Household Finance Survey (CHFS). An endogenous switching regression (ESR) model is built to estimate the effect. We find that the use of mobile internet significantly enhances the household consumption structure and consumption diversity. According to the ESR model estimates, the rural households not using mobile internet are expected to increase their share of development-and-enjoyment-type consumption by 0.03 provided that they use it, and the consumption diversity are expected to increase by 0.34. Heterogeneity analysis shows that the effect of mobile internet use on the consumption upgrading is more significant for the rural households in the western region, and those with low income and low social capital. The conclusion still holds after a series of robust checks. The study highlights the importance of promoting digital rural construction and extending online consumption channels, so as to facilitate the rural household consumption upgrading and unleash its consumption potential.

Keywords: Mobile Internet Usage; Consumption Upgrading; Consumption Structure; Consumption Diversity; Endogenous Switching Regression Model

(责任编辑:许 多)