

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

周应恒 杨宗之¹

（江西财经大学 经济学院，中国江西 南昌 330013）

【摘要】：全面促进消费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新发展格局的重要引领，而充分挖掘互联网经济时代下农村地区的消费潜力具有重要战略意义。农村居民相对于城市居民收入水平较低，消费习惯不同外，受消费环境约束比较大。互联网的迅速普及，大大改变了农村居民的消费环境，也必然影响农村居民的消费行为。通过 2019—2020 年“特色农产品市场和农村居民消费专项调查项目”获取的江西省 739 个农户调查数据，基于家庭互联网使用和农村居民群体内部差异视角，运用倾向得分匹配法（PSM）、工具变量法（IV）和无条件分位数回归法（UQPE），研究了互联网使用对欠发达地区农村居民消费的影响。结果表明：①互联网使用对农村家庭各类消费均存在正向促进作用；②互联网使用对发展享乐型消费的促进作用优于基础生存型消费，其中对中低收入家庭基础生存型消费的提升作用较为明显，对中高收入家庭发展享乐型消费影响更为显著；③使用互联网能显著提升 60 岁以下农村居民的消费水平，中老年用户更倾向于通过互联网满足其基础生存需求，中青年用户对于通信、娱乐等新型消费显现出更高的消费倾向。最后，文章提出进一步促进农村地区互联网信息化普及的必要性。

【关键词】：互联网经济 农村居民消费 消费水平 消费升级 双循环

【中图分类号】：F723.2；F063.2 **【文献标志码】：**A **【文章编号】：**1000-8462（2021）10-0224-09

近年来，国际经济发展不确定性增强，加上新冠疫情对全球经济秩序的冲击，传统投资与出口对于经济增长的作用开始不断弱化^[1]，造成我国新常态下中高速增长阶段的经济仍面临下行压力，也决定了高质量发展时期进一步扩大消费的必要性及紧迫性。可是长期以来我国居民消费能力却没有实现与经济增速相匹配的提升^①，考虑到城市部门的消费渐近饱和，而近乎一半人口的农村居民，2019 年消费却只占总额的 1/5，巨大的人口基数和较高的消费倾向表明农村将成为促进国内消费扩张的重要动力源^②。但是，与城镇居民相比，农民的收入水平总体不高，加上农村社会保障制度不健全、基础设施薄弱滞后、市场服务体系不完善^[2]，严重制约了农民对现代化工业产品的消费，阻碍了消费的转型升级^[3]，尤其是对于收支结构单一、传统消费观念更强的欠发达地区农户。随着脱贫攻坚和全面小康的逐步实现和乡村振兴战略的推进，我国农村家庭收支水平显著提升^[4]。可是商品流通渠道不畅、流通环节多、服务功能差、市场不健全等问题仍然制约着农村消费的进一步扩大^[5]，而诸多学者认为互联网在农村地区的不断普及，较好地改善了这一问题^[6-7]。互联网经济不仅可以降低交易成本，同时互联网信息工具、个性化推荐和商品的

¹**基金项目：**国家社会科学基金重大项目（20ZDA045）；农业农村部市场与信息化司行业调查项目（125C0507）；江西省研究生创新专项资金项目（YC2020-B110）

作者简介：周应恒（1963—），男，湖南长沙人，教授，博士生导师，研究方向为消费经济学与农业经济学。E-mail: njzhouyh@126.com

杨宗之（1994—），男，江西赣州人，博士研究生，研究方向为消费经济学与农业经济学。E-mail: 981857793@qq.com

^①我国居民最终消费率数据源于世界银行数据库（WDI），资料来源为《中国统计年鉴 2020》，2018 年中国居民最终消费率仅为 38.5%，低于全球平均水平 19.5 个百分点。

^②据国家统计局资料显示，2019 年农村地区消费占总额的 21.4%，常住人口城镇化率为 60.6%，户籍人口城镇化率为 44.4%，农村户籍人口为 7.8 亿，农村居民的平均消费倾向由 2013 年的 0.79 提升到 2019 年的 0.83，始终高于城市居民。

丰富性减轻了消费者的搜寻时间成本^[8]，移动支付也提升了实体交易的效率^[9]。与城市居民相比，农村居民受到更强的消费环境约束，而随着我国农村地区网民人数的不断增长，以及移动支付方式的深化，互联网进一步拓展了农户的交易范围，丰富了消费选择，从而促进消费转型升级^[10]。在网络交易中，用户评价系统和第三方的平台监管也降低了交易过程中失信行为的发生率^[11]，优化了消费环境（图1）。并且，2020年《政府工作报告》中明确提到：电子商务等新业态在阻击疫情的过程中起到了积极作用，要进一步拓宽网络消费，推进“互联网+”，极力稳定居民消费，发展数字经济新优势。可以看出，深入研究互联网使用对于农村居民消费的内在机理与作用，对于改善农村消费环境，促进消费提质扩容，建立以国内大循环为主，国内国际双循环的新发展格局具有极为重要的意义。因此，互联网使用对于欠发达地区农户各类消费的影响程度如何？对不同消费能力、年龄分层的农村居民消费的影响有何差异？本文将对这两个问题展开讨论。

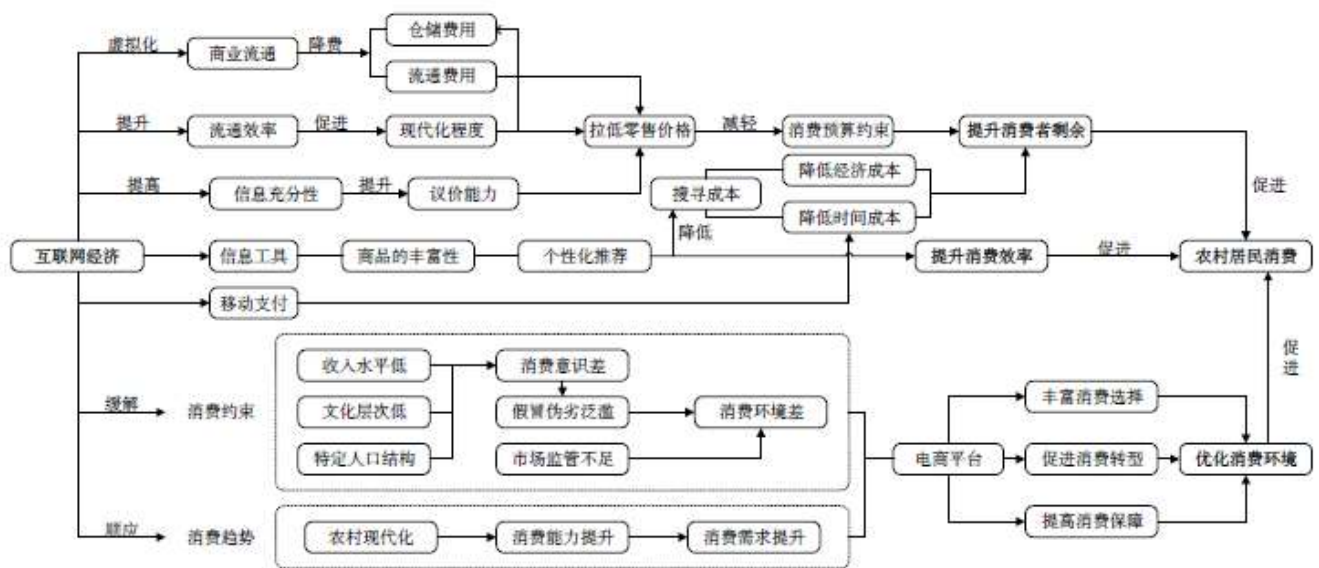


图1 互联网使用对农村居民消费影响机制的理论推演

纵观互联网对居民消费的影响研究，第一类是基于宏观视角探讨互联网发展对消费增长的驱动作用，例如刘湖、程明望等学者多是以互联网普及这一宏观指标进行考察，认为它不仅显著提升了总体消费水平，也降低了城乡消费差距^[12-13]。也有学者分析二者间存在的空间差异，李旭洋指出互联网发展对居民消费的促进作用存在明显的区域差异，对于互联网化程度高的地区促进作用更为显著^[14]。马德功等通过动态GMM模型验证了影响间的地区差异，表示互联网更有助于东部发达地区的消费增长^[15]。刘湖等则通过构建2003—2013年省级城镇面板数据得出了类似的结论，互联网对东部地区的影响程度明显大于中西部地区^[16]。第二类是基于微观层面的影响效应研究，较多侧重于整体居民或城镇居民视角。邢天才等发现互联网对城镇家庭消费升级存在正向影响，对于消费水平和行为的改善有着较强的带动作用^[17]。何启志等通过面板VAR模型指出互联网的工具优势有助于引导消费模式变迁，刺激消费增长^[18]。但需要注意的是，由于我国农村与城镇经济发展和社会文化差异较大，农村内部阶层分化也相对严重，因此消费特性与消费环境也各不相同。并且，现有针对农村地区的研究对于家庭互联网使用的衡量方式较为单一，只考虑了户主的互联网使用情况。例如张京京等从户主使用视角发现互联网使用的频率越高对农村居民消费提升程度越大^[19]。但现实情况是，许多家庭的购物决策或网络商品购买行为是通过家庭中的中青年人群来实现的，也就是说，只要有一个家庭成员选择使用互联网，就会对家庭的总体消费产生影响，尤其是对于老龄人口较多的农村地区，用单一指标来度量会缺乏真实性和准确性。基于上述分析，为了把握研究的准确性，本文试图通过更为细致的农户问卷调查，基于家庭互联网使用和农村居民群体内部差异视角，从多维度探究互联网使用对农村居民消费的影响程度和差异。为了处理模型可能存在的内生性问题，相较于祝仲坤、贺达等选取的“互联网普及率”和“农村宽带覆盖率”等指标，本文基于微观农户视角构造“是否拥有上网设备”和“物流时效”两项具有更强外生性的工具变量，并将在后文进行检验^[20-21]。

1 研究区概况与研究设计

1.1 研究区概况与数据来源

江西省作为一个农业大省，也是劳动力输出大省，农户的收入结构较为单一，多以经营性和工资性收入为主，相对保守的消费观念也决定了整体消费结构的不平衡性。但随着近年来乡村振兴战略的深化和农村居民持续增收，互联网的普及为这些欠发达地区的农村消费和转型升级提供了良好的契机。基于此，本文通过 2019—2020 年“特色农产品市场和农村居民消费调查项目”对江西省农村居民的消费现状展开调查。调查采用 PPS 四阶段抽样方法（Probability Proportional to Size Sampling）^[22] 选取样本县、乡镇、村。首先，考虑地区经济特征的差异，以南昌市、九江市和新余市 3 个城市作为总样本集；其次，根据各地经济发展实际，在样本集内抽取多个调研区域，以真实反映不同生计视角、不同经济水平的农村居民，互联网使用对其消费所产生的影响效应。基于以上考量，最终选取了集体经济产业发展较好的新余市分宜县 3 个村庄（长埠村、防里村、汉塘村），该区域拥有良好的耕地资源，长久以来农户生计主要依靠水稻和油茶苗等集体产业；其次选取了拥有特色民宿产业的南昌市新建县 3 个村庄（埭下村、架头村、雷港村），这些村庄地处江西省南昌市梅岭风景区，农户生计主要依靠特色民宿产业；最后选取了 5 个九江市武宁县（月田村、清江村、东边村、甫田村、田东村）和 3 个新余市分宜县（白田村、高家村、大路边村）的普通自然村庄，这些村庄在自然生态和社会经济发展特征等方面都具有一定的典型性与代表性（图 2）。调研过程中，为最大程度保证问卷质量，调研对象覆盖所选自然村全部的居居住户，并进行一对一的入户访谈，并在调研后开展电话、数据和图片核查工作，以尽可能降低人为因素导致的误差。调查内容方面，根据调研对象实际，从主客观因素两个方面设计了家庭人口年龄结构、受教育程度、收入情况、日常消费、互联网使用等 80 余个问题，获取了农村居民收支状况、消费理念、消费环境等方面的情况，基本涵盖了研究所需的各类问题。本次调查共发放问卷 798 份，回收有效问卷 751 份。将含有极端异常值和缺失值的数据进行筛选剔除，并在 1% 的分位数上进行了双边缩尾处理后，共获得 739 户、3074 个农村居民的基本生活信息，问卷有效率为 92.5%。

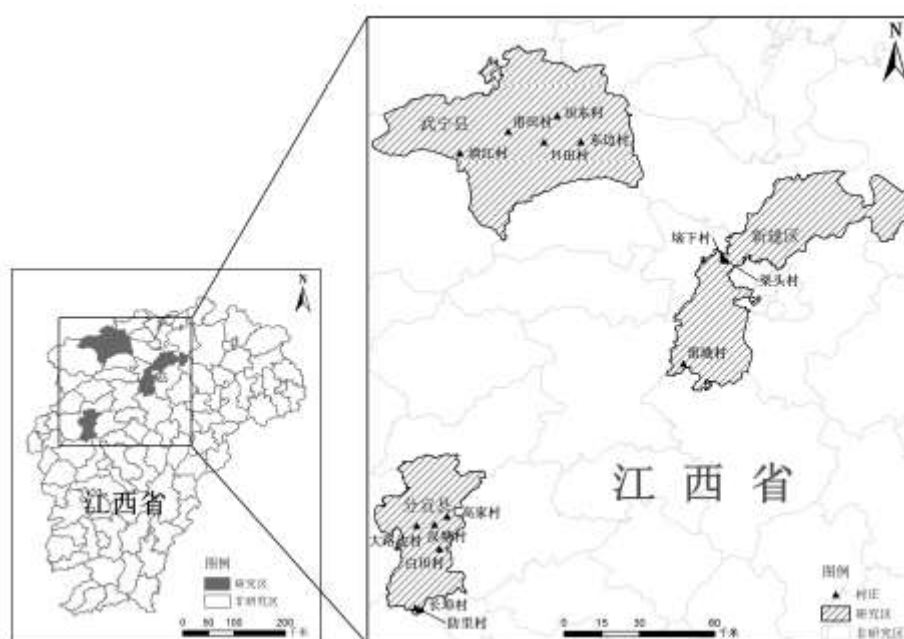


图 2 江西省调研区域示意图

1.2 样本统计性描述

从获取的样本情况来看，样本户均人口 4.16 人，平均受教育程度为 11.43 年，户均非农从业人数 1.41 人；户均年收入为

97352.14 元，户均年消费为 49644.74 元；人均年收入为 23403.78 元，人均年消费为 11934.76 元；共有 404 个农户使用互联网。为了进一步研究互联网对不同收入农户的影响，本文采用等分法将样本区分为中低收入组和中高收入组，其中中低收入组 369 户、1258 人，中高收入组 370 户、1816 人。为了分析互联网使用对农户不同消费类型的影响程度，本文参考已有文献^[23]，将农户家庭总消费分为基础生存型消费和发展享乐型消费，其中基础生存型消费包括食品、衣着、居住、日常用品及医疗保健；在计算发展享受型消费支出时，为了尽可能避免由双向因果产生的内生性问题，将通讯费用从农户消费支出中剔除，故本文的发展享受型消费包括交通费和文娱消费^[24]，户均基础生存型消费为 37234.39 元，户均发展享乐型消费为 12103.38 元。

1.3 研究方法

1.3.1 变量选取

在本文中，被解释变量是农村居民家庭消费总支出，其中细分为基础生存型消费支出和发展享乐型消费支出。核心解释变量为农户是否使用互联网，是指家庭中是否有成员会使用移动互联网或 PC 互联网，根据互联网经济理论^[25]，若使用将该变量设置为 1，不使用则设置为 0。本文依次选取支撑设计假定且条件独立的相关协变量，充分考虑了农村家庭户主特征，社会、文化和经济资本等与农村家庭消费有关的变量。参考祝仲坤、贺达等协变量的选择方法，使用家庭成员是否有干部/党员、是否有直系亲属在城镇工作来衡量农户的社会资本，选择这几种变量的主要原因是干部党员参与社会活动的机会相对较多，并且直系亲属在城市工作更便于向其家人提供更多的信息、人脉、资金等^[20-21]。同时，家庭的经济资本主要体现在家庭的总收入中，家庭收入高低直接影响农户的消费水平和使用互联网的经济条件，并且在一定程度上反映了其居住环境和发展状况。家庭文化资本主要体现了农村居民对于互联网使用的认知意识，本文通过非农劳动力和在读学生人数来反映农户的文化资本状况，因为非农劳动力和学生人数越多，思想观念越开放，使用互联网的可能性也就越大^[26]。

本文旨在研究农户通过互联网使用对农村家庭消费的影响，但互联网的使用与否其实是农户的一种“自选择问题”^[27]，同时变量中可能存在相关内生性问题的影响。其中内生性问题的存在主要有两个主要原因，其一是泄漏变量，另一个则是双向因果关系。为了克服以上问题，本文使用倾向得分匹配方法（PSM）来有效避免选择性偏差，并选择包含人力、社会、文化资本在内等尽可能相关的协变量，以避免因变量遗漏而引起的内生性问题，并将“是否拥有上网设备”和“快递时效”两个变量作为家庭是否使用互联网的工具变量，旨在通过此方法进一步检验研究结果的稳健性。选择以上两个工具变量是基于以下思路：首先，从内生的角度来看，“是否拥有上网设备”被用来衡量家庭信息化的发展水平，“快递时效”用来衡量一个地区物流设施建设水平，物流速度越快，则家庭使用互联网的概率越高；其次，从外生的角度来看，两个选定的指标不太可能直接影响家庭消费，即使有影响，其作用也取决于家庭是否使用互联网，因此本文采用工具变量法（IV），进一步检查模型所选各项指标是否存在内生性问题，以更好地反映互联网使用对农村居民消费的影响。

1.3.2 基准回归（OLS）和工具变量回归（IV）

由于研究对象农村居民消费为一个连续变量，因此本文使用最小二乘法（OLS）进行基准回归分析，并采用工具变量回归检验模型内生性问题，具体见公式（1）。

$$Consumption_i = \alpha + \beta internet_i + \delta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式中：Consumption_i 指第 i 个农户的家庭消费情况；internet_i 是指第 i 个农户使用互联网的情况；X_i 是相关的控制变量；α、β、δ 是待估参数；ε_i 为误差项。

1.3.3 倾向得分匹配法（PSM）

本文在反事实因果分析框架内，使用倾向得分匹配法估计互联网使用对农村居民家庭消费的影响，其优势在于通过匹配重采样方法，使得观测数据尽可能接近随机实验数据，最大程度上减小潜在误差，从而有效降低样本选择所带来的偏差估计问题，并可以得到各组农户在控制其他变量情况下互联网使用产生的具体处理效应，具体见公式（2）。

$$PS_i = P(X_i) = P_i(D_i = 1 | X_i) = \frac{\exp(\beta X_i)}{1 + \exp(\beta X_i)}$$

$$ATT = E(Y_{ij}^1 - Y_{ij}^0 | D = 1, X = x) \quad (2)$$

$$ATU = E(Y_{ij}^1 - Y_{ij}^0 | D = 0, X = x)$$

$$ATE = E(Y_{ij}^1 - Y_{ij}^0 | X = x)$$

式中： X_i 是与农村居民消费相关的特征向量； D_i 是用来反映农村居民是否使用互联网的虚拟变量（使用和不使用分别定义为 1 和 0）； $\exp(\beta X_i) / 1 + \exp(\beta X_i)$ 为估计含累积参数向量的分布函数； PS_i 为农村居民使用互联网的倾向匹配得分值； ATE 表示全样本农户的平均处理效应； Y_{ij}^1 表示具备 X 项特征的第 i 个使用互联网的农户的第 j 项消费； ATT 值代表已使用互联网农户分组的平均处理效应； Y_{ij}^0 表示具备 X 项特征的第 i 个不使用互联网农户的第 j 项消费； ATU 值表示未使用互联网农户分组的平均处理效应。

1.3.4 无条件分位数回归（UQPE）

由于 PSM 模型只能反映选定特征样本的平均效应，无法表达农户消费能力异质性的影响差异。因此，本文使用无条件分位数回归模型，反映了是否使用互联网的变化在各消费水平分位数上无条件分布的影响，即无条件计算位数偏差效应（公式 3）。

$$UQPE(\theta) = \int \frac{\partial E[RIF(q_\theta, y, F_Y) | X]}{\partial X} dF_X \quad (3)$$

式中： q_θ 表示农户消费 Y 的无条件分位数； y 表示单个农户的家庭总消费支出； F_Y 表示农户消费分布； X 表示农户是否选择使用互联网； $RIF(q_\theta, y, F_Y)$ 为农户消费分布 F_Y 在 θ 分位数上对应的再中心化影响函数。

2 结果分析

2.1 互联网使用对农村居民消费的影响效应分析

本文先采用最小二乘法（OLS）分析互联网使用对农村居民各项消费的影响效应，以此作为进一步研究的参考基准。

在未引入协变量情况下进行互联网使用对农户消费的一元回归，总消费平均处理效应为 0.962，引入户主特征变量及全部协变量后平均处理效应从 0.524 降低至 0.282，且均在 1% 水平上显著，说明互联网使用对农村居民消费存在正向促进作用，从而验证了本文的第 1 项假设；同时，以模型 3 的回归结果来看，各类消费与家庭总消费回归结果相似，采用的 9 项模型显著性和拟合优度均通过检验，即互联网使用有助于提升农村家庭的基础生存型（0.063）和发展享乐型消费（0.219），其中互联网使用对发展享乐型消费的促进作用优于基础生存型消费，说明现阶段农村居民使用互联网不仅可以拓宽消费渠道，更有利于促进家庭消费结构升级。从协变量来看，家庭户主特征（年龄、教育、职业）、家庭收入、家庭学生及非农人数、直系亲属在城市工作

对农村居民消费均存在显著影响。从户主特征来看，户主的受教育程度越高，农户消费意愿越强，同时户主的职业对家庭消费决策也产生着较大的影响，并且随着户主年龄的增加，其收入获取和消费能力开始降低，而储蓄意识逐渐增强；从家庭经济资本来看，农户总收入与其总支出间存在较强的正向关联，即农户显现出较高的边际收入消费倾向；从家庭文化资本来看，家庭非农劳动力和在读学生数量的增加会显著影响家庭各类消费支出，说明非农就业人数的增加，能够显著带动家庭收入提升，家庭学生数量增加有利于改善农村家庭消费方式，进而促进家庭消费的增加；而从家庭社会资本来看，直系亲属在城市工作能够给家庭提供更多的信息、人脉、资金等方面的支持，进而促进消费，尤其是发展享乐型消费，但家庭是否有党员干部对消费决策作用影响不显著。

2.2 互联网使用对农村居民消费的影响程度分析

为了克服分析过程中可能存在的选择性偏误问题，本文运用倾向得分匹配法构建反事实框架加以纠正，以进一步验证互联网使用对农村居民消费水平的正向作用是否具有一致、稳定的效果，对数据随机排序后进行一对一匹配，本文限于样本容量采用有放回匹配，在总共 739 个观测值中，控制组和处理组分别有 7 个和 36 个样本不在共同取值范围中，其余 696 个样本均在共同取值范围中。为了考察匹配前后的数据平衡性，本文对家庭总消费支出进行了匹配平衡性假定检验，与匹配前相比较，匹配后观测值均处于共同取值范围，变量标准化偏差（MeanBias）在匹配后大幅缩小为 4.1%；匹配后的 PsR2、LRchi2、MeanBias、B 值和 R 值均有所下降，B 值小于 25%，符合匹配平衡性假定检验，说明样本通过了匹配校验。

本文在一对一匹配基础上进行不同倾向得分匹配以验证模型的稳健性通过各类消费的卡尺内匹配结果来看，使用互联网会显著增加农村居民的总消费、基础生存型消费和发展享乐型消费，同时各项消费的 ATU 值均大于 ATT 值，表明非网民家庭假如使用互联网，会比已使用互联网的家庭具有更高的消费倾向，并且使用互联网对于发展享乐型消费的促进作用优于基础生存型消费，有助于农户家庭消费的转型升级。

2.3 稳健性检验

通过 Durbin Hausman 测试，得到相应 P 值为 0.005，在 1% 的水平上拒绝了外生性变量的假设，即反映出互联网使用是一个内生变量；Cragg-Donald Wald 通过了大于 10% 偏误水平下 19.93 临界值的弱工具变量检测，过度识别检验 P 值 0.670 也验证了所选工具变量的外生假定。通过上述检查，可以使用“是否拥有上网设备”和“快递时效”两项作为工具变量，从而更准确地识别互联网使用对农村居民消费水平的影响。本文在使用两步最小二乘法（2SLS）进行估算的基础上，采用对弱工具变量更加稳健的有限信息极大似然估算方法（LIML），并在异方差条件下使用更有效的 GMM 方法和迭代 GMM 方法进行估算。总体而言，这四种方法的估计结果均表明，互联网使用对农村居民消费在 1% 水平上具有显著的正向影响，并且模型显著性和拟合优度符合标准，各类估计系数相对较近，表明前文分析结果具有较强的稳健性。

2.4 互联网使用对农村居民群体内部差异消费特征的进一步讨论

前文研究集中于探讨互联网使用对全样本农村居民各项消费的影响，对于农村居民群体内部差异的特征分析还有待进一步挖掘。为此，本文将进一步探讨以下两个问题：第一，在农户消费能力差异视角下互联网使用对消费存在怎样影响；第二，互联网使用对农户基础生存型和发展享乐型消费是否具有异质性；第三，互联网使用对不同年龄层农村居民的各项消费影响有何异同。无条件分位数回归作为普通均值回归的扩展延伸，可以更详细地描述自变量在因变量各分布范围内的影响差异。基于此，本文采用等分法将农户样本分为中低收入组和中高收入组，利用分位数回归法（UQPE）、多元回归法（OLS）和工具变量法（IV）对比观测互联网使用在农户不同消费水平下的分布规律。

互联网使用在各消费能力的农户群体中均显现出正向促进作用，估计系数在 1% 或 5% 水平上显著，这与前文所述观点一致。从各分位数总体的系数变化情况来看，0.10 分位上的估计系数为 0.413，0.25 分位上估计系数下降到 0.266，估计系数在 0.75

分位上升至 0.042 后, 0.90 分位的估计系数小幅下降至 0.391, 可以发现随着农村居民消费能力的提升, 互联网使用所发挥的作用总体呈现先弱化再增强的趋势, 同时从各分位数的评估系数来看, 互联网使用对两端消费能力群体的消费促进作用较强。

两组农户使用互联网对总消费的两项回归系数为正, 均在 1%水平上显著, 可以发现互联网使用对中低收入和中高收入农户消费均存在促进作用; 同时, 两组农户使用互联网对各类消费的两项回归系数也均为正, 并在 1%和 5%的统计水平上显著, 说明互联网在一定程度上拓宽了农户消费渠道, 丰富了商品种类, 改善了农村居民的消费环境, 食品、衣着和日用品等基础生存型消费需求得到进一步的释放。从各类消费的回归系数来看, 与基础生存型消费相比, 农户通过互联网开始对教育、交通和娱乐类 etc 发展享乐型消费显现出更高的边际倾向, 尤其是对于中高收入组家庭而言, 互联网可以更好地优化农村居民的消费结构, 改善农户的消费观念和消费行为。

为了探讨互联网使用对各年龄层农村居民消费的影响程度, 本文将 20-40 岁、40-60 岁和 60 岁以上的农村居民分别区分为青年组、中年组和老年组, 依次进行回归分析。从总消费的情况来看, 互联网使用对各年龄层总消费均存在正向影响, 但老年组的多元回归结果在统计意义上并不显著, 这说明互联网对中青年的消费水平提升作用较强。从基础生存型消费来看, 使用互联网会显著提升各年龄段农村居民的基础生存型消费水平, 结果在 1%和 5%水平上显著; 从估计系数上来看, 多元回归系数随着农村居民年龄增长呈现递增趋势, 工具变量回归结果显示中年组此项消费系数最高, 并且模型显著性和拟合优度符合标准, 表明使用互联网对中老年人基础生存型消费提升作用优于中青年组。从发展享乐型消费来看, 使用互联网会显著提升 60 岁以下农村居民的发展享乐型消费水平, 青年组和中年组两组回归结果均在 1%和 5%水平上显著, 从估计系数上来看, 可以发现该项系数随着农村居民年龄增长呈现递减趋势, 表明使用互联网对中青年的发展享乐型消费促进作用显著, 而对于 60 岁以上的老年人而言, 互联网使用对此项消费无显著促进作用。

3 结论讨论

3.1 结论建议

本文通过江西省农村居民消费现状调查获取的数据, 运用倾向得分匹配法、工具变量法和无条件分位数回归法估计互联网使用对欠发达地区农户各项消费支出的影响, 得到以下结论: ①互联网使用对农户各项消费支出均存在正向促进作用, 同时家庭户主特征、家庭收入、是否有直系亲属在城市工作、家庭非农和学生人数对农村居民消费存在显著影响。与使用互联网的家庭相比, 假如非网民家庭使用会产生更高的消费支出, 故本文认为进一步促进互联网信息化普及是提升农村居民消费的关键手段。②互联网使用对农户发展享乐型消费的促进作用优于基础生存型消费, 其中对中低收入阶层家庭生存型消费提升作用较为明显, 拓宽了农户对于基本生活品的消费渠道, 在一定程度上优化了购物环境; 而对中高收入层家庭发展享乐型消费的促进作用优于基础生存型消费, 可以更好地优化中高收入层农户消费结构。③使用互联网能显著提升 60 岁以下农村居民的消费水平, 其中对于 20~40 岁青年用户的消费水平提升作用最为明显。中老年用户更倾向于通过互联网满足其基础生存需求; 而通过互联网, 中青年用户对于通信、娱乐等新型消费显现出更高的消费倾向。

基于上述分析, 本文提出相应对策建议: ①要把提升电信基础设施作为乡村振兴工作的重要组成部分, 特别是增加欠发达地区农村网络终端设备和网络带宽, 进一步促进农村信息设施的建设力度, 通过政策倾斜, 填补城乡间的“数字鸿沟”, 努力让农村居民享受“互联网+”时代的发展成果, 打造让农民用得上、用得起、用得好的网络信息服务。②促进农村网络消费规模扩容, 进一步激发农村消费市场潜力。截至 2020 年 12 月, 我国非网民仍以农村地区为主, 占比达到全国总体的 62.7%。其中, 60 岁以上非网民群体占非网民总体的 46.0%, 不会上网、不会操作以及没有智能手机是农村居民不会使用互联网消费的重要阻碍^③。今后在通过网络技术下乡等政策培育农村居民互联网观念和使用技能的同时, 还需推动农产品电商规范化发展, 加强网络销售的制度规范和监审机制, 从而提升农村居民的消费品质。③经济市场下, 收入始终是消费最为重要的前提。要基于乡村振兴战略, 提高农村三产综合发展能力, 大力推进农产品生产加工、仓储物流配送和乡村旅游等产业, 依托互联网新模式、新业态, 千方百

^③①数据来源于中国互联网络信息中心发布的第 46 次《中国互联网络发展状况统计报告》。

计提升欠发达地区农村居民的收入,缩小城乡收入差距,从而提高整体消费水平。

3.2 讨论

本研究基于家庭互联网使用视角和农村居民群体内部差异视角优化了互联网使用对农村地区消费的影响研究,为双循环背景下改善欠发达地区农村居民消费环境、促进农村居民消费提质扩容提供了决策依据。与已有的研究相比,因未考虑“是否拥有上网设备”和“快递时效”等工具变量,祝仲坤、贺达等计算的影响程度值略低于本研究的评价结果^[23-24],但影响效应和驱动因素相类似。同时,本文的研究仍存在一些限制与不足,有待进一步的讨论:①与使用“互联网普及率”这一指标的宏观研究^[17-18]相比,本文从微观视角考量了互联网使用对农村居民消费的影响程度差异,但受限于数据的可获取性,无法更为全面地测算各地区的空间关联集聚性和空间差异。②本文充分考量了研究对象的主客观因素,选取与互联网使用高度相关的两项评测信息基建发展水平的工具变量,以真实反映互联网使用对农户消费的影响效应,但对于非网民家庭的意愿障碍因素未进行更深入的分析。③因调研过程中的客观限制,未能获取农村家庭个人的消费情况,造成互联网使用对于农村个体居民的影响效应评价还不充分。以上问题有待于今后进一步的深入研究。

参考文献:

- [1]李卫华.我国消费、投资和出口的变动及其对经济增长的贡献[J].经济地理,2019,39(9):31-38.
- [2]臧旭恒,陈浩,宋明月.习惯形成对我国城镇居民消费的动态影响机制研究[J].南方经济,2020,364(1):64-79.
- [3]温桂荣,黄纪强,崔若男,等.税收负担对城乡居民消费的门槛效应分析[J].经济地理,2020,40(1):50-56.
- [4]涂圣伟.脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接:目标导向,重点领域与关键举措[J].中国农村经济,2020(8):4-14.
- [5]依绍华.完善农村流通体系助力形成强大国内市场[J].价格理论与实践,2019(1):40-41.
- [6]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(3):33-43.
- [7]向玉冰.互联网发展与居民消费结构升级[J].中南财经政法大学学报,2018(4):51-60.
- [8]孙浦阳,张靖佳,姜小雨.电子商务、搜寻成本与消费价格变化[J].经济研究,2017,52(7):139-154.
- [9]张岳,彭世广.移动支付影响家庭消费行为作用机理与实证分析[J].商业研究,2020(5):105-111.
- [10]李旭洋,李通屏,邹伟进.互联网推动居民家庭消费升级了吗?——基于中国微观调查数据的研究[J].中国地质大学学报:社会科学版,2019,19(4):145-160.
- [11]蒋云飞,罗守贵.改革开放以来中国城镇居民消费结构变动及区域差异[J].经济地理,2008,28(3):415-418.
- [12]刘湖,张家平.互联网对农村居民消费结构的影响与区域差异[J].财经科学,2016(4):80-88.
- [13]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(7):22-41.

-
- [14]李旭洋. 互联网发展对中国居民消费结构的影响研究[D]. 武汉:中国地质大学, 2020.
- [15]马德功, 韩喜昆, 赵新. 互联网消费金融对我国城镇居民消费行为的促进作用研究[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2017, 37(9):19-27.
- [16]罗蓉, 彭楚慧, 李勇辉. 互联网使用会促进家庭旅游消费吗?——基于“两阶段消费者意愿——行为转换理论”的分析[J]. 消费经济, 2020, 36(5):57-67.
- [17]邢天才, 张夕. 互联网消费金融对城镇居民消费升级与消费倾向变动的影响[J]. 当代经济研究, 2019(5):89-97, 113.
- [18]何启志, 彭明生. 互联网金融对居民消费的影响机理与实证检验[J]. 学海, 2019(3):146-153.
- [19]张京京, 刘同山. 互联网使用让农村居民更幸福吗?——来自 CFPS2018 的证据[J]. 东岳论丛, 2020, 41(9):172-179.
- [20]祝仲坤, 冷晨昕. 互联网与农村消费——来自中国社会状况综合调查的证据[J]. 经济科学, 2017(6):117-130.
- [21]贺达, 顾江. 互联网对农村居民消费水平和结构的影响——基于 CFPS 数据的 PSM 实证研究[J]. 农村经济, 2018(10):51-57.
- [22]王峰. 排序下 PPS 抽样估计量的修正与应用[J]. 数理统计与管理, 2019, 38(6):1005-1013.
- [23]厉亚, 潘红玉. 改革开放以来消费升级与进一步促进消费的对策[J]. 财经理论与实践, 2019, 40(3):101-106.
- [24]陈浩, 臧旭恒. 习惯形成与我国城镇居民消费结构升级——基于收入阶层异质性的分析[J]. 湘潭大学学报:哲学社会科学版, 2019, 43(2):69-74.
- [25]余文涛, 吴士炜. 互联网平台经济与正在缓解的市场扭曲[J]. 财贸经济, 2020, 41(5):148-162.
- [26]柳思维, 杜蓉, 周洪洋. 金融发展、人力资本投入对农村居民信息消费影响[J]. 经济地理, 2019, 39(12):168-177.
- [27]姚海琴, 朋文欢, 黄祖辉. 家庭型乡村旅游发展对农户收入的影响机制及效果——以浙江、四川和湖南三省为例[J]. 经济地理, 2016, 36(11):169-176.
- [28]刘镜, 赵晓康, 马书玲, 等. 我国知识型员工创新能力感知的多维度量表开发[J]. 科技进步与对策, 2019, 36(9):143-150.