

# 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

李旭洋，李通屏，邹伟进

**摘 要：**互联网发展是重要的消费条件，也是消费方式的重大革命。文章基于搜寻理论构建了包含互联网因素的家庭效用函数，分析了互联网影响家庭消费升级的机理和路径；使用 2016 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据，运用工具变量回归、倾向得分匹配和分位数回归等方法进行了实证检验。研究发现：(1) 互联网使用有助于提高家庭发展与享受型消费在总消费支出中的比重，促进居民家庭消费升级；(2) 互联网引发的价格效应和市场范围效应进一步扩大了消费；(3) 随着消费层次的提高，互联网使用对居民家庭消费升级的正向效应呈倒“U”型非线性关系；(4) 互联网对消费结构的影响有异质性。就不同消费类型而言，互联网使用显著提高了家庭文教娱乐消费支出占比，而对医疗保健消费存在负向效应；相比于城镇家庭和低收入家庭，互联网使用对农村家庭和高收入家庭具有更强的促进效果。由此引申的政策含义是，促进消费升级，必须以民生为基础，以农村网络普及为抓手，以释放农村消费潜力为突破口，大力消除数字鸿沟。

**关键词：**互联网；消费升级；消费结构；家庭消费

**中图分类号：**F126.1 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-0169(2019)04-0145-16

**DOI:**10.16493/j.cnki.42-1627/c.2019.04.012

## 一、引 言

二十世纪末以来，伴随着信息技术的不断进步与持续扩散，中国的互联网产业快速发展，网民人数日益增长。中国互联网络信息中心 (CNNIC) 发布的第 43 次《中国互联网络发展状况统计报告》显示，截至 2018 年 12 月，中国的互联网普及率提升至 59.6%，同比增加 3.8%，网民总数发展至 8.29 亿人。互联网作为信息通信技术的最新发展，被认为是世界经济第五次康德拉季耶夫周期 (Kondratieff Cycle) 的标志<sup>[1]</sup>，是重大的技术革命、消费革命和生产、生活方式革命，对经济社会发展产生了广泛影响<sup>[2](P145-166)[3]</sup>。

消费是经济社会的基础活动，与居民生活息息相关，消费决策更是家庭活动中最基本的决策之一<sup>[4]</sup>。互联网应用的迅猛发展不断催生新的消费需求，消费的新业态、新模式及新趋势等不断涌现<sup>[5]</sup>。2018 年，中国电子商务市场零售总额超过 9 万亿元，同比增长 23.9%，实物商品网上零售额

基金项目：国家社科基金项目“中国‘城市社会’的城市化风险与城市化道路研究”(14BJL069)；湖北省区域创新能力监测与分析软科学研究基地项目“中国劳动生产率的区域不平衡研究”(HBQY2019z11)

作者简介：李旭洋，中国地质大学 (武汉) 经济管理学院博士研究生 (湖北 武汉 430074)；李通屏 (通讯作者)，中国地质大学 (武汉) 经济管理学院教授、博士生导师

达到 70 198 亿元, 增长 25.4%<sup>①</sup>。中国拥有世界上最大的网购人群和网购市场规模。据统计<sup>②</sup>, 2017 年线上消费总人数已高达 4.6 亿, 是美国的 2.6 倍, 是国际平均水平的 9.4 倍; 网络消费市场零售销量总额已达到 5.6 万亿人民币, 是美国的 2.2 倍, 是国际平均水平的 18.7 倍。中国的消费市场已经高度数字化, 无论是用户群体还是市场规模都领先全球。数字化成为中国消费经济的杠杆, 推动消费市场加速升级。

与此同时, 以恩格尔系数下降为表征的居民家庭消费也在不断优化升级。1978 年, 农村居民和城镇居民的恩格尔系数分别是 67.7% 和 57.5%。历经四十年的经济发展, 2018 年, 全国居民恩格尔系数下降为 28.4%, 其中, 城镇为 27.7%, 农村为 30.1%。中国居民消费水平先后经历了贫困水平、温饱水平、小康水平等阶段, 目前整体上已处于富裕水平<sup>③</sup>。服务消费在居民总消费支出中的比重不断提高。2005—2017 年, 城镇居民家庭的交通通信占比都在 13% 左右, 医疗保健占比在 7% 以上; 农村居民家庭的交通通信占比从 9.6% 提高到 13.8%, 增长了 4.2 个百分点, 医疗保健占比从 6.6% 跃升至 9.7%。总体而言, 中国家庭消费行为正在从以基本的食物消费为主过渡到以食物之外的其他商品和服务消费为主的新消费结构阶段。即使在食品消费方面, 人们的消费结构也从以单一的粮食为主升级到以蔬菜、蛋、奶、肉、果品等为主的多样化、营养化、品质化的消费阶段。

由此产生的问题是: 互联网驱动了居民家庭消费升级吗? 如果是, 那么机理是什么? 影响程度多大? 主要是通过影响哪种消费类型来实现的? 进一步地, 经济发展过程中的不平衡、不充分所产生的二元经济结构使得城乡家庭在收入和消费等方面存在巨大差异。基于此背景, 互联网对居民家庭消费升级的作用是否会因城乡和收入的不同而存在异质性? 由此使得互联网的消费效应成为很有意义的研究课题, 对激发居民消费潜力, 增强微观主体活力, 形成强大的国内市场, 不断实现人民对美好生活的向往有着重要的现实意义和价值。

## 二、文献回顾

关于互联网与消费的研究主要集中于以下三个方面:

互联网对消费总量和家庭消费水平的影响。已有的研究对此所持观点不尽相同。互联网的发展对实体经济具有一定的替代作用, 并不一定增加消费总体水平<sup>[6]</sup>。方福前等<sup>[7]</sup>研究指出, 互联网发展对消费总量的影响存在阶段性特征, 在发展初期互联网主要是对传统市场的替代, 成长期才是新市场的创造。多数学者认为, 互联网通过降低消费实现成本、完善金融发展和物流运输体系提升总消费水平<sup>[8]</sup>。在生产或销售环节, 互联网技术有助于企业提高消费市场占有率、拓展新的消费市场<sup>[9]</sup>。国内相关研究也证实了这一结论<sup>[10][11][12]</sup>。黄卫东等<sup>[13]</sup>从包容性创新视角研究了互联网与消费增长的关系, 基于我国 2004—2013 年的省际面板数据, 发现互联网普及对总消费的效应显著为正, 且中西部地区的消费者从中获益更多。此外, 就家庭微观层面而言, 掌握互联网技能可显著提高农村家庭消费水平, 但是随着家庭消费水平的不断提高, 促进作用呈弱化趋势<sup>[14]</sup>。具体来说, 使用互联网的家庭, 其消费水平会显著提高 15%, 并且家庭成员中使用互联网人员越多, 家庭消费水平越高<sup>[15]</sup>。

① 参见 <http://www.100ec.cn/detail—6498421.html>。

② 参见 <https://www.useit.com.cn/thread-19201-1-1.html>。

③ 根据联合国粮农组织的估计, 个人或家庭的恩格尔系数在 19% 及以下为最富裕, 20%~29% 之间为富裕水平, 30%~39% 之间为相对富裕水平, 40%~49% 之间为小康水平, 50%~59% 之间为温饱水平, 60% 以上为贫困水平。

互联网对消费结构的影响。互联网作用于市场价格, 从而影响消费结构。与传统市场相比较, 基于互联网技术的电商平台能够提高单位时间内交易双方的搜寻次数, 提升搜寻效率, 进而显著影响产品的市场价格<sup>[16]</sup>。另外, 互联网发展驱动中国农村居民消费结构由低层次向高层次转变, 在东部地区的影响强度要大于中西部地区<sup>[17]</sup>。

互联网与消费升级。一是从需求侧促进消费升级。互联网通过改变消费者行为决策对传统的消费者行为产生影响<sup>[18][19]</sup>。二是从供给侧推动消费升级<sup>[20]</sup>。大数据、云计算等信息技术的应用帮助企业实现精确预测及前瞻性研发, 推动产业转型升级, 开拓新的消费领域, 促进消费优化升级<sup>[21](P76-77)</sup>。也就是说, 互联网从需求端培育和发展消费新热点, 从供给端影响生产的数量和层次, 通过供需互动, 实现精准匹配<sup>①</sup>, 促进消费升级<sup>[22]</sup>。三是互联网通过创新、效率和包容创造数字红利, 从产品、服务和渠道三个方面提供消费对象、迎合消费方式、更新换代渠道, 助推消费升级<sup>[23](P51)[24]</sup>。

综上所述, 互联网影响消费升级的研究虽然很多, 但多是基于规范分析的方法从理论和逻辑层面展开, 比较缺乏严谨的理论推演, 而且缺少大样本数据的支撑。而少数关于互联网影响消费结构的实证研究大多从省级宏观层面进行, 无法控制家庭的人口统计与经济特征, 不可避免地存在加总谬误, 容易导致互联网对消费结构升级影响效力的估计偏差, 缺乏微观层面的解释力。与以往研究相比, 本文的边际贡献在于: 一是构建包含互联网因素的家庭效用函数, 基于搜寻理论, 阐释互联网影响消费结构升级的作用机理; 二是使用家庭微观数据, 运用分位数回归, 实证剖析互联网的消费升级效应在不同消费层次、不同消费类型上的分布规律。

### 三、理论分析与研究假设

借鉴 Kongsamut 等<sup>[25]</sup>的研究, 使用包含非位似偏好特征的效用函数, 并在模型中引入互联网因素, 基于搜寻理论, 分析互联网使用对居民家庭消费升级的影响机理。为便于分析且不失一般性, 本文将消费品分为两大类: 生存型消费品、发展与享受型消费品 (即非生存型消费品)。生存型消费是人们维持劳动力简单再生产的必需的生活资料, 是人们首先要满足的最基本的生存需要, 属于较低层次的消费类型; 而发展与享受型消费是能够满足人们舒适、快乐和提高素质、陶冶情操的生活资料, 是较高层次的消费资料。家庭中发展与享受型消费比重越大, 则该家庭的消费层次越高, 即为居民家庭消费升级。

假设在经济中存在诸多同质家庭, 所有家庭都能存活无限期, 代表性家庭的偏好是时间可分的, 并且拥有对数形式的瞬时效用函数, 则该代表性家庭的瞬时效用函数和加总折现效用函数的表达式如下:

$$u(c_t^1, c_t^2) = \varphi \log(c_t^1 - a) + (1 - \varphi) \log(c_t^2 + S_t) \quad (1)$$

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t^1, c_t^2) \quad (2)$$

式 (1) 中,  $c_t^1$  和  $c_t^2$  表示代表性家庭在  $t$  期从市场上所购买的生存型消费品和发展与享受型消费品的数量,  $\varphi \in (0, 1)$  是代表性家庭的偏好权重,  $a$  ( $a > 0$ ) 是代表性家庭为了维持生存的最低食物消费量,  $S_t$  ( $S_t > 0$ ) 是在  $t$  期代表性家庭内部 (非市场供给) 所提供的服务消费<sup>②</sup>。这部分规

① 参见李拯:《“双十一”, 消费升级带动供给升级》,《人民日报》2018年11月12日第5版。

② Kongsamut 等<sup>[25]</sup>认为, 家庭内部提供的服务消费( $S_t$ )是指在发展与享受型消费品中, 除去从市场购买( $c_t^2$ )的剩余部分。比如, 消费者自身对商品进行一些简单个性化的设计、社交活动、下棋或打牌等需要家人参与的休闲娱乐。

模的变化是互联网的函数, 互联网的发展使人们很方便地搜索、联系到提供商品定制化服务的厂商。另外, 在线教育、网络直播、网络游戏等多样化的文教娱乐活动, 降低了家庭内部的服务消费供给。因此,  $S_t = s_t(\text{net})$ , 且  $s_t'(\text{net}) < 0$ ,  $\text{net}$  为互联网因素。式(2)中,  $\beta \in (0, 1)$  是折现因子,  $c_t^1$ 、 $c_t^2$  含义与式(1)相同。

代表性家庭的预算约束为:

$$\omega_t L_t + r_t k_t - \delta k_t + k_t = c_t^1 + P_t c_t^2 + k_{t+1} \quad (3)$$

式(3)刻画了代表性家庭的约束条件和两种主要的收入来源: 一是劳动市场上的工资性收入; 二是资本市场的租金收入。 $\omega_t$  为  $t$  期工资率,  $L_t$  为  $t$  期劳动供给时间,  $r_t$  为  $t$  期租金价格,  $k_t$  是代表性家庭在  $t$  期资本存量,  $\delta$  为资本折旧率。为了简化起见, 本文将生存型消费品  $c_t^1$  的市场价格标准化为 1, 发展与享受型消费品  $c_t^2$  的市场价格为  $P_t$ ,  $P_t > 1$ , 且  $P_t$  是互联网因素的函数, 即  $P_t = p_t(\text{net})$ ,  $p_t'(\text{net}) < 0$ , 原因分析见下文。

互联网对商品市场最主要的影响在于搜寻成本的降低<sup>[7]</sup>。搜寻成本源于在信息不对称情况下, 交易双方为完成交易对产品的价格、属性等信息和交易对手信息的搜寻<sup>[26]</sup>。由于时间成本是最大的搜寻成本<sup>[27]</sup>, 互联网数字技术加快了信息传递速度, 提高了搜索效率, 使消费者在短时间内锁定自己满意的产品, 从而极大地降低了时间成本。另外, 互联网的出现扩大了消费者的搜寻空间, 打破了时空限制, 使得消费者能够随时随地搜索到世界各地的商品和服务, 扩展了搜寻范围, 降低了单位搜寻成本。

搜寻成本的降低会对消费产生两种效应: (1) 价格效应。根据 Bakos<sup>[28]</sup>的研究, 当存在搜寻成本时, 差异化产品的市场均衡价格为  $p^* = \sqrt{mn}$  ( $p^*$ 、 $m$ 、 $n$  分别为均衡价格、搜寻成本、效用损失成本)。搜寻成本  $m$  的变化会引起市场均衡价格  $p^*$  的同方向变化, 降低搜寻成本会使市场的均衡价格下降。(2) 市场范围效应。一方面, 搜寻成本的降低, 促进生产者之间的竞争, 削弱厂商的市场势力, 降低销售者的垄断租金, 提高消费者剩余, 促进社会资源最优配置<sup>[29][30]</sup>, 能防止市场失灵, 有效解决市场失败问题。比如, 电子商务市场使得传统市场中存在市场失败的长尾产品<sup>①</sup>得到发展, 出现了长尾产品市场, 扩大了消费者的选择空间。另一方面, 搜寻成本的降低, 推动了新市场创造。按照 Coase<sup>[32]</sup>的观点, 交易成本主要包括搜寻成本、谈判成本、合同履行成本和监管成本。因此, 在其他成本不变的条件下, 降低搜寻成本也直接降低了交易成本。根据杨小凯的新兴古典经济理论, 交易成本的降低或交易效率的提高有利于深化分工, 促进专业化和劳动分工<sup>[33](P90-94)</sup>。Borghans 等<sup>[34]</sup>也认为, 互联网通过减少交易双方沟通谈判成本, 降低了交易成本, 提高了专业化分工。基于“斯密—杨格”定理, 分工可以内生地创造新的市场, 从而拓展市场范围、扩大市场层次<sup>[35]</sup>。

由以上分析可知, 互联网的发展降低了搜寻成本, 由此带来的价格效应会使市场的均衡价格下降。换言之, 市场均衡价格与互联网发展相关, 且二者是负向关系, 即  $P_t = p_t(\text{net})$ ,  $p_t'(\text{net}) < 0$ ; 而市场范围效应能够给消费者提供更多的商品选择, 更能满足个性化、多元化、定制化的消费需求, 减少家庭内部供给的服务消费  $S_t$ , 因而  $S_t = s_t(\text{net})$ , 且  $s_t'(\text{net}) < 0$ 。

家庭的最优化行为就是在本期消费和储蓄之间分配家庭的可支配收入, 以此来实现终生效用最大化。所以, 代表性家庭的最优化问题可以表示为:

$$\text{Max } U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t^1, c_t^2)$$

① 根据黄浩<sup>[31]</sup>, 长尾产品是指小品种、个性化、匹配概率较小、搜寻成本高的产品。

$$s. t. \quad w_t L_t + r_t k_t - \delta k_t + k_t = c_t^1 + P_t c_t^2 + k_{t+1} \quad (4)$$

通过拉格朗日函数法, 求解得到代表性家庭实现效用最大化的均衡条件为:

$$[\varphi/(1-\varphi)] \times [(c_t^2 + S_t)/(c_t^1 - a)] = 1/P_t \quad (5)$$

再代入  $S_t = s_t (net)$  和  $P_t = p_t (net)$ , 可得:

$$[\varphi/(1-\varphi)] \times [(c_t^2 + s_t (net))/(c_t^1 - a)] = 1/p_t (net) \quad (6)$$

若用  $\theta_t^2$  表示  $t$  期发展与享受型消费品  $c_t^2$  占家庭总消费的比重, 则有:

$$\theta_t^2 = c_t^2 / (c_t^1 + c_t^2) = \frac{1}{\frac{\varphi}{1-\varphi} \times p_t (net) \times (1 + \frac{s_t (net)}{c_t^2}) + \frac{a}{c_t^2} + 1} \quad (7)$$

互联网发展所产生的价格效应和市场范围效应, 使得  $p_t (net)$  和  $s_t (net)$  均下降, 再结合式 (7) 可知, 发展与享受型消费品占比  $\theta_t^2$  上升, 进而居民家庭消费升级。

基于上述分析, 本研究假设: 互联网影响居民家庭消费结构变化。在其他条件不变的情况下, 互联网有助于居民家庭消费结构由生存型消费向发展与享受型消费结构转变, 促进居民家庭消费升级。

## 四、计量模型与数据描述

### (一) 计量模型的构建与说明

参考祝仲坤等<sup>[14]</sup>的做法, 为验证本文的研究假设, 构建计量模型如下:

$$constr_i = \beta_0 + \beta_1 net_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

式 (8) 中,  $constr_i$  为第  $i$  个家庭的消费结构, 采用家庭发展与享受型消费支出占家庭总消费支出的比重来表示, 作为居民家庭消费升级的衡量指标。《中国统计年鉴》将家庭消费性支出主要归纳为八类: 食品、衣着、居住、家庭设备及用品、交通通信、教育文化娱乐、医疗保健、其他用品及服务。CFPS 数据库在家庭经济问卷中据此也将家庭支出分为此八大类。借鉴李晓楠等<sup>[36]</sup>、潘敏等<sup>[37]</sup>的做法, 将满足人们基本生存需要的消费, 包括食品、衣着和居住归为生存型消费, 而将其余的消费类型归为发展与享受型消费。 $net_i$  是本文的核心解释变量, 表示第  $i$  个家庭是否使用互联网。如果家庭中至少有一个人使用互联网设定为 1, 否则为 0。 $X_i$  代表一系列的控制变量, 参考已有的研究和现有的数据, 本文从个人、家庭、地区三个层面选取的控制变量为: (1) 户主<sup>①</sup>的性别、年龄及年龄的平方<sup>②</sup>、教育程度、婚姻状况和健康状况。(2) 家庭人均收入、家庭人均收入平方、住房数量<sup>③</sup>、家庭人口数。(3) 城乡分类以及省份虚拟变量, 以控制城乡和区域差异等经济社会环境对消费结构的影响。 $\varepsilon_i$  为随机扰动项。

### (二) 数据来源与描述性统计

本文使用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心 (ISSS) 执行的 2016 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据库。该数据库的抽样范围覆盖全国 95% 人口, 是一个具有全国代表性的大样本微观调查数据库, 其调查主题包括经济、社会、人口、教育、健康等诸多内容, 涉及面广, 具有权威性和代表性。该数据库包含了本文所关注的核心变量——是否使用互联网<sup>④</sup>的相关信息, 可以成

① 本文定义在问卷调查中对生活支出方面做出实际回答的人为户主。

② 考察年龄对消费可能存在的非线性影响。

③ 用来反映家庭的资产情况。

④ 包括是否移动上网和是否电脑上网。

为本研究优质的数据来源。其中,家庭消费、家庭资产以及人口规模等方面的变量在家庭经济问卷和家庭成员问卷中,而是否使用互联网、个体信息等则在成人问卷和少儿问卷中。为了分析的需要,本文将CFPS2016年的个体和家庭层面的数据库进行合并,以便能够在家庭层面上展开实证分析。剔除一些数据不全的家庭和异常值,最终得到有效家庭样本数5 526户。表1显示了主要变量的名称和统计特征。

表1 主要变量描述性统计

变量名称	变量含义	观测值	均值	标准差
<i>constr</i>	发展与享受型消费比重	5 526	0.377 3	0.183 3
<i>net</i>	使用互联网=1,其他=0	5 526	0.636 3	0.481 1
<i>lnfpi</i>	家庭人均收入的自然对数	5 526	9.407 3	1.097 2
<i>lnfpi2</i>	家庭人均收入自然对数的平方	5 526	89.700 7	20.348 9
<i>fcount</i>	家庭人口数	5 526	3.122 3	1.714 2
<i>tnh</i>	家庭住房数量	5 526	0.372 8	0.623 2
<i>age</i>	年龄	5 526	49.875 5	15.428 9
<i>age2</i>	年龄平方	5 526	2 725.573 0	1 577.684 0
<i>gender</i>	男性=1,女性=0	5 526	0.510 3	0.499 9
<i>edu</i>	教育年限 <sup>①</sup>	5 526	7.470 3	4.966 4
<i>marriage</i>	已婚=1,其他=0	5 526	0.801 5	0.398 9
<i>health</i>	自评身体健康状况,1—5分别表示“不健康”、“一般”、“比较健康”、“很健康”、“非常健康”	5 526	2.896 3	1.190 7
<i>urban</i>	城镇=1,农村=0	5 526	0.550 9	0.497 5

## 五、实证结果与分析

### (一) 基准回归

表2描述了互联网使用对居民家庭消费升级影响的估计结果。表2的第(1)—(4)列是逐步控制家户收入及收入平方、家庭和户主特征变量、地区虚拟变量之后的回归结果。通过对比可以看出,无论采取何种模型设定,互联网使用均会显著提高居民家庭的发展与享受型消费比重,对居民家庭消费升级有显著的促进影响。根据第(4)列的结果来看,在控制其他变量不变的情况下,与不使用互联网的家庭相比,使用互联网的家庭发展与享受型消费占比显著提升4.5个百分点。在其他变量方面,收入水平与消费结构呈现“U”型关系,即随着家庭人均收入的增加,发展与享受型消费支出比重呈现出先下降后上升的变化趋势。教育年限对消费结构有微弱的负面影响,可能是由于教育与消费结构不是简单的线性关系所致。家庭人口规模的系数在1%水平上有显著正向影响,家庭人口越多,需求多样性就越大,在交通通信、文教娱乐等方面的消费也就越多。健康的系数显著为负,意味着健康状况越差,对医疗保健的需求越大,医疗保健支出比重越高。城镇地区对消费结构的影响系数为正。住房财富的系数显著为负,表明住房价值对消费有挤出效应,与其他学者的研究一致<sup>[39][40]</sup>。买房压力抑制了文教娱乐、交通通信等发展与享受型消费,对居民家庭消费升级有显著的负面影响。

### (二) 工具变量回归

上述分析表明,互联网对居民家庭消费升级有显著正向效应,但并未考虑到可能存在的内生性

<sup>①</sup> 参考李晓嘉等<sup>[38]</sup>的做法,具体界定如下:小学以下的受教育年限为0年,小学为6年,初中为9年,高中、职业高中、中专、技校为12年,大专、高职为15年,大学本科为16年,硕士研究生为19年,博士研究生为22年。

表 2 基准分析

变量	<i>constr</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>net</i>	0.0480*** (0.0051)	0.0645*** (0.0053)	0.0472*** (0.0065)	0.0448*** (0.0065)
<i>lnfpi</i>		-0.0628** (0.0257)	-0.0871*** (0.0233)	-0.0772*** (0.0237)
<i>lnfpi2</i>		0.0020 (0.0014)	0.0046*** (0.0013)	0.0042*** (0.0013)
<i>gender</i>			0.0061 (0.0048)	0.0011 (0.0049)
<i>age</i>			0.0005 (0.0010)	0.0007 (0.0010)
<i>age2/100</i>			-0.0011 (0.0010)	-0.0014 (0.0010)
<i>edu</i>			-0.0015** (0.0006)	-0.0013** (0.0006)
<i>marriage</i>			0.0114 (0.0071)	0.0107 (0.0071)
<i>health</i>			-0.0148*** (0.0021)	-0.0146*** (0.0021)
<i>urban</i>			0.0682*** (0.0054)	0.0666*** (0.0055)
<i>fcount</i>			0.0149*** (0.0018)	0.0132*** (0.0018)
<i>tnh</i>			-0.0079** (0.0039)	-0.0091** (0.0039)
<i>province</i>	NO	NO	NO	YES
常数	0.3468*** (0.0042)	0.7498*** (0.1200)	0.7967*** (0.1105)	0.7699*** (0.1136)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0158	0.0392	0.1028	0.1265
观测值	5526	5526	5526	5526

注: 括号中为稳健标准误, \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

问题。一是反向因果问题。消费层次较高的家庭可能有较好的经济水平, 能够购置电脑、手机等上网设备, 而消费层次较低的家庭经济水平可能较差, 使用互联网的可能性较低。二是遗漏变量问题。是否使用互联网可能与家庭的某些不可观测特征相关, 而这些因素同时也会影响到家庭的消费决策。这些问题的存在会导致内生性, 造成参数估计可能存在偏误。为此, 本文选取了家庭成员对互联网的平均重视程度 (*imp*) 作为互联网使用的工具变量。从相关性角度来看, 对互联网的重视程度与家庭是否使用网络紧密相关。在工作、学习或娱乐中对互联网越重视, 则越有可能购置上网设备。另外, 从外生性角度分析, 家庭成员对互联网的重视程度, 即便对消费产生影响, 那么也是通过使用互联网这一渠道对消费结构间接产生影响。所以, 从逻辑上判断, 家庭对互联网的重视程度 (*imp*) 满足作为工具变量的相关性和外生性条件。关于工具变量有效性, 下文将给出具体的计量检验结果。

本文运用 2SLS 方法进行再估计。由表 3 Panel B 可知, 一阶段回归的 *F* 值统计量远远大于 10, *Cragg-Donald Wald F* 统计量也远大于 10% 偏误下的临界值 16.38, 因此可以排除弱工具变量问题<sup>[41]</sup>。Panel A 二阶段回归结果显示, 从 (1) — (4) 列, 无论采用何种模型设定, 互联网使用对家

庭消费结构的影响系数在 1% 的水平上始终显著为正。在考虑内生性问题后，本文的结论依然成立。以控制其他所有变量的回归结果（第 4 列）为例，与不使用互联网的家庭相比，使用互联网的家庭发展与享受型消费支出占比显著提高 5.9 个百分点。综上，互联网使用能够显著推动居民家庭消费结构由生存型消费向发展与享受型消费结构转变，促进居民家庭消费升级，支持了本研究假设。

表 3 工具变量回归

变量	Panel A: 二阶段回归结果			
	<i>constr</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>net</i>	0.049 0*** (0.008 3)	0.044 6*** (0.010 5)	0.061 2*** (0.018 9)	0.058 7*** (0.019 6)
<i>lnfpi</i>		-0.094 7*** (0.027 7)	-0.111 5*** (0.027 8)	-0.103 1*** (0.027 7)
<i>lnfpi2</i>		0.004 3*** (0.001 5)	0.005 9*** (0.001 5)	0.005 6*** (0.001 5)
<i>gender</i>			0.008 8 (0.005 7)	0.004 2 (0.005 7)
<i>age</i>			0.000 3 (0.001 2)	0.000 8 (0.001 2)
<i>age2/100</i>			-0.000 4 (0.001 1)	-0.000 9 (0.001 1)
<i>edu</i>			-0.001 2 (0.000 8)	-0.001 0 (0.000 8)
<i>marriage</i>			0.017 4** (0.008 0)	0.016 3** (0.008 0)
<i>health</i>			-0.015 2*** (0.002 5)	-0.015 4*** (0.002 5)
<i>urban</i>			0.065 5*** (0.006 6)	0.064 3*** (0.006 6)
<i>fcoun</i>			0.016 3*** (0.002 6)	0.015 2*** (0.002 7)
<i>tnh</i>			-0.006 7 (0.004 7)	-0.007 6 (0.004 6)
<i>province</i>			NO	YES
常数	0.360 6*** (0.005 2)	0.855 9*** (0.131 2)	0.877 2*** (0.132 7)	0.855 4*** (0.134 3)
R <sup>2</sup>	0.011 9	0.025 5	0.084 0	0.108 1
观测值	3 952	3 952	3 952	3 952
Panel B: 一阶段回归结果				
<i>imp</i>	0.065 5*** (0.001 6)	0.058 9*** (0.001 8)	0.044 4*** (0.001 9)	0.043 7*** (0.001 9)
<i>F-statistic</i>	1 605.02	1 107.68	539.83	523.79
<i>Cragg-Donald Wald F statistic</i>	2 670.452	1 726.603	817.621	783.989

注：括号中为稳健标准误，\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

### （三）稳健性检验

1. 倾向得分匹配法。虽然已经采用工具变量法尽可能地克服核心解释变量所存在的内生性问题

题, 但可能还会有选择性偏误问题, 也就是说是否使用互联网是居民家庭自我选择 (Self Selection) 的结果, 可能不满足随机抽样, 存在“选择偏差”。基于此, 本文借鉴 Rosenbaum 等<sup>[42]</sup>提出的倾向得分匹配法 (PSM) 来进行纠正, 以此验证互联网推动居民家庭消费升级这一结论是否一致、稳定。但是该方法主要是控制了可测变量的影响, 如果变量选择不当, 容易造成估计结果的偏差。因此, 本文仅将 PSM 作以稳健性检验。

由表 4 可知, 经过样本匹配之后, 无论是使用何种匹配方法, 使用互联网和不使用互联网两组样本的处理组平均处理效应 (ATT) 的结果均显示, 互联网使用对居民家庭消费升级依然具有显著的促进作用。

表 4 不同倾向得分匹配的结果

匹配方法	处理组	控制组	ATT	标准差	t 值
最小邻近匹配 (1:2)	0.394 9	0.367 8	0.027 1**	0.013 0	2.08
最小邻近匹配 (1:4)	0.394 9	0.366 8	0.028 1**	0.012 4	2.26
半径匹配	0.393 7	0.368 1	0.025 6**	0.012 0	2.13
局部线性匹配	0.394 9	0.367 4	0.027 5*	0.014 4	1.91
核匹配	0.394 9	0.369 9	0.025 0**	0.010 8	2.31

注: 最小邻近匹配均采用有放回方式; 半径匹配中, 半径的选取是 0.005; \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

2. 其他稳健性检验。为了进一步增强互联网使用推动居民家庭消费升级这一研究结论的可信度, 本文还采取了另外两种稳健性检验。一是将核心解释变量替换为家庭互联网使用率 (*fnur*)。二是参考郭云南等<sup>[43]</sup>的做法, 对匹配后生成的“新样本”重新回归, 并且这里的“新样本”均是在控制组与处理组的共同取值范围 (Common Support) 内的。表 5 第 (1)、(2) 列是第一种稳健性检验的结果, 第 (3)、(4) 列是匹配后新样本的估计结果。由表 5 可知, 相比于不使用互联网, 使用互联网有助于促进居民家庭消费结构升级。

上述三种稳健性检验结果进一步证实本文的结论是稳健、可信的。

表 5 其他稳健性检验

变量	<i>constr</i>			
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>fnur</i>	0.050 2*** (0.008 4)	0.068 6*** (0.022 8)		
<i>net</i>			0.053 4*** (0.009 7)	0.056 9* (0.034 1)
控制变量	YES	YES	YES	YES
<i>F-statistic</i>		456.41		298.77
<i>Cragg-Donald Wald F statistic</i>		790.214		330.263
$R^2$	0.124 3	0.109 6	0.114 2	0.104 1
观测值	5 526	3 952	4 020	3 952

注: 控制变量选择与表 2 一致, 限于篇幅这里不再汇报; 括号中为稳健标准误, \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

#### (四) 互联网影响居民家庭消费结构升级的机制检验

根据前文的理论分析, 互联网对消费结构的影响机制主要包括: 一是价格效应, 降低了差异化

产品的市场均衡价格。二是市场范围效应。新兴古典经济理论认为，单位交易成本的大小决定市场范围的边界<sup>[33](P90-94)</sup>。基于互联网技术的电子商务平台提升了沟通、协调等交易效率，从而降低了单位交易成本，扩大了市场的空间和容量，拓宽了市场范围。由此，本部分将从价格效应和市场范围效应两方面进行影响机制的实证检验。

对于价格效应，鉴于数据的可得性，本文主要从家庭消费水平角度解析该作用机制。如果互联网对居民家庭消费升级的显著正向影响能够通过价格效应来实现，那么与消费支出较少的家庭相比，这种价格效应在消费支出较多的家庭中作用更明显。原因在于，家庭人均消费支出越高，意味着该家庭受商品或服务价格变化的影响也较大，价格效应的作用会更明显。因此，本文以家庭人均消费支出（*pcon*）作为度量指标。如果所在家庭的人均消费支出大于均值，则将该企业定义为消费水平较高，赋值为1，否则为0。表6第（1）列中，引入互联网（*net*）与家庭人均消费支出（*pcon*）的交互项。结果表明，交互项的系数为0.0271，在5%的统计水平上显著，说明较之消费水平较低的家庭，互联网使用对消费升级的正向影响在消费支出较高家庭中的促进作用更大。这一结果在一定程度上支持了价格效应。

为验证互联网的市场范围效应，考虑到电子商务交易平台与市场范围扩大密切相关，如果市场范围效应存在，那么互联网的消费升级作用在是否网络购物、网络购物支出不同的家庭中的影响存在差异，并且在网络购物支出越高家庭中的影响会更大。根据问卷中的网上购物花费，本文定义家庭网络消费倾向（*tos*）作为度量指标，将家庭区分为没有网络消费（家庭人均网上购物为0）、网络消费较少（家庭人均网上购物金额小于均值）以及网络消费较多（家庭人均网上购物金额大于均值）三类，分别赋值1、2、3，以此代表家庭网络消费倾向的大小。在表6第（2）列中，通过引入互联网（*net*）与家庭网络消费倾向（*tos*）的交互项，考察互联网的市场范围效应。结果发现，交互项系数在1%的水平上显著为正，说明随着家庭网络消费倾向的不断提高，互联网使用对消费升级的促进作用越明显，市场范围效应在网络消费倾向越高的家庭中影响越大，这为互联网的市场范围效应提供了支撑。

表6 互联网影响家庭消费结构的机制

变量	<i>constr</i>	
	(1)	(2)
<i>net</i>	0.0402*** (0.0071)	0.0348*** (0.0093)
<i>pcon</i>	0.0090 (0.0110)	
<i>net * pcon</i>	0.0271** (0.0122)	
<i>tos</i>		0.0071 (0.0048)
<i>net * tos</i>		0.0200*** (0.0041)
控制变量	YES	YES
R <sup>2</sup>	0.1279	0.1066
观测值	5526	5523

注：控制变量选择与表2一致，限于篇幅这里不再汇报；括号中为稳健标准误，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

## 六、进一步探讨

本部分进一步分析以下问题：一是互联网使用对不同消费层次、不同消费类型的影响存在怎样的分布规律；二是互联网对不同地区、不同收入阶层的影响是否具有差异。

### （一）不同消费层次、不同消费类型的分布规律

本文采用分位数回归考察互联网的影响在不同消费层次、消费类型上的变化特征。传统的条件均值回归反映的是条件分布的集中趋势，而分位数回归能全面刻画自变量对整个条件分布的影响，包括影响趋势、变动范围等特征。另外，在最小化目标函数上，分位数回归与均值回归不同，分位

数回归最小化的目标函数是残差绝对值的加权平均, 故对异常值和异方差具有较强的耐抗性, 因而参数估计更加稳健<sup>[44](P204-213)</sup>。本文建立的分位数回归模型如下:

$$Q_q(\text{constr}_i | \text{net}_i, X_i) = \alpha_q + \beta_q \text{net}_i + \gamma_q X_i + v_i \quad (9)$$

其中,  $Q_q(\text{constr}_i | \text{net}_i, X_i)$  为  $\text{constr}_i$  的  $q$  条件分位数,  $\alpha_q$ 、 $\beta_q$ 、 $\gamma_q$  表示不同分位点上的回归系数,  $v_i$  代表误差项。

总体来看, 不管在低分位数, 还是中、高分位数上, 互联网使用都能够显著提高居民家庭的发展与享受型消费占比, 对居民家庭消费升级具有促进作用, 与前文结论一致。而且随着条件分布的低分位点向高分位点变化, 互联网使用对消费结构的回归系数逐步增大, 表现出了明显的异质性, 说明在消费层次较高的家庭中互联网的正向效应大于消费层次较低的家庭。具体而言, 在 10% 分位数上, 互联网使用对消费结构的回归系数为 0.026 9, 30% 分位数的回归系数升至 0.040 3, 50% 分位数的回归系数则上升为 0.042 4, 在此之后, 影响效应上升趋势明显, 在 90% 分位数上, 边际效应达到 0.060 9。互联网使用会使各分位数上居民家庭的发展与享受型消费比重提高幅度 2.7% ~ 6.1% (如表 7 所示)。

表 7 分位数回归结果

变量	constr				
	10%	30%	50%	70%	90%
net	0.026 9*** (0.008 6)	0.040 3*** (0.008 4)	0.042 4*** (0.008 6)	0.048 1*** (0.010 9)	0.060 9*** (0.012 6)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R <sup>2</sup>	0.087 4	0.083 3	0.078 2	0.076 0	0.056 2
观测值	5 526	5 526	5 526	5 526	5 526

注: 控制变量选择与表 2 一致, 限于篇幅这里不再汇报; 括号中为稳健标准误, \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

为了更直观地体现互联网对不同消费层次和不同消费类型<sup>①</sup>的影响趋势, 呈现边际贡献率的变化情况, 本文进行了全分位点回归。图 1 中纵轴表示对应变量的分位数回归系数, 横轴是全部分位点, 虚线部分是均值回归结果和置信区间 (置信度为 5%), 实线表示分位数回归系数, 阴影部分表示置信带。

图 1 显示, 互联网使用对居民家庭消费结构的回归系数呈现出先增加后减少的倒“U”型变化趋势, 拐点出现在 85% 分位点附近。具体来看, 互

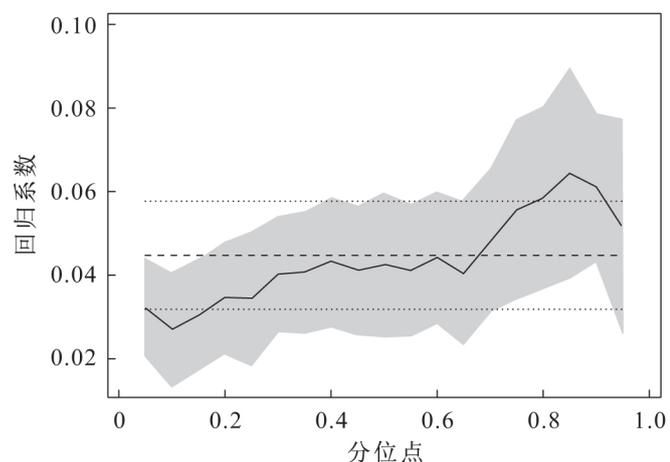


图 1 互联网使用对消费结构的全分位数回归系数

<sup>①</sup> 本文的发展与享受型消费包括了生活用品、医疗保健、交通通信、文教娱乐和其他消费。根据分位数回归的结果显示, 互联网使用对生活用品、交通通信和其他消费的影响在 10% 的显著性水平上并不显著。因篇幅所限, 文中只呈现了互联网使用对文教娱乐消费支出占比和医疗保健消费支出占比这两种消费类型的全分位数回归结果。

联网使用对居民家庭消费升级的边际效应可以分为两个阶段：在 85% 分位点之前，随着消费层次的提高，互联网使用的边际贡献率不断增强，并且在 65% 分位点之前，系数增速较为缓慢，而在 65% 分位点至 85% 分位点之间，影响效应呈快速上升趋势；但是在 85% 分位点之后，互联网所发挥的积极作用不断弱化。以上结果意味着，整体上互联网使用能够提升居民家庭的发展与享受型消费在总消费支出中的比重，对居民家庭消费升级具有显著的正向效应，且这种效应在中等及中高消费阶层的家庭中尤其明显，但是对于高消费阶层（高端分位数）的家庭而言，互联网使用的提升作用呈弱化趋势。存在的原因可能是，一方面，处于消费结构高分位点的家庭一般也属于高收入人群，而高收入家庭的消费偏好在于新产品或高档品，对商品的支付意愿高，能够接受一个较高的价格，因而在高消费阶层的家庭中，互联网的价格效应影响减小导致互联网的消费升级作用有所弱化；另一方面，由于信息传播的隐匿性，导致互联网信息真假掺杂，虚假信息泛滥，对消费行为产生信息约束，造成人们在购买高档消费品或耐用消费品时，倾向于选择风险较小的传统实体店消费方式。以上可能的原因使得互联网对消费结构的影响在高端分位点处有所下降，最终整体呈现倒“U”型变动趋势。

图 2 (a) 反映了互联网使用对居民家庭文教娱乐消费比重在全部分位点上的边际贡献率变化情况。回归系数显著为正，呈现出上升趋势，且上升的增速越来越大，反映了互联网使用对文教娱乐消费的影响随着分位数增加而不断快速上升。这表明，居民家庭中文教娱乐消费占比越高，互联网使用的影响效应也就越明显，即在文教娱乐消费支出越高的居民家庭中，是否使用互联网所造成的差异和不平等也就越大。互联网使用对居民家庭消费升级的促进作用可以通过提高文教娱乐消费支出的比重来体现。

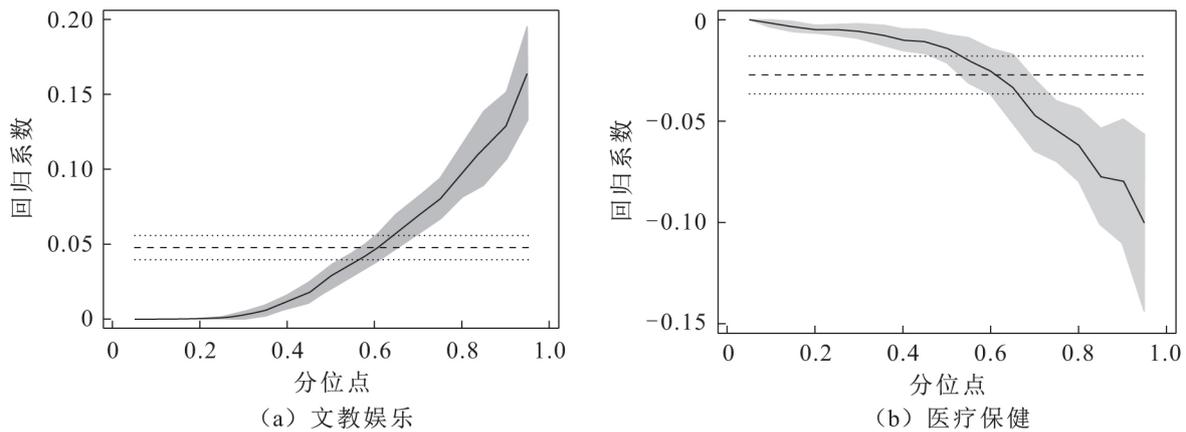


图 2 互联网使用对不同消费类型的全分位数回归系数

图 2 (b) 展示了不同分位点上互联网使用对居民家庭医疗保健消费支出占比的贡献度。影响系数的整体趋势是不断下降的，且回归系数的绝对值不断增大。这意味着互联网使用对居民家庭医疗保健消费有显著的抑制作用，并且这种抑制作用随着分位数增加而逐渐增大，即在医疗保健消费支出越多的家庭中，互联网的负向效应越明显。可能的原因有，一是从需求角度来看，老年人身体机能倾向于退化，在医疗、卫生等方面的消费高于其他年龄人群。据统计<sup>①</sup>，在人均医疗费用方面，老年群体是年轻人的 3~5 倍。处于医疗保健消费高分位点的家庭往往老龄化程度也较高，而老

① 参见 <http://news.sohu.com/20060305/n242133633.shtml>。

年人使用互联网的能力相对较弱<sup>①</sup>, 因此互联网使用对该类型消费的负向影响相对较大。二是从供给角度来分析。近年来, 大数据、传感器和移动互联网等技术与医药行业日益融合, 互联网医疗发展如火如荼, 但是在这个过程中, 存在着诊断可靠性低、运营模式单一和消费者信赖度低等问题, 且现阶段的互联网医疗行业处于比较分散的状态, 缺乏产业链、集群化发展, 可能导致互联网在医疗保健消费领域还未呈现出正向效应。

## (二) 不同地区、不同收入阶层的异质性分析

为了更加准确、细致地刻画互联网的消费升级效应, 本文还探讨了城乡之间以及不同收入阶层之间, 互联网使用影响居民家庭消费结构的差异性。对于收入阶层的划分, 本文将全部样本根据家庭人均收入的中位数划分为低收入组和高收入组。

由表 8 的第 (1)、(2) 列的回归结果可以看出, 不论是农村地区还是城镇地区, 互联网使用对居民家庭消费结构升级都有显著的促进作用。从估计系数上来看, 互联网使用在农村地区对居民家庭消费升级的正向影响比在城镇地区有着更强的效果。可能的原因有, 一是互联网通过信息扩散, 激发了农村家庭消费欲望, 提高了消费倾向; 二是相对于城镇地区来说, 农村地区市场欠发达, 而通过互联网可以实现网络购物, 商品的可获得性与丰富性极大地改善了农村的消费环境, 减少了供需矛盾, 激发农村的潜在消费转化为实际消费。比较 (3)、(4) 列的回归结果可以看出, 在不同收入水平家庭中, 互联网使用对消费升级的作用程度存在差异。高收入组的系数大于低收入组的系数, 这意味着互联网使用对高收入家庭的影响更为明显。

表 8 不同地区与不同收入的回归结果

变量	<i>constr</i>			
	城镇	农村	低收入	高收入
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>net</i>	0.0299*** (0.0094)	0.0601*** (0.0090)	0.0313*** (0.0097)	0.0555*** (0.0087)
控制变量	YES	YES	YES	YES
$R^2$	0.1067	0.1108	0.1261	0.1293
观测值	3044	2482	2806	2720

注: 控制变量选择与表 2 一致, 限于篇幅这里不再汇报; 括号中为稳健标准误, \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

## 七、结论与启示

本文通过构建包含互联网因素的家庭效用函数, 结合中国家庭追踪调查 2016 年度数据, 对互联网与居民家庭消费结构之间的关系进行理论分析和实证检验, 得出以下主要结论: (1) 由工具变量的回归结果可知, 相对于不使用互联网的家庭, 使用互联网能够使家庭发展与享受型消费支出比重显著提高 5.9 个百分点, 互联网使用有助于推动居民家庭消费结构升级。(2) 机制分析结果表明, 价格效应和市场范围效应是互联网促进消费升级的重要渠道。(3) 分位数回归结果发现, 随着

<sup>①</sup> 根据第 43 次《中国互联网络发展状况统计报告》, 截至 2018 年 12 月, 我国网民规模达到 8.29 亿, 在网民年龄结构中, 以 10~49 岁群体为主, 占整体的 83.4%, 60 岁及以上的占比为 6.6%。

消费层次的提高,互联网使用对居民家庭消费升级的正向效应呈现出先上升后下降的倒“U”型变化趋势,表明这种促进作用在中等及中高消费阶层家庭中的影响更大。(4)互联网使用显著提升家庭的文教娱乐消费支出,且正向效应随着家庭文教娱乐消费比重的提高而逐渐增强,而对医疗保健消费支出有负向影响,抑制作用随着医疗保健支出比重的增加而不断变大。(5)就城乡差异来看,无论是城镇还是农村,互联网使用均能促进居民家庭消费结构升级,但是对农村家庭的提升作用大于城镇家庭;从收入阶层来看,不管是对低收入家庭还是高收入家庭,互联网使用的消费升级效应都显著存在,并且对高收入家庭的影响更为明显。

基于本文的研究结论,有如下政策启示:首先,推动农村互联网普及。以互联网普及为抓手,扎实推进乡村振兴。加快建设农村宽带高速网络,夯实农村信息化基础,缩小和消除城乡间的数字鸿沟;推动电子商务向广大农村地区延伸覆盖,着力优化农村消费环境,释放农村家庭消费潜力,提高社会整体边际消费倾向,增强一般消费增长动力。其次,推动“互联网+”与中高端消费行业的深度融合。当前,兼具成长性和抗周期性的教育、文化、旅游、健康等中高端行业正处于供需两旺的良好发展势头,是我国未来持续扩大内需的重要着力点。为此应加强技术创新,并加快建立健全高层次、广覆盖、强约束的质量标准,不断强化消费领域信用体系建设,带动产品和服务的品牌化、精细化和集群化发展,为充分发挥互联网的数字经济红利提供条件。最后,优化和改善用网环境,营造清朗的网络空间。由于网络具有极强的隐匿性,利用网络违法犯罪行为和方式逐渐增多,在普及互联网的过程中,应加强网络空间治理,净化网络环境,保障信息安全,营造健康的网络空间。

#### 参考文献

- [1] Yushkova, E. Impact of ICT on trade in different technology groups: Analysis and implications[J]. *International Economics and Economic Policy*, 2014(1).
- [2] Harris, R. *The Internet as a GPT: Factor Market Implications*[M]. Cambridge: MIT Press, 1998.
- [3] 江小涓. 高度联通社会中的资源重组与服务业增长[J]. *经济研究*, 2017(3).
- [4] 王小华, 温涛. 城乡居民消费行为及结构演化的差异研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2015(10).
- [5] 王子敏, 李婵娟. 中国互联网发展的节能减排影响实证研究: 区域视角[J]. *中国地质大学学报(社会科学版)*, 2016(6).
- [6] Ahmed, S., T. S. Wirjanto. The impact of sales taxation on Internet commerce—An empirical analysis[J]. *Economics Letters*, 2008(3).
- [7] 方福前, 邢炜. 居民消费与电商市场规模的 U 型关系研究[J]. *财贸经济*, 2015(11).
- [8] Nakayama, Y. The impact of e-commerce: It always benefits consumers, but may reduce social welfare[J]. *Japan and the World Economy*, 2009(3).
- [9] Ferguson, C., F. Finn, J. Hall, et al. Speculation and e-commerce: The long and the short of IT[J]. *International Journal of Accounting Information Systems*, 2010(2).
- [10] 张红伟, 向玉冰. 网购对居民总消费的影响研究——基于总消费水平的数据分析[J]. *上海经济研究*, 2016(11).
- [11] 刘长庚, 张磊, 韩雷. 中国电商经济发展的消费效应研究[J]. *经济理论与经济管理*, 2017(11).
- [12] 张家平, 程名望, 潘烜. 信息化、居民消费与中国经济增长质量[J]. *经济经纬*, 2018(3).
- [13] 黄卫东, 岳中刚. 信息技术应用、包容性创新与消费增长[J]. *中国软科学*, 2016(5).
- [14] 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).
- [15] 杨光, 吴晓杭, 吴芷翹. 互联网使用能提高家庭消费吗?——来自 CFPS 数据的证据[J]. *消费经济*, 2018(1).

- [16]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(7).
- [17]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).
- [18]Dickson,P. R. Understanding the trade winds:The global evolution of production,consumption,and the Internet[J]. *Journal of Consumer Research*,2000(1).
- [19]Koufaris,M. Applying the technology acceptance model and flow theory to online consumer behavior[J]. *Information Systems Research*,2002(2).
- [20]McGuire,T.,J. Manyika,M. Chui. Why big data is the new competitive advantage[J]. *Ivey Business Journal*,2012(7).
- [21]尹世杰.消费经济学(第二版)[M].北京:高等教育出版社,2007.
- [22]王茜.“互联网+”促进我国消费升级的效应与机制[J].财经论丛,2016(12).
- [23]World Bank. *World Development Report 2016:Digital Dividends*[R]. Washington,DC:World Bank,2016.
- [24]牡丹清.互联网助推消费升级的动力机制研究[J].经济学家,2017(3).
- [25]Kongsamut,P.,S. Rebelo,D. Xie. Beyond balanced growth[J]. *Review of Economic Studies*,2001(4).
- [26]Williamson,O. E. Markets and hierarchies:Analysis and antitrust implications,a study in the economics of internal organization[J]. *Accounting Review*,1975 (343).
- [27]Stigler,G. J. The economics of information[J]. *Journal of Political Economy*,1961(3).
- [28]Bakos,J. Y. Reducing buyer search costs:Implications for electronic marketplaces[J]. *Management Science*,1997(12).
- [29]Bakos,J. Y. A strategic analysis of electronic marketplaces[J]. *Management Information Systems Quarterly*,1991(3).
- [30]Clemons,E. K. Evaluation of strategic investments in information technology[J]. *Communications of The ACM*,1991(1).
- [31]黄浩.匹配能力、市场规模与电子市场的效率——长尾与搜索的均衡[J].经济研究,2014(7).
- [32]Coase,R. H. The nature of the firm[J]. *Economica*,1937(16).
- [33]杨小凯,张永生.新兴古典经济学与超边际分析[M].北京:社会科学文献出版社,2003.
- [34]Borghans,L.,B. T. Weel. The division of labour,worker organisation,and technological change[J]. *The Economic Journal*,2006(509).
- [35]Young,A. A. Increasing returns and economic progress[J]. *The Economic Journal*,1928(152).
- [36]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(9).
- [37]潘敏,刘知琪.居民家庭“加杠杆”能促进消费吗?——来自中国家庭微观调查的经验证据[J].金融研究,2018(4).
- [38]李晓嘉,蒋承.我国农村家庭消费倾向的实证研究——基于人口年龄结构的视角[J].金融研究,2014(9).
- [39]谢洁玉,吴斌珍,李宏彬,等.中国城市房价与居民消费[J].金融研究,2012(6).
- [40]陈斌开,杨汝岱.土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄[J].经济研究,2013(1).
- [41]Stock,J. H.,M. Yogo. *Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression*[Z]. NBER Technical Working Papers,2002.
- [42]Rosenbaum,P. R.,D. B. Rubin. Assessing sensitivity to an unobserved binary covariate in an observational study with binary outcome[J]. *Journal of the Royal Statistical Society*,1983(2).
- [43]郭云南,王春飞.新型农村合作医疗保险与自主创业[J].经济学(季刊),2016(4).
- [44]Angrist,J. D.,J. S. Pischke. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*[M]. Princeton: Princeton University Press,2009.

## Has the Internet Promoted the Upgrading of Household Consumption ?

— Research Based on the Micro Survey Data of China

LI Xu-yang, LI Tong-ping, ZOU Wei-jin

**Abstract:** Internet development is not only an important consumption condition, but also a major revolution of consumption mode. Based on the search theory, this paper constructs a family utility function including Internet factor and analyzes the mechanism and path of Internet affecting the household consumption upgrading. Then, based on CFPS2016 survey data, we conduct empirical test by using instrumental variable regression, propensity score matching and quantile regression. The conclusions are as follows: (1) The Internet usage helps to increase the proportion of household development and the enjoyment consumption among the total consumption and promotes the upgrading of consumption structure in the meanwhile; (2) The price effect and market scope effect triggered by the Internet have further expanded consumption; (3) With the improvement of consumption level, the positive effect of Internet usage on consumption upgrading presents an inverted “U” type non-linear relationship; (4) The impact of the Internet on the consumption structure is heterogeneous. In terms of different consumption types, Internet usage has significantly increased the proportion of cultural and educational entertainment consumption. However, there is a negative effect of Internet usage on health care consumption. In addition, compared with families in urban areas and those with low-income, the positive effect of Internet usage is more significant for families in rural areas and those with higher income. Therefore, the policy implications are as follows: promoting consumption upgrading must be based on people’s livelihood; taking the popularization of rural network as a starting point; taking the release of rural consumption potential as a breakthrough; vigorously eliminating the digital divide.

**Key words:** Internet; consumption upgrading; consumption structure; household consumption

(责任编辑 朱 蓓)