

互联网使用水平影响家庭消费结构的 QUAIDS 模型分析

齐红倩^{1,2}, 马媛君²

(1. 吉林大学数量经济研究中心, 吉林长春, 130012;

2. 吉林大学商学院, 吉林长春, 130012)

摘要: 采用 2018 年中国家庭追踪调查(CFPS)数据, 基于因子分析法, 从基础使用情况、使用范围及频率、使用深度与重要性三个层面测度样本家庭互联网使用水平; 构建 QUAIDS 模型, 探究互联网使用水平对居民家庭消费结构升级的影响。研究发现, 互联网使用水平对家庭消费结构升级的影响包含促进效应和抑制效应: 促进效应体现在属于必需品的食品边际消费有所下降, 属于奢侈品的教育文娱、生活用品和杂项类边际消费有所增加, 且家庭边际消费越高, 互联网使用水平的促进效应越明显; 抑制效应体现在属于必需品的衣着和交通通信边际消费有所增加, 属于奢侈品的医疗保健和居住边际消费有所下降。这主要源于互联网在刺激了家庭消费需求和意愿的同时, 节省了家庭的消费成本。通过对不同特征家庭进行进一步检验发现, 相比于农村家庭、中西部地区家庭和中低收入家庭, 互联网使用水平对城镇、东部地区和高收入家庭消费结构升级有着更全面和更强的促进效果。

关键词: 互联网使用水平; 消费结构升级; 因子分析法; QUAIDS 模型

中图分类号: F126.1

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2022)02-0141-16

一、引言

居民家庭消费结构升级是我国构建双循环格局和经济高质量增长的重要前提。实现这一目标除了提高居民收入和社会保障水平外, 还有必要借助快速发展和普及的互联网技术, 从激发居民消费需求和意愿、改变居民消费习惯和偏好入手, 促进居民家庭消费结构升级。近年来, 随着互联网与居民生活的联系愈发紧密, 中国家庭的消费活动正在加速向线上迁移。同时, 受新冠疫情对线下消费市场的冲击所影响, 居民互联网使用习惯进一步形成, 这为家庭利用互联网渠道进行消费结构升级提供了有力支撑。

互联网使用水平主要涵盖基础使用情况、使用广度以及使用深度三个层面。其中, 基础使用情况表示居民家庭是否使用互联网。截至 2020 年末, 我国互联网使用人数为 9.89 亿人次, 普及率已达到 70.4%, 且呈现逐年增长的态势^①。使用广度表示家庭使用互联网的范围及频率, 使用深度则表示互联网在家庭日常生活中的重要程度。当前, 互联网不仅在传统消费领域发展迅猛, 其与文娱、医疗、金融等产业的融合进程也在不断推进, 并逐渐形成了以共享经济、服务经济等为代表的多元化创新业态, 源源不断地为家庭消费结构升级制造出新模式和新热点。可见, 互联网在提振内需、扩大消费等方面优势明显。然而, 居民家庭互联网使用广度的扩大和使用深度的提升, 会因其节省了大量的消费时间成本、皮鞋

收稿日期: 2021-10-22; 修回日期: 2022-03-03

基金项目: 国家社科基金一般项目“我国农村普惠金融协同供给、异质需求与长效机制研究”(21BJY041)

作者简介: 齐红倩, 女, 吉林长春人, 吉林大学数量经济研究中心暨商学院教授、博士生导师, 主要研究方向: 经济计量与消费; 马媛君, 女, 吉林长春人, 吉林大学商学院博士研究生, 主要研究方向: 经济发展与居民消费, 联系邮箱: 617127698@qq.com

成本而挤出一部分支出,从而抑制消费结构升级?还是持续释放消费需求,通过增加消费范围、提升消费质量促进消费结构升级?即互联网使用对家庭消费结构的影响如何,这一问题是值得进行深度研究的。

为此,本文使用2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,采用因子分析法,从基础使用情况、使用范围及频率、使用深度与重要性三个层面构建评价指标体系,测度样本家庭的互联网使用水平。而后,基于QUAIDS模型,估计样本家庭食品、衣着、医疗保健、交通通信、教育文娱、居住、生活用品和杂项类支出的边际消费,用以衡量家庭消费结构,并进行回归分析。在此基础上,进一步探究互联网使用水平对城乡家庭和不同地区家庭消费结构的影响差异。

二、文献综述与研究假设

(一) QUAIDS 模型及应用

近十年来,各类中国微观调查数据库日益完善,有关家庭消费问题的研究也逐渐趋向微观化和细分化。在微观经济学中,由Deaton和Muellbauer提出的AIDS(Almost Ideal Demand System)模型是最具代表性的用于分析消费结构的基础性模型。该模型假定消费者行为满足商品价格独立的一般对数函数偏好假说,可通过设定每一类消费的价格和总支出估计各类消费品的价格弹性和收入弹性^[1]。为了更加灵活地刻画消费行为,Banks等放宽了AIDS模型的假设限制,引入二次消费项,将AIDS模型扩展为QUAIDS(Quadratic Almost Ideal Demand System)模型,使得模型估计更加精确^[2]。Poi在QUAIDS模型中加入人口统计特征,进一步加强了模型的经济解释能力和信息容纳能力^[3]。

需求系统模型因具有根据非线性恩格尔函数构建、满足经济学理论中的加总要求、价格函数的构造符合现实规律等良好性质,更适用于微观数据,可用来解释家庭消费行为和偏好。在QUAIDS模型的演化和发展过程中,国外学者应用较早,如Molina和Gil利用包含人口统计特征

的QUAIDS模型分析了秘鲁家庭的收入弹性,发现交通和休闲类消费富有弹性,属于奢侈品,烟草、保健和杂货类消费缺乏弹性,属于必需品^[4];Moro和Sckokai使用QUAIDS模型估算了意大利居民的需求结构,并比较了不同家庭的支出弹性和份额^[5]。近年来,使用QUAIDS模型的国内学者也不断增多。谭涛等以农村家庭为研究对象,借助2010年农业农村部观察点数据测算了农村地区的消费价格弹性,结果表明农村地区各类消费的价格敏感性存在差异,食品和衣着消费缺乏价格弹性,耐用品和文化教育消费富有价格弹性^[6]。张颖熙专门针对城镇居民的服务型消费需求进行了研究,发现随着收入水平的提升,以交通通信、医疗保健和文娱娱乐为代表的服务消费支出会明显增加^[7]。唐琦等观测了1995—2013年间我国城镇家庭消费结构和模式的变化情况,发现食品和家庭用品消费占比不断下降,居住消费不断上涨,挤占了其他的家庭消费支出,且家庭消费结构呈现受可支配收入的影响下降,受市场价格的影响不断增强的趋势^[8]。

(二) 互联网使用水平与消费结构升级

在移动互联网时代,培育新的消费力成为扩大内需的关键,互联网能够从消费需求、消费心理、消费方式等多方面影响居民消费行为,正在引领居民消费习惯和模式变迁^[9]。从现有研究来看,学者们普遍认同互联网有利于扩大内需、促进消费结构升级。这些研究主要集中在以下两方面:一是研究互联网推动居民消费结构升级的影响机制;二是构建实证模型测算互联网对居民消费结构的影响程度。

在影响机制研究方面,有学者从宏观入手,认为互联网充当了支撑消费增长格局的载体,通过不断创造新消费热点和消费模式、驱动制造业整合转型等途径从需求侧和供给侧共同推动消费结构升级^[10];有的着眼于消费升级过程,认为互联网通过为居民提供升级所需商品、迎合升级所需渠道、满足升级所需环境和服务,内外兼顾,从消费内容、消费方式、消费者主权维护三个层面推动了消费升级^[11]。此外,方福前和邢炜建立了具有价格粘性的动态一般均衡模型,通过数理推导,也得到了互联网发展有利于促进居民消费

的结论^[12]。

在实证研究方面, 学者们基于不同的数据和方法验证了互联网有助于优化居民消费结构。杨光等基于 CFPS 数据研究了互联网使用对于家庭消费的影响, 结果表明随着互联网使用程度的提高, 家庭食品、衣着以及文娱消费也会有所增加^[13]。向玉冰将互联网发展因素引入 AIDS 模型, 利用省际数据探讨了互联网对城乡居民消费结构的影响, 实证发现互联网整体上促进了居民消费结构升级, 且对城市居民的促进作用更为显著^[14]。刘湖和张家平将互联网发展变量细分为移动电话普及率、互联网普及率以及互联网发展投资环境, 验证了互联网发展具有驱动家庭消费结构升级的潜力^[15]。李旭洋等基于搜寻理论构建了包含互联网的家庭效用函数, 发现互联网通过增加家庭发展和享受型消费在总支出中的比重促进家庭消费升级, 这种正向促进效应随消费层次的提高呈现倒 U 型^[16]。赵保国和盖念通过构建 VAR 模型分析了互联网驱动消费升级的作用机制, 结果表明, 与基本生存型支出相比, 互联网更能有效扩大居民发展享受型消费支出^[17]。齐红倩和马媛君进一步发现互联网金融能通过提高家庭金融可得性和引导信贷需求, 提高家庭消费结构升级的意愿和可能性^[18]。

上述研究为我国利用互联网扩大居民消费、提高双循环效率提供了详实的理论支撑和经验证据, 但仍存在一些不足: 一是对居民互联网使用情况缺乏系统性测度, 一般仅通过是否使用互联网或互联网使用时间等指标来测度, 难以真实反映不同家庭的互联网使用水平; 二是多采用各类消费支出的数额或占总支出份额表示消费结构升级, 忽略了总支出变化对消费结构的影响。对此, 本文在以下两个方面进一步深入研究, 企求对现有研究能有所补充和完善: 其一, 利用 2018 年 CFPS 数据构建家庭互联网使用评价体系, 应用因子分析法对评价指标进行修正和简化, 并对样本家庭的互联网使用水平进行测度分析; 其二, 参照李涛等的研究方法, 在运用 QUAIDS 模型估计家庭八类消费支出弹性的基础上, 计算各类消费的边际消费, 用以衡量样本家庭的消费结构^[19]。

(三) 理论机制与研究假设

结合上述分析, 本文认为互联网使用主要从以下几方面影响家庭消费。

首先, 互联网使用有助于提升居民家庭的相对收入水平。经典的消费理论如绝对收入假说、生命周期假说等认为, 收入水平是家庭消费结构升级的核心动力。近年来, 伴随互联网消费的发展普及, 消费者可选择的商品和服务种类显著增加, 信息搜索成本下降, 与此同时, 产品的配送和流通效率大幅提升, 成本优势和价格优势得以体现。即互联网在激发居民消费需求的同时, 通过降低消费成本、提高消费效率等手段节约了居民的消费成本, 一定程度上提升了居民收入水平, 从而促进了家庭消费结构升级。

其次, 以互联网消费为代表的新兴消费方式提升了家庭消费意愿。互联网通过创新与技术进步, 拓宽了消费渠道, 促进了消费方式的变革以及消费内容的创新。现阶段, 互联网已经渗透到社会经济生活的各个方面, 在家庭日常消费活动的各个环节发挥着巨大作用。互联网通过拉动传统消费、培育消费热点、引导消费需求等激发消费活力, 并借助“示范效应”和“攀比效应”提高了家庭主观消费意愿, 促进了家庭消费结构的升级。

最后, 互联网提高了家庭超前消费和冲动消费的可能性。依托于互联网技术, 电子支付、消费信贷等互联网金融服务应运而生, 通过扩大金融服务的覆盖群体和使用范围缓解了流动性约束, 整体提高了居民家庭的消费能力^[20]。在此基础上, 一方面, 与传统线下消费使用现金支付相比, 使用互联网支付电子货币所产生的心理账户损失明显更低; 另一方面, 分期付款、先体验后付款等服务促进了居民超前消费和冲动性消费。这一点, 也是互联网加速居民消费决策过程、推动家庭消费结构升级的重要原因。

基于上述分析, 本文提出如下研究假设:

假设 1: 提高互联网使用水平有助于提高家庭消费总额。

由于互联网既能通过提高消费效率、创新消费内容等促进家庭消费, 也能凭借价格优势和信息优势降低家庭消费成本, 且在预算约束的限制

下,家庭可能通过调整消费结构,挤出一部分消费用于另一部分消费。据此,本文提出第2个研究假设:

假设2:互联网使用水平对家庭消费结构升级有促进效应,也有抑制效应。

城乡二元结构、区域经济发展不均等宏观因素的存在导致不同家庭的互联网使用水平存在差异,收入水平等微观特征也导致家庭在消费偏好和消费需求等方面有所差异。据此,本文提出假设3:

假设3:互联网使用水平对于不同特征家庭消费结构的影响存在异质性。

三、数据来源与变量选择

(一) 数据来源

本文使用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)微观数据库。CFPS于2010年正式开展访问,每两年实施一次,追踪内容涵盖个体、家庭、社区三个层面的经济活动、教育成果、健康状况等信息,是一项全国性、大规模的社会跟踪调查项目。本文使用的数据为2018年第五次样本调查数据,覆盖全国31个省(自治区、直辖市)约15 000户家庭,具有较强的真实性和代表性。与以往几次调查相比,2018年采集的数据在更新了家庭成员微观信息和消费支出情况的基础上,详细采集了家庭对互联网的使用范围、使用频率等信息,有助于更加清晰地捕捉家庭互联网使用水平和日常消费情况,能为本文的研究提供重要的数据支撑。在数据处理阶段,我们删除了在关键变量上存在缺失或数据异常等情况的样本,最终得到有效样本共11 534户家庭。另外,由于数据库中不包含八类消费支出的价格信息,本文采用《中国统计年鉴》中各省份2018年八类消费品的价格指数进行替代。

(二) 变量设置及描述性统计

1. 互联网使用水平

本文使用因子分析法测度家庭互联网使用水平。因子分析法具有适用范围较广、客观程度

较高等优点,其原理为将具有相似性的多个指标进行整合,转化成为少数几个代表性较好的综合指标,即从原始指标中提取公共因子进行评价分析。依据CFPS问卷对互联网使用情况的问题设计,本文构建了家庭互联网使用水平的测度指标体系,如表1所示。按照因子分析法的数据要求,本文在对负向指标进行了正向化处理的基础上,对数据进行了正态标准化处理。

对处理后的数据进行适宜性检验发现,Bartlett球形检验结果为 p 值小于0.01,拒绝原假设,KMO检验结果为0.901,接近于1,说明本文所选取的变量间相关性较强,该数据非常适宜做因子分析。为了确定提取因子的个数以及因子对于原始数据信息的解释程度,本文进一步进行了因子提取和旋转,如表2所示。结果表明,前3个因子变量的特征值大于1,且在对所提取的公共因子进行旋转后,累计方差贡献率达到75.01%,即3个因子足以包含原始指标数据所能表达的全部信息,因此选取3个公共因子。

通过回归法计算各个公共因子的得分 F_1 、 F_2 以及 F_3 ,并以各因子的方差贡献率与全部因子累计贡献率的比值作为权重,构建综合因子得分公式,将样本数据代入(1)式即可求得样本家庭的综合互联网使用水平。

$$F = (0.3582F_1 + 0.2741F_2 + 0.1179F_3) / 0.7501 \quad (1)$$

表3汇报了家庭互联网使用水平的描述性统计。由于使用因子分析法需要对原始数据进行标准化处理,因此得到的综合指数存在负值,但数值本身不具有特殊意义,即得分越高表示家庭互联网使用水平越高,负值仅表示家庭互联网使用水平低于平均水平。因本文主要将其用于对比不同特征家庭的互联网使用水平和回归分析,故不对其进行平移处理。

表3显示,第一,互联网使用水平存在明显的城乡差异和地区差异。由于互联网在农村地区的覆盖和普及程度不及城镇地区,在中西部经济欠发达地区的发展进程滞后于东部发达地区,故城镇家庭、东部地区家庭的平均互联网使用水平显著高于农村家庭、中西部地区家庭。第二,收入水平和受教育程度与家庭互联网使用水平可

表 1 家庭互联网使用水平测度的指标体系

| 一级指标 | 二级指标 | 指标说明 | 属性 |
|----------|------------------|---|----|
| 基础使用情况 | 是否使用电脑上网 | 0=否, 1=是 | 正向 |
| | 是否使用移动设备上网 | 0=否, 1=是 | 正向 |
| | 是否去网吧 | 0=否, 1=是 | 正向 |
| | 是否收发电子邮件 | 0=否, 1=是 | 正向 |
| 使用范围及频率 | 使用互联网学习的频率 | 1=几乎每天, 2=一周 3~4 次, 3=一周 1~2 次, 4=一月 2~3 次, 5=一月一次, 6=几个月一次, 7=从不 | 负向 |
| | 使用互联网工作的频率 | 1=几乎每天, 2=一周 3~4 次, 3=一周 1~2 次, 4=一月 2~3 次, 5=一月一次, 6=几个月一次, 7=从不 | 负向 |
| | 使用互联网社交的频率 | 1=几乎每天, 2=一周 3~4 次, 3=一周 1~2 次, 4=一月 2~3 次, 5=一月一次, 6=几个月一次, 7=从不 | 负向 |
| | 使用互联网娱乐的频率 | 1=几乎每天, 2=一周 3~4 次, 3=一周 1~2 次, 4=一月 2~3 次, 5=一月一次, 6=几个月一次, 7=从不 | 负向 |
| | 去网吧的频率 | 1=几乎每天, 2=一周数次, 3=一月两三次, 4=每月一次, 5=每年几次。 | 负向 |
| | 登录邮箱的频率 | 每周登录次数 | 正向 |
| | 通过网络了解政治的频率 | 每周了解次数 | 正向 |
| | | | |
| 使用深度与重要性 | 使用互联网工作的重要程度 | 1=非常不重要, 5=非常重要 | 正向 |
| | 使用互联网学习的重要程度 | 1=非常不重要, 5=非常重要 | 正向 |
| | 使用互联网社交的重要程度 | 1=非常不重要, 5=非常重要 | 正向 |
| | 使用互联网娱乐的重要程度 | 1=非常不重要, 5=非常重要 | 正向 |
| | 使用互联网进行商业活动的重要程度 | 1=非常不重要, 5=非常重要 | 正向 |
| | 过去一年的网购花费 | 过去一年网购金额的对数 | 正向 |

注: 指标说明及指标属性来源于 2018 年 CFPS 调查问卷。

表 2 公共因子的特征值与贡献率

| 因子 | 初始特征值 | | | 因子旋转后 | | |
|----|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 特征值 | 贡献率 | 累计贡献率 | 特征值 | 贡献率 | 累计贡献率 |
| 1 | 9.137 8 | 0.537 5 | 0.537 5 | 6.088 7 | 0.358 2 | 0.358 2 |
| 2 | 2.015 5 | 0.118 6 | 0.656 1 | 4.659 4 | 0.274 1 | 0.632 2 |
| 3 | 1.598 9 | 0.094 1 | 0.750 1 | 2.004 1 | 0.117 9 | 0.750 1 |

表 3 家庭互联网使用水平变量的描述性统计

| | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
|---------|----------|---------|-----------|---------|----------|---------|
| | 全国样本 | | 城镇家庭 | | 农村家庭 | |
| 互联网使用水平 | -0.002 7 | 0.701 6 | 0.206 8 | 0.756 6 | -0.226 4 | 0.556 5 |
| | 东部地区家庭 | | 中部地区家庭 | | 西部地区家庭 | |
| | 0.062 8 | 0.755 7 | -0.018 5 | 0.678 5 | -0.083 7 | 0.628 3 |
| | 低收入水平家庭 | | 中等收入水平家庭 | | 高收入水平家庭 | |
| | -0.385 7 | 0.492 8 | 0.011 5 | 0.653 7 | 0.391 7 | 0.720 9 |
| | 低受教育程度家庭 | | 中等受教育程度家庭 | | 高受教育程度家庭 | |
| | -0.451 2 | 0.464 8 | -0.115 7 | 0.461 6 | 0.618 9 | 0.668 2 |
| | 年轻家庭 | | 中年家庭 | | 老年家庭 | |
| | 0.445 4 | 0.744 9 | -0.061 1 | 0.570 5 | -0.419 0 | 0.448 3 |

能存在正相关关系,即收入水平和受教育程度的提升有助于提高家庭的互联网使用广度和深度。尽管中国的互联网正处于蓬勃发展阶段,但对于收入和学历水平较低家庭的包容程度仍有待进一步提升。第三,家庭代际的互联网使用水平差异显著,年轻家庭互联网使用水平最高,中年家庭次之,老年家庭最低,这说明这种需要借助电脑、智能手机等设备完成的线上操作方式对中、老年家庭表现出了一定程度的排斥。

2. 消费结构

本文参考李涛等的研究,采用边际消费表示家庭消费结构,推导过程如下:

首先,依据 Poi(2002)的推导,QUAIDS 模型中第 i 类消费品的支出弹性为 μ_i :

$$\mu_i = 1 + \frac{1}{w_i} \left\{ \beta_i + \eta_i' z + \frac{2\lambda_i}{b(p)c(p,z)} \ln \left[\frac{m}{\overline{m}_0(z)a(p)} \right] \right\} \quad (2)$$

第 i 类消费品占总消费的份额为 w_i :

$$w_i = a_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_j + (\beta_i + \eta_i' z) \ln \left[\frac{m}{\overline{m}_0(z)a(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(p)c(p,z)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{\overline{m}_0(z)a(p)} \right] \right\}^2 \quad (3)$$

接下来可以推导出:

$$\frac{dw_i}{dm} = (\beta_i + \eta_i' z) \frac{1}{m} + \frac{2\lambda_i}{b(p)c(p,z)} \times \frac{1}{m} \times \ln \left[\frac{m}{\overline{m}_0(z)a(p)} \right] \quad (4)$$

进而将第 i 类消费品所占份额 w_i 与支出弹性 μ_i 相乘即可得到边际消费,推导过程如下:

$$\frac{dc_i}{dm} = \frac{d(w_i m)}{dm} = w_i + m \frac{dw_i}{dm} = w_i + m \left\{ (\beta_i + \eta_i' z) \frac{1}{m} + \frac{2\lambda_i}{b(p)c(p,z)} \times \frac{1}{m} \times \ln \left[\frac{m}{\overline{m}_0(z)a(p)} \right] \right\} = w_i \left\{ 1 + \frac{1}{w_i} \{ \beta_i + \eta_i' z + \right.$$

$$\left. \frac{2\lambda_i}{b(p)c(p,z)} \ln \left[\frac{m}{\overline{m}_0(z)a(p)} \right] \right\} = w_i \times \mu_i \quad (5)$$

其中, i 表示消费品种类, m 为总支出, p 为价格向量, $a(p)$ 和 $b(p)$ 是依赖于价格的函数,分别代表维持生存的最低消费和效用水平达到最高时的消费, z 表示人口统计特征向量, λ_i 、 β_i 以及 γ_i 均为待估参数。表 4 报告了 QUAIDS 模型中主要变量的设置说明及描述性统计。

表 4 QUAIDS 模型中主要变量的设置说明与描述性统计

| 变量名称 | 变量说明 | 均值 | 标准差 |
|-------------------|----------------------------|--------------|--------------|
| 食品(w_1) | 食品支出占 总消费支出的份额 | 0.361 8 | 0.184 6 |
| 衣着(w_2) | 衣着支出占 总消费支出的份额 | 0.052 8 | 0.051 3 |
| 医疗 保健(w_3) | 医疗保健支出占 总消费支出的份额 | 0.109 2 | 0.155 8 |
| 交通 通信(w_4) | 交通通信支出占 总消费支出的份额 | 0.092 9 | 0.070 4 |
| 教育 文娱(w_5) | 教育文娱支出占 总消费支出的份额 | 0.091 9 | 0.131 2 |
| 居住(w_6) | 居住支出占 总消费支出的份额 | 0.175 5 | 0.146 7 |
| 生活用品 (w_7) | 生活用品支出占 总消费支出的份额 | 0.099 9 | 0.128 2 |
| 杂项(w_8) | 其他用品及服务支出占 总消费支出的份额 | 0.015 9 | 0.036 3 |
| 价格(p) | 各省份 2018 年各类 消费的 CPI 指数 | — | — |
| 总消费(m) | 家庭过去一年的 总消费支出数额 | 62 753.19 | 70 260.16 |

在实际回归过程中,本文使用 Stata 软件中 Poi 编写的 quaid 命令,在满足加总性、齐次性以及对称性等限制条件的基础上进行非线性回归,并计算出各类消费的总支出弹性。Poi 认为在样本规模较大的微观家庭数据中,必然存在样本家庭某项消费支出很小甚至接近于 0 的情况,那么由此得到的弹性量级将非常大,进而影响估

计结果的准确性, 因此在计算家庭支出弹性时, 应尽可能使用汇总统计数据, 如不受异常值影响的中位数。表 5 汇报了各类消费对总支出弹性的中位数, 将样本家庭各项支出占总消费份额 w_i 分别与支出弹性 μ_i 相乘即可得到家庭边际消费。

| 表 5 家庭消费结构变量的描述性统计 | | | | |
|--------------------|------------|--------|---------|---------|
| 变量名称 | 对总支出弹性的中位数 | 样本量 | 均值 | 标准差 |
| 食品边际消费 | 0.829 8 | 11 534 | 0.300 3 | 0.153 1 |
| 衣着边际消费 | 0.870 7 | 11 534 | 0.046 0 | 0.044 7 |
| 医疗保健边际消费 | 1.313 0 | 11 534 | 0.143 4 | 0.204 6 |
| 交通通信边际消费 | 0.780 4 | 11 534 | 0.072 5 | 0.054 9 |
| 教育文娱边际消费 | 1.085 4 | 11 534 | 0.099 8 | 0.142 4 |
| 居住边际消费 | 1.114 9 | 11 534 | 0.195 6 | 0.163 6 |
| 生活用品边际消费 | 1.574 2 | 11 534 | 0.157 2 | 0.201 9 |
| 杂项边际消费 | 1.127 5 | 11 534 | 0.018 0 | 0.040 9 |

在微观经济学理论中, 将支出弹性大于 1(总支出每增加 1%, 该项消费的增加量大于 1%)的消费品定义为奢侈品, 反之则定义为必需品。结合表 5 可知, 食品、衣着和交通通信消费属于家庭必需品范畴, 是保障基本生活的生存性支出, 随着生活水平的提高, 这三类支出的总额虽然也会提高, 但在总支出中所占的份额将逐渐降低。其他五类消费为奢侈品, 其中, 教育文娱、居住与杂项类消费略大于 1, 医疗保健和生活用品消费显著大于 1, 这一定程度上反映了居民家庭消费结构升级的偏好和趋势, 长期来看, 享受型和发展型消费将成为未来消费的主要增长点。

3. 其他控制变量

为了提高回归的准确性, 控制家庭特征、户主特征等因素对家庭消费结构的影响, 本文参照已有文献, 在实证过程中引入了以下控制变量, 包括家庭规模、所在地区、老人和小孩数量、人

均就业水平和受教育程度、总收入水平、有无自有住房以及户主年龄, 同时考虑到各个省份政治、经济、文化等因素对家庭消费习惯和偏好的影响, 引入了省份虚拟变量。

表 6 报告了全部控制变量的设置说明以及描述性统计。由于本文使用的是家庭层面的数据, 家庭人口数量直接影响家庭消费规模; 家庭所在地区不同, 消费观念和消费模式也存在较大差距; 家庭人口结构的不同则会影响消费需求, 如有老人的家庭在医疗保健方面的花费更多, 而有孩子的家庭必然会增加教育方面的投入。此外, 户主年龄、人均就业水平和受教育程度与消费偏好息息相关; 家庭收入决定家庭整体预算约束; 有无自有住房对消费的影响可能来源于房价水平上涨带来的资产增值, 以及因偿还房贷而挤压消费性支出等。

| 表 6 控制变量说明及描述性统计 | | | |
|------------------|-------------------------|----------|---------|
| 变量名称 | 变量说明 | 均值 | 标准差 |
| 家庭规模 | 家庭人口数量 | 3.577 9 | 1.874 8 |
| 所在地区 | 虚拟变量, 1=城镇家庭; 0=农村家庭 | 0.516 3 | 0.499 8 |
| 老人数量 | 60 岁及以上家庭成员的数量 | 0.547 9 | 0.774 0 |
| 小孩数量 | 16 岁及以下家庭成员的数量 | 0.214 4 | 0.491 9 |
| 平均就业水平 | 家庭就业人数/家庭规模 | 0.672 7 | 0.357 3 |
| 平均受教育程度 | 家庭人均已完成的最高学历 | 1.105 1 | 1.282 2 |
| 家庭总收入 | 家庭过去一年总收入的对数 | 10.799 6 | 1.077 3 |
| 有无自有住房 | 虚拟变量, 1=拥有自有住房; 0=无自有住房 | 0.793 0 | 0.405 2 |
| 户主年龄 | 财务受访者或家庭主事者年龄的对数 | 3.863 3 | 0.327 1 |
| 所在省份 | 调查问卷中家庭所在省份的数字代码 | — | — |

四、实证结果及分析

(一) 互联网使用水平与家庭消费总额

基于上述数据和变量, 为检验互联网使用水

平与家庭消费之间的关系,本文构建如下模型进行实证研究:

$$Consumption_i = \alpha_0 + \alpha_1 Internet_i + X_i \beta + \varepsilon_i \quad (6)$$

模型(6)中, $Consumption_i$ 作为被解释变量,是家庭消费的代理变量,包括消费总额的对数和表示消费结构的八类边际消费, i 表示第 i 个样本家庭。 $Internet_i$ 表示家庭互联网使用水平, α_1 表示 $Internet_i$ 的回归系数。 X_i 为控制变量,由家庭规模、所在地区、老人和小孩数量、人均就业水平和受教育程度、总收入水平、有无自有住房、户主年龄以及省份虚拟变量组成。 α_0 和 ε_i 分别为常数项和误差项。

由于互联网使用水平和家庭消费之间可能存在双向因果导致的内生性问题,本文使用调查问卷中“互联网对家庭的重要性”指标作为工具变量,互联网对家庭的重要性与家庭互联网使用水平具有较大的关联性,但对家庭消费并没有直接和明显的影响,符合工具变量的选取原则,并采用两阶段最小二乘法对模型(6)进行回归。

在检验互联网使用水平与家庭消费结构的关系之前,本文首先检验互联网使用水平与家庭消费总额的关系。表7报告了回归结果,第(1)列仅包含互联网使用水平解释变量,第(2)列加入了全部控制变量,第(3)列则为剔除不显著控制变量后的结果。

在三种情况下,互联网使用水平对家庭消费总额的影响均在1%的水平上显著,且第(2)列和第(3)列的回归系数基本一致,即互联网使用水平提升对家庭消费存在明显的正向促进效应,这可能源于以下几方面原因:一是互联网为居民家庭提供了线上消费平台,打破了传统消费活动的时间和空间限制,在增加家庭消费渠道的同时简化了消费流程;二是互联网电商平台上遍布种类丰富的商品和消费信息,且能够利用大数据精准刺激居民消费;三是互联网提供的分期付款、免息借贷等服务可以帮助居民家庭实现跨期消费平滑,减弱了家庭当期的预算约束,从而激发了家庭消费潜力和意愿。

在控制变量方面,家庭规模越大、成员数量越多的家庭日常消费更高;城镇家庭的消费总额显著高于农村家庭;总收入水平越高的家庭往往

表7 互联网使用水平与家庭消费总额

| | 因变量: 家庭消费总额 | | |
|------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 互联网使用水平 | 0.798 8*** (0.018 8) | 0.482 2*** (0.039 6) | 0.482 7*** (0.039 4) |
| 家庭规模 | | 0.083 5*** (0.004 2) | 0.083 2*** (0.004 0) |
| 所在地区 | | 0.113 6*** (0.015 2) | 0.113 8*** (0.015 2) |
| 老人数量 | | -0.008 3 (0.010 3) | |
| 小孩数量 | | 0.000 7 (0.014 1) | |
| 平均就业水平 | | -0.203 1*** (0.019 9) | -0.200 7*** (0.019 1) |
| 平均受教育程度 | | 0.062 0 (0.013 5) | |
| 家庭总收入 | | 0.379 7*** (0.009 1) | 0.379 9*** (0.007 1) |
| 有无自有住房 | | 0.078 6** (0.017 1) | 0.079 0*** (0.017 1) |
| 户主年龄 | | -0.150 1*** (0.029 6) | -0.159 5*** (0.028 5) |
| 所在省份 | | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 10.854 6 (0.008 0) | 7.261 3*** (0.156 8) | 7.288 5*** (0.150 8) |
| 样本量 | 11 534 | 11 534 | 11 534 |
| R^2 | 0.197 2 | 0.496 6 | 0.496 5 |
| 第一阶段 F 值 | 6 633.71*** | 575.69*** | 592.65*** |

注: *、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号内为标准差,下同。

具备提升消费总额的物质条件和对更高生活品质的追求,因而总消费高于其他家庭;自有住房能够减轻家庭的预防性储蓄动机、缓解流动性约束,对于提高家庭消费总额具有积极意义。另外,就业水平和户主年龄也是影响家庭消费水平的重要因素,就业水平较低的家庭可能为家庭成员中老年人和孩子占比较高的家庭,在医疗保健和子女教育等方面需要产生额外花销,而与中老年人相比,年轻人具有更加开放的消费观念和更加广泛的消费需求,从而导致这两类家庭消费总额较高。

(二) 互联网使用水平与家庭消费结构

根据上文的QUAIDS回归结果可知,食品、

衣着和交通通信消费的支出弹性小于 1, 属于必需品; 其他五类消费的支出弹性大于 1, 属于奢侈品。基于此, 本文以互联网使用水平对家庭各项边际消费的影响方向作为判断依据, 如果随着互联网使用水平的提高, 家庭必需品的边际消费减少或奢侈品的边际消费增加, 则说明使用互联网有助于改善家庭消费结构、促进家庭消费升级; 反之, 则说明使用互联网会挤出家庭消费, 抑制家庭消费升级。

表 8 报告了互联网使用水平对家庭边际消费的回归结果。整体来看, 除居住和衣着边际消费的回归系数在 10%、5% 水平上显著外, 互联网使用水平对其他六类边际消费的回归系数均在 1% 的水平上显著, 说明互联网使用水平是影响家庭消费的重要因素, 具有调节家庭消费结构的功能。在必需品消费方面, 互联网使用水平的提高促进了家庭衣着和交通通信边际消费, 降低了食品边际消费, 这意味着互联网的普及和发展有效刺激了居民对于衣着、通讯以及出行方面的需求。近年来以互联网为载体, 各类电商平台、即时通讯、旅游出行等方面的应用软件迅速崛起, 并通过小程序、直播等线上渠道快速下沉渗透, 不仅满足了不同收入、不同地区家庭改善生活品质的基本消费需求, 也进一步激发了居民家庭在服装、出行、通讯工具等必需品方面的消费潜力; 而食品边际消费降低的原因一方面是互联网为居民提供了方便快捷的外卖配送、果蔬团购等服务, 餐饮行业数字化进程加速, 家庭食品消费成本有所下降; 另一方面也反映出居民家庭的主观消费升级倾向, 与消费升级的客观规律和当前我国恩格尔系数呈现持续下降趋势相符。

在奢侈品方面, 随着互联网使用水平每提高一个单位, 居民家庭在教育文娱、生活用品以及杂项类支出方面的边际消费也随之提高, 表现出了促进家庭消费结构升级的作用。截至 2020 年 12 月, 我国在线教育用户规模达到了 3.42 亿, 网络游戏、网络音乐、网络视频等文化娱乐领域的用户规模分别达到 5.18 亿、6.58 亿以及 9.27 亿, 可见教育文娱活动已经迈入信息化和数字化阶段, 相关产业借助互联网技术蓬勃发展, 不仅教育资源覆盖水平和教学质量大幅提升, 互联网

文娱行业间的联动也日益密切和成熟, 用户付费意愿和习惯逐渐形成, 因而互联网可以直接促进居民家庭的教育文娱消费。根据前文的 QUAIDS 结果, 生活用品类消费的支出弹性在八类消费品中最高, 为 1.574 2, 即当收入水平发生变动时, 生活用品消费的调整幅度最大。随着近几年我国人均可支配收入不断上升, 居民家庭对于生活用品和杂项类商品的需求范围、需求质量、需求规模日益增加, 而这一过程是与互联网消费的发展壮大重叠发生的。互联网消费凭借多样化的商品和服务、低廉的消费成本以及完善的配送体系迎合了不同特征家庭的多样化消费偏好, 增加了消费者从消费活动中所获得的体验感和效用, 从而促进了家庭日常消费。

值得注意的是, 家庭互联网使用水平的提高将一定程度上“挤出”医疗保健和居住类消费。就居住性消费而言, 有居住消费需求的家庭, 家庭所在地区、房价、有无自有住房等是决定居住消费占总支出份额的关键因素, 互联网所提供的房源信息、VR 看房服务等, 有效降低了市场信息不对称程度, 能节省居民的寻房和看房成本。就医疗保健消费而言, 因其主要受到家庭收入、年龄、身体状况等因素的影响, 互联网仅能够为居民获取医疗健康方面的专业性信息提供便利, 并在线上问诊、挂号缴费、购买药品等方面降低一部分医疗成本、提高就诊效率。因而, 互联网本身对于这两类消费的影响程度有限, 且主要通过间接渠道发挥抑制作用。

(三) 稳健性检验

为验证上述回归结果的可靠性, 本文针对互联网对家庭消费结构的影响进行了稳健性检验, 并汇报了关键变量的检验结果。在稳健性检验中, 本文剔除了样本数据中家庭收入水平在前 1% 和后 1% 的数据, 且考虑到本文使用的数据为家庭层面, 家庭规模过大的家庭实际上应为多个家庭生活在一起, 并非单个家庭, 可能会对结果产生偏差, 因此剔除了家庭人数大于 10 人的样本。

表 9 报告了样本调整后互联网使用水平对家庭各类边际消费的回归结果。结果显示, 衣着和居住边际消费的系数在 10% 的水平上显著, 其他各项边际消费的系数均在 1% 的水平上显著。从

表8 互联网使用水平对家庭消费结构的影响

| | 食品 | 衣着 | 医疗保健 | 交通通信 | 教育文娱 | 居住 | 生活用品 | 杂项 |
|----------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|
| 互联网使用水平 | -0.028 1*** (0.008 5) | 0.005 0** (0.002 5) | -0.049 3*** (0.001 2) | 0.009 6*** (0.003 1) | 0.027 5*** (0.007 9) | -0.009 5* (0.009 4) | 0.044 7*** (0.011 4) | 0.009 3*** (0.002 4) |
| 家庭规模 | -0.009 2*** (0.008 9) | -0.000 1 (0.000 3) | -0.002 0* (0.001 2) | 0.002 2*** (0.000 3) | 0.010 9*** (0.000 8) | -0.001 9* (0.000 9) | 0.002 9** (0.001 2) | -0.000 4 (0.000 2) |
| 所在地区 | 0.036 3*** (0.003 2) | -0.003 5*** (0.001 0) | -0.018 8*** (0.004 3) | -0.012 0*** (0.001 2) | 0.000 5 (0.003 0) | 0.002 2 (0.003 6) | -0.020 3*** (0.004 4) | 0.000 5 (0.000 9) |
| 老人数量 | -0.000 7 (0.002 2) | -0.002 9*** (0.000 7) | 0.025 3*** (0.002 9) | -0.003 8*** (0.000 8) | -0.013 4*** (0.002 1) | 0.002 8 (0.002 4) | -0.000 2 (0.003 0) | -0.000 2 (0.000 6) |
| 小孩数量 | -0.008 5*** (0.003 0) | 0.002 3** (0.000 9) | -0.032 9*** (0.004 0) | 0.001 6 (0.000 8) | 0.035 8*** (0.002 8) | 0.002 8 (0.003 4) | -0.006 7* (0.004 1) | -0.000 6 (0.000 8) |
| 平均就业水平 | -0.026 6*** (0.004 2) | 0.005 1*** (0.001 3) | -0.046 0*** (0.005 6) | 0.019 9*** (0.001 5) | -0.026 7*** (0.003 9) | 0.043 0*** (0.004 7) | 0.036 8*** (0.005 7) | -0.001 5 (0.001 2) |
| 平均受教育程度 | -0.006 0** (0.002 9) | 0.000 4 (0.001 3) | 0.010 6*** (0.003 8) | -0.002 6** (0.001 0) | 0.012 1*** (0.002 7) | -0.003 2 (0.003 2) | -0.008 7** (0.003 9) | -0.000 9 (0.000 5) |
| 家庭总收入 | 0.000 4 (0.001 9) | 0.002 6*** (0.000 6) | -0.021 5*** (0.002 6) | 0.000 5 (0.000 7) | 0.002 0 (0.001 8) | -0.005 4*** (0.002 2) | 0.021 3*** (0.002 6) | 0.001 9*** (0.000 5) |
| 有无自有住房 | -0.008 3** (0.003 7) | 0.000 5 (0.001 1) | -0.002 2 (0.004 8) | 0.007 2*** (0.001 3) | 0.016 8*** (0.003 4) | -0.031 0*** (0.004 1) | 0.021 0*** (0.005 0) | 0.001 0 (0.001 0) |
| 户主年龄 | -0.016 8*** (0.006 3) | -0.014 5*** (0.001 9) | 0.060 2*** (0.008 4) | -0.010 0*** (0.002 3) | 0.024 6*** (0.005 9) | 0.000 5 (0.007 0) | -0.030 9*** (0.008 6) | 0.000 3 (0.001 8) |
| 所在省份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 常数项 | 0.410 4*** (0.033 5) | 0.064 8*** (0.010 0) | 0.179 6*** (0.044 4) | 0.078 3*** (0.012 1) | -0.078 0** (0.031 1) | 0.311 0*** (0.037 2) | -0.011 6 (0.045 3) | -0.006 6 (0.009 4) |
| R ² | 0.109 7 | 0.071 9 | 0.125 7 | 0.095 9 | 0.110 0 | 0.038 4 | 0.062 4 | 0.026 4 |
| 第一阶段F值 | 575.69*** | 575.69*** | 575.69*** | 575.69*** | 575.69*** | 575.69*** | 575.69*** | 575.69*** |

系数正负来看,随着家庭对互联网使用水平的提升,在食品、医疗保健以及居住方面的边际消费降低,在衣着、交通通信、教育文娱、生活用品及杂项方面的边际消费增加,反映出上文的实证结果具有一定的稳健性。

本文进一步对家庭总消费和八类边际消费进行了分位数回归,并于表10报告了25%、50%以及75%分位点的回归结果。对于家庭总消费而言,三个分位点处的系数均十分显著,25%分位点处的系数最大,50%分位点次之,75%分位点最小,即对于家庭总消费水平越低的家庭,互联网使用水平促进消费的作用更强。在必需品方面,与上文实证结果一致,食品边际消费50%和

75%分位点的回归系数为负,衣着和交通通信边际消费各分位点的回归系数为正,从显著程度来看,互联网使用水平对食品边际消费中等偏高的家庭抑制作用较大,对衣着和交通通信边际消费处于中低水平的家庭存在明显促进作用。在奢侈品方面,医疗保健和居住边际消费75%分位点的回归系数显著为负,教育文娱、生活用品以及杂项边际消费的三个分位点处的回归系数为正,且五类边际消费系数的绝对值均呈现出逐渐变大的趋势。因此,当家庭医疗保健和居住边际消费较低或教育文娱、生活用品以及杂项边际消费较高时,互联网使用水平对之的促进作用逐渐增强。

表 9 互联网使用水平对家庭消费结构影响的稳健性检验

| | 食品 | 衣着 | 医疗保健 | 交通通信 | 教育文娱 | 居住 | 生活用品 | 杂项 |
|----------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| 互联网使用水平 | -0.029 0*** (0.008 6) | 0.003 8* (0.002 1) | -0.047 2*** (0.011 2) | 0.009 9*** (0.003 1) | 0.028 5*** (0.008 0) | -0.009 5* (0.009 6) | 0.042 3*** (0.011 5) | 0.008 9*** (0.002 4) |
| 常数项 | 0.387 4*** (0.034 9) | 0.047 4*** (0.008 4) | 0.206 5*** (0.045 8) | 0.076 4*** (0.012 1) | -0.073 5** (0.032 8) | 0.342 8*** (0.039 0) | -0.030 3 (0.046 7) | -0.009 5 (0.009 8) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| R ² | 0.111 2 | 0.074 3 | 0.124 0 | 0.094 1 | 0.108 5 | 0.039 9 | 0.061 3 | 0.025 5 |
| 第一阶段 F 值 | 553.70*** | 553.70*** | 553.70*** | 553.70*** | 553.70*** | 553.70*** | 553.70*** | 553.70*** |

表 10 分位数回归结果

| 分位点 | 25% | 50% | 75% | 25% | 50% | 75% | 25% | 50% | 75% |
|---------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | 总消费 | | | 食品 | | | 衣着 | | |
| 互联网使用水平 | 0.574 1*** (0.046 4) | 0.429 6*** (0.043 4) | 0.364 7*** (0.049 4) | -0.013 6 (0.010 4) | -0.038 8*** (0.013 3) | -0.035 8*** (0.011 6) | 0.006 5*** (0.001 6) | 0.008 4*** (0.002 1) | 0.006 5* (0.003 9) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| | 医疗保健 | | | 交通通信 | | | 教育文娱 | | |
| 互联网使用水平 | 0.002 5 (0.002 9) | -0.006 9 (0.005 8) | -0.048 5*** (0.013 2) | 0.011 7*** (0.002 2) | 0.005 6*** (0.003 1) | 0.009 0* (0.005 1) | 0.002 6*** (0.000 3) | 0.024 1*** (0.002 5) | 0.052 8*** (0.009 1) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| | 居住 | | | 生活用品 | | | 杂项 | | |
| 互联网使用水平 | 0.003 9 (0.004 7) | -0.012 8* (0.006 9) | -0.030 8** (0.014 3) | 0.021 9*** (0.003 9) | 0.042 9*** (0.007 0) | 0.059 2*** (0.013 1) | 0.003 5*** (0.000 4) | 0.006 4*** (0.000 7) | 0.011 9*** (0.001 4) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |

在此基础上, 本文绘制了八类边际消费 0.1~0.9 分位点上显著的回归系数折线图, 如图 1 和图 2 所示。从图中可以看出, 随着各项边际消费的提升, 互联网使用水平对食品、居住、医疗保健边际消费的抑制作用和对衣着、教育文娱、生活用品、杂项边际消费的促进作用均呈现出逐渐变强的趋势。

(四) 异质性分析

1. 城镇家庭和农村家庭

由于互联网在城镇地区和农村地区的普及程度有所差异, 本文将样本数据按城镇家庭和农村家庭进行分类, 分别进行回归, 探究互联网使用水平对城乡家庭消费结构影响的差异。从表 11 的回归结果来看, 互联网使用水平对城乡家庭边际消费的影响存在异质性。其中, 互联网使用水平对城镇家庭的消费结构升级效应体现在对食

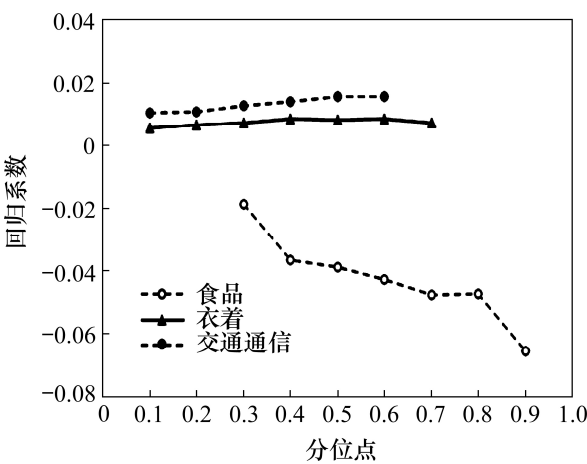


图 1 必需品边际消费分位数回归系数

品边际消费的抑制作用和对教育文娱、生活用品、杂项边际消费的促进作用; 对农村家庭则仅体现在对生活用品、杂项边际消费的促进作用上。同时, 互联网使用水平通过降低城乡家庭的

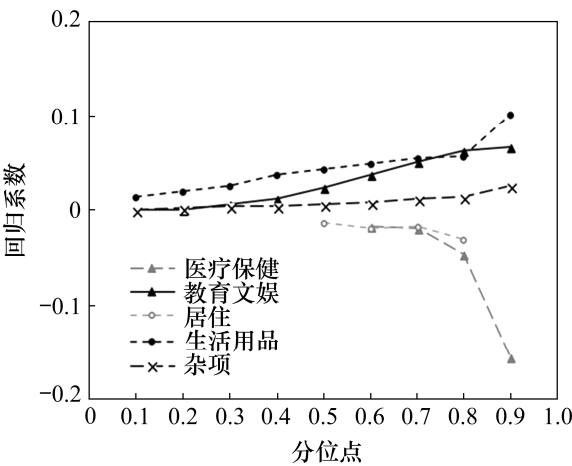


图 2 奢侈品边际消费分位数回归系数

医疗保健边际消费和农村家庭的教育文娱边际消费实现家庭预算约束下的消费结构调整。通过比较城乡家庭各项回归系数发现，互联网使用水平在生活用品以及杂项边际消费方面对城镇家庭的促进效果强于农村家庭，在医疗保健边际消费方面对城镇家庭的抑制效果弱于农村家庭。可见，城乡家庭在消费需求和消费偏好上存在差别，我国城乡二元结构决定了农村地区在医疗、教育等方面的发展落后于城市，互联网的普及和渗透在一定程度上缩小了城乡之间的发展差距，为农村家庭消费结构升级提供了渠道和便利，但整体来看，互联网对于城镇家庭消费结构的改善

作用更加显著和全面。

2. 东部家庭、中部家庭和西部家庭

本文进一步按所在省份将样本家庭分为东部家庭、中部家庭和西部家庭，研究互联网使用水平对不同地区家庭消费结构的影响差异。如表 12 所示，在必需品方面，互联网使用水平仅对东、中部家庭食品边际消费和交通通信边际消费影响显著，比较系数发现，互联网对东部家庭食品边际消费的抑制作用略大于中部地区家庭，对交通通信边际消费的促进作用略小于中部地区家庭。在奢侈品方面，互联网使用水平主要促进了三大地区家庭的生活用品、杂项类边际消费以及东部地区的教育文娱边际消费，抑制了各地区家庭医疗保健边际消费。其中，东部地区作为我国经济基础较好、信息化速度较快的地区，互联网应用体系更为完备和成熟，互联网使用水平对东部地区家庭的消费结构升级效应更加全面，其次是中部地区。而互联网在西部欠发达地区的发展广度和深度滞后于其他地区，对西部地区家庭消费结构的改善幅度有待进一步提升。

3. 不同收入水平的家庭

考虑到互联网使用水平对不同收入水平家庭消费结构的影响可能存在差异，本文按样本家庭过去一年的总收入水平进行排序，将其划分为低收入家庭、中等收入家庭与高收入家庭进行回

表 11 互联网使用水平对城镇、农村家庭消费结构的影响

| 城镇家庭 | | | | | | | | |
|----------------|--------------------------|----------------------|--------------------------|------------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|-------------------------|
| | 食品 | 衣着 | 医疗保健 | 交通通信 | 教育文娱 | 居住 | 生活用品 | 杂项 |
| 互联网使用水平 | -0.044 8*** (0.009 6) | 0.004 5 (0.002 9) | -0.027 5** (0.011 3) | 0.004 0 (0.003 1) | 0.061 8*** (0.008 6) | -0.016 5 (0.010 9) | 0.024 5*** (0.005 4) | 0.081 0*** (0.021 7) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 样本量 | 5 955 | 5 955 | 5 955 | 5 955 | 5 955 | 5 955 | 5 955 | 5 955 |
| R ² | 0.111 4 | 0.084 0 | 0.120 5 | 0.100 0 | 0.109 1 | 0.046 6 | 0.070 2 | 0.671 8 |
| 农村家庭 | | | | | | | | |
| | 食品 | 衣着 | 医疗保健 | 交通通信 | 教育文娱 | 居住 | 生活用品 | 杂项 |
| 互联网使用水平 | 0.001 7 (0.016 2) | 0.005 7 (0.004 8) | -0.088 2*** (0.023 8) | 0.018 8** (0.006 4) | -0.029 6* (0.015 7) | -0.000 6 (0.017 7) | 0.023 5*** (0.006 9) | 0.029 6*** (0.003 8) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 样本量 | 5 579 | 5 579 | 5 579 | 5 579 | 5 579 | 5 579 | 5 579 | 5 579 |
| R ² | 0.084 8 | 0.065 1 | 0.110 1 | 0.072 7 | 0.102 0 | 0.040 6 | 0.069 1 | 0.057 4 |

表 12 互联网使用水平对东部、中部和西部家庭消费结构的影响

| 东部家庭 | | | | | | | | |
|----------------|--------------------------|----------------------|--------------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|------------------------|-------------------------|
| | 食品 | 衣着 | 医疗保健 | 交通通信 | 教育文娱 | 居住 | 生活用品 | 杂项 |
| 互联网使用水平 | -0.036 2*** (0.012 3) | 0.004 2 (0.003 5) | -0.049 3*** (0.015 6) | 0.006 3* (0.004 2) | 0.056 1*** (0.010 6) | -0.007 2 (0.013 2) | 0.028 8* (0.015 3) | 0.005 3* (0.003 8) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 样本量 | 4 894 | 4 894 | 4 894 | 4 894 | 4 894 | 4 894 | 4 894 | 4 894 |
| R ² | 0.110 4 | 0.097 6 | 0.135 9 | 0.092 0 | 0.135 0 | 0.037 0 | 0.073 8 | 0.021 2 |
| 中部家庭 | | | | | | | | |
| | 食品 | 衣着 | 医疗保健 | 交通通信 | 教育文娱 | 居住 | 生活用品 | 杂项 |
| 互联网使用水平 | -0.034 4** (0.015 4) | 0.005 0 (0.004 9) | -0.042 0** (0.021 3) | 0.008 8* (0.005 1) | 0.021 9 (0.014 8) | -0.008 9 (0.015 8) | 0.059 2** (0.022 7) | 0.007 2* (0.004 3) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 样本量 | 333 4 | 333 4 | 333 4 | 333 4 | 333 4 | 333 4 | 333 4 | 333 4 |
| R ² | 0.081 2 | 0.069 0 | 0.151 4 | 0.087 2 | 0.135 0 | 0.048 9 | 0.059 0 | 0.034 3 |
| 西部家庭 | | | | | | | | |
| | 食品 | 衣着 | 医疗保健 | 交通通信 | 教育文娱 | 居住 | 生活用品 | 杂项 |
| 互联网使用水平 | -0.008 7 (0.017 8) | 0.005 5 (0.005 3) | -0.051 0** (0.023 9) | 0.014 1 (0.007 3) | -0.018 0 (0.017 9) | -0.006 5 (0.022 0) | 0.048 9** (0.024 5) | 0.018 4*** (0.004 1) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 样本量 | 330 6 | 330 6 | 330 6 | 330 6 | 330 6 | 330 6 | 330 6 | 330 6 |
| R ² | 0.068 5 | 0.032 7 | 0.085 8 | 0.057 9 | 0.061 3 | 0.032 5 | 0.054 6 | 0.018 8 |

归分析。如表 13 所示,在必需品消费方面,互联网使用水平主要促进了中低收入家庭的交通通信边际消费、抑制了高收入家庭的食物边际消费,即互联网使用水平的提升有助于高收入家庭消费结构升级,但对于中低收入家庭具有一定的消费降级作用。在奢侈品消费方面,教育文娱边际消费的回归系数均显著,说明互联网使用水平提高能够增加中高收入水平家庭的教育文娱边际消费,但降低了低收入家庭的边际消费,这可能与互联网提供的线上服务节省了低收入家庭教育文娱消费成本有关。对医疗保健边际消费,互联网使用水平的提高能够起到抑制作用,且对收入水平越低的家庭抑制作用越明显。对生活用品和杂项边际消费,互联网使用水平的提高能起到刺激作用,这对各种收入水平的家庭都是如此。可见,互联网既能有效引导和激发低收入家庭的生活用品消费需求,也逐渐成为中高收入家

庭改善生活品质 and 消费结构的重要渠道。

五、结论与建议

本文使用 2018 年 CFPS 数据,基于因子分析法和 QUAIDS 模型研究了互联网使用水平对居民家庭消费结构升级的影响。实证结果显示:互联网使用水平可以促进居民家庭消费总额提升,但其对于家庭消费结构升级的促进效应与抑制效应同时存在。具体表现为:互联网使用水平通过降低作为家庭必需品的食品支出边际消费,提高作为家庭奢侈品的教育文娱、生活用品和杂项类支出边际消费而促进家庭消费结构升级;通过提高作为家庭必需品的衣着和交通通信支出边际消费,降低作为家庭奢侈品的医疗保健和居住类支出边际消费而抑制家庭消费结构升级。

表 13 互联网使用水平对不同收入水平家庭消费结构的影响

| 低收入家庭 | | | | | | | | |
|---------|--------------------------|-----------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | 食品 | 衣着 | 医疗保健 | 交通通信 | 教育文娱 | 居住 | 生活用品 | 杂项 |
| 互联网使用水平 | -0.012 6 (0.021 3) | 0.010 1* (0.005 8) | -0.082 3** (0.032 4) | 0.021 2*** (0.007 5) | -0.033 0* (0.018 8) | 0.028 9 (0.022 3) | 0.057 5*** (0.021 7) | 0.008 0* (0.005 5) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 样本量 | 3 865 | 3 865 | 3 865 | 3 865 | 3 865 | 3 865 | 3 865 | 3 865 |
| R^2 | 0.107 3 | 0.065 3 | 0.116 2 | 0.121 4 | 0.162 5 | 0.046 9 | 0.039 5 | 0.014 6 |
| 中等收入家庭 | | | | | | | | |
| | 食品 | 衣着 | 医疗保健 | 交通通信 | 教育文娱 | 居住 | 生活用品 | 杂项 |
| 互联网使用水平 | -0.010 4 (0.014 5) | 0.004 2 (0.004 4) | -0.058 2*** (0.006 3) | 0.011 8** (0.005 2) | 0.029 5** (0.014 3) | -0.015 8 (0.016 3) | 0.027 3* (0.019 3) | 0.007 3* (0.003 8) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 样本量 | 4 063 | 4 063 | 4 063 | 4 063 | 4 063 | 4 063 | 4 063 | 4 063 |
| R^2 | 0.146 4 | 0.072 7 | 0.087 6 | 0.101 5 | 0.091 2 | 0.036 4 | 0.061 8 | 0.017 7 |
| 高收入家庭 | | | | | | | | |
| | 食品 | 衣着 | 医疗保健 | 交通通信 | 教育文娱 | 居住 | 生活用品 | 杂项 |
| 互联网使用水平 | -0.041 6*** (0.011 5) | 0.002 5 (0.003 8) | -0.033 8*** (0.012 3) | 0.000 8 (0.004 4) | 0.071 8*** (0.010 7) | -0.029 3** (0.013 9) | 0.034 8* (0.020 2) | 0.011 1*** (0.003 8) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 样本量 | 3 606 | 3 606 | 3 606 | 3 606 | 3 606 | 3 606 | 3 606 | 3 606 |
| R^2 | 0.138 4 | 0.066 5 | 0.057 7 | 0.089 8 | 0.071 4 | 0.037 6 | 0.050 8 | 0.029 1 |

分位数回归结果表明,互联网使用水平的消费结构升级效应显著存在,即互联网使用水平与家庭消费结构升级的促进效应呈现正相关关系,对于食品边际消费越高的家庭,互联网使用水平对其的负向影响越强;对于教育文娱、生活用品和杂项边际消费越高的家庭,互联网使用水平对其的正向影响越强。进一步对不同地区、不同收入水平的家庭进行检验发现,互联网使用水平对经济发达地区的城镇家庭、东部家庭,以及高收入水平家庭的消费结构升级促进效果更为全面和明显。

基于上述分析,本文认为持续提高中国家庭互联网使用水平,在经济欠发达地区和低收入群体间加大力度普及和推广互联网应用,有利于在疫情常态化和构建双循环格局背景下持续促进家庭消费结构升级、实现经济高质量发展。相关对策建议如下:

第一,在继续扩大互联网用户规模的同时,增加现有用户的使用广度和深度。互联网使用水平提升的前提是居民有网可用且形成互联网使用习惯,当前互联网在一、二线城市和经济发达地区的发展趋于成熟,下沉市场将成为未来互联网发展的重要机遇。各领域的互联网企业可在5G技术广泛应用和新基建全面开展的基础上,根据不同特征居民家庭的偏好和需求不断调整和升级服务,及时捕捉和迎合消费需求变化。

第二,在需求侧借助互联网手段,从创新消费内容、提高消费便捷度等方面入手提高家庭边际消费意愿。由于疫情对居民家庭当期和预期收入存在一定的负面冲击,可进一步利用互联网技术和资源创造消费需求,教育文娱、生活用品等领域有望成为新的消费热点与产业增长点,应充分挖掘细分市场潜力,并利用大数据和互联网平台精准推送消费信息,有针对性地激发家庭潜在

和超前的消费意愿。

第三,在供给侧加快发展工业和服务业互联网,为互联网发挥引领家庭消费结构升级作用夯实基础。在商品消费方面以加快培育新产品、新模式、新业态为主,注重商品质量和流通效率的提升,增加居民日常消费的便捷性和满足感;在服务消费方面继续完善远程办公、在线教育、网络娱乐、线上购物等互联网应用,在便利和保障民生的基础上,探索互联网企业之间的合作模式,缩小地区间的数字鸿沟。

注释:

- ① 数据来源:中国互联网络信息中心(CNNIC)发布的第47次《中国互联网络发展状况统计报告》。

参考文献:

- [1] DEATON A, MUELLBAUER J. An almost ideal demand system[J]. The American Economic Review, 1980, 70(3): 312-326.
- [2] BANKS J, BLUNDELL R, LEWBEL A. Quadratic engel curves and consumer demand[J]. Review of Economics and Statistics, 1997, 79(4): 527-539.
- [3] POI B P. Three essays in applied econometrics[D]. Ann Arbor: University of Michigan, 2002.
- [4] MOLINA J A, GIL A I. The demand behavior of consumers in Peru: A demographic analysis using the QUAIDS[J]. Journal of Developing Areas, 2005, 39(1): 191-206.
- [5] MORO D, SCKOKAI P. Heterogeneous preferences in household food consumption in Italy[J]. European Review of Agricultural Economics, 2000, 27(3): 305-323.
- [6] 谭涛, 张燕媛, 唐若迪, 等. 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[J]. 中国农村经济, 2014(9): 17-31, 56.
- [7] 张颖熙. 中国城镇居民服务消费需求弹性研究——基于 QUAIDS 模型的分析[J]. 财贸经济, 2014(5): 127-135.
- [8] 唐琦, 夏庆杰, 李实. 中国城市居民家庭的消费结构分析: 1995—2013[J]. 经济研究, 2018, 53(2): 35-49.
- [9] 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.
- [10] 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): 94-102.
- [11] 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): 48-54.
- [12] 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): 131-147.
- [13] 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, 34(1): 19-24.
- [14] 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.
- [15] 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.
- [16] 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.
- [17] 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.
- [18] 齐红倩, 马媛君. 互联网金融对城镇家庭消费结构升级的影响[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2021, 41(6): 56-67.
- [19] 李涛, 胡菁芯, 冉光和. 基础设施投资与居民消费的结构效应研究[J]. 经济学家, 2020(11): 93-106.
- [20] 饶育蕾, 张梦莉, 陈地强. 移动支付带来了更多家庭金融风险资产投资行为吗?——基于 CHFS 数据的实证研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2021(5): 92-105.

QUAIDS model analysis of the impact of Internet usage level on household consumption structure

QI Hongqian^{1,2}, MA Yuanjun²

(1. Center of Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China;

2. School of Business, Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: By adopting the data from the China Family Panel Studies (CFPS), and based on factor analysis, this paper measures the level of household Internet usage from three levels: basic usage, usage range and frequency, usage depth and importance, and builds a QUAIDS model to explore the impact of Internet usage on the upgrading of household consumption structure. The study finds that the impact of the level of Internet usage on the upgrading of household consumption structure includes the promotion effect and the inhibition effect, that the promotion effect is reflected in the decline in marginal consumption of food which belongs to necessities, and in the increase in marginal consumption of items in education, entertainment, daily necessities, and miscellaneous items which belong to luxury, and that the higher the household consumption level, the more obvious the promotion effect of the Internet usage level. The inhibition effect is reflected in the increase in the marginal consumption of clothing, transportation and communication which belongs to necessities, and in the decrease in the marginal consumption of health care and housing which belongs to luxury items. This mainly originates from the fact that the Internet has stimulated household consumption demand and willingness, saving household consumption costs at the same time. By further testing households with different characteristics, the results show that compared with rural households, households in central and western regions, and low- and middle-income households, the level of Internet usage has a more comprehensive and stronger effect on the upgrading of consumption structure in urban, eastern and high-income households.

Key Words: Internet usage level; consumption structure upgrade; factor analysis method; QUAIDS model

[编辑: 何彩章]