

# 互联网对家庭消费影响效应与机理研究

万光彩<sup>1</sup>, 夏鸣<sup>1</sup>, 张梦婷<sup>2</sup>

(1. 安徽财经大学 金融学院, 安徽 蚌埠 233030; 2. 安徽财经大学 管理科学与工程学院, 安徽 蚌埠 233030)

**[摘要]** 基于2016年中国家庭追踪调查的数据, 探究互联网使用对于家庭消费影响效应和作用机制。结果表明: 互联网的使用对于家庭消费有显著的促进作用, 其中互联网的购物用途对于家庭消费的促进作用最为明显, 工具变量回归也证明原结论是稳健的。在作用机理的探究中, 发现家庭收入是互联网使用影响家庭消费的部分中介, 即互联网通过增加收入进而提升了家庭的消费水平。最后, 进行分样本回归, 发现在城市、东部沿海等经济发达地区中, 互联网的使用促进家庭消费的效果更为明显。

**[关键词]** 互联网使用; 家庭消费; 家庭收入; 部分中介效应; 消费升级

doi: 10.3969/j.issn.1673-9477.2020.02.014

**[中图分类号]** F713

**[文献标识码]** A

**[文章编号]** 1673-9477(2020)02-071-06

消费作为社会中基础的经济活动之一, 与居民家庭的生活质量和社会经济发展息息相关。对于家庭而言, 消费水平是家庭生活质量的一个重要体现; 对于社会发展而言, 消费是拉动国内经济增长的三驾马车之一。2019年的政府工作报告中提到: “要发挥消费在国民经济中的基础作用。” 尤其是在如今投资增速放缓, 净出口受较多不确定因素影响的背景下, 消费对于国民经济的影响不言而喻。传统理论认为, 社会的总消费是由每个单位家庭的消费之和, 根据凯恩斯的收入决定理论, 家庭的消费支出主要受到收入的影响, 一个家庭存在着固定的“边际消费倾向”。然而在现实生活中, 对于收入水平相同的家庭, 其消费支出也存在着较大的差异, 故可能还存在其他未知的因素导致了家庭的消费异质性。

近些年来, 随着我国迈上信息技术发展的高速公路, 互联网等信息技术得到了飞速的发展。据中国互联网络信息中心发布的《中国互联网络发展状况统计报告》显示, 截止2018年底, 我国网民总数为8.29亿, 互联网使用率已经达到了59.6%; 网民在消费时使用支付宝、微信等平台进行支付已经较为普遍, 占比为67.2%。互联网的发展带来了新的消费模式, 产生了新的消费需求, 2018年, 中国电子商务市场零售总额已超过了9万亿, 居全世界首位。消费数字化成为促进我国消费市场发展的重要动力<sup>[1]</sup>。

由此产生的思考是: 在互联网平台为居民家庭提供了更加便捷的消费方式的背景下, 居民使用互联网能不能提升其家庭的消费支出呢? 如果能显著促进, 那么其中的作用机理是什么? 且在经济发展水平不同的地区, 互联网使用对于家庭消费的影响

效果是否存在明显的差异性? 基于以上的问题, 本文重点寻求互联网使用推动居民家庭消费的经验证据, 并基于研究结论为拉动国内消费需求和提高经济增长质量提出相关的建议。

## 一、文献综述

居民家庭消费作为最基本经济活动之一, 其相关问题的研究也一直是学者关注的重点, 回顾过往文献, 可以发现过往学者对于居民家庭消费的研究主要分为以下三个方面。一是以家庭消费作为解释变量, 研究其变化对于其他因素的影响。欧阳峤等<sup>[2]</sup>研究发现, 随着消费比率的改变, 居民家庭消费规模对于经济增长的长期影响效果会有所不同, 主要表现为: 当居民家庭消费比率高于一定比值时, 居民消费规模的增加对经济增长率的贡献作用才会比较明显。二是研究居民家庭消费的群体性或结构化差异。唐琦等<sup>[3]</sup>建立QUAIDS结构方程模型, 并基于1995-2013年的城镇入户随机调查数据, 描述了我国城镇居民家庭的消费结构变迁。发现: 空间上, 中西部的地域家庭的消费结构差异不太明显, 但是东西部的地域差异仍然较大, 消费结构中衣食消费所占比重在降低, 但住房消费不断增加。三是以家庭消费作为工具, 研究哪些因素会对居民家庭消费产生影响。龙少波等<sup>[4]</sup>基于中国的实证研究发现, 研究发现积极的货币政策能在某种程度上促进居民家庭的消费。何兴强和史卫<sup>[5]</sup>发现了健康风险因户主年龄的不同对家庭消费的差异性, 老年户主的健康风险越大, 家庭总消费会越低。此外, 居民基于生活形成的消费习惯也能显著影响家庭消费水平, 高储蓄低消费导致了我国居民较低的边际消费倾向<sup>[6]</sup>。

**[投稿日期]** 2020-03-05

**[基金项目]** 国家自然科学基金项目(编号: 71804001); 安徽高校人文社会科学重点项目(编号: SK2018A0457)

**[作者简介]** 万光彩(1972-)男, 安徽霍山人, 教授, 博士, 研究方向: 内外均衡协调理论与政策。

随着近年来信息科技的迅猛发展,互联网为居民消费提供了更多的便利。学者们对于互联网影响家庭消费的研究也渐渐增多。刘湖和张家平<sup>[7]</sup>基于全国30个省市的面板考察互联网发展对于家庭消费的影响,其中移动电话的普及对于家庭消费的影响最大。向玉冰<sup>[8]</sup>研究也发现互联网能促进家庭消费结构升级,具体地表现是家庭发展类消费得到提高,生存类消费会相应降低。与此同时,有学者从电商的角度考虑,认为随着互联网的进步带动了电商的发展,通过消费集聚效应和扩大城乡消费差距效应两个方面来促进居民家庭消费<sup>[9]</sup>。

通过上文对文献的梳理,可以发现,过往学者主要是探究了互联网使用对于家庭消费的影响,但对于互联网影响家庭消费的作用机制并没有进行深入探究,同时,大多数文献仅仅考察了互联网使用这一个因变量,忽视了互联网不同用途对于家庭消费影响的差异性。基于上述不足,故本文将从以下三个角度进行创新:1. 不仅关注互联网使用变量,同时也进一步考察互联网不同用途对于家庭消费的影响差异。2. 探究互联网影响家庭消费的作用机制,以及该机制产生的原因。3. 按照家庭所在地域和消费支出类型进行分样本回归,探究互联网使用对于不同家庭消费的影响是否存在异质性。

## 二、数据、变量与模型设计

### (一) 数据来源与变量说明

本文研究数据来自于2016年中国家庭追踪调查(CFPS),CFPS是由北京大学开展发起,在全国25个省份开展的综合类调查项目,2016年的样本共包括13,946户家庭共37,148名家庭成员的信息,形成了家庭、成人、儿童三个数据库。

本文的研究目的是考察互联网的使用对家庭消费的影响及其作用机理。故筛选样本的思路如下:通过问卷中的问题“家庭支出分配由谁说了算?”找到相对应家庭的消费决策人,将其个人信息与其家庭特征相匹配,再剔除缺失或拒绝回答的数据后最终得到有效的样本信息7,688个。下面是对于本文将要研究的变量作相关说明。

#### 1. 被解释变量

本文选取的被解释变量为家庭消费,用过去一年内的家庭总支出表示,指家庭各项支出的合计,包括衣食住行、交通通讯、娱乐健康、购买保险等方面。

#### 2. 解释变量

本文选取的核心解释变量为互联网的使用,根据CFPS问卷中的问题:“是否使用互联网?”将

“是”的回答记为1,“否”则记为0,用虚拟变量来表示。此外,本文也还将进一步考察了居民对于互联网的不同用途对于家庭消费的影响,故引入互联网学习、互联网工作、互联网娱乐和互联网购物四个解释变量,分别用问卷中“使用互联网学习(工作、娱乐、购物)的频率”来表示,取值范围为0-6。

#### 3. 其他解释变量

参照以往文献,本文中其他变量主要包括家庭总收入、年龄、性别、婚姻、受教育年限(取值为0-22)、主观健康评价(取值为1-5,得分越高认为自己越健康)、主观幸福感(取值为0-10,取值越大代表幸福程度越高)、对未来的信心(取值为1-5,值越大代表信心越大)、住房状况(房屋的产权是否属于自己,属于记为1,其他记为0)。

#### 4. 描述性统计分析

从表1可以看出,样本中家庭的年消费额约为38,000元,但因标准差较大,不同家庭消费水平差别明显。有大约24%的家庭使用互联网,其中,居民使用互联网进行娱乐的频率最高,使用互联网进行购物的频率最低。样本的平均年龄为51岁,说明样本中受访家庭的平均年龄较大。此外,样本85%的家庭都有美满的婚姻,为男性为消费支出决策者占比为56%,受教育年限均值为7.8年,拥有自住房的家庭占比83%,主观幸福感指数得分为7.52,与我国的实际情况基本相吻合。

表1 描述性统计分析

变量	均值	标准差	最小值	最大值
家庭消费支出	38,033.48	61,216.73	200	3,000,000
互联网使用	0.24	0.43	0	1
互联网学习	0.68	1.69	0	6
互联网工作	0.58	1.66	0	6
互联网娱乐	0.97	2.01	0	6
互联网购物	0.34	1.10	0	6
家庭收入	51,906.77	62,526.11	200	1,500,000
年龄	51.13	14.06	16	92
性别	0.56	0.50	0	1
婚姻	0.85	0.36	0	1
受教育年限	7.80	4.41	0	22
主观健康评价	2.92	1.24	1	5
主观幸福感	7.52	2.21	0	10
对未来的信心	3.77	1.03	1	5
住房状况	0.83	0.37	0	1

### (二) 模型设定

因消费支出是连续变量,本文采用OLS法估计,模型如下所示:

$$\ln Expenditure_i = \alpha_1 + \alpha_2 X_i + \phi Y_i + \epsilon_i \quad (1)$$

其中被解释变量  $Expenditure_i$  是家庭的消费总支出，在模型中对其进行取对数处理。 $X_i$  是家庭的互联网使用变量和对于互联网的四个不同用途变量：互联网学习、互联网工作、互联网娱乐、互联网购物。 $Y_i$  为年龄、性别、婚姻等其他解释变量，误差项  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ 。

### 三、实证分析

#### (一) 互联网使用对于家庭消费影响结果

表 2 展示的是互联网的使用影响家庭消费支出的估计结果。其中，第 I 列为互联网使用对于家庭消费支出的影响结果，第 II、III、IV 和 V 列分别为使用互联网学习、工作、娱乐以及购物时对于家庭消费支出的影响结果。容易看出，互联网使用的估计系数为 0.1174，显著为正，说明使用互联网的家庭，其消费支出比不使用互联网的家庭平均多 11 个百分点。同时，观察互联网的四个用途的估计系数，可以发现，相较于互联网学习、工作和娱乐，互联网购物影响家庭消费的估计系数最大，这其中

的原因可能是：互联网购物渠道一方面降低了家庭搜集商品的信息成本，另一方面提高了商品的供给，对家庭消费的促进作用更为直接(秦芳等, 2017)<sup>[10]</sup>。此外，对于其他解释变量与家庭消费支出的关系，下面本文也将进行一些说明：可以看出，家庭收入的提高对家庭消费支出的促进作用最为明显；年龄的估计系数为正，年龄平方项的估计系数为负，表明年龄与家庭消费支出呈“倒 U”型的关 系，即随着消费决策者年龄的增长，家庭消费支出总额呈现出先上升后下降的趋势。性别的估计系数显著为负，表明消费决策者为女性的家庭的消费支出会较多。婚姻美满的家庭也会进行较多的消费。受教育程度越高的消费决策者，其家庭消费支出也越多，这与(张学敏和沈丽媛, 2018)<sup>[11]</sup>研究结论相符，其原因可能是教育能够给予居民消费技能，使消费者养成良好的消费习惯，从而追求消费效用最大化。主观健康评价与家庭消费支出为负相关关系，而主观幸福感与家庭消费支出显著正相关，可以认为主观幸福感越高的家庭，其消费的意愿较强，从而家庭消费支出越多。

表 2 互联网的使用影响家庭消费支出的估计结果

变量名	家庭消费支出				
	I	II	III	IV	V
互联网使用	0.1174** (0.0242)				
互联网学习		0.0217*** (0.0055)			
互联网工作			0.0274*** (0.0056)		
互联网娱乐				0.0630*** (0.0065)	
互联网购物					0.0438*** (0.0086)
家庭收入	0.6760*** (0.0093)	0.6783*** (0.0093)	0.6768*** (0.0093)	0.6773*** (0.0093)	0.6768*** (0.0093)
年龄	0.0465*** (0.0051)	0.3748*** (0.0049)	0.0388*** (0.0049)	0.0453*** (0.0050)	0.0435*** (0.0050)
年龄的平方	-0.0005*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)
性别	-0.0399* (0.0218)	-0.0471** (0.0218)	-0.0388* (0.0218)	-0.0421* (0.0218)	-0.0321 (0.0218)
婚姻	0.4764*** (0.0320)	0.4805*** (0.0321)	0.4882*** (0.0321)	0.4833** (0.0321)	0.4860*** (0.0321)
受教育年限	0.0506*** (0.0028)	0.0535*** (0.0028)	0.0521*** (0.0028)	0.0533*** (0.0028)	0.0537*** (0.0028)
主观健康评价	-0.0155* (0.0094)	-0.0158* (0.0094)	-0.0166* (0.0094)	-0.0162* (0.0094)	-0.0173* (0.0094)
主观幸福感	0.0216*** (0.0054)	0.0216*** (0.0054)	0.0216*** (0.0054)	0.0211*** (0.0054)	0.0223*** (0.0054)
对未来的信心	0.0146 (0.0113)	0.0115 (0.0113)	0.0113 (0.0113)	0.0132 (0.0113)	0.0126 (0.0113)
住房状况	-0.0327 (0.0298)	-0.0356 (0.0299)	-0.0347 (0.0298)	-0.0268 (0.0299)	-0.0334 (0.0299)
R <sup>2</sup>	0.1713	0.1660	0.1691	0.1686	0.1690
观测值	7688	7688	7688	7688	7688

(说明：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著，括号内是 t 统计量)

## (二) 工具变量回归

根据上文的初步研究结果, 可以认为使用互联网能够显著的促进家庭消费, 但是并没有考虑到互联网使用与家庭消费之间可能存在内生性的问题。具体来说, 一方面消费水平较高的家庭经济条件可能更好, 购买手机、电脑上网设备满足自己的上网需求的可能性较大, 另一方面, 可能存在一些无法观测但是与家庭互联网使用的相关因素, 所以, 由于以上两个方面的因素存在, 通过 OLS 模型得到的估计结果可能存在一定的偏差。故李旭洋<sup>[1]</sup>的做法是将互联网对于家庭消费决策者的重要性作为工具变量, 原因是只有对互联网具有较高的重视程度, 才可能去使用互联网, 满足工具变量相关性的标准。

选择互联网的重要性作为工具变量后, 再运用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计, 得到如表3所示的估计结果, 可以发现, 无论是否控制变量, 互联网使用对家庭消费的正向影响均在1%的水平上显著。此外, 表3倒数第三行给出了豪斯曼检验结果, 结果表明,  $\chi^2$  统计量在1%水平上显著, 从而认为互联网使用为内生变量, 采用互联网重要性作为工具变量解决内生性问题是合理的。同样地, 根据表格倒数第二行给出了弱工具变量识别检验的结果, 因 Cragg-Donald Wald F 统计量的值远大于10%误差水平上的临界值16.38, 证明了互联网重要性不是弱工具变量。综上所述, 选择互联网重要性这一变量作为互联网使用的工具变量是合理的, 同时证明了互联网的使用对于家庭消费支出是有推动作用的。

$$\ln Expenditure_i = \alpha_1 + \alpha_2 Internet\_use_i + \varphi Z_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\ln Income_i = \beta_1 + \beta_2 Internet\_use_i + \varphi Z_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$\ln Expenditure_i = \gamma_1 + \gamma_2 Internet\_use_i + \gamma_3 \ln Income_i + \varphi Z_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

因前文已经证明, 基于 OLS 回归不能解决互联网使用变量存在内生性的问题, 故在下文考察互联网对家庭消费的影响时均采用 2SLS 法进行估计, 并参考温忠麟等<sup>[14]</sup>的方法来检验是否存在中介效应。表4是中介效应模型的估计结果, 第 I 列中是对式(2)的估计结果, 与前文的结果一致, 互联网使用对于家庭消费有正向促进作用。第 II 列是对式(3)的估计, 发现互联网的使用在1%的显著水平上增加了家庭收入。最后的第 III 列是对式(4)的估计结果, 通过对比第 I 和第 III 列中互联网使用的估计系数可以发现, 在控制“家庭收入”变量后, 互联网使用的系数为0.1618, 低于未控制变量时的系数0.5016, 且此时家庭总收入的系数仍然显著为正, 说明存在部分中介效应, 即使用互联网通过增加收入进而提高了家庭的消费水平。

表3 工具变量回归的估计结果

变量名	家庭消费支出	
	I	II
互联网使用	0.7398*** (0.0358)	0.1618** (0.0414)
控制变量	否	是
R <sup>2</sup>	0.0546	0.1682
F statistic	430.42	156.09
$\chi^2$ statistic	278.95***	15.37***
Cragg-Donald Wald F	9112.049	4109.673
观测值	7688	7688

(说明: \*\*\*, \*\*, \*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著, 括号内是 t 统计量)

## 四、影响机制探究与分样本回归

根据前文的研究结论, 已经知道互联网的使用会在一定程度上促进家庭消费。但对于使用互联网究竟是通过什么渠道影响家庭消费的, 其中的作用机理还并不得知。研究表明, 使用互联网的居民的收入水平较高<sup>[12]</sup>, 其原因主要是互联网可以使得居民在工作时获取更好的信息帮助, 加强同事之间的信息沟通, 进而提高个体收入水平<sup>[13]</sup>, 而根据消费决定理论, 收入与消费之间通过边际消费倾向进行联系, 故本文认为互联网的使用可能通过增加家庭收入这一途径促进家庭消费。故下文将探究互联网影响家庭消费是否是因为“增加收入”这一作用机制, 同时也分样本进行讨论, 探究互联网对于不同地区家庭和不同类型消费的影响效果是否明显的异质性。

### (一) 家庭收入的中介效应

在考察家庭收入的中介效应时, 本文对比加入“家庭收入”变量前后, 互联网使用影响家庭消费的估计结果, 建立如下模型进行分析

表4 中介效应模型估计结果

变量名	被解释变量		
	家庭消费支出 I	家庭总收入 II	家庭消费支出 III
互联网的使用	0.5016*** (0.0529)	0.5042*** (0.0501)	0.1618** (0.0414)
家庭总收入			0.6739*** (0.0094)
控制变量	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.1686	0.2391	0.5098
F statistic	383.21	356.49	272.56
Cragg-Donald Wald F	4109.673	4109.673	3983.067
观测值	7688	7688	7688

(说明: \*\*\*, \*\*, \*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著, 括号内是 t 统计量)

## (二) 按照城乡和地区分样本回归

表 5 分别给出了按城乡分组和按照地区分组<sup>①</sup>后, 互联网的使用对于家庭消费的估计结果, 从表中的估计系数来看, 不论居民生活的地域如何, 互联网的使用的系数均在 1% 的水平上显著, 但互联网使用估计系数的大小因地域不同而呈现出较大的差异性, 具体表现为: (1) 互联网使用对城市居民家庭消费的提升作用大于对农村家庭的影响。(2) 互

联网使用对于东部地区居民家庭消费的带动作用大于中西部家庭的消费。对此可能的解释是: 农村地区家庭的收入水平会相对低于城市居民家庭, 同时中西部的地区家庭的收入水平也稍低于东部地区, 互联网虽然能增加居民的消费选择, 减少消费经济活动中的交易成本, 但是家庭在进行消费决策时也会基于自身的收入水平综合考虑, 所以互联网带来的便利对促进城市居民家庭消费支出的效果更为明显。

表 5 按地域分组考察互联网使用影响家庭消费的估计结果

变量名	城市家庭消费 I	农村家庭消费 II	东部家庭消费 III	中西部家庭消费 IV
互联网使用	0.5483*** (0.0618)	0.4004*** (0.1125)	0.5487*** (0.0741)	0.4445*** (0.0745)
控制变量	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.1487	0.1863	0.1727	0.1707
Cragg-Donald Wald F	2490.384	1153.242	2106.344	2000.394
F statistic	280.79	238.25	268.32	253.61
观测值	4165	3523	4272	3416

(说明: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著, 括号内是 t 统计量)

## (三) 按照消费支出类型分样本分析

随着生活水平的提高, 家庭在基本的物质生活消费得到满足后, 也会追求一些精神层面的消费, 为了考察互联网对于消费支出的促进作用是否因消费类型不同而存在差异。本文将家庭生活中的食物、衣物、居住和生活用品类等方面消费视为“物质生活支出”, 将文化教育、娱乐和医疗等方面的支出视为“精神文化支出”。

表 6 给出了互联网使用对于家庭不同类型消费支出的影响结果。可以发现, 在不同类型的消费上, 互联网使用的影响系数分别为 0.6574 和 0.9226, 且均 1% 和 5% 的水平上显著, 其中在精神文化支出组别中, 互联网使用的估计系数较大。说明使用互联网能显著增加家庭物质生活支出和精神文化支出, 且对精神文化支出的促进作用大于精神文化支持的影响, 从某种意义上说是互联网间接促进了消费升级。

表 6 考察互联网使用变量影响家庭不同类型消费支出的估计结果

变量名	物质生活支出 I	精神文化支出 II
互联网使用	0.6574*** (0.0496)	0.9226** (0.0675)
控制变量	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.1844	0.1789
Cragg-Donald Wald F	3813.733	3813.733
F statistic	313.95	475.28
观测值	7198	7198

(说明: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著, 括号内是 t 统计量)

## 五、结论与启示

本文基于 2016 年的 CFPS 数据, 探究互联网的使用对于居民家庭消费的影响效应和作用机制。研究结果发现: 互联网的使用与居民家庭的消费支出成正相关关系, 即使用互联网的家庭, 其消费支出较多。在探究互联网影响家庭消费的作用机制过程中, 发现家庭总收入成为了互联网使用影响消费的部分中介, 即使用互联网增加了家庭总收入再进一步提高家庭消费水平。此外, 按照地域分为城市和农村组、东部和中西部组后, 发现互联网的使用对家庭消费的促进作用存在着地域异质性。具体表现为: 对于城市和东部的家庭, 互联网的使用对于居民家庭消费支出的带动作用远大于农村和中西部家庭。最后, 本文还基于消费类型进行了分组回归, 结果发现互联网与物质生活支出和精神文化支出均成正相关关系, 其中对家庭精神文化方面消费支出的促进作用更为明显, 从某种意义上说是互联网能间接促进家庭消费的升级。

基于本文研究结论, 提出以下三点启示:

第一, 国家应加速建设互联网的基础设施, 对互联网宽带进行不断地更新, 尤其针对农村地区, 为实现乡村振兴, 要积极推动农村互联网电商平台建设的顺利进行, 提高物流快递服务质量, 保障商品流通渠道的畅通, 进一步降低互联网交易成本。同时对于老年人或受教育程度较低的群体, 政府机构要加大对对其进行互联网意识的普及教育, 让互联

网真正落实到家家户户。

第二,政府在大力推广互联网普及的同时也需要认识到,互联网影响家庭消费也是通过提高家庭收入实现的,为了实现依靠国内需求拉动经济稳定且可持续增长,政府不要只重视基础网络的建设,也要为大家奋斗提供良好环境,进一步加快个人所得税改革,真正降低居民的税费支出,从而提高收入。

第三,互联网对家庭消费的影响效果存在地域异质性,说明要通过提高家庭消费支出拉动内需水平,不能单纯只从普及互联网的角度考虑,缩小城市与农村、东部和中西部之间在经济发展水平、社会资源方面的差距,解决二元经济结构在发展中的不平衡不充分问题,政府也要基于地域差异的不同,有针对性的开展互联网普及,大力发展互联网消费,进一步促进家庭消费结构的升级。

#### 注释:

- ① 需要说明的是,受限于西部家庭数据的样本较少的原因,而且考虑到西部与中部的发展水平差别并不明显,所以将中西部划分为一个组。

#### 参考文献:

- [1] 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.  
[2] 欧阳晓,傅元海,王松.居民消费的规模效应及其演变机制[J].经济研究,2016,51(2):56-68.  
[3] 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.

- [4] 龙少波,陈璋,胡国良.货币政策、房价波动对居民消费影响的路径研究[J].金融研究,2016(6):52-66.  
[5] 何兴强,史卫.健康风险与城镇居民家庭消费[J].经济研究,2014,49(5):34-48.  
[6] 黄娅娜,宗庆庆.中国城镇居民的消费习惯形成效应[J].经济研究,2014,49(S1):17-28.  
[7] 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.  
[8] 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.  
[9] 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):5-18.  
[10] 秦芳,吴雨,魏昭.网络购物促进了我国家庭的消费吗——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的经验证据[J].当代经济科学,2017,39(6):104-114+126.  
[11] 张学敏,沈丽媛.受教育程度如何影响消费水平?——基于我国家庭结构、消费类别和居住区域的实证研究[J].西南大学学报(社会科学版),2018,44(4):100-111+194-195.  
[12] 华昱.互联网使用的收入增长效应:理论机理与实证检验[J].江海学刊,2018(3):219-224.  
[13] 李飏.互联网使用、技能异质性与劳动收入[J].北京工商大学学报(社会科学版),2019,34(5):104-113.  
[14] 温忠麟,张雷,侯杰泰,刘红云.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.

[责任编辑 王云江]

## Study on the effect and mechanism of internet on household consumption

WAN Guang-cai<sup>1</sup>, XIA Ming<sup>1</sup>, ZHANG Meng-ting<sup>2</sup>

(1. School of Finance, Ahui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China; 2. School of Management Science and Engineering, Ahui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China)

**Abstract:** Based on the data of China Family Panel Studies in 2016, this paper explores the effect and mechanism of Internet use on household consumption. The results show that the use of Internet has a significant promoting effect on household consumption, among which shopping online has the most obvious promoting effect on household consumption, and the regression of instrumental variables also proves that the original conclusion is robust. In the exploration of the mechanism of action, it is found that family income is part of the intermediary that Internet use affects family consumption, that is, the Internet promotes family consumption by increasing incomes. Finally, a sample regression is carried out and it is found that in the economically developed areas such as cities and eastern coastal areas, Internet use had a more obvious effect on promoting household consumption.

**Key words:** internet use; household consumption; family income; mediating effect; consumption upgrade