

互联网使用与老年人消费分化： 基于中国家庭的经验证据*

• 王翠¹ 孙琦¹ 任明丽²

(1 上海财经大学商学院 上海 200433; 2 常州工学院经济与管理学院 常州 213032)

【摘要】在人口老龄化与数字化转型并行的宏观背景下，“数字银发族”已成为关键消费力量，但生理机能、数字素养及社会风险等障碍仍制约着其消费潜力的释放。本研究基于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2018年及2020年的面板数据，运用双向固定效应模型、工具变量法及倾向得分匹配(PSM)等计量方法，系统检验了互联网使用对老年家庭人均消费的影响及作用机制。研究发现：(1)互联网使用不仅显著提升了老年群体的消费规模，更驱动了其消费结构由生存型向发展型与享受型升级。具体的影响机制表现为“信息渠道补偿效应”与“生活障碍替代效应”，互联网既通过提供信息增量弥补了传统社交渠道匮乏导致的信息差，又通过数字化工具显著降低了线下交易成本，有效缓解了生理机能受限或地理空间约束带来的线下购物困难。(2)异质性分析显示其对女性、单身、低教育水平及缺乏子女支持的弱势群体促进效应更为显著。这一后发优势现象遵循边际效应递减规律，即既往面临更高资源约束的群体在数字化转型中获得的边际收益更大，有力证明了数字技术具有显著的普惠性赋能价值。本文为企业在银发经济中构建核心竞争力提供了管理启示。首先，企业应基于数字融入机制实施动态市场细分，对于受补偿效应驱动的群体强化社交与情感交互，对于受替代效应驱动的群体则侧重工具价值与效率优化。其次，应重塑价值主张，战略重心从满足基础生存需求转向提供高附加值的情感体验与自我实现价值。最后，需构建兼顾易用性与信任感的用户体验生态，通过深度适老化改造降低老年消费者认知负荷，并完善风险防控机制以降低感知风险，从而构建长期品牌信任。

【关键词】互联网使用 老年人 消费结构升级 信息渠道补偿效应 生活障碍替代效应

中图分类号：F713.5

文献标识码：A

* 基金项目：国家自然科学基金面上项目(72272091)；中央高校基本科研业务费(2023110139)。

通讯作者：孙琦，E-mail: sun.qi@mail.shufe.edu.cn。

1. 引言

消费作为拉动经济增长的核心引擎, 其主导地位持续显现。与此同时, 中国正步入深度老龄化社会, “银发经济”展现出巨大的市场潜力。根据中国互联网络信息中心(CNNIC)发布的第56次《中国互联网络发展状况统计报告》, 截至2025年6月, 我国60岁及以上老年网民规模已达1.61亿, 占网民总体的14.3%。更值得关注的是, 老年群体正成为网民增长的核心驱动力, 例如, 2024年上半年新增网民中, 50岁以上群体占比高达36%。这一趋势表明, 理解老年群体的数字消费行为已成为迫切议题。相较于年轻群体, 老年消费者通常表现出更高的品牌忠诚度和情感依恋, 并拥有可观的购买力(Amatulli et al., 2015; Asebedo et al., 2018)。人口结构转型正重塑我国消费格局, 据《银发经济蓝皮书: 中国银发经济发展报告(2024)》预测, 2035年银发经济规模将突破30万亿元, 老年消费市场的战略价值凸显(Guido et al., 2021)。

数字化转型浪潮下, 互联网技术深度重构消费决策与社会发展范式(Song & Zahedi, 2005; Lohmann, 2015)。然而, 将互联网促进消费的普遍规律直接应用于老年群体时, 我们必须审慎。老年群体在融入数字生活的过程中面临着独特的“三重障碍”: 一是生理机能老化导致的认知障碍(陆杰华和韦晓丹, 2021); 二是源于知识和经验缺失的数字鸿沟(Lee et al., 2011); 三是由于对网络风险的担忧导致的信任缺失(Leppel & McCloskey, 2011; 雷晓燕等, 2022)。这些现实困境引出了本文的核心关注点: 在理论普适性与群体特殊性的联合作用下, 互联网对老年消费的赋能效应是否会被显著削弱, 以及是否会以一种更为复杂的、结构性的模式呈现。

在此背景下, 厘清互联网对老年人消费行为的真实影响, 不仅是学术界的重要议题, 更关乎如何通过数字化手段提升亿万老年人的生活品质。本文旨在回答以下核心问题: 互联网使用如何重塑老年人的消费结构? 这些影响体现了怎样的作用机制及其边界条件?

本文采用双向固定效应模型, 基于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2018年与2020年两期面板数据, 深入探究了互联网对老年人消费行为的影响。相较于现有研究, 本文的边际贡献主要体现在三个方面: 首先, 在理论层面, 本研究整合了消费者信息搜索理论(consumer information search theory)与社会情感选择理论(socioemotional selectivity theory, SST), 为理解老年群体的数字消费行为提供了新视角。本文认为, 老年人使用互联网不仅是为了降低搜索成本, 更是为了满足随年龄增长而凸显的情感与意义追求。其次, 在实证层面, 本研究超越了对消费总量的关注, 聚焦于消费结构的升级。通过将消费细化为生存型、发展型与享受型, 本文揭示了互联网对不同类型消费的非对称影响, 更精准地刻画了数字化对老年人生活品质的提升路径。最后, 本研究识别并验证了互联网影响老年消费的两个关键机制, 即“信息渠道补偿效应”和“生活障碍替代效应”。这深化了对技术如何在特定弱势群体中发挥作用的理论理解, 为制定精准的营销策略和公共政策提供了依据。

2. 文献综述与研究假设

2.1 互联网、信息搜索成本与消费结构

在数字经济背景下,互联网重塑消费者行为的核心机制在于其对信息成本的显著降低。基于消费者信息搜索理论(Stigler, 1961),数字技术的普及极大地缓解了市场中的信息不对称(刘涛雄和徐晓飞, 2015; Dinerstein et al., 2018)。这一效应在“搜寻品-体验品”框架(Nelson, 1970)下尤为凸显。相较于质量易于判定的搜寻品(如日用品),体验品(如旅游、文娱服务)的质量具有高度的主观性和不确定性。互联网通过丰富的线上信息环境,特别是用户生成内容和多媒体展示,有效地将体验品的隐性属性转化为“可搜索”的信号(Huang et al., 2009)。当信息壁垒被打破时,消费者的决策权重从价格转向质量评估和个性化匹配(Lynch & Ariely, 2000),这直接驱动了消费结构向高层次、体验导向的升级(刘震和杨勇, 2022)。此外,电子商务生态系统显著降低了交易过程中的物理成本,使得消费决策得以突破地理和时间的限制(张勋等, 2020; 李三希和黄卓, 2022; Vaishnav & Ray, 2023)。

2.2 老年群体的数字融入障碍与技术接受

尽管现有研究普遍证实了互联网对居民消费的积极效应(祝仲坤, 2020),但将这些普适性规律应用于老年群体时,需要考虑其特殊性。老年群体的消费决策受到生命周期阶段的深刻影响。一方面,由于收入预期的不确定性和健康风险的增加,老年群体通常表现出更强的预防性储蓄动机,这体现在“退休消费之谜”(Banks et al., 1998; Li et al., 2015)以及医疗支出对其他消费的“挤出效应”(杨赞等, 2013; 陈东升, 2020)。另一方面,更为关键的挑战在于技术采纳层面。为了精准理解老年群体融入数字生活的障碍,本研究引入老年技术接受模型(Chen & Chan, 2014)。该模型认为,老年人对技术的感知易用性和感知有用性受到一系列与年龄相关的前因变量的制约。具体而言,生理机能的自然老化和认知能力的减退直接增加了操作数字设备的难度和认知负荷,从而显著降低了老年群体对技术的感知易用性(Lee et al., 2011; Choudrie et al., 2018)。同时,由于缺乏相关经验,老年群体普遍存在较低的技术自我效能感和较高的技术焦虑感(Chaouali & Souiden, 2019)。此外,他们对网络风险的感知更为敏感,这削弱了其在线上交易的信任感并降低了对技术的感知有用性(陈婷等, 2024)。因此,在这些多重约束下,互联网对老年消费的影响模式可能与年轻群体存在显著差异。

2.3 老年人消费动机与互联网使用的结构性效应

尽管存在数字融入障碍,但本文认为互联网对老年人消费的影响并非表现为简单的全面抑制或单一促进,而是呈现出一种结构性的效应,尤其是在高层次消费领域。这一预测的理论基础来源于对老年群体核心动机的理解。社会情感选择理论(SST)认为,随着个体感知到未来时间有限,其核心

目标会从知识获取和未来规划转向追求当下的情感满足和生活意义 (Carstensen et al., 1999; Carstensen, 2006)。对于老年人而言, 他们更倾向于投资于能够带来积极情感体验的活动和产品 (East et al., 2014)。

本文将这一动机与消费结构相结合。生存型消费(如衣食住行)主要满足基本生理需求, 其信息透明度较高, 具有典型的搜寻品属性, 且与情感目标的关联较弱。相比之下, 发展型消费(如教育、医疗保健)与享受型消费(如旅游、文娱)则高度依赖主观体验和个性化匹配, 呈现出明显的体验品特征, 能够更直接地服务于提升生活品质和实现情感满足的目标。

在该理论框架下, 互联网的价值得以显现。虽然老年人在使用互联网时面临障碍, 但追求情感满足的动机促使他们利用互联网来寻找和获取这些体验品。鉴于互联网在传递“体验品”的复杂质量信息方面具有独特优势(Huang et al., 2009; You et al., 2015; Babić Rosario et al., 2016), 它极大地降低了老年人获取发展型和享受型消费的搜索成本和感知风险。相比之下, 生存型消费通常可以通过熟悉的线下渠道便捷获取, 互联网的边际价值有限。因此, 本文预期互联网对后两类消费的促进作用将更为显著。据此, 提出假设:

H1: 相较于生存型消费, 互联网使用对老年人的发展型和享受型消费具有更强的促进作用, 从而优化其消费结构。

2.4 信息渠道补偿效应

互联网的作用机制还体现在其对个体信息环境的重塑。线下社交是老年人获取消费信息的重要传统渠道。然而, 老年群体内部在社交活跃度上存在巨大差异。对于那些社交活动较少、信息相对闭塞的老年人, 他们从传统渠道获取的市场信息有限, 面临严重的信息壁垒, 这可能抑制了他们的消费潜力(何圆等, 2021)。根据边际效用递减规律, 新渠道的边际效用对于原有渠道匮乏的个体最大。互联网作为一种全新的、低成本的信息来源, 为信息弱势群体提供了打破壁垒的可能(Ma et al., 2021; 周培宇等, 2022)。对于社交孤立的老年人, 互联网的“补偿”价值尤为突出。它使得这部分群体能够接触到更丰富的商品和服务信息, 从而激发其潜在的消费需求(Kuhn et al., 2011)。相反, 对于社交活跃的老年人, 他们已经拥有多元的信息来源, 互联网提供的信息的边际效应相对较小。据此, 提出假设:

H2(信息渠道补偿效应): 互联网对消费的促进作用在信息渠道相对匮乏(线下社交较少)的老年群体中更为显著。

2.5 生活障碍替代效应

互联网的另一核心功能是提升交易便利性, 降低物理成本。这一功能对于老年群体尤为重要, 因为他们更可能因健康或身体机能下降而面临出行和购物的困难。对于这部分老年群体, 他们进行线下消费时面临着极高的时间、交通和体力成本(Leppel & McCloskey, 2011), 导致许多潜在的消费需求被压抑。

互联网提供的在线购物、送货上门、在线支付等服务,能够直接绕过这些物理障碍,显著降低交易成本。这种由技术提供的便利性,实质上替代了其受损的线下购物能力(Annett-Hitchcock & Xu, 2015)。因此,对于面临线下购物困难的老年人,互联网的价值得到了最大化的体现。而对于身体健康、行动自如的老年人,线下购物的成本相对较低,互联网带来的便利性提升的边际效应则相对有限。据此,提出假设:

H3(生活障碍替代效应): 互联网对消费的促进作用在面临线下购物困难的老年群体中更为显著。

3. 研究设计

3.1 数据来源

本文使用了中国健康与养老追踪调查数据库(CHARLS)2018 年与 2020 年两期微观调查数据。该数据集是由北京大学国家发展研究院主持、北京大学中国社会科学调查中心执行的全国性家户调查,调查对象为我国 45 岁及以上居民,家户问卷部分调查内容涵盖了个人基本信息、经济状况、健康状况、家庭结构、工作和退休等方面信息。CHARLS 调查采用多阶段抽样方法,覆盖了全国 28 个省份的 150 个县(区)的 450 个村(社区),是一份具有全国代表性的大规模中老年家庭调查数据。本文对数据进行了以下处理:首先,剔除年龄小于 60 的样本;其次,删除相关变量观测值缺失的样本;再次,为避免极端值对结果造成干扰,本文对关键连续变量在上下 1% 的范围内进行缩尾处理;最后,对货币变量进行反双曲正弦变换处理,以处理零值和负值并缓解偏态分布问题。最终获得 15964 条有效观测数据。

3.2 变量选取

本文所需要的核心变量有以下几类:

(1)老年人消费变量。依据马斯洛需求层次理论,并借鉴王修华和赵亚雄(2020)的研究,本文将家庭消费总支出细分为三类:生存型消费,主要包括家庭在衣食住行等方面的支出;发展型消费,涵盖教育、医疗、美容及社会网络关系维持等要素积累型支出;享受型消费,主要统计娱乐、旅游、家电设备和汽车等方面的支出。为剔除家庭规模的干扰,本研究将上述各类消费总额均除以家庭人口数量,最终得到四个核心被解释变量:家庭人均总消费(后文简称“总消费”)、家庭人均生存型消费(后文简称“生存型消费”)、家庭人均发展型消费(后文简称“发展型消费”)和家庭人均享受型消费(后文简称“享受型消费”)。

(2)互联网使用变量。本文根据 CHARLS 调查问卷中对于“您正在居住的地方可以宽带上网吗”问题的回答构建互联网使用变量,如果老年人的回答为“是”,则互联网使用变量取值为 1,否则取值为 0。虽然该变量衡量的是家庭互联网接入而非个人使用,可能存在测量误差(如年轻人使用),但家庭层面的宽带接入是个人上网的必要条件。本文将在稳健性检验部分使用个人上网行为数据进

行验证。

(3)控制变量。本文控制了一系列个体和家庭层面的变量。个体层面的控制变量包括年龄、性别、受教育水平、居住地(城乡)、婚姻状况、健康状况、养老保险、医疗保险、认知能力和数字技能。家庭层面的控制变量则包括家庭规模、少儿比例、老人比例、家庭纯收入、子女经济支持。

(4)机制变量。本文借鉴何圆等(2021)的做法,使用老年人每月参加的社交活动的种类数量(社交广度)和最高频率(社交深度)作为代理变量。另外,基于问卷问题“您是否因为健康和记忆的原因,自己去商店买食品杂货有困难”,本文构造了“购物困难”变量。

表1列出了主要变量的描述性统计结果。数据表明,对于样本中的15964位老人,其年度家庭人均总消费均值约为3.823万元,其中用于保障基本生活需求的生存型消费约为2.639万元,用于进行要素积累的发展型消费约为0.827万元,而用来娱乐和提升生活品质的享受型消费约为0.233万元,三种类型的消费支出占比依次降低。60岁及以上的老年人使用互联网的比例为41.6%,这说明已有相当比例的老年人与互联网世界有了接触。

表1 核心变量描述性统计

	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
家庭人均总消费(万元)	3.823	4.136	0.100	25.212	15964
家庭人均生存型消费(万元)	2.639	2.629	0.044	15.372	15964
家庭人均发展型消费(万元)	0.827	1.512	0	10	15964
家庭人均享受型消费(万元)	0.233	0.863	0	7	15964
互联网使用	0.416	0.493	0	1	15964
年龄	69.218	6.150	60	87	15964
性别	0.486	0.500	0	1	15964
居住地	0.373	0.484	0	1	15964
教育水平	3.040	1.861	1	8	15964
婚姻状况	0.800	0.400	0	1	15964
健康状况	2.948	1.006	1	5	15964
养老保险	0.957	0.204	0	1	15964
医疗保险	0.986	0.118	0	1	15964
认知能力	9.187	4.083	1	19	15964
数字技能	0.328	0.881	0	4	15964
家庭净收入(万元)	2.978	4.111	-0.700	23.920	15964
家庭规模	2.466	1.310	1	16	15964
少儿比例	0.051	0.128	0	0.500	15964
老人比例	0.815	0.273	0.077	1	15964
子女经济支持(万元)	0.562	0.945	0	5.600	15964

3.3 计量模型

为识别互联网使用对老年家庭消费的因果效应，本文构建如下双向固定效应模型：

$$\text{asinh}(\text{Consumption}_{it}) = \alpha + \beta \text{internet}_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标 i 表示老年个体， t 表示年份，被解释变量 $\text{asinh}(\text{Consumption}_{it})$ 表示总消费及各分项消费变量的反双曲正弦变换。相较于传统的对数变换，这种做法的优势在于能够妥善处理消费数据中存在的零值，并有效缓解极端值导致的偏态分布问题。核心解释变量 internet_{it} 为虚拟变量，当老年个体 i 在年份 t 使用互联网时取值为 1，否则为 0。 X_{it} 是一系列随时间变化的控制变量， μ_i 与 λ_t 分别表示个体固定效应和年份固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。考虑到同一位老人在不同年份的消费决策可能存在关联(序列相关)，本文在估计中采用了在个体层面进行聚类的稳健标准误，以确保统计推断的有效性。本文主要关注的系数是 β ，在该模型设定下，系数 β 反映了互联网使用对被解释变量的半弹性影响。考虑到本文部分回归系数较大，为获得更准确的经济意义解释，本文参考 Halvorsen 和 Palmquist (1980) 的方法，将系数 β 转化为被解释变量的变化百分比，即 $100 \times (e^\beta - 1)\%$ 。为了更准确地解释交互项的系数，并降低潜在的多重共线性问题，本研究对模型中所有连续型控制变量均进行了均值中心化处理后再进行回归分析。

4. 实证分析

本节旨在实证检验互联网使用对老年人消费的影响。首先，构建基准回归模型进行初步估计；其次，为缓解潜在的内生性偏误，对模型进行系统的处理与修正，以期获得更准确的因果效应估计；最后，通过一系列稳健性检验，验证核心结论的可靠性。

4.1 基准回归结果

表 2 报告了基准回归结果。基于前文 3.3 节所述的系数转化方法，第(1)列显示互联网使用对老年家庭总消费具有显著的正向影响，其平均提升幅度为 12.3%，初步验证了假设 H1。进一步观察消费结构发现，互联网对不同消费类型呈现出明显的非对称驱动作用。生存型消费的提升幅度为 10.2%，而发展型和享受型消费的促进作用更为显著，分别高达 30.1% 和 73.1%。这一结果表明，互联网不仅在规模上扩大了老年人的消费，更在质量上驱动了消费结构的转型升级。

表 2 互联网使用的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	总消费	生存型消费	发展型消费	享受型消费
互联网使用	0.116*** (0.023)	0.097*** (0.024)	0.263*** (0.084)	0.549*** (0.100)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	总消费	生存型消费	发展型消费	享受型消费
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	15964	15964	15964	15964
调整后的 R^2	0.416	0.424	0.239	0.229

注: 括号内为聚类到个体层面的稳健标准误, *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著, 下同。

4.2 内生性问题

尽管表2的基准回归结果初步证实了互联网使用的正向效应, 但该估计可能因内生性问题而存在偏误, 从而影响因果推断的有效性。内生性主要源于两个方面, 首先是遗漏变量偏误。影响老年人消费的因素中存在难以观测的个体异质性。例如, 个体的学习能力、风险偏好或对新技术的开放度等因素, 可能同时正向影响老年人的互联网采纳及其消费水平。若模型未能有效控制这些混淆变量, 将导致对互联网真实效应的高估。其次是双向因果关系, 互联网使用与消费行为之间存在相互作用机制, 一方面, 互联网通过降低信息不对称和交易成本来促进消费决策优化; 另一方面, 具有更高消费倾向或追求消费效率的个体, 更有动机利用互联网工具来实现效用最大化。这种反向因果路径同样会导致估计系数出现正向偏误。

为解决潜在的内生性问题, 本文采用工具变量法处理。参考祝仲坤和冷晨昕(2017)及吴佳璇等(2022)的做法, 本文以区县家庭宽带普及率作为互联网使用的工具变量。区域层面的宽带普及率可以作为当地的基础设施水平的代理指标, 因为个人的互联网使用情况与区域的基础设施水平密切相关, 所以工具变量相关性的条件得以满足。地区层面的宽带普及率属于加总数据, 不会因个人层面的互联网使用行为发生较大改变, 同时它们对老年人的消费不会产生直接影响, 满足了工具变量的外生性假设。使用工具变量的两阶段最小二乘回归模型设定如下:

$$\text{internet}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{IV}_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{asinh}(\text{Consumption}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \text{IV}_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, 式(2)代表两阶段最小二乘法中的第一阶段回归; 式(3)代表第二阶段回归; IV_{it} 代表工具变量, 其他变量仍如上文所述。

表3列出了估计结果。第(1)列报告了第一阶段回归结果。结果显示, 工具变量对内生解释变量具有显著的正向影响, 表明区域宽带基础设施的完善显著提升了老年群体的互联网采纳率, 满足了工具变量的相关性前提。在进行因果推断前, 需对工具变量的有效性进行严格检验。首先, 针对识别不足问题, Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 60.48, 在1%的水平上拒绝了模型不可识别的原假设。其次, 针对弱工具变量问题, 考虑异方差稳健的 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 63.75, 远超

Stock-Yogo 建议的临界值(16.38), 排除了弱工具变量导致估计偏误的可能性。以上检验共同确认了所选工具变量的有效性。

第(2)—(5)列报告了第二阶段的估计结果。在控制了内生性问题后, 互联网使用对各类消费的估计系数依然显著为正, 证实了互联网使用对老年人消费存在稳健的因果促进效应。此外, IV 估计结果同样支持基准回归的发现, 即互联网使用对发展型和享受型消费的边际效应显著强于其对生存型消费的影响。

表 3 工具变量法——区县宽带普及率

	第一阶段	第二阶段			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	互联网使用	总消费	生存型消费	发展型消费	享受型消费
区县宽带普及率	0.168*** (0.026)				
互联网使用		1.884*** (0.312)	1.305*** (0.500)	1.765** (0.817)	3.413*** (0.949)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM statistic	60.48				
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	63.75				
样本量	15964	15964	15964	15964	15964

4.3 稳健性检验

为确保基准回归结果的可靠性, 并缓解潜在的测量误差或模型设定偏误对因果推断的影响, 本节实施了一系列稳健性检验。具体包括: 第一, 替换核心解释变量, 采用老年人个体层面的实际上网行为、微信使用及手机支付情况作为代理变量, 以检验结论对变量测量方式的敏感性; 第二, 引入城市-年份联合固定效应, 以吸收随时间和地区变化的不可观测的宏观冲击; 第三, 运用倾向得分匹配法(PSM)缓解样本自选择偏差, 并用匹配后的样本重新进行估计。

4.3.1 替换解释变量

基准模型中, 核心解释变量基于“住所能否接入宽带网络”构建。然而, 该指标可能存在测量误差。由于它衡量的是家庭层面的网络可及性, 而非老年人个体的实际使用情况, 特别是在多代同住家庭中, 住所接入宽带可能仅反映了年轻同住成员的网络使用, 从而高估老年人自身的互联网参与度。为排除这一干扰并更精确地捕捉老年人的互联网采纳行为, 本文首先基于问卷中“过去一个月您

是否上网”的回答,构建了衡量个体上网情况的二元变量(是=1,否=0),并用其替换原解释变量。该变量直接度量了个体层面的互联网使用情况。

另外,为考察不同强度的互联网融入水平,本文进一步引入“微信使用”与“手机支付”两个变量。相较于基础的网络浏览行为,微信和手机支付代表了更深层次、功能导向的互联网应用行为,是衡量数字融入程度的重要代理变量。若使用这些度量口径不同的变量进行回归,估计结果与基准回归一致,则能进一步验证本文核心发现的稳健性。

表4第(1)一(12)列报告了使用替代解释变量后的估计结果。结果显示,无论是使用个体层面的上网情况、微信使用情况还是手机支付使用情况,其对老年人总消费及各类消费的估计系数均在统计上显著为正。这与表2的基准回归结果高度一致,证明了研究结论的稳健性。

表4 替换解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	总消费	生存型消费	发展型消费	享受型消费	总消费	生存型消费	发展型消费	享受型消费	总消费	生存型消费	发展型消费	享受型消费
上网	0.112*** (0.029)	0.102*** (0.023)	0.131*** (0.075)	0.590*** (0.095)								
微信使用					0.145*** (0.037)	0.119*** (0.025)	0.233*** (0.095)	0.550*** (0.011)				
手机支付									0.122*** (0.035)	0.101*** (0.034)	0.191** (0.108)	0.524*** (0.152)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	15964	15964	15964	15964	15964	15964	15964	15964	15964	15964	15964	15964
调整后的R ²	0.414	0.423	0.239	0.226	0.414	0.424	0.238	0.226	0.414	0.423	0.238	0.226

4.3.2 引入城市-年份联合固定效应

基准模型仅控制了个体固定效应和年份固定效应,然而,那些同时在城市和年份层面上变化的特定因素可能无法被捕捉到并干扰估计结果的准确性。城市-年份联合固定效应能够更精细地控制这种异质性,确保模型估计结果的稳健性。模型的设定如下:

$$\text{asinh}(\text{Consumption}_{it}) = \alpha + \beta \text{internet}_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \delta_{ct} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,下标*c*代表老年人所在城市, δ_{ct} 表示城市-年份联合固定效应,其他变量含义不变。表5

是模型(4)的估计结果,可以发现,在加入城市-年份联合固定效应后,核心解释变量的系数依然是显著为正。即使在控制了更严格的固定效应后,结果仍然稳定。

表 5 联合固定效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	总消费	生存型消费	发展型消费	享受型消费
互联网使用	0.113 *** (0.023)	0.088 *** (0.024)	0.284 *** (0.084)	0.515 *** (0.101)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市-年份固定效应	是	是	是	是
样本量	15964	15964	15964	15964
调整后的 R ²	0.421	0.432	0.241	0.232

4.3.3 自选择偏差

老年群体使用互联网的行为并非随机分配,而是存在自选择偏差。例如,更年轻、受教育水平更高的老年人更可能使用互联网(Batista & Vicente, 2020)。此外,由于面临商品检索、在线支付等技术障碍,农村留守中老年群体在电子商务的接受度与使用能力上相对较低(Couture et al., 2021; 王奇等, 2022)。这种自选择会导致处理组(使用互联网的老年人)和对照组(不使用互联网的老年人)在基线特征上存在系统性差异,若直接进行回归分析,估计结果可能存在偏误。

为缓解由可观测变量引起的自选择偏差,本文采用倾向得分匹配(PSM)方法构建反事实框架,以估计互联网使用的净效应。具体操作中,本文采用 Logit 模型估计倾向得分,并使用卡尺内 k 近邻匹配法。该方法通过限制匹配双方倾向得分的最大距离来提高匹配质量。本研究设定 k=1,卡尺宽度为 0.01,并且允许重复匹配。

PSM 方法的有效性依赖于满足两个关键假设:协变量平衡性和共同支撑假设。首先,进行平衡性检验,以评估匹配后处理组与对照组在协变量分布上是否达到均衡。本文采用标准化均值差异作为评估指标。通常认为,标准化均值差异小于 10%表示协变量达到较好的平衡。图 1 展示了匹配前后协变量标准化均值差异的变化情况。

如图 1 所示,匹配前,两组在多个协变量上存在较大差异,多数协变量的标准化均值差异超过了 10%的阈值;经过匹配后,所有协变量的标准化均值差异均显著下降并收窄至 10%以内。这表明匹配过程有效地消除了两组在可观测特征上的系统性差异,满足了平衡性要求。

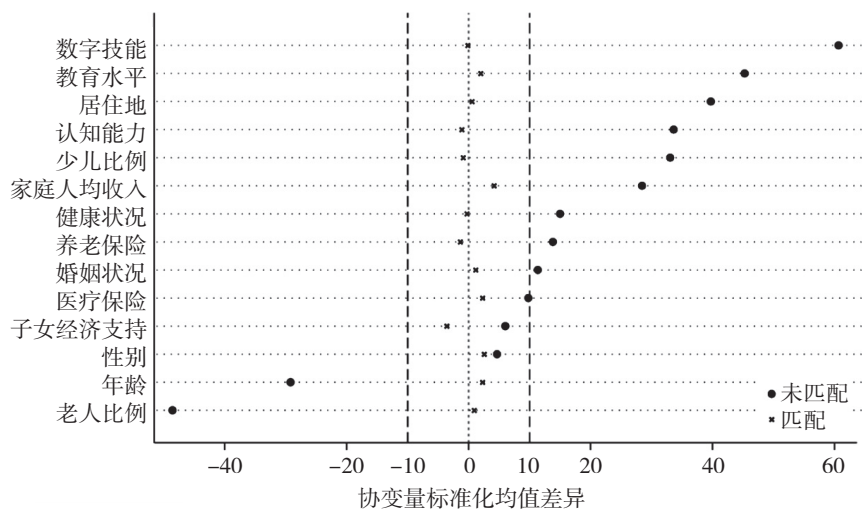


图1 协变量平衡性检验图

注: 图中两侧虚线分别代表标准化均值差异 (standardized mean difference) 为-10%和10%的临界线。各协变量在匹配后的标准化均值差异均落在该区间内, 表明匹配效果良好。

其次, 检验共同支撑假设, 确保处理组和对照组的倾向得分分布有足够的重叠区域。本文通过绘制匹配前后的倾向得分核密度图对此进行直观检验(见图2)。

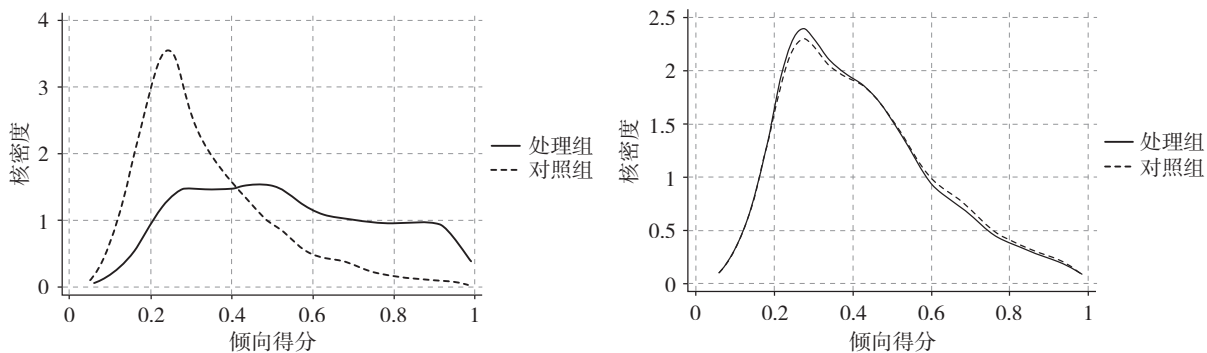


图2 匹配前后倾向得分核密度曲线图

图2直观地展示了匹配对倾向得分分布的影响。左图显示, 匹配前处理组和对照组的核密度曲线存在明显偏移, 分布形态差异较大, 说明样本选择具有非随机性, 采用PSM进行校正是必要的。右图显示, 匹配后两组的核密度曲线高度吻合, 近乎重叠。这表明匹配后的样本满足共同支撑假设, 处理组与对照组具有良好的可比性, 显著提高了因果推断的可靠性。

在确保匹配质量的基础上, 本文估计了互联网使用对老年人消费的平均处理效应。表6报告了基于倾向得分匹配法得到的估计结果。结果显示, 在控制了基于可观测变量的自选择偏差后, 互联网使用对总消费、生存型消费、发展型消费和享受型消费的平均处理效应均在统计上显著为正。这为互联网使用促进了老年人各类消费支出的假设提供了稳健的证据。

表 6 倾向得分匹配结果

被解释变量	处理组	控制组	ATT	S. E.	t 值
总消费	10.254	9.957	0.296 ^{***}	0.026	11.40
生存型消费	9.904	9.609	0.295 ^{***}	0.027	11.08
发展型消费	7.280	6.952	0.328 ^{***}	0.086	3.80
享受型消费	3.712	2.727	0.985 ^{***}	0.098	10.04

尽管 PSM 有效缓解了由可观测变量引起的自选择偏差,但它无法解决由不可观测因素(如个体固有的风险偏好)导致的遗漏变量问题。为了进一步提高估计的稳健性,本文采用匹配后回归调整策略。这种结合了匹配和参数回归模型的方法构成了双重稳健估计量。其优势在于,只要倾向得分模型或结果回归模型其中之一设定正确,就能得到一致的估计量(Imbens & Wooldridge, 2009)。

具体操作中,本文在 PSM 生成的匹配样本基础上,引入固定效应模型进行回归分析。这种两阶段策略结合了 PSM 与固定效应模型的互补优势:PSM 旨在平衡可观测协变量,而固定效应模型则用于控制不随时间变化的不可观测个体异质性。本文在回归中控制了个体固定效应,以吸收不随时间变化的个体差异;同时控制了年份固定效应和城市-年份联合固定效应,以捕捉宏观时间趋势和地区特定的时间冲击。表 7 报告了该策略下的估计结果。

表 7 匹配后的样本回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	总消费	生存型消费	发展型消费	享受型消费
互联网使用	0.286 ^{***} (0.030)	0.273 ^{***} (0.029)	0.362 ^{***} (0.096)	0.940 ^{***} (0.108)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市-年份固定效应	是	是	是	是
样本量	6818	6818	6818	6818
调整后的 R ²	0.156	0.150	0.084	0.089

表 7 的结果显示,在同时控制了基于可观测变量的自选择偏差和不可观测的异质性后,第(1)–(4)列互联网使用的估计系数依然显著为正。该结果与基准的 PSM 估计结果高度一致,进一步验证了本文核心结论的稳健性。

5. 机制分析

在证实了互联网使用对老年人消费具有显著的积极促进作用后,本节进一步探究其背后的传导

机制。基于理论分析和文献回顾,本文推测互联网使用可能通过两个关键途径对老年人消费产生积极影响:一是扩展老年人获取信息的渠道,二是提升消费的便利性。为了检验假设 H2 和假设 H3,本文接下来将通过调节效应模型对这些假设进行检验。

5.1 信息渠道补偿效应

互联网是一种打破信息壁垒的重要工具,能有效缓解人们面临的信息封闭问题,它通过提供丰富的市场交易信息,降低了买卖双方在寻找匹配交易方面的成本,提高了交易达成的可能性。为检验信息渠道补偿效应是否是互联网使用提升老年人消费的影响机制,本文构建模型如下:

$$\begin{aligned} \text{asinh}(\text{Consumption}_{it}) = & \alpha + \beta_1 \text{internet}_{it} \times \text{social}_{it} + \beta_2 \text{internet}_{it} \\ & + \beta_3 \text{social}_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \delta_{ct} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

其中 social_{it} 表示老年个体 i 第 t 年参加的社交活动,本文对社交活动从两个维度进行测量,分别是老年人参加社交活动种类的数量和参加社交活动的频率。社交活动种类数量指标通过问卷中“您过去一个月是否进行了下列社交活动”这一问题进行衡量,可选项包括下棋、打牌、跳舞、健身等多个社交活动类型,本文统计了老年人参加社交活动的种类总数,用“社交活动数量”表示,数量越多表示老年人社交范围越广,接触的人越多,消息渠道越丰富。本文根据问卷中的问题“过去一个月,每隔多长时间会做这些社交活动”构建了表示社交活动参与频率的变量,用“社交活动频率”表示,取值 0~3,分别从低到高对应“不参加”“不经常”“差不多每周”“差不多每天”,本文选择老年人所参加社交活动中参加最频繁的值作为最终取值。老年人参加社交活动种类的数量是社交广度维度的指标,而老年人参加社交活动的频率则是社交深度维度的指标。社交广度和社交深度都与信息获取密切相关,通常来讲,社交越广泛,交往越深入,信息渠道越丰富,越可能获取更多样的信息。

如果使用互联网可以通过促进信息获取来增强老年人的消费能力,相对于已经拥有广泛信息渠道和接收的信息丰富的老年人,原本信息获取渠道有限、信息接收较少的老年人在开始使用互联网后会出现更显著的消费提升。这一假设在本文的分析模型中可以通过检验互联网使用与社交活动之间的交互效应来验证。如果互联网的使用确实有效增强了信息渠道匮乏的老年人的消费能力,按照预期,模型(5)中互联网使用与社交活动交互项的系数应显著为负,表示原本信息获取渠道较少的老年人在使用互联网后获得的消费增加效果更为显著。

表 8 和表 9 分别检验了社交活动数量和社交活动频率与互联网使用的交互项的结果。在社交广度方面,表 8 第(1)一(2)列的结果显示,社交活动数量与互联网使用的交互项系数在统计上显著为负。这表明,社交活动数量较少的老年人在使用互联网后,其总消费和生存型消费经历了更大幅度的提升。在社交深度方面,表 9 第(1)一(2)列的结果进一步提供了佐证。社交活动频率与互联网使用的交互项系数同样显著为负,说明相较于社交频繁的老年人,社交频率较低者从互联网使用中获得的消费助推效应更强。两个维度的实证结果共同支持了假设 H2,即互联网通过发挥信息渠道的补偿作用,有效降低了信息壁垒,帮助社会网络相对薄弱的老年群体更好地参与到消费市场中。

表 8 互联网使用、社交活动数量与消费

	(1)	(2)	(3)	(4)
	总消费	生存型消费	发展型消费	享受型消费
互联网使用	0.114 ^{***} (0.023)	0.089 ^{***} (0.024)	0.282 ^{***} (0.084)	0.513 ^{***} (0.101)
社交活动数量	0.066 ^{***} (0.011)	0.063 ^{***} (0.010)	0.085 ^{***} (0.030)	0.207 ^{***} (0.075)
互联网使用× 社交活动数量	-0.036 ^{***} (0.013)	-0.029 ^{**} (0.012)	-0.052 (0.036)	0.030 (0.056)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市-年份固定效应	是	是	是	是
样本量	15964	15964	15964	15964
调整后的 R^2	0.420	0.432	0.241	0.234

表 9 互联网使用、社交活动频率与消费

	(1)	(2)	(3)	(4)
	总消费	生存型消费	发展型消费	享受型消费
互联网使用	0.114 ^{***} (0.023)	0.089 ^{***} (0.024)	0.224 ^{***} (0.073)	0.514 ^{***} (0.101)
社交活动频率	0.034 ^{***} (0.006)	0.032 ^{***} (0.007)	0.079 ^{***} (0.028)	0.194 ^{***} (0.031)
互联网使用×社交活动频率	-0.012 ^{**} (0.006)	-0.011 [*] (0.006)	-0.026 (0.022)	0.013 (0.035)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市-年份固定效应	是	是	是	是
样本量	15964	15964	15964	15964
调整后的 R^2	0.420	0.432	0.242	0.233

5.2 生活障碍替代效应

本文进一步分析互联网使用与老年人消费增加的其他可能传导机制。为了检验生活障碍替代效应是否为互联网促进老年人消费的另一影响机制，本文构建模型如下：

$$\begin{aligned} \text{asinh}(\text{Consumption}_{it}) = & \alpha + \beta_1 \text{internet}_{it} \times \text{shop_diff}_{it} + \beta_2 \text{internet}_{it} \\ & + \beta_3 \text{shop_diff}_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \delta_{ct} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

其中 shop_diff_{it} 是表示老年个体 i 第 t 年购物困难程度的指标, 本文根据调查问卷问题“您是否因为健康和记忆的原因, 自己去商店买食品杂货有困难”构建了代表购物困难的变量, 用“购物困难”表示, 取值范围 1~4, 取值越大, 表示老年人在购物过程中困难程度越大。如果生活障碍替代效应存在, 那么购物过程存在困难的老年人会比没有困难的老年人有更显著的消费增加, 即互联网使用与购物困难的交互项系数显著为正。通过在实证模型中引入互联网使用与购物困难的交互项, 可以检验生活障碍替代效应是否互联网使老年人消费增加的关键作用机制。如果交互项的系数显著为正, 那么表示对于购物有困难的老年人, 使用互联网提高了他们的消费水平, 即生活障碍替代效应是推动老年人消费增加的机制之一, 否则不是。

结果如表 10 所示, 第(1)—(2)列交互项的系数均显著为正, 表示相较于没有购物困难的老年人, 互联网使用对面临购物不便的群体的消费提升效应更为显著。这证实了互联网通过发挥其替代效应, 降低了因身体或环境障碍导致的购物成本, 提升了便利性, 从而释放该群体被压抑的潜在消费需求, 验证了本文的假设 H3。

表 10 互联网使用、购物困难与消费

	(1)	(2)	(3)	(4)
	总消费	生存型消费	发展型消费	享受型消费
互联网使用	0.114*** (0.023)	0.089*** (0.024)	0.281*** (0.084)	0.519*** (0.101)
购物困难	0.013 (0.020)	-0.029 (0.021)	0.069 (0.039)	-0.024 (0.070)
互联网使用×购物困难	0.054** (0.026)	0.062** (0.030)	-0.020 (0.106)	0.074 (0.127)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市-年份固定效应	是	是	是	是
样本量	15960	15960	15960	15960
调整后的 R^2	0.421	0.433	0.241	0.232

5.3 补充分析: 边界条件探讨

虽然核心机制分析已经揭示了互联网影响老年消费的主要路径, 但考察不同群体间的异质性有助于更全面地理解数字技术的普惠性。本文进一步探讨了健康状况、性别、婚姻状况、教育水平和

子女经济支持等维度的异质性影响(详细结果见中国知网增强出版)。

总体来看,这些分析结果传达出一种信息,即互联网的消费促进效应对于传统意义上的弱势群体更为显著。例如,研究发现互联网对女性、单身、低教育水平以及缺少子女经济支持的老年群体的消费提升作用更大。这可能反映了一种“后发优势”或边际效应递减现象。这些群体在接触互联网之前,可能面临更多的信息壁垒和资源限制,因此当他们开始使用互联网时,技术带来的边际改善效应更大。这一发现强有力地证明了互联网在弥合传统社会经济鸿沟、赋能弱势群体方面的巨大潜力。

与前述互联网对弱势群体的“补偿效应”不同,健康状况的调节作用呈现出一种强化优势的模式。实证结果显示,互联网对享受型消费的促进效应在健康水平较高的老年群体中被显著放大。这一发现与社会情感选择理论高度契合,该理论强调老年人优先追求积极的情感体验,而良好的健康状况是实现这一目标的关键资源。健康的老年人更有能力和意愿通过互联网探索和获取能够带来积极情感回报的产品和服务。

6. 结论与启示

6.1 研究结论

在人口老龄化与数字化转型结合的时代背景下,本研究基于 CHARLS 2018 年及 2020 年的面板数据,实证检验了互联网使用对老年群体消费行为的影响及其内在机制。核心结论如下:

第一,互联网的赋能效应主要体现在对老年人消费结构的优化升级上。研究发现,互联网使用对信息依赖度较低的生存型消费影响有限,但对信息不对称性强、更符合老年人情感目标的发展型与享受型消费具有显著的促进作用。

第二,互联网对老年人消费的积极影响通过“补偿”与“替代”机制实现。对于线下社交渠道匮乏的群体,互联网发挥了显著的“信息渠道补偿效应”;对于面临线下购物困难的群体,互联网则发挥了“生活障碍替代效应”。

6.2 理论贡献

本研究的理论贡献主要体现在以下三个方面:

其一,本研究将社会情感选择理论引入老年人数字消费研究,深化了对老年群体技术采纳动机的理解。现有研究多从技术接受模型出发,强调易用性和有用性,但这难以充分解释为何老年人会克服障碍使用互联网进行特定消费。本文通过引入社会情感选择理论,指出追求情感满足和生活意义是驱动老年人使用互联网进行发展型和享受型消费的核心动机。这整合了心理学视角与消费者行为理论,为理解银发群体的数字行为提供了更具解释力的框架。

其二,本研究揭示了互联网对老年人消费影响的结构特征,扩展了消费者信息搜索理论的应

用边界。相较于现有文献多关注互联网对消费总量的影响,本研究通过细分消费类型,证明了互联网的影响是非对称的。本文发现,尽管存在数字鸿沟,但互联网在降低高信息敏感度商品(体验品)的搜索成本方面作用显著,从而实现了消费结构的升级。这为理解数字技术如何影响特定人群的福利提供了更精细的微观证据。

其三,本研究识别并验证了“信息渠道补偿效应”和“生活障碍替代效应”两个关键机制。这超越了传统文献对互联网效率提升的笼统论述,具体指出了互联网如何作用于信息弱势群体和行动不便群体。这两个机制的提出,为后续研究互联网与弱势群体的关系提供了新的分析视角和理论工具。

6.3 管理启示

本研究的实证发现为企业在银发经济中构建竞争优势提供了三点管理启示,主要体现在差异化市场战略、重塑产品价值以及构建用户体验生态三个层面。

首先,企业应基于不同的数字融入机制实施动态市场细分,并构建差异化的价值主张。老年消费者具有不同的需求驱动模式。对于受补偿效应驱动的群体,应侧重其情感满足与社会价值需求,通过内容与社群激发探索性消费;对于受替代效应驱动的群体,则应强调工具价值,聚焦于优化服务交付的效率与可靠性。

其次,鉴于互联网促进了老年人消费结构向发展型与享受型升级,企业应重塑产品价值。战略重点需从满足基础生存需求转向提供高附加值的情感体验与自我实现价值。在营销沟通中,应采用情感叙事策略,传递“体验品”的复杂价值,以契合其情感优先目标。

最后,企业应构建融合“易用性”与“信任感”的用户体验生态。一方面,通过包容性设计与适老化改造,在用户旅程各触点最小化其认知负荷,降低技术感知障碍;另一方面,鉴于老年群体对网络风险的敏感性,必须建立透明的数据治理与反欺诈机制,系统性降低感知风险,以此构建长期信任。

6.4 研究局限与未来展望

本研究也存在一定局限性。一方面,本文使用的 CHARLS 数据更新至 2020 年,未能完全捕捉到其后老年人数字生活方式的爆发式增长,未来研究可利用更新的数据进行验证。另一方面,本文对“互联网使用”的衡量较为宏观,未来可结合更细颗粒度的线上行为数据(如 App 使用时长、浏览偏好等),更深入地揭示老年人的数字消费决策过程。

◎ 参考文献

- [1] 陈东升. 长寿时代的理论与对策[J]. 管理世界, 2020, 36(4).
- [2] 陈婷, 吴江, 沈校亮, 等. 农村老年人数字支付抵制行为的心理归因及其作用机制研究[J]. 管理学报, 2024, 21(1).
- [3] 何圆, 余超, 王伊攀. 社会互动对老年人消费升级的影响研究——兼论广场舞的经济带动效应

- [J]. 财经研究, 2021, 47(6).
- [4] 雷晓燕, 沈艳, 杨玲. 数字时代中国老年人被诈骗研究——互联网与数字普惠金融的作用[J]. 金融研究, 2022(8).
- [5] 李三希, 黄卓. 数字经济与高质量发展: 机制与证据[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(5).
- [6] 刘涛雄, 徐晓飞. 互联网搜索行为能帮助我们预测宏观经济吗? [J]. 经济研究, 2015, 50(12).
- [7] 刘震, 杨勇. 互联网使用与家庭文旅消费——兼论互联网普及下居民消费升级的可行性[J]. 旅游学刊, 2022, 37(2).
- [8] 陆杰华, 韦晓丹. 老年数字鸿沟治理的分析框架、理念及其路径选择——基于数字鸿沟与知沟理论视角[J]. 人口研究, 2021, 45(3).
- [9] 王奇, 李涵, 赵国昌, 等. 农村电子商务服务点、贸易成本与家庭网络消费[J]. 财贸经济, 2022, 43(6).
- [10] 王修华, 赵亚雄. 数字金融发展是否存在马太效应? ——贫困户与非贫困户的经验比较[J]. 金融研究, 2020(7).
- [11] 吴佳璇, 闵师, 王晓兵, 等. 互联网使用与偏远地区农户家庭生产要素配置——基于西南山区农户面板数据[J]. 中国农村经济, 2022(8).
- [12] 杨赞, 赵丽清, 陈杰. 中国城镇老年家庭的消费行为特征研究[J]. 统计研究, 2013, 30(12).
- [13] 张勋, 杨桐, 汪晨, 等. 数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践[J]. 管理世界, 2020, 36(11).
- [14] 周培宇, 梁昌勇, 马一鸣. COVID-19 背景下基于 IMB 模型的中老年人在线健康信息搜寻行为影响机制研究[J]. 中国管理科学, 2022, 30(3).
- [15] 祝仲坤. 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[J]. 统计研究, 2020, 37(9).
- [16] 祝仲坤, 冷晨昕. 互联网与农村消费——来自中国社状况综合调查的证据[J]. 经济科学, 2017(6).
- [17] Amatulli, C., Guido, G., Natarajan, R. Luxury purchasing among older consumers: Exploring inferences about cognitive Age, status, and style motivations[J]. Journal of Business Research, 2015, 68(9).
- [18] Annett-Hitchcock, K., Xu, Y. Shopping and virtual communities for consumers with physical disabilities[J]. International Journal of Consumer Studies, 2015, 39(2).
- [19] Asebedo, S., Seay, M., Brase, G. The psychological predictors of older preretirees' financial self-efficacy[J]. Journal of Behavioral Finance, 2018, 20.
- [20] Babić Rosario, A., Sotgiu, F., Valck, K., Bijmolt, T. The effect of electronic word of mouth on sales: A meta-analytic review of platform, product, and metric factors [J]. Journal of Marketing Research, 2016, 53.
- [21] Banks, J., Blundell, R., Tanner, S. Is there a retirement-savings puzzle? [J]. The American Economic Review, 1998, 88(4).

- [22] Batista, C., Vicente, P. C. Adopting mobile money: Evidence from an experiment in rural Africa[J]. *AEA Papers and Proceedings*, 2020, 110.
- [23] Carstensen, L. L. The influence of a sense of time on human development[J]. *Science*, 2006, 312 (5782).
- [24] Carstensen, L. L., Isaacowitz, D. M., Charles, S. T. Taking time seriously: A theory of socioemotional selectivity[J]. *American Psychologist*, 1999, 54(3).
- [25] Chaouali, W., Souiden, N. The role of cognitive age in explaining mobile banking resistance among elderly people[J]. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 2019, 50.
- [26] Chen, K., Chan, A. H. S. Gerontechnology acceptance by elderly Hong Kong Chinese: A senior technology acceptance model (STAM)[J]. *Ergonomics*, 2014, 57(5).
- [27] Choudrie, J., Junior, C. O., McKenna, B., Richter, S. Understanding and conceptualising the adoption, use and diffusion of mobile banking in older adults: A research agenda and conceptual framework[J]. *Journal of Business Research*, 2018, 88.
- [28] Couture, V., Faber, B., Gu, Y., Liu, L. Connecting the countryside via E-commerce: Evidence from China[J]. *American Economic Review: Insights*, 2021, 3(1).
- [29] Dinerstein, M., Einav, L., Levin, J., Sundaresan, N. Consumer price search and platform design in internet commerce[J]. *American Economic Review*, 2018, 108(7).
- [30] East, R., Uncles, M., Lomax, W. Hear nothing, do nothing: The role of word of mouth in the decision-making of older consumers[J]. *Journal of Marketing Management*, 2014, 30.
- [31] Guido, G., Pichierri, M., Rizzo, C., Moschis, G. Information processing by elderly consumers: A five-decade review[J]. *Journal of Services Marketing*, 2021, 35(1).
- [32] Halvorsen, R., Palmquist, R. The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations [J]. *The American Economic Review*, 1980, 70(3).
- [33] Huang, P., Lurie, N. H., Mitra, S. Searching for experience on the web: An empirical examination of consumer behavior for search and experience goods[J]. *Journal of Marketing*, 2009, 73(2).
- [34] Imbens, G. W., Wooldridge, J. M. Recent developments in the econometrics of program evaluation [J]. *Journal of Economic Literature*, 2009, 47(1).
- [35] Kuhn, P., Kooreman, P., Soetevent, A., Kapteyn, A. The effects of lottery prizes on winners and their neighbors: Evidence from the Dutch postcode lottery[J]. *The American Economic Review*, 2011, 101(5).
- [36] Lee, B., Chen, Y., Hewitt, L. Age differences in constraints encountered by seniors in their use of computers and the internet[J]. *Computers in Human Behavior*, 2011, 27(3).
- [37] Leppel, K., McCloskey, D. W. A cross-generational examination of electronic commerce adoption[J]. *Journal of Consumer Marketing*, 2011, 28(4).
- [38] Li, H., Shi, X., Wu, B. The retirement consumption puzzle in China [J]. *American Economic Review*, 2015, 105(5).

- [39] Lohmann, S. Information technologies and subjective well-being: Does the internet raise material aspirations? [J]. *Oxford Economic Papers*, 2015, 67(3).
- [40] Lynch, J. G., Ariely, D. Wine online: Search costs affect competition on price, quality, and distribution[J]. *Marketing Science*, 2000, 19(1).
- [41] Ma, X., Zhang, X., Guo, X., Vogel, D. Examining the role of ICT usage in loneliness perception and mental health of the elderly in China[J]. *Technology in Society*, 2021, 67.
- [42] Nelson, P. Information and consumer behavior[J]. *Journal of Political Economy*, 1970, 35(2).
- [43] Song, J., Zahedi, F. A theoretical approach to web design in E-commerce: A belief reinforcement model[J]. *Management Science*, 2005, 51(8).
- [44] Stigler, G. J. The economics of information[J]. *Journal of Political Economy*, 1961, 69(3).
- [45] Vaishnav, B., Ray, S. A thematic exploration of the evolution of research in multichannel marketing [J]. *Journal of Business Research*, 2023, 157.
- [46] You, Y., Vadakkepatt, G. G., Joshi, A. M. A meta-analysis of electronic word-of-mouth elasticity [J]. *Journal of Marketing*, 2015, 79(2).

Internet Use and Consumption Differentiation Among Older Adults: Empirical Evidence From Chinese Households

Wang Cui¹ Sun Qi¹ Ren Mingli²

(1 Business School, Shanghai University of Economics and Finance, Shanghai, 200433;

2 Economics and Management School, Changzhou Technology College, Changzhou, 213032)

Abstract: At the confluence of population aging and digital transformation, the “digital silver generation” has emerged as a significant consumer force. However, the impact of the internet on the consumption behavior of the elderly remains uncertain due to multiple barriers, including physiological limitations, skill deficits, and social risks. This study empirically examines the effect of internet use on the per capita household consumption of the elderly, utilizing panel data from the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) spanning 2018-2020. The findings reveal that internet use significantly promotes an upgrading of the consumption structure among the elderly. Specifically, the promotional effect on developmental and enjoyment-oriented consumption, which are more information-sensitive and better aligned with emotional goals, is substantially greater than its impact on survival-oriented consumption. This research deepens the understanding of elderly consumption behavior within the context of the digital divide and offers valuable implications for corporate market positioning and the development of age-friendly marketing strategies.

Key words: Internet use; Older adults; Consumption structure upgrade; Information channel compensation effect; Life obstacle substitution effect

专业主编: 寿志钢