

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2024.04.011

金绍荣, 罗锐, 张玉坤. 互联网使用能提升乡村老年人主观幸福感吗? [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2024, 46(4): 104-120.

互联网使用能提升乡村老年人主观幸福感吗?

金绍荣, 罗锐, 张玉坤

西南大学 经济管理学院, 重庆 400715

摘要: 在全面推进乡村振兴与数字乡村建设进程中, 老年群体的数字红利不可忽视。利用中国家庭追踪调查数据(CFPS), 运用有序 Probit 模型, 实证检验互联网使用对乡村老年人主观幸福感的影响及作用机制。统计结果表明, 互联网使用对乡村老年人主观幸福感有显著正向影响, 利用工具变量法再检验后, 结论依然稳健; 异质性检验发现, 互联网使用对中西部、北部和无子女在身边的乡村老年人主观幸福感产生显著正向影响; 机制分析表明, 互联网使用通过增强社会网络来提高乡村老年人的主观幸福感。因此, 在农业农村现代化与共同富裕的新征途中, 一方面要继续深化数字乡村建设, 加快适老化技术改良, 释放数字红利; 另一方面要加强乡村老年群体数字技能培训, 引导其利用互联网拓展社会网络, 提升主观幸福感。

关键词: 互联网使用; 主观幸福感; 乡村老年人; 机制研究

中图分类号: F320 **文献标志码:** A

文章编号: 1673-9868(2024)04-0104-17

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



Can Internet Use Improve the Subjective Well-being of Rural Elderly People?

JIN Shaorong, LUO Rui, ZHANG Yukun

School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China

Abstract: In the process of comprehensively promoting rural revitalization and digital village construction, the digital dividend of the elderly group cannot be ignored. Using the data of China Family Panel Studies (CFPS) and the Ordered Probit model, this paper empirically examines the impact of Internet use on the subjective well-being of rural elderly people and its mechanism. The statistical results show that Internet use has a significant positive impact on the subjective well-being of the rural elderly, and the conclusion is still robust after re-testing by instrumental variable method. Heterogeneity test shows that Internet use

收稿日期: 2023-08-19

基金项目: 国家社会科学基金项目(21BRK014).

作者简介: 金绍荣, 博士, 副教授, 主要从事人力资源开发与管理、农业经济管理、农村人力资本及乡村社会治理研究。

has a significant positive impact on the subjective well-being of the rural elderly in the central and western regions, in the northern regions, and those without children around. Mechanism analysis shows that Internet use enhances the subjective well-being of rural elderly people by enhancing social network. Therefore, in the new journey of agricultural and rural modernization and common prosperity, on the one hand, we must continue to deepen the construction of digital countryside, accelerate the improvement of aging-friendly technology, and release digital dividends. On the other side, we should strengthen the digital skills training of rural elderly groups, guide them to use the internet to expand their social networks and improve their subjective well-being.

Key words: internet use; subjective well-being; rural elderly; mechanism study

数字技术催生数字经济, 带动各行各业数字化转型, 成为推进乡村振兴、农业现代化、农业强国建设的重要手段。然而, 随着信息化、网络化、数字化、智能化等技术在乡村的广泛应用, 不同年龄段的农民群体存在着不同类型的数字鸿沟。尤其是老年群体因受认知水平、接受态度、生理老化、大众偏见、外界排斥等因素的影响, 数字鸿沟越发明显与特殊。数字鸿沟加大乡村老年人社会隔离的可能性, 加剧其精神世界的荒漠化, 阻碍着该群体参与乡村振兴^[1-2]。人口老龄化是不可逆的趋势^[3], 2021 年我国 60 岁及以上的老年人口达 2.67 亿, 其中空巢老人占比超过一半。基于这一国情与农情, 我国提出积极老龄化和健康老龄化战略, 不仅要帮助乡村老年群体老有所养, 还需帮助其在乡村振兴中老有所为。因此, 在推进农业农村现代化的伟大新征程中, 要积极关注乡村银色数字鸿沟, 科学分析互联网使用对乡村老年人主观幸福感的影响及作用机制。这不仅有助于加强数字乡村建设, 更好地发挥互联网对乡村振兴的赋能作用, 还有利于提升乡村老年群体的生产生活现代化水平, 丰富其精神生活, 提高其主观幸福感, 有效化解当前普遍存在的“留守孤寂”“精神荒漠”等问题。

数字乡村建设正在全国范围内如火如荼地开展, 但如何利用互联网切实提高人民的幸福感始终是社会关注的焦点。主观幸福感是个体对生活的自我认知^[4], 具有差异性、持久性、整体性、阶段性等特征^[5]。老年人主观幸福感则是老年个体按照自身意愿和期望, 对生活状态进行价值评判和主观感受的结果。一般来说, 学历^[6]、性别^[7]、婚姻状况^[8]等因素会对幸福感产生正向影响, 但收入增加时幸福感不一定同步增加^[9]。近年来, 乡村网络覆盖率和使用率与日俱增^[10], 截至 2022 年 6 月我国乡村网民人数为 2.93 亿, 占网民整体的 27.9%^①。互联网正与乡村各领域深度融合, 在创新商业模式^[11]、刺激农村消费、优化资源利用^[12]、振兴乡村文化^[13]等方面发挥重要作用。随着我国 51 岁以上的移动互联网用户超过总数的四分之一, 互联网作为数字乡村运作载体, 在重构生产生活方式的同时影响着老年群体的主观幸福感^[14]。在生活方面, 互联网在招聘、求职、购物、娱乐等领域为乡村老年人不仅提供了便利渠道^[15], 还提供了大量资讯资源和便捷沟通方式, 不仅帮助他们增产增收^[16], 还有助于提升其消费水平^[17]; 在社交层面, 互联网不仅有助于乡村老年人加强社会联结, 改善人际关系, 还有助于他们开展跨界社交, 拓展人脉资源^[18], 帮助他们实现再社会化。作为一种信息媒介, 互联网可以拓宽政治参与渠道, 使乡村老年人通过网络了解时事政治、掌握政治生态。但过度使用会使缺乏自制力的乡村老年人沉迷于虚拟世界, 减少与外界的互动, 增加其孤独感^[19]。同时, 网络上的各类负面信息会降低老年人的社会信任感, 不利于乡村社会的和谐稳定^[20]。大多数文献认为互联网对乡村老年人具有福祉效应, 通过增强信息获取^[21]、提高工作灵活性和工作能力^[22]、丰富休闲娱乐活动^[23]、促进网络政治参与^[24]、降低疏离感^[25]等途径提高个体幸福感。

① 数据来源: 中国互联网络信息中心(CNNIC)第 50 次《中国互联网络发展状况统计报告》, <http://www.cnnic.net.cn/n4/2022/0914/c88-10226.html>.

现有研究从不同角度讨论了互联网对幸福感的影响,但大多数将目标对象聚焦于居民、乡村居民、城镇居民以及青年群体,专门针对乡村老年群体的研究较少.实际上,乡村老年群体不仅具有明显的数字鸿沟,还存在严重的留守孤寂和精神荒漠化问题,是数字时代的边缘群体,需要在数字化浪潮下高度关注其需求.已有研究主要关注互联网使用对生产的赋能作用,并探讨互联网冲击下老年群体的生活便利性问题.随着脱贫攻坚战的胜利和基础设施建设的完善,老年群体的基本生存问题已得到妥善解决,老年群体的需求逐渐从物质层面向精神层面转变.在这种情况下,要高度关注互联网对乡村老年群体精神生活的赋能作用,科学厘清互联网使用、社会网络、主观幸福感 3 者之间的关系.本研究聚焦乡村老年群体,利用 2014 和 2018 年中国家庭追踪调查数据(CFPS),研究该群体精神生活的互联网效应,并探讨互联网使用如何通过社会网络途径影响其主观幸福感.

本文的主要贡献在于:① 将研究对象聚集于乡村老年群体,关注数字乡村建设阶段其情感生活,并分析互联网使用对其主观幸福感的影响,以期丰富现有的研究体系;② 针对乡村老年群体在社交层面的精神需求,探讨互联网使用是否通过社会网络影响其主观幸福感,从而进行针对性干预,最大限度地发挥互联网的福祉效应;③ 进一步分析上网时长对乡村老年人主观幸福感的影响,探讨隐藏于互联网福祉效应背后的老年人网瘾问题,为未来的深入研究奠定基础.

1 机理分析及研究假说

美国学者首次提出满足与使用理论,并将媒介接触行为总结为“需求因素+心理因素—媒介期待—媒介接触—需求满足”^[26].该理论强调受众的能动性,认为人们接触并使用传媒的目的是满足自身需要,这种需要与社会因素、心理因素有关.在城镇化浪潮中,乡村劳动力向城市与劳务基地转移,青壮年外出务工,优秀人力资本的大量流失,加之乡村文化基础设施匮乏,文化传承出现断层,乡村缺失应有的公共文化活动,致使老年人精神世界趋于荒芜.乡村留守老人虽然得到来自子女的物质支持,但长期伴随着与子女分隔两地所产生的亲情孤独感.互联网具有共享、互通的特性,乡村老年人借助互联网这一数字工具能够满足其情感需求.因此,在乡村建设新阶段,老年群体为满足自己在精神层面的需要,开始接触并使用互联网.从社会网络层面出发,互联网使用影响乡村老年人主观幸福感的作用机制如图 1 所示.

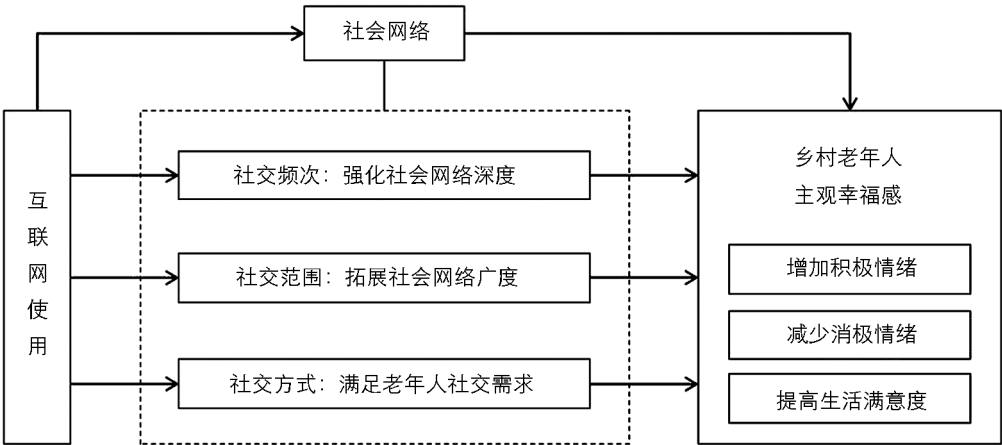


图 1 互联网使用影响乡村老年人主观幸福感的作用机制

随着互联网在乡村普及,老年群体与社会联系日益紧密.① 乡村老年人通过互联网获取各种信息^[21]进行线上娱乐,以拓展知识储备、丰富闲暇时光、增强生活满足感.② 乡村老年人通过网络学习知识,参与培训,增强人力资本,实现再就业,产生自我成就感;同时,老年人利用互联网监督村级事务,参与乡村治理,加强政治参与,行使政治权利,形成社会公平感.③ 乡村老年人利用网络进行人际交往和代际沟通,加强内外联系,减少个人孤独感^[25].独立成分模型认为主观幸福感拥有 3 个独立的成分,即生活满意度、

积极情感和消极情感^[27], 互联网使用从这 3 个维度对乡村老年人主观幸福感产生促进作用。根据以上分析, 本研究提出如下假说:

假说 1: 互联网使用有助于提高乡村老年人的主观幸福感。

乡村是典型的熟人社会, 长期生活在此会形成以血缘、亲缘、地缘、业缘为基础的社会网络^[28]。社会网络是一种重要资源, 乡村老年群体能够从中获得来自亲属、朋友、邻居的精神、物质、信息帮助。那么, 互联网使用会作用于乡村老年人的社会网络进而影响其主观幸福感吗?

互联网作为一种新型社交媒介, 极大程度地改变了使用者的社会网络状态。① 互联网提高社交频次, 增进人情往来。作为社交媒介的互联网能够跨越地理空间限制, 拉近彼此距离, 促进沟通交流。乡村老年人通过使用互联网, 增加与亲人、友人、邻居的日常联络和关系往来, 提高与外界的社交频率, 避免因生理机能退化和外在环境限制日渐脱离社会。② 互联网延伸社交范围, 丰富社会资本。互联网为世界各地的人提供交往平台, 通过网络乡村老年人可以找到志同道合的伙伴, 也可以找到彼此互补的友人, 在这一过程中互联网打破乡村老年人固有的社交圈层, 不断扩大其社交范围, 逐渐增加其社会资本。③ 互联网优化社交方式, 拓展认知视野。传统社交需要人与人进行面对面沟通, 而互联网搭建起虚拟世界, 提供在线交流平台, 弱化年龄、身体等要素在社交中的重要性, 极大地方便了乡村老年群体。

社会网络基于社会互动与社会信任建立, 个体可以从中获得认同、信任等主观感知和互惠互助, 提升其主观幸福感^[29]。① 社会网络强化即社会网络深度增加, 意味着乡村老年人拥有更强的关系韧性, 获得更多持续性陪伴和永久性支持, 产生更多的积极情绪。② 社会网络拓展即社会网络广度增加, 意味着乡村老年人拥有更多的相关关联人员, 获得更多无条件关怀和帮扶式照顾, 减少留守孤寂的消极情绪。③ 社交方式的优化, 一方面满足乡村老年人日益增长的社交需要, 另一方面符合乡村老年人自身特点, 促进其社会参与和数字互动, 使生活更加丰富多彩, 提高生活满意度。由此可见, 社会网络对乡村老年人主观幸福感产生重要影响。根据以上分析, 本研究提出如下假说:

假说 2: 互联网使用通过增强社会网络来提升乡村老年人主观幸福感。

2 研究设计

2.1 数据来源

本文实证分析所使用的数据来自中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)2014 年和 2018 年 2 期数据。CFPS 由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)实施, 于 2010 年正式开展访问。CFPS 样本覆盖全国 25 个省份, 调查对象包含样本家户中的全部家庭成员。由于研究关注互联网使用对乡村老年人主观幸福感的影响, 因此本文在微观个体层面对此问题展开分析, 并将样本限定为乡村 60 岁及以上的老年人。经过筛选, 最终获得有效样本 3 016 个, 并在 2 期数据中均有出现^②。

2.2 变量定义

1) 被解释变量: 乡村老年人主观幸福感。在开展中国家庭追踪调查时, 受访者根据自身情况对问题“你觉得自己有多幸福?”在 0~10 分范围内打分。本文将受访者的主观幸福感分值作为衡量指标, 量化被解释变量, 分值越高, 乡村老年人主观幸福感越强。

2) 核心解释变量: 互联网使用。本文选取受访者是否使用互联网来刻画核心解释变量, 具体衡量标准在 2 期问卷中有所差异。其中, 2014 年根据问卷中的问题“你是否上网?”进行定义, 如果回答是, 则赋值 1, 视为使用了互联网; 如果回答否, 则赋值 0, 视为未使用互联网。2018 年根据问卷中的问题“是否使用移动设备, 比如手机、平板, 上网?”“是否使用电脑上网?”进行定义, 如果 2 个问题至少有 1 个回答是, 则

② 本文通过平衡面板数据探究乡村老年人的主观幸福感, 故保留 2 期数据中均出现的样本。

赋值 1, 视为使用了互联网; 如果 2 个问题都回答否, 则赋值 0, 视为未使用互联网.

3) 控制变量. 参考罗明忠等^[30]的研究, 本文设置个人、家庭、社会 3 个层面的控制变量. 其中, 个体层面控制性别、年龄、教育水平、婚姻状况、宗教信仰、养老保险和健康状况(性别、宗教信仰与养老保险指标采用 0~1 变量; 年龄与教育水平指标采用连续变量; 健康状况指标采用类别变量; 而婚姻状况的具体衡量标准是将受访者回答中的未婚、离婚、丧偶视为无配偶, 赋值 0, 将在婚、同居视为有配偶, 赋值 1). 家庭层面控制人口规模和收入情况, 用家庭人均纯收入作为家庭收入情况的衡量指标. 社会层面选取受访者对所在县(市)政府工作的评价和社会信任的感知情况. 考虑到不同地区经济、社会、文化可能对乡村老年人的主观幸福感产生影响, 本文设置虚拟变量控制地区固定效应和时间固定效应. 具体的变量定义如表 1 所示.

表 1 主要变量定义表

变量类型	变量名称	变量定义
被解释变量	主观幸福感	乡村老年人对自身幸福感的评价: 0~10 分赋值
核心解释变量	互联网使用	是否使用互联网: 1=是, 0=否
机制变量	社会网络	受访者对自身人缘关系的评价: 0~10 分赋值
控制变量	性别	1=男, 0=女
	年龄	单位: 岁
	教育水平	已完成的受教育年限(年)
	婚姻状况	是否有配偶: 1=是, 0=否
	宗教信仰	是否有宗教信仰: 1=是, 0=否
	养老保险	是否有养老保险: 1=是, 0=否
	健康状况	1=不健康, 2=一般, 3=比较健康, 4=很健康, 5=非常健康
	家庭人均纯收入	家庭人均纯收入(元)
	家庭人口规模	单位: 人
	政府工作	本县(市)政府工作评价: 1=比之前更糟了, 2=没有成绩, 3=没有多大成绩, 4=有一定成绩, 5=有很大成绩
工具变量	社会信任	1=信任, 0=不信任
	村庄其他个体互联网使用均值	受访者所在村庄内除受访者以外, 其他个体的互联网使用均值

考虑到变量之间可能存在多重共线性问题, 本文使用方差膨胀因子 (Variance Inflation Factor, VIF) 进行检验. 结果如表 2 所示, 各变量的 VIF 值均小于 10, 不存在多重共线性问题.

表 2 变量多重共线性检验

变量	VIF	$1/VIF$	变量	VIF	$1/VIF$
主观幸福感	1.370	0.730	养老保险	1.120	0.895
互联网使用	1.050	0.948	健康状况	1.080	0.924
社会网络	1.220	0.817	家庭人均纯收入	1.130	0.883
教育水平	1.310	0.764	家庭人口规模	1.070	0.936
性别	1.260	0.794	政府工作	1.050	0.955
年龄	1.380	0.722	社会信任	1.040	0.966
婚姻状况	1.190	0.842	村庄其他个体互联网使用均值	1.260	0.791
宗教信仰	1.020	0.981	平均值	1.170	

2.3 模型设定

由于本文的被解释变量属于有序离散变量, 故参考冷晨昕等^[23]的研究, 借助有序 Probit 回归模型估计

互联网使用对乡村老年人主观幸福感的影响. 基准回归模型具体设定为:

$$Happiness_{it}^* = \alpha_1 + \beta_1 Internet_{it} + \gamma_1 X_{it} + \epsilon_{it}$$

(1)

式(1)中, 被解释变量 $Happiness_{it}^*$ 表示乡村老年个体 i 在 t 年主观幸福感分值的潜变量; 核心解释变量 $Internet_{it}$ 表示乡村老年个体 i 在 t 年的互联网使用情况; X_{it} 为一系列控制变量; α_1 是常数项, β_1, γ_1 为待估计参数; ϵ_{it} 为误差项. 对于排序数据, 可通过潜变量法推导出最大似然估计量, 其选择规则如下所示.

$$Happiness_{it}^* = \begin{cases} 0 & Happiness_{it}^* \leq y_0 \\ 1 & y_0 < Happiness_{it}^* \leq y_1 \\ 2 & y_1 < Happiness_{it}^* \leq y_2 \\ \vdots & \\ 10 & y_9 < Happiness_{it}^* \leq y_{10} \end{cases}$$

(2)

式(2)中, 待估系数 $y_0 < y_1 < \dots < y_{10}$ 为切点, 当 $Happiness_{it}^*$ 小于 y_0 时, 主观幸福感分值最低 ($Happiness_{it} = 0$), 乡村老年人感到非常不幸福. 当 $Happiness_{it}^*$ 大于 y_0 小于 y_1 时, 乡村老年人感到不幸福 ($Happiness_{it} = 1$). 以此类推, 当 $Happiness_{it}^*$ 大于 y_9 时, 主观幸福感分值最高 ($Happiness_{it} = 10$), 乡村老年人感到非常幸福.

2.4 描述性统计

表 3 分别是全样本和各年分样本变量的描述性统计结果. 从表 3 中可以看出, 乡村老年人主观幸福感的平均值为 7.493, 靠近 10, 表明从整体来看乡村老年人主观上是比较幸福的. 然而, 受访者的互联网使用均值仅为 0.021, 表明仍有大量的乡村老年人未使用互联网, 需要采取一定的措施帮助老年人享受到数字红利, 而不是将该群体排斥在数字时代之外. 将 2014 年与 2018 年的乡村老年人样本进行比较, 发现无论是互联网使用情况还是个体主观幸福感都随着时间推移而增加, 尽管互联网使用人数在 2018 年仍然较少, 但增加态势非常明显.

表 3 主要变量描述性统计

变量	2014 年		2018 年		总体	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
主观幸福感	7.376	2.343	7.623	2.372	7.493	2.360
互联网使用	0.005	0.074	0.038	0.192	0.021	0.143
社会网络	7.374	1.957	7.342	2.244	7.359	2.097
性别	0.500	0.500	0.500	0.500	0.500	0.500
年龄	67.464	6.336	71.459	6.340	69.460	6.645
教育水平	3.132	3.833	3.209	3.845	3.170	3.839
婚姻状况	0.791	0.407	0.777	0.417	0.784	0.411
宗教信仰	0.015	0.123	0.040	0.197	0.027	0.161
养老保险	0.512	0.500	0.316	0.465	0.416	0.493
健康状况	2.429	1.258	2.340	1.286	2.384	1.273
家庭人均纯收入	8.491	1.200	8.997	1.055	8.744	1.158
家庭人口规模	4.225	2.171	3.993	2.190	4.109	2.183
政府工作	3.531	0.947	3.627	1.006	3.578	0.977
社会信任	0.524	0.500	0.578	0.494	0.550	0.498
村庄其他个体互联网使用均值	0.183	0.095	0.377	0.124	0.274	0.146

3 实证结果分析

3.1 基准回归

表 4 显示了基准回归估计结果.

表 4 互联网使用对乡村老年人主观幸福感的影响分析

	(1)	(2)	(3)
互联网使用	0.510** (0.201)	0.489** (0.202)	0.481** (0.202)
性别	−0.260*** (0.071)	−0.258*** (0.071)	−0.259*** (0.073)
年龄	0.018*** (0.006)	0.020*** (0.006)	0.019*** (0.007)
教育水平	0.037*** (0.008)	0.036*** (0.009)	0.037*** (0.009)
婚姻状况	0.285*** (0.094)	0.290*** (0.094)	0.304*** (0.097)
宗教信仰	0.520** (0.233)	0.515** (0.233)	0.489** (0.245)
养老保险	−0.071 (0.069)	−0.076 (0.069)	−0.109 (0.071)
健康状况	0.196*** (0.027)	0.195*** (0.027)	0.184*** (0.028)
家庭人均纯收入		0.038 (0.026)	0.028 (0.026)
家庭人口规模		0.004 (0.014)	0.003 (0.015)
政府工作			0.096*** (0.037)
社会信任			0.103 (0.067)
地区虚拟变量	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.032	0.032	0.036
Wald 卡方值	134.290***	138.330***	141.940***
观测值	1 113	1 113	1 051

注：括号内为稳健标准误，*，**，*** 分别表示 $p<10\%$ ， $p<5\%$ ， $p<1\%$ 水平差异具有统计学意义。

表 4 中,在同时控制地区虚拟变量和年份虚拟变量之外,回归(1)、回归(2)、回归(3)逐步控制个体层面、家庭层面、社会层面可能对估计结果造成影响的变量.整体来看,Oprobit 模型运行良好,Wald 卡方值均通过了 $p<1\%$ 水平上的显著性检验.在逐步增加控制变量的过程中,互联网使用对乡村老年人主观幸福感的影响系数均显著为正,表明互联网使用有助于提高乡村老年人的主观幸福感.互联网使用率越高,乡村老年人主观幸福感提升的可能性越大,本文假说 1 得到验证.

本文进一步考察互联网对乡村老年人主观幸福感的边际效应,结果如表 5 所示.由表 5 可以发现,互联网使用率提高 1%,乡村老年人主观幸福感分值为 0,1,2,3,4,5,6,7 的概率分别下降 1.4%,0.8%,1.0%,2.6%,1.7%,8.6%,1.7%,1.2%;乡村老年人主观幸福感分值为 8,9,10 的概率分别上升 1.5%,1.7%,15.9%.综合来看,互联网使用会使乡村老年人感到不幸福的概率下降,感到幸福的概率上升,故当其感到非常不幸福时,使用互联网可以大大提高其主观幸福感.由此可见,互联网使用有利于缓解乡村老年人的情感孤寂问题.

表 5 互联网使用对乡村老年人主观幸福感影响的边际效用

互联网使用		互联网使用		互联网使用	
主观幸福感为“0”	-0.014** (0.007)	主观幸福感为“4”	-0.017** (0.008)	主观幸福感为“8”	0.015** (0.007)
主观幸福感为“1”	-0.008* (0.004)	主观幸福感为“5”	-0.086** (0.037)	主观幸福感为“9”	0.017** (0.008)
主观幸福感为“2”	-0.010** (0.005)	主观幸福感为“6”	-0.017** (0.007)	主观幸福感为“10”	0.159** (0.067)
主观幸福感为“3”	-0.026** (0.012)	主观幸福感为“7”	-0.012** (0.005)	观测值	1 051

注:括号内为稳健标准误,*,**,***分别表示 $p<10\%$, $p<5\%$, $p<1\%$ 水平差异具有统计学意义.

3.2 内生性检验

尽管基准回归结果显示,互联网使用与乡村老年人主观幸福感之间存在高度相关关系,但可能存在因遗漏变量和双向因果而产生的内生性问题.因为主观幸福感是一种个体感受,非常容易受到各种行为和情景的影响,这些影响因素难以被全面观察和测度,不可避免地产生遗漏变量的内生性问题.同时,当乡村老年人意识到通过使用互联网可以增加幸福感时,会加大互联网使用力度,造成双向因果的内生性问题.为此,本文借鉴罗明忠等^[30]的研究,选择使用“村庄其他个体的互联网使用均值”作为工具变量,并利用条件混合过程方法(CMP)对模型进行重新估计.由于乡村是一个熟人社会,“同伴效应”普遍存在,受访者的网络使用情况会受到“村庄其他个体的互联网使用均值”的影响,符合工具变量的相关性原则.同时,“村庄其他个体的互联网使用均值”属于村庄层面的观测变量,乡村老年人的主观幸福感属于微观个体层面的观测变量,二者之间没有必然的直接联系,村庄平均互联网使用情况很难直接影响老年个体的主观幸福感,符合工具变量的外生性要求.

表 6 为 CMP 估计得到的结果,其中(1)、(2)、(3)依次加入个体层面、家庭层面、社会层面的控制变量进行回归.第一阶段回归结果均显示工具变量系数通过了 $p<1\%$ 的显著性检验,表明“村庄其他个体的互

联网使用均值”与该个体的互联网使用情况呈显著正相关，满足工具变量相关性条件。同时，内生性检验参数 $Atanhrho_12$ 在 $p<1\%$ 水平上显著，说明互联网使用是内生解释变量，CMP 估计结果比 Oprobit 模型结果更准确。第二阶段回归结果显示，在考虑了内生性问题后互联网使用仍然对乡村老年人主观幸福感具有显著的促进作用。

表 6 互联网使用对乡村老年人主观幸福感影响的内生性检验

	(1)		(2)		(3)	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
互联网使用		1.814*** (0.385)		1.985*** (0.229)		1.903*** (0.241)
村庄其他个体的互联网使用均值	2.694*** (0.798)		3.401*** (0.893)		3.682*** (0.966)	
Atanhrho_12		-0.803*** (0.316)		-1.211*** (0.275)		-1.135*** (0.270)
个体控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭控制变量			控制	控制	控制	控制
社会控制变量					控制	控制
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 116		1 116		1 051	

注：括号内为稳健标准误，*，**，*** 分别表示 $p<10\%$ ， $p<5\%$ ， $p<1\%$ 水平差异具有统计学意义。

3.3 稳健性检验

为使实证结论具有稳健性，本研究进一步采用如下 3 种方法。

1) 替换被解释变量。为进一步检验乡村老年人互联网使用行为对其主观幸福感影响结果的稳健性，本文效仿周烁等^[31]学者的做法，构造衡量主观幸福感的另一个指标，即 Happiness1。依据问卷中的问题“您觉得自己有多幸福”，当受访者相应年份的幸福感高于当年的平均值时认为其幸福感水平较高，赋值为 1，反之为 0。此时，由于解释变量与被解释变量均为二值变量，故使用 Probit 模型进行回归。表 7(1)是用重新构造的主观幸福感指标进行 Probit 回归的结果，互联网使用系数仍然为正，且通过了 $p<1\%$ 的统计性水平检验，表明互联网使用对乡村老年人主观幸福感产生显著正向影响。

2) 更换研究模型。本文将有序 Probit 模型替换为有序 Logit 模型后，再次检验互联网使用对乡村老年人主观幸福感的影响，结果见表 7(2)。研究发现，更换模型后互联网使用仍然有助于提高乡村老年人主观幸福感，表明互联网在乡村老年群体中形成的福祉效应稳健、可信。

3) 增加样本量。为使结论更加可信，本文增加 2016 年乡村老年人样本，利用 3 期面板数据进行回归。由于 2016 年乡村老年人主观幸福感数据筛选后异常，而生活满意度和工作满意度是幸福感的 2 个重要组成部分^[22]，故将相应个体的生活满意度和工作满意度进行加总，衡量其主观幸福感。具体的回归结果如表 7(3)所示，互联网使用仍然显著促进乡村老年人主观幸福感。

表 7 互联网使用对农村老年人主观幸福感影响的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
	Probit 模型	Ologit 模型	Oprobit 模型
互联网使用	0.949*** (0.335)	0.718** (0.344)	0.464** (0.201)
性别	−0.250*** (0.089)	−0.434*** (0.126)	−0.114* (0.063)
年龄	0.027*** (0.008)	0.033*** (0.011)	−0.001 (0.006)
教育水平	0.039*** (0.012)	0.060*** (0.015)	0.026*** (0.008)
婚姻状况	0.358*** (0.113)	0.538*** (0.174)	0.397*** (0.082)
宗教信仰	0.496* (0.273)	0.919** (0.381)	0.378** (0.193)
养老保险	−0.078 (0.087)	−0.184 (0.122)	−0.062 (0.059)
健康状况	0.173*** (0.031)	0.308*** (0.048)	0.183*** (0.023)
家庭人均纯收入	0.054 (0.033)	0.053 (0.045)	0.049* (0.026)
家庭人口规模	0.021 (0.019)	0.010 (0.025)	0.012 (0.012)
政府工作	0.112*** (0.041)	0.177*** (0.065)	0.120*** (0.032)
社会信任	0.084 (0.082)	0.157 (0.116)	0.019 (0.058)
地区虚拟变量	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
Pseudo R ²	0.083	0.036	0.033
Wald 卡方值	114.540***	135.070***	181.320***
观测值	1 051	1 051	1 412

注：括号内为稳健标准误，*，**，*** 分别表示 $p<10\%$ ， $p<5\%$ ， $p<1\%$ 水平差异具有统计学意义。

4 机制检验与异质性分析

4.1 机制检验

前面已经证实互联网使用能够促进乡村老年人主观幸福感. 那么, 互联网通过何种机制影响乡村老年人的主观幸福感呢? 随着乡村数字化建设的不断深入, 互联网深刻影响着人们的行为与情感. 对于老年群体而言, 使用互联网一方面可以增强与子女、亲戚之间的交流, 加强与朋友、邻居之间的沟通, 恢复与失联友人之间的往来, 巩固原有的社会网络; 另一方面互联网突破社交圈层, 提供多元化交友平台, 促进乡村老年群体与不同年龄段、不同类型人士的交流联系, 拓展全新的社会网络. 已有研究证实, 社会网络^[32-34]是影响乡村老年人主观幸福感的重要因素. 故探讨使用互联网能否通过增强社会网络来提升乡村老年人主观幸福感, 可以反映互联网对乡村老年群体精神生活的赋能作用, 彰显互联网的福祉效应.

社会网络即社会关系网络, 在本质上是以为人核心并围绕其展开各种社会关系的总和^[35], 本文采用 CFPS 数据库中“您人缘关系有多好”作为代理变量来衡量社会网络. 为分析互联网使用对乡村老年人主观幸福感的影响路径, 借鉴罗明忠等^[30]的研究方法, 采用逐步回归进行检验, 模型设定为:

$$SC_{it} = \alpha_2 + \beta_2 Internet_{it} + \gamma_2 X_{it} + \epsilon_{it}$$

$$Happiness_{it} = \alpha_3 + \beta_3 Internet_{it} + \beta_4 SC_{it} + \gamma_3 X_{it} + \epsilon_{it}$$

式(3)、式(4)中, SC_{it} 表示乡村老年人 i 在 t 年的社会网络, $Internet_{it}$ 表示乡村老年人 i 在 t 年的互联网使用情况, $Happiness_{it}$ 表示乡村老年个体 i 在 t 年的主观幸福感, X_{it} 为一系列控制变量, α, β, γ 均为待估计系数, ϵ_{it} 为误差项.

由于中介变量和被解释变量均为离散型排序变量, 故运用 Oprobit 模型对式(1)、式(3)、式(4)分别进行回归, 具体回归结果见表 8. 其中, 表 8(1)展示了互联网使用对乡村老年人主观幸福感的影响, 表 8(2)展示了互联网使用对乡村老年人社会网络的影响, 表 8(3)展示了互联网使用和社会网络对乡村老年人主观幸福感的影响. 3 次结果显示, 互联网使用对乡村老年人主观幸福感和社会网络的影响均显著为正, 社会网络对乡村老年人主观幸福感的影响显著为正, 互联网使用对乡村老年人主观幸福感的影响在控制社会网络这一机制变量后依然显著为正, 说明互联网使用的确通过增强乡村老年人的社会网络提升了其主观幸福感, 假说 2 得到证实.

表 8 互联网使用对乡村老年人主观幸福感影响的机制分析

	(1)	(2)	(3)
	主观幸福感	社会网络	主观幸福感
互联网使用	0.481** (0.202)	0.400* (0.205)	0.353* (0.192)
社会网络			0.221*** (0.021)
性别	-0.259*** (0.074)	-0.153** (0.071)	-0.218*** (0.073)

续表 8

	(1)	(2)	(3)
	主观幸福感	社会网络	主观幸福感
年龄	0.019*** (0.007)	0.006 (0.006)	0.018*** (0.007)
教育水平	0.037*** (0.009)	0.011 (0.009)	0.035*** (0.009)
婚姻状况	0.304*** (0.097)	0.022 (0.098)	0.322*** (0.098)
宗教信仰	0.489** (0.245)	0.337 (0.222)	0.384 (0.250)
养老保险	−0.109 (0.071)	0.015 (0.068)	−0.116* (0.070)
健康状况	0.184*** (0.028)	0.051* (0.027)	0.184*** (0.028)
家庭人均纯收入	0.028 (0.026)	−0.003 (0.026)	0.032 (0.027)
家庭人口规模	0.003 (0.015)	−0.008 (0.015)	0.006 (0.015)
政府工作	0.096*** (0.037)	0.056 (0.036)	0.081** (0.038)
社会信任	0.103 (0.067)	0.129* (0.066)	0.056 (0.068)
地区虚拟变量	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
Pseudo R ²	0.036	0.008	0.083
Wald 卡方值	141.940***	31.850***	255.320***
观测值	1 051	1 049	1 049

注：括号内为稳健标准误，*，**，*** 分别表示 $p<10\%$ ， $p<5\%$ ， $p<1\%$ 水平差异具有统计学意义。

4.2 异质性分析

为进一步考察互联网使用对乡村老年人主观幸福感的异质性影响，深入分析不同区域、子女是否在身边、的乡村老年人互联网使用情况及其所带来的幸福效应，本文将样本按照所在区域、子女是否在身边进行分组回归。其中，对省份变量进行东部与中西部划分，同时以秦岭、淮河为界划分南部与北部；用CFPS家庭关系数据库中“子女是否在家”来衡量子女是否在老年人身边，当没有一个子女在家时赋值 0，反之赋值 1。具体的异质性回归结果见表 9。

表 9 地区异质性与子女陪伴异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部地区	中西部地区	北部地区	南部地区	有子女在身边	无子女在身边
互联网使用	0.273 (0.234)	0.884*** (0.342)	0.827*** (0.271)	0.416 (0.290)	0.521 (0.375)	0.449* (0.238)
性别	-0.306*** (0.111)	-0.223** (0.099)	-0.102 (0.091)	-0.460*** (0.129)	-0.067 (0.107)	-0.334*** (0.104)
年龄	0.033*** (0.010)	0.008 (0.009)	0.029*** (0.008)	0.012 (0.011)	0.020** (0.009)	0.015 (0.009)
教育水平	0.047*** (0.014)	0.033*** (0.012)	0.037*** (0.011)	0.019 (0.016)	0.030** (0.013)	0.038*** (0.012)
婚姻状况	0.222 (0.149)	0.423*** (0.130)	0.312** (0.134)	0.282* (0.149)	0.242* (0.139)	0.220 (0.150)
宗教信仰	0.667 (0.468)	0.414 (0.297)	0.752*** (0.269)	0.059 (0.442)	0.858** (0.342)	0.197 (0.322)
养老保险	-0.036 (0.113)	-0.223** (0.092)	-0.113 (0.092)	-0.081 (0.110)	-0.156 (0.106)	-0.097 (0.101)
健康状况	0.199*** (0.043)	0.176*** (0.036)	0.156*** (0.034)	0.225*** (0.047)	0.133*** (0.042)	0.216*** (0.037)
家庭人均纯收入	0.037 (0.038)	0.036 (0.039)	0.011 (0.031)	0.142*** (0.045)	0.097* (0.050)	0.020 (0.030)
家庭人口规模	-0.038 (0.025)	0.019 (0.018)	-0.015 (0.020)	0.032 (0.022)	0.052** (0.025)	-0.053* (0.027)
政府工作	0.145*** (0.056)	0.035 (0.050)	0.055 (0.046)	0.198*** (0.068)	0.120** (0.054)	0.060 (0.053)
社会信任	0.045 (0.101)	0.143 (0.090)	0.033 (0.087)	0.238** (0.108)	0.118 (0.103)	0.122 (0.091)
地区虚拟变量	否	否	否	否	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.045	0.033	0.038	0.045	0.037	0.043
Wald 卡方值	82.190***	71.270***	84.820***	75.940***	64.320***	85.810***
观测值	467	584	663	388	450	579

注：括号内为稳健标准误，*，**，*** 分别表示 $p<10\%$ ， $p<5\%$ ， $p<1\%$ 水平差异具有统计学意义。

① 互联网使用对中西部乡村老年人的主观幸福感产生显著正向影响，而对东部乡村老年人主观幸福感的影响未通过显著性检验。可能的原因是东部地区经济发展速度较快，互联网早已成为人们生产生活的

一部分,互联网所带来的效用随着东部地区普遍化使用逐渐减弱;而中西部地区经济发展较为滞后,信息化基础设施建设相对薄弱,加之村庄空心化严重,使用互联网对于中西部乡村老年人而言能够获取大量的信息资源、加强代际沟通、促进社会参与等,大大提升了他们的主观幸福感。② 北部乡村老年人使用互联网的行为对其主观幸福感的影响为正且在 $p<1\%$ 水平上显著,而南部乡村老年人使用互联网对其主观幸福感的影响未通过显著性检验,这种现象可能是由于南、北方人文差异所致。自古以来,我国就有南经北政的说法,北方军事、政治活动活跃,南方经济、文化产业发达。进入近现代后,我国东南沿海首先引入西方的科学文化,促使南方经济飞速发展,南方在经济文化方面的优势不断增强^[36]。在这种情况下,北方乡村老年人的精神文化需求更加强烈,互联网产生了显著的福祉效应。③ 对于无子女在身边的乡村老年人,互联网使用的回归系数显著为正,但有子女在身边的乡村老年人使用互联网对其主观幸福感的影响并不显著。出现这种差异化现象的原因可能是,有子女在身边的乡村老年人获得来自子女的情感关怀,精神世界并不匮乏;而无子女陪伴在身边的老年人独自承受着留守带来的孤寂,只能通过使用互联网与子女和外界联系,舒缓消极情绪,丰富精神生活。

5 讨论

本文通过微观数据实证检验了互联网使用对乡村老年群体主观幸福感的促进作用,即随着乡村老年人互联网使用率提高,其主观幸福感上升。但当使用率增加时,使用时长也会相应增加,从而可能产生老年人网瘾。如果老年人过度沉迷于网络,会减少与现实世界的交流互动,导致其社会网络遭到破坏,情感交流渠道出现断裂,严重影响个体健康。艾媒咨询《2021 年中老年群体触网行为研究报告》指出,全国网民日均上网时长 3.74 h,其中 51% 的中老年群体日均上网时长超过 4 h。随着中老年群体日均上网时长超过全国平均水平,老年人网瘾问题可能已经形成。数据显示,我国部分老年人日均在线时间超过 10 h,银发族正在成为新一代“网瘾人群”。在全民上网时代,网瘾不再是年轻人的专属。

“网瘾群体”呈现出老龄化趋势,既是社会发展变化的必然结果,也是个体认知退化的重要体现,更是老年人精神需求与年轻人时间陪伴不匹配的结果。① 技术的普及改变老年人生活方式。在数字化时代,手机等移动端上网十分简单便捷,老年人足不出户就能通过网络购买日常消费品和服务,老年人的各种需求均可通过互联网得到满足。② 认知退化导致触网老人沉迷网络。由于身体老化,老年人出现不可逆的器质性精神障碍,导致其意志薄弱。面对虚拟世界的各种诱惑,老年人很难抵抗,容易陷入网络为其编制的“茧房”中,产生网瘾。③ 精神世界匮乏促使老年人依恋网络。老年人退出劳动市场后社交范围逐渐缩小,但其精神需求并未减少。由于年轻人忙于工作,无法提供足够的陪伴与支持,导致老年人价值感、意义感、快乐感缺失。而互联网带给老年人现实中无法拥有的精神粮食,因此部分老年人上网成瘾。

截至 2020 年 12 月,我国 60 岁及以上群体互联网普及率为 38.6%,表明未触网的老年人依然是多数。《城乡老年人数字素养差异调研报告》显示,有近三成受访者“怕”使用智能手机,超 8 成受访者反映曾因沉迷于手机而影响生活。面对数字技术,乡村老年人一方面畏惧,另一方面沉湎。针对这种情况,不能一刀切式对待,需要对乡村老年人按照“数字鸿沟—老年人网瘾”标准进行梯度划分,整合“政府、市场、社区、家庭”等多方资源,对各梯度老年人实施个性化指导与帮扶。本文由于数据限制,无法对互联网使用时长与乡

村老年人主观幸福感之间的关系和影响路径进行实证研究, 希望未来能够在相关数据的支撑下进一步证实互联网使用背后隐藏的乡村老年人网瘾风险, 探究互联网使用时长对乡村老年人主观幸福感的影响及其路径, 进而得出科学性结论与合理性建议, 以期有效引导乡村老年人科学用网、健康上网。

6 研究结论与启示

随着数字乡村建设逐步深入和老龄化程度不断加深, 如何让数字技术为乡村老年群体的精神文化生活持续赋能成为目前亟待解决的问题。本文运用 2014 年和 2018 年的 CFPS 数据, 实证分析互联网使用对乡村老年人主观幸福感的影响。结果显示: ① 互联网使用有助于提升乡村老年人主观幸福感, 在经过内生性和稳健性检验后, 上述结论依然成立。② 分样本研究发现, 互联网使用对中西部地区、北部地区以及无子女在身边的乡村老年人主观幸福感产生显著正向影响。③ 互联网使用通过增强社会网络, 提升乡村老年人的主观幸福感。基于以上结论, 本文得出如下启示:

1) 推进数字乡村建设, 重视适老化改造, 提升互联网对老年群体的福祉效应。① 在全国范围内继续深化数字乡村建设, 并适当对中西部、北部地区进行资源倾斜, 不断加快乡村网络基础设施建设, 缩小城乡差距, 满足乡村老年人“用得上”互联网的需求。② 进行适老化技术改造, 创新数字应用模式, 帮助乡村老年人实现数字融入。一方面针对老年人特征设计操作简单的程序软件, 推出满足老年人需求的个性化产品; 另一方面采取必要措施预防老年人网瘾, 比如设定老年人上网模式或上网时间。③ 专门针对乡村老年群体进行互联网知识普及教育, 满足其“用得来”互联网的需求。一方面通过宣传教育转变老年人传统观念, 促使其形成使用互联网的内在动机; 另一方面设立专项培训资金, 定期开设数字设备公益课程, 帮助老年人学会操作常用软件和设备。

2) 推进积极的老龄化战略, 优化互联网使用, 帮助乡村老年人共享数字红利。① 在全社会树立积极的老龄观, 正视银龄价值, 开发老年资源, 打造老年友好型社会。一方面企业设置老年就业岗位, 招收有能力有意愿再就业的乡村老年人, 帮助其增收; 另一方面公益组织开设慰问关怀活动, 为无子女在身边的乡村老年人提供精神关怀和技术帮扶。② 通过村级广播、宣传栏、院坝会议等多种途径对乡村老年群体的互联网使用安全进行宣传教育, 尤其是重点普及防范针对老年群体特性开展的网络诈骗, 增强乡村老年群体的安全意识。③ 引导乡村老年人有序参与互联网, 进行理性网络消费和健康网络娱乐, 推动其与现代市场有效衔接, 实现数字红利全面共享。

3) 推动乡村老年人多元社交, 丰富其社会网络, 化解其留守孤寂。① 加强乡村老年人社交频次, 促进其社会参与。一方面要打造优秀民风、良好家风, 为乡村老年人提供良好的社交氛围; 另一方面要本着贴近生活、贴近现实、贴近需求的原则, 为乡村老年群体开展形式多样、内容适宜的文体活动。② 拓展乡村老年人社交范围, 丰富其闲暇时光。一方面要建设方便实用、小型多样、功能配套的活动场所, 扩大乡村老年群体的精神生活平台; 另一方面要与各类组织通力合作, 开展跨领域、跨地域、跨职业、跨年龄的社交活动。③ 转变乡村老年人社交方式, 满足其精神需求。一方面运用互联网的实时性, 建立线上交流平台, 加强乡村老年人与外界的联系; 另一方面运用互联网信息收集与传播功能, 通过短视频平台和公众号等途径为乡村老年群体的精神世界提供足够的养料, 创造乡村精神绿洲。

参考文献:

- [1] 陈潭,王鹏.信息鸿沟与数字乡村建设的实践症候[J].电子政务,2020(12):2-12.
- [2] 朱晓哲,马恒运.基于注意力经济学的乡村产业振兴与要素流动关系研究[J].河南农业大学学报,2023,57(4):685-694.
- [3] 梁雅楠,张成.人口老龄化、数字经济与我国产业结构优化[J].经济问题探索,2022(12):114-131.
- [4] 张进,马月婷.主观幸福感概念、测量及其与工作效能变量的关系[J].中国软科学,2007(5):60-68.
- [5] 朱浚溢.中国人的主观幸福感:特征、来源与测量的研究[D].苏州:苏州大学,2014.
- [6] 蒋怀滨,林良章.老年人主观幸福感的影响因素及其调适的调查研究[J].中国老年学杂志,2008,28(24):2461-2462.
- [7] ALESINA A, DI TELLA R, MACCULLOCH R. Inequality and Happiness: Are Europeans and Americans Different? [J]. Journal of Public Economics, 2004, 88(9/10): 2009-2042.
- [8] 郑宏志,陈功香.社会支持对老年人主观幸福感的影响[J].济南大学学报(社会科学版),2005,15(5):83-85.
- [9] EASTERLIN R A, MCVEY L A, SWITEK M, et al. The Happiness-Income Paradox Revisited [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 2010, 107(52): 22463-22468.
- [10] 赵一凡.乡村振兴背景下互联网使用与农村居民生活福祉——基于CFPS面板数据的实证研究[J].江汉学术,2021,40(5):5-15.
- [11] CZERNICH N, FALCK O, KRETSCHMER T, et al. Broadband Infrastructure and Economic Growth [J]. The Economic Journal, 2011, 121(552): 505-532.
- [12] 荆蕙兰,邹璐.乡村生态环境治理共同体的审视与构建——以山东省为例[J].烟台大学学报(哲学社会科学版),2022,35(5):109-116.
- [13] 李丽丽.“互联网+”背景下河北省乡村文化振兴模式与实施路径[J].农村经济与科技,2022,33(2):229-232.
- [14] BAO T, LIANG B, RIYANTO Y E. Unpacking the Negative Welfare Effect of Social Media: Evidence from a Large Scale Nationally Representative Time-Use Survey in China [J]. China Economic Review, 2021, 69: 101650.
- [15] 马俊龙,宁光杰.互联网与中国农村劳动力非农就业[J].财经科学,2017(7):50-63.
- [16] 刘晓倩,韩青.农村居民互联网使用对收入的影响及其机理——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据[J].农业技术经济,2018(9):123-134.
- [17] 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.
- [18] 汪连杰.互联网使用、闲暇偏好与农村居民幸福感——基于性别差异视角的分析[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2018(4):26-34.
- [19] KRAUT R, BURKE M. Internet Use and Psychological Well-being [J]. Communications of the ACM, 2015, 58(12): 94-100.
- [20] 王伟同,周佳音.互联网与社会信任:微观证据与影响机制[J].财贸经济,2019,40(10):111-125.
- [21] 甘小立,汪前元.互联网使用能提高农村居民幸福感吗?——基于信息获取视角的一个实证检验[J].产经评论,2021,12(4):129-142.

[22] 周烁, 张文韬. 互联网使用的主观福利效应分析 [J]. 经济研究, 2021, 56(9): 158-174.

[23] 冷晨昕, 祝仲坤. 互联网对农村居民的幸福效应研究 [J]. 南方经济, 2018(8): 107-127.

[24] 陈鑫, 杨红燕. 互联网对农村居民主观幸福感的影响及作用机制分析 [J]. 农林经济管理学报, 2021, 20(2): 267-276.

[25] 许海平, 黄雅雯, 刘玲. 互联网使用、疏离感与农村居民幸福感——基于 CGSS 的微观经验证据 [J]. 海南大学学报(人文社会科学版), 2021, 39(6): 86-94.

[26] 姜兰, 侯婕. “使用与满足”理论视域下高校图书馆新媒体阅读推广的实证研究 [J]. 情报科学, 2019, 37(4): 125-129.

[27] 熊承清, 许远理. 主观幸福感三成分结构的结构方程模型分析 [J]. 信阳师范学院学报(哲学社会科学版), 2019, 39(2): 82-88.

[28] 杨志海. 老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为——来自长江流域六省农户数据的验证 [J]. 中国农村观察, 2018(4): 44-58.

[29] 徐圣翔, 刘传江. 社会网络、互联网使用与农村居民幸福感 [J]. 调研世界, 2022(6): 53-61.

[30] 罗明忠, 刘子玉. 互联网使用、阶层认同与农村居民幸福感 [J]. 中国农村经济, 2022(8): 114-131.

[31] 周烁, 金星晔, 伏霖, 等. 幸福经济学视角下的居民创业行为: 来自中国的经验发现 [J]. 世界经济, 2020, 43(3): 26-45.

[32] 王红. 中国老年人主观幸福感研究: 缘起、现状与方向 [J]. 西北人口, 2015, 36(1): 62-66.

[33] 张彤进, 万广华. 机会不均等、社会资本与农民主观幸福感——基于 CGSS 数据的实证分析 [J]. 上海财经大学学报, 2020, 22(5): 94-108.

[34] 张景娜, 张雪凯. 互联网使用对农地转出决策的影响及机制研究——来自 CFPS 的微观证据 [J]. 中国农村经济, 2020(3): 57-77.

[35] 袁嘉晨. 社会网络对农户生计策略选择的影响研究 [D]. 武汉: 华中农业大学, 2022.

[36] 周静. 趣谈我国的南北差异 [J]. 今日科苑, 2011(2): 88-89.

责任编辑 夏娟