

# 互联网使用、阶层认同与农村居民幸福感\*

罗明忠 刘子玉

**摘要：**本文利用2019年中国社会状况综合调查（CSS2019）数据，对7031个农村居民样本的幸福感水平进行多维刻画，运用OLS方法和中介效应模型，实证检验互联网使用对农村居民幸福感的影响及其作用机制。结果表明，互联网使用显著提升了农村居民幸福感水平。相较于未使用互联网的农村居民，使用互联网的农村居民幸福感水平高0.138个单位。利用工具变量法再检验后，结论仍然稳健。机制检验表明，互联网使用通过阶层认同提升农村居民幸福感。进一步分析发现，使用互联网浏览信息、娱乐休闲和开展商务活动的频率对农村居民幸福感具有显著正向影响，其中，线上商务活动频率对农村居民幸福感影响最大。在不区分上网活动目的时，互联网使用对农村居民幸福感的提升效应在男性和具有较高人力资本的群体中表现更为明显。区分上网活动用途后发现，女性群体使用互联网浏览信息的频率越高，其幸福感的提升越明显；具有较低人力资本的群体线上娱乐休闲的频率越高，其幸福感的提升越明显。

**关键词：**数字技术 农村居民 幸福感 社会经济地位

**中图分类号：**F323.8 **文献标识码：**A

## 一、问题提出

为人民谋幸福是中国共产党不变的初心，也是新时代推动共同富裕的核心目标。“如何增进幸福感”不仅是社会各界关注的重点，而且是幸福经济学研究的一个重要话题。有研究表明，中国人的幸福感并未随着经济高速增长而显著提升（Easterlin et al., 2012；周绍杰等，2015）。这意味着经济增长与居民幸福感水平的转化，不是无条件和必然的，研究居民幸福感还应关注其他影响因素。目前中国已成为世界公认的网络和数字化大国，农村实现“村村通宽带”，农村和城市“同网同速”，农村居民的互联网可及性大幅度提升。互联网的普及深度重构了农村社会生产生活方式和收入结构，无可避免地改变着农村居民的生活乃至情感，也必然会对农村居民幸福感产生影响（Bao et al., 2021）。已有研究认为，互联网的生产性使用和生活性使用均能提升农村居民幸福感（张京京和刘同山，2020）。

\*本文研究受国家自然科学基金面上项目“互联网信息、社会网甄别与耕地质量保护技术采纳——以南方稻农为例”（72173047）、广东省自然科学基金项目“社会化服务视角下小农户与现代农业发展的融合：作用机理与路径”（2020A1515011202）资助。感谢匿名审稿专家提出的建设性意见。作者文责自负。

互联网使用可触发农民创业新契机（张文武，2021）、丰富农村居民生活方式（彭希哲等，2019），且这一积极影响对掌握互联网技能的农村居民更为明显（邱泽奇和乔天宇，2021）。互联网使用通过提升社会信任水平（王伟同和周佳音，2019）、拓展社会网络（罗明忠和刘子玉，2022）、提高工作能力和工作灵活性（周烁和张文韬，2021）等作用机制，增进农村居民幸福感。可见，在互联网已全面渗透到农村的时代背景下，互联网使用成为影响农村居民幸福感不可或缺的因素，但已有研究对互联网影响农村居民幸福感的作用机制及异质性影响的分析仍不充分。

既往关于幸福感的研究涉及哲学、心理学、经济学和社会学等众多学科，主要关注幸福感的内涵及其影响因素。幸福感的哲学起源可追溯到古希腊时代，主要有阿里斯底波（Aristippus）哲学的快乐论（hedonic）及亚里士多德学派（Aristotelian）的实现论（eudemonia）两大流派。进入20世纪中期，有关幸福的争论由哲学转到心理学，并以1967年威尔逊（Wanner Wilson）撰写的《自称幸福感的相关因素》为标志，心理学对幸福感的研究开始纳入实证研究科学范畴，并且归纳出幸福感的三个组成成分：生活满意度、正向情感和缺乏负向情感（Andrews and McKennell, 1980）。多学科视角的互补与交融，统合而成幸福感的总体概念：幸福感是国家与社会民生发展的重要衡量指标，是由情感、认知组成的情绪体验，指人们基于生活状况，按照个体设置的标准进行综合性评价而产生的主观愉悦情绪（Diener, 2000）。

与此同时，经济学领域的学者们对幸福感的影响因素及其幸福效应进行了较为丰富的阐释。一部分文献重点关注影响幸福感的经济因素，如收入水平、消费、通货膨胀和房价等。其中，收入一直是研究重点，并出现了绝对收入论、相对收入论和收入不平等论等多种分析视角（吴菲和王俊秀，2017；杨晶等，2019）。“伊斯特林悖论”指出，收入与幸福感之间呈现正向关联，但幸福感不一定随着收入的增长而得到同步提升（Easterlin et al., 2010）。“是否存在‘伊斯特林悖论’”成为中国幸福感研究的重要视角，丰富了中国情境下收入与幸福感关系的研究，并得到不少颇具启发意义的结论：第一，绝对收入对幸福感存在正向影响，有助于满足个体的基本生理需求。因此，绝对收入是影响幸福感的主要因素之一（Veenhoven, 1991）。第二，相对收入对幸福感的影响大于绝对收入，个体幸福感很大程度上依赖于其参照群体的相对收入水平（吴菲和王俊秀，2017）。第三，“隧道效应”<sup>①</sup>和“攀比效应”叠加决定了收入不平等对幸福感的最终影响（邢占军，2011；马万超等，2018）。收入差距扩大时，高收入者让低收入者产生更好的收入预期，形成“隧道效应”，促进其幸福感提升。但社会平均收入水平的上升则可能会引发“攀比效应”，抑制幸福感的提升。另一部分文献主要关注影响幸福感的非经济因素，如社会保险、公平与效率、村庄民主和环境污染等外在环境因素（陈前恒等，2014；程名望和华汉阳，2020；孙大鹏等，2022）和性别、年龄、教育程度、健康状况、婚姻状况、子女情况和非农就业等个体及家庭内在特征因素（Chapman and Guven, 2016；陆方文等，2017；罗明忠和项巧赞，2021）。同时，也有文献关注幸福感对个体的行为效应，认为幸福感对个人的消费储蓄、就业

<sup>①</sup>“隧道效应”（tunnel effect）最初由 Hirschman and Rothschild（1973）提出，指在拥堵的隧道中，当你看到前面的车辆开动时，虽然你与他们的距离拉大，但是你意识到自己的车子不久也能开动，反而会感到高兴。

创业和隐性再就业等具有促进效应（Güven, 2012; 李树和于文超, 2020），并对个人工作效率等有重要影响（黄亮和彭璧玉, 2015）。

已有文献围绕幸福感的理论内涵、影响因素及其影响效应等进行了较为丰富的研究，为后续研究奠定了理论基础和分析依据。但在互联网已渗透到农村，无可避免地影响农村居民生产生活的时代背景下，互联网使用对农村居民幸福感的影响及其阶层认同作用机制，还需要进一步以经验证据予以分析。同时，既往研究对幸福感的测度大多采取单一变量法，容易导致较大的测量误差。鉴于此，本文在理论分析的基础上，使用2019年中国社会状况综合调查（CSS2019）数据，实证检验互联网使用对农村居民幸福感的影响及其作用机制，并对其影响效果的异质性特征加以检验。本文可能的边际贡献是：首先，将生活多维满意度纳入幸福感分析框架，对幸福感进行更为细致的刻画。其次，为互联网使用影响农村居民幸福感的作用机制提供了新的经验证据。不同于已有研究将社会资本、信息获取等作为中间传导机制，本文分析了互联网使用对农村居民幸福感影响的阶层认同作用机制，为进一步理解互联网使用和农村居民幸福感之间的关系提供了新的经验证据。最后，本文进一步探究上网活动用途及其使用频率对农村居民幸福感的异质性影响，选取上网浏览信息、休闲娱乐和开展商务活动的频率，回答了“如何使用互联网能获得更多幸福感”以及“谁从互联网使用中获得更多幸福感”的问题。

## 二、理论分析

### （一）互联网使用与农村居民幸福感

相当长时期以来，中国坚持加快城乡互联网基础设施建设，迎接数字化时代到来，取得显著成绩。尤其是自2018年中央“一号文件”首次提出实施数字乡村战略以来，各地数字乡村建设如火如荼，全国行政村通光纤、通4G比例均超过99%，农村互联网普及率达57.6%，农村和城市实现“同网同速”<sup>①</sup>。随着中国农村信息基础设施建设步伐不断加快，数字技术与农业农村发展深度融合，深刻改变了农业的发展方式，提升了农业的生产效率与发展质量。加快农村数字化转型，对农业农村经济社会发展战略性和全局性的影响开始逐渐显现（夏显力等, 2019; 朱秋博等, 2019）。数字技术进步催生农民广泛使用互联网，2018年，农村网民平均每天花费1小时18分钟上网<sup>②</sup>，对互联网的依赖程度与日俱增。互联网前所未有地改变着农村居民的生活方式、时间安排和行为模式，对农村居民的幸福感产生深刻影响。

信息化时代的主题是“幸福”，互联网发展的最终目标就是提高人们的福利水平（周广肃和孙浦阳, 2017）。首先，互联网使用能够促进信息获取与传播，创造线上休闲娱乐和网购消费等新活动，有助于提高农村居民的快乐感，提升主观福利水平（鲁元平和王军鹏, 2020）。其次，互联网使用有助于增加农村居民的价值感、公平感和满足感，提升其幸福感。作为信息媒介，互联网的使用有助于提高农村居民与社会的互动水平，提升自我评价和自我效能感，增加价值感（赵一凡, 2021）；同时，

<sup>①</sup>数据来源：工业和信息化部《数字中国发展报告（2021年）》，[http://www.cac.gov.cn/2022-08/02/c\\_1661066515613920.htm](http://www.cac.gov.cn/2022-08/02/c_1661066515613920.htm)。

<sup>②</sup>数据来源：《2018年全国时间利用调查公报》，[http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201901/t20190125\\_1646796.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201901/t20190125_1646796.html)。

互联网以数字化的方式赋予农村居民所需的发展机会，通过网络政治参与拓展民主参与度，使农村居民获得更多公平感和满足感（陈鑫和杨红燕，2021）。最后，互联网使用通过改善农业绩效、增加农村居民非农就业机会，提升农村居民收入，提高其幸福感（Nie et al., 2021）。

但不可否认，互联网使用也可能对农村居民幸福感产生不良影响。社交媒体可能会排挤面对面的社交活动，并通过制造孤独和抑郁，降低个体幸福感（Bao et al., 2021）。尤其是互联网使用可能通过排斥信息获取的传统渠道，形成“信息茧房”现象，即人们关注的信息领域会习惯性地被自己的兴趣所引导，将自己桎梏于像蚕茧般的“茧房”中，使个体幸福感受损。此外，过度、不良的互联网使用，也可能降低个体心理健康水平，甚至诱发心理疾病（Kraut and Burke, 2015）。综合对比可知，农村居民的互联网使用更倾向于提高其幸福感。由此，提出本文第一个研究假说。

H1: 互联网使用有助于提高农村居民幸福感。

## （二）阶层认同在互联网使用影响农村居民幸福感中的作用

阶层认同与个人幸福感水平密切相关（王敏和王峰，2019）。美国社会学家杰克曼夫妇（Jackman and Jackman, 1973）将阶层认同定义为人们对自己在社会阶层结构中所占位置的感知，包括社会经济地位（socioeconomic status）和社会联结（social linkage）。农村居民以当下的阶层定位为基准，与身边人或与自身未来预期进行比较后，形成一种对自身境遇的判断，将深刻影响其幸福体验（吉木拉衣等，2021）。农村居民的阶层认同存在幸福效应，阶层认同越高的农村居民，其幸福感越强（Gallo and Matthews, 2003）。

与传统封闭社会不同，互联网构筑的“拟态环境”打破了固有的阶层壁垒，其匿名性与平等性的传播特征，赋予互联网使用者平等交流的权利。这使得互联网通过更迭话语空间与信息传播场域，影响着社会结构，重塑个体的阶层认同。一方面，互联网使用能够满足网络环境中个体的阶层想象与渴求，通过强化社会比较效应，重塑个体的社会经济地位（周葆华，2010）。互联网将个体的比较视野从熟人社会，拓宽至广袤的网络社会。农村居民与社会经济地位较低群体进行下行比较时，会获得“知足”的相对满足感，有利于提升其幸福感（崔巍，2019）。也有研究表明，互联网提供的公开参照信息会导致农村居民进行上行比较，进而低估自身实际社会经济地位。这也就意味着其他人社会经济地位提高，会形成对自身收入水平和社会经济地位也将上升的积极预期（Lohmann, 2015）。所以，农村居民进行上行比较时，会获得“隧道效应”的积极预期，幸福感反而会提高。

另一方面，互联网通过增强社会联结，提升农村居民幸福感。基于社会网络理论，互联网技术的进步拉近了人与人之间的距离，其“连通性”方便地打开了农村居民对外交往的大门。与传统社会联结所形成的“圈”式结构相比，互联网使用能够有效打破社群网络在地理位置上的固化问题，形成没有明确边界的“链”式关系链条。既有利于维系已有强关系，也能够形成新的弱关系，拓展了网络成员的社会联结（Kraut et al., 1998）。“关系”对农村居民幸福感具有增进效应（李树和陈刚，2012）。基于上述分析，提出本文第二个研究假说。

H2: 互联网使用通过重塑阶层认同，提升农村居民幸福感。

### 三、数据来源、变量设置与模型设定

#### （一）数据来源

本文研究选用 2019 年中国社会状况综合调查（Chinese Social Survey, CSS）的数据。CSS 是中国社会科学院社会学研究所主持的一项全国范围内的大型抽样调查项目，于 2005 年发起，每两年开展一次，采用概率抽样的入户访问方式，调查内容包括个人基本信息、劳动与就业、家庭经济情况与社会生活状况等内容。调查区域覆盖了全国 31 个省份 151 个县（区、市）604 个村（居委会）。2019 年中国社会状况综合调查访问了全国 10283 个家庭，通过样本可推论全国年满 18~69 周岁人口的情况。依据农村居民幸福感研究的需要，本研究仅保留农村样本进行分析，最终获得有效个人样本 7031 个。互联网普及率方面的数据来自中国互联网络信息中心。

#### （二）变量设置

1.被解释变量：农村居民幸福感。幸福感无法被直接观察和测量，在相关研究中往往通过生活满意度作为衡量主观幸福感的可视指标（邢占军，2011）。现有研究主要采取对个人生活满意度单变量进行打分的方式测量。但这一测量方式容易因受访者情绪波动，产生对个人生活满意度的一瞬间非真实评价，导致测量误差，这也是部分学者对幸福感研究持谨慎态度的原因。为此，本文采用多维度指标构建方法定义农村居民幸福感变量，将整体生活满意度解构为五个部分。参照 Tan et al.（2020）对幸福感的五维测度方式，结合数据的可得性，采用家庭关系、经济状况、受教育水平、休闲文娱和社交活动五个维度的综合满意度评价，测量农村居民幸福感。具体做法为，受访者用 1~10 分来表达对各维度的满意程度，分值越大表明受访者的满意程度越高，幸福感越强。再通过已有研究中普遍采用的等权重方法，计算五个维度满意度的均值，最终获得具有可比性的幸福感指标。农村居民幸福感各维度的定义、度量方式、均值和标准差见表 1。

表 1 农村居民幸福感的多维度指标构建及其描述性统计结果

变量	维度与指标	定义与度量	均值	标准差
农村居民幸福感	家庭关系自评	用 1~10 分赋值，分值越大表明对自身家庭关系的满意程度越高	8.660	1.951
	经济状况自评	用 1~10 分赋值，分值越大表明对自身经济状况的满意程度越高	5.474	2.485
	受教育水平自评	用 1~10 分赋值，分值越大表明对自身受教育水平的满意程度越高	5.227	2.770
	休闲文娱自评	用 1~10 分赋值，分值越大表明对自身休闲娱乐和文化活动的满意程度越高	5.203	2.924
	社交活动自评	用 1~10 分赋值，分值越大表明对自身社交活动的满意程度越高	6.615	2.648

2.核心解释变量：互联网使用。本文选取是否使用互联网进行刻画。依据受访者对问卷中“您平时上网吗？”的回答来度量。回答“上网”的赋值为 1，视为使用互联网，回答“不上网”的赋值为 0，视为未使用互联网。此外，为进一步探寻上网活动用途及使用频率对幸福感的影响，本文还选取了上网浏览信息、娱乐休闲和开展商务活动三个变量，依据受访者使用互联网进行上述活动的频率度量，“从不”赋值为 0，“每年几次”赋值为 1，“每月至少一次”赋值为 2，“每周至少一次”赋值为 3，“每周数次”赋值为 4，“几乎每天”赋值为 5。

3.中介变量：阶层认同。本文基于美国社会学家杰克曼夫妇对阶层认同的定义，从社会经济地位和社会联结两个维度，探寻阶层认同在互联网使用对农村居民幸福感的影响中扮演的角色。其中，社会经济地位的测量根据问卷中“您认为目前您本人的社会经济地位在本地大体属于哪个层次？”的回答，由低至高依次赋值为1~5，数值越大代表农村居民认为自身所属的阶层等级越高。社会联结采用“家庭人情往来支出”进行度量（取对数），数值越大代表农村居民的社会联结越强。

4.工具变量：2005年互联网普及率、村庄其他农民互联网使用的均值。由于幸福感是个体生活的核心诉求，生活中各种行为和情境可能对其幸福感产生影响，故幸福感的影响因素难以被全面观察与测度，不可避免会出现遗漏变量所造成的内生性问题。同时，个体幸福水平可能会在一定程度上影响其互联网使用，即农村居民的幸福感可能会对其互联网使用产生影响，存在反向因果关系所造成的内生性问题。为了解决上述问题，本文借鉴相关研究（陈飞等，2021），选择使用“2005年互联网普及率”和“村庄其他农民互联网使用的均值”作为工具变量进行两阶段估计。2005年的互联网普及率越高，意味该省份互联网基础设施越完善。一个地区互联网发展状况与个体自身互联网使用情况具有密切的联系，因此对受访者的互联网使用产生影响，符合工具变量的相关性。同时，2005年样本所在省份的互联网普及率属于历史变量<sup>①</sup>，反映的是过去时期的互联网发展状况，与当期农村居民幸福感没有必然的直接联系，并且地区互联网发展状况很难直接影响农村居民的幸福感，符合工具变量的外生性原则。此外，“同伴效应”广泛存在于农村居民的行为，受访者所在村庄内除受访者外其他个体的互联网使用情况，会对受访者个人的网络使用产生影响，符合工具变量的相关性。同时，村庄其他农民互联网使用的均值属于村庄层面的变量，与属于微观层面的农村居民幸福感变量分属不同观测层次，很难直接影响农村居民的幸福感，符合工具变量的外生性原则。当然，上述变量是否为有效的工具变量，还有待进一步检验。

5.控制变量：个体特征等。本文参照已有研究，设置个体层面、家庭层面以及社会层面等三类控制变量（罗明忠和刘子玉，2022）。其中，个体层面，控制了性别、年龄和受教育水平，同时纳入年龄的平方项，检验年龄对农村居民幸福感可能存在的非线性影响。家庭层面，控制了人均耕地面积、收支情况和家庭规模。社会层面，选取受访者对社会总体公平公正情况的感知和人与人之间信任水平的评价。进一步地，考虑到不同地区（省份）农村居民的互联网使用情况可能存在差异，故以各省的区域虚拟变量形式对地区（省份）效应进行控制。

### （三）样本分析

由表2可知，农村居民幸福感均值为6.236，表明样本中农村居民对自身生活状况的综合满意程度处于较为满意状态，幸福感较高。样本农村居民中互联网使用的比例达59%，说明农村居民的互联网使用率较高。这一数据与中国互联网络信息中心公布的农村互联网普及率基本相当，再次证明样本具有全国代表性。统计结果显示，样本中使用互联网进行信息浏览频率的均值为3.206，使用互联网进行

<sup>①</sup>将互联网普及率选定为“2005年”的主要依据是：一方面，2005年《国家信息化发展战略（2006-2020）》审议通过；另一方面，2005年以博客为代表的Web2.0出现，标志着中国互联网发展进入新阶段。

娱乐休闲频率的均值为 3.528, 表明农村居民使用互联网进行信息浏览和娱乐休闲的频率处于一周一次至一周数次之间; 使用互联网开展商务活动频率的均值为 1.661, 介于一年几次至一月至少一次之间, 相较于使用互联网进行信息浏览和娱乐休闲的频率, 农村居民通过互联网开展商务活动的频率更低。

表 2 变量定义及其描述性统计

变量	定义与度量	均值	标准差
被解释变量			
农村居民幸福感	多维度幸福感指标体系中, 5 个维度的满意度均值	6.236	1.790
解释变量			
互联网使用	是否使用互联网: 是=1; 否=0	0.590	0.492
浏览信息频率 <sup>a</sup>	上网浏览信息的频率: 从不=0; 一年几次=1; 一个月至少一次=2; 一周至少一次=3; 一周多次=4; 几乎每天=5	3.206	1.897
娱乐休闲频率 <sup>b</sup>	上网娱乐的频率: 从不=0; 一年几次=1; 一个月至少一次=2; 一周至少一次=3; 一周多次=4; 几乎每天=5	3.528	1.795
商务活动频率 <sup>c</sup>	上网开展商务活动或者工作的频率: 从不=0; 一年几次=1; 一个月至少一次=2; 一周至少一次=3; 一周多次=4; 几乎每天=5	1.661	2.119
中介变量			
社会经济地位	目前本人的社会经济地位在本地所属层次: 下=1; 中下=2; 中=3; 中上=4; 上=5	2.328	0.944
社会联结	家庭人情往来支出, 取对数形式	6.316	3.486
控制变量			
性别	受访者性别: 男=1; 女=0	0.423	0.494
年龄	受访者年龄(岁)	46.723	14.197
年龄平方	年龄对农村居民幸福感可能存在非线性影响: 年龄平方/100	23.846	12.766
受教育水平	受访者受教育水平: 小学以下=1; 小学=2; 初中=3; 职高技校=4; 中专=5; 高中=6; 大学专科=7; 大学本科=8; 研究生=9	3.292	1.965
人均耕地面积	家庭承包耕地面积(亩)/家庭人数	1.150	3.573
收支情况	家庭上年度收支情况: 收小于支=1; 收支相抵=2; 收大于支=3	1.733	0.736
家庭规模	家庭人口数量(人)	6.672	3.424
信任水平	受访者对人与人之间信任水平的评价: 用 1~10 分赋值, 分值越大表明其信任水平越高	6.356	2.221
公平感知	受访者对社会总体公平公正情况的评价: 用 1~10 分赋值, 分值越大表明其公平感知越高	7.304	1.950
工具变量			
2005 年互联网普及率	受访者所在省份 2005 年的互联网普及率(%)	8.578	4.701
村庄其他农民互联网使用的均值	受访者所在村庄内除受访者外其他个体互联网使用的均值	0.590	0.208

注: a、b、c 3 个变量用于后文的异质性分析; 2005 年互联网普及率的数据来自中国互联网络信息中心《第十七次中国互联网络发展状况调查统计报告》, 参见 <http://www.cnnic.net.cn/hlwfzj/hlwzbg/200906/P020120709345358064145.pdf>。

表3显示了使用互联网和未使用互联网的两类样本在农村居民幸福感变量上的均值差异。结果表明，使用互联网的农村居民幸福感显著较高，与未使用互联网的农村居民相比，使用互联网的农村居民幸福感水平高0.166个单位。

表3 是否使用互联网的农村居民幸福感变量均值差异分析

变量	使用互联网	未使用互联网	均值差异
农村居民幸福感	6.304	6.138	0.166***

注：\*\*\*表示在1%的统计水平上显著。

为进一步观察互联网使用与农村居民幸福感的潜在关联，本文绘制图1，对比是否使用互联网的农村居民幸福感分布密度；绘制图2，对比不同幸福感水平下农村居民是否使用互联网样本的占比情况。图1和图2显示，在较不幸福（幸福感均值小于6）的样本中，未使用互联网的农村居民更多，而在较幸福（幸福感均值大于6）的样本中，使用互联网的农村居民更多。由此可以初步判断，互联网使用对增进农村居民幸福感有重要影响。

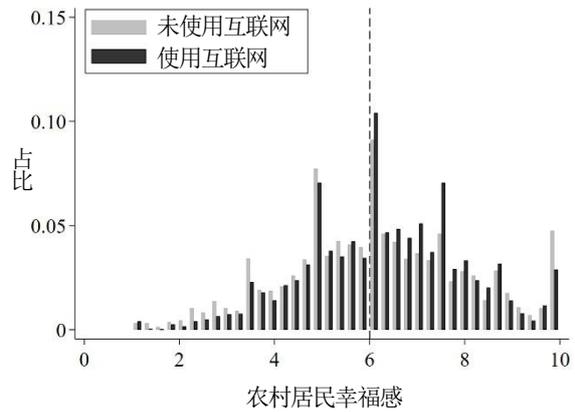
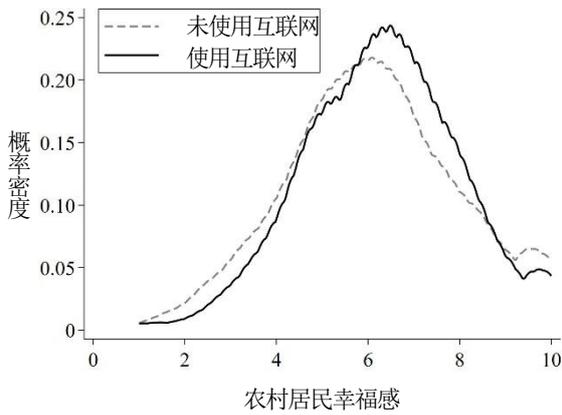


图1 是否使用互联网的农村居民幸福感的概率密度图

图2 不同幸福感水平下农村居民是否互联网使用样本占比图

#### (四) 模型设定

1. OLS 模型。由于被解释变量农村居民幸福感是连续型变量，所以本文主要使用 OLS 模型进行分析，具体模型如下：

$$Happiness_i = c_0 + c_1 Net_i + c_{2n} Control_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中： $Happiness_i$  为因变量，表示农村居民  $i$  的幸福感； $Net_i$  表示农村居民  $i$  的互联网使用情况， $Control_i$  表示一系列影响农村居民幸福感的控制变量，包括个体、家庭、社会等层面的变量， $c_0$  为常数项， $c_1$  和  $c_{2n}$  为待估参数， $\varepsilon_i$  为随机扰动项。

2. 中介效应模型。为检验互联网使用对农村居民幸福感的作用机制，本文采用一般通用的中介效应检验方法，中介效应模型设定如下：

$$M_i = a_0 + a_1 Net_i + a_{2n} Control_i + \mu_i \quad (2)$$

$$Happiness_i = b_0 + c' Net_i + b_1 M_i + b_{2n} Control_i + \tau_i \quad (3)$$

(2) 式、(3) 式中:  $Happiness_i$ 、 $Net_i$ 、 $M_i$  分别表示农村居民幸福感、互联网使用与阶层认同;  $Control_i$  表示一系列影响农村居民幸福感的控制变量, 包括个体、家庭、社会等层面的变量;  $a_0$ 、 $b_0$  为常数项,  $a_1$ 、 $b_1$ 、 $c'$ 、 $a_{2n}$ 、 $b_{2n}$  为待估参数;  $\mu_i$ 、 $\tau_i$  为误差项。

#### 四、实证检验结果与分析

##### (一) 基准回归: 互联网使用对农村居民幸福感有显著正向影响

表 4 报告了互联网使用对农村居民幸福感影响的估计结果。其中: 回归 (1) 只考虑了互联网使用与农村居民幸福感的单变量关系; 回归 (2) 控制了其他可能影响农村居民幸福感的变量; 回归 (3) 进一步控制区域虚拟变量。在所有回归结果中, 互联网使用变量的系数均为正, 且在 1% 的统计水平上显著, 表明互联网使用有助于提升农村居民幸福感, 假说 1 得到验证。依据回归 (3) 可知, 使用互联网的农村居民幸福感要比其他农村居民高 0.138 个单位。受教育水平、收支情况、信任水平和公平感知对农村居民幸福感均具有显著的正向影响。性别、人均耕地面积和家庭规模对农村居民幸福感的影响未通过显著性检验。值得关注的是, 年龄对农村居民幸福感的影响呈 U 型。

表 4 互联网使用对农村居民幸福感影响的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
互联网使用	0.166*** (0.044)	0.152*** (0.051)	0.138*** (0.051)
性别		-0.027 (0.039)	0.001 (0.039)
年龄		-0.056*** (0.009)	-0.055*** (0.009)
年龄平方		0.070*** (0.010)	0.068*** (0.010)
受教育水平		0.146*** (0.012)	0.137*** (0.013)
人均耕地面积		-0.006 (0.005)	-0.004 (0.006)
收支情况		0.305*** (0.026)	0.279*** (0.026)
家庭规模		-0.004 (0.006)	-0.002 (0.006)
信任水平		0.211*** (0.011)	0.206*** (0.010)
公平感知		0.203*** (0.012)	0.197*** (0.012)
常数项	6.138*** (0.035)	3.297*** (0.243)	3.886*** (0.353)
区域虚拟变量	未控制	未控制	控制
样本量	7031	7031	7031
R <sup>2</sup>	0.002	0.233	0.248

注: \*\*\*表示 1% 的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

##### (二) 机制检验

基于前文分析, 本文根据 (1) 式、(2) 式、(3) 式进行逐步回归, 验证作用机制。模型估计结果如下:

1. 社会经济地位。首先, 利用 (2) 式分析互联网使用究竟是提升还是降低了农村居民的社会经济地位评价。由表 5 回归 (1) 的估计结果可知, 互联网使用对农村居民社会经济地位具有显著的正向

影响。表明互联网使用有助于提升农村居民对其个人社会经济地位的评价，使用互联网的农村居民对其个人的社会经济地位评价更高。其次，由表 5 回归（2）的结果可知，通过（3）式引入社会经济地位这一变量后，互联网使用对农村居民幸福感仍具有显著的正向影响，且社会经济地位变量对农村居民幸福感具有显著的正向影响，并通过 1% 的显著性检验。依据中介效应检验步骤可知，社会经济地位认同在互联网使用影响农村居民幸福感的关系中起着部分中介作用，中介效应占总效应的比重为 28.18%（即  $0.084 \times 0.463 / 0.138 = 0.2818$ ）。这是由于互联网使用改变了过去相对封闭的社会经济地位比较范围，通过“隧道效应”让农村居民对自身社会经济地位评价产生了更积极的预期，进而提升其幸福感。

2. 社会联结。首先，利用（2）式检验互联网使用对农村居民社会联结的影响。由表 5 回归（3）的估计结果可知，互联网使用对农村居民社会联结具有显著的正向影响，表明互联网使用有助于增强农村居民的社会联结。其次，由表 5 回归（4）的结果可知，通过（3）式引入社会联结变量后，互联网使用对农村居民幸福感仍具有显著的正向影响，且社会联结变量对农村居民幸福感具有显著的正向影响，并通过 1% 的显著性检验。依据中介效应模型检验步骤可知，社会联结在互联网使用影响农村居民幸福感的关系中起着部分中介作用，中介效应占总效应的比重为 57.30%（即  $0.746 \times 0.106 / 0.138 = 0.5730$ ）。可能的原因是，农村居民把网络作为额外的社交互动工具，从而形成更多元的沟通渠道，有助于增强社会联结，最终实现农村居民幸福感提升。

综上，互联网使用通过提升社会经济地位评价和拓宽社会联结，增进农村居民幸福感，研究假说 2 得到验证。

表 5 互联网使用对农村居民幸福感影响的机制分析

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	社会经济地位		农村居民幸福感		社会联结		农村居民幸福感	
互联网使用	0.084***	(0.029)	0.099**	(0.048)	0.746***	(0.104)	0.140***	(0.051)
社会经济地位			0.463***	(0.021)				
社会联结							0.106***	(0.040)
常数项	1.318***	(0.211)	3.275***	(0.348)	0.994	(0.815)	3.722***	(0.360)
控制变量	控制		控制		控制		控制	
区域虚拟变量	控制		控制		控制		控制	
样本量	7031		7031		7031		7031	
R <sup>2</sup>	0.084		0.303		0.075		0.249	

注：\*\*、\*\*\*分别表示 5%和 1%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

### （三）异质性分析

1. 如何使用互联网能获得更多幸福感？随着互联网普及率提高，农村居民对互联网的可达性大幅提升，仅从是否使用互联网探寻互联网信息技术对农村居民幸福感的影响已显单薄。因此，本文继续

对上网活动用途及其使用频率进行更为详实的刻画，以揭示农村居民如何使用互联网能获得更高的幸福感。为此，选取使用互联网的 4149 个样本，考察具有代表性的上网活动（比如，信息浏览、娱乐休闲和商务活动等）及其使用频率，对农村居民幸福感产生的影响。

如表 6 所示，互联网使用频率对农村居民幸福感有显著的正向影响，表明使用互联网进行信息浏览、娱乐休闲和商务活动的频率对农村居民幸福感均具有正向效应。回归（3）的结果表明，线上商务活动频率对农村居民幸福感的影响系数最大，线上商务活动频率每增加一个单位，农村居民幸福感会提升 0.069 个单位，并通过 1% 的显著性检验。可能的原因是，以商务活动为目的的互联网使用属于“资本积累”行为，有助于拓宽农村居民商务活动的交易半径，获取更广泛的市场资源，提升经营收入和促进事业发展。而“资本积累”对农村居民阶层认同提升有积极效应，进而提升农村居民幸福感。

由回归（2）可知，线上娱乐休闲频率对提高农村居民幸福感的影响显著，并通过 1% 的显著性检验。线上娱乐休闲频率每增加一个单位，农村居民幸福感将会提升 0.053 个单位。可能的原因是，使用互联网休闲娱乐可以满足农村居民的闲暇需求，促进社会权利均等化，综合改善农村居民幸福感。

由回归（1）可知，线上信息浏览频率对农村居民幸福感具有显著的正向影响，并通过 10% 的显著性检验。线上信息浏览频率每增加一个单位，农村居民幸福感将会提升 0.027 个单位。这一影响的显著性及其系数都低于线上商务活动频率和娱乐休闲频率，表明信息浏览频率对增高农村居民幸福感的作用低于其他两项上网活动。不过，这一结果与预期相符，表明互联网使用可能通过排挤传统渠道信息浏览，形成“信息茧房”，导致对农村居民幸福感的影响受限。

表 6 上网活动目的及其使用频率对农村居民幸福感的影响

变量	(1)	(2)	(3)
信息浏览频率	0.027* (0.014)		
娱乐休闲频率		0.053*** (0.014)	
商务活动频率			0.069*** (0.012)
常数项	4.261*** (0.436)	3.9445*** (0.440)	4.443*** (0.442)
控制变量	控制	控制	控制
区域虚拟变量	控制	控制	控制
样本量	4149	4149	4149
R <sup>2</sup>	0.280	0.283	0.285

注：\*、\*\*\*分别表示 10% 和 1% 的显著性水平，括号内为稳健标准误。

2. 谁从互联网使用中获得更多幸福感？为加深对互联网使用与农村居民幸福感之间关系的认识，探析互联网使用对农村居民幸福感影响的群体特征，下文将进一步考察哪类群体从互联网使用中获得更多幸福感。

① 性别异质性。结果如表 7 回归（1）、回归（2）所示，互联网使用仅对男性组的农村居民幸福感提升具有显著的正向效应，通过 1% 的显著性检验。但回归（3）、回归（4）的结果表明，信息浏览频率对女性组的农村居民幸福感具有正向影响，且在 5% 的统计水平上显著，信息浏览频率每增加一个单位，女性组农村居民幸福感将会提升 0.036 个单位。对男性组农村居民幸福感的影响并未通过

显著性检验。回归（5）至回归（8）的结果显示，娱乐休闲频率和商务活动频率对男性组和女性组的农村居民幸福感均具有显著的正向影响，通过 1% 的显著性检验，且男性组的回归系数均大于女性组。具体而言，娱乐休闲频率每增加一个单位，男性组农村居民幸福感将会提升 0.058 个单位，女性组农村居民幸福感将会提升 0.051 个单位。商务活动频率每增加一个单位，男性组农村居民幸福感将会提升 0.086 个单位，女性组农村居民幸福感将会提升 0.048 个单位。上述结果表明，男性组农村居民在互联网使用中获得更多的幸福感提升。究其可能原因在于，男性在网民性别结构中占比较大。并且，男性是互联网最初接入中国的主要使用群体（邱泽奇等，2016）。因此，男性群体享有互联网对幸福感的积极作用更为深远持久，分享了更多由数字化产生的幸福红利。

表 7 互联网使用对农村居民幸福感的影响：性别的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
互联网使用	0.237*** (0.075)	0.073 (0.069)						
信息浏览频率			0.002 (0.022)	0.036** (0.017)				
娱乐休闲频率					0.058*** (0.021)	0.051*** (0.019)		
商务活动频率							0.086*** (0.018)	0.048*** (0.016)
常数项	4.145*** (0.536)	3.676*** (0.476)	5.2245*** (0.777)	3.786*** (0.543)	4.850*** (0.804)	3.511*** (0.549)	5.375*** (0.820)	3.927*** (0.552)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区域虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2976	4055	1773	2376	1773	2376	1773	2376
R <sup>2</sup>	0.242	0.256	0.285	0.288	0.289	0.289	0.295	0.289

注：\*\*、\*\*\*分别表示 5%和 1%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

②人力资本异质性。人力资本水平的高低，是影响农村居民幸福感及互联网“使用鸿沟”的重要因素之一。参照张勋等（2019）的做法，基于受访者的受教育水平，将样本分为较低人力资本组（小学及以下）和较高人力资本组（初中及以上），考察互联网使用与上网活动用途及其使用频率对不同人力资本拥有者的影响。表 8 的回归（1）、回归（2）显示，互联网使用对具有较高人力资本组的农村居民幸福感具有正向影响，且在 1% 的统计水平上显著，具有较高人力资本的农村居民使用互联网，其幸福感将会提升 0.163 个单位。对较低人力资本组的影响并未通过显著性检验。该结论表明，互联网使用对农村居民幸福感的促进作用主要体现在较高人力资本组。这一结论也适用于回归（3）、回归（4）信息浏览频率和回归（7）、回归（8）商务活动频率对农村居民幸福感的影响，即使用互联网进行信息浏览和商务活动的频率越高，越有助于促进具有较高人力资本组农村居民幸福感的提升，具有较高人力资本农村居民使用互联网进行信息浏览和商务活动的频率每增加一个单位，其幸福感将会提

升 0.052 和 0.098 个单位。但回归 (5)、回归 (6) 的结果显示, 使用互联网进行娱乐休闲的频率对较低和较高人力资本组的农村居民幸福感, 均具有显著的正向影响, 通过 1% 的显著性检验。且娱乐休闲频率对较低人力资本组农村居民幸福感的影响更大, 较低和较高人力资本农村居民使用互联网进行娱乐休闲的频率每增加一个单位, 其幸福感将会提升 0.071 和 0.049 个单位。究其可能原因在于, 受教育水平较高的农村居民更倾向于使用互联网进行“积累资本”获取经济收益而非单纯娱乐, 而受教育水平较低的农村居民则更多地将互联网用于娱乐 (Bonfadelli, 2002)。这一结果也验证了表 6 的研究结论, 使用互联网进行某类特定上网活动的频率越高, 越有助于幸福感提升。

表 8 互联网使用对农村居民幸福感的影响: 人力资本的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	较低人力资本	较高人力资本	较低人力资本	较高人力资本	较低人力资本	较高人力资本	较低人力资本	较高人力资本
互联网使用	0.115 (0.078)	0.163*** (0.071)						
信息浏览频率			0.017 (0.027)	0.052*** (0.071)				
娱乐休闲频率					0.071*** (0.027)	0.049*** (0.016)		
商务活动频率							0.033 (0.035)	0.098*** (0.013)
常数项	3.876*** (0.846)	3.948*** (0.408)	4.298*** (1.193)	5.667*** (0.448)	3.962*** (1.200)	5.409*** (0.461)	4.346*** (1.189)	5.804*** (0.458)
控制变量	控制							
区域虚拟变量	控制							
样本量	2910	4121	941	3208	941	3208	941	3208
R <sup>2</sup>	0.209	0.275	0.221	0.275	0.227	0.275	0.222	0.287

注: \*\*\*表示 1% 的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

#### (四) 工具变量法

本文借鉴陈飞等 (2021) 的做法, 选择“2005 年互联网普及率”及“村庄其他农民互联网使用的均值”作为个体互联网使用的工具变量。为确保工具变量选取的有效性, 本文进行弱工具变量检验及过度识别检验。弱工具变量检验结果显示, Cragg-Donald Wald F 统计量为 52.277, 远远大于 5% 偏误水平下的临界值 19.93, 说明不存在弱工具变量问题。过度识别检验结果显示, 工具变量检验所对应的 p 值分别为 0.1415 和 0.1418, 无法在 10% 的显著性水平上拒绝“所有工具变量均外生”的原假设, 说明工具变量满足外生性要求。因此, 本文选取的两个工具变量是有效的。

本文采用扩展回归模型（ERM）<sup>①</sup>和两阶段最小二乘（2SLS）<sup>②</sup>进行工具变量法回归。表9回归（1）、回归（2）为内生线性模型（Eregress）估计结果，在第一阶段的内生变量回归中，“2005年互联网普及率”和“村庄其他农民互联网使用的均值”变量的估计系数均为正，且在1%的统计水平上显著，表明工具变量与互联网使用具有强相关性。在第二阶段的主回归中，纠正内生性问题后互联网使用变量的估计系数依然为正，且在1%的统计水平上显著，表明基准结果是稳健的。加入控制变量的回归（2）中，互联网使用的回归系数为0.317，相较于基准模型进一步扩大，这表明内生性问题将低估互联网使用对促进农村居民幸福感的影响效应。回归（3）、回归（4）采用两阶段最小二乘法（2SLS）进行估计，结果仍然显示互联网使用变量对农村居民幸福感具有显著的正向影响，表明上述结论依旧稳健。

表9 互联网使用对农村居民幸福感影响的工具变量检验

变量	Eregress		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
第二阶段				
互联网使用	0.389** (0.161)	0.317** (0.140)	0.458** (0.181)	0.971** (0.411)
常数项	6.004*** (0.100)	3.190*** (0.254)	5.963*** (0.109)	2.906*** (0.313)
第一阶段				
2005年互联网普及率	0.013*** (0.004)	0.012*** (0.004)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
村庄其他农民互联网使用的均值	1.462*** (0.079)	1.464*** (0.079)	0.546*** (0.027)	0.201*** (0.023)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
样本量	7031	7031	7031	7031

注：\*\*、\*\*\*分别表示5%和1%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

## 五、结论与启示

本文运用CSS2019数据分析了互联网使用对农村居民幸福感的影响。结果表明：（1）互联网使用有助于提升农村居民幸福感。与未使用互联网的农村居民相比，使用互联网的农村居民幸福感水平高0.138个单位。（2）互联网使用通过提高农村居民社会经济地位、增强社会联结，进而增进农村居

<sup>①</sup>扩展回归模型（Extended regression model, ERM）可同时处理内生变量、内生样本选择、内生处理指派、随机效应或多种情形组合的内生性问题。因为本文被解释变量为连续变量，所以选择ERM子模块中的内生线性模型（Eregress）。

<sup>②</sup>以Eregress模型的回归估计结果作为工具变量检验的主要结果阐释，采用两阶段最小二乘（2SLS）确保工具变量回归结果的稳健性和可信性。

民幸福感。社会经济地位、社会联结在互联网影响农村居民幸福感的关系中，均起着部分中介作用，对农村居民幸福感的中介效应占总效应比重分别为 28.18%、57.30%。（3）进一步研究发现，农村居民的互联网使用频率对农村居民幸福感具有显著的正向影响。使用互联网进行信息浏览、娱乐休闲和商务活动的频率越高，越有助于提升农村居民幸福感。其中，线上商务活动频率对农村居民幸福感的影响最大，线上商务活动频率每增加一个单位，农村居民幸福感系数将会提升 0.069 个单位。（4）分样本研究发现，互联网使用对男性组和具有较高人力资本组的农村居民幸福感提升具有显著正向效应，对女性组和具有较低人力资本组农村居民幸福感的影响并未通过显著性检验。但是，线上信息浏览频率带来的幸福感提升效应主要表现在女性幸福感上，线上娱乐休闲频率对于具有较低人力资本组农村居民幸福感的影响系数大于较高人力资本组。基于本文的研究结论，可以得到如下启示：

让人民生活幸福是“国之大者”。扎实推动共同富裕，不断增强人民群众获得感、幸福感、安全感，是社会主义的本质要求，是实现 2035 年远景目标的重要任务。而网络技术的发展及其广泛运用，已经无可更改地影响着人们的生活，必须因势利导，促其成为提升农村居民幸福感的有效手段。积极利用互联网和数字化发展机会，既可以改善存量技能不足农村居民的社会经济地位，还能让其增强获得感，提升其幸福感。一方面，要重视互联网使用对农村居民幸福感提升的正向作用，以实施乡村建设行动为契机，通过改善互联网设施、普及互联网教育等方式进一步提高互联网的普及率。充分发挥网络技术的包容性增长特性，通过新技术的采用，缩小不同人群间既有的数字鸿沟，减少与“优势群体”在幸福感水平上的差距，有助于发展成果更多更公平惠及全体人民，朝着共同富裕方向稳步前进。另一方面，在推进平等获取网络技术的同时，还需提高农村居民运用网络信息的能力，差异化引导农村居民积极使用互联网。对于“弱势人群”，需培育其使用互联网的新观念，并为其接入互联网。对于大多数农村居民而言，需要重视上网用途的引导，如增加商务活动的互联网使用频率等。此外，增进农村居民幸福感还需注重平等赋权，关注个人主观感受，农村居民的社会阶层认同存在幸福效应，帮助农村居民确立正确的社会阶层理念和价值观念，着力帮助广大农村居民形成恰当的社会比较与阶层想象的同时，进一步提升个体权利行使能力。以理性合理的阶层认同，形成正确的生活评价和情绪体验，提升农村居民幸福感。

#### 参考文献

- 1.陈飞、王友军、刘宣宣，2021：《互联网普及促进了农村经济转型吗？》，《财经问题研究》第12期，第85-96页。
- 2.陈前恒、林海、吕之望，2014：《村庄民主能够增加幸福吗？——基于中国中西部 120 个贫困村庄 1800 个农户的调查》，《经济学（季刊）》第 2 期，第 723-744 页。
- 3.陈鑫、杨红燕，2021：《互联网对农村居民主观幸福感的影响及作用机制分析》，《农林经济管理学报》第 2 期，第 267-276 页。
- 4.程名望、华汉阳，2020：《购买社会保险能提高农民工主观幸福感吗？——基于上海市 2942 个农民工生活满意度的实证分析》，《中国农村经济》第 2 期，第 46-61 页。
- 5.崔巍，2019：《居民幸福感的影响因素及时代演变》，《经济问题》第 10 期，第 19-25 页。

- 6.黄亮、彭璧玉, 2015: 《工作幸福感对员工创新绩效的影响机制——一个多层次被调节的中介模型》, 《南开管理评论》第2期, 第15-29页。
- 7.吉木拉衣、李涛、王政岚, 2021: 《比较心理对农民工幸福感的影响——基于收入和阶层定位的双重视角》, 《安徽农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第83-91页。
- 8.李树、陈刚, 2012: 《“关系”能否带来幸福?——来自中国农村的经验证据》, 《中国农村经济》第8期, 第66-78页。
- 9.李树、于文超, 2020: 《幸福的社会网络效应——基于中国居民消费的经验研究》, 《经济研究》第6期, 第172-188页。
- 10.鲁元平、王军鹏, 2020: 《数字鸿沟还是信息福利——互联网使用对居民主观福利的影响》, 《经济学动态》第2期, 第59-73页。
- 11.陆方文、刘国恩、李辉文, 2017: 《子女性别与父母幸福感》, 《经济研究》第10期, 第173-188页。
- 12.罗明忠、刘子玉, 2022: 《数字技术采纳、社会网络拓展与农户共同富裕》, 《南方经济》第3期, 第1-16页。
- 13.罗明忠、项巧赞, 2021: 《公平与效率视角下影响农民幸福感的因素分析》, 《学术研究》第10期, 第87-93页、第177页。
- 14.马万超、王湘红、李辉, 2018: 《收入差距对幸福感的影响机制研究》, 《经济学动态》第11期, 第74-87页。
- 15.彭希哲、吕明阳、陆蒙华, 2019: 《使用互联网会让老年人感到更幸福吗?——来自CGSS数据的实证研究》, 《南京社会科学》第10期, 第57-68页。
- 16.邱泽奇、乔天宇, 2021: 《电商技术变革与农户共同发展》, 《中国社会科学》第10期, 第145-166页、第207页。
- 17.邱泽奇、张树沁、刘世定、许英康, 2016: 《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》, 《中国社会科学》第10期, 第93-115页、第203-204页。
- 18.孙大鹏、孙治一、于滨铜、李阳, 2022: 《非农就业提高农村居民幸福感了吗?》, 《南方经济》第3期, 第17-36页。
- 19.王敏、王峰, 2019: 《农民社会阶层越高越幸福吗?——基于CGSS2010-2015年数据的微观分析》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第120-129页、第164-165页。
- 20.王伟同、周佳音, 2019: 《互联网与社会信任: 微观证据与影响机制》, 《财贸经济》第10期, 第111-125页。
- 21.王菲、王俊秀, 2017: 《相对收入与主观幸福感: 检验农民工的多重参照群体》, 《社会》第2期, 第74-105页。
- 22.夏显力、陈哲、张慧利、赵敏娟, 2019: 《农业高质量发展: 数字赋能与实现路径》, 《中国农村经济》第12期, 第2-15页。
- 23.邢占军, 2011: 《我国居民收入与幸福感关系的研究》, 《社会学研究》第1期, 第196-219页、第245-246页。
- 24.杨晶、孙飞、申云, 2019: 《收入不平等会剥夺农民幸福感吗——基于社会资本调节效应的分析》, 《山西财经大学学报》第7期, 第1-13页。
- 25.张京京、刘同山, 2020: 《互联网使用让农村居民更幸福吗?——来自CFPS2018的证据》, 《东岳论丛》第9期, 第172-179页。

- 26.张文武, 2021:《数字经济时代的移动互联网使用与农民创业:传导机制和异质效应》,《中山大学学报(社会科学版)》第6期,第191-202页。
- 27.张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第8期,第71-86页。
- 28.赵一凡, 2021:《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》,《江汉学术》第5期,第5-15页。
- 29.周葆华, 2010:《新媒体使用与主观阶层认同:理论阐释与实证检验》,《新闻大学》第2期,第29-40页。
- 30.周广肃、孙浦阳, 2017:《互联网使用是否提高了居民的幸福感知——基于家庭微观数据的验证》,《南开经济研究》第3期,第18-33页。
- 31.周烁、张文韬, 2021:《互联网使用的主观福利效应分析》,《经济研究》第9期,第158-174页。
- 32.周绍杰、王洪川、苏杨, 2015:《中国人如何能有更高水平的幸福感——基于中国民生指数调查》,《管理世界》第6期,第8-21页。
- 33.朱秋博、白军飞、彭超、朱晨, 2019:《信息化提升了农业生产率吗?》,《中国农村经济》第4期,第22-40页。
- 34.Andrews, F. M. and, A. C. McKennell, 1980, "Measures of self-reported well-being: Their affective, cognitive, and other components", *Social indicators research*, 8(2): 127-155.
- 35.Bao, T., B. Liang, and Y. E. Riyanto, 2021, "Unpacking the Negative Welfare Effect of Social Media: Evidence from A Large Scale Nationally Representative Time-Use Survey in China", *China Economic Review*, 69: 101650.
- 36.Bonfadelli, H., 2002, "The Internet and knowledge gaps: A theoretical and empirical investigation", *European Journal of communication*, 17(1): 65-84.
- 37.Chapman, B., and C. Guven, 2016, "Revisiting the Relationship Between Marriage and Wellbeing: Does Marriage Quality Matter?", *Journal of Happiness Studies*, 17(2): 533-551.
- 38.Diener, E., 2000, "Subjective Well-Being: The Science of Happiness and A Proposal for A National Index", *The American Psychologist*, 55(1): 34-43.
- 39.Easterlin, R. A., L. A. McVey, M. Switek, O. Sawangfa, and J. S. Zweig, 2010, "The Happiness-Income Paradox Revisited", *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 107(52): 22463-22468.
- 40.Easterlin, R. A., R. Morgan, M. Switek, and F. Wang, 2012, "China's Life Satisfaction, 1990-2010", *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 109(25): 9775-9780.
- 41.Gallo, L.C., and K. A. Matthews, 2003, "Understanding the Association Between Socioeconomic Status and Physical Health: Do Negative Emotions Play a Role?", *Psychological Bulletin*, 129(1): 10-51.
- 42.Guven, C., 2012, "Reversing the Question. Does Happiness Affect Consumption and Savings Behavior?", *Journal of Economic Psychology*, 33(4): 701-717.
- 43.Hirschman, A. O., and M. Rothschild, 1973, "The changing tolerance for income inequality in the course of economic development: With a mathematical appendix", *Quarterly Journal of Economics*, 87(4): 544-566.
- 44.Jackman, M. R., and R. W. Jackman, 1973, "An Interpretation of The Relation Between Objective and Subjective Social Status", *American Sociology Review*, 38(10): 569-582.

- 45.Kraut, R., and M. Burke, 2015, "Internet use and psychological well-being: Effects of activity and audience" *Communications of the ACM*, 58(12): 94-100.
- 46.Kraut, R., Patterson, M., Lundmark, V., Kiesler, S. and Scherlis, W., 1998, "Internet Paradox. A Social Technology that Reduces Social Involvement and Psychological Well-Being?", *The American Psychologist*, 53(9):1017-1031.
- 47.Lohmann, S., 2015, "Information Technologies and Subjective Well-being: Does the Internet Raise Material Aspirations" , *Oxford Economic Papers*, 67(3): 740-759.
- 48.Nie, P., W. Ma, and A. Sousa-Poza, 2021, "The Relationship Between Smartphone Use and Subjective Well-being in Rural China" , *Electronic Commerce Research*, 21: 983-1009.
- 49.Tan, J. J. X., M.W. Kraus, N. C. Carpenter, and N. E. Adler, 2020, "The Association Between Objective and Subjective Socioeconomic Standing and Subjective Well-Being: A Meta-Analytic Review" , *Psychological Bulletin*, 146(11): 970-1020.
- 50.Veenhoven, R., 1991, "Is happiness relative?" , *Social Indicators Research*, 24: 1-34.

(作者单位: 华南农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 陈静怡)

## Internet Use, Class Identity and Rural Residents' Well-being

LUO Mingzhong LIU Ziyu

**Abstract:** This article uses 2019 Chinese Social Survey (CSS2019) data to describe the well-being level of 7031 rural residents in multiple dimensions and employs the OLS method and mediation effect model to empirically test the impact of Internet use on rural residents' well-being and its mechanism. The results show that Internet use significantly improves the level of rural residents' well-being. Compared with rural residents who do not use the Internet, the well-being level of the rural residents who use the Internet is 0.138 units higher. The conclusion remains robust after the results are retested with the instrumental variable method. The mechanism test shows that Internet use improves rural residents' well-being through class identity. Further analysis shows that the frequency of Internet use for information browsing, entertainment and leisure, and business activities has a significant positive impact on rural residents' well-being. Among them, the frequency of online business activities has the greatest impact on rural residents' well-being. Without distinguishing the purpose of online activities, the effect of Internet use on rural residents' well-being is more pronounced among men and groups with higher human capital. After distinguishing the purpose of online activities, it finds that the higher the frequency of women using the internet to browse information, the more obvious the improvement of their well-being. And the higher the frequency of online entertainment and leisure in the groups with lower human capital, the more obvious the improvement of their well-being.

**Keywords:** Digital Technology; Rural Resident; Well-being; Socio-economic Status