

教育如何调节互联网使用对社会公平感的影响?

陈新忠¹,杨宁欣²

(1.武汉大学政治与公共管理学院,湖北武汉430072;
2.湖北大学人工智能学院,湖北武汉430062)



摘要 互联网像一把双刃剑,既增益人们的生活,又混淆人们的视听,而教育有助于化害为利。基于2021年中国综合社会调查(CGSS)数据,运用调节效应与门槛效应模型,探讨居民互联网使用、社会公平感与受教育程度三者之间的关联机制。研究发现:互联网使用对城乡居民社会公平感具有显著负向影响,使用互联网比不使用互联网的居民社会公平感更低;城乡居民自身受教育程度和父辈受教育程度在这一负向影响中起到正向调节作用,有效弱化了过度使用互联网带来的不利影响;教育的调节作用存在城乡和性别差异,农村居民相较于城市居民更显著,女性居民相较于男性居民更显著;教育的调节作用存在门槛特征,城乡居民自身受教育程度和父辈受教育程度分别跨越12年和6.5年的临界值后,正向调节效果增强。据此建议政府应做好“守门人”角色,加强互联网监管的同时要加大教育人力资本投入,切实提高全民社会公平感。

关键词 受教育程度; 互联网使用; 社会公平感; 门槛效应

中图分类号:C91 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2025)03-0151-11

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2025.03.013

公平正义是社会主义制度的本质体现,彰显于社会主义国家城乡居民的深切感受。习近平总书记在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告中指出,坚持把实现人民对美好生活的向往作为现代化建设的出发点和落脚点,着力维护和促进社会公平正义,着力促进全体人民共同富裕,坚决防止两极分化^[1]。当前我国仍然存在发展不平衡、不充分问题,社会不平等现象为各界人士所关注。城乡居民的社会公平感对城乡居民的心理、行为和决策具有重大影响,提高城乡居民社会公平感有助于减少社会矛盾和冲突,促进社会和谐稳定。

21世纪以来,互联网在中国快速发展,逐渐成为城乡居民快捷、透明的信息传播媒介。《中国互联网络发展状况统计报告》显示,截至2024年6月,我国网民规模达10.9967亿人,互联网普及率达78%^①。身处信息爆炸时代,互联网使用是否增强了城乡居民的社会公平感?鉴于问题的复杂性,互联网使用对居民社会公平感既有正面影响也有负面影响。一方面,互联网克服了时间和空间限制,使得城乡居民都能更加便捷地获取信息、互相联系和休闲娱乐,增强了现代化带来的幸福感受和公平体验;另一方面,网络社交不断扩大和网络传播中“失实信息”增多使得人们的地位感、融入感、信任感和幸福感有了对比落差甚至发生价值异化。有人认为,偶尔使用互联网的城乡居民社会公平感最强,其社会公平感对主观幸福感的影响也最强^[2]。也有人认为,使用互联网的城乡居民增加了社会比较渠道^[3],通过调节归因方式^[4],大大降低了社会公平感。现有社会公平感的研究主要集中于探讨

收稿日期:2024-11-05

基金项目:国家社会科学基金重大项目“以教育发展促进收入代际流动性的机制与政策研究”(19ZDA066)。

① 见央视网:第54次《中国互联网络发展状况统计报告》发布, <https://news.cctv.cn/2024/08/29/ARTIV5SscNSBZtlwUtMd-JWR240829.shtml>。

经济发展^[5]和公共服务^[6]的影响,对互联网与社会公平感关系的探究相对较少,引入教育因素进行系统考量和分析的更未见到。

作为补偿弱势群体和打破阶级固化的重要工具,教育在一定程度上提高了城乡居民的认知能力,塑造着他们对待公平的态度倾向^[7]。基于良好态度倾向与认知能力加持,城乡居民的社会公平感将更加客观而审慎。因此,探究教育、互联网使用与社会公平感三者之间的关系为正确而科学地看待互联网与社会公平感之间的联结提供了新视角,对互联网监管、教育政策制定和社会主义和谐社会建设具有重要理论价值和现实意义。本研究运用“中国综合社会调查”(Chinese general social survey, CGSS)2021年调查数据,实证检验互联网使用对居民社会公平感的影响,并从教育视角出发对其内在作用机制进行再考察。与以往文献相比,本研究的边际贡献在于:一是在研究视角上,尝试将教育作为调节变量纳入研究模型,考察其在不同城乡类型、不同性别群体居民中的差异,丰富了互联网使用对居民社会公平感的影响机制研究;二是在研究方法上,考虑到教育的调节效应可能是非线性的,故引入门槛效应模型,以更好地检验不同受教育水平下互联网使用对居民社会公平感影响存在的差异;三是在结论稳健性上,利用工具变量法(2SLS、CMP)控制了模型中可能存在的内生性问题,使估算结果更为稳健。

一、文献综述与研究假设

1. 互联网使用与社会公平感的关系

公平是人们的思想共识和价值认同,西方哲学将公正与“应得”联系起来,主张权利“各得其所”^[8]。关于社会公平感理论,最为经典的是美国学者 Stouffer 等 1949 年提出的“相对剥夺论”,即人们通常将自己的结果与他人结果进行比较来评估自己结果的质量^[9],也就是评估自己相较于他人“应得”什么。这一理论很好地解释了为什么在某些情况下处于优势地位的人仍不满足于其所享有的高水平社会资源,而处于弱势地位的人却对自己享有的低水平社会资源表现出较高的容忍度。一般而言,人们在评估自己的结果而对比较参照物进行选择的时候,往往更倾向于向上而不是向下进行相似比较^[10],这也导致“相对剥夺感”增强,进而产生“不公平感”。

当今社会,人们通过即时通讯和社交软件不断地扩大自己的网络社交圈和信息获取渠道^[11]。从社会心理角度看,互联网时代人们将自我感受的比较范围由现实社交圈扩展至网络社会,看待公平的心理状态发生了转变。根据“相对剥夺论”,与现实社交圈中的社会比较模式相同,网络社交圈中多数社会比较仍是向上比较,并且这些比较对个人自尊、情绪和生活满意度的影响大多是负向的^[12]。鉴于这种向上比较和相对剥夺感的存在,互联网使用对人们社会公平感的影响大多是负向的。从信息传播角度看,根据“拟态环境论”和“涵化假说”,人们倾注在互联网上的时间越多时越倾向于依据互联网上接收到的信息看待世界^[13]。如今,互联网上充斥着大量选择性信息和夸大性信息,尤其是智能推荐算法作用下“网络炫富”和“贩卖焦虑”等现象传播广泛,城乡居民暴露在这些信息中更容易陷入“信息陷阱”,从而影响人们对社会公平的判断^[14]。总而言之,网络社会比较面的扩大使得城乡居民更容易进行向上比较,加之获取的向上比较信息很可能因发布人为博取流量而过度夸大,二者交互作用加剧了互联网使用对城乡居民社会公平感的负面影响。此外,当前我国对互联网信息的监管仍不完善,互联网上虚假、谬误、跟风信息扩散迅速,进一步导致城乡居民社会公平感降低^[15]。基于此,提出如下研究假设。

H₁: 互联网使用会对居民社会公平感产生负面影响。

2. 教育的调节效应

互联网使用对城乡居民社会公平感的影响是否受到自身受教育程度和父辈受教育程度的影响?已有研究表明,互联网使用与城乡居民社会公平感知之间不是简单的因果关系,而是多种因素的混合作用,教育也是其中之一。然而,目前学界尚未专门研究教育如何影响互联网使用之于城乡居民社会公平感的关系。就教育效果对社会影响的个体介质而言,教育主要通过影响个体的思想认识和

行为能力发挥对社会的改造作用。在互联网使用对城乡居民社会公平感的影响活动中,教育主要通过培育个体的态度倾向和认知能力间接发挥社会影响,因此本研究尝试从态度倾向和认知能力两个维度对教育在这一活动中的相关影响作用进行分析阐释。

从教育与态度倾向的关系看,教育通过影响个体价值观进而影响其社会公平感。一般而言,个体主要以两种相互竞争的原则判断社会是否公平^[16]。一是应得原则,即认为社会资源应按照个人能力和努力程度进行分配;二是平均原则,即认为社会资源应直接均等分配^[17]。教育有意无意地影响着受教育者的价值倾向,促使其对社会资源分配的正当性产生相应评价,从而影响其社会公平感的判断。意识形态净化论认为,个体接受教育后,没有在实际上增加对民主规范的承诺,而是更赞同“保守主义”的价值观,倾向于保护社会支配阶级的利益^[18];结构地位决定论则认为,分配公平感是由个体社会经济地位决定的,社会经济地位高的个体接受教育后更加倾向于承认当前资源分配的合理性^[19]。综合意识形态净化论和结构地位决定论观点,受教育程度高的个体可能获得优势社会经济地位,更倾向于认可既得社会资源分配状况具有正当性,进而更认同“应得原则”。在互联网使用之于城乡居民社会公平感的影响上,受教育程度高的城乡居民使用互联网接触到更大范围的社会比较时,容易出现“宽容”的态度倾向,更大概率使用“应得原则”进行“向上比较”,认为社会资源应按照个人能力和努力程度进行分配,认同当前的分配状况^[20];而受教育程度低的居民常常处于较低的社会经济地位,容易对社会群体表现出“偏狭”的态度倾向,更大概率使用“平均原则”进行“向上比较”,认为社会资源应直接均等分配,从而产生不公平感。因此,受教育程度低的城乡居民使用互联网时会产生更强的“相对剥夺感”,从而降低社会公平感。

从教育与认知能力的关系看,教育能够明显提升个体认知能力。人力资本理论认为,教育能够通过影响个体认知能力增加个体人力资本,这种影响包括对个体行为、感觉和逻辑思维能力的塑造^[21]。研究表明,教育对个体认知能力的提升作用贯穿于个体的整个生命周期^[22]。认知能力是影响个体决策和思维倾向的重要因素^[23],高认知能力的个体往往更可能在思考问题时将与规范判断相矛盾的不利因素排除出去,这被称之为“反思平衡”^[24]。相反,低认知能力的个体在思考时则容易受到不利因素的影响。在城乡居民使用互联网过程中,受教育年限较长的居民由于拥有更高的认知水平,更容易识别和判断网络中的夸大甚至虚假信息,在思考时将其排除,避免落入“信息陷阱”,不使其影响自身社会公平感;受教育年限较短的居民则容易被网络不良信息和失实信息影响,甚至出现“群体极化”现象,导致社会公平感进一步降低。基于以上文献回顾和推测分析,提出如下研究假设。

H_{2a}:居民受教育程度在互联网使用对其社会公平感的负面影响中起到正向调节作用。

作为教育的重要组成部分,家庭教育因素在互联网使用对居民社会公平感影响中也可能发挥重要调节作用。Heckman等对于学校教育、家庭教育与个体认知能力及非认知能力之间关系的研究显示,家庭教育对个体认知能力和非认知能力的塑造是学校教育的基础;个体认知能力和非认知能力之间的差异早就出现,学校教育只是起到了加强作用^[25]。受教育程度高的父母由于对教育知识了解较多,可能通过教育卷入行为和教养方式影响子女学业表现和认知能力,父母的这种积极教养行为有助于提高子女认知能力^[26]。并且,父辈受教育程度高的家庭往往处于较高的社会经济地位,子女更容易形成“应得原则”的思考观念。因此,父辈受教育程度越高,越能缓解子女在使用互联网时对社会公平感带来的负面影响。基于此,提出如下研究假设。

H_{2b}:父辈受教育程度在互联网使用对居民社会公平感的负面影响中起到正向调节作用。

不可忽视的是,由于城乡地区发展不平衡、社会性别偏见等现象存在,不同城乡类别、不同性别的样本,教育对互联网使用影响其社会公平感的正向调节作用可能存在差异。基于此,提出如下研究假设。

H_{2c}:居民受教育程度、父辈受教育程度对互联网使用影响居民社会公平感的调节作用在不同城乡类型、不同性别群体中存在差异。

3. 教育的门槛效应

教育对于个体认知能力的提升并非一蹴而就,而是一个渐进累积过程。在此过程中,教育促使个体对事物或现象的认识由片面和模糊走向全面而明朗。个体只有在教育累积达到一定程度,才能具有较为客观而辩证的事物鉴别能力,才能获得相对清晰而正确的认识。基于此,教育对于互联网使用与居民社会公平感之间的调节作用可能是非线性的,存在一定门槛。也就是说,居民自身受教育程度和父辈受教育程度达到一定临界点时,受教育水平的提高形成一定累积效应,在互联网使用与居民社会公平感的关系中才会产生增强型调节效应。据此,本研究提出如下研究假设。

H₃:教育的调节作用存在门槛效应。

二、数据、变量与模型

1. 数据来源

本文使用的数据来源于“2021年中国综合社会调查数据”(CGSS 2021)。CGSS是由中国人民大学中国调查与数据中心2003年发起并组织调查收集的中国大陆各省市自治区10000多户家庭的多层次连续性数据,已成为研究中国社会最主要的数据来源,广泛应用于科研、教学、政府决策之中。2021年中国综合社会调查为居民互联网使用情况、社会公平感和受教育程度提供了数据支持,能够满足教育视角下居民互联网使用和社会公平感的关系研究需要。剔除关键变量缺失样本,最终获得有效样本6376个。

2. 变量设定与描述性统计

(1)被解释变量。本文的被解释变量为社会公平感,同时构建有序变量和二元虚拟变量。其中,有序变量采用CGSS2021问卷中题项“总的来说,您认为当今的社会公不公平?”进行测量,该题项答案从“完全不公平”到“完全公平”分为五级,分别赋值为1—5;虚拟变量则将题目选项中“比较公平”和“完全公平”两项赋值为1,其余选项赋值为0。

为更直观地展示近年来我国城乡居民社会公平感的现状和变化趋势,本研究将2010年以来“中国综合社会调查数据”全部样本中这一指标制作成折线图(图1)。由图1可以看出,我国城乡居民社会公平感呈现出虽有波动但整体上升的趋势;2013年以后,我国城乡居民社会公平感大幅上升,其中2021年我国城乡居民社会公平感的平均分为4.132,即认为当前社会比较公平。这说明,目前我国城乡居民社会公平感整体较高。在此背景下,本研究关注和分析互联网使用对城乡居民社会公平感带来的影响,有助于信息化时代促进我国城乡居民社会公平感长期保持在较高水平上。

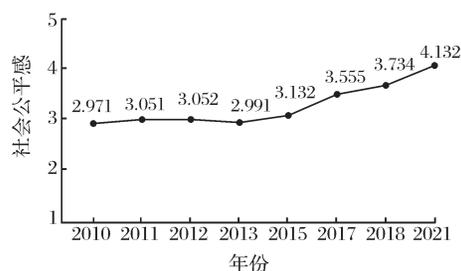


图1 2010—2021年我国城乡居民社会公平感变化趋势

(2)解释变量。本文的解释变量为互联网使用,亦构建二元虚拟变量。居民互联网使用情况采用CGSS2021问卷中题项“过去一年,您对互联网的使用情况”进行测量,其中使用互联网的情况赋值为1,从不使用互联网的情况赋值为0。

(3)调节变量与门槛变量。本研究的调节变量和门槛变量为居民受教育年限和父辈受教育年限。CGSS2021问卷中关于居民受教育年限的题目选项有“没有受过教育、私塾和扫盲班、小学、初中、职业高中、普通高中、中专、技校、大学专科(成人高等教育)、大学专科(正规高等教育)、大学本科(成人高等教育)、大学本科(正规高等教育)、研究生及以上”。由于成人教育的非全日制和非脱产性,本研究参考赵媛等^[27]的方法,将子代受教育年限中成人教育的年限折半处理,父辈受教育年限不做处理。因此,本研究依据题目选项对居民自身受教育年限分别赋值为0、0.6、9、11、12、12、11、13.5、15、14、16、19,对居民父亲和母亲受教育年限分别赋值为0、1、6、9、11、12、12、11、15、15、16、16、19。对于父辈受教育年限的计算,则取父母受教育年限的平均值。

(4)控制变量。参考现有文献对控制变量的选择,结合CGSS2021问卷实际设计情况,本研究选择3个维度作为控制变量,分别是个体维度、家庭维度和地区维度。其中,个体维度选择性别、年龄、婚姻状况、是否有养老保险作为控制变量;家庭维度选择家庭年收入作为控制变量;地区维度选择城乡类型和所在省份作为控制变量。模型中各变量的具体说明和描述性统计情况见表1。

表1 变量选取与描述性统计

变量	赋值	平均值	标准差	
被解释变量	社会公平感	完全不公平=1;比较不公平=2;说不上公平但也不能说不公平=3;比较公平=4;完全公平=5	3.470	0.960
	社会公平感	公平=1;不公平=0	0.610	0.490
解释变量	互联网使用	使用=1;不使用=0	0.748	0.434
调节变量/门槛变量	自身受教育程度	受访者自身受教育年限	9.430	4.470
	父辈受教育程度	受访者父亲受教育年限与母亲受教育年限均值	4.140	4.210
控制变量	性别	男=1;女=0	0.470	0.500
	年龄	受访者实际年龄	54.480	16.990
	婚姻状况	有配偶(包括“同居”“初婚有配偶”“再婚有配偶”)=1;无配偶(包括“未婚”“分居未离婚”“离婚”“丧偶”)=0	0.750	0.430
	是否有养老保险	是=1;否=0	0.740	0.440
	家庭年收入	家庭年收入的自然对数	11.690	2.210
	城乡类型	受访者户口性质:城镇=1;农村=0	0.580	0.490
	所在省份	东部=1;中部=2;西部=3;东北=4	1.980	0.920
工具变量	主要信息来源	互联网=1;其他=0	0.609	0.488

3. 模型设计

(1)基准回归模型。本研究实证检验互联网使用对居民社会公平感的影响。以社会公平感为被解释变量,以互联网使用为解释变量,本研究构建基准回归模型为:

$$eva_i = \alpha_0 + \alpha_1 internet_i + \sum \alpha_2 X_i + \mu_i \tag{1}$$

式(1)中, eva_i 为社会公平感; α_0 为常数; α_1 为待估系数; $internet_i$ 为互联网使用情况; $\sum X_i$ 为一系列控制变量; α_2 为控制变量回归系数; μ_i 为随机扰动项。

(2)调节效应模型。本研究实证检验居民自身受教育程度和父辈受教育程度对互联网使用影响社会公平感的调节作用,构建调节效应模型如下:

$$eva_i = \beta_0 + \beta_1 internet_i + \beta_2 Z_i + \beta_3 internet_i \times Z_i + \sum \beta_4 X_i + \sigma_i \tag{2}$$

式(2)中, β_0 为常数; β_1 、 β_2 为待估系数; Z_i 为调节变量,即居民自身受教育程度和父辈受教育程度; $internet_i \times Z_i$ 为自变量和调节变量的交互项; β_3 为交互项系数,若交互项系数显著,则表明调节效应存在,否则,调节效应不存在; β_4 为控制变量回归系数; σ_i 为随机扰动项。

(3)门槛效应模型。本研究实证检验居民受教育程度和父辈受教育程度的非线性调节效应,构建门槛效应模型如下:

$$eva_i = \gamma_0 + \gamma_1 internet_i \times I(thr_i \leq \tau_1) + \gamma_2 internet_i \times I(\tau_1 < thr_i \leq \tau_2) + \gamma_3 internet_i \times I(thr_i > \tau_2) + \sum \gamma_4 X_i + \omega_i \tag{3}$$

式(3)中, γ_0 为常数; γ_1 、 γ_2 、 γ_3 为待估系数; thr_i 为门槛变量,即居民受教育程度和父辈受教育程度; τ_i 为待估计门槛值; $I(\cdot)$ 为指示函数,在满足条件时取值为1,否则取值为0; γ_4 为控制变量回归系数; ω_i 为随机扰动项。

三、结果分析

1. 基准回归结果

为使回归结果更加准确和可靠,回归分析之前首先要进行共线性诊断。结果显示,本研究回归

模型中各变量的方差膨胀因子(VIF)介于1.00到1.66之间,均远小于10,表明模型不存在严重的共线性问题,可以进行回归分析。

本研究因变量“社会公平感”定义了虚拟变量和有序变量两种形式,故同时采用虚拟测量的线性概率回归和尺度测量的有序概率回归进行分析,基准回归结果如表2所示。根据Zhou等^[28]的研究,OLS和Ordered Probit估计都是针对所有可能的因变量和自变量组合实现的,因此,所有估计在质量上都是相同的。其中,(1)~(2)列分别是将社会公平感定义为虚拟变量的OLS模型和Probit模型回归结果,显示互联网使用对居民社会公平感有负向影响,且均在5%水平上显著;(3)~(4)列分别是将社会公平感定义为有序变量的OLS模型和Oprobit模型回归结果,发现互联网使用对居民社会公平感仍有负向影响,且均在1%水平上显著。本研究进一步计算Oprobit模型的边际效应得出,当互联网使用增加1个单位,居民认为社会“完全公平”的概率降低2.1%。整体而言,互联网使用对居民社会公平感存在显著负向影响,这验证了H₁。如前所述,使用互联网过程中,居民接触到了更大范围的社会比较,获取了过多夸大甚至虚假信息,产生了对社会公平的不满感知。

就其他控制变量而言,个体层面的性别和年龄对居民社会公平感的影响均显著为正,婚姻状况和是否购买社会保险对居民社会公平感的影响都不显著。家庭层面,家庭年收入对居民社会公平感的影响均显著为正;地区层面,受访者的城乡类型对社会公平感的影响都不显著,所在省份则是西部地区 and 东北部地区的居民社会公平感更高。

2. 内生性处理

受行为强化与思想动机的关联影响,互联网使用对居民社会公平感的作用可能存在一个双向因果关系,即社会公平感较低的居民,更可能较多地使用互联网寻求认同和倾诉渠道。为克服基准回归模型中的内生性问题,本研究使用工具变量法对基准回归进行处理,同时使用两阶段最小二乘法(2SLS)和条件混合过程(CMP)估计法。参照陈世香等^[29]的研究,选取“主要信息来源”作为工具变量,以互联网(包括手机上网)为主要信息来源的样本赋值为1,其他渠道则赋值为0。工具变量选择的理由是,常用手机电脑等媒介获取信息的居民更可能接触互联网,故工具变量和自变量之间存在相关性。同时,选择何种渠道作为主要信息来源属于个人习惯,仅体现个体异质差异,而与社会公平感之间并无直接联系,故满足工具变量的外生性要求。

首先,使用两阶段最小二乘法(2SLS)估计OLS模型的参数,估计结果如表3(1)~(2)列所示。第一阶段回归稳健F值为1603.58,远高于通常10的临界值,拒绝了工具变量为弱工具变量的原假设。因此,该测算不存在弱工具变量问题,且引入工具变量后,并未改变原基准回归模型结论。其次,使用Roodman提出的条件混合过程(CMP)估计法来估计IV-Oprobit模型的参数^[30],估计结果如表3(3)~(4)列所示。CMP估计方法中内生性参数atanrho_12参数显著异于0,即原基准回归中存在内生性问题。总而言之,CMP和2SLS估计结果基本一致,内生性处理前后互联网使用对居民

表2 基准回归结果 N=6376

变量	社会公平感		社会公平感	
	(1)OLS	(2)Probit	(3)OLS	(4)Oprobit
互联网使用	-0.037** (0.017)	-0.099** (0.046)	-0.109*** (0.034)	-0.149*** (0.039)
性别	0.068*** (0.012)	0.181*** (0.032)	0.105*** (0.024)	0.126*** (0.027)
年龄	0.002*** (0.000)	0.005*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.006*** (0.001)
婚姻状况	0.012 (0.015)	0.033 (0.039)	0.004 (0.029)	-0.004 (0.033)
社会保险	-0.001 (0.015)	-0.003 (0.038)	-0.006 (0.029)	-0.018 (0.033)
家庭年收入	0.008*** (0.003)	0.023*** (0.008)	0.015*** (0.006)	0.016** (0.006)
城乡类型	0.005 (0.013)	0.013 (0.034)	-0.007 (0.026)	-0.023 (0.029)
所在省份	0.039*** (0.007)	0.104*** (0.018)	0.059*** (0.013)	0.073*** (0.015)
常数项	0.318*** (0.053)	-0.495*** (0.142)	2.996*** (0.106)	
R ² /Pseudo R ²	0.018	0.014	0.017	0.010

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

社会公平感都具有显著负向影响,前文结论仍具有稳健性, H_1 再次得到验证。

3. 稳健性检验

(1)更换互联网使用测量方法。本研究将互联网使用按照CGSS问卷中题项答案赋值为1—5的有序变量,分别表示从“从不”到“非常频繁”五个维度的互联网使用程度,并运用Oprobit模型重新进行估计。回归结果如表4中(1)列所示,核心解释变量系数符号和显著程度无变化,表明原回归结果具有稳健性。

(2)更换模型。使用Logit模型、Ologit模型代替基准回归中的Probit模型、Oprobit模型,回归结果如表4(2)~(3)列所示,核心解释变量系数符号和显著程度均无明显变化,表明原回归结果具有稳健性。

四、调节效应与门槛效应分析

1. 受教育程度的调节效应

为进一步拓展教育因素在互联网使用对城乡居民社会公平感影响过程中的作用,本研究引入居民自身受教育程度和父辈受教育程度作为调节变量,按照模型(2)进行调节效应检验,回归结果见表5。表5(1)列显示,居民自身受教育程度与互联网使用的交互项系数为正,且在1%的水平上显著,表明自身受教育程度存在正向调节效应,即随着居民自身受教育年限的增加,互联网使用对其社会公平感的负面影响会被削弱,验证了 H_{2a} 。该结论与前文理论分析相符,表明自身受教育程度高的居民对社会公平的思考更倾向于“应得原则”,并且具有较高的认知能力,更能识别网络上的夸大、虚假信息,做出合理判断。

表5(2)列显示,居民父辈受教育程度与互联网使用的交互项系数为正,且在1%的水平上显著,表明父辈受教育程度亦存在正向调节效应,即随着居民父辈受教育年限的增加,居民使用互联网对自身社会公平感的负面影响会被削弱,验证了 H_{2b} 。该结论与前文理论分析相符,表明父辈受教育程度越高的居民,受到家庭教育环境和父母教育卷入影响,同样更倾向于“应得原则”,且具有较高的认知能力,受互联网的负面影响更小。

为了更直观地反映教育的调节效应,本研究将自变量互联网使用定义成赋值为1—5的有序变量,并将居民自身受教育程度和父辈受教育程度对互联网使用影响社会公平感的调节效应绘制成简单斜率图,分别如图2~图3所示。与前文结论一致, H_{2a} 、 H_{2b} 再次得到验证。

表3 工具变量法估计结果 N=6376

变量	两阶段最小二乘法 (2SLS)		条件混合过程 (CMP)	
	(1)第一阶段 互联网使用	(2)第二阶段 社会公平感	(3)第一阶段 互联网使用	(4)第二阶段 社会公平感
工具变量	0.485*** (0.012)		2.186*** (0.078)	
互联网使用		-0.118* (0.068)		-0.255*** (0.057)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.695*** (0.035)	3.010*** (0.134)		
$R^2/Pseudo R^2$	0.530	0.017	0.570	0.010
Robust F	1603.580			
$atanhrho_12$			0.096** (0.039)	
LR			4190.360***	

表4 稳健性检验结果 N=6376

变量	(1)替换互联网使用测度	(2)Logit模型	(3)Ologit模型
互联网使用	-0.030*** (0.011)	-0.163** (0.075)	-0.266*** (0.070)
控制变量	控制	控制	控制
LR $chi2(12)$	147.730	116.620	152.390
$R^2/Pseudo R^2$	0.009	0.014	0.009

表5 教育调节效应回归结果分析 N=6376

变量	(1)自身受教育程度	(2)父辈受教育程度
互联网使用	-0.301*** (0.060)	-0.155*** (0.038)
自身受教育程度	-0.008 (0.006)	
互联网使用×自身受教育程度	0.025*** (0.007)	
父辈受教育程度		-0.021** (0.010)
互联网使用×父辈受教育程度		0.030*** (0.011)
控制变量	控制	控制
R^2	0.019	0.017

2. 分样本调节效应分析

本研究进一步将样本按照户口类型和性别分组,分为城市组、农村组、男性组、女性组四个组别,分别对居民自身受教育程度和父辈受教育程度的调节效应进行回归分析,回归结果如表6所示。对比城市组和农村组的回归结果,农村居民自身受教育程度和父辈受教育程度越高,使用互联网对社会公平感的负向影响越小,正向调节效果比城市居民更显著。同样,对比男性组和女性组的回归结果,女性居民自身受教育程度和父辈受教育程度越高,使用互联网对社会公平感的负向影响越小,正向调节效果比男性居民更显著,且在男性居民样本中父辈受教育程度无显著正向调节作用。 H_{2c} 得到验证,可能的原因是,教育对农村居民和女性居民的社会经济地位获得更为重要,为处于弱势地位的农村居民和女性居民提供了社会经济地位向上流动的更强依赖渠道^[31]。

不可否认,当前我国社会仍存在一定的社会歧视,遭受过户籍歧视的居民和遭受过性别歧视的居民要比没遭受过此类社会歧视的居民对社会公平感的评价有显著下降^[32],而农村户籍居民和女性居民正是容易遭受性别歧视与户籍歧视的群体。由于网络“圈层化”社交存在,农村居民和女性居民使用互联网时可能接收到更多负面信息,容易出现“群体极化”现象。教育具有提高社会经济地位和认知能力的双重作用,在当前时代和社会背景下更应充分发挥教育的正向调节效应。教育一方面能够发挥促进社会阶层流动的作用,提高农村居民和女性居民的经济社会地位,另一方面能够提升更多暴露在社会歧视环境和不公平信息中的农村居民和女性居民认知能力,帮助他们明辨是非。

表6 分样本的教育调节效应分析

变量	分组一:城市组		分组二:农村组		分组三:男性组		分组四:女性组	
	(1)自身受教育程度	(2)父辈受教育程度	(1)自身受教育程度	(2)父辈受教育程度	(1)自身受教育程度	(2)父辈受教育程度	(1)自身受教育程度	(2)父辈受教育程度
互联网使用	-0.360*** (0.091)	-0.211*** (0.054)	-0.265*** (0.086)	-0.112** (0.055)	-0.298*** (0.103)	-0.123** (0.054)	-0.296*** (0.074)	-0.187*** (0.053)
受教育程度	-0.007 (0.009)	0.029** (0.015)	-0.010 (0.009)	-0.016 (0.015)	0.001 (0.010)	0.018 (0.015)	-0.015* (0.008)	0.042*** (0.015)
交互项	0.023** (0.010)	-0.024* (0.014)	0.030*** (0.011)	0.035** (0.016)	0.023** (0.011)	-0.004 (0.015)	0.027*** (0.010)	-0.037*** (0.014)
观测值	3672	3672	2704	2704	2982	2982	3394	3394
adj. R^2	0.018	0.017	0.028	0.027	0.019	0.016	0.015	0.015

3. 受教育程度的门槛效应

为探究不同受教育阶段的居民使用互联网对社会公平感的影响,本研究利用门槛模型式(3)进行实证检验。通过自助法检验是否存在门槛效应,设置重复抽样300次,结果如表7所示。依次进行单一门槛检验、双重门槛检验,结果显示,自身受教育程度和父辈受教育程度都显著通过单一门槛检验,且均未通过双重门槛检验,说明存在单一门槛效应。其中,自身受教育程度的单一门槛值为12(受教育阶段为高中、中专),父辈受教育程度的单一门槛值为6.5(受教育阶段为小学),该结论验证了 H_3 。

进一步以自身受教育程度和父辈受教育程度为门槛变量进行回归分析,回归结果如表8所示。结果显示,当居民自身受教育年限在12年及以下时,互联网使用对居民社会公平感有显著负面影响,

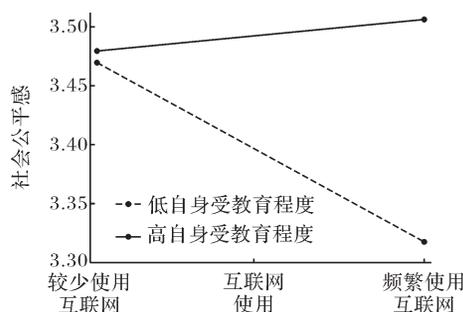


图2 自身受教育程度调节作用斜率图

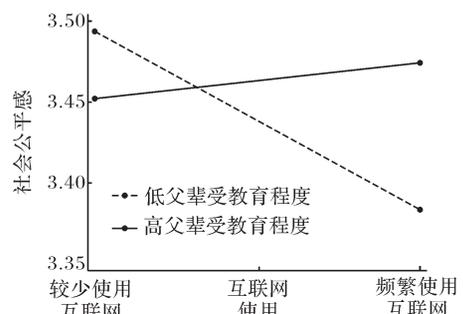


图3 父辈受教育程度调节作用斜率图

表7 受教育程度门槛回归检验

门槛变量	门槛数	F值	P值	BS次数	临界值		
					1%	5%	10%
自身受教育程度	单一门槛	23.130***	0.000	300	6.786	3.959	2.836
	双重门槛	0.310	0.580	300	6.867	3.802	2.404
父辈受教育程度	单一门槛	8.540**	0.003	300	5.772	3.179	2.201
	双重门槛	0.290	0.563	300	5.860	3.378	2.457

当居民自身受教育程度在12年以上时,互联网使用对居民社会公平感无显著影响;当父亲和母亲的平均受教育年限在6.5年及以下时,互联网使用对居民社会公平感有显著负面影响,当父亲和母亲的平均受教育年限在6.5年以上时,互联网使用对居民社会公平感无显著影响。这可能是因为自身教育和家庭教育的调节作用存在一个累积过程和底线,当居民认知水平和家庭认知水平达到一定程度时,教育对互联网使用负面影响居民社会公平感带来的削弱作用才得以显现,即这种正向调节作用逐步增强。

表8 受教育程度单门槛回归结果 N=6376

模型(1)		模型(2)	
变量	估计系数	变量	估计系数
互联网使用(自身受教育年限≤12)	-0.113*** (0.034)	互联网使用(父辈受教育程度≤6.5)	-0.114*** (0.034)
互联网使用(自身受教育年限>12)	0.055 (0.048)	互联网使用(父辈受教育程度>6.5)	-0.025 (0.047)
控制变量	控制	控制变量	控制
R ²	0.021	R ²	0.019

五、结论与建议

满足人民群众对公平正义的需求是推进中国式现代化的必然要求^[33]。21世纪以来,互联网逐渐重塑了城乡居民感知社会公平的路径和体验,但也使社会治理面临新挑战。

据此,本研究立足教育功能,采用中国综合社会调查(CGSS)2021年数据进行实证分析,考察了互联网使用、社会公平感和受教育程度三者之间的关系,发现互联网使用是影响城乡居民社会公平感的重要因素,而居民自身受教育程度和父辈受教育程度在互联网使用对居民社会公平感的影响中起到重要调节作用,并且这种调节作用在不同城乡类型、不同性别人群中呈现出差异化,亦存在单一门槛效应。具体表现为:一是互联网使用对城乡居民社会公平感具有显著负面影响,对模型的内生性问题进行处理后,这种显著负面影响依然存在;二是居民自身受教育程度和父辈受教育程度对这一负面影响产生正向调节作用,且相较于城市居民群体和男性居民群体,农村居民群体和女性居民群体的教育正向调节效应更为显著;三是教育的正向调节作用存在单一门槛效应,当居民自身受教育阶段到达高中或中专以上、父辈受教育阶段到达小学以上学历程度时,教育对互联网使用负面影响的削弱作用显著增强。

依据以上研究结论,本研究为社会公平感引导、互联网监管、教育政策制定及促进居民社会公平感提升提供如下政策建议。第一,政府及教育部门应联手加强社会公平感教育,通过党政干部对城乡居民的思想言论、官方媒体的文化讲坛、校园之中的政治思想文化讲座、大中小学的政治思想文化课程等,比较今天相较于往昔的巨大进步、我国相较于外国的制度优越等,促使城乡居民从物质层面到精神层面均能深切感受到我国人民生活的幸福变化,从心理到言语体现出对我国社会公平主体成就的赞美,进而增强这一主要基于内心体验和相对比较而获得的社会公平感。第二,政府部门应进一步加强对互联网、网络媒体和社交平台的监管力度,引导广大媒体、网民在互联网上传达正确、积极、理性的价值观,避免对虚假、歪曲、夸大信息进行传播,严厉打击网络谣言等互联网违法行为,营造风清气正的网络生态环境。第三,政府部门应通过加大教育经费投入,保障教育机会“均等”,一方面通过教育不断提升国民素质和认知水平,提高广大网民甄别网络不良信息的能力,另一方面通过教育打破阶级流动壁垒,充分发挥公共教育投资合理配置教育资源、弥补弱势家庭教育投入不足的重要职能,让弱势群体获得向上社会流动机会。政府部门尤其要重视和加快普及普通高中、职业高

中及以上教育阶段教育,针对性地对各级各类教育经费进行合理分配,在保障义务教育经费充分投入的同时,逐步增加普通高中、职业高中及以上教育阶段教育经费投入,以便受教育的城乡居民到达普通高中或职业高中水平后,能够显著抵消互联网使用对社会公平感带来的负面影响。第四,政府部门应加强农村居民群体和女性居民群体的教育投入,促进教育高质量均衡发展。农村居民和女性居民享有的教育资源也相对落后,保障农村居民和女性居民获得公平且高质量的教育不仅能够促使其获得向上社会流动通道,而且能够较好地缓解互联网使用对其社会公平感带来的负面影响,从而提升全体居民的公平感和获得感。

参 考 文 献

- [1] 习近平.高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[EB/OL].(2022-10-25)[2024-10-20].https://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm.
- [2] 郭媛媛,张腾.解密数字社会中的幸福密码——不同互联网使用程度下社会信任感和社会公平感对主观幸福感的影响机制研究[J].智能社会研究,2024,3(1):103-132.
- [3] 李琬,张国胜,杨明洪.互联网使用如何影响社会公平感?[J].当代经济科学,2023,45(4):45-58.
- [4] 韩彦超,潘泽泉.互联网使用与公平感——基于CSS2019的实证分析[J].浙江社会科学,2023(1):76-85,158.
- [5] 冯霞,苏振华.经济发展对社会公平感的影响——基于社会流动预期的分析[J].社会科学家,2021(5):86-93.
- [6] 陈晨.养老与医疗:社会保险参保行为对社会公平感的影响研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(2):38-45,164-165.
- [7] 陈新忠,周静玉.子代教育、社会网络与收入代际流动性[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021(1):120-129,179-180.
- [8] 汪盛玉.西方社会公正观念史中的“应得”问题及其理论启示[J].安徽师范大学学报(人文社会科学版),2020,48(5):44-53.
- [9] STOUFFER S A, SUCHMAN E A, DEVINNEY L C, et al. The American soldier: adjustment during army life[M].New Jersey: Princeton University Press, 1949.
- [10] MAJOR B. From social inequality to personal entitlement: the role of social comparisons, legitimacy appraisals, and group membership[J]. Advances in experimental social psychology, 1994(26): 293-355.
- [11] CORREA T, HINSLEY A W, HOMERO G D Z. Who interacts on the web? —— The intersection of users' personality and social media use[J]. Computers in human behavior, 2010, 26(2): 247-253.
- [12] MIDGLEY C, THAI S, LOCKWOOD P, et al. When every day is a high school reunion: social media comparisons and self-esteem[J]. Journal of personality and social psychology, 2021, 121(2): 285.
- [13] MORGAN M, SHANAHAN J, SIGNORIELLI N. Cultivation theory in the twenty-first century[M]//FORTNER, ROBERT S., MARKFACKLER P. The handbook of media and mass communication theory. Malden: Wiley-Blackwell, 2014.
- [14] SHI Y. Does the internet exacerbate social discontent among youth? —— Internet use and perception of social equity: Information exposure as a mediator[J]. Communication and society, 2024(69): 51 - 80.
- [15] 韩雨晴,谢强.新媒体是否传播了较多的负能量——基于社会公平感视角[J].当代财经,2019(10):15-24.
- [16] RITZMAN R L, TOMASKOVIC-DEVEY D. Life chances and support for equality and equity as normative and counternormative distribution rules[J]. Social forces, 1992, 70(3): 745-763.
- [17] 孙明.市场转型与民众的分配公平观[J].社会学研究,2009,24(3):78-88,244.
- [18] JACKMAN M R, MUHA M J. Education and intergroup attitudes: moral enlightenment, superficial democratic commitment, or ideological refinement?[J]. American sociological review, 1984(6): 751-769.
- [19] 李颖晖.教育程度与分配公平感:结构地位与相对剥夺视角下的双重考察[J].社会,2015,35(1):143-160.
- [20] 翁定军.阶级或阶层意识中的心理因素:公平感和态度倾向[J].社会学研究,2010,25(1):85-110,244.
- [21] BORGHANS L, GOLSTEYN B H H, HECKMAN J, et al. Identification problems in personality psychology[J]. Personality and individual differences, 2011, 51(3): 315-320.
- [22] LÖVDÉN M, FRATIGLIONI L, GLYMOUR M M, et al. Education and cognitive functioning across the life span[J]. Psychological science in the public interest, 2020, 21(1): 6-41.
- [23] FREDERICK S. Cognitive reflection and decision making[J]. Journal of economic perspectives, 2005, 19(4): 25-42.
- [24] SAVAG E, LEONARD J. The foundations of statistics[M]. New York: Wiley, 1954.
- [25] HECKMAN J, CARNEIRO P. Human capital policy[C]. NBER Working Papers, 2003.
- [26] 张茜洋,冷露,陈红君,等.家庭社会经济地位对流动儿童认知能力的影响:父母教养方式的中介作用[J].心理发展与教育, 2017, 33(2): 153-162.
- [27] 赵媛,唐安琪,吴沁宇.家庭资本对我国教育代际流动性性别差异的影响——基于CGSS2017年数据[J].江苏高教,2022(12):

- 82-89.
- [28] ZHOU D, ZHU J, GUO Y. Does internet connect to social justice perception in China?[J]. *Frontiers in psychology*, 2022(13): 917039.
- [29] 陈世香,曾鸣.农村居民互联网使用对文化消费的影响及作用机制[J]. *首都经济贸易大学学报*, 2021, 23(3):75-85.
- [30] ROODMAN D M. Fitting fully observed recursive mixed-process models with CMP[J]. *Stata journal*, 2011, 11(2):159-206.
- [31] 徐菁,邵宜航,张子尧.高等教育扩张能促进向上社会流动吗?——来自中国高校扩招的证据[J]. *教育与经济*, 2024, 40(3): 28-37.
- [32] 黄永亮,崔岩.社会歧视对不同收入群体社会公平感评价的影响[J]. *华中科技大学学报(社会科学版)*, 2018, 32(6):23-32.
- [33] 廖小明.中国式现代化进程中社会主义公平正义价值引领探赜[J]. *中州学刊*, 2024(7):13-22.

How Does Education Modulate the Effects of Internet on Social Justice Perception?

CHEN Xinzhong, YANG Ningxin

Abstract The Internet acts as a double-edged sword, both enhancing people's lives and distorting their perceptions. Education, however, can mitigate its adverse effects. Based on data from the 2021 China General Social Survey (CGSS), this study uses the moderating effect and threshold effect models to explore the correlation mechanism among residents' Internet use, social justice perception and education level. The findings suggest that Internet use has a significant negative impact on the perception of social fairness among urban and rural residents—those who use the Internet perceive society as less fair than those who do not. Meanwhile, the improvement of both individuals' and their parents' levels of education positively moderate this negative effect, effectively mitigating the adverse impact of excessive internet use. The moderating role of education varies by region and gender, with a more pronounced effect among rural residents compared to urban residents, and among women compared to men. Moreover, the moderating effect of education displays threshold characteristics: when individuals' educational attainment surpasses 12 years and their parents' exceeds 6.5 years, the positive moderating impact strengthens. Based on these findings, it is recommended that the government should play a good role of "gatekeeper" by strengthening the regulation of the Internet, and increasing the investment in education and human capital, so as to improve the social justice perception among the population.

Key words educational level; internet use; social justice perception; threshold effect

(责任编辑:金会平)