

数字经济时代下的居民主观经济福利感知

——基于经济地位认同偏移视角的分析

Residents' Subjective Perception of Economic Welfare in the Era of Digital Economy:
Analysis from the Perspective of Economic Status Identitybias

刘莹

LIU Ying

[摘要] 党的二十大报告明确指出,必须坚持在发展中保障和改善民生,鼓励共同奋斗创造美好生活,不断实现人民对美好生活的向往。与此同时,数字经济已成为驱动我国经济高质量发展的新引擎。数字经济的迅猛发展为居民经济地位认同偏移带来了潜在风险,为提升人民主观经济福利感知,增强人民获得感、幸福感、安全感带来了新的挑战。在数字经济时代背景下,互联网实现跨越式发展,深度渗透经济社会发展各领域全过程,成为居民主观经济福利感知重要影响因素。本文基于2010年、2014年、2016年和2018年“中国家庭追踪调查”(CFPS)四年面板数据,对我国居民互联网使用行为对经济地位认同偏移的影响进行了系统研究,并对产生这种影响的原因进行了分析。实证结果表明:我国居民的互联网使用行为对其经济地位认同偏移有着显著的正向影响,对其高估经济地位认同有着显著的负向影响,对其低估经济地位认同有着显著的正向影响,使用互联网会导致经济地位认同产生偏移,同时会低估经济地位认同。我们认为导致这一现象存在的原因在于:人们使用互联网后会降低主观经济地位,提升客观经济地位。进一步研究发现,互联网使用对经济地位认同偏移的影响在收入不平等程度不同和户籍类型不同的群体中存在一定的差异性。本文的实证发现对于增加居民主观经济福利水平,进而提升人民获得感、幸福感、安全感有着重要的政策涵义。

[关键词] 互联网 经济地位认同偏移 主观经济地位 客观经济地位

[中图分类号] F12 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2024) 02-0003-12

Abstract: The report to the 20th National Congress of the CPC clearly pointed out that we must adhere to ensuring and improving people's livelihood in the course of development, encourage joint efforts to create a better life, and constantly realize the people's aspirations for a better life. At the same time, the digital economy has become a new engine driving the high-quality development of the Chinese economy. The rapid development of digital economy has brought potential risks to the deviation of residents' economic status identity, and brought new challenges to improve people's subjective perception of economic welfare and enhance people's sense of gain, happiness and security. In the context of the digital economy era, the Internet has achieved leapfrog development, deeply penetrated the whole process of economic and social development, and become an important factor affecting residents' subjective perception of economic welfare. Using four-year panel data from the China Family Panel Studies (CFPS) in 2010, 2014, 2016 and 2018, this paper systematically investigates the impact of Chinese people's Internet use behavior on economic status identity bias, and analyzes the reasons for this impact. The empirical results show that people's Internet use behavior has a significant positive effect on their economic status identity bias, a significant negative effect on their overestimation of economic status identity, and a significant positive effect on their underestimation of economic status identity, that is, the use of the Internet leads to economic status identity bias and underestimation of economic status identity at the same time. We propose that this phenomenon is due to the fact that people's use of the Internet reduces their evaluation of subjective economic status and leads to an increase in objective economic status. Further research shows that the influence of Internet use on economic status identity bias is different in groups with different levels of income inequality and different household registration types. The empirical findings of this paper have important policy implications for increasing the subjective economic welfare level of residents and thus improving people's sense of gain, happiness and security.

Key words: Internet Economic status identity bias Subjective economic status Objective economic status

DOI:10.19681/j.cnki.jcufe.2024.02.006

[收稿日期] 2023-05-03

[作者简介] 刘莹,女,1982年11月出生,就职于中国社会科学院经济研究所,研究方向为数字经济、文化与经济、能源环境等,联系方式为 yuchi113@163.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“新发展格局下构建开放型经济体系研究”(项目编号:22ZDA063)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

党的二十大报告指出要加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合,打造具有国际竞争力的数字产业集群。数字经济正推动生产方式、生活方式和治理方式深刻变革,成为改变全球竞争格局的关键力量。习近平总书记在全网网络安全和信息化工作会议上指出,网信事业发展必须贯彻以人民为中心的发展思想,把增进人民福祉作为信息化发展的出发点和落脚点。《“十四五”国家信息化规划》将满足人民日益增长的美好生活需要列为国家信息化发展的根本目的。基于此,研究互联网使用对居民经济地位认同偏倚的影响与作用机制具有重要现实意义。

在互联网已经深度渗透到了人们生活的方方面面,正深刻改变着国家、企业、个体等各层面经济社会系统的运行模式和产出效率。互联网的普及在优化资源配置与产出效率的同时,也深刻影响着人们行为与价值观念,为居民经济地位认同偏倚带来了潜在风险。从宏观层面出发,互联网这一新技术的运用将直接或间接地对经济金融发展、宏观政策制定、跨境贸易等经济活动产生影响(Cronin, 1998^[1]; Choi等, 2002^[2]);从微观层面出发,互联网使用有力地冲击着人们固有的一系列微观经济行为,如投资消费决策、交易模式、社会关系等(Song和Zahedi, 2005^[3]; Lohmann, 2015^[4])。互联网使用是人们微观认知、主观信念以及地位认同的影响因素(Castells, 1996^[5]; 李春玲, 2019^[6])。从资本的视角,互联网新媒体作为一种经济、文化、社会资本,会对人们的主观地位认同产生影响(周葆华, 2010^[7]);从信息获取的视角,互联网带来的信息共享会影响人们的主观地位感知(Cho和Agrusa, 2006^[8]);从参照群体的视角,社交软件的使用会影响人们的主观地位认同(Aubrey和Rill, 2013^[9])。例如,对高端消费、生活等类型内容的渲染会使人们的参照群体向上层偏倚,强化人们对于当前社会阶层地位分化的认知,使人们产生相对剥夺感,主观地位认同向下偏倚;相反,对弱势群体等类似事件的报道会使人们的参照群体向中下阶层倾斜,从而产生相对优越感,主观地位认同向上偏倚。

同时,增进民生福祉是发展的根本目的。习近平总书记在参加十四届全国人大一次会议江苏代表团审议时指出,人民幸福安康是推动高质量发展的最终目的。党的二十大报告明确指出,为民造福是立党为公、执政为民的本质要求,人民生活更加幸福美好是我国发展总体目标之一。主观经济地位感知是居民幸福感的重要影响因素(李涛等, 2019^[10])。在数字经

济时代背景下,互联网对人们行为与价值观念的影响愈发凸显,为居民经济地位认同偏倚带来了潜在风险,并进一步影响居民幸福感的提升。如何促进居民正确感知主观经济地位、增加主观经济福利水平成为数字经济时代提升人民获得感、幸福感、安全感的关键。习近平总书记在全国网络安全和信息化工作会议上指出,网信事业发展必须贯彻以人民为中心的发展思想,把增进人民福祉作为信息化发展的出发点和落脚点。《“十四五”国家信息化规划》将满足人民日益增长的美好生活需要列为国家信息化发展的根本目的。基于此,研究互联网使用对居民经济地位认同偏倚的影响与作用机制具有重要现实意义。

在现实生活中,人们往往很少以绝对尺度去衡量事物,天生就习惯进行社会比较。社会比较作为一种人类普遍存在的社会现象,其起源可以追溯到西方哲学、社会学、社会心理学等对于自我及社会影响的相关研究。随着社会比较理论研究的深入,经济学家们开始关注有关主观经济地位(即相对收入)的研究。杜森贝利于1949年提出了“相对收入假说”,假说认为相对收入对人们消费行为会产生影响,即消费函数不仅受到个人收入的影响,也会受到别人收入的影响(Duesenberry, 1949^[11])。随后也有大量实证文章研究了主观经济地位对个人经济行为与决策的影响,包括工作选择、消费决策、慈善捐助、幸福感等(Frank, 1985^[12]; Akerlof和Yellen, 1990^[13]; Clark和Oswald, 1998^[14]; 罗楚亮, 2009^[15])。亦有大量文献研究了主观经济地位的影响因素,包括绝对收入、教育水平、健康状况、婚姻状况、职业类型等(Ravallion和Lokshin, 1999^[16]; 何兴强和史卫, 2014^[17]; 李涛等, 2019^[10])。

相对于主观经济地位,还有一种能够测度人们经济地位的指标就是客观经济地位,即人们以客观收入水平或财富水平来衡量其在所处群体或社会中的实际地位。然而,现实生活中往往会有这样的现象,即富人觉得“不富”,穷人觉得“不穷”。从经济学的视角来看,这是一种经济地位认同偏倚现象,即人们对于自身经济地位的主观认知存在偏差,其主观经济地位认同并不完全符合其客观经济地位的现象。类似认同偏倚的研究,最早来自社会学中的阶层认同(Status Identification),即“个人对自己在社会阶层结构中所处位置的感知”(Jackman和Jackman, 1973^[18])。在后续研究中,学者们发现这种阶层认同同样适用于

人们对其自身所处的社会经济地位的主观意识、评价和感受,即地位认同。随着地位认同研究的深入,已有研究发现人们的主观地位认同虽然在一定程度上反映了其客观地位,但并不与客观地位完全相对应(Graham和Pettinato, 2004^[19]),这种现象被称为地位认同偏移。地位认同偏移分为:向上偏移,即主观地位认同高于客观地位;向下偏移,即主观地位认同低于客观地位(卢福营和张兆曙, 2006^[20])。已有研究中,地位认同偏移的影响因素主要包括收入、教育、文化、心理因素、社会结构等(范晓光和陈云松, 2015^[21];韩钰和仇立平, 2015^[22])。

那么,互联网使用对经济地位认同偏移是否产生影响?若产生影响,作用机制又是什么?为了回答上述问题,本文基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据(2010、2014、2016和2018),构造“经济地位认同偏移”指标,实证分析了我国居民的互联网使用行为对经济地位认同偏移的影响,并进一步探讨产生这种影响的原因。进一步地,通过引入收入不平等和户籍特征变量指标,实证分析了不同群体中互联网使用对经济地位认同偏移的异质性影响。实证结果表明,我国居民的互联网使用行为显著促进了其经济地位认同偏移,对其高估经济地位认同有着显著的负向影响,对其低估经济地位认同有着显著的正向影响,即使用互联网会导致经济地位认同产生偏移,会低估经济地位认同。我们认为导致这一现象存在的原因在于:人们使用互联网后会降低其对主观经济地位的评价,同时导致客观经济地位上升。进一步地,互联网使用对经济地位认同偏移的影响在收入不平等程度不同和户籍类型不同的群体中存在一定的异质性。

基于此,本文有以下几方面的边际贡献:其一,本文基于问卷中关于个体对个人收入水平在本地所处位置评价这一问题,更好地刻度了主观经济地位,进而更精准地衡量了经济地位认同偏移。其二,本文证实了互联网使用对人们经济地位认同偏移的重要影响,并通过了滞后一期回归、替换主要解释变量与被解释变量、剔除部分样本等稳健性与内生性检验,丰富和补充了经济地位认同偏移影响因素的相关研究。其三,本文实证分析了互联网使用对人们经济地位认同偏移影响的作用渠道与群体差异,为政府增加居民主观经济福利水平,进而提升人民获得感、幸福感、安全感的相关决策提供了学术支撑。

余文的结构安排如下:第二部分为文献综述;第

三部分为数据样本和变量构造;第四部分为实证分析,包括描述性统计、基准回归分析、内生性问题识别、稳健性检验和异质性分析;第五部分为结论与政策建议。

二、文献综述

(一) 经济地位认同偏移

确切来说,本文对经济地位认同偏移的界定,源自社会学中的阶层地位认同概念。阶层地位认同是指个人对自己在社会阶层结构中所处位置的感知(Jackman, 1973^[18])。这一阶层地位又有主观和客观之分,较早的研究指出人们的主观地位认同一定程度上反映了其客观地位。马克思主义阶级理论较早地提出阶级认同的概念,认为个体的客观经济地位决定其主观意识,并依据客观经济水平的差异将人们划分为不同的阶级群体。卢福营和张兆曙(2006)^[20]研究发现村民对于经济地位和社会地位的自我认同受到经济收入的影响,虽然不是完全对应的关系,但村民的主观经济地位认同与其客观经济水平总体来说具有一致性。李涛等(2019)^[10]也指出,人们的客观相对收入水平越高,则主观经济地位越高。

随着研究的深入,有研究发现,人们的主观地位认同虽然在一定程度上反映了其客观地位,但并不与客观地位完全相对应,即存在地位认同偏移。韦伯研究发现现实生活中人们客观地位的归属和主观地位的认同在很多情况下都存在不一致的现象,例如在资产阶级革命后贵族虽然丧失了财富,但仍自认为地位处于上层。主观地位认同和客观地位分层的 inconsistency 已经成为现代社会的一种常态(李培林, 2005^[23])。主观地位认同是相对独立的社会心理过程,并不完全与客观地位分层相一致。这种地位认同偏移主要表现为:向上偏移,即主观地位认同高于客观地位;向下偏移,即主观地位认同低于客观地位(卢福营和张兆曙, 2006^[20])。

在已有研究的基础上,本文认为人们的经济地位认同也可能存在主观和客观不一致的现象,即经济地位认同偏移。主观经济地位是指个体在主观上对其自身相对收入或财富水平的认知,它关注的是个体在特定群体或社会中对自身经济状况的感受和评价。这种收入感知主要用自认为个人收入在本地水平进行衡量,打分越高,则其主观经济地位越高(Ravallion和Lokshin, 1999^[16];Powdthavee, 2007^[24])。对于

客观经济地位,相关学者主要参照群体收入水平的中位数、平均数或者收入在参照群体中的排序(Rank)来定义,排序等级越高,则客观经济地位越高(Clark和Oswald,1998^[14];李涛等,2019^[10])。经济地位认同偏移则是用主观经济地位和客观经济地位之间的差值进行衡量,其中,当主观经济地位小于客观经济地位时,表示主观经济地位认同向下偏移;当主观经济地位大于客观经济地位时,表示主观经济地位认同向上偏移;只有当主观经济地位等于客观经济地位时,表示主观经济地位认同与客观经济地位一致(韩钰和仇立平,2015^[22])。

(二) 互联网使用对经济地位认同偏移的影响

已有研究中,地位认同偏移的影响因素主要包括人口统计学变量、经济学变量、心理学变量、社会学变量等(范晓光和陈云松,2015^[21];韩钰和仇立平,2015^[22])。刘欣(2002)^[25]研究指出,人们对自身阶层的主观认知受到相对剥夺感的影响。进一步地,李培林(2005)^[26]从社会结构出发,认为收入差距的扩大导致中国社会缺乏成熟稳定的“中间阶层”,因而导致主观地位认同和客观地位不一致的现象,并提出处于相对剥夺地位的人们对自身主观地位的感知更容易具有向下偏移的倾向。卢福营和张兆曙(2006)^[20]发现浙江农民的主观地位认同存在偏移,这种偏移可能来源于文化传统、心理因素、思维方式、现有社会结构体系等多重因素,受到“怕富”心理、参照对象、相对剥夺感的影响。Ravallion和Lokshin(2002)^[27]研究发现,对未来预期较消极的人们的经济地位认同更倾向于向下偏移;而对未来的预期更好或更具信心对人们的主观经济地位认同则具有显著的正向影响(Powdthavee,2007^[24])。Litwin和Sapir(2009)^[28]认为,老年人可能低估了经济困难,经济地位认同呈现出向上偏移。

随着网络技术的飞速发展,人们开始关注互联网对主观地位认同的影响。Ahn(2012)^[29]在一项针对青少年的网络研究中发现,使用Facebook和Myspace的青少年倾向于具有更高的主观地位认同。类似地,另外一项针对大学生的研究也表明,使用Facebook与主观地位认同之间存在联系(Aubrey和Rill,2013^[9])。周葆华(2012)^[30]证实了互联网对主观地位认同的影响具备普适性,但由于地区之间新媒体普及率、使用情况具有一定差别,这种影响会因地区而异。Lohmann(2015)^[4]研究发现,相较于不常使用

互联网的人,频繁使用互联网的人在收入增长时的满意度相对较低。

此外,也有研究从资本、信息获取、参照群体的视角解释了互联网对地位认同偏移的影响。从资本的视角来看,McQuail等(1972)^[31]提出媒体的使用可以使人们获取谈资、发展人际关系,互联网等媒体的使用对社会资本具有影响(Putnam,2000^[32];Wellman等,2001^[33])。周葆华(2010)^[7]还提出,电脑、手机等新媒体的使用可以被视为一种资源或资本,从而影响人们的主观地位意识;新媒体的使用不仅反映了经济资本,还体现了文化资本,且这种文化资本可以转化为经济资本和社会资本。从信息获取的角度来看,周葆华(2010)^[7]认为,互联网之所以区别于传统媒体的原因是互联网不将其使用者局限于单方面的接受信息,而是赋予人们主动参与、创造的能力(如在网上发帖、进行社交等网络互动),进而对主观地位认同产生相应影响。Cho等(2006)^[8]认为,新闻可以通过标识某个社会群体,比如中产阶级、白领阶层,从而影响人们对主观地位的感知。从参照群体的角度来看,媒体在构建人们对于外部世界的想象方面具有重要作用,媒体使用是人们认知社会阶层分化、选择参照群体的重要影响因素(Shrum,2009^[34])。网络新闻可以通过呈现不同的阶层形象和社会矛盾,影响人们对于参照群体的选择(周葆华,2010^[7])。胡建国(2017)^[35]认为互联网的兴起拓宽了人们对于社会的认知范围,使得参照群体发生了变革,参照对象不再局限于有限的个体,并以此为出发点探讨互联网使用对主观地位认同是否具有重塑性;他提出参照群体的改变会影响人们的主观地位认同,使得主观地位与客观地位并不完全一致。

大多数研究聚焦于互联网使用对主观地位认同的影响,并从资本、信息获取、参照群体视角进行了深入分析。从已有的经验分析来看,使用互联网可以影响人们的主观地位认同,导致人们地位认同产生偏移,这一影响具备普适性,且由于地区之间互联网普及率及使用情况有一定差别,因此又具有地区差异性。然而,从经济地位视角出发,聚焦于互联网使用对主客观经济地位影响的研究较为匮乏。鉴于互联网络已经成为人们生产生活的重要组成部分,以及“富人觉得‘不富’,穷人觉得‘不穷’”现象的存在,本文试图以此为出发点,通过理论分析和实证检验相结合的方法,来验证互联网使用对人们经济地位

认同偏移的影响。

三、数据样本与变量描述

本文的数据来自中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, 简称 CFPS), 覆盖了中国除港澳台外的 31 个省份, 本文使用的是该调查的 2010 年、2014 年、2016 年和 2018 年的数据。

本文关注成人 (16 岁以上) 的互联网使用情况对其经济地位认同偏移的影响, 其中人口统计学特征变量主要来自成人问卷, 包括受访者互联网使用情况、经济地位认同偏移等, 而与家庭相关的变量主要来自家庭问卷, 这包括家庭资产、家庭负债、家庭人口结构等。

首先, 经济地位认同偏移。本文的经济地位认

同偏移记作 Economic Status Bias (简称, ESB), 等于主观经济地位减去客观经济地位。其中, 主观经济地位, 记作 Subjective Economic Status (简称, SES), 根据问题“您的个人收入在本地属于?” 的答案分别赋值 1-5, 取值越大表示主观经济地位越高。客观经济地位, 记作 Objective Economic Status (简称, OES), 为能够更加准确地衡量受访者的客观经济地位, 并且与主观经济地位中的“本地”相对应, 根据李涛等 (2019)^[10] 的做法, 我们根据受访者所在区县按受访年份对个人收入进行排序, 对照主观经济地位分为 1 到 5 五个等级, 取值越高, 其客观经济地位越高^①。为更加直观地观测受访者经济地位认同偏移状况, 本文构造了以下一系列变量 (见表 1)。

表 1 变量定义

变量名称	定义
经济地位认同偏移指标	
<i>ESB</i>	经济地位认同偏移 -4 到 4
<i>ESB1</i>	是否存在经济地位认同偏移 存在时, 赋值为 1, 反之为 0。
<i>ESB2</i>	是否高估 当 $ESB > 0$ 时, 主观经济地位大于客观经济地位, 存在经济地位的高估现象, 赋值为 1, 反之为 0。
<i>ESB3</i>	是否低估 当 $ESB < 0$ 时, 主观经济地位小于客观经济地位, 存在经济地位的低估现象, 赋值为 1, 反之为 0。
互联网使用情况指标 (核心解释变量)	
<i>Internet</i>	是否使用互联网 若受访者使用了互联网, 则该变量赋值为 1, 反之为 0 ^②
<i>Internet Time</i>	互联网使用时间 受访者互联网使用时间, 计数单位为时/天 ^③
控制变量	
<i>Male</i>	性别 男性为 1, 女性为 0
<i>Age1</i>	年龄 在采访当年的周岁年龄
<i>Age2</i>	年龄的二次方 —

① 有的区县的受访者总人数小于 5 人, 由于无法进行 5 等级划分, 我们将其赋值为缺失值; 此外, 有的受访者区县代码缺失, 我们也将这一部分人赋值为缺失值。
 ② 2010 年、2014 年两年问卷中, 关于受访者是否使用互联网的问题为: “请问, 你/您是否上网? 1. 是; 5. 否。其中, ‘上网’ 是指通过电话线、局域网、无线网等接入互联网的行为”, 因此, 当受访者相应回答为“是”时, 我们赋值为 1, 反之为 0。2016 年、2018 年问卷中, 关于受访者是否使用互联网的问题为: “是否移动上网, 即你/您是否使用移动设备, 比如手机、平板, 上网? 1. 是; 5. 否。是否电脑上网, 即您/你是否使用电脑上网? 1. 是; 5. 否”, 因此, 当受访者移动上网或者电脑上网时, 受访者使用互联网, 赋值为 1, 反之为 0。
 ③ 2010 年问卷中, 关于受访者互联网使用时间的问题为: “最近非假期的一个月, 你/您平均每天上网的时间约为多少小时?” 取值范围为 0~24 小时, 当受访者不使用互联网时, 其互联网使用时间赋值为 0。2014 年、2016 年、2018 年问卷中, 关于受访者互联网使用时间的问题为: “一般情况下, 您/你每周业余时间有多少小时用于上网?” 取值范围为 0~168 小时, 为与 2010 年互联网使用时间指标一致, 本文将每周互联网使用时间换算成每天互联网使用时间, 当受访者不使用互联网时, 其互联网使用时间赋值为 0。

续前表

变量名称		定义
<i>Education</i>	受教育年限	受访者的受教育年限
<i>Familysize</i>	家庭常住人口的数量	—
<i>Ratio16</i>	家庭常住人口中 16 岁以下的比例	—
<i>Health1-Health5</i>	健康状况的五个虚拟变量	根据受访者对“您认为自己的健康状况如何?”进行赋值,当受访者认为自己身体状况的回答属于相应情况时赋值为 1,反之为 0。其中,Health1 表示非常不健康,Health5 表示非常健康
<i>Ratio_unhealth</i>	家庭常住人口中身体不佳的比例	身体健康状况为不健康或者非常不健康的成员比例
<i>Marry1- Marry5</i>	婚姻状况的五个虚拟变量	分别以 <i>Marry1</i> 、 <i>Marry2</i> 、 <i>Marry3</i> 、 <i>Marry4</i> 、 <i>Marry5</i> 表示未婚、在婚、同居、离婚或丧偶,取值均为 0 或者 1
<i>lnDebt</i>	家庭负债的对数	银行贷款、亲友借款和民间借贷
<i>lnAsset</i>	家庭资产的对数	家庭金融资产和固定资产
<i>lnFincome</i>	家庭人均收入对数化	—

此外,由于不同地区在自然环境、文化与社会经济状况等方面存在差异,对当地居民经济地位认同偏移可能产生不同的影响,我们在构建实证模型时控制了省份固定效应和时间固定效应。

四、实证分析

(一) 统计分析

表 2、表 3、表 4 汇报了人们的经济地位认同偏移状况。总体来看,全样本中 80.7% 的人的经济地

位认同产生了偏移,其中经济地位认同高估占比为 26.4%,低估占比为 54.3%。可以看出,全样本中有半数以上的人会低估其经济地位认同,即人们的主观经济地位低于客观经济地位。从经济地位认同初始低估值分布来看,低估值为“-2”的样本占比最多,为 21.67%,其次为低估值为“-1”的样本;从初始高估值分布来看,高估值为“1”的样本占比最多,为 13.65%,其次为高估值为“2”的样本。

表 2 经济地位认同偏移统计分布

变量	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<i>ESB1</i>	115 242	0.807	0.395	0	1
<i>ESB2</i>	115 242	0.264	0.441	0	1
<i>ESB3</i>	115 242	0.543	0.498	0	1

表 3 主观经济地位与客观经济地位

		客观经济地位					
		1	2	3	4	5	Total
主观经济地位	1	5 573	5 761	5 304	4 894	3 109	24 641
	2	4 842	5 200	5 598	6 232	5 830	27 702
	3	8 342	8 282	8 964	9 754	13 439	48 781
	4	1 580	1 581	1 614	1 684	2 621	9 080
	5	1 041	1 033	1 128	997	839	5 038
	Total	21 378	21 857	22 608	23 561	25 838	11 5242

表 4 经济地位认同初始值分布

	Freq.	Percent	Cum.
-4	3 109	2.70	2.70
-3	10 724	9.31	12.00
-2	24 975	21.67	33.68
-1	23 734	20.59	54.27
0	22 260	19.32	73.59
1	15 735	13.65	87.24
2	11 051	9.59	96.83
3	2 613	2.27	99.10
4	1 041	0.90	100.00
Total	115 242	100	

表 5 汇报了其他变量的描述性统计。从互联网使用情况来看，样本中 34.8% 的人使用了互联网。从人口统计学特征来看，样本中男性占比为 49.6%，男女比例大致相当。样本中居民平均年龄为 45.27 岁，这表明样本多属于壮年阶段。样本中居民自评身体健康状况平均值为 3.296，即位于一般和健康之间。样本中居民的受教育年限平均值是 7.42 年，若以常规受教育年限为参照，样本受教育程度多处于初中未毕业状态。从家庭特征来看，样本中家庭负债平均为 42 162.92 元，家庭资产平均为 2 071 498 元，家庭人均收入为 18 270.53 元。此外，样本中家庭平均由 4 人组成。其中，16 岁以下的人口平均占总人口的 14.0%，而身体状况欠佳的人口平均占总人口的 27.2%。

表 5 其他变量描述性统计

变量	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<i>Internet</i>	135 496	0.348	0.476	0.000	1.000
<i>Male</i>	138 922	0.496	0.500	0.000	1.000
<i>Age1</i>	138 908	45.270	17.540	9.000	110.000
<i>Health</i>	138 893	3.296	1.289	1.000	5.000
<i>Education</i>	132 336	7.423	4.822	-1.000	23.000
<i>Marry</i>	136 451	2.081	0.874	1.000	5.000
<i>lnFincome</i>	134 353	9.184	1.157	0.000	15.550
<i>lnAsset</i>	122 681	11.510	2.852	0.000	23.720
<i>lnDebt</i>	137 130	3.650	5.092	0.000	18.420
<i>Familysize</i>	138 936	4.302	1.977	1.000	26.000
<i>Ratio16</i>	138 936	0.140	0.164	0.000	1.000
<i>Ratio_unhealth</i>	138 927	0.272	0.312	0.000	1.000

(二) 回归分析

1. 基准回归分析。

考虑到本文的被解释变量为二元变量，因此本文使用 Probit 模型实证研究人们的互联网使用情况对其经济地位认同偏移的影响。回归中控制了省份和时间固定效应。相应的回归方程如下：

$$Pr (ESB_{ijt} = 1) = \varphi (\alpha + \beta X_{ijt} + \gamma Z_{ijt} + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{ijt})$$

其中，*i* 为居民，*j* 为省份，*t* 为年份；*ESB_{ijt}* 表示不同年份、不同省份的不同居民的经济地位认同偏移；*X_{ijt}* 表示不同年份、不同省份的不同居民的互联网使

用情况；*Z_{ijt}* 为控制变量组合。

表 6 是基准回归的结果。列 (1) 回归结果显示居民使用互联网显著提升了其经济地位认同偏移，即当居民使用互联网之后，则其经济地位认同产生偏移的概率提高 2.6%。列 (2) 回归结果显示，居民使用互联网对其经济地位认同高估具有显著的负向影响，即当居民使用互联网之后，则其高估经济地位认同的概率降低 4.4%。列 (3) 回归结果显示，居民使用互联网对其经济地位认同低估具有显著的正向影响，即当居民使用互联网之后，则其低估经济地位认同的概率提高 6.9%。以上实证检验结果可以看出，人们在使用互联网之后，会导致其经济地位认同产生

偏移,同时,人们普遍会更低估其经济地位。

表 6 基准回归分析结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>ESB1</i>	<i>ESB2</i>	<i>ESB3</i>
<i>Internet</i>	0.026*** (0.004)	-0.044*** (0.004)	0.069*** (0.005)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	94 690	94 683	94 695

2. 稳健性检验。

为了证实结论的可靠性,我们对基准回归结果进行了一系列稳健性检验。

首先,我们使用了居民的互联网使用时间来衡量其互联网使用情况,即 *Internet Time*,居民的互联网使用时间越长,其互联网使用越频繁。表 7 汇报了相应的回归结果。回归结果显示,居民互联网使用时间越长,其经济地位认同产生偏移的可能性越高,同时,越会低估经济地位认同。

表 7 稳健性检验一:替换主要解释变量

	(1)	(2)	(3)
	<i>ESB1</i>	<i>ESB2</i>	<i>ESB3</i>
<i>Internet Time</i>	0.003*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	0.008*** (0.002)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	94 566	94 559	94 571

其次,社会地位是一种能够更加综合衡量居民经济地位的变量指标。因此,我们构造了主观社会地位变量指标,记作 *Subjective Social Status* (简称 *SSS*),根据问卷中的问题“您给自己在本地的社会地位打几分?”来定义,相应的选项 1 到 5 代表“很低”到“很高”,取值越高,其主观社会地位越高。按照之前的构造方法,构造了相应的经济地位认同偏移变量,记作 *ESBS*,即 $ESBS = SSS - OES$,其取值范围为 -4 到 4。在此基础上,我们构造了相应的是否偏移、是否高估、是否低估三组变量,分别记作 *ESBS1*、*ESBS2*、*ESBS3*。表 8 汇报了相应的回归结果。回归

结果显示,居民使用互联网之后,其经济地位认同产生偏移的可能性越高,同时,越会低估经济地位认同。

表 8 稳健性检验二:替换被解释变量——主观经济地位

	(1)	(2)	(3)
	<i>ESBS1</i>	<i>ESBS2</i>	<i>ESBS3</i>
<i>Internet</i>	0.020*** (0.004)	-0.063*** (0.005)	0.076*** (0.005)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	102 377	102 384	102 389

再次,我们改变居民客观经济地位的衡量方法,根据居民所在省份按受访年份对个人收入进行排序,对照主观经济地位分为 1 到 5 五个等级,取值越高,其客观经济地位越高,记作 *OES1*。按照之前的构造方法,构造了相应的经济地位认同偏移变量,记作 *ESBP*,即 $ESBP = SES - OES1$,其取值范围为 -4 到 4。在此基础上,我们构造了相应的是否偏移、是否高估、是否低估三组变量,分别记作 *ESBP1*、*ESBP2*、*ESBP3*。表 9 汇报了相应的回归结果。回归结果显示,居民使用互联网之后,其经济地位认同产生偏移的可能性越高,同时越会低估经济地位认同。

表 9 稳健性检验二:替换被解释变量——客观经济地位

	(1)	(2)	(3)
	<i>ESBP1</i>	<i>ESBP2</i>	<i>ESBP3</i>
<i>Internet</i>	0.027*** (0.004)	-0.053*** (0.004)	0.078*** (0.005)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	96 400	96 400	96 400

最后,本文被解释变量经济地位认同偏移初始值为 -4 到 4,为多值有序离散变量。我们使用面板数据多值有序离散变量回归的 *probit* 模型进行稳健性检验。表 10 汇报了相应的回归结果。列 (1) 为居民互联网使用情况对其经济地位认同偏移的回归结果,结果显示居民使用互联网会低估其经济地位认同。在

列(2),我们构造了变量 $ESB4$, 即当 $ESB < 0$ 时, 赋值为 1; 当 $ESB = 0$ 时, 赋值为 2; 当 $ESB > 0$ 时, 赋值为 3。回归结果同列(1)结果类似。在列(3), 我们构造了变量 $ESB5$, 当 $ESB \leq 0$ 时, 赋值为缺失值; 当 $ESB > 0$ 时, $ESB5 = ESB$ 。该变量表示高估经济地位群体中, 居民对经济地位高估的程度, 取值范围为 1 到 4, 取值越高, 高估程度越高。回归结果显示, 针对高估经济地位的群体, 居民使用互联网对其高估经济地位认同的程度有显著的负向影响。在列(4), 我们构造了变量 $ESB6$, 即当 $ESB \geq 0$ 时, 赋值为缺失值; 当 $ESB < 0$ 时, $ESB6 = 0 - ESB$ 。该变量表示低估经济地位群体中, 居民对经济地位低估的程度, 取值范围为 1 到 4, 取值越高, 低估程度越高。回归结果显示, 针对低估经济地位的群体, 居民使用互联网对其低估经济地位认同的程度有显著的正向影响。

表 10 稳健性检验二: 替换被解释变量——初始值

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ESB	$ESB4$	$ESB5$	$ESB6$
<i>Internet</i>	-0.154*** (0.011)	-0.167*** (0.012)	-0.096*** (0.021)	0.070*** (0.015)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	94 700	94 700	26 095	50 296

以上回归结果显示, 居民使用互联网后, 其经济地位认同产生偏移可能性会增强, 同时, 会低估其经济地位认同。这一结果是稳健显著存在的。

3. 内生性问题识别。

上文互联网使用对经济地位认同偏移影响的回归分析中已经考虑了尽可能多的控制变量, 但互联网使用与经济地位认同可能存在着一定的反向因果关系, 即不仅互联网使用会通过直接或间接的方式影响人们的经济地位认同偏移, 经济地位认同偏移也可能对人们的互联网使用行为产生影响。为了缓解这一反向因果问题, 我们使用滞后一期的互联网使用行为 *Internet1* 作为核心解释变量。即分析人们上一期互联网使用行为对当期经济地位认同偏移的影响, 进而克服可能存在的反向因果问题, 共有 2014 年、2016 年和 2018 年三年数据。表 11 汇报了相应的回归结果。回归结果显示, 人们前一期的互联网使用行为同样会导致当期经济地位认同偏移, 并且会低估当期经济地位认同。

表 11 内生性问题识别 1: 滞后一期回归分析

	(1)	(2)	(3)
	$ESB1$	$ESB2$	$ESB3$
<i>Internet1</i>	0.024*** (0.005)	-0.051*** (0.006)	0.073*** (0.006)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	65 957	65 953	65 960

接着, 考虑到当期互联网使用与前一期经济地位认同偏移之间可能存在的内生性问题。我们进一步剔除当期和前一期都使用互联网的样本, 对当期新增互联网使用和未使用互联网样本进行回归分析, 共有 2014 年、2016 年和 2018 年三年数据。表 12 汇报了相应的回归结果。可以看出, 与不使用互联网群体相比, 当期新增使用互联网会导致其经济地位认同产生偏移, 并且会低估当期的经济地位认同。

表 12 内生性问题识别 2: 新增互联网使用样本回归分析

	(1)	(2)	(3)
	$ESB1$	$ESB2$	$ESB3$
<i>Internet</i>	0.015*** (0.005)	-0.045*** (0.006)	0.059*** (0.007)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	54 854	54 854	54 854

4. 原因分析。

根据本文对经济地位认同偏移的定义, 可以看出人们的互联网使用行为之所以会导致其经济地位认同产生偏移, 是由于其互联网使用会导致主观经济地位和客观经济地位发生变化。我们认为, 人们使用互联网之后, 一方面, 会导致其主观经济地位降低; 另一方面, 会导致其客观经济地位变高。在此假设的基础上, 人们使用互联网会导致其经济地位认同产生偏移, 同时会低估其经济地位认同。为检验我们假设的有效性, 我们进行了进一步的回归分析。表 13 汇报了相应的回归结果。

列(1)为互联网使用对主观经济地位的回归结果。在控制人们客观经济地位及其他控制变量的基础上, 我们发现人们使用互联网与主观经济地位存在显

著的负相关关系。随着互联网络的快速发展,人们的信息获取方式由之前的纸媒、广播、电视,逐渐拓展到以互联网为主,通过互联网络能够更快、更多地获取信息。Lohmann (2015)^[4]的研究也佐证了这一发现。这可能是因为,互联网提高了人们的美好生活阈值,使个人更难以被当下满足(Bruni和Stanca, 2006^[36]; Hyll和Schneider, 2013^[37]; Sabatini和Saracino, 2015^[38]);另一方面,频繁使用互联网的人更容易和那些奢侈生活的人进行比较(Clark和Senik, 2010^[14])。在这些社会比较的共同作用下,人们的互联网使用行为会导致进行向上社会比较(孙晓军等, 2016^[39]),进而降低了其主观经济地位。

列(2)为互联网使用对客观经济地位的回归结果。在控制人们主观经济地位及其他控制变量的基础上,我们发现人们使用互联网与客观经济地位存在显著的正相关关系,Dimaggio和Bonikowski (2008)^[40]研究也发现了这一情况:居民收入和互联网使用之间存在显著的正相关关系,并且他们指出熟练掌握互联网技术的居民能够接触到更多的就业机会,进而改善就业情况,而不具备这一技能的居民就很难享受到这一福利。因此可以看出,互联网使用会显著提高人们的客观经济地位。

表 13 互联网使用与主观经济地位、客观经济地位

	(1)	(2)
	SES	OES
<i>Internet</i>	-0.063 *** (0.012)	0.172 *** (0.011)
<i>SES</i>		0.069 *** (0.004)
<i>OES</i>	0.053 *** (0.003)	
控制变量	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
<i>N</i>	94 700	94 700

为进一步消除主客观经济地位之间可能存在的内生性,我们分别构造了区县层面的主客观经济地位均值,用以替代回归分析中的个人主客观经济地位,分别记作SESC、OESC,表14汇报了相应的回归结果。回归结果与上述回归结果类似,互联网使用显著降低了人们的主观经济地位,显著提高了人们的客观经济地位。

表 14 互联网使用与主观经济地位、客观经济地位

	(1)	(2)
	SESC	OESC
<i>Internet</i>	-0.053 *** (0.012)	0.193 *** (0.010)
<i>SESC</i>		0.015 (0.018)
<i>OESC</i>	0.332 * (0.187)	
控制变量	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
<i>N</i>	94 700	106 167

以上回归结果可以看出,客观上,互联网使用会导致人们的收入提高,进而其客观经济地位会提高,而主观上,人们对其经济地位的评价会有所降低。在两者的作用之下,人们使用互联网会导致其经济地位认同产生偏移,同时,会低估其经济地位认同。

5. 进一步分析。

考虑到中国不同地区的文化差异和制度环境的多样性,本文进一步探究了互联网使用对经济地位认同偏移在收入不平等程度不同和户籍类型不同的群体中可能存在的差异化影响。

(1)不同收入不平等程度群体中的互联网使用对经济地位认同偏移的影响。表15回归结果显示,在考虑了收入不平等水平以及互联网使用与其的交互作用后,人们使用互联网对其经济地位认同偏移的影响因收入不平等的不同而有差异。较高的收入不平等水平会降低互联网使用导致经济地位认同产生偏移的可能以及低估经济地位认同的可能。

表 15 不同收入不平等程度群体中互联网使用对经济地位认同偏移的影响

	(1)	(2)	(3)
	ESB1	ESB2	ESB3
<i>Internet</i>	0.069 *** (0.015)	-0.040 ** (0.016)	0.115 *** (0.018)
<i>Gini</i>	0.055 *** (0.021)	-0.001 (0.023)	0.060 ** (0.027)
<i>Internet</i> × <i>Gini</i>	-0.093 *** (0.032)	-0.008 (0.035)	-0.101 ** (0.040)

续前表

	(1)	(2)	(3)
	ESB1	ESB2	ESB3
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
N	89 504	89 497	89 509

(2) 不同户籍类型群体中的互联网使用对经济地位认同偏移的影响。表 16 回归结果显示, 在考虑了户籍类型以及互联网使用与其的交互作用后, 人们使用互联网对其经济地位认同偏移的影响因户籍类型的不同而有差异。非农户口在一定程度上提高了互联网使用对经济地位认同偏移正向影响, 削弱了互联网使用对高估经济地位认同的负向影响。

表 16 不同户籍类型群体中互联网使用对经济地位认同偏移的影响

	(1)	(2)	(3)
	ESB1	ESB2	ESB3
<i>Internet</i>	0.018 *** (0.004)	-0.047 *** (0.005)	0.068 *** (0.006)
<i>Hukou</i>	0.001 (0.004)	-0.041 *** (0.005)	0.042 *** (0.006)
<i>Internet×Hukou</i>	0.021 *** (0.006)	0.021 *** (0.007)	-0.009 (0.008)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
N	94 563	94 556	94 568

五、结论与政策建议

党的二十大报告明确指出, 必须坚持在发展中保障和改善民生, 鼓励共同奋斗创造美好生活, 不断实

现人民对美好生活的向往。与此同时, 数字经济已成为驱动我国经济高质量发展的新引擎。数字经济的迅猛发展为居民经济地位认同偏移带来了潜在风险, 为提升人民主观经济福利感知, 增强人民获得感、幸福感、安全感带来了新的挑战。本文利用 2010 年、2014 年、2016 年和 2018 年“中国家庭追踪调查 (CFPS)”数据构建了“经济地位认同偏移”指标, 在考虑了内生性的基础上, 系统研究了我国居民的互联网使用行为对经济地位认同偏移的影响, 并对产生这种影响的原因进行了分析。进一步地, 通过引入收入不平等和户籍特征变量指标, 实证分析了不同群体中互联网使用对经济地位认同偏移的异质性影响。实证结果表明, 我国居民的互联网使用行为对其经济地位认同偏移有着显著的正向影响, 对其高估经济地位认同有着显著的负向影响, 对其低估经济地位认同有着显著的正向影响, 即使用互联网会导致经济地位认同产生偏移, 会低估经济地位认同。我们认为导致这一现象存在的原因在于: 人们使用互联网后会降低其对主观经济地位的评价, 同时导致客观经济地位上升。进一步地, 互联网使用对经济地位认同偏移的影响在收入不平等程度不同和户籍类型不同的群体中存在一定的异质性。

本文针对互联网使用对经济地位认同偏移影响的研究具有一定理论价值与政策意义。一方面, 本文补充了国内关于互联网使用与地位认同的文献研究, 并进一步证实了互联网使用不仅与人们的主观地位认同相关联, 而且对人们的经济地位认同偏移有着显著的影响。这一结论表明互联网使用在人们进行经济地位的社会比较中具有重要意义, 提醒人们注意互联网使用可能会引发主观经济福利水平偏低等系列问题。另一方面, 由于互联网使用影响着经济地位认同偏移, 并进一步影响着我国居民的主观经济福利水平, 因此本文提出以下政策建议: 在居民使用互联网的过程中, 政府应重视引导其正确评价经济地位认同, 增加其主观经济福利水平。

参考文献

[1] Cronin M J. Banking and Finance on the Internet [M]. John Wiley & Sons, 1998.

[2] Choi J J, Laibson D, Metrick A. How Does the Internet Affect Trading? Evidence from Investor Behavior in 401 (k) Plans [J]. Journal of Financial Economics, 2022, 64 (3): 397-421.

[3] Song J, Zahedi F M. A Theoretical Approach to Web Design in E-commerce: A Belief Reinforcement Model [J]. Management Science, 2005, 51 (8): 1219-1235.

- [4] Lohmann S. Information Technologies and Subjective Well-being: Does the Internet Raise Material Aspirations? [J]. *Oxford Economic Papers*, 2015, 67 (3): 740-759.
- [5] Castells M. *The Information Age: Economy, Society and Culture* [M]. Blackwell, Oxford, 1996: 3.
- [6] 李春玲. 中国社会分层与流动研究 70 年 [J]. *社会学研究*, 2019 (6): 27-40, 243.
- [7] 周葆华. 新媒体使用与主观阶层认同: 理论阐释与实证检验 [J]. *新闻大学*, 2010 (2): 29-40.
- [8] Cho Y C, Agrusa J. Assessing Use Acceptance and Satisfaction Toward Online Travel Agencies [J]. *Information Technology & Tourism*, 2006, 8 (3/4): 179-195.
- [9] Aubrey J S, Rill L. Investigating Relations between Facebook Use and Social Capital among College Undergraduates [J]. *Communication Quarterly*, 2013, 61 (4): 479-496.
- [10] 李涛, 方明, 伏霖, 等. 客观相对收入与主观经济地位: 基于集体主义视角的经验证据 [J]. *经济研究*, 2019 (12): 118-133.
- [11] Duesenberry J S. *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior* [M]. Cambridge: Harvard University Press, 1949.
- [12] Frank R H. The Demand for Unobservable and Other Nonpositional Goods [J]. *The American Economic Review*, 1985, 75 (1): 101-116.
- [13] Akerlof G A, Yellen J L. The Fair Wage-effort Hypothesis and Unemployment [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1990, 105 (2): 255-283.
- [14] Clark A E, Oswald A J. Comparison-concave Utility and Following Behaviour in Social and Economic Settings [J]. *Journal of Public Economics*, 1998, 70 (1): 133-155.
- [15] 罗楚亮. 绝对收入、相对收入与主观幸福感——来自中国城乡住户调查数据的经验分析 [J]. *财经研究*, 2009 (11): 79-91.
- [16] Ravallion M, Lokshin M. *Subjective Economic Welfare* [M]. World Bank Publications, 1999.
- [17] 何兴强, 史卫. 健康风险与城镇居民家庭消费 [J]. *经济研究*, 2014 (5): 34-48.
- [18] Jackman M R, Jackman R W. An Interpretation of the Relation between Objective and Subjective Social Status [J]. *American Sociological Review*, 1973, 38 (5): 569-582.
- [19] Graham C L, Pettinato S. *Happiness and Hardship: Opportunity and Insecurity in New Market Economies* [M]. Rowman & Littlefield, Brookings Institution Press, 2004.
- [20] 卢福营, 张兆曙. 客观地位分层与主观地位认同 [J]. *中国人口科学*, 2006 (3): 38-43, 95.
- [21] 范晓光, 陈云松. 中国城乡居民的阶层地位认同偏差 [J]. *社会学研究*, 2015 (4): 143-168, 244-245.
- [22] 韩钰, 仇立平. 中国城市居民阶层地位认同偏移研究 [J]. *社会发展研究*, 2015 (1): 1-17, 243.
- [23] 李培林. 社会冲突与阶级意识当代中国社会矛盾研究 [J]. *社会*, 2005 (1): 7-27.
- [24] Powdthavee N. Feeling Richer or Poorer than Others: A Cross-section and Panel Analysis of Subjective Economic Status in Indonesia [J]. *Asian Economic Journal*, 2007, 21 (2): 169-194.
- [25] 刘欣. 相对剥夺地位与阶层认知 [J]. *社会学研究*, 2002 (1): 81-90.
- [26] 李培林. 中国贫富差距扩大的社会心态影响 [J]. *经济导刊*, 2005 (Z1): 102-105.
- [27] Ravallion M, Lokshin M. Self-rated Economic Welfare in Russia [J]. *European Economic Review*, 2002, 46 (8): 1453-1473.
- [28] Litwin H, Sapir E V. Perceived Income Adequacy Among Older Adults in 12 Countries: Findings from the Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe [J]. *The Gerontologist*, 2009, 49 (3): 397-406.
- [29] Ahn J. Teenagers and Social Network Sites: Do Off-line Inequalities Predict Their Online Social Networks? [J]. *First Monday*, 2012, 17 (1). DOI: 10.5210/fm.v17i1.3752.
- [30] 周葆华. 从同一效果到差异效果: 对新媒体与主观阶层认同关系的多层分析 [J]. *新闻大学*, 2012 (6): 54-62.
- [31] McQuail D, Blumler J G, Brown J R. The Television Audience: A Revised Perspective [J]. *Sociology of Mass Communications*, 1972: 135-165.
- [32] Putnam R D. *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community* [M]. Simon and Schuster, 2000.
- [33] Wellman B, Haase A Q, Witte J, et al. Does the Internet Increase, Decrease, or Supplement Social Capital? Social Networks, Participation, and Community Commitment [J]. *American Behavioral Scientist*, 2001, 45 (3): 436-455.
- [34] Shrum L J. *Media Consumption and Perceptions of Social Reality: Effects and Underlying Processes* [M]. Media Effects. Routledge, 2009: 66-89.
- [35] 胡建国. 网络社会下的主观地位认同 [J]. *信访与社会矛盾问题研究*, 2017 (6): 25-35.
- [36] Bruni L, Stanca L. Income Aspirations, Television and Happiness: Evidence from the World Values Survey [J]. *Kyklos*, 2006, 59 (2): 209-225.
- [37] Hyll W, Schneider L. The Causal Effect of Watching TV on Material Aspirations: Evidence from the "Valley of the Innocent" [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2013, 86: 37-51.
- [38] Sabatini F, Sarracino F. Keeping up with the E-Joneses: Do Online Social Networks Raise Social Comparisons? [J]. Mpra Paper, 2015. DOI: 10.2139/ssrn.2771042.
- [39] 孙晓军, 连帅磊, 牛更枫, 等. 社交网站使用对青少年抑郁的影响: 上行社会比较的中介作用 [J]. *中国临床心理学杂志*, 2016 (1): 32-35.
- [40] DiMaggio P, Bonikowski B. Make Money Surfing the Web? The Impact of Internet Use on the Earnings of US Workers [J]. *American Sociological Review*, 2008, 73 (2): 227-250.

(责任编辑: 张 舰 张安平)