

# 数字时代的个体认知： 互联网使用与阶层认同偏差

方长春,马逸轩

(南京大学社会学院,江苏南京210046)

**摘要:**在数字时代的浪潮下,互联网的应用改变了人们对自身在社会结构中位置的感知,影响了人们的主观阶层认同,导致了部分民众主观阶层认同与客观阶层地位的不一致。与以往研究的地位决定论不同,我们关注互联网使用对中国民众的阶层认同偏差产生的影响。通过对2015年、2017年及2018年中国综合社会调查(CGSS)的合并数据的分析,我们得出了以下结论:相比于不常使用互联网的民众,经常使用互联网的民众阶层地位认同更容易向下偏移。互联网使用对阶层认同偏差的影响存在年龄、收入、受教育程度、职业、社会流动感知的异质性效应。用互联网使用解释阶层认同偏差,不仅是对该偏差发生机制的重要补充,而且进一步体现了技术发展所造成的社会变迁,即互联网对人们的观念构建产生了一定影响。

**关键词:**阶层认同偏差;主观阶层认同;互联网使用;社会分层

**中图分类号:**C912 **文献标志码:**A **文章编号:**1009-1505(2023)06-0119-13

**DOI:**10.14134/j.cnki.cn33-1337/c.2023.06.011

## 一、引言

随着通信技术的发展,数字时代已经来临。第51次《中国互联网络发展状况统计报告》<sup>①</sup>显示,截至2022年12月,我国网民规模达10.67亿,互联网普及率达到了75.6%。互联网的应用改变了社会的生产方式,延伸了人们的生活世界,扩展了大众获得信息的方式,改变了公众的自我认知。相比于传统社会,人们可以通过互联网克服空间和时间的限制,接触互联网空间中的多元化群体,进而对社会结构以及自身所处位置产生新的感知。近年来学界对中国居民的主观社会阶层认同进行了大量研究,但这些研究大多忽视数字社会这一现实背景。在数字时代的背景下,互联网又对公众的主观阶层认同产生

收稿日期:2023-06-12

基金项目:国家社会科学基金重大项目“大数据和人工智能发展背景下社会分层状况的新变化”(22&ZD188)

作者简介:方长春,男,南京大学社会学院教授,博士生导师,社会学博士,主要从事社会分层研究;马逸轩(通讯作者),男,南京大学社会学院博士研究生,主要从事社会分层研究。

<sup>①</sup>参见中国互联网络信息中心(CNNIC):第51次《中国互联网络发展状况统计报告》,https://www.cnnic.net.cn/n4/2023/0303/c88-10757.html。最后访问日期2023年5月3日。

了怎样的影响?这是本文试图回答的核心问题。

已有研究表明,中国民众的主观阶层认同与其客观阶层地位之间存在一定的偏差。尽管已有研究从不同的角度对这一偏差做出解释,但鲜有研究关注互联网的应用对这种偏差的影响。互联网作为信息传播的重要媒介,使大众可以涉足海量信息,观察到形形色色的群体,这无疑拓展了人们对社会世界的认知,改变了人们对所处社会经济地位的感知,从而形成了新的主观阶层意识构建。然而这种新的主观阶层认同可能与个人所处客观阶层地位产生一定偏差,那么互联网的应用有助于人们准确地对自身所处的阶层地位做出判断吗?抑或是导致人们低估或高估自我所在的阶层地位?

本研究使用2015年、2017年及2018年中国综合社会调查(CGSS)的合并数据,利用潜在类别分析(Latent Class Analysis, LCA)的方法划分客观阶层地位,将其与主观阶层认同结合,进而衡量人们的阶层认同偏差,再使用最小二乘法回归模型(OLS)和多类别回归模型(Multinomial Logistic Regression),分析互联网使用对阶层认同偏差的影响。

## 二、文献综述与研究假设

### (一) 主观阶层认同与阶层地位认同偏差

中国民众主观阶层意识已然形成<sup>[1]</sup>,引起学界普遍关注的问题主要包括:一是主观阶层认同的整体分布情况。现有研究表明,中国民众主观阶层认同整体分布呈现下偏的特点,即在主观阶层认同中,中等偏下阶层占比较高<sup>[2-7]</sup>。二是主观阶层认同与客观阶层地位之间的关系问题,特别是其中的不一致性问题<sup>[8-11]</sup>。根据客观阶层地位与主观阶层认同之间的偏差情况,可以将居民分成三种类型:主观阶层认同高于客观阶层地位的“上偏型”、主观阶层认同等于客观阶层地位的“一致型”和主观阶层认同低于客观阶层地位的“下偏型”。现有研究表明,就我国居民阶层认同偏差的总体分布而言,“上偏型”的比例最高,“下偏型”和“一致型”所占比例相差不大<sup>[8,10]</sup>。分城乡而言,现有研究得出了不同的结论,有研究认为城市居民中“上偏型”的比例较高<sup>[9,12]</sup>,而有的研究则认为城镇居民中“下偏型”的比例较高<sup>[8]</sup>,农村居民中“上偏型”比例较高<sup>[8,13]</sup>。

关于前述第一个问题,即中国民众主观阶层认同整体偏低,对这一现象而言,学界给出了“相对剥夺论”<sup>[7]</sup>、“认同碎片论”<sup>[6]</sup>、“参照系变动论”<sup>[4]</sup>、“生存焦虑论”<sup>[2]</sup>等不同的理论解释。上述解释模式有两个共同的特点。首先,各研究均强调了社会变迁对主观阶层认同的影响<sup>[5]</sup>。每种理论均对应当时的时代背景,并强调了社会的急剧转型对民众主观意识的影响。其次,在民众形成阶层观念时,需要一个合适的参照群体进行对比,从而找到自身定位。但相关研究也存在一定的不足,即缺少对于当前数字时代这一社会情境的考量,忽视了社会转型过程中的数字化转型。而社会的数字化转型同样可能会改变人们心目中的参照群体和参照系,进而改变人们对社会结构及其所在位置的认知。本研究试图以互联网的运用为切入点,考察数字化时代人们的主观阶层认同。

就主客观阶层地位之间的关系,特别是主客观地位偏差而言,已有研究从不同角度对阶层认同偏差的形成机制进行了解释<sup>[9-10,12-13]</sup>。这些研究的一个基本结论是,客观阶层地位越高,阶层认同的上偏程度越小。相关解释性研究大量讨论了衡量社会经济地位的变量(例如本人和家人的受教育程度、收入、职业声望)和其他变量(性别、城乡、社会流动)对阶层认同偏差的影响,得出相似或相反的结论,这可能与当时的社会情境以及使用的数据库有关。既然中国社会已经进入数字时代,互联网对人们观念的形成有着不可忽视的作用,那么本研究就试图将互联网使用纳入阶层认同偏差的机制解释中。

其实,互联网使用对社会成员的阶层感知影响已经受到部分研究的关注<sup>[14]</sup>。不足的是,现有研究虽然关注到了互联网对人们主观阶层认同的影响,但研究方法存在一定的内生性问题。譬如,有学者

通过 CGSS 数据对老年和青年人群的主观阶层认同进行分析,认为相比于未使用互联网的人群,使用互联网可以提高人们的主观阶层认同<sup>[15-16]</sup>。这些分析当中,最为突出的问题是存在虚假相关的问题。事实上主观阶层认同和互联网使用均受到同一个变量——客观阶层地位的影响。即使主观阶层认同与客观阶层地位存在一定的偏差,一般而言,这两者的差值也不会太大,即客观阶层地位越高,主观阶层认同也在一个相对较高的范围内波动,而社会经济地位高的个体有更高的可能性使用互联网,也就有着较高的主观阶层认同。所以得出互联网使用提高主观阶层认同的结论,是因为客观阶层地位的作用导致两者产生了虚假的因果关系。所以本研究关注的是互联网使用对主观阶层认同和客观阶层地位差异的影响,而非单独的主观阶层认同。

## (二) 个体化、碎片化、虚拟化与阶层认同

如果说互联网的使用会作用于民众阶层认同偏差,那么其中可能的作用机制有哪些呢?在本文看来,互联网时代信息的易获取性在一定程度上导致了网民的个体化和碎片化,以及身份的虚拟化,进而可能弱化人们阶层认同的趋同化,产生多元认知。

首先,互联网的使用可以通过加速个体化而作用于人们的主观认知。个体化强调的是人们与原有社会整合机制之间的脱嵌(Disembedded),个体的社会认同从社群、阶层中逐渐脱离,而与自身紧密相连<sup>[17]</sup>。互联网匿名性、去中心化的技术特质,使个体的脱嵌性更加彻底,即人们在互联网中搁置自己的原有身份,从而脱离了客观所在阶层<sup>[18]</sup>,较难形成阶层认同感,容易产生阶层认同偏差。

其次,互联网的使用使得人们的自我认同变得碎片化。碎片化是指人们在自我身份认同时,并未基于传统的分层模式,而是基于具体问题和话题展开<sup>[19]</sup>。例如社会经济地位相近的人对于某个政治问题的观点产生分歧,那么其阶层认同也可能产生分野。在互联网中,人们容易接触到异质性强的信息,可以加入不同社群,所以个体在各种网络交往中的不同位置会呈现出不同的自我,进而形成多元的、碎片化的自我认同,使其阶层认同偏离客观情况。

最后,互联网的使用可能会产生虚拟化的身份认同,进而使自我定位失准。在数字时代的影响下,个体可能存在两种身份:线下的现实主体和线上的虚拟主体。互联网在一定程度上打破了社会规范对现实主体的规定和束缚,赋予了现代人多重主体身份,甚至形成现实主体和虚拟主体在社会属性上的二元对立<sup>[20]</sup>。于是人们在形成主观阶层认同时,可能会错误地以虚拟主体为参考物形成自我认知,从而出现阶层认同偏差。

## (三) “精英展示”与拔高的参照群体

根据前述讨论,在互联网的影响下,网民的个体化、碎片化以及虚拟化使得其主观阶层认同出现偏差,那么此偏差更可能为向上偏移还是向下偏移呢?互联网扩大,拔高了民众的参照群体,而这种“扩大”和“拔高”是考察人们主观阶层认同上偏或下偏不可忽视的因素。在前互联网时代,人们主观阶层认同的形成主要以自身所在的地缘性社群为参照群体,例如生活的社区、工作的单位等。随着市场经济的进一步发展,参照系建立在收入等市场要素占有基础上<sup>[4]</sup>。再随着互联网普及程度的提高,人们不再受到时间和空间限制,可以利用互联网高效地传递和获取信息,于是参照群体也就突破了地缘性限制,从而延展到各类人群,所以民众在形成主观阶层认同时的参照群体规模可能有所扩大,特别是有可能拔高参照群体的阶层地位,进而影响自身的主观阶层认同向下偏移。

首先,互联网中的阶层互动内容可能会导致人们产生相对剥夺感,从而降低自身阶层认同。虽然互联网是一个虚拟空间,但网络世界中依然存在阶层互动,尤其近年来阶层冲突相关的事件和话题在互联网空间中频繁出现,人们意识到较高阶层的群体掌握着某种较低阶层群体并未拥有的资源,无论他们的客观地位是高或低,都会产生社会不平等的感知。接着人们进一步联想到自身可能也面临相似的阶层冲突,从而沦入了相对剥夺地位,降低了主观阶层认同<sup>[7]</sup>。

其次,互联网的话语权主要掌握在中上阶层的网民手中,受此影响,人们的参照群体被拔高,从而产生偏低的主观阶层认同。在中国互联网发展之初,中间阶层掌握的网络话语权比例最大,社会上层次之,而占有口大多数的较低阶层掌握的网络话语权比例非常小<sup>[21]</sup>。尽管互联网是一个相对自由的空间,但看似话语平权的背后是话语再集权,形成了话语权贵的再生产<sup>[22]</sup>。话语权比重的失衡导致了互联网中较高阶层和较低阶层的内容比例和分布与现实不符,即人们在互联网上看到中上阶层的利益诉求较多,误认为现实社会中较高阶层所占比例也较高,从而拔高了参照群体的阶层。此外,从互联网内容的类别出发,人们更容易通过政治、社会内容而非娱乐内容来判断自己的阶层地位。而政治内容的创造与精英地位有显著的正相关关系<sup>[23]</sup>。那么人们在关注政治、社会内容时,其关联的参照群体通常处于精英地位,参照群体的阶层被进一步拔高。

最后,人们在互联网上的表现和形象所包含的阶层内容也可能偏高。这是因为人们更愿意在互联网上呈现自身美好的一面,营造一种高于其客观阶层地位的虚假形象。例如在微博平台中,博主会经常根据他者反应和社会现状进行印象整饰。在印象整饰的作用下,博主所呈现的外在表现和具备的阶层特征被拔高,受众在将其作为参照群体时产生了自身阶层地位较低的错误判断,从而得到了不真实的、偏低的主观阶层认同。

综上所述,互联网的使用改变了人们对于自我和社会的认知。当今互联网个体化、碎片化、虚拟化的特点使人们难以准确判断自身所在的社会位置,并且在精英群体主导的话语权体系以及自媒体印象整饰的作用下,人们在自我定位时所参照的群体的阶层地位普遍更高,进而会低估自身所在的社会阶层。根据这一思路,本文提出以下假设:

假设1:与不常使用互联网的民众相比,使用互联网的民众阶层地位认同更容易向下偏移。

关于不同群体使用互联网的行为差异,学界通常用“数字鸿沟”来描述这一现象<sup>[24]</sup>。其中“老年数字鸿沟”问题更为突出<sup>[25]</sup>:青年人对于互联网更加熟悉,更具主动权;而老年人面对互联网则更为被动,操作智能设备的熟练度较低,并且有时难以分辨信息的真实性,产生较大的认知偏差。尤其老年人在面对包含较高阶层内容的虚假信息或拔高的参照群体时,更容易受其影响降低主观阶层认同。所以提出假设:

假设2:互联网使用对阶层地位认同偏差的影响存在年龄差异。人们的年龄越大,互联网使用导致的阶层认同下偏程度越大。

地位决定论<sup>[8,26]</sup>认为,不同教育程度、收入水平和职业地位的群体,其主观阶层认同水平也不同。已有研究表明,个体的受教育程度、职业声望、收入水平越高,其阶层地位认同偏差越不可能上偏<sup>[8]</sup>。那么互联网对于不同阶层的人群是否也存在异质性效应呢?

对于处在较高社会经济地位而不使用互联网的群体而言,他们的参考信息主要来源于地缘、业缘等关系,在与身边人对比时会认为自身在社会结构中处于较为有利的地位,对于自身所处阶层的认同也更高。而处于较高社会经济地位并且使用互联网的人群,因信息来源更多,受到拔高的参照群体影响后会降低自我阶层认同。于是以上两者间产生了较大的阶层认同差异。而对于处在较低社会经济地位的人而言,无论是否使用互联网,对自身的阶层认同都普遍偏低,这导致了经常使用互联网和不常使用互联网的群体间差异较小。故提出假设:

假设3:互联网使用对阶层地位认同偏差的影响存在收入、受教育程度、职业差异。人们的收入、受教育程度、职业声望越高,互联网使用导致的阶层认同下偏程度越大。

社会流动感知作为社会阶层定位领域的重要变量,受到了部分研究的关注<sup>[3]</sup>。那么互联网的使用是否会对不同社会流动感知的群体产生不同的影响呢?相比于向下社会流动感知的人群,向上社会流动感知的人群自信心更强,也更容易产生主观阶层认同高于客观阶层地位的想法,但在受到互联网使用造成的下偏影响后,受到的心理冲击更大,进而导致阶层地位认同出现下偏。而对于向下社会流动

感知的人群而言,地位的下滑导致其更容易产生不公平感,可能已经形成了阶层地位认同下偏的认知,互联网使用只能起到有限的下偏作用。水平流动的人群心态更稳定,也不容易受到互联网的作用,与向下社会流动感知的群体有着类似的效应,于是得出假设:

假设4.1:相对于向下流动感知的群体而言,互联网使用对水平流动感知的人群并不产生交互效应。

假设4.2:相对于向下流动感知的人群而言,互联网使用导致的向上流动感知人群阶层地位认同下偏的程度更大。

### 三、数据、变量与分析策略

本研究使用的数据为中国人民大学中国调查与数据中心组织执行的“中国综合社会调查”(CGSS)项目的2015年、2017年及2018年调查数据。使用这三个年度数据组成的混合截面数据的原因:第一,数据的样本量较大,可以使分析结果更加有效,并且可以对三个年份进行描述性的对比研究。本研究对各变量缺失的样本进行了剔除处理,最终得到31521份有效个体样本,其中,2015年有9669份个体样本,2017年有10883份个体样本,2018年有10969份个体样本。第二,2015年至2018年的时间跨度较小,影响社会经济地位的因素(如收入、职业声望、受教育程度等)衡量标准变化不大,可以进行混合截面的数据分析研究。

本研究关注的核心因变量是阶层地位认同偏差,即主观阶层认同与客观阶层地位的差值。学术界对于客观阶层地位的划分讨论颇多。我们使用收入、受教育程度以及职业声望三个维度,通过潜在类别分析生成客观阶层地位变量。首先本研究将收入、受教育程度和职业声望进行了分类处理。根据李培林和崔岩<sup>[27]</sup>对于中国社会科学院社会学研究所“中国、俄罗斯、巴西中等收入群体比较项目”的研究,我们按照2015年的收入分层结构将收入划分为五类:低收入群体、中下收入人群、中上收入人群、富裕人群、高富人群。受教育程度方面,本研究划分为四类:文盲或小学学历、初中学历、高中学历(含中专)、大学专科及以上学历。职业声望方面使用国际社会经济地位指标(ISEI)来得出职业声望分数,然后再根据刘欣<sup>[28]</sup>对于不同职业地位的阶层划分所占百分比将职业声望赋值为1—5级。

表1展示了LCA各模型的统计量和显著性水平,我们分别计算分类数为3、4、5、6的模型核心统计量,各模型均为显著。从表中看出五分类模型的BIC最小,拟合效果最好,最终本研究采用五分类模型,即将所有样本根据收入、受教育程度、职业声望所在的等级划分为五个客观阶层地位,分别赋值为1—5级。

表1 LCA模型统计量和显著性水平

模型	AIC	BIC	G2	$\chi^2$	p
3-cluster	245219	245512	804.8	792.7	0.0000
4-cluster	244704	245097	265.9	263.1	0.0000
5-cluster	244574	245067	111.7	108.9	0.0000
6-cluster	244590	245184	103.8	99.33	0.0000

资料来源:作者自制。

主观阶层认同由十级阶梯式量表直接得出:“综合来看,在目前这个社会上,您本人处于社会的哪一层?”原选项为1—10分,其中10分代表最顶层,1分代表最底层。由于客观阶层地位被划分为五类,本研究对该问题结果进行了重编码,方便进行计算:将1分和2分赋值为1,3分和4分赋值为2,5分和6分赋值为3,7分和8分赋值为4,9分和10分赋值为5。这样也将主观阶层认同分成了五类,赋值越高主观阶层认同越高。

主观阶层认同和客观阶层地位均为1—5的数值变量,将其相减得到了阶层地位认同偏差,此变量为连续变量,取值范围为-4到4的整数。此外,由于阶层较高的人不太可能过于高估自身所在阶层,阶

层较低的人不太可能过于低估自身所在阶层<sup>[8]</sup>,本研究同样将此变量转换为一个三分类变量:阶层地位认同偏差小于0(下偏型)、阶层地位认同偏差等于0(一致型)、阶层地位认同偏差大于0(上偏型)。

就自变量而言,本研究关注的重点为互联网使用。原问卷问题为:“过去一年,您对互联网(包括手机上网)的使用情况是?”选项包括“从不”“很少”“有时”“经常”“非常频繁”。将选项“从不”和“很少”定义为0,“有时”“经常”“非常频繁”定义为1,于是得到一个关于互联网使用的二分变量。

控制变量主要有个人特征变量及其社会经济地位特征变量,包括年龄、性别、收入(取对数)、受教育年限、职业声望分数(ISEI)、住房面积、是否拥有住房产权、是不是中共党员、城乡户籍、经济区域(东部、中部、西部、东北)、主观社会流动感知(向上流动、水平流动、向下流动)。以下是各变量的描述性统计:

表2 变量描述性统计

变量	类别	年份			合计	
		2015年	2017年	2018年		
因变量	主观阶层认同	均值	2.470	2.382	2.429	2.425
		标准差	0.832	0.863	0.849	0.849
	客观阶层地位	均值	2.411	2.565	2.572	2.520
		标准差	1.307	1.049	1.422	1.385
	阶层认同偏差	均值	0.058	-0.184	-0.143	-0.095
		标准差	1.416	1.469	1.498	1.467
自变量	互联网使用/%	是	39.22	53.31	56.51	50.10
		否	60.78	46.69	43.49	49.90
	收入/元	均值	32014.2	43233.2	42982.0	39704.4
		标准差	191833.8	261080.7	216360.6	226131.8
	受教育年限/年	均值	8.68	9.21	8.95	8.96
		标准差	4.69	4.71	4.83	4.75
	职业声望( ISEI 得分)	均值	32.60	32.73	31.84	32.38
		标准差	18.43	20.18	19.62	19.47
	年龄/岁	均值	49.36	49.92	50.67	50.01
		标准差	16.61	16.57	16.56	16.59
	性别/%	男性	47.61	47.89	47.60	47.70
		女性	52.39	52.11	52.40	52.30
	住房面积/平方米	均值	116.3	115.4	110.5	114.0
		标准差	90.2	102.4	87.7	93.8
	是否拥有住房产权/%	是	47.93	47.51	47.43	47.61
		否	52.07	52.49	52.57	52.39
	是不是中共党员/%	是	10.62	11.63	11.39	11.24
		否	89.38	88.37	88.61	88.76
	城乡户籍/%	非农户口	43.51	47.06	46.28	45.70
		农业户口	56.49	52.94	53.72	54.30
	经济区域/%	东部	35.43	42.59	43.12	40.58
		中部	26.27	22.23	22.06	23.41
		西部	24.37	23.14	22.26	23.21
		东北	13.93	12.04	12.56	12.80
主观社会流动感知/%	向上流动	56.43	52.27	49.14	52.46	
	水平流动	32.18	36.64	40.10	36.48	
	向下流动	11.39	11.09	10.76	11.06	

资料来源:作者自制。

结合图1, 可以看出我国民众主观阶层认同的分布依然存在“向下偏移”的趋势, 即认同中下阶层的比例较高, 这与之前的研究发现基本一致。通过 LCA 计算得出的客观阶层分布中, 下层和中下层的比例较高, 中层、中上层和上层比例较为平均, 较为符合社会现实, 即接近于“洋葱型”社会。从阶层认同偏差的分布图中, 可以看到“上偏型”占比较高, 原因是处于较低客观阶层的民众比例较高, 此群体不太可能过于低估自身所在阶层。但即使考虑该效应, “下偏型”比例只是略低于“上偏型”, 甚至2017年“下偏型”比例超过了“上偏型”。

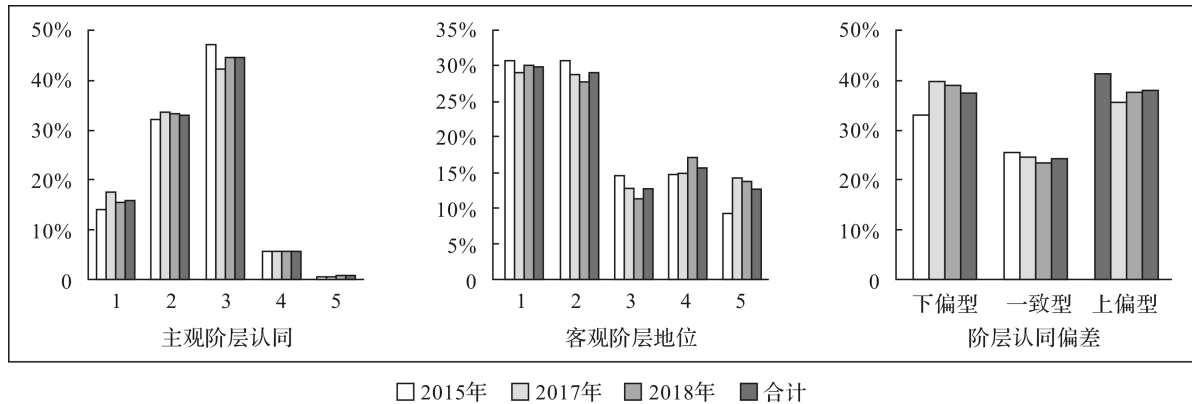


图1 2015—2018年中国民众主观阶层认同、客观阶层地位、阶层认同偏差分布

本研究使用的主要模型为最小二乘法线性回归模型和多类别逻辑斯蒂模型。由于比例优势模型 (Proportional Odds Model) 和次序逻辑斯蒂回归模型 (Ordered Logistic Regression) 中部分变量无法满足平行性假设, 所以使用多类别逻辑斯蒂模型。另外为验证假设2、假设3和假设4, 分别将年龄、受教育程度、收入、职业声望、社会流动感知与互联网使用进行交互放入模型中。

## 四、分析结果

### (一) 互联网使用的影响

表3的前三个线性回归模型分别显示了互联网使用对阶层地位认同偏差的影响。模型1为基本模型, 即只加入核心自变量进行分析。模型2则加入了部分控制变量, 但未加入衡量客观阶层地位的三个变量, 即收入、受教育年限和职业声望, 这是由于因变量阶层认同偏差是由客观阶层地位计算得出, 避免这些变量与因变量组成部分的相关性造成的干扰。模型3加入了所有控制变量。三个模型中互联网使用的系数均为负数, 说明相比于不常使用互联网的民众, 经常使用互联网的民众阶层认同偏差分别下偏1.195、0.637、0.224个层级。其他控制变量(收入、受教育程度、职业声望)的效应与以往研究结论相同。综合模型1、模型2和模型3, 假设1得到了验证。

表3 互联网使用对阶层认同偏差影响的 OLS 回归分析

变量	阶层认同偏差(连续变量)				
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
互联网使用	-1.195*** (0.015)	-0.637*** (0.018)	-0.224*** (0.017)	-0.301*** (0.056)	-0.059 (0.049)
收入对数			-0.075*** (0.002)		-0.074*** (0.002)

(续表3)

变量	阶层认同偏差(连续变量)					
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	
受教育年限			-0.077*** (0.002)		-0.077*** (0.002)	
职业声望			-0.019*** (0.0004)		-0.019*** (0.0004)	
年龄		0.016*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.019*** (0.001)	0.010*** (0.001)	
性别		-0.432*** (0.014)	-0.231*** (0.013)	-0.436*** (0.014)	-0.233*** (0.013)	
住房面积		0.001*** (0.0001)	0.001*** (0.0001)	0.001*** (0.0001)	0.001*** (0.0001)	
住房产权		-0.074*** (0.015)	0.017 (0.013)	-0.061*** (0.015)	0.023* (0.013)	
中共党员		-0.367*** (0.023)	0.167*** (0.021)	-0.364*** (0.023)	0.168*** (0.021)	
城乡户籍		-0.642*** (0.015)	-0.115*** (0.015)	-0.642*** (0.015)	-0.116*** (0.015)	
地区	中部地区		0.373*** (0.019)	0.184*** (0.017)	0.371*** (0.019)	0.183*** (0.017)
	东北地区		0.295*** (0.022)	0.151*** (0.020)	0.295*** (0.022)	0.151*** (0.020)
	西部地区		0.396*** (0.019)	0.178*** (0.017)	0.397*** (0.019)	0.178*** (0.017)
社会流动感知	水平流动		0.107*** (0.023)	0.096*** (0.021)	0.109*** (0.023)	0.096*** (0.021)
	向上流动		0.510*** (0.023)	0.524*** (0.020)	0.506*** (0.023)	0.522*** (0.020)
互联网使用×年龄				-0.007*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	
截距	0.503*** (0.011)	-0.600*** (0.042)	1.162*** (0.044)	-0.815*** (0.054)	1.055*** (0.053)	
样本量	31521	31521	31521	31521	31521	
$R^2$	0.166	0.316	0.468	0.317	0.468	
调整后 $R^2$	0.166	0.316	0.468	0.316	0.468	

资料来源:作者自制。

注:1. \*表示  $p < 0.05$ ; \*\*表示  $p < 0.01$ ; \*\*\*表示  $p < 0.001$ 。下同。

2. 地区以东部地区为参照组,社会流动感知以“向下流动”为参照组。下同。

表4则使用了多类别逻辑斯蒂回归模型进行分析,其中模型6将所有自变量加入模型。由于本研究重点关注下偏型阶层认同,故将其作为基准来计算另外两种类型相对于“下偏型”的系数。结果表明,相比于不常使用互联网的民众,经常使用互联网的民众有更高的概率形成下偏型阶层认同,而非一致型和上偏型。总之,将阶层认同偏差看作分类变量也同样验证了假设1。



表4 互联网使用对阶层认同偏差影响的多类别逻辑斯蒂回归分析

变量	阶层认同偏差(分类变量)				
	模型6		模型7		
	一致型/下偏型	上偏型/下偏型	一致型/下偏型	上偏型/下偏型	
互联网使用	-0.275*** (0.043)	-0.438*** (0.045)	0.029 (0.143)	0.816*** (0.148)	
收入对数	-0.179*** (0.006)	-0.227*** (0.006)	-0.176*** (0.006)	-0.220*** (0.006)	
受教育年限	-0.238*** (0.006)	-0.262*** (0.006)	-0.241*** (0.006)	-0.266*** (0.006)	
职业声望	0.001 (0.001)	-0.046*** (0.001)	0.001 (0.001)	-0.046*** (0.001)	
年龄	0.012*** (0.001)	0.020*** (0.002)	0.017*** (0.002)	0.033*** (0.002)	
性别	-0.428*** (0.035)	-0.635*** (0.037)	-0.432*** (0.035)	-0.659*** (0.037)	
住房面积	0.001*** (0.0002)	0.002*** (0.0002)	0.001*** (0.0002)	0.002*** (0.0002)	
住房产权	0.039 (0.036)	-0.012 (0.038)	0.048 (0.036)	0.031 (0.039)	
中共党员	0.253*** (0.055)	0.571*** (0.065)	0.247*** (0.056)	0.562*** (0.066)	
城乡户籍	-0.135*** (0.041)	-0.170*** (0.042)	-0.136*** (0.041)	-0.178*** (0.042)	
地区	中部地区	0.274*** (0.047)	0.373*** (0.048)	0.273*** (0.047)	0.368*** (0.048)
	东北地区	0.366*** (0.052)	0.178*** (0.056)	0.367*** (0.052)	0.183*** (0.056)
	西部地区	0.369*** (0.047)	0.347*** (0.049)	0.371*** (0.047)	0.351*** (0.049)
社会流动感知	水平流动	0.152*** (0.054)	0.201*** (0.061)	0.153*** (0.054)	0.206*** (0.061)
	向上流动	0.434*** (0.054)	1.384*** (0.060)	0.431*** (0.054)	1.382*** (0.060)
互联网使用×年龄			-0.005** (0.003)	-0.025*** (0.003)	
截距	2.929*** (0.129)	4.254*** (0.137)	2.649*** (0.158)	3.484*** (0.164)	

资料来源:作者自制。

## (二) 年龄的交互效应

互联网使用对于阶层认同偏差的影响得到了验证,在此基础上,我们进一步讨论此影响的异质性,即不同特征的民众使用互联网的效应有差异。根据上文假设2,我们重点关注年龄的效应,所以在模型2、模型3和模型6的基础上加入了年龄和互联网使用的交互项。结合模型4和模型5,可以认为互联网使用对阶层地位认同偏差的影响的确存在年龄差异,并且人们的年龄越大,使用互联网对阶层认同的向下偏移程度越大。尽管模型5中互联网使用的回归系数不显著,但只要交互项显著,就证明了调节

效应的存在,即年龄依然会改变互联网使用对阶层地位认同偏差的影响。

模型7为基于模型6的多类别逻辑斯蒂回归模型,添加了年龄和互联网使用的交互项。无论是“一致型”与“下偏型”进行对比,还是“上偏型”与“下偏型”进行对比,互联网使用的交互效应均显著且为负,依然存在年龄的调节效应。举例而言,年轻人和老年人互联网使用的效应不同,当“上偏型”与“下偏型”进行对比时,对于30岁左右的年轻人来说,互联网使用的回归系数应为0.066(0.816 - 0.025 × 30),即年轻人受到互联网影响更容易产生上偏型阶层认同;对于60岁左右的老年人来说,互联网使用的回归系数应为-0.684(0.816 - 0.025 × 60),即老年人有更高概率受到互联网影响产生下偏型阶层认同。此数据分析对假设2进行了验证和补充说明。

### (三) 客观阶层地位相关变量的交互效应

表5则报告了客观阶层地位相关指标的交互效应。其中模型8加入了收入与互联网使用的交互项,模型9加入了受教育年限与互联网使用的交互项,模型10加入了职业声望与互联网使用的交互项。三个交互项的系数均为负数且显著,意味着收入的对数每增加一个单位(即收入每增加一个自然对数倍)、受教育年限每增加一年、职业声望每增加一个单位,互联网使用对阶层地位认同偏差的影响就分别多平均下降0.089、0.049、0.007个层级。假设3得到了验证。

需要说明的是,与模型7类似,在模型8和模型9中,互联网使用的系数变成了正数,分别为0.547和0.212,而交互效应的系数为负,这表示在收入和受教育程度较低时,互联网使用对阶层认同偏差为正效应,即使用互联网引起了阶层认同的上偏。其中当收入对数超过6.146(0.547/0.089)时,即年收入超过467( $e^{6.146}$ )元时,互联网使用对阶层认同产生下偏的期望,本数据约有84.42%的样本年收入超过了上述临界点。当受教育年限超过4年(0.212/0.049)时,互联网使用对阶层认同产生下偏期望,本数据约有87.10%的样本的受教育程度等于或高于小学学历。所以对于绝大部分样本而言,互联网使用造成了阶层地位认同的下偏,依然与假设1一致。此外模型10也出现了互联网使用系数不显著的情况,与模型5类似,只要引入交互项且该系数显著,就可以认为不同职业声望的群体中互联网使用对阶层认同偏差的影响不同。此外,我们用多类别逻辑斯蒂模型进行了验证,得到了相近的结果,确保了结论的稳健。<sup>①</sup>

表5 客观阶层地位以及社会流动的交互效应 OLS 模型

变量		阶层认同偏差(连续变量)				
		模型3	模型8	模型9	模型10	模型11
互联网使用		-0.224*** (0.017)	0.547*** (0.033)	0.212*** (0.032)	-0.011 (0.027)	-0.115*** (0.038)
收入对数		-0.075*** (0.002)	-0.031*** (0.002)	-0.077*** (0.002)	-0.074*** (0.002)	-0.075*** (0.002)
受教育年限		-0.077*** (0.002)	-0.081*** (0.002)	-0.057*** (0.002)	-0.078*** (0.002)	-0.077*** (0.002)
职业声望		-0.019*** (0.0004)	-0.017*** (0.0004)	-0.018*** (0.0004)	-0.014*** (0.001)	-0.018*** (0.0004)
社会流动感知	水平流动	0.096*** (0.021)	0.105*** (0.020)	0.099*** (0.021)	0.099*** (0.021)	0.126*** (0.029)
	向上流动	0.524*** (0.020)	0.538*** (0.020)	0.535*** (0.020)	0.530*** (0.020)	0.610*** (0.028)
互联网使用 × 水平流动						-0.061 (0.041)

<sup>①</sup>由于篇幅所限不在此报告多类别逻辑斯蒂回归分析结果,感兴趣者可向作者索取。

(续表5)

变量	阶层认同偏差(连续变量)				
	模型3	模型8	模型9	模型10	模型11
互联网使用×向上流动					-0.172*** (0.040)
互联网使用×收入对数		-0.089*** (0.003)			
互联网使用×受教育程度			-0.049*** (0.003)		
互联网使用×职业声望				-0.007*** (0.001)	
.....	.....	.....	.....	.....	.....
样本量	31521	31521	31521	31521	31521
$R^2$	0.468	0.480	0.472	0.470	0.469
调整后 $R^2$	0.468	0.480	0.472	0.469	0.468

资料来源:作者自制。

#### (四) 社会流动感知的交互效应

表5中还可以看到,模型11加入了社会流动感知与互联网使用的交互项。我们是将向下流动作为基准进行计算。水平流动和向上流动的系数均显著且为正,符合以往的研究结论。而交互项中,互联网使用与水平流动的交互项效应不显著,说明向下流动的群体和水平流动的群体中互联网使用对阶层认同偏差的作用并无不同,符合假设4.1。互联网使用与向上流动的交互项系数为负且显著,说明相比于向下流动的群体,向上流动的群体中互联网使用导致的阶层地位认同平均多下偏了0.172个层级,假设4.2得到了验证。

## 五、总结与讨论

随着通信技术的发展和互联网应用的成熟,中国民众的生活发生了极大改变,数字经济的诞生在一定程度上提高了人们的生活质量,人们可以通过互联网快速高效地获得大量信息,并改变对他人和自我的看法,重新认识当前的社会阶层结构,进而产生新的主观阶层认同。在以往的研究中,无论是对主观阶层认同整体分布下偏的解释,还是对主观阶层认同与客观阶层地位不一致的讨论,都未能关注到技术对社会的影响。其中对阶层认同偏差的解释主要围绕个人的属性或其他社会经济地位变量,“地位决定论”和“地位过程论”实际上是从静态和动态两个视角出发,关注个人地位对主观意识的影响,即阶层认同偏差的形成是由于人们地位不同导致对受教育程度、收入水平和职业声望的认知存在不一致,以及人们社会经济地位随时间发展产生相对变动<sup>[8,26,29]</sup>。如前文讨论的,我们认为互联网使用是阶层认同偏差的成因之一,互联网通过改变客体的主观阶层分布,即改变人们主观意识中的参照系和参照群体,造成了人们主观阶层认同与客观阶层地位的偏差。所以数字时代是不可忽视的宏观情境,互联网使用是对阶层认同偏差的解释机制的重要补充。

互联网技术的广泛应用,不仅改变了人们的社会经济生活,而且扩展了人们观察社会的视角<sup>[30]</sup>,形塑了人们的价值观念。互联网作为一种技术,从“科学—技术—社会”范式开始,一直受到社会学界的广泛关注。大量研究将互联网技术作为不可忽视的背景和因素,探讨其对社会学普遍关注话题(如社会分层、社会流动、社会网络、社会治理等)的影响<sup>[24,31-32]</sup>。尤其是近年来新兴的数字社会学研究,正是建立在现代计算机和互联网的发展之上,对多个研究主题展开了大量讨论<sup>[33]</sup>。本研究关注的互联

网使用对网民阶层观念的影响,涉及人们对自我主体的建构与定位,聚焦于微观的生活领域问题,在一定程度上补充了数字时代这一宏观背景对于网民微观个体的作用。所以,互联网重塑了人们的自我意识,改变了人与人之间的社会关系,值得以社会学的视角和方法出发探索技术发展造成的社会变迁。

本研究在控制了可能影响主观阶层认同和客观阶层地位的因素后,得出了“互联网使用对我国民众阶层地位认同偏差有一定影响”的结论,并分析了年龄、收入、受教育程度、职业声望、社会流动感知的异质性效应。此外共有两点值得进一步思考:

首先,人们对互联网的使用方式以及观看的互联网内容有所不同。受到数据和作者自身能力所限,本研究将互联网使用划分为一个二分类变量,这种划分在2015—2018年是有意义的,因为在这个阶段互联网普及仍然呈现扩张趋势。但人们使用互联网的方式趋于多样化,不同个体在互联网使用过程中的介入方式和导向也有所不同<sup>[34]</sup>。那么在探究是否使用互联网对于人们观念产生的影响后,应该进一步关注使用互联网的不同方式。

其次,互联网技术仍在高速发展中,每一年的互联网使用情况都有所差异。本研究使用的数据为2015—2018年的调查数据,那么未来数字技术更加成熟时情况如何?互联网的普及和发展导致互联网生态在不断进化,这一切又会给人们带来怎样的观念变化和生活方式变迁?所以,关于互联网的研究应考虑时效性,并且需要关注在社会快速变迁的过程中大众观念和行为方式的“变”与“不变”。在今后的研究中我们仍需进一步追踪最新数据,尽可能提升研究结论的多样性。

#### 参考文献:

- [1]刘欣.转型期中国大陆城市居民的阶层意识[J].社会学研究,2001(3):8-17.
- [2]陈光金.不仅有“相对剥夺”,还有“生存焦虑”——中国主观认同阶层分布十年变迁的实证分析(2001—2011)[J].黑龙江社会科学,2013(5):76-88.
- [3]陈云松,范晓光.阶层自我定位、收入不平等和主观流动感知(2003—2013)[J].中国社会科学,2016(12):109-126.
- [4]高勇.地位层级认同为何下移——兼论地位层级认同基础的转变[J].社会,2013(4):83-102.
- [5]李骏.从收入到资产:中国城市居民的阶层认同及其变迁——以1991—2013年的上海为例[J].社会学研究,2021(3):114-136.
- [6]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.
- [7]刘欣.相对剥夺地位与阶层认知[J].社会学研究,2002(1):81-90.
- [8]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.
- [9]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.
- [10]张海东,刘晓瞳.我国居民阶层地位认同偏移对社会政治态度的影响——基于CGSS2010的实证分析[J].福建论坛(人文社会科学版),2019(9):80-94.
- [11]SOSNAUD B, BRADY D, FRENK S M. Class in Name Only: Subjective Class Identity, Objective Class Position, and Vote Choice in American Presidential Elections[J]. Social Problems, 2013, 60(1): 81-99.
- [12]雷开春.白领新移民的地位认同偏移及其原因分析[J].青年研究,2009(4):60-70.
- [13]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.
- [14]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.
- [15]封铁英,刘娜.数字时代互联网使用对老年人主观阶层认同的影响研究[J].西安交通大学学报(社会科学版),2022(2):122-131.
- [16]黄丽娜.分层与重塑:青年的互联网使用与阶层认同——基于CGSS2013数据的实证研究[J].中国青年研究,2016(12):74-83.
- [17]BECK U. Risk Society: Towards a New Modernity[M]. London: Sage, 1992: 35-52.
- [18]张杰.通过陌生性去沟通:陌生人与移动网时代的网络身份/认同——基于“个体化社会”的视角[J].国际新闻界,2016(1):102-119.

- [19] CLARK T N, LIPSET S M. Are Social Classes Dying? [J]. *International Sociology*, 1991, 6(4): 397-410.
- [20] 吴志远. 离散的认同: 网络社会中现代认同重构的技术逻辑[J]. *国际新闻界*, 2018(11): 112-134.
- [21] 赵云泽, 付冰清. 当下中国网络话语权的阶层结构分析[J]. *国际新闻界*, 2010(5): 63-70.
- [22] 李彪, 郑满宁. 从话语平权到话语再集权: 社会热点事件的微博传播机制研究[J]. *国际新闻界*, 2013(7): 6-15.
- [23] BLANK G. Who Creates Content? Stratification and Content Creation on the Internet. *Information [J]. Communication & Society*, 2013, 16(4): 590-612.
- [24] 邱泽奇, 张树沁, 刘世定, 等. 从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角[J]. *中国社会科学*, 2016(10): 93-115.
- [25] 陆杰华, 韦晓丹. 老年数字鸿沟治理的分析框架、理念及其路径选择——基于数字鸿沟与知沟理论视角[J]. *人口研究*, 2021(3): 17-30.
- [26] HODGE R, TREIMAN D J. Class Identification in the United States [J]. *American Journal of Sociology*, 1968, 73(5): 535-547.
- [27] 李培林, 崔岩. 我国 2008—2019 年间社会阶层结构的变化及其经济社会影响[J]. *江苏社会科学*, 2020(4): 51-60.
- [28] 刘欣. 协调机制、支配结构与收入分配: 中国转型社会的阶层结构[J]. *社会学研究*, 2018(1): 89-115.
- [29] WRIGHT E O, SHIN K Y. Temporality and Class Analysis: A Comparative Study of the Effects of Class Trajectory and Class Structure on Class Consciousness in Sweden and the United States [J]. *Sociological Theory*, 1988, 6(1): 58-84.
- [30] 吴璟薇. 基础设施与数字时代的新闻价值变迁: 对媒介技术、新闻时效性与相关性的考察[J]. *西北师大学报(社会科学版)*, 2022(4): 94-102.
- [31] DIMAGGIO P, HARGITAI E, NEUMAN W R, et al. Social Implications of the Internet [J]. *Annual Review of Sociology*, 2001, 27(1): 307-336.
- [32] 关爽. 数字技术驱动社会治理共同体建构的逻辑机理与风险治理[J]. *浙江工商大学学报*, 2021(4): 153-161.
- [33] 赵一璋, 王明玉. 数字社会学: 国际视野下的源起、发展与展望[J]. *社会学研究*, 2023(2): 26-48.
- [34] 王薪喜, 孟天广. 中国城市居民的互联网使用与政治参与——基于介入方式与信息消费的类型学分析[J]. *社会*, 2021(1): 178-206.

## Self-perception in the Digital Age: Internet Use and Class Identification Bias

FANG Changchun, MA Yixuan

(School of Social and Behavioral Sciences, Nanjing University, Nanjing 210046, China)

**Abstract:** In the era of digitalization, the widespread adoption of the Internet significantly changes individuals' conceptions of their social standing, affects people's subjective class identification, and leads to the inconsistency between some people's subjective class identification and objective stratum. Departing from prior studies that primarily focused on status determinism, the current research concentrates on investigating the impact of Internet usage on the propensity for class identification bias among the Chinese populace. Through a comprehensive analysis of aggregated data derived from Chinese General Social Survey (CGSS) conducted in 2015, 2017, and 2018, our findings indicate that individuals who engage in frequent Internet usage exhibit a heightened inclination towards perceiving a downward bias in their class identification compared to those who employ the Internet sparingly. Moreover, the effects of Internet usage on class identification bias are contingent upon various factors such as age, income, educational attainment, occupation, and perception of social mobility. This exploration of class identification bias in relation to Internet usage not only serves as a crucial complement to elucidating the mechanisms underlying such biases but also provides further insights into the societal transformations engendered by technological advancements. The Internet has had an influence on people's concept construction.

**Key words:** class identification bias; subjective class identification; Internet use; social stratification



(责任编辑 张伟 洪小秋)