中国网络社会的"倒丁字形"结构及其形成机制

程士强

(中央财经大学 社会学系, 北京 100081)

内容摘要:建构了一个测量网络社会地位的综合指标,在此基础上利用全国规模抽样数据对网络社会分层结构和地位获得机制进行了统计分析。发现网络社会呈"倒丁字形"的结构形态:虽然互联网普及率不断提高,但网络信息资源占有极少的网络底层社会仍然规模庞大。这种结构产生于网络社会分层对线下社会经济特征的再生产,而制度因素又将这种再生产机制分割为不同的模式,相同社会经济特征的个体可能因处于不同的模式中而获得不同的网络社会地位。劣势制度环境中的个体倾向于获得相对较低的网络社会地位,并且更加难以通过改善社会经济特征来实现网络社会地位的向上流动。

关键词: 经济地位; 政治地位; 声望地位; 网络社会分层; 倒丁字形; 制度分割 中图分类号: C913.4 文献标示码: A 文章编号: 1000-2804 (2017) 06-0088-11

社会地位是指个人在群体或社会中被社会性地定义的位置,常用来表示社会威望和荣誉的高低程度,也泛指财产、权利和权威的拥有情况。根据不同的标准,可以把社会地位划分为不同的等级序列,如经济地位、政治地位、声望地位等。一个人可以拥有许多不同的地位,这些社会地位之间互相交错。社会成员及群体在不同社会地位之间互相交错。社会成员及群体在不同社会地位上的总体分布状况就构成了社会地位结构或社会分层结构。而地位获得研究,则旨在考察人们在取得、保持、提高他们的社会地位的过程中诸多社会要素的影响,从而探索社会不平等的制度化根源和形成机制。

中国社会分层结构形态及其变迁趋势是一个极受关注的问题,比较有影响的观点包括"橄榄形"^[2]、"断裂社会"^[3]、"丁字形"^[4]和"碎片化"^[5]等。正如社会地位也可以从多种维度出发进行划分,当代社会分层理论的多元思想承认分层标准的多元化,认为社会不平等本质上是一种隐藏在社会结构内部的社会群体间关系以及资源分配关系,常见的经济分层、声望分层乃至政治分层都只是它的不同表现形式,韦伯的"经济、

权力、声望"三元分层思想也只不过揭示了社会不平等的三种方式,反映不平等的方式还可以有很多⁶⁰。随着互联网的普及和社会生活网络化程度的不断提升,网络对信息沟通、经济活动、社会交往甚至是政治参与都具有了越来越重要的意义,网络信息资源日益成为一种核心的社会资源,网络社会地位和网络社会分层也应该被视为社会整体地位结构的一个重要维度。

互联网技术和信息资源的占有状况不仅对国家和地区的经济社会发展至关重要,也大大影响了个人的职业发展和地位获得同。但是,人们连接网络的客观机会和使用网络的主观能力存在差异,人们占有的网络资源是不平等的,这引发了国际学界和政界对"数字鸿沟"(digital divide)与"数字不平等"(digital inequality)问题的关注。

从20世纪90年代开始,中国互联网普及率不断提高,网民队伍迅速扩大,据中国互联网信息中心发布的《第35次中国互联网发展状况调查统计报告》显示,截至2014年12月,中国网民数量已达到6.49亿,互联网普及率为47.9%。但

收稿日期: 2017-07-12

基金项目: 国家社科基金重大项目 (15ZDA045); 中央财经大学青年教师发展基金项目 (QJJ1623); 中央财经大学社会与心理学院学科推进计划种子基金项目

作者简介:程士强(1987-),男,河北邢台人,博士,讲师,从事网络社会学研究。

Journal of Lanzhou University (Social Sciences) Vol. 45 No.6 / November, 2017

是近年来,我国网民增速明显减缓,增幅明显收窄,非网民转变为网民的难度增大^[8]。这表明中国互联网行业的飞速发展和社会生活网络化程度的大大提高,并不意味着数字鸿沟和数字不平等问题会随之自然消除。数字鸿沟和数字不平等研究在中国学界一直是一个备受关注的领域,但是,以往的研究大多通过比较不同群体和地区的互联网普及率来展现宏观的数字不平等状况;虽然部分研究分析了某些社会经济变量与互联网使用状况的关系,但还没有出现类似社会经济地位指数(ISEI)这样的指标来整合个体层面的网络信息资源占有状况,无法描述和分析整个社会的网络社会分层结构体系,也难以为因果分析提供令人满意的因变量,从而不能很好地分析这个分层结构中的地位获得机制。

本文期望能推进这一领域的研究,利用新的统计指标对一项全国抽样调查数据中的所有被访者进行网络社会分层地位测算。本文的网络社会分层指标和测算方法参照了在国外学界得到广泛应用的数字鸿沟指数(digital divide index,DIDIX),并加以改进形成了个体信息资源指数(individual digital resource index,IDRIX),利用这一指数测算2010年中国综合社会调查数据中所有被访者的网络社会分层地位,据此描绘中国网络社会分层结构的基本形态,并分析这一结构的生成机制。

一、网络社会分层的测量:理论与方法

(一) 从数字鸿沟到网络社会分层

1996年,时任美国副总统的戈尔首次提出了"数字鸿沟"概念^[9]。数字鸿沟,又译作"信息鸿沟",是指"不同社会经济水平的个体、家庭、商业机构和地区在连接信息技术与使用互联网的机会上所具有的巨大差异"^[10]。日益增长的信息机会不成比例地被占据社会优势地位的人所利用,而不是缩小弱势群体与优势群体之间的差距^[11]。

早期的数字鸿沟研究者强调在信息技术连接方面的两极分化,即信息技术拥有者和信息技术 缺乏者之间的鸿沟。后来的研究者逐渐扩展了数字鸿沟的内涵,除信息技术的连接这一物质条件外,又加入了关于使用信息技术的能力和知识、

相关的培训等多个维度。另外,更多的社会因素被纳入研究视野,研究者不仅关注信息技术拥有者和缺乏者在人口总体中所占比例的差异,还详细分析了两类群体内部的社会构成[12]22-26。

尽管数字鸿沟概念影响广泛,但它却有着不容忽视的弊端,主要表现为从二元对立的角度看待信息技术的接入与否,以及将社会群体分为信息技术拥有者和缺乏者两大类。尽管后续的研究不断扩展数字鸿沟的维度,也考虑了更多的社会因素,但二元对立的思维方式始终是这类研究的基本框架。这种思维方式忽视了信息技术使用的复杂性和人群构成的复杂性,因而无法全面反映人们在信息资源占有上的差异和不平等,也限制了研究的进一步细化和深化。

越来越多的学者开始跳出数字鸿沟的思维框架,提出了"数字不平等"概念,用来指代人们在信息资源占有上的差异化和层级关系。数字不平等概念的提出和相关的研究是对数字鸿沟两分法的修正,强调了信息技术及其使用的多样性,在信息技术拥有者和缺乏者两个极端间发现了更多的社会阶层,更强调了信息资源差异背后的社会经济不平等[2]11-13。

如今, 互联网已经成为信息技术的核心, 网 络化的逻辑也成为信息社会的主导逻辑, 网络社 会成为表达新社会形态的一个主流概念[13]。因 此,本文提出了网络社会分层概念,指因网络信 息资源的不平等占有而形成的社会地位分化现象 及其形成的层级关系,旨在用社会分层的主流研 究思路来分析网络社会中的信息不平等现象。学 界已对网络社会分层的概念进行过理论探讨,例 如黄哲提出,任何一种社会都有着它的主导力量 与主要矛盾,网络社会的主导力量就是信息。网 络从发展的一开始就是不平等的, 网络社会不 平等首先表现为信息资源的多寡。马克思以对 生产资料的占有为标准把资本主义社会分为资 产阶级和无产阶级, 韦伯的社会分层维度中财 富同样是不可或缺的标准之一, 在网络社会中 信息资源是分层的最重要维度[14]。虽然也有研 究者对中国数字化社会阶层状况进行过实证分 析[12]93-98, 然而, 网络社会分层结构究竟处于什 么样的结构形态,已有研究并没有给出足够细 致和系统的解答,本文将基于国外学界广泛认 可的指标体系,对 CGSS2010 数据进行统计分 析,展现中国网络社会阶层的分布结构。

(二)从数字鸿沟指数(DIDIX)到个体信息资源指数(IDRIX)

从1996年戈尔提出数字鸿沟这一概念,到1997年第一篇相关学术性论文发表[15],数字鸿沟与数字不平等已获得了相当长时间的关注,但是,对数字鸿沟和数字不平等的测量方法却十分有限。大量研究使用的测量方法都是建立在"使用/不使用"、"优势群体/弱势群体"的二分变量基础上^[9]。虽然测量维度越来越多,但这些维度归根结底还是单维的二分变量,在方法上既不够简化,又不够全面。因此,有些学者开始尝试使用指标体系或综合指数的方法来测量数字不平等状况^[8],并得到了越来越多的接受与认可^[11], 16]。这些综合指标类似于社会分层领域的社会经济地位指数与职业声望指数,可以既系统又简洁地表现不平等状况,还为进一步的统计分析提供了可能。

在为数不多的这类综合指标中,得到最广泛应用的是数字鸿沟指数(DIDIX)。数字鸿沟指数最早出现在欧盟资助的一个名为"信息社会监测统计指数(statistical indicators benchmarking information society)"的项目中,后来在学界引起了较大的反响和广泛的应用^[9]。该指数根据电脑和互联网在四类弱势群体中的普及率,形成了衡量一个国家或地区信息资源占有不平等程度的得分。具体方法是用弱势群体的电脑和互联网普及率除以全国平均的普及率,得出的百分数可以显示弱势群体与平均水平的差距。百分数越接近100,则表明弱势群体与平均水平的差距越小,信息资源的分布越平均。四类弱势群体的构成情况和数字鸿沟指数的测量维度见表1^[11]。

表1 弱势群体的构成和数字鸿沟指数的测量维度

四类弱势群体 及其权重(%)	DIDIX三个测量维度 及其权重(%)	
女性 (25)		
老年人(25)	电脑使用情况(50)	
低教育程度者(25)	整体的互联网使用情况(30)	
低收入者(25)	在家的互联网使用情况(20)	

数字鸿沟指数的具体计算步骤如下[11]:

步骤1: 先分别计算出每一类弱势群体的数字鸿沟指数得分*D*。

$$D_i = 100 \times \sum_{j=1}^{3} w_j \times \frac{P_{ij}}{P_j}$$

 W_{j} 是每一个维度的权重, j=1 表示电脑使用, j=2表示互联网使用, j=3表示在家互联网使用, 分别是50%、30%和20%。

 P_{ij} 是某一类弱势群体在电脑使用、互联网使用和在家互联网使用三个维度上的使用率; i=1表示女性, i=2表示老年人, i=3表示低教育程度者, i=4表示低收入者。

*P*₂是全体人口在电脑使用、互联网使用和在家互联网使用三个维度上的平均使用率。

步骤2:四类弱势群体的权重均为25%,所以,计算他们平均得分,即可得到数字鸿沟指数得分:

$$DIDIX = \frac{1}{4} \sum_{i=1}^{4} D_i$$

数字鸿沟指数的得分均是低于100的百分数,得分越小,表明弱势群体占有的信息资源与平均水平相比差距越大,信息不平等就越严重。得分越接近100,表明弱势群体与平均水平的差距越小,信息资源的分配就越平等。表2以欧盟2002年的数字鸿沟指数为例,展示数字鸿沟指数的含义[11]。

表2 欧盟电脑与互联网使用率及数字鸿沟指数(2002)

	电脑使用 率(权重 50%)	互联网使 用率(权 重30%)	在家互联网 使用率(权 重20%)	DIDIX
老年人	31.3	25.1	20.6	53.3
女性	50.4	43.6	32.7	87.5
低教育程度者	25.9	22.3	15.6	44.3
低收入者	17.1	11.9	8.5	26.6
总人口	56.5	50.3	38.6	52.9

数字鸿沟指数仅用一个数值就可以表示国家或地区的信息不平等状况,便于进行比较研究,该指数的得分又是连续数值,便于呈现不同国家之间的细微差别以及进行复杂的统计分析。而且,这一指数综合了信息资源的三个维度,又考虑了年龄、性别、教育和收入四类社会因素,是一个整合程度比较高的指标体系。但是,这一指数也有重要缺陷。

首先,它是一个整体层面的指数,无法计算 个体的信息资源占有情况和在分层体系中的地 位。数字鸿沟指数是根据群体间的信息资源分配 的比例关系计算得出的整体指标,无法体现群体 内部的个体差异,也无法根据个体层面的变量做 进一步的统计分析。

Journal of Lanzhou University (Social

Sciences) Vol. 45 No.6 / November, 2017

其次,该指数虽然综合了多个维度,得出的 分值也是连续数字,很大程度上超越了二分法思 维和简单比较普及率差异的传统方法。但是, 具 体到每一个维度上的使用率计算,仍然要基于 "使用/不使用"的二分变量。在群体关系上,也 仍然根据社会经济属性将人群分为优势群体和弱 势群体两大类。

第三,该指数选择的维度和社会因素也存在 争议。随着信息技术的发展,信息资源的表现形 式越来越多样。社会群体的构成也是十分复杂 的,除了年龄、性别、教育和收入外,人们可以 从更多的角度比较群体间的信息不平等。当然, 信息资源维度和社会因素的选择也要考虑调查数 据的可得性。

任何指标体系都不是完美的,尽管数字鸿沟 指数存在种种缺陷,但正如Hüsing和 Selhofer所 说,从整合数据维度和为比较研究提供便利的角 度来说,数字鸿沟指数是非常有效的,更重要的 是,它为我们提供了一种从综合的角度测量信息 资源占有的方法框架四。我们可以根据自己的研 究目的和所掌握的数据选择不同的变量和维度, 对它进行改进。

本文采用的网络分层地位测量方法就是在数 字鸿沟指数基础上改进形成的个体信息资源指数 (IDRIX)。该指数沿用了数字鸿沟指数的基本思 路和运算框架,并结合了CGSS2010数据的情况 进行了类似的维度选择。个体信息资源指数对数 字鸿沟指数最大的改变是将分析单位从群体层面 降至个体层面,通过个体在相关维度上的取值与 总体平均水平之比,来测算出个体在网络社会中 的相对地位。IDRIX测量网络信息资源的三个维 度、权重及其对应的操作变量见表3。

数字鸿沟指数的三个信息资源维度基本代表 了网络社会中的两大核心资源:一是电脑,二是 互联网。前者表明了对硬件和终端的掌握状况, 后者表明了对网络信息资源的使用情况。考虑到 研究目的和数据资料的差异,个体信息资源指数 在参照这两大类核心资源的前提下,对具体的操 作变量进行了调整。电脑拥有情况在CGSS2010 中所对应的具体变量是"家庭历史上购买的电脑 台数",虽然与数字鸿沟指数的电脑使用情况存

在差异,但同样表现了个体获得信息资源的客观 条件和硬件状况。与互联网使用相关的变量分别 是"互联网使用频率(含手机上网)"和"休闲 时的上网频率(含手机上网)",这两个变量都 是序次变量(1=从不,2=很少,3=有时,4=经 常,5=总是)。我们将序次变量的取值当作互联 网使用强度的赋分,1分最弱,5分最强,这些赋 分被视为连续数值,两个变量就转化为"互联网 使用得分"和"休闲时的上网得分",代表个体 对网络资源的实际使用情况和通过互联网获取信 息资源的主观能力®。

表3 个体信息资源指数(IDRIX)的测量维度、

权重及对应变量

测量维度及其权重/%	CGSS2010中对应的操作变量
电脑拥有情况 (50)	家庭历史购买电脑总数
整体的互联网使用 情况(30)	互联网媒体使用频率 (含手机上网)
休闲时的互联网使 用情况(20)	休闲上网频率 (含手机上网)

因为"家庭历史上购买电脑台数"中有取值 为"0"的个案,会导致无法进行比例运算。为 了解决这个问题,本文将所有样本在"家庭历史 购买电脑台数"上的取值都加一个"1",以在保 留这一变量原有取值差异的前提下消除"0" 值,新的变量命名为"家庭历史购买电脑台 数2"。个体信息资源指数的计算方法与数字鸿沟 指数的步骤1基本相同,只是将弱势群体在相关 维度上的普及率替换为所有个体的相关取值,将 总人口的平均普及率替换为样本总体在相关维度 上的平均值,具体计算公式如下:

IDRIX=
$$100 \times \sum_{i=1}^{3} wj \times \frac{P_{i1}}{P_{j}}$$

 W_i 是每一个维度的权重, i=1表示家庭历史 购买电脑台数², j=2表示互联网使用得分, j=3 表示休闲上网得分,分别是50%、30%和20%。

 P_{ii} 是个体在家庭历史购买台数²、互联网使 用得分和休闲上网得分三个维度上的取值。

 P_i 是样本总体在家庭历史购买台数²、互联网 使用得分和休闲上网得分三个维度上的平均值。

个体信息资源指数的取值越大表明掌握的 信息资源越多,取值越小则表明掌握的信息资

① 社会经济地位指数和各种职业声望测量在运算的过程中均需要对被调查者的某些社会状况赋予特定的分值,以使得职业地位 从属性变量转换成连续排列分值的数量变量,本文也参照了这种处理方法。参见郝大海《流动的不平等:中国城市居民地位获得研 究(1949-2003)》(中国人民大学出版社, 2010年),第5页。

均值求得一个百分数,有效解决了不同量纲取值 之间的运算和整合问题。

源越少。与数字鸿沟指数不同,个体信息资源指数的得分可以大于100,表示个体掌握的信息资源高于平均水平,小于100则表示个体掌握的信息资源低于平均水平。个体信息资源指数在CGSS2010数据中的基本情况见表4。

个体信息资源指数在吸收了数字鸿沟指数基本优点的同时,也克服了后者的一些弊端,使得个体信息资源指数具有相对优势。

首先,个体信息资源指数是个体层面的指标,据此可以得出每一个有效样本所掌握的信息资源相对数量和网络社会地位,并在此基础上开展进一步的统计分析。与其他的信息不平等划分标准相比[12]77-81,个体信息资源指数能够更细致与精确地测量网络社会地位分化现象。

其次,个体信息资源指数超越了数字鸿沟指数中残存的二元对立思维。它的信息资源维度取值不再是根据"使用/不使用"的二分变量计算出的使用率,也不再需要将人群分为"弱势群体"和"优势群体"两大类,而是每一个样本都可以根据自己的具体取值参与运算。同时,我们仍然可以根据这一指数分析不同社会属性维度上的优势与劣势同网络信息资源占有之间的关系。

再次,它解决了不同维度变量的量纲差异问题。在个体层面,不同的信息资源维度,比如电脑台数和上网频率,往往具有不同的量纲,给数据的整合带来一定的困难。借鉴数字鸿沟指数的基本思路,个体资源指数利用每个维度各自的平

当然,个体信息资源指数对于网络社会分层 地位的测量来说也并不是一个完美的指标,人们 通过互联网影响他人的能力、人们创造网络信息 的具体内容等也都是网络社会地位的重要表现, 而这些是个体信息资源指数无法反映的。然而, 尽管网络信息资源不能反映网络社会地位的全 部,但却是个人网络社会地位获得的前提和基 础。而且,人们网络行为的很多复杂方面难以量 化,导致现有数据中相关变量比较缺乏,个体信 息资源指数的维度选择也是在这个基础上做出的 无奈选择。

(三)数据与变量

本文使用的数据来自于中国人民大学中国调查与数据中心2010年实施的全国综合社会调查(简称CGSS2010)。此次调查涵盖了中国大陆所有31个省级行政区的18岁及以上人口,在全国共调查480个村/居委会,每个村/居委会调查25个家庭,每个家庭随机调查1人,在全国一共调查约12000人[17],实际完成城乡问卷11783份。

我们根据 CGSS 2010 数据测算个体信息资源 指数得分,据此进行网络社会分层地位测算,尝 试描绘中国的网络社会分层结构形态。除了对当 前中国网络社会分层结构提供一个系统描述外, 我们还期望进一步探讨网络社会研究领域中的一 个重要理论问题:以社会经济特征为基础的线下

表4 变量描述统计分析

变量	有效样本数/个	均值/百分比	标准差	性质	描述
因变量					
IDRIX	11 632	100.00	58.67	连续变量	57.44到447.39
自变量					
性别	11 783			二分变量	1=女, 2=男
1.女	6 106	51.82%			
2. 男	5 677	48.18%			
年龄	11 780	47.30	15.68	连续变量	18到97
教育年限	11 768	8.65	4.56	连续变量	0到19
家庭年收入	10 271	42 179.91	103 323.5	连续变量	190到6000000
收入自然对数	10 271	10.07	1.05	连续变量	5.25到15.61
父亲教育年限	11 294	4.81	4.56	连续变量	0到19
户籍类型	11 777			二分变量	1=农村, 2=非农
1.农村户口	6 049	51.36%			
2.城镇户口	5 728	48.64%			
单位类型	11 756			二分变量	1=非正规, 2=正规
1.非正规单位	9 088	77.31%			
2.正规单位	2 668	22.69%			

Journal of Lanzhou University (Social

Sciences) Vol. 45 No.6 / November, 2017

社会分层结构与网络社会分层结构之间是替代关系还是延续关系?线下的社会经济特征可以影响网络社会地位获得吗?

在这种因果分析中,数字鸿沟指数得分作为因变量,代表个体的网络社会地位。体现个体社会经济特征的自变量参照数字鸿沟指数中对弱势群体的分类四个维度,选择了性别、年龄、教育年限和家庭年收入。其中,年龄根据出生年份推算,教育年限根据受教育程度推算。家庭年收入的取值范围远大于因变量和其他自变量,为了更好地体现家庭年收入每一个单位的变化对因变量的影响,我们用它的自然对数来替代。之所以选择家庭收入而不是个人收入,是因为家庭在中国是一个共同的收支单位和消费单位,家庭收入比个人收入能更全面地体现个体的经济状况。代表父代社会经济特征的自变量是父亲教育年限。

本文还将考察社会制度因素对个体网络社会 地位的影响:户籍制度和单位制度是当代中国社 会生活中非常重要的两项制度,所以,我们选择 户籍类型和单位类型作为代表制度特征的自变 量。户籍类型由农村户口和非农户口两项构成, 前者包括 CGSS 2010 数据中的农业户口、无户口 和其他,后者包括非农业户口、蓝印户口、居 民户口和军籍。单位类型有非正规单位和正规 单位两项,前者指务农、无工作、在社会团体 任职或其他,后者指在党政机关、企事业单位 或军队任职。

经调整与测算,与本研究相关的各变量统计描述见表4。

二、网络社会分层的结构形态及其 生成机制

(一)"倒丁字形"结构

本文采用个体信息资源指数(IDRIX)来测量和呈现中国的网络社会分层结构,根据前述的计算公式,可以获得所有有效样本的个体信息资源指数得分,图1列出了这些分数的分布情况,呈现了网络社会分层的结构形态。

根据图1,有多达52.60%的样本处在最小值的位置上,他们的个体信息资源指数得分仅为

57.44,表明他们占有的网络信息资源只有平均水平的57.44%。虽然这一比例不是太低,但是如果考虑到平均值也是一个很低的水平[®],57.44的分数就显得非常低了。若根据个体信息资源指数的计算公式反向推导,57.44分相当于家庭历史购买电脑总数为0,从不在休闲时上网,也从未在其他任何情况下使用过互联网。可见,这部分样本掌握的网络信息资源几乎为零,他们不仅处于相对的信息劣势,而且陷入了绝对的信息贫乏。更为严重的是,这部分人群规模庞大,构成了人数最多、比例最大的网络"底层社会"[18],与其他群体形成了鲜明的对比。其他分值所占比例都相当小,像立柱一样,和庞大的"底层社会"一起构成了一个"倒丁字形"的分层结构,参见图1。

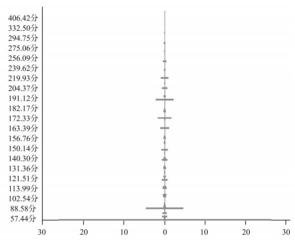


图1 根据IDRIX取值测算的我国网络社会分层结构图

这一结构与李强根据"五普"数据测算的我国社会经济特征结构图形十分相似,都呈"倒丁字形"^[4],说明网络社会分层与社会经济特征分层具有某种同构关系。

(二) 网络社会地位获得中的再生产机制

本文采用多元线性回归模型来检验各自变量对网络社会地位的影响(表5),其中,模型1考察了个体的社会经济变量对个体信息资源指数的影响。数据显示,除性别外,个体的社会经济变量均具有统计显著性,是影响个体网络社会地位获得的重要因素,模型1的判定系数(R²)达到44.55%。在控制其他自变量后,年龄每增加1岁,个体信息资源指数得分降低0.59分。教育年限每增加1年,个体信息资源指数就增加4.73

① 平均家庭历史购买电脑总数只有约半台(0.56),平均互联网使用频率和休闲上网频率均大致处于"很少(≈2)"的水平。

分。收入的自然对数每增加1个单位,个体信息资源指数得分则提高16.65分。证实了年龄、教育和收入的社会经济特征优势延续到了网络社会地位结构中。在控制其他变量的情况下,男性的网络社会地位并没有优势,与女性相比,男性的个体信息资源指数反而要低0.75分,但是,这一差异并不具有统计显著性。

模型2考察的是父亲的受教育水平对子代网络社会地位的影响,父亲教育年限对个体信息资源指数具有显著影响,而且仅这一个自变量的判定系数(R²)就达到25.07%。模型3与模型1相比加入了父亲教育年限,使得模型的判定系数(R²)略有增加,达到47.12%。性别优势在网络

社会地位获得中的作用转变为正向,男性比女性的个体信息资源指数得分高0.62分,但仍然不具备统计显著性。除性别外,个体和父代的社会经济特征仍然对网络社会地位获得具有显著影响:本人年龄每增加1岁,个体信息资源指数降低0.407分;本人教育年限每提高1年,个体信息资源指数增长4.02分;本人家庭收入的自然对数每增加1个单位,个体信息资源指数则提高15.93分;父亲的教育年限提高1年,子代的个体信息资源指数增加2.21分。说明在18岁及以上的成年人口中,本人越年轻、受教育程度越高、家庭收入越多、父亲受教育程度越高,个体就越有可能获得较高的网络社会地位。

表5 个体信息资源指数的线性回归结果

自变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
社会经济变量					
性别 (男性) a	-0.75 (0.85)		0.62 (0.85)		0.97 (0.82)
年龄	-0.59*** (0.03)		-0.407*** (0.03)		-0.53*** (0.03)
教育年限	4.73*** (0.12)		4.02*** (0.12)		2.54*** (0.13)
家庭收入的 自然对数	16.65*** (0.45)		15.93*** (0.46)		13.42*** (0.45)
父亲教育年限		6.46*** (0.11)	2.21*** (0.11)		1.84*** (0.11)
制度背景变量					
户籍类型 (城镇户口)。				36.37*** (0.97)	17.11*** (1.01)
单位类型 (正规单位)。				48.68*** (1.16)	20.45*** (1.10)
常数项	-83.05*** (4.66)	69.34*** (0.70)	-89.22*** (4.67)	71.31*** (0.65)	-56.31*** (4.70)
调整后的R ²	0.445 5	0.250 7	0.471 2	0.285 4	0.510 1
样本数	10 136	11 177	9 758	11 606	9 737

注: 1. 显著水平: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; 2. a以女性为参照组, b以农村户口为参照组, c以非正规单位为参照组; 3. 括号中为标准误。

综合模型1、模型2和模型3可知,个体在网络社会中的地位受到其线下社会经济特征的影响,除了性别外,其他社会经济特征都对网络信息资源的获取具有显著的正向影响。那些在线下社会中处于优势的个体,在网络社会中也更有可能获得优势地位,从而将线下社会地位之间的相对关系结构延续到网络社会中。除了个体本人的社会经济特征在网络社会中得到再生产外,代际间的地位继承和再生产在网络社会中也有所体现。父代所具有的社会经济特征影响了子代对网络信息资源的获取,如果父亲在受教育水平上处于优势地位,那么其子女在网络社会中也更可能

获得优势地位。

总之,原有以社会经济特征为基础的线下社会地位间相对关系模式在网络社会中仍然被持续地再生产出来^[19],在网络社会地位和社会经济特征之间存在着一种再生产机制。再生产机制是指那些被置于社会不平等体系中的社会集团,特别是那些具有某种优势的社会集团,以某种方式使得自身社会位置能够持续保存,并在代际间不断传递下去的机制。如果社会中出现重要的新资源和社会位置,那些原来具有优势的社会群体,会利用自己的优势地位将其利益基础从一种社会位置或社会资源转移到新的社会位置或社会资源

Journal of Lanzhou University (Social Sciences) Vol. 45 No.6 / November, 2017

上^[20]。本文的数据分析显示,拥有社会经济资源和地位优势的个体将自身的优势转移到网络信息资源和网络社会地位上。

(三) 网络社会地位获得中的制度分割效应

模型4以户籍类型和单位类型两个制度特征 为自变量进行了回归分析(表5),表明制度特征 对网络社会地位获得也具有显著影响。与农村户 口相比,拥有非农户口的人在个体信息资源指数 的得分上显著性地高出36.37分。与在非正规单 位工作的个体相比, 任职于正规单位的人在个体 信息资源指数方面要显著性地多出48.68分。模 型5将所有的社会经济变量和制度特征变量都作 为自变量加入了运算(表5),模型的判定系数 (R^2) 达到 51.01%。在控制了子代和父代的社会 经济特征后,户籍类型和单位类型仍然对因变量 具有显著影响。在控制了其他变量之后,户籍类 型为非农的个体要比农村户籍人口在个体信息资 源指数得分上多出17.11分;单位类型为正规单 位的个体要比工作于非正规单位的人在个体信息 资源指数得分上高出20.45分。表明在制度特征 上占据优势地位的个体,往往可能掌握更多的网 络信息资源,并在网络社会地位结构中处于较高 的位置,而在制度特征上具有劣势的个体则更可 能在网络社会中处于不利地位。

制度不仅会赋予个人特定的身份以及相应的资源,还是一种群体性的变量,将人群分割为不同的部分,并影响到其他变量在不同人群中的效用。为了分析这种制度分割效应,除了可以把制度作为自变量放入模型中(模型4、模型5),还可以根据制度类别将人群做出划分,比较个人层面的特征变量在不同群体类别中的作用方式。表6中的两组模型进行对比的方法参照了李春玲对户籍制度的分割机制的研究[21]。第一组模型(模型6a和模型6b)比较两种户籍类型的个体在网络社会地位获得模式上的异同,第二组模型(模型7a和模型7b)比较了两种单位类型的个体在网络社会地位获得模式上的异同。

模型 6a 和模型 6b 显示,社会经济变量对非农户籍人口和农村户籍人口的网络社会地位获得都有影响,但对非农户籍人口的影响较强,而对农村户籍人口的影响较弱。模型 6a 的判定系数为50.44%,但模型 6b 的判定系数仅为 29.60%,说明社会经济变量对农村户籍人口网络社会地位获

得的解释力远低于其对非农户籍人口网络社会地 位获得的解释力。

与模型6a(城镇户籍人口)相比,模型6b (农村户籍人口) 中社会经济变量的回归系数均 有明显降低。非农户籍人口每减小1岁,个体信 息资源指数得分增加1.08分,农村户籍人口每减 小1岁,个体信息资源指数得分则只增加0.36 分。非农户籍人口每多受1年教育,个体信息资 源指数得分增加3.74分,农村户籍人口每多受1 年教育,个体信息资源指数得分仅提高1.83分。 同样,非农户籍人口家庭收入的自然对数每增 加1个单位,个体信息资源指数得分增加幅度 高达23.78分,而农村户籍人口家庭收入的自然 对数每增加1个单位,个体信息资源指数只增 加8.53分。父亲教育年限每增加1年,非农户 籍人口的个体信息资源指数得分多出1.72分, 农村户籍人口的个体信息资源指数得分则多出 1.62分。以上各自变量回归系数的对比情况表 明社会经济特征向网络社会地位的延续与再生 产的过程中,相同的社会经济特征优势在两种 户籍类型中的效能是不等价的。农村户籍人口 的社会经济优势只能在相对较小的程度上转化 为网络社会地位优势,他们要想获得与非农户 籍人口同等的网络社会地位优势,就必须具有 更大程度的社会经济优势。

模型7a和模型7b显示,除性别外,各社会经济变量对正规单位样本和非正规单位样本的网络社会地位获得均有显著性影响,但对正规单位样本的影响要大于对非正规单位样本的影响。模型7a的判定系数为48.81%,模型7b的判定系数则降低至35.03%,说明社会经济变量对非正规单位样本的网络社会地位获得的解释力低于其在正规单位样本中的解释力。

在模型 7a(正规单位)中,年龄每减小1岁,个体信息资源指数得分就增加0.72分;在模型7b(非正规单位)中,个体信息资源指数得分则只增加0.34分。教育年限在两种单位类别内部也都具有显著作用,但每多受1年教育,正规单位样本的个体信息资源指数得分就提高6.53分,而非正规单位样本的个体信息资源指数得分在相同情况下仅提高2.77分。家庭收入的自然对数每提高1个单位,正规单位从业者的个体信息资源指数得分就增加27.41分,而非正规单位从业者

的个体信息资源指数仅增长12.32分。父亲教育 年限每增加1年,正规单位样本的个体信息资源 指数得分提高1.91分,非正规单位从业者的个体信息资源指数得分则增加1.88分。

表6 个体信息资源指数线性回归结果中的制度分割效应

自变量	模型6a	模型 6b	模型 7a	模型 7b
	城镇户口	农村户口	正规单位	非正规单位
性别(男性) ^a	2.84**	1.77*	1.80	-0.36
	(1.33)	(0.91)	(0.85)	(0.88)
年龄	-1.08***	-0.36***	-0.72***	-0.34***
	(0.05)	(0.04)	(0.03)	(0.03)
教育年限	3.74***	1.83***	6.53***	2.77***
	(0.22)	(0.14)	(0.12)	(0.12)
家庭收入的自然对数	23.78***	8.53***	27.41***	12.32***
	(0.79)	(0.47)	(0.46)	(0.45)
父亲教育年限	1.72***	1.62***	1.91***	1.88***
	(1.17)	(0.13)	(0.11)	(0.12)
常数项	-127.16***	-9.76*	-214.49***	-49.86***
	(8.24)	(5.25)	(4.67)	(4.61)
调整后的R ²	0.504 4	0.296 0	0.488 1	0.350 3
样本数	4 585	5 172	2 238	7 500

注: 1. 显著水平: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; 2. a以女性为参照组;

3. 括号中为标准误。

综上所述, 网络社会地位获得过程中存在着 两种制度分割效应。一方面,如模型5所示,在 控制了社会经济变量的情况下,制度特征仍然对 个体的网络信息资源占有状况产生直接和单独的 影响(表5)。另一方面,制度将人群分割成不 同的部分, 使得个人特质对网络社会地位的影 响在不同部分中出现差异,形成不同的地位获 得模式 (表6)。这就导致在制度背景中处于劣 势地位的个体面临着双重的不利局面,一种不 利是制度特征作为一个单独的变量直接影响个 体可能占有的网络信息资源, 使得处于制度劣 势地位的个体更有可能获得较低的网络社会地 位。另一种不利是制度环境影响到社会经济变 量发挥作用的模式,处于制度劣势地位的个体 更加难以通过改善社会经济特征来提高网络社 会地位。在社会经济变量中存在着教育、收入 等获致性因素,如前所述,教育水平和收入水 平的提高有利于个体获得更多的网络信息资源 (模型1、模型3、模型5),这可以被视为一种社 会地位流动机制。与制度优势群体相比,处于制 度劣势地位的个体在教育、收入等社会经济变量 上实现相同程度的改善, 却只能获得较小幅度的 网络社会地位向上流动。制度劣势群体要想获得 较高的网络社会地位,就需要努力实现更大程度 的社会经济特征改善。

三、结语与讨论

社会生活网络化就像图海纳所说的"断裂式发展"。从网络技术的特性来说,网络化应该遵循流动扩散、扁平分布甚至是无孔不入的逻辑,但由于社会发展的失衡和不平等,到目前为止,仍然有相当一部分的人口没有直接从事网络活动,处于一种对网络化发展和网络交往活动不了解、不参与的生活状态。这些处在网络化进程之外的人们,如果不能改变这种状态,就会成为那部分被当代社会快速发展甩到社会底层的人,他们的生活和观念都会断裂于当代社会[22]。图海纳的学生卡斯特也认为,在信息时代,最糟糕的不是被剥削,而是被区隔在网络社会之外[23]。

中国的网络社会结构有类似特征,本文使用个体信息资源指数分析了CGSS2010数据,发现中国的网络社会分层呈现出"倒丁字形"的结构。在网络信息资源快速扩散的同时仍然存在着一个庞大的网络底层社会,他们在信息化的浪潮中掉队了,被甩在网络社会结构之外。另外,在这一底层之上有一个细长的"立柱",其中的中上层是信息时代的佼佼者。

通过基于个体信息资源指数的多元回归分析,本文发现,以社会经济特征为基础的线下社

Journal of Lanzhou University (Social Sciences) Vol. 45 No.6 / November, 2017

结构的必然结果。为突破这一瓶颈,一方面要提高全社会的收入水平和受教育程度,缩小收入差距和教育程度差距;另一方面,需要城乡一体化程度的提高,改变城乡二元体制中一系列不平等的资源分配方式。还需推进单位制度改革,改善非正规单位和非正规经济部门的生存环境,缩小其与正规单位、正规经济部门的差距。
在数字鸿沟指数(DIDIX)的指标体系基础上,本文构建的个体信息资源指数(IDRIX)使

会地位结构在很大程度上被延续到网络社会中, 线下社会经济地位和网络社会地位之间存在着再 生产关系。子代和父代的多个社会经济特征都对 网络信息资源的获取具有显著的正向影响,越年 轻、收入越多、本人受教育水平越高、父亲受教 育水平越高的个体,越可能获得更多的网络信息 资源。那些在线下社会中处于优势地位的个体, 也更有可能在网络社会中获得较高的地位,反之 亦然。

然而,制度分割效应把这种再生产机制划分为不同的模式("困难模式"和"简单模式"),相同社会经济特征的个体可能因处于不同的制度环境与模式中而获得不同的网络社会地位。与优势制度环境中的个体相比,处于劣势制度环境中的个体更加难以通过改善社会经济特征来提高网络社会地位,他们要获得相同的网络社会地位提升,就必须付出更多的努力,或者在个人特质上具备更大的优势。

当下,尽管信息产业飞速发展,互联网普及率迅速提高,但数字鸿沟和数字不平等问题不可能在互联网和信息产业内部得到彻底解决,而是需要整体的社会进步与制度革新才能得到改进。现在网民数量增速的减缓和非网民转化为网民难度的增大^[7],说明网络信息资源的扩散已经趋近"瓶颈",这是庞大网络底层社会的"倒丁字形"

上,本文构建的个体信息资源指数(IDRIX)使 用了"家庭历史购买电脑台数"、"互联网使用 频率"和"休闲上网频率"三个变量作为网络 信息资源的测量维度。这是本文根据 CGSS2010 数据的情况做出的选择,后续的调查和相关研 究还可以尝试更多的变量和维度,进一步改善 对信息资源和网络社会分层的测量指标。另 外,本文仅对一年的综合社会调查数据进行了 分析,但网络社会分层并不是一个静态的结 构,我们还需要研究不同时期的数据,并进行 比较分析,发现网络社会分层结构的最新趋势 与变化规律。然而,中国综合社会调查 (CGSS) 历年的数据中同时包含互联网方面变量 和电脑方面变量的情况并不多, CGSS2010是最 近仅有的一次。这不得不说是一种遗憾,希望后 续的调查可以用更多、更全面的变量来测量网络 信息资源的占有与使用情况。

参考文献

- [1] 郝大海. 流动的不平等:中国城市居民地位获得研究(1949-2003)[M]. 北京:中国人民大学出版社,2010:1,66.
- [2] 陆学艺. 当代中国社会阶层的分化与流动[J]. 江苏社会科学, 2003 (4): 1-9.
- [3] 孙立平. 我们在开始面对一个断裂的社会?[J]. 战略与管理, 2002 (2): 9-15.
- [4] 李强. "丁字型"社会结构与"结构紧张"[J]. 社会学研究, 2005 (2): 55-73.
- [5] 李强. 从"整体型社会聚合体"到"碎片化"的利益群体——改革开放30年与我国社会群体特征的变化[J]. 新视野,2008 (5): 15-17.
- [6] 李强. 政治分层与经济分层[J]. 社会学研究, 1997 (4): 32-41.
- [7] Joo Y J, Qiu J L, Kim Y C. Internet Connectedness and Inequality: Beyond the "Divide" [J]. Communication Research, 2001(4): 507-535.
- [8] 中国互联网信息中心. 第 35 次中国互联网发展状况调查统计报告[EB/OL]. 2015-02-03. [2017-08-25]. http://www.cnnic.net.cn/hlwfzyj/hlwxzbg/hlwtjbg/201502/t20150203 51634.htm.
- [9] Vehovar V, Sicherl P, Hüsing T, et al. Methodological Challenges of Digital Divide Measurements[J]. The Information Society, 2006(5): 279 290.
- [10] OECD. Understanding the Digital Divide[M]. Paris: OECD Publications, 2001: 5.

- [11] Hüsing T, Selhofer H. DIDIX: A Digital Divide Index for Measuring Inequality in IT Diffusion[J]. IT & Society, 2004(7): 21-38
- [12] 闫慧. 中国数字化社会阶层研究[M]. 北京: 国家图书馆出版社, 2013.
- [13] 刘少杰. 面对新社会形态的当代社会学[J]. 天津社会科学, 2013 (5): 68-73.
- [14] 黄哲. 网络社会分层与地位不平等[J]. 云南民族大学学报:哲学社会科学版, 2004 (3):77-78.
- [15] Katz J, Aspden P. Motivations for and Barriers to Internet Usage: Results of a National Public Opinion Survey[J]. Internet Research, 1997(3): 170-188.
- [16] Beynon-Davies P, Hill R. Evaluating a Digital Divide Index in a Regional Context[J]. Journal of Systems and Information Technology, 2007(1): 46-59.
- [17] 王卫东, 唐丽娜. 中国综合社会调查 (CGSS) 实地抽样绘图手册[M]. 北京: 中国社会出版社, 2012: 2.
- [18] 孙立平. 资源重新积聚背景下的底层社会形成[J]. 战略与管理, 2002 (1): 18-26.
- [19] 李路路. 制度转型与分层结构的变迁——阶层相对关系模式的双重再生产[J]. 中国社会科学, 2002 (6): 105-118.
- [20] 李路路. 再生产与统治——社会流动机制的再思考[J]. 社会学研究, 2006 (2): 37-60.
- [21] 李春玲. 流动人口地位获得的非制度途径——流动劳动力和非流动劳动力之比较[J]. 社会学研究, 2006 (5): 85-106.
- [22] 刘少杰. 网络化时代社会认同的深刻变迁[J]. 中国人民大学学报, 2014 (5): 62-70.
- [23] 卡斯特. 千年终结[M]. 夏铸九, 王志弘, 译. 北京: 社会科学文献出版社, 2003: 186.

The Upturned "T"-Structure of China's Net Society and the Mechanism of Its Formation

CHENG Shi-qiang

(Department of Sociology, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China)

Abstract: By establishing a comprehensive index for measuring the net society status and using the nation-wide sampled data, this research conducts a statistical analysis on the structure and status acquiring mechanism of the net society. The findings show the net society takes a structure of Upturned Chinese Character "T"-hough the internet is getting more widely used, the root-class society which possesses few net information is still large in size. This structure is derived from the reproduction of the realistic social-economical features due to the net society hierarchy, and the institutional factors divide the reproduction mechanism into different modes; thus, the individuals with similar socio-economical features may acquire different net society status because of being in different modes. Individuals in the bad institutional environment tend to acquire comparatively lower net society status, and it is harder for them to have upward net social mobility by improving socio-economical features.

Keywords: economic status; political status; prestige status; net society social hierarchy; upturned "丁"; institutional segmentation

(责任编辑:贾 宜)