

# 网络社会与社会分层：结构转型还是结构再生产？

——基于CGSS 2010数据的实证分析

程士强

(中国人民大学社会与人口学院, 北京 100872)

**内容摘要:** 网络社会的崛起是一次重大的社会变迁, 基于网络资源差异性占有所产生的网络社会分层成为社会分层结构中的一个重要维度。利用CGSS 2010数据分析了网络社会分层与原有的社会分层机制之间的关系, 研究发现: 在网络化引起的社会分层变迁中, 结构再生产是主导特征。那些在现实社会中处于优势地位的个体, 其在网络社会中也具有资源优势, 而那些现实社会中处于劣势的人, 在网络资源占有方面仍身处劣势。个体在网络社会中的阶层地位既受到本人传统社会经济地位的影响, 也受到其父代的传统社会经济地位的影响, 从而以“代内再生产”和“代际再生产”的方式将原有的阶层结构延续到网络社会中。

**关键词:** 网络社会; 社会变迁; 社会分层; 网络社会分层; 网络资源; 结构再生产

**中图分类号:** C912.68 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-2804(2014)02-0001-09

互联网的崛起是20世纪下半叶一个重要的经济、政治、社会和文化事件。今天, 由互联网所引发的数字化、信息化和全球化革命, 正以极其迅捷的速度广泛影响着人们的社会生活, 并全方位地改变着人类社会的面貌。一旦互联网所具有的网络化、匿名性、开放性、弹性化和去中心化的逻辑扩散到整个社会, 必将导致社会生产、经验、权力和文化过程的实质性改变<sup>[1]4-17</sup>。

互联网的影响力正在加速扩散, 社会生活网络化的程度迅速提高。“www.Pingdom.com”网站公布的“internet worlds tats.com”数据显示, 截至2011年12月31日, 全球互联网用户总数大约为22.67亿人, 在全球70多亿人口中所占比例达32.7%, 较5年前的11.5亿翻了一番。从20世纪90年代开始, 中国网民队伍扩大的速度更加难以预料, 据中国互联网信息中心发布的《第30次中国互联网发展状况调查统计报告》显示, 截至2012年6月底, 中国网民数量达到5.38亿, 互联网普及率为33.9%, 中国网民队伍已经接近中国总人口的40%。可以说, 网络社会的崛起将引发一场工业社会以来空前深刻的社会变迁<sup>[2]</sup>。

网络化所引起的社会变迁存在于诸多方面, 其中一个非常重要的表现即是网络社会分层的兴起。网民在网络中的行为很大程度上是匿名的、超越阶层的, 这是一种全新的社会生活方式, 但是, 人们

进入网络的机会和能力存在差异, 人们占有的网络资源是不平等的, 因而网络社会中也存在社会分层。随着网络化的进程, 互联网对信息流通、社会交往甚至是政治参与具有了越来越重要的现实意义, 网络资源也日益成为一种核心的社会资源。因此, 基于网络资源差异所产生的网络社会分层应该成为社会分层结构中的一个重要维度。

重大的社会变迁导致的社会分层结构变迁往往会引起学术界的激烈讨论, 其中的核心问题是原有的社会分层机制在新的社会环境中发生了哪些变化, 以及兴起中的社会分层结构与原有的分层机制之间的关系。中国由计划经济体制向市场经济体制的转型, 就曾引发了有关社会变迁与社会分层结构变迁的广泛讨论。讨论的焦点是以“再分配权力”为基础的分层机制在市场转型中是否持续发挥作用, 换言之, 是一个在社会变迁过程中“谁输谁赢”的问题, 对这一问题的不同回答形成了“市场转型论”和“权力延续论”两种理论取向, 并产生了一大批研究成果<sup>[3-5]</sup>。

与之相类似, 网络社会的崛起也是一次重大的社会变迁, 本文关注的问题是: 网络化引起的社会变迁给社会分层结构带来了什么影响? 原有的社会分层机制在网络社会分层结构中能发挥什么作用? 在网络社会崛起的社会转型过程中, 原有的那些社

收稿日期: 2013-12-22

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

会阶层将“谁输谁赢”呢?这里存在着两种可能性:一方面,网络社会分层可能遵循同现实社会分层无关或相反的逻辑,现实社会中的地位优势在网络社会中可能会减弱或丧失,即分层机制发生“结构转型”;另一方面,现实的阶层地位也可能显著影响网络资源的获取和占有,进而将原有的阶层结构延续到网络中,即原有分层机制的“结构再生产”。对于互联网引起的社会结构变迁,学界已进行了不少讨论,并日益成为一个学术热点,关于网络社会分层的问题也初步得到关注。但是,这些研究主要是建立在一般性推论基础上的理论探讨,比较缺乏以全国规模抽样调查数据为基础、深入细致的实证研究,本文将依据新的数据尝试弥补这一不足。

### 一、理论背景和研究假设

本文中的网络社会分层是指因网络资源的不平等占有而形成的社会地位分化现象。目前直接以网络社会分层为对象的研究比较少,为数不多的研究大都属于概念提出和一般性探讨。比如,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<sup>[6]</sup>。而李燕则指出,在网络社会中,传统的分层标准已无法对社会成员做出有意义的阶层划分,而应该以网络资源的获取、利用能力和网络资源的拥有量作为社会分层的标准<sup>[7]</sup>。这些研究倾向于强调网络社会分层与传统社会分层的差异,但并没有深入讨论网络社会分层与传统社会分层之间的关系。另外,在对网络社会分层特殊性的强调中,其实暗含着网络社会分层的出现是分层机制的一次“结构转型”。

“数字鸿沟”或“信息区隔”是一个和网络社会分层存在密切联系的问题,对它的研究相对较多。谢俊贵指出,“信息区隔”是随着社会信息化进程的深入和信息资源在社会之中的不平均分配而逐渐显现的一种社会分化现象<sup>[8]</sup>。胡鞍钢等在对全球层面的互联网普及程度的研究中提出,信息技术作为一种重要的生产要素对人类社会的发展正起着越来越重要的作用,成为知识社会和信息社会的支撑要素。在信息时代,接入和使用信息技术具有重要的发展意义,信息优势将成为竞争优势的必要条件,通信

网络的接入和使用以及满足人们的基本信息需求也将是人类发展的基本人权,陷入与信息通信技术相关的贫困陷阱是非常危险的<sup>[9]</sup>。黄少华等则更多从网络社会学的角度关注“数字鸿沟”,认为“数字鸿沟”是互联网可能带来的一个社会问题,它是指存在于拥有电脑与网络使用者,和无法使用网络与最新科技者之间的差异。信息获取和新科技使用程度上的差异可能导致原有社会资源分配不均的现象更为加重,“数字鸿沟”将人们区隔为信息拥有者和信息缺乏者两大阵营,连网与否决定了人们所处的社会地位,一种新的社会阶级构成要素逐渐在信息社会中形成<sup>[1]293-295</sup>。关于“数字鸿沟”的研究关注了网络社会分层与原有分层机制之间的关系,并倾向于认为网络使用强化了原有社会中的阶层分化,即“结构再生产”。

尽管胡鞍钢等利用主成分分析方法分析了不同因素对各国互联网普及程度的影响<sup>[9]</sup>,黄少华等介绍了关于美国社会中收入、教育、职业、族裔、年龄、性别等因素对互联网获取和使用程度影响的回归分析结果<sup>[1]293-295</sup>,但是关于中国的网络社会分层和“数字鸿沟”问题,在经验研究中一直缺乏系统的数据分析。

“结构转型”和“结构再生产”两个概念借鉴于学界对中国市场转型和社会分层的研究。在由计划体制向市场体制转型的过程中,精英群体的地位乃至整个社会的分层结构是处于“转型”(更替和重组)还是“再生产”(延续和继承)状态?从经济技术理性的视角看,经济技术的发展会从根本上改变阶层之间的关系,因而使得社会分层结构越来越具有开放性。以倪志伟(Victor Nee)为代表的“市场转型”理论,实质上遵循着这种经济技术理性的视角,强调当经济机制由再分配向市场转变时,以再分配机制为基础的社会群体会随着市场的发展而衰落,从而导致社会分层结构的重组或更替。另一些研究者则遵循一种制度主义的理论逻辑,认为社会分层结构的变化不应被看作是经济技术理性的被动反映,政治、社会、文化、既存利益结构以及传统等各种因素,都会对其变化产生重要影响。在“市场转型”过程中,虽然市场机制逐渐取代再分配机制,但由于诸多因素的影响,原有的权力结构和阶层结构在很大程度上被延续下来<sup>[10]</sup>。

本文的问题意识和研究假设即受到上述市场转型与社会分层变迁研究的启发,本文先依据“结构再生产”的视角来设计研究假设,并对其进行了统计检验,以此来探讨网络化引起的社会分层变迁究竟是

以“结构转型”为主导特征,还是以“结构再生产”为主导特征。李路路对社会分层中的再生产机制进行了详细论述,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,基于维护、扩大、延续自己地位和利益的需要,使用各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<sup>[11]</sup>。

从上述有关再生产机制的讨论中可以看出,社会分层结构的再生产主要发生在两个维度上:一是“代内的再生产”,即个体一种社会位置上的优势或劣势延续到另一种社会位置上;二是“代际间再生产”,即父代的地位优势或劣势延续到子代身上。基于这两个维度的再生产,本文形成了关于网络社会分层“结构再生产”的两个基本假设。在已有理论研究的基础上,本文试图通过对大规模抽样调查数据的统计分析,来检验这两个理论假设:

**假设1:**个体在网络社会中的阶层地位受到其在现实社会中的阶层地位的影响,传统的社会经济地位显著地影响对网络资源的获取和占有。那些在现实社会中处于优势地位的个体,其在网络社会中也处于优势地位,反之则否,从而将原有的阶层结构延续到网络社会中。

**假设2:**个体在网络社会中的阶层地位不仅受到其本人在现实社会中的阶层地位的影响,还受到其父代在现实社会中的阶层地位的影响,父代所具有的传统社会经济地位显著地影响子代对网络资源的获取和占有。那些父代在现实社会中处于优势地位的个体,其本人在网络社会中也处于优势地位,反之则否,从而将原有的阶层结构以代际再生产的方式延续到网络社会中。

## 二、数据、变量和方法

### (一)数据

本文所用数据来自于中国人民大学社会学系和香港科技大学社会科学部2010年实施的全国综合社会调查(简称CGSS 2010)。此次调查覆盖了除港澳台之外的31个省级行政区,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,共完成城乡问卷11713份。因为中国互联网普及和使用存在明显的城乡二元结构,农村和城市的网络社会分层机制存在很大差异,为了简化分析的复杂性,本文将分析对象限定于城市被访者,共7091个样本。

### (二)变量

1. 因变量。网络社会分层主要依据CGSS 2010数据中涉及到的“互联网使用频率”和“家庭拥有电脑台数”两个变量。前文已提到,网络资源的核心是信息,网络社会中的地位分层的主要依据是信息占有的分化<sup>[6-7]</sup>,在7091个城市样本中,对于“使用互联网频率”这一变量,除去13人“拒绝回答”或“不知道”外,共有7078人回答了这一问题。对于“家庭拥有电脑台数”这一变量,除去34人拒绝回答外,共有7057人回答了这一问题。

然而,单独看这两个变量,都不足以形成对网络社会分层的有效测量,比如一个家庭拥有电脑台数很高的被访者,如果其几乎不上网,我们很难说他或她属于网络社会中的优势阶层。因此,我们需要将“使用互联网频率”和“家庭拥有电脑台数”两个变量结合起来,形成一个“网络社会阶层地位综合指标”。“家庭拥有电脑台数”是一个连续变量,“互联网使用频率”是一个序次变量(1=从不,2=很少,3=有时,4=经常,5=总是),我们以“家庭拥有电脑台数”为基础,以“使用互联网频率”变量中的取值为权重,将二者相乘形成一个综合指标。因为“家庭拥有电脑台数”中有取值为“0”的个案,会导致无论被访者的上网频率有多高,其综合指标得分都为“0”,这显然会低估那些家庭没有电脑但上网频率比较高的被访者占有的网络资源,也无法显示那些家庭没有电脑的被访者在上网频率方面的差异。为了解决这个问题,本文将所有样本在“家庭拥有电脑台数”上的取值都加一个“1”,以保留样本在这一变量上取值的原有差异的前提下消除“0”值。因此,“网络社会阶层地位综合指标”的公式为:

网络社会阶层地位综合指标=(家庭拥有电脑台数+1)×互联网使用频率

各因变量统计情况见表1:

表1 因变量的统计描述

变量	样本数	百分比/均值	标准差	性质
互联网使用频率	7078	100.00		序次
1 从不	3641	51.44		
2 很少	611	8.63		
3 有时	677	9.56		
4 经常	1108	15.65		
5 总是	1041	14.71		
家庭拥有电脑台数	7057	0.82	1.03	连续
网络阶层综合指标	7045	5.07	5.54	连续

虽然以上三个变量无法涵盖信息获取和占有的所有方面,也不可能完全表征个体在网络社会中的地位,但是,考虑到现有数据的限制和简化研究的

需要,上述三个指标基本上可以较好地测量人们在互联网中获得信息的机会和能力。

2. 自变量。自变量主要是个体或父代的社会经济地位。布劳和邓肯主要依据教育和收入两个变量来测量社会经济地位<sup>[12]</sup>,CGSS 2010数据中有个体受教育程度和年收入两个变量。一些研究中国社会分层与流动的学者也注意到中国特有的行政级别等制度化的权力形式,认为不考虑这些制度化的统治权力,就无法很好地解释中国的社会流动模式<sup>[11]</sup>,CGSS 2010数据中这方面的变量有个体政治面貌和个体行政级别。关于父代的社会经济地位,CGSS 2010数据中有父亲的受教育程度、政治面貌和行政级别。为了统计分析的便利,本文对本人和父亲的政治面貌、受教育程度、行政级别等变量进行了重新分组定义。因为本人收入的取值较大,范围较宽,而各因变量的取值较小,故收入每一个单位的变化对因变量的影响太小,为了更直观地显示收入变量对因变量的影响情况,本文用收入的自然对数来代替收入。各自变量统计情况见表2。

3. 控制变量。控制变量是个体的年龄和性别。个体在网络资源获取和占有方面的差异可能是由年龄与性别差异导致的,而不是本文所关注的社会经济地位特征。黄少华和翟本瑞指出,在美国,年龄和网络使用率呈负相关,年龄愈大愈少使用网络,性别因素的影响相对较小,但女性家长的,其网络使用率仍略低于一般家庭<sup>[1]307-309</sup>。CGSS 2010数据中有性别这一变量,年龄可以根据出生年份进行运算,控制变量的统计情况也见表2。

### (三)分析策略和模型

以“使用互联网频率”为因变量时,因为因变量为序次变量,我们用序次 Logistic 回归模型(ordered Logistic model)来分析各个自变量和控制变量的影响。我们使用以下公式作为分析模型:

$$\frac{P(Y_1 \leq m)}{P(Y_1 > m)} = \alpha_m - (\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \dots + \beta_k x_k) \quad (1)$$

设定公式(1)中的因变量 $Y_1$ 代表“互联网使用频率”, $\alpha_m$ 为截点(cut-points),下标 $m$ 代表因变量的取值(1=从不,2=很少,3=有时,4=经常,5=总是)。模型中的 $x$ 是影响“互联网使用频率”的自变量和控制变量, $\beta$ 为它们的回归系数向量(发生比),代表各变量在控制模型中其他变量的情况下对因变量的影响情况,下标1至 $k$ 分别对应着表2中体现个体与父代的社会经济地位的不同的自变量和控制变量。

以“家庭拥有电脑台数”和“网络社会阶层地位综合指标”为因变量时,因变量为连续变量,我们用多元线性回归(multiple regress analysis)来分析各个自变量和控制变量的影响。我们使用以下公式作

表2 自变量和控制变量的统计描述

变量	样本数	百分比/均值	标准差	性质
<b>自变量</b>				
本人收入(元)	5318	29339.64	107595	连续
收入的自然对数	5318	9.70	1.02	连续
本人政治面貌	7091	100.00		类别
1 党员	1179	16.63		
0 非党员	5912	83.37		
本人受教育程度	7072	100.00		序次
1 小学及以下	1545	21.85		
2 初中	1994	28.20		
3 高中	1827	25.83		
4 大专和本科	1618	22.88		
5 研究生及以上	88	1.24		
本人行政级别	6866	100.00		序次
1 行政级别之外	4743	69.08		
2 无级别	1852	26.97		
3 股级	53	0.77		
4 科级(含正副)	181	2.64		
5 处级(含正副)	37	0.54		
6 司局级及以上	0	0.00		
父亲政治面貌	7091	100.00		类别
1 党员	1411	19.90		
0 非党员	5680	80.10		
父亲受教育程度	6778	100.00		序次
1 小学及以下	4302	63.47		
2 初中	1219	17.98		
3 高中	868	12.81		
4 大专和本科	381	5.62		
5 研究生及以上	8	0.12		
父亲行政级别	6564	100.00		序次
1 行政级别之外	3080	46.92		
2 无级别	2907	44.29		
3 股级	82	1.25		
4 科级(含正副)	384	5.85		
5 处级(含正副)	89	1.36		
6 司局级及以上	22	0.34		
<b>控制变量</b>				
本人年龄	7089	46.43	16.03	连续
本人性别	7091	100		类别
1 男	3362	47.41		
0 女	3729	52.59		

为分析模型:

$$Y_n = \beta + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \dots + \beta_n x_n + \varepsilon \quad (2)$$

设定公式(2)中的因变量 $Y_n$ 代表“家庭拥有电脑台数”或“网络社会阶层地位综合指标”,当下

标  $n=2$  时,  $Y_2$  代表“家庭拥有电脑台数”, 当下标  $n=3$  时,  $Y_3$  代表“网络社会阶层地位综合指标”。无下标的  $\beta$  代表常数项,  $\varepsilon$  代表误差项。  $x$  是影响“家庭拥有电脑台数”或“网络社会阶层地位综合指标”的自变量和控制变量, 有下标的  $\beta$  为它们的回归系数向量, 代表各变量在控制模型中其他变量的情况下对因变量的影响情况, 下标 1 至  $k$  分别对应着表 2 中体现个体与父代的社会经济地位的不同的自变量和控制变量。

### 三、数据分析

#### (一) 网络社会分层与阶层再生产

根据假设 1, 个体的社会经济地位将显著影响其在网络社会分层结构中的地位。本文分别用“互联网使用频率”、“家庭拥有电脑台数”和“网络阶层综合指标”三个变量作为观测变量, 以个体的收入、受教育程度、政治面貌和行政级别作为解释变量, 来检验假设 1 所提出的阶层再生产机制是否存在。

表 3 给出了对“互联网使用频率”的序次 Logistic 回归分析的结果, 模型 1.1 中暂未包括年龄和性别这两个控制变量, 而模型 1.2 加入了这两个控制变量。因为各变量的缺失值, 模型的样本量不同于总体的样本量, 模型 1.1 和 1.2 的样本量均为 5 086。

表 3 互联网使用频率的序次 Logistic 回归结果

变量	模型 1.1		模型 1.2	
	回归系数	标准误	回归系数	标准误
<b>自变量</b>				
个人政治面貌	0.57***	0.04	1.11	0.09
收入的自然对数	1.62***	0.06	1.80***	0.07
个人受教育程度				
初中	3.86***	0.48	2.73***	0.36
高中	10.05***	1.24	7.62***	0.98
大专和本科	32.03***	4.27	17.02***	2.36
研究生及以上	84.64***	25.00	27.00***	8.09
个人行政级别				
无级别	2.10***	0.13	1.26***	0.08
股级	2.95***	0.80	1.60*	0.44
科级	2.37***	0.37	1.67***	0.26
处级	2.68***	0.95	2.80***	1.04
<b>控制变量</b>				
年龄	—		0.93***	0.002
性别	—		0.99	0.06
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1871		0.2513	
样本数	5086		5086	

注:\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 。

从模型 1.1 可以看出, 个体的社会经济地位显著地影响了互联网的使用频率, 而且, 除了政治面貌以外, 所有的社会经济地位变量都倾向于延续原有

的社会分层地位体系序列。

1. 收入和教育水平的影响比较明显。收入越高者, 越有可能更经常地使用互联网, 收入的自然对数每增加一个单位, 拥有更高的互联网使用频率的可能性就增加 62%。教育水平越高者, 也越有可能更频繁地使用互联网, 以小学及以下教育水平的人为对照组, 拥有初中、高中、大学和研究生及以上教育水平的样本, 其更频繁地使用互联网的可能性, 分别是对照组的 3.86 倍、10.05 倍、32.03 倍和 84.64 倍。

2. 在行政级别上具有优势的个案, 也一般会更频繁地使用互联网, 和行政级别体系之外的人相比, 行政级别体系之内各层次的个案都有两倍以上的可能性更经常使用互联网。但是, 这种可能性的增加并不完全随着行政级别的提高而提高, 拥有股级行政级别的个案, 其更频繁地使用互联网的可能性最大。

3. 个人的政治面貌对互联网使用频率的作用方向完全相反, 拥有党员身份的个案, 其更频繁使用互联网的可能性只有非党员的 57%。

但是, 当加入年龄和性别这两个控制变量之后, 模型就会发生一些重要变化。模型 1.2 的伪判定系数为 0.2513, 高于模型 1.1 的 0.1871, 说明控制变量的加入改善了模型的解释力。年龄变量对因变量有显著影响, 年龄越大, 其更频繁地使用互联网的可能性越小, 但是性别变量不具有显著影响。在加入控制变量之后, 个人的政治面貌的作用方向发生了逆转, 党员更频繁使用互联网的可能性大于非党员, 但是, 党员的这一优势不具有统计显著性。

控制变量的加入还使得个人行政级别的序列与更频繁使用互联网的可能性完全吻合。在模型 1.2 中, 互联网使用频率更高的可能性, 随着行政级别的提高而逐级提高。可见, 政治上的优势地位一定程度上延续到网络社会分层之中。

控制变量还改变了各自变量的回归系数, 和模型 1.1 相比, 模型 1.2 中收入的回归系数提高, 教育和行政级别的回归系数整体有所下降。表明在控制年龄变量和性别变量后, 收入的影响力更大, 而教育和行政级别的影响力略有减弱, 但是, 这些变量影响的方向和显著性并没有本质的改变。总的来说, 拥有更高社会经济地位的人, 更有可能频繁地使用互联网, 表 3 的结果支持了假设 1。

关于“家庭拥有电脑台数”和“网络社会阶层地位综合指数”的线性回归分析结果列入了表 4。模型 1.3 和模型 1.4 将自变量和控制变量都纳入到分析之中, 模型 1.3 旨在探究各种社会经济地位变量对家

庭拥有电脑台数的影响,从表4可以看出,除了是行政级别是否为股级这一指标不具有统计显著性外,

其他变量对家庭电脑台数均具有显著影响。

通过模型1.3,我们可以得出如下结果:1)个人

表4 家庭拥有电脑台数及网络社会阶层地位  
综合指数的线性回归分析结果

变量	1.3家庭电脑台数 OLS模型		1.4网络阶层综合指标 OLS模型	
	回归系数	标准误	回归系数	标准误
自变量				
个人政治面貌	-0.13***	0.030	-0.58***	0.16
收入的自然对数	0.30***	0.065	1.39***	0.07
个人受教育程度				
初中	0.08**	0.04	0.0005	0.17
高中	0.38***	0.04	1.72***	0.18
大专和本科	0.73***	0.05	4.63***	0.22
研究生及以上	1.27***	0.12	8.60***	0.57
个人行政级别				
无级别	0.09***	0.03	0.51***	0.14
股级	-0.05	0.13	0.10	0.61
科级	0.145**	0.07	1.26***	0.35
处级	0.38**	0.16	3.07***	0.75
控制变量				
年龄	-0.002**	0.0009	-0.07***	0.004
性别	-0.136***	0.025	-0.23*	0.12
常数项	-2.238***	0.136	-6.93***	4.64
Adj R <sup>2</sup>	0.2723		0.4257	
样本数	5071		5064	

注:\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 。

政治面貌和性别的影响方向是负的,说明在控制模型中其他变量的情况下,党员拥有的电脑台数少于非党员,男性拥有的电脑台数少于女性。年龄的回归系数也是负的,表明年龄越大,家庭拥有的电脑台数越少。2)其他社会经济地位变量都对因变量有正向的影响,收入越高、受教育程度越高、行政级别越高(除股级外),家庭拥有的电脑台数越多。

模型1.4是对网络社会阶层地位综合指标的回归分析,这一模型是假设1的核心模型,因为网络地位综合指标更全面地代表了样本在互联网中获取、占有信息资源的机会和能力。从表4可知,模型1.4中各变量的影响情况和模型1.3大致相同,都不同程度地表现了拥有更高社会经济地位的人在网络社会阶层地位中的优势。值得注意的是,模型1.4的修正判定系数达到了0.4257,说明模型解释了因变量42.57%的变异。通过模型1.4,我们可以发现:1)在控制了模型中其他变量的情况下,收入的自然对数每提高一个单位,网络地位综合得分就增大1.39分,表明收入优势延续到网络社会分层结构中。2)教育也是一个阶层再生产的机制,在控制其他变量的情况下,和小学及以下教育水平的人相比,拥有高中、大专与本科、研究生

及以上学历的人在网络地位综合指标上分别会多得1.72分、4.63分、8.60分。初中学历和小学学历之间不具有显著差异。3)除股级外,行政级别的提高也意味着网络地位综合指标得分的提高。在控制了其他变量的情况下,和行政等级系统之外的人相比,无级别者多出了0.51分,科级多出了1.26分,处级多出了3.07分。4)在控制了模型中其他变量的情况下,党员比非党员的网络地位综合指标得分要低0.58,男性比女性要低0.23。

综合以上四个模型可见,个体在网络社会中的阶层地位受到其传统社会经济地位的影响,除了政治面貌的影响比较复杂外,其他社会经济类自变量都对网络资源的获取和占有具有显著的正影响。虽然政治面貌和性别的作用机制表明网络社会分层确实与现实社会分层存在差异,但是,总的来说,那些在现实社会中处于优势地位的个体,其在网络社会中也处于优势地位,那些现实社会中处于劣势的人,其在网络资源占有上也具有劣势,从而将原有的阶层结构延续到网络社会中,假设1得到了证实。

## (二) 网络社会分层与代际再生产

关于假设1的四个模型说明,网络化引起的社会分层变迁在代内是以“结构再生产”为主导特征,

这种情况存在于代际之间吗? 表5中的3个模型检验了父代的政治面貌、教育水平和行政级别等先赋性的社会经济地位变量对子代网络社会阶层地位的影响。因为因变量的缺失值不同, 所以3个模型的样本

数也不一致。

模型2.1表明, 父亲的社会经济地位显著地影响子代的互联网使用频率, 父亲政治面貌、父亲教育水平和父亲行政级别这三个自变量都倾向于延续了

表5 父代社会经济地位对子代网络社会分层的影响

变量	模型2.1	模型2.2	模型2.3
	上网频率的序次回归	家庭电脑台数的 OLS	网络阶层综合指标的 OLS
自变量			
父亲政治面貌	1.13*(0.08)	0.10*** (0.03)	0.32*(0.17)
父亲受教育程度			
初中	1.74*** (0.12)	0.21*** (0.04)	1.38*** (0.18)
高中	2.49*** (0.20)	0.41*** (0.04)	2.85*** (0.20)
大专和本科	4.33*** (0.51)	0.86*** (0.06)	5.31*** (0.30)
研究生及以上	7.98*** (5.51)	1.42*** (0.37)	8.57*** (1.84)
父亲行政级别			
无级别	1.59*** (0.09)	0.16*** (0.03)	0.91*** (0.13)
股级	2.27*** (0.49)	0.05 (0.11)	1.01* (0.55)
科级	1.88*** (0.22)	0.39*** (0.06)	1.78*** (0.30)
处级	3.48*** (0.78)	0.64*** (0.11)	3.81*** (0.55)
司局级及以上	4.52*** (1.98)	0.44*** (0.22)	3.00*** (1.10)
控制变量			
本人年龄	0.93*** (0.002)	-0.008*** (0.0009)	-0.10*** (0.004)
本人性别	1.64*** (0.09)	0.08*** (0.02)	0.90*** (0.12)
常数项	-	0.91*** (0.05)	7.79*** (0.25)
Pseudo R <sup>2</sup> /Adj R <sup>2</sup>	0.1617	0.1239	0.2514
样本数	6317	6304	6293

注:\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 。括号外为回归系数, 括号内为标准误。

原有的社会分层地位体系序列。通过模型2.1, 我们可以得出如下结论: 1) 在控制模型中其他变量的情况下, 父亲的政治面貌影响方向是正的, 说明父亲为党员的样本更有可能较频繁地使用互联网。2) 在控制其他变量的情况下, 父亲受教育程度的等级序列与更频繁使用互联网的可能性完全吻合。以父亲的教育水平是小学及以下的样本为对照组, 父亲教育程度为初中、高中、大专和本科、研究生及以上的样本更频繁使用互联网的可能性分别是对照组的1.74倍、2.49倍、4.33倍和7.98倍。3) 在控制其他变量的情况下, 父亲的行政级别也具有显著的正向影响, 以父亲在行政级别序列之外的样本为对照组, 父亲处于行政级别序列内的样本有更大的可能较频繁地使用互联网。而且, 除了父亲是科级的系数小于父亲是股级的系数外, 父亲行政级别的等级序列与更频繁使用互联网的可能性的大小基本吻合。模型2.1支持了假设2。

模型2.2是对家庭拥有电脑台数的线性回归分析结果, 除了父亲是否是股级这一个指标外, 父亲的社会经济地位均显著地影响了子代的家庭拥有电脑数, 而且这种影响都是正向的。我们可以发现: 1)

在控制其他变量的情况下, 父亲是党员的样本拥有更多的电脑, 其家庭拥有的电脑数比父亲是非党员的样本平均多0.1台。2) 在控制其他变量的情况下, 父亲的受教育程度越高, 子代家庭拥有的电脑数越多。3) 在控制其他变量的情况下, 除了父亲是否是股级不显著外, 父亲的行政级别对样本的家庭电脑数具有显著的正向影响。模型2.2也支持了假设2。

模型2.3报告了对网络社会阶层地位综合指标得分的线性回归分析结果, 这是假设2的核心模型。三个主要自变量对网络阶层地位综合指标得分具有显著影响, 那些父亲拥有更高社会经济地位的样本, 其在网络社会分层中也具有优势地位。1) 在控制了模型中其他变量的情况下, 父亲的政治面貌对子代的网络阶层地位综合得分具有显著的正影响。父亲是党员的样本, 其网络阶层综合得分比父亲是非党员的样本高0.32分。2) 在控制了模型中其他变量的情况下, 父亲的受教育水平越高, 其子代的网络阶层地位综合得分也越高。以父亲教育程度为小学及以下教育水平的样本为对照组, 拥有初中、高中、大专与本科、研究生及以上学历的人在网络地位综合指标上分别会多得1.38分、2.85分、5.31分

和8.57分。3) 父亲行政级别的提高也意味着子代网络地位综合指标得分的提高。在控制了其他变量的情况下,和父亲处于行政等级系统之外的人相比,父亲无级别者多出了0.91分,父亲为股级者多出1.01分,父亲为科级者多出了1.78分,父亲为处级者多出了3.81分,司局级以上多出了3.00分,除司局级略低于处级之外,父亲行政级别的等级序列与网络阶层地位综合得分的高低基本吻合。模型2.3支持了假设2。

综合以上三个模型可以发现,父代所具有的传统社会经济地位显著地影响子代对网络资源的获取和占有,如果父代在现实社会中是处于优势地位的个体,那么子代在网络社会中也更容易处于优势地位。而且,和假设1所涉及到的本人政治面貌的复杂性不同,父亲的政治面貌对子代的网络社会阶层地位具有显著正向影响。本人的社会经济地位变量很大程度上是自致性因素,而父代的社会经济地位对个体来说是一种先赋性因素,先赋性因素的显著影响,说明了原有的阶层结构以代际再生产的方式延续到网络社会中,假设2得到了验证。

#### 四、结语与讨论

假设1和假设2基本得到了验证,表明网络化引起的社会分层变迁是以“结构再生产”为主导特征,现实社会中原有的分层机制很大程度上被延续到网络社会分层结构中。个体的上网频率、家庭拥有电脑台数和网络社会阶层综合指标得分都随着本人和父代传统社会经济地位的提高而提高。除了样本本人的政治面貌影响机制比较复杂外,本人的收入、教育水平、行政级别和父亲的政治面貌、教育水平、行政级别等自变量都对样本在网络社会中的信息获取和占有产生显著的正向影响,现实社会中的“赢家”在网络社会中依然是“赢家”。

个体在网络社会中的阶层地位不仅受到其本人在现实社会中的阶层地位的影响,还受到其父代在现实社会中的阶层地位的影响。这里存在着两种再生产机制,一是“代内的再生产”,即个体本人的社会经济地位优势或劣势延续到网络社会分层中,这是一种自致性因素的再生产;二是“代际间再生产”,即父代的社会经济地位优势或劣势延续到子代的网络社会分层中,这是一种先赋性因素的再生产。

关于技术的社会影响,历来就有“技术决定论”和“社会决定论”之争,在互联网研究领域也存在着这两种倾向。前者认为技术决定了一个社会

的文化、结构和历史,强调互联网本身的技术逻辑对社会的改造作用,认为网络技术能重塑原有的权力关系结构;后者认为要更加关注技术所处的社会环境和使用者所具有的特征,强调互联网是嵌入在特定的社会制度环境之中的,网络技术的发展脉络是由特定社会中已有的权力结构决定的<sup>[13]</sup>。可以说,“结构转型”的观点更多体现了“技术决定论”,而“结构再生产”的观点在更大程度上受到了“社会决定论”的影响。本文的数据分析表明“社会决定论”和“结构再生产”的观点在社会分层领域更具有合理性。

“社会决定论”和再生产机制表明,社会分层结构是一个具有很强“刚性”的结构,这里不得不面临的问题是:难道网络社会分层没有任何新意吗?难道社会变迁对社会分层秩序没有影响吗?社会变迁与再生产机制之间究竟是一种什么关系?社会变迁当然会改变社会流动的规模和速率,也会以新的社会资源为标准建构社会分层新秩序。但是,这是一种结构性变迁,而具体到社会群体层面,那些原来占据优势地位的社会群体,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另一种社会位置或社会资源,分层秩序的继承性在变迁的过程中依然得以保持<sup>[11]</sup>。网络社会的崛起引起的社会分层变迁也是一种结构性的整体变迁,但整体的变迁之中存在着不同群体之间的差异,那些具有社会经济地位优势的群体,更容易占据网络资源的优势地位,从而将自己在现实社会中的优势转移到网络社会中。

可见,正如卡斯特所言,网络新技术与社会结构之间存在交互作用<sup>[14]</sup>。网络技术引起的变迁和社会分层的再生产机制之间也存在一种辩证关系,再生产机制的存在并不否认社会变迁会在结构上导致一种新的社会分层秩序,以网络信息资源的占有为标准形成的不平等结构就是一种全新的社会分层秩序,网络新技术的确改变了社会结构。另一方面,如果详细考察新技术的使用者和新资源的占有者所具有的社会特征,我们就会发现,新的社会分层秩序和分层标准的出现也并不意味着原有的社会阶层序列会发生实质性的结构转型,以社会经济地位为基础的原有分层结构很大程度上被延续到以信息资源为基础的网络社会分层秩序中。

由于现有数据主要包含了体现被访者对网络信息资源占有的机会和能力等情况的客观指标,本文对网络社会阶层地位的操作化也主要基于这些客观变量,这也使得本文具有一定的局限性。人们使用这



些网络资源的具体行为以及信息的内容和性质等因素对网络社会分层有什么意义? 这些因素的加入会改变关于“结构转型”与“结构再生产”的判断吗? 诸如此类的问题还有待后续的研究来进一步厘清。

致谢: 使用数据来自于由中国人民大学社会学系与香港科技大学社会科学部合作执行的中国综合社会调查项目(CGSS 2010), 项目主持人为李路路教授和边燕杰教授, 在此致谢。

### 参 考 文 献

- [1] 黄少华, 翟本瑞. 网络社会学: 学科定位与议题[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2006.
- [2] 刘少杰. 网络化时代的社会结构变迁[J]. 学术月刊, 2012(10): 14-23.
- [3] 李路路. 社会转型与社会分层结构变迁: 理论与问题[J]. 江苏社会科学, 2002(2): 7-12.
- [4] 边燕杰. 市场转型与社会分层——美国社会学者分析中国[M]. 北京: 三联书店, 2002.
- [5] 刘欣. 市场转型与社会分层: 理论争辩的焦点和有待研究的问题[J]. 社会学研究, 2003(5): 102-110.
- [6] 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.
- [7] 李燕. 网络传播中的社会分层[J]. 学术探讨, 2008(10): 279.
- [8] 谢俊贵. 社会信息化过程中的信息分化与信息扶贫[J]. 情报科学, 2003(11): 1138-1141.
- [9] 胡鞍钢, 周绍杰. 新的全球贫富差距: 日益扩大的数字鸿沟[J]. 中国社会科学, 2002(3): 34-48.
- [10] 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.
- [11] 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.
- [12] 李春玲. 当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量[J]. 社会学研究, 2005(2): 74-102.
- [13] 尹冬华. 幻觉与现实: 互联网在中国的民主功能——基于西方文献的述评[J]. 经济社会体制比较, 2009(1): 136-142.
- [14] 卡斯特 N. 网络社会: 跨文化的视角[M]. 周凯, 译. 北京: 社会科学文献出版社, 2009: 2-3.

## Cyber Society and the Stratification of Human Society: Structural Transformation or Reproduction? — An Analysis Based on CGSS 2010

CHENG Shi-qiang

(School of Sociology and Population Studies, People's University of China, Beijing 100872, China)

**Abstract:** A major social change is the rise of cyber society. It is stratified based on the possession of resources, which turns out to be an important indication of social hierarchy. Through the analysis of CGSS 2010, conclusion is drawn that co-relation exists between cyber and human societies, and structural reproduction is the main feature. Those who are dominant characters in human society possess more and advantageous resources in cyber society than those who belong to the inferior group in human society. Each individual's status in cyber society is affected by his or her socio-economic status or even by his or her senior generations' in the real world, so that the phenomenon occurs that inter-generational and trans-generational reconstruction of social status in human society has been transferred to cyber society.

**Keywords:** cyber society; social change; social stratification; social stratification of cyber society; cyber resources; structural reproduction

(责任编辑: 贾 宜)