

# 中国城乡居民的 阶层地位认同偏差\*

范晓光 陈云松

**提要:**本文基于2003-2012年间CGSS和CSS共计10个轮次的全国综合调查资料,对中国公众阶层地位认同偏差进行全景式的描述与分析。我们将基于潜类分析方法生成的客观阶层指标与阶层地位认同指标相比较,发现中国民众普遍存在阶层地位认同偏差,超半数的中国城镇居民低估自己的客观阶层地位,而超半数的农村居民高估其地位。回归分析表明:(1)教育程度、家庭收入和职业声望等客观地位越高,阶层地位认同上偏程度越小;(2)社会流动感知和阶层地位认同偏差显著相关,下向流动感知强化阶层地位认同下偏,上向流动感知则反之;(3)客观地位和社会流动感知对阶层地位认同偏差的影响均存在显著的城乡差异。最后本研究用“地位结构—地位过程”诠释了阶层地位认同偏差的形成机制。

**关键词:**阶层地位认同偏差 社会流动感知 阶层地位认同

## 一、引言

20世纪90年代以降,中国的社会学家对民众的阶层地位认同及形成机制进行了大量实证研究和理论探讨,积累了丰富的学术成果(边燕杰、卢汉龙,2002;董运生,2007;高勇,2013;冯仕政,2011;李培林等,2005;李培林、张翼,2008;刘欣,2001,2002;陆益龙,2010;赵延东,2005)。与西方社会阶层地位认同的“中层认同”特征不尽相同(Evans

---

\* 本文是国家社科基金青年项目“社会流动理论视角下的中产阶层公民参与研究”(批准号13CSH020;主持人:范晓光)的阶段成果,同时获得浙江省社会科学院重点学科(发展社会学)资助。所用数据分别来自中国人民大学中国调查与数据中心和中国社会科学院社会学研究所,感谢授权。本文初稿曾在2014年“社会分层与流动”冬季论坛上宣读。感谢刘欣、吴晓刚、吴愈晓、李姚军、高勇、Richard Williams、李丁、许琪、李子凡等师友在写作和修改过程中的批评和帮助,还要特别感谢匿名评审人的宝贵意见。当然,文责自负。如希望进一步与作者讨论和获取相关数据结果,请联系陈云松(yunsong.chen@nju.edu.cn)。

et al., 1992; Adair, 2001; Hout, 2008; Shirahase, 2010; Goldman et al., 2006; Evans & Kelley, 2004), 中国公众的阶层地位认同相对偏低。不过, 在客观地位与主观地位认同的偏差方面, 中西方学者都有相似的发现: 客观与主观地位之间存在着比较明显的不一致。而除了少数几篇实证研究外, 专门分析阶层地位认同偏差的结构和形成机制的文献很少(仇立平、韩钰, 2014; Sosnaud et al., 2013), 更没有纵贯分析。从社会治理的角度看, 低估自身的客观阶层, 无疑会不利于社会发展和整合。而在社会转型期, 收入差距的扩大和社会流动的固化, 可能对这种偏差的形成产生更为复杂的影响。因此, 对当代中国人的阶层认同地位偏差进行专门研究, 具有理论和政策的双重价值。

本研究利用 2003 - 2012 年间中国综合社会状况调查(CGSS)和中国社会状况综合调查(CSS)的合并数据, 通过主观社会地位和潜类分析方法(Latent Class Analysis, 以下简称 LCA)所生成的客观阶层地位的比较, 获得阶层地位认同偏差的科学测度。基于此, 我们不但对 10 年来阶层地位认同偏差的变迁进行了详实的描述统计和纵贯比较分析, 而且还运用最小二乘法模型(OLS)、多层线性模型(HLM)和广定序逻辑斯蒂回归模型(Gologit)对形塑偏差的微观社会人口变量和宏观经济社会因素做了系统评估。由此, 通过对大规模数据的纵贯分析, 本研究展示了近 10 年来中国阶层地位认同偏差的全景, 并尝试提出了中国社会阶层地位认同偏差的解释框架。

## 二、阶层地位认同偏差: 概念厘清与文献评述

所谓阶层地位认同偏差(social status discordance), 是指个体所处的客观阶层地位与其主观社会地位的不一致程度(仇立平、韩钰, 2014), <sup>①</sup>它的基础不仅仅限于经济利益的差别, 还可以建立在其他各种形式的生活机遇不平等分配程度和对此的主观感受等基础之上。阶层地位认同偏差强调以个体的客观地位为参照对象, 而不是参照某个

---

① 本研究认为“偏移”指阶层地位认同结构相对某一参照结构的偏离, 而“偏差”更强调社会地位之间的不一致程度, 故采用“阶层地位认同偏差”。虽然概念名与仇立平和韩钰(2014)不完全相同, 但所指内容基本一致。

国家/地区或某个特定时期的“社会阶层结构”。在阶层地位认同偏差概念化的基础上,我们对它加以进一步的类型化。不论民众的社会地位高还是低,如他们主观认同的阶层地位与客观地位保持一致,我们称其为“一致型”;如阶层地位认同高于客观阶层地位,则属于“上偏型”;与之对应,如阶层地位认同低于客观阶层地位,则属于“下偏型”。我们认为,在三种阶层地位认同偏差中,“下偏型”对于公共管理和社会秩序的潜在威胁,要比“上偏型”和“一致性”大得多:低估自身的阶层将有更大的概率触发对现实政治、经济和社会运行体制的不满。

在经验研究方面,学者们对阶层地位认同偏差涉猎并不多。王春光和李炜(2002)认为,阶层的客观存在与主观建构既存在一致的可能也存在不一致的可能性,两者存在复杂的关系。城乡居民的收入、教育、职业和消费等各项主要的客观分层指标与阶层地位认同之间的关联强度并不大(李培林,2005)。一般而言,客观阶层地位较高和较低的民众的主观身份认同较高,而中产阶层的身份认同偏低或存在一定的模糊性(李春玲,2004)。仇立平和韩钰(2014)基于 CGSS2010 的城市样本,发现中国城市居民阶层地位认同偏移总体呈现向上偏移比重高于一致认同和向下偏移,并且这种偏移具有“趋中性”特性,即中上层和上层居民“下偏”,中层居民“一致认同”,下层和中下层居民“上偏”。雷开春(2009)发现绝大部分上海白领新移民在客观上处于社会中上层,在主观社会地位认同上呈现出一致认同、向上偏移、向下偏移和模糊认同四种倾向,具备高收入、低教育程度、拥有本地户籍证明等特征的新移民比其他人更可能表现出地位认同向上偏移的倾向。与城市样本的发现相似,有研究者基于对浙江省“四类村庄社会分层的个案比较研究”调查资料的分析,认为农村居民的主观地位认同与客观地位分层总体具有一致性,但是也存在内部差异:中间层居民的地位认同“趋向中层”,而上层和下层居民的地位认同分别呈现“向上偏移”和“向下偏移”(卢福营、张兆曙,2006)。

针对以上经验发现,研究者的理论解释主要有三种:(1)个体的行动同时受到结构性因素和主观建构的双重作用,阶层地位认同偏差不仅受到户籍、居住地综合发展水平、社会保障水平等国家的宏观政策和制度的影响,而且还有党员身份、教育联系、收入、住房产权等反映自身地位和能力的微观层次结构性因素,以及公平感、幸福感等主观态度因素的影响(仇立平、韩钰,2014)。(2)社会顶层成员因为地位优越,希

望垄断某些特权以稳固或维持其优越地位,这有可能强化其内部的身份认同;底层群体可能由于失落和不满情绪,增强阶层内部的认同和对较高阶层的仇视心理。而社会中间位置群体试图通过职业晋升或模仿上层生活方式等形式实现向上流动,他们反而不强化共同意识(李春玲,2004)。(3)在社会变迁的大背景下,由于生活方式和生活品味的个体主义倾向不断强化,阶层流动的加速带来人们社会身份认同的断裂,并且客观阶层结构固化和主观阶层意识的碎片化同时发生,最终导致中国公众的客观地位与主观阶层地位认同的距离不断拉大(李培林,2005)。

以上经验发现和理论解释较好地勾勒了中国民众阶层地位认同的基本特征,为后续研究奠定了坚实基础。不过仍然存在以下不足:(1)操作测量有待改进。研究者主要采取职业声望(雷开春,2009)、刘欣框架(仇立平、韩钰,2014)来测量客观阶层地位,并与主观阶层地位认同相比较以获得阶层地位认同偏差。但是,由于目前国内学者对分层框架(class schema)的认识仍然有许多分歧(刘欣,2005,2007;李路路等,2012;林宗弘、吴晓刚,2010;李春玲,2005:53-127;范晓光,2014:2-11),再加上职业、教育、收入等不同维度客观地位指标内在的“不一致”仍然普遍存在(董运生,2007;陆新超,2009),采用多元的客观社会地位测量显得尤为重要。(2)缺乏跨年度的描述统计和趋势分析。过往研究资料的代表性略显不足,或针对城市和农村的单一样本,或使用横截面数据,不足以对当代中国阶层地位认同偏差的变迁形成历史性的把握。(3)现有文献对阶层地位认同偏差形成机制的阐释还不够系统。而弥补以上不足,正是本研究的立意所在。

### 三、地位决定论与地位过程论:地位认同偏差的形成

与地位认同偏差相关的理论主要有地位决定论和地位过程论。地位决定论是多数研究的理论取向,它强调人们的客观社会地位会影响其阶层地位认同的水平(Evans & Kelley, 2004; Hodge & Treiman, 1968; Jackman & Jackman, 1973; Hout, 2008)。研究者发现,由于个体的教育程度、收入水平和职业地位之间存在“不一致”,使人们可能身处多重叠加的社会群体之中,进而导致其阶层地位认同的模糊性(Hodge & Treiman, 1968; Hout, 2008)。在中国,市场经济转型可以看

作是经济协调机制从官僚协调为主向官僚协调与市场协调共同起作用的转变;这种转变体现为一系列社会经济基本制度和次级制度的加强,私有产权制度的合法化和扩张,户籍制、劳动身份制度的弱化,以及专业技术等级制度的强化(转引自刘欣、李葵,2013)。这些制度安排的变化,在社会分层的微观表现是个体与职业匹配(即“人职匹配”)原则和过程的变化。而一个社会的客观分层结构、制度安排、价值准则以及分层机制的变化,无疑会反映在人民的主体意识之中(刘欣,2001)。由此,我们有理由认为,在市场转型过程中,教育、收入和职业等地位指标的变动不居,会强化人们主观认知中的社会阶层地位与客观地位之间的不一致。而这种不一致,甚至可能比非转型国家更为明显。为此,我们提出“阶层地位认同偏差假设”:

假设1:在市场转型过程中,中国民众的阶层地位认同偏差普遍存在。

在地位决定论中,尤其是针对转型国家阶层意识和地位认同的形成,刘欣(2001)提出了“阶层意识的相对剥夺论命题”。该命题认为,分层机制的变化使一部分人在社会经济地位或生活机遇上处于相对剥夺状态;当人们处于相对剥夺地位时,不论其占据的客观阶层地位是高还是低,都会倾向于做出社会不平等的判断。在阶层地位认同上,教育、收入和职业地位越高,人们越不可能处于相对剥夺地位,其认同的自身阶层地位越高,与客观阶层地位的偏差程度会越小。此外,地位的结构层也决定了顶层的人不可能进一步高估,底层的人不可能进一步低估。由此,我们提出“地位决定假设”:

假设2.1:个体的教育程度越高,其阶层地位认同偏差越不可能上偏。

假设2.2:个体的职业声望越高,其阶层地位认同偏差越不可能上偏。

假设2.3:个体的收入水平越高,其阶层地位认同偏差越不可能上偏。

此外,我们不能忽视城乡二元在公众阶层地位认同偏差形成过程中的作用(高勇,2013)。经历了30多年的改革开放,中国民众的收入水平、文化程度和职业地位都有了显著的提高,但是城乡居民在住房、医疗、社会福利等方面存在诸多差距,这已经是不争的事实(陈光金,2014;陆学艺,2009;王春光,2010)。根据社会比较理论(social

comparison theory),人们在评价自身地位时,往往从自身所处环境出发,对社会进行“有选择”的比较(Festinger, 1954; Hoffman et al., 1954)。一方面,随着农村居民的社会地位提升,其社会生活空间和社会交往范围扩大,地位参考群体(reference groups)从“老乡”转向城市居民(高勇, 2013:95;张翼,2011),尤其是其中社会经济地位较高者,很可能反而会产生对自身社会地位的低估,即主观阶层地位认同低于客观阶层地位。当然,他们与亲友相比则会有明显优势,使其矮化参照群体。另一方面,城市居民社会地位的提升,不仅有可能为其带来与“国际接轨”的社会生活体验,还会强化他们相较于外来人口和“城市新居民”的优越感,结果使其主观阶层地位高于或相当于其客观阶层地位;而当他们选择大都市或国外城市居民作为参照对象时,可能相对剥夺感会增强,抑制其高估自身阶层地位。由此,我们提出“地位决定的城乡差异假设”:

假设3:教育、收入和职业声望对阶层地位认同偏差的影响存在城乡差异。

相对于地位决定论,地位过程论是对阶级分析过程视角的继承。与传统阶级分析的结构主义不同,过程视角强调“过去”对“现在”的社会化影响,重视以能动者为中心(agent-centered)的社会行为(Wright & Shin, 1988)。通过对美国和瑞典调查资料的分析,赖特等人发现,个人的阶级轨迹(class trajectory)对人们的阶层地位认同具有显著影响,并且阶层地位认同还对阶级利益意识有形塑效应。具体来说,相对于稳定的特权阶级(资本家和中产阶级),从普通阶级(小资产者和工人阶级)向上流动到特权阶级的人们在工人阶级认同上存在显著差异;而向下流动至普通阶级者则更认同自己是工人阶级的一员(Wright & Shin, 1988:Table 10)。转型期中国民众的阶层认知并不是简单地取决于他们当下所处的社会经济地位,而在很大程度上同他们的社会经济地位的“相对变动”有关(刘欣,2002)。然而,以上研究都是从代际流动抑或嵌入在社会变迁中的客观的阶层地位来度量流动过程,对作为流动过程主观反映的社会流动感知(subjective social mobility)缺乏足够重视。根据布迪厄对流动轨迹的类型化办法(Bourdieu, 1984),我们将社会流动感知划分为向上流动感知、向下流动感知和水平流动感知三大类。其中,向上流动感知者会具有乐观主义态度,较不可能低估自身的社会地位,其阶层地位认同偏差呈现一致或上偏,而向下流动感知者的阶层地位认同偏差则可能下偏。故我们提出“地位过程假设”:

假设4:相对水平流动感知的个体而言,向上流动感知者的阶层地位认同偏差更可能上偏,而向下流动感知者则为下偏。

与此同时,我们的社会流动感知无法摆脱社会流动机会城乡差异的影响。对城市居民而言,其社会流动机遇一般要高于农村居民,因此,即便感觉自己过去10年经历了向下流动,他们很可能更容易重返社会流动起点,故对自身阶层地位评价不会过低(相对于农民而言);而向下流动感知对农村居民阶层地位认同上偏的抑制效应会更强。同样地,向上流动感知对阶层地位认同上偏的正向效应在农村居民中更强一些。最后,我们提出“地位过程的城乡差异假设”:

假设5:社会流动感知对阶层地位认同偏差的影响存在城乡差异。

## 四、数据、测量与分析策略

我们使用中国综合社会调查(CGSS)和中国社会状况综合调查(CSS)对中国人的阶层地位认同进行分析。CGSS由香港科技大学和中国人民大学于2003年联合发起,各省市诸多科研院所参与,平均每两年进行一轮全国性调查,每轮平均调查5000-12000个家庭户,覆盖30个省(直辖市、自治区)的125个县。CSS由中国社会科学院社会学研究所主持,2006年以来每轮平均调查7000-8000户家庭,覆盖30个省的128个县。尽管两项综合调查由不同机构具体执行,但他们都属于连续性的截面调查,采取了科学的多阶段概率抽样,并且问卷中包含了诸多共同的题器设计。

### (一)数据

如表1所示,我们使用的CSS数据来自3轮调查,而CGSS数据来自7轮调查,样本量共计82823人。<sup>①</sup>其中,有80958个被访者回答了其主观阶层地位的问题,只有不足3%的人因为拒访或者不清楚而未做填答。由于本研究对两个综合调查的跨度长达10年的数据进行了合并,我们对主观社会阶层的测量进行了一致性的检查和处理。实际

<sup>①</sup> CGSS和CSS的平均填答率在75%左右。

上,除了 CGSS2008 所使用的是十级阶梯式量表之外,<sup>①</sup>其余的 CGSS 和所有 CSS 调查都采取传统的五级量表(上层、中上层、中层、中下层和下层)。因此,我们将十级量表转化为五级量表以便于分析。<sup>②</sup>此外,CGSS2003 问卷中的问题表述是被访者“家庭”的阶层地位,而其问卷要求直接回答“您”的阶层地位。尽管这两种地位之间高度相关,但简单的合并可能会带来不必要的测量误差。所幸 CGSS2005 和 2006 问卷同时调查了个人和家庭的主观阶层地位认同,这为我们检验两种测度方法间的差异提供了可能。统计结果表明,在五级量表中,92% 被访者的个体阶层地位认同与其家庭阶层地位认同一致。而在“上中下层”三级量表中,一致比率高达 99.7%。这一定程度上表明,在 CGSS 调查中,中国民众的所谓个人和家庭主观阶层地位认同几乎是一致的。

为了测量阶层地位认同偏差,我们还要获取被访者的客观阶层地位。在分层研究的传统中,社会成员的客观阶层主要取决于个体的教育程度、收入水平和职业地位(声望)。因此,我们的分析对象局限于调查时点在职或者曾有过工作的 76946 名被访者。<sup>③</sup>由于其他控制变量的缺失,我们最终得到的有效样本为 68054 人。最后,在这个合并样本中,城乡居民分别占 59% 和 41%,显然城市居民有过度抽样之嫌。为此,对每一轮调查,我们参照调查年的《中国人口统计年鉴》(2004-2013),对样本做了相应的城乡和家庭人口数加权处理。<sup>④</sup>在描述性统计和回归模型中,我们均使用了加权方案。综合而言,本文所使用的数据是迄今为止中国社会分层与流动研究中样本量最大、覆盖面最广的综合调查资料。

① 对主观社会地位的十级量表测量,可具体参见 Evans & Kelley, 2004; Goldman et al., 2006。

② 具体而言,我们对原有量表做了重新编码,9-10 为上层,7-8 为中上层,5-6 为中层,3-4 为中下层,1-2 为下层。

③ 职业是本研究的核心自变量,它是客观阶层地位的关键指标。原则上,对绝大多数在职者,我们以其现职来测量被访者的职业声望;对有过职业经历者,以其末职为准;对退休人员,以退休前职业为准;少数从未参加工作、拒绝回答/不清楚等被访者作为缺失值处理。考虑到我们同时将教育、收入也纳入模型,故没有对缺失值采取多元插值法(MI)处理。

④ 以 2010 年为例:首先,家庭户权重(HWT)等于家庭人口数(成人)除以平均家庭人口数(由城乡样本分别计算所得),它用于对城乡样本的独立分析。第二,当年中国总人口(13.39 亿)中有 49.68% 为城市居民,人口权重(PWT)根据城乡单独计算。对城市样本人口而言, $PWT = [13.39 \text{ 亿} \times 0.4968 / \text{城市样本量}] \times HWT$ ;对农村人口而言, $PWT = [13.39 \text{ 亿} \times 0.5032 / \text{农村样本量}] \times HWT$ 。然后,对权重进行标准化, $WEIGHT1 = PWT / \text{mean}(PWT)$ 。再考虑到 2010 年人口为 13.39 亿,其在 10 年总样本中权重为  $WEIGHT2 = WEIGHT1 \times 1.339 \text{ 亿} / 2010 \text{ 样本}$ 。最后在 10 年总样本中进行标准化, $WEIGHT = WEIGHT2 / \text{mean}(WEIGHT2)$ 。该加权方法具体可参见 Wu & Treiman, 2004。

表 1 CGSS 和 CSS 的十期数据 (2003 - 2012)

| CGSS     | 2003 | 2005  | 2006  | 2008 | 2010  | 2011 | 2012  | 合计    |       |
|----------|------|-------|-------|------|-------|------|-------|-------|-------|
| 全部样本     | 5894 | 10372 | 10151 | 6000 | 11785 | 620  | 11765 | 61587 |       |
| 阶层地位认同样本 | 4933 | 10372 | 9641  | 6000 | 11730 | 5607 | 11712 |       | 59995 |
| CSS      | 2003 | 2005  | 2006  | 2008 | 2010  | 2011 | 2012  |       |       |
| 全部样本     | —    | —     | 7061  | 7139 | —     | 7036 | —     | 21236 |       |
| 阶层地位认同样本 | —    | —     | 6994  | 7045 | —     | 6924 | —     |       | 20963 |
| 合计       |      |       |       |      |       |      |       | 82823 | 80958 |

注:除 CGSS2003 只调查了城市地区外,其他调查都涵盖了城乡地区。

## (二)操作化与测量

阶层地位认同偏差是本研究的因变量,它操作化为个体的阶层地位认同减去客观阶层地位。我们运用潜类分析,将教育、收入和职业声望等多维度的客观指标整合生成一个单向度的客观地位变量。<sup>①</sup>事实上,LCA 往往用于评估分层框架的信度和效度,是一种可行和科学的策略(Evans & Mills, 1998, 1999)。具体来说,本文运用探索性潜类分析模型(ELCA)<sup>②</sup>来生成客观社会地位。该方法能够从单层模型开始逐次拟合,直到所分类别数达到一定的模型拟合统计推断信息标准(Goodman, 1974a, 1974b)。当模型拟合达至理想的程度后,潜类概率和潜类条件概率等相关统计结果就能够为我们呈现客观社会结构。在此基础上,我们将所有的被访者分配至特定的潜类中,生成新的类属变量,即为其客观阶层地位。在实际操作过程中,我们先将教育程度、家庭收入和职业声望转化为 4 - 6 类不等的分类变量,再以这些指标为基础来生成客观社会地位的潜类。<sup>③</sup>

① 考虑到教育、收入会受到宏观政策的影响(如教育扩招、CPI 等),跨年度的地位测量无法进行直接合并,我们将教育年份和收入水平按照年度分别进行等分处理,而后将各年度数据汇总。同时,由于职业声望具有长期的稳定性,故直接对汇总数据进行等分处理。该方案得到南京大学社会学系许琪博士的启发,在此表示感谢。

② 探索性潜类分析与验证性潜类分析的差异详见 McCutcheon, 1987:27。

③ 具体而言,我们将教育程度、家庭收入和职业声望分别等分为 4 类、6 类和 6 类。除教育程度本身具有自身分级规律之外,我们对连续变量采取了多于 5 级的分层。本文之所以没有直接将其作为连续变量进行潜在剖面分析(Latent Profile Analysis, 简称 LPA),主要有以下考虑:(1)在测量上,家庭收入的信度和效度相对不高,从高到低将其分为多类别变量,可以部分克服测量的不足;(2)在统计上,我们对 LCA(类别变量、类别 + 连续变量)和 LPA(连续变量)结果的反复比较表明,对类别变量的 LCA 拟合效果更佳,故将职业声望也操作化为多类别变量。感谢匿名评审人的中肯建议。

表2 潜类分析模型选择:拟合统计

| 序号 | 模型 | 似然比卡方 $L^2$ | 卡方 p 值 | BIC( $L^2$ ) | Adj-BIC( $L^2$ ) | 自由度 |
|----|----|-------------|--------|--------------|------------------|-----|
| 1  | 单层 | 51141.580   | 0.000  | 626367.370   | 626329.234       | 107 |
| 2  | 双层 | 8056.536    | 0.000  | 583426.991   | 583347.540       | 94  |
| 3  | 三层 | 867.578     | 0.000  | 576382.697   | 576261.932       | 81  |
| 4  | 四层 | 163.355     | 0.000  | 575823.139   | 575661.060       | 68  |
| 5  | 五层 | 103.286     | 0.000  | 575907.735   | 575704.341       | 55  |
| 6  | 六层 | 72.321      | 0.003  | 576021.435   | 575776.727       | 42  |

注: BIC = 贝叶斯信息标准, Adj-BIC = 调整贝叶斯信息标准。

在表2中,我们报告了六个模型似然比卡方以及p值、贝叶斯信息标准和自由度。显然,BIC最小的是四层。但是,尽管五层模型的BIC值比四层模型略大,LMR似然比检验(Lo et al., 2001)表明这两个模型没有显著差异( $p=0.935$ )。鉴于阶层地位认同变量为五分量表,五分类客观阶层地位显然比四分类更便于直接计算阶层地位认同偏差。因此,我们最终采用五层拟合结果。<sup>①</sup>由此,两者相减,我们获得了一个以 $[-4,4]$ 为区间的连续变量,即阶层地位认同偏差。另外,我们还将认同偏差转换为一个三分的类别变量:“一致型”(=0)、“上偏型”( >0)和“下偏型”( <0)。

表3为自变量的描述性统计。在个体层面,家庭收入水平、受教育程度和职业声望<sup>②</sup>是被访者的三大客观社会地位指标。作为控制变量的人口学变量包括性别、年龄、婚姻状况(0 = 已婚,1 = 离婚/丧偶,2 = 单身),受雇状况(0 = 被雇,1 = 非被雇,2 = 退休)和户籍(0 = 农村居民;1 = 城镇居民)。此外,CGSS和CSS都询问了被访者对目前社会地位的主观评价(与过去相比,0 = 未流动,1 = 向上流动,2 = 向下流动),<sup>③</sup>我们将此作为对社会流动感知的测量。在回归模型中,我们对收入做了对数处理。

同时,考虑到本研究使用的数据是由来自两大调查项目的10次年

① 由于LCA可能存在多个局部最大值(local maxima),为了获得稳定的结果,我们尝试在不同的起始值条件下进行测试。在附录中,我们报告了个体教育、收入和职业变量在各个潜类上的条件概率,并详细介绍了潜类的识别问题。在此感谢匿名评审人的提醒。

② 职业声望为国际经济社会指数(ISEI)。退休者的职业用其退休前的最后职业来替代。

③ 部分调查询问了被访者与10年前相比的主观社会流动感,而有的调查是与5年前相比。为此,我们分别对这两类子样本进行了检验,以评估这种不同测量方法对统计可能会产生的影响。结果表明两个子样本之间的回归结果基本一致。

度综合调查构成的,我们为不同数据库(0 = CSS, 1 = CGSS)设置了虚拟变量。此外,我们还控制了线性年份,这既可以考察时间趋势,也代理一些宏观经济社会发展方面的干扰项。单层模型中我们控制了省份固定效应。

表 3

自变量的描述统计

N = 68054

| 变量                | 百分比   | 均值(标准误)       |
|-------------------|-------|---------------|
| 男性                | 50.26 |               |
| 党员                | 10.32 |               |
| 年龄                |       | 45.5(13.74)   |
| 教育年数              |       | 8.46(4.16)    |
| 职业声望(ISEI)        |       | 35(15.66)     |
| 家庭年收入(元,2003年可比价) |       | 40253(116403) |
| 社会流动感知            |       |               |
| 向上流动              | 36.12 |               |
| 向下流动              | 30.61 |               |
| 未流动               | 33.27 |               |
| 工作状态              |       |               |
| 未被雇佣              | 14.15 |               |
| 被雇佣               | 73.82 |               |
| 未工作/离退休           | 12.03 |               |
| 居住状态              |       |               |
| 农村                | 47.78 |               |
| 城市                | 52.22 |               |
| 婚姻                |       |               |
| 已婚                | 88.72 |               |
| 单身                | 5.25  |               |
| 离婚/丧偶             | 6.03  |               |
| 省级人均GDP年增长率       |       | .167(.048)    |
| 省级年度基尼系数          |       | .476(.078)    |
| 人均GDP年增长率         |       | .097(.013)    |
| 年度基尼系数            |       | .522(.056)    |

注:表中报告的结果均经过加权处理。

### (三)分析策略

一方面,我们对连续型阶层地位认同偏差(也即“高估程度”)进行

最小二乘法(OLS)线性回归。考虑到相同省份被访者可能“嵌入”在行政区划中而无法相互独立,我们同时还估算了多层线性模型(HLM)的回归结果。另一方面,由于普通定序逻辑斯蒂模型(ologit)未能通过平行性检验,我们还对类别型阶层地位认同偏差采用了广义定序逻辑斯蒂回归模型(Williams, 2006),并重点分析“下偏型”较之于其他两种类型认同偏差的形成机制。在数据分析中,我们采取交互项来探究城乡差异,以避免城乡人口流动造成的样本选择偏差以及城乡样本规模差异所带来的估算偏误和比较误判。

## 五、经验发现

### (一)阶层地位认同偏差的描述统计

图2报告了客观阶层地位和主观社会地位认同的分布情况。就客观阶层地位来说,总体而言,共有16.05%属于社会上层和中上层,18.78%为中层,65.17%为中下层或下层。毋庸置疑,该阶层结构和社会地位认同存在明显的差异。为进一步呈现这种差异,我们按照年份对主客观阶层做了对比。其中,横坐标为各阶层占比,纵坐标为阶层类属一年份的组合。结果表明:(1)客观阶层的中下层最多,底部较大,顶部次之,整体形状更接近洋葱型。相对而言,主观阶层的上层非常少,而中间更多,更接近于保龄球形状;(2)主观阶层的分布比较稳定,而客观阶层呈现一定的历时波动。(3)相对于客观阶层,阶层地位认同表现出一定的“趋中”特征。

对连续型阶层地位认同偏差而言,其均值为-0.093,标准差为1.42。换言之,2003-2012年间,中国社会总体上阶层地位认同偏差为负,主观阶层低于客观阶层。此外,虽然高估1级的人较多(24.43%),但高估2-4级的较少(15.32%),低估2-4级的频数略低(14.19%)。除了作为城市样本的CGSS2003低估客观阶层更为明显之外,其他年份的总体态势比较接近(见图3)。

接下去我们将阶层地位认同偏差操作化为“一致型”、“上偏型”和“下偏型”。结果表明,三者对应的比例分别为29.14%、39.74%和31.11%。而在最近的一项美国研究中,索罗德等(Sosnaud et al., 2013)发现,美国民众的阶层地位认同偏差中“一致型”、“上偏型”和

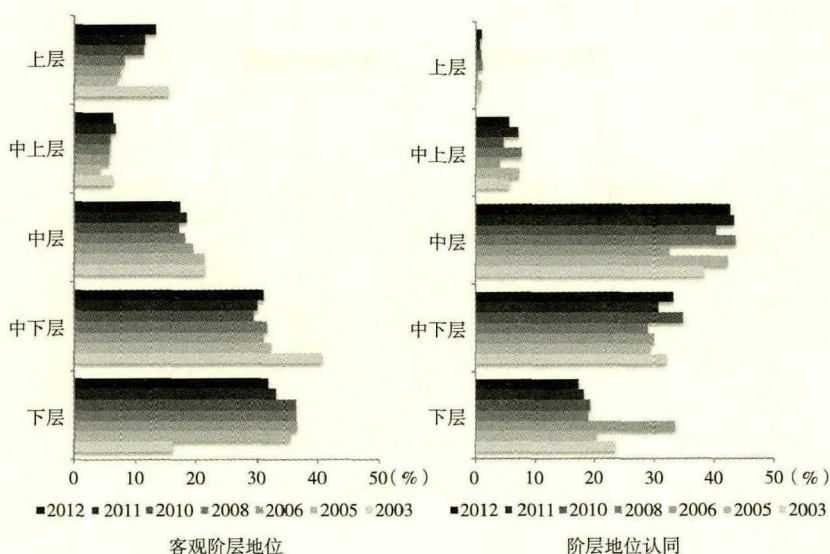


图2 客观阶层地位与阶层地位认同的分布

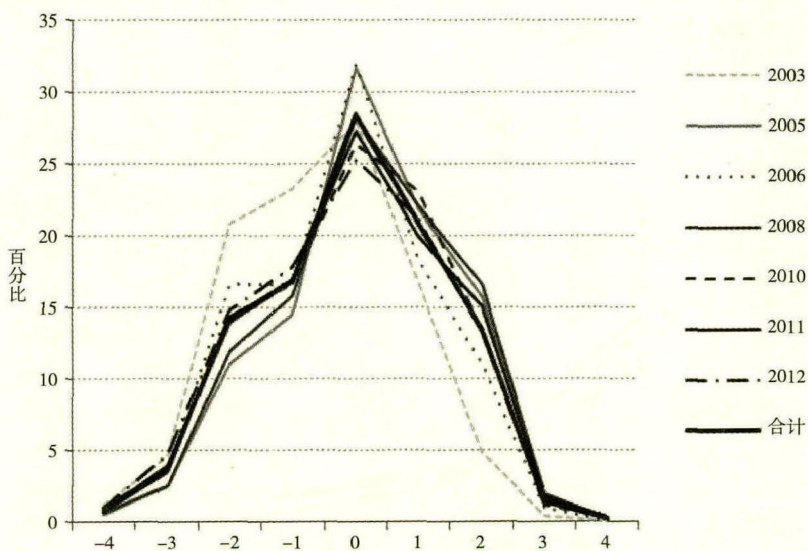
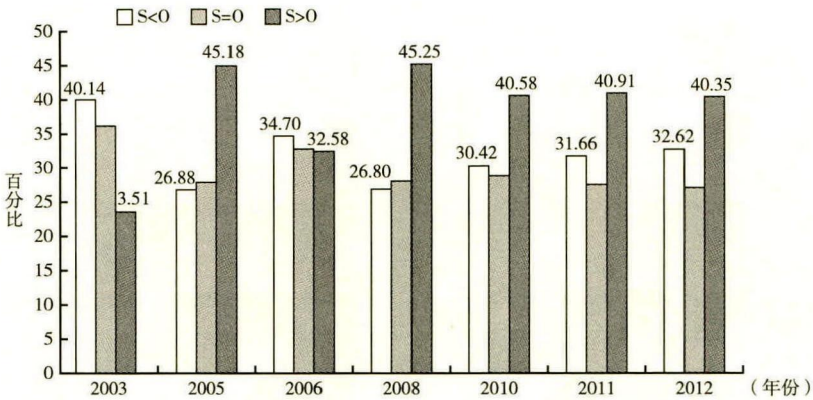


图3 阶层地位认同偏差的年度分布比较

“下偏型”占比分别为52%、24%和24%。换言之,大约有超过半数的美国民众较为准确地识别了自己的阶层地位,其余的人则高估低估各



说明： $S < 0$  表示下偏型， $S = 0$  表示一致型，而  $S > 0$  为上偏型。

图4 阶层地位认同偏差的年度变化趋势

自参半。比较而言，就准确估计自己客观阶层的比例而言，中国民众不到美国的2/3，中美差距明显。由此可见，假设1得到了经验资料的支持。图4表明，2003-2012年间，阶层地位认同下偏呈现增长的趋势，而上偏型呈缓慢下降态势。

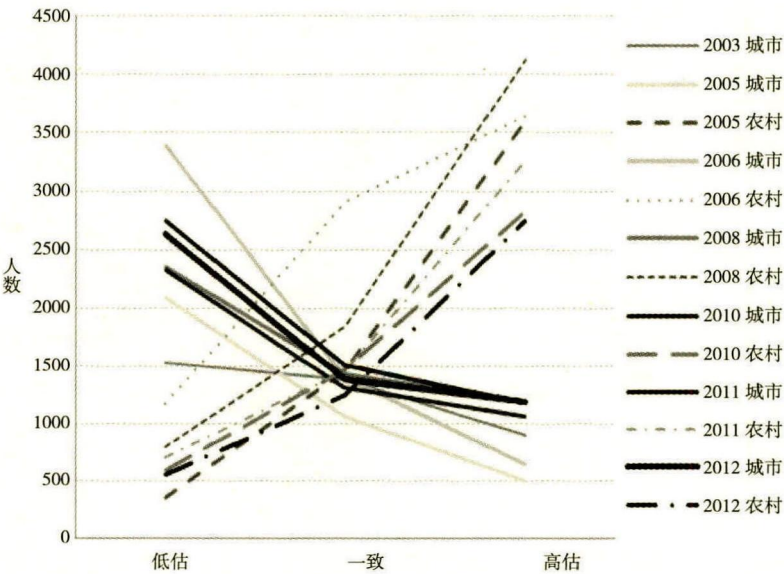


图5 阶地位认同偏差的城乡比较

经过比较分析发现,在城市居民中,“一致型”、“上偏型”和“下偏型”的比例分别为 28.74%、20.32% 和 50.94%;而在农村居民中,三者比例分别为 29.54%、58.71% 和 11.75%。也就是说,城市居民的大多数都低估了自己的真实阶层,而多数农村居民则高估了自身的客观阶层。为进一步检测这种倾向是否稳定,在图 5 中,我们呈现了阶层地位认同偏差在城乡居民中的年度频数分布。图 5 中的实线代表城市,虚线代表农村。不难发现,城市居民的“低估”和农村居民的“高估”在历时趋势上是较为稳定的:所有实线都是左高右低,所有虚线则反之。这提醒我们,在探寻阶层地位认同偏差的机制时,不可忽略城乡二元体制的作用。

## (二)阶层地位认同偏差的影响因素分析

### 1. 线性回归

在表 4 中,我们报告了阶层地位认同偏差的最小二乘法(OLS)估计和多层线性模型(HLM)。多层线性模型设置个体和省级两层,我们比较了随机截距模型和随机截距和斜率模型,似然比检验(LR test)显示,随机系数模型拟合更优(也即除各省份的随机差异之外,我们还允许收入、教育、职业效应在省级层面上有变化)。总体而言,阶层地位认同偏差的影响因素基本一致。其中,模型 1 除了个体层面的社会人口学变量外,还有客观阶层地位和社会流动感知变量,模型 2 在模型 1 的基础上将教育、家庭收入、职业声望、社会流动感知与城乡户籍的交互项纳入模型。模型 3-4 与模型 1-2 的变量设定基本一致,但前者为多层线性模型。

一方面,客观阶层地位的不同维度影响阶层地位认同偏差,且存在显著的城乡差异。在模型 1 表示的城乡混合样本中,在其他条件保持一致的前提下,教育程度、家庭年收入和职业声望对民众阶层地位认同偏差具有负效应(见模型 1)。这表明,就总体平均水平而言,受教育年份越长,中国人高估阶层地位的程度越低;与之相似,家庭年收入和职业声望越高,阶层地位认同上偏的可能性也会随之下降。由此,假设 2.1、假设 2.2 和假设 2.3 都得到了有效支持。

在模型 2 中,我们分别纳入了阶层地位与户籍的交互项。结果显示,城市居民的教育程度对认同偏差的影响更强。在其他条件都相同的情况下,一个高中学历的农民比一个小学文化程度的农民要多 6

年教育,而前者对自身阶层地位的高估程度会比后者少约 0.41 个层级 ( $-0.0675 \times 6 = -0.405$ )。<sup>①</sup> 而城镇居民教育程度的偏回归系数为  $-0.16$  ( $-0.0675 - 0.0907 = -0.1582$ )。换言之,同样多 6 年的教育差异,对城里人而言所带来的阶层偏差数量几乎下降了 1 个层级 ( $-0.16 \times 6 = -0.96$ )。与教育程度相似,家庭年收入对地位认同偏差也存在城乡差异。从模型 2 可以看出,对农民而言,家庭收入对认同偏差没有统计显著的影响,而对城镇居民的影响则显著为负。这可能是因为农村地区收入差异较小。此外,尽管职业声望总体上会抑制阶层认同偏差,但这个抑制程度在农村居民中更大。以上结果在 HLM 分析(模型 3-4)中也得到验证。概言之,假设 3 得到了较好的经验支持。

表 4 阶层地位认同偏差的 OLS 和 HLM 回归模型

| 变量        | 模型 1 (OLS) |        | 模型 2 (OLS) |        | 模型 3 (HLM) |        | 模型 4 (HLM) |        |
|-----------|------------|--------|------------|--------|------------|--------|------------|--------|
|           | 系数         | 标准误    | 系数         | 标准误    | 系数         | 标准误    | 系数         | 标准误    |
| 教育程度      | -.110 **   | (.005) | -.068 **   | (.005) | -.116 **   | (.006) | -.072 **   | (.005) |
| 家庭收入      | -.035 **   | (.008) | -.010      | (.012) | -.035 **   | (.009) | -.008      | (.013) |
| 职业声望      | -.019 **   | (.001) | -.029 **   | (.001) | -.019 **   | (.001) | -.028 **   | (.001) |
| 向上流动      | .284 **    | (.023) | .317 **    | (.025) | .279 **    | (.023) | .316 **    | (.024) |
| 向下流动      | -.193 **   | (.022) | -.226 **   | (.026) | -.197 **   | (.022) | -.227 **   | (.025) |
| 年龄        | .005 **    | (.001) | .006 **    | (.001) | .005 **    | (.001) | .006 **    | (.001) |
| 男性        | -.072 **   | (.011) | -.097 **   | (.011) | -.077 **   | (.011) | -.098 **   | (.010) |
| 党员        | -.061 **   | (.020) | -.034 *    | (.019) | -.057 **   | (.019) | -.034 *    | (.018) |
| 离婚/丧偶     | -.118 **   | (.024) | -.123 **   | (.024) | -.121 **   | (.023) | -.125 **   | (.023) |
| 单身        | -.159 **   | (.024) | -.124 **   | (.023) | -.148 **   | (.023) | -.123 **   | (.022) |
| 被雇佣       | .049 **    | (.015) | .086 **    | (.015) | .061 **    | (.015) | .091 **    | (.015) |
| 离退休       | .028       | (.024) | -.021      | (.022) | .008       | (.024) | -.025      | (.023) |
| 城镇        | -.479 **   | (.031) | -.456 **   | (.032) | -.460 **   | (.030) | -.438 **   | (.031) |
| 线性年       | .002       | (.005) | .005       | (.005) | .003       | (.005) | .005       | (.004) |
| CGSS      | .167 **    | (.025) | .180 **    | (.025) | .167 **    | (.024) | .179 **    | (.024) |
| 教育程度 × 城镇 |            |        | -.091 **   | (.006) |            |        | -.085 **   | (.006) |
| 家庭收入 × 城镇 |            |        | -.049 **   | (.014) |            |        | -.053 **   | (.015) |
| 职业声望 × 城镇 |            |        | .017 **    | (.002) |            |        | .015 **    | (.001) |
| 向上流动 × 城镇 |            |        | -.073 **   | (.034) |            |        | -.079 **   | (.033) |

① 表 4 中各变量系数只保留小数点后 3 位,与正文中模型解读的核心变量系数不完全一致。下同。

续表 4

| 变量        | 模型 1 (OLS) |        | 模型 2 (OLS) |        | 模型 3 (HLM) |        | 模型 4 (HLM) |        |
|-----------|------------|--------|------------|--------|------------|--------|------------|--------|
|           | 系数         | 标准误    | 系数         | 标准误    | 系数         | 标准误    | 系数         | 标准误    |
| 向下流动 × 城镇 |            |        | .070 **    | (.025) |            |        | .066 **    | (.023) |
| 省份固定效应    | 是          | —      | 是          | —      | —          | —      | —          | —      |
| 常数项       | -.657 **   | (.045) | -.616 **   | (.048) | -.152 **   | (.048) | -.188 **   | (.048) |
| sd 教育     |            |        |            |        | .032 **    | (.005) | .020 **    | (.003) |
| sd 家庭收入   |            |        |            |        | .040 **    | .006   | .039 **    | (.007) |
| sd 职业声望   |            |        |            |        | .006 **    | (.001) | .005 **    | (.001) |
| sd 截距     |            |        |            |        | .169 **    | (.030) | .167 **    | (.030) |
| sd 残差     |            |        |            |        | 1.03 **    | (.009) | 1.019 **   | (.010) |
| 观测值       | 68054      |        | 68054      |        | 68054      |        | 68054      |        |

注：(1)表中为加权回归结果和省份簇稳健、异方差稳健标准误。(2)参照组为女性、非党员、已婚、被雇佣、未流动感知者、CSS 调查、2003 年、北京。(3) \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

另一方面,社会流动感知和阶层地位认同偏差高度相关。统计结果显示,社会流动感知和阶层地位认同偏差有着显著和重要的关联。在模型 1 中,相对于主观感觉未经历地位流动的群体,拥有向上流动感知的民众在阶层高估程度上会高出 0.28,也即约 1/3 个层级。如果把向上流动和向下流动的人群相比,前者所关联的高估程度达到 0.47 个层级,几乎相当于城市居民和农村居民之间的差距。该发现支持假设 4。此外,我们还发现,主观流动感知和阶层地位认同偏差的关联程度在城乡之间存在一定差异(模型 2)。向上流动感知对认同偏差的影响在城乡之间存在显著差异,而向下流动感知对阶层地位认同偏差程度的负效应在城镇居民中相对较弱,向上流动的正效应在农村居民中更强。该结果支持假设 5。值得注意的是,考虑到社会流动感知与阶层地位认同之间可能互为因果关系,在此我们不做因果推断。以上结果主要基于模型 1-2 的解读,但通过与模型 3-4 比较后发现,社会流动感知的影响是稳定的。因此,假设 4 得到支持。

最后,考虑到处于社会结构两端(上层和下层)的个体,其高估或低估的方向都更多地受到阶层结构“天花板”的影响(即客观地位最高层的人无法进一步高估其阶层地位,最底层的也不可能更加低估自身地位),本研究对客观阶层处于社会上层和下层之间的样本进行

独立分析。<sup>①</sup> 在表5中,模型5-6分别为OLS和HLM分析。统计结果与模型1-4基本一致。

表5 阶层地位认同偏差“天花板效应”的OLS和HLM回归模型

| 变量      | 模型5      |        | 模型6      |        |
|---------|----------|--------|----------|--------|
|         | 系数       | 标准误    | 系数       | 标准误    |
| 教育程度    | -.029 ** | (.007) | -.032 ** | (.007) |
| 家庭收入    | -.092 ** | (.027) | -.086 ** | (.025) |
| 职业声望    | -.013 ** | (.001) | -.013 ** | (.001) |
| 向上流动    | .281 **  | (.032) | .278 **  | (.032) |
| 向下流动    | -.260 ** | (.035) | -.265 ** | (.034) |
| 教育程度×城镇 | -.025 ** | (.007) | -.023 ** | (.008) |
| 家庭收入×城镇 | .094 **  | (.020) | .085 **  | (.021) |
| 职业声望×城镇 | .013 **  | (.001) | .012 **  | (.001) |
| 向上流动×城镇 | -.021    | (.038) | -.023    | (.038) |
| 向下流动×城镇 | .125 **  | (.033) | .127 **  | (.032) |
| 其他控制变量  | 是        | —      | 是        | —      |
| 省份固定效应  | 是        | —      | —        | —      |
| 观测值     | 39346    |        | 39346    |        |

注:(1)表中报告的为加权回归结果和省份簇稳健、异方差稳健标准误。(2)参照组分别为女性、非党员、已婚、被雇佣、未流动感知者、CSS调查、2003年、北京。(3)\* $p < 0.1$ , \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$ 。

## 2. 广义逻辑斯蒂回归

如前所述,厘清阶层地位认同偏差的形成机制,尤其是“下偏”的相对风险,其理论和现实意义更大。为此,接下去我们重点分析三类别阶层地位认同偏差的影响因素。在表6中,模型7-8预测“下偏”(相对于高估或一致)的几率,而模型9-10预测“上偏”(相对于下偏或一致)的几率。总体来看,Gologit结果和表4的线性回归模型得出了相同结论。

在客观阶层地位上,教育程度、家庭年收入和职业声望在总体上对阶层地位认同下偏具有正效应。换言之,在保持其他条件不变的前提下,无论是农村居民还是城镇居民,其所处的阶层地位越高,低估自身

① 感谢匿名审稿人的意见。

阶层的可能性越大。由此,再次表明假设 2.1、假设 2.2 和假设 2.3 得到了较好的支持。其次,客观社会地位的不同维度对于低估阶层的影响存在明显的城乡差异(模型 8)。除了家庭收入与户籍的交互效应不显著外,教育程度和职业声望对阶层地位认同偏差的影响与线性回归模型的结果基本一致。然而,对于交互分析,我们显然应该采纳线性回归的结果。

表 6 阶层地位认同偏差的 Gologit 模型

| 变量      | 模型 7                | 模型 8               | 模型 9               | 模型 10              |
|---------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 教育年限    | .229 **<br>(.010)   | .180 **<br>(.012)  | -.130 **<br>(.009) | -.093 **<br>(.010) |
| 家庭收入水平  | .207 **<br>(.023)   | .218 **<br>(.028)  | -.022<br>(.020)    | -.029<br>(.026)    |
| 职业声望    | .020 **<br>(.002)   | .034 **<br>(.002)  | -.043 **<br>(.002) | -.054 **<br>(.002) |
| 向上流动    | -.594 **<br>(.045)  | -.674 **<br>(.048) | .594 **<br>(.045)  | .674 **<br>(.048)  |
| 向下流动    | .291 **<br>(.043)   | .480 **<br>(.057)  | -.461 **<br>(.051) | -.480 **<br>(.057) |
| 年龄      | -.0102 **<br>(.001) | -.010 **<br>(.001) | .010 **<br>(.001)  | .010 **<br>(.001)  |
| 男性      | .212 **<br>(.022)   | .223 **<br>(.023)  | -.212 **<br>(.022) | -.223 **<br>(.023) |
| 中共党员    | .017<br>(.040)      | -.020<br>(.038)    | .061<br>(.042)     | .020<br>(.038)     |
| 离婚/丧偶   | .157 **<br>(.065)   | .164 **<br>(.065)  | -.286 **<br>(.054) | -.290 **<br>(.053) |
| 单身      | .158 **<br>(.041)   | .144 **<br>(.041)  | -.158 **<br>(.041) | -.144 **<br>(.041) |
| 被雇佣     | -.174 **<br>(.031)  | -.220 **<br>(.042) | .174 **<br>(.031)  | .145 **<br>(.030)  |
| 离退休     | .059<br>(.057)      | .081<br>(.063)     | .162 **<br>(.046)  | .113 **<br>(.044)  |
| 城镇      | .883 **<br>(.066)   | .768 **<br>(.058)  | -.742 **<br>(.054) | -.768 **<br>(.058) |
| 教育 × 城镇 |                     | .088 **<br>(.009)  |                    | -.088 **<br>(.009) |

续表 2

| 变量        | 模型 7               | 模型 8               | 模型 9                | 模型 10               |
|-----------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| 家庭收入 × 城镇 |                    | -.001<br>(.025)    |                     | .001<br>(0.025)     |
| 职业声望 × 城镇 |                    | -.022 **<br>(.002) |                     | .022 **<br>(.002)   |
| 向上流动 × 城镇 |                    | .155 **<br>(.065)  |                     | -.155 **<br>(.065)  |
| 向下流动 × 城镇 |                    | -.212 **<br>(.052) |                     | .212 **<br>(.052)   |
| 线性年       | -.032 **<br>(.008) | -.035 **<br>(.009) | .014<br>(.010)      | .016 *<br>(.010)    |
| CGSS      | -.442 **<br>(.049) | -.454 **<br>(.049) | .364 **<br>(.047)   | .382 **<br>(.045)   |
| 截距        | .181 **<br>(.080)  | .259 **<br>(.069)  | -2.148 **<br>(.062) | -2.053 **<br>(.074) |
| 省份固定效应    | 是                  | 是                  | 是                   | 是                   |
| 观测值       | 68054              | 68054              | 68054               | 68054               |

注：(1)本表报告的为加权回归的边际效应系数和省份簇稳健、异方差标准误。(2)参照组为女性、非党员、已婚、被雇佣、未流动感知者、CSS 调查、2003 年、北京。(3)模型 6-7 以“一致 + 上偏”为参照，模型 8-9 以“下偏 + 一致”为参照。(4) \* $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

模型 8 显示，主观流动感知显著影响认同偏差，感觉自己向上流动者更不可能低估自身阶层地位，而感觉经历向下流动者更可能低估其阶层地位。与此同时，社会流动感知对农民的影响更大，向上流动感知对“下偏”的抑制作用更强 ( $e^{-0.674}$  vs.  $e^{-0.674+0.155}$ )，而向下流动感知对“下偏”的正效应则更强。以上结果与先前的线性模型基本一致。这进一步支持了假设 4 和假设 5。

我们同样仅对中间层进行 Gologit 分析，也获得了一致的结果。我们还通过不同的模型设定和核心自变量的操作测量，以进行敏感度检定。具体包括：(1)以调查年份为第三层的多层线性模型；(2)不包括缺乏农村居民的 CGSS2003 的多层线性回归；(3)根据年度、省份、城乡和不同数据库等不同子样本分别进行回归分析。结果表明，以上的经验发现是稳健和可信的。<sup>①</sup>

① 篇幅所限，分析结果不再在此呈现，有兴趣者可向作者索取。

## 六、结论与讨论:兼论阶层地位“一致认同”的实现

按照伦斯基(1988/1966:8)在《权力与特权:社会分层理论》一书中的经典阐释,“几乎所有在这一领域中的大理论家们,不论他们有什么样的理论或意识形态偏向,都试图回答一个基本的问题:谁得到了什么?为什么会得到?这个问题是所有讨论阶级和阶层,以及它们的结构性联系的基本问题”。自20世纪90年代初以来,中国社会学界围绕着“谁得到了什么”和“为什么得到”这两个经典命题,展开了长时间的学术讨论。而如今理论和现实两个层面都对社会分层研究转向“得到了又怎么样”(即社会分层的后果研究)提出了期待(范晓光,2014:1-14)。30多年的市场转型之后,收入、教育和职业等社会地位不一致现象在中国大量存在,人们对自身阶层的认识就更容易出现偏差,阶层地位认同与客观地位发生“断裂”(李培林等,2005)。对阶层地位认同偏差问题的深入分析,不仅有助于我们去回答“得到了又怎么样”,而且还对理解社会变迁何以形塑个体的主观阶层地位提供了可能。

本研究整合了CGSS和CSS这两个重要调查项目的10年数据,利用总体规模近7万的调查资料对近10年中国人的阶层地位认同偏差进行了系统性分析。在10年期大样本的基础上,我们运用潜类分析策略,利用教育、收入和职业三大客观地位指标生成个体的潜在客观阶层变量,然后与阶层地位认同进行比照分析。潜类分析法的运用,确保了客观阶层指标和阶层地位认同指标的科学性和可靠性,使得本文的分析结果较过往单独以职业等指标来衡量客观地位的研究更具说服力。在回归模型方面,我们使用了标准最小二乘法模型、多层线性模型和广义定序逻辑斯蒂模型等三种基于不同假设的模型来对阶层地位认同偏差进行机制分析。多模型分析的策略可以确保我们的结论更为稳健。

本文是对阶层地位认同偏差的专门考察,重点关注了客观地位、社会流动感知对阶层地位认同的影响。一方面,描述统计表明,中国民众的阶层地位认同和客观阶层一致的比例低于美国;在2003-2012年间,阶层地位认同的向上偏差呈现下降趋势,而向下偏差则有增长态势;超过半数的城镇居民低估其阶层地位,超过半数的农村居民高估其阶层地位,且这种明显的城乡差异是稳定的。另一方面,阶层地位认同

偏差的影响因素分析显示,相较于西方学者所提出的人们主客观社会地位存在不一致可能源于收入、教育和职业三者之间的不匹配的观点,中国社会的研究发现要更为丰富。具体如下:(1)人们的教育程度、家庭收入水平和职业声望越高,则越可能低估其阶层地位;教育对阶层地位认同下偏的强化作用在城镇居民中更为明显,而职业声望的效应则在农村居民中更强。(2)主观社会流动感知和阶层地位认同偏差显著相关,向上流动感知者更倾向于高估其阶层。同时,向下流动感知对农村居民阶层地位认同下偏的强化作用更明显,而向上流动感知对其阶层地位认同一致或上偏的强化作用更强。

本研究将三大核心变量(教育、收入和职业声望)扩展至城乡户籍,考察了客观地位和城乡户籍对阶层地位认同偏差的交互效应。经验分析显示,“阶层地位认同偏差假设”、“地位决定假设”和“地位决定的城乡差异假设”得到支持,以上这些都是对地位决定论的有益拓展。在当下中国社会,阶层地位认同偏差在各阶层都普遍存在,并且城乡差异在偏差形成中所扮演的角色值得关注。在地位过程论上,我们利用社会流动感知作为个体地位过程的“操作测量”,发现人们的流动感知对其阶层地位认同偏差的方向具有显著效应(地位过程假设和地位过程的城乡差异假设),这也进一步检验了地位过程理论的解释力。因此,我们认为,“地位结构—地位过程”的理论框架对当前中国社会的阶层地位认同偏差具有较强的解释力。

最后,我们认为,本研究的政策意涵在于,在市场化背景下建立稳定的与客观阶层地位相一致的主观阶层地位认同,不仅要在纵向上不断提高广大民众的收入水平、教育程度和职业声望,提升教育、职业和收入三者匹配程度,而且还要高度重视社会流动感知的作用。另外,在从再分配向市场化转型的过程中,中国的宏观社会经济政策不仅会影响客观社会阶层结构(李强,2008),而且可能通过参照对象的变动而影响人们阶层地位认同偏差的形成。中国城镇化的直接后果是原有的城乡空间区隔被打破,使得城乡居民不得不面对日益严峻的利益冲突和观念冲突。周遭的群体异质性越强,个体越无法“准确”地定位自身地位,导致阶层地位认同偏差的扩大。因此,还必须从缩小城乡社会不平等入手,去除地位流动的藩篱,减小客观阶层地位与主观地位认同之间的“鸿沟”,进而优化中国的社会结构。

## 附录:

我们在附表 1 中报告了教育程度、家庭收入和职业声望在各个潜类上的条件概率(McCutcheon, 1987:33)。在此基础上,我们可以为每位被访者生成一个客观地位。根据麦古基安的观点,将观测值匹配至潜类乃是概率性的,因此可能带来一定的误差(McCutcheon, 1987:36)。然而,比较潜类变量间的关联性测试表明这种不确定性完全在可接受的范围内。

通过比较发现,C1 层在教育、收入和职业中的概率都是最高的,而 C5 层都是最低的,故我们将其定义为上层和下层。与 C2 层相比,C3 层在教育第 2-3 分类、收入的第 3-4 分类和职业的第 3-4 分类上的概率偏高,而 C4 层在教育第 2 分位、收入的第 2-3 分位、职业的 1-2 分位的概率要更高,结果表明,C2 高于 C3,C3 高于 C4。由此,我们将 C2-C4 分布命名为中上层、中层和中下层。

附表 1

条件响应概率和潜类分布

|              | 客观阶层(潜类)类型 |      |       |       |       |
|--------------|------------|------|-------|-------|-------|
|              | C1         | C2   | C3    | C4    | C5    |
| 教育程度         |            |      |       |       |       |
| 第一位          | .034       | .200 | .00   | .379  | .755  |
| 第二分位         | .024       | .439 | .411  | .510  | .230  |
| 第三分位         | .135       | .328 | .517  | .106  | .031  |
| 第四分位         | .806       | .033 | .072  | .005  | .001  |
| 家庭收入         |            |      |       |       |       |
| 第一位          | .007       | .065 | .034  | .100  | .500  |
| 第二分位         | .018       | .054 | .067  | .235  | .222  |
| 第三分位         | .057       | .117 | .156  | .293  | .132  |
| 第四分位         | .153       | .262 | .267  | .225  | .078  |
| 第五分位         | .250       | .269 | .233  | .102  | .040  |
| 第六分位         | .515       | .233 | .243  | .044  | .028  |
| 职业声望         |            |      |       |       |       |
| 第一位          | .007       | .000 | .052  | .435  | .888  |
| 第二分位         | .016       | .350 | .065  | .228  | .047  |
| 第三分位         | .083       | .309 | .241  | .171  | .027  |
| 第四分位         | .266       | .307 | .328  | .116  | .017  |
| 第五分位         | .628       | .035 | .313  | .050  | .021  |
| 潜类规模(分配后)(%) | 12.28      | 6.08 | 21.15 | 30.59 | 29.90 |

## 参考文献:

- 边燕杰、卢汉龙,2002,《改革与社会经济不平等:上海市民地位观》,边燕杰主编《市场转型与社会分层:美国社会学者分析中国》,北京:三联书店。
- 陈光金,2014,《中国社会朝着更加注重质量提升的导向迈进》,李培林、陈光金、张翼主编《2015年中国社会形势分析与预测》,北京:社会科学文献出版社。
- 董运生,2007,《地位不一致性与阶层结构化》,《吉林大学社会科学学报》第1期。
- 范晓光,2014,《边界渗透与不平等:兼论社会分层的后果》,北京:社会科学文献出版社。
- 冯仕政,2011,《中国社会转型期的阶级认同与社会稳定——基于中国综合调查的实证研究》,《黑龙江社会科学》第3期。
- 高勇,2013,《地位层级认同为何下移:兼论地位层级认同基础的转变》,《社会》第4期。
- 国家统计局,2004-2013,《中国统计年鉴》,北京:中国统计出版社。
- 雷开春,2009,《白领新移民的地位认同偏移及其原因分析》,《青年研究》第4期。
- 李春玲,2003,《当代中国人的社会分层意识》,《湖南社会科学》第5期。
- ,2004,《社会阶层的身份认同》,《江苏社会科学》第6期。
- ,2005,《断裂与碎片:当代中国社会阶层分化实证分析》,北京:社会科学文献出版社。
- 李路路,2008,《社会分层结构的变革:从“决定性”到“交易性”》,《社会》第3期。
- 李路路、秦广强、陈建伟,2012,《权威阶层体系的构建——基于工作状况和组织权威的分析》,《社会学研究》第6期。
- 李培林,2005,《社会冲突与阶级意识:当代中国社会矛盾研究》,《社会》第1期。
- 李培林、张翼,2008,《中国中产阶级的规模、认同与社会态度》,《社会》第2期。
- 李培林、张翼、赵延东、梁栋,2005,《社会冲突与阶级意识:当代中国社会矛盾问题研究》,北京:社会科学文献出版社。
- 李强,2008,《试分析国家政策影响社会分层结构的具体机制》,《社会》第3期。
- 林宗弘、吴晓刚,2010,《中国的制度变迁、阶级结构转型和收入不平等:1978-2005》,《社会》第6期。
- 刘精明、李路路,2005,《阶层化:居住空间、生活方式、社会交往与阶层地位认同——我国城镇社会阶层化的实证研究》,《社会学研究》第3期。
- 刘欣,2001,《转型期中国大陆城市居民的阶层意识》,《社会学研究》第3期。
- ,2002,《相对剥夺地位与阶层认知》,《社会学研究》第1期。
- ,2005,《当前中国社会阶层分化的制度基础》,《社会学研究》第5期。
- ,2007,《中国城市的阶层结构与中产阶层的定位》,《社会学研究》第6期。
- 刘欣、李莹,2013,《中国转型期城市精英的地位获得:所有制部门有差异吗?》,《“2013年社会分层与流动研究冬季论坛”论文集》,复旦大学社会学系。
- 卢福营、张兆曙,2006,《客观地位分层与主观地位认同》,《中国人口科学》第3期。
- 陆学艺,2009,《破除城乡二元结构 实现城乡经济社会一体化》,《社会科学研究》第4期。
- 陆新超,2009,《中国现阶段地位不一致的效应研究》,上海社会科学院硕士论文。
- 陆益龙,2010,《乡村居民的阶级意识和阶层地位认同:结构抑或建构》,《江苏社会科学》第1期。
- 伦斯基,1988/1966,《权力与特权:社会分层的理论》,关信平、陈宗显、谢晋宇译,杭州:浙江

人民出版社。

- 仇立平、韩钰,2014,《中国城市居民阶层地位认同偏移研究》,《2014年中国社会学年会“社会分层与流动论坛”论文集》,西安交通大学社会学系。
- 王春光,2010,《城乡结构》,陆学艺主编《当代社会结构》,北京:社会科学文献出版社。
- 张杨波,2014,《被遗忘的参考群体行为理论》,《中国社会科学报》4月30日第590期。
- 张翼,2011,《中国社会阶层结构变动趋势研究》,《中国特色社会主义研究》第3期。
- 赵延东,2005,《“中间阶层地位认同”缺乏的成因及后果》,《浙江社会科学》第2期。
- 周晓虹主编,2005,《中国中产阶级调查》,北京:社会科学文献出版社。
- Adair, Stephen 2001, “Immeasurable Differences: A Critique of the Measures of Class and Status Used in the General Social Survey.” *Humanity and Society* 25.
- Andersen, Robert & Josh Curtis 2012, “The Polarizing Effect of Economic Inequality on Class Identification: Evidence from 44 countries.” *Research in Social Stratification and Mobility* 30.
- Bourdieu, P. 1984, *Distinction: A Social Critique of the Judgement of Taste*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Curtis, Josh 2013, “Mobility and Class Identity in 35 Societies: The Role of Economic Conditions.” *The European Sociological Review* (forthcoming).
- Evans, Geoffrey & Colin Mills 1998, “A Latent Class Analysis of the Criterion-Related and Construct Validity of the Goldthorpe Class Schema.” *European Sociological Review* 14(1).
- 1999, “Are There Classes in Post-Communist Societies? A New Approach to Identifying Class Structure.” *Sociology* 33(1).
- Evans, M. D. R. & Jonathan Kelley 2004, “Subjective Social Location: Data from 21 Nations.” *International Journal of Public Opinion Research* 16.
- Evans, M. D. R., Jonathan Kelley & Tamas Kolosi 1992, “Images of Class: Public Perceptions in Hungary and Australia.” *American Sociological Review* 57.
- Festinger, L. 1954, “A Theory of Social Comparison Processes.” *Human Relations* 7.
- Goldman, Noreen, Jennifer C. Cornman & Ming-Cheng Chang 2006, “Measuring Subjective Social Status: A Case Study of Older Taiwanese.” *Journal of Cross Cultural Gerontology* 21.
- Goodman, Leo A. 1974a, “The Analysis of Systems of Qualitative Variables When Some of the Variables are Unobservable.” *American Journal of Sociology* 79.
- 1974b, “Exploratory Latent Structure Analysis Using Both Identifiable and Unidentifiable Models.” *Biometrika* 61.
- Hodge, Robert & Donald Treiman 1968, “Class Identification in the United States.” *American Journal of Sociology* 73.
- Hoffman, P., L. Festinger & D. Lawrence 1954, “Tendencies Toward Group Comparability in Competitive Bargaining.” *Human Relations* 7.
- Hout, Michael 2008, “How Class Works in Popular Conception: Most Americans Identify with the Class Their Income, Occupation, and Education Implies for Them.” In Annette Lareau & Dalton Conley (eds.), *Social Class: How Does It Work?* New York: Russell Sage Foundation.
- Jackman, Mary R. & Robert W. Jackman 1983, *Class Awareness in the United States*. Berkeley:

University of California Press.

- Jackman, Mary R. & Robert W. Jackman 1973, "An Interpretation of the Relation Between Objective and Subjective Social Status." *American Sociological Review* 38(5).
- Kelley, Jonathan & M. D. R. Evans 1995, "Class and Class Conflict in Six Western Nations." *American Sociological Review* 60.
- Lo, Y., N. Mendell & D. Rubin 2001, "Testing the Number of Components in a Normal Mixture." *Biometrika* 88.
- McCutcheon, Allan L. 1987, *Latent Class Analysis*. Newbury Park, CA: Sage Publications.
- Oddsson, Gudmundur Aevor 2010, "Class Awareness in Iceland." *International Journal of Sociology and Social Policy* 30.
- Shirahase, Sawako 2010, "Japan as a Stratified Society: With a Focus on Class Identification." *Social Science Japan Journal* 13.
- Sosnaud, Benjamin, David Brady & Steven M. Frenk 2013, "Class in Name Only: Subjective Class Identity, Objective Class Position, and Vote Choice in American Presidential Elections." *Social Problems* 60(1).
- Williams, Richard 2006, "Generalized Ordered Logit/ Partial Proportional Odds Models for Ordinal Dependent Variables." *The Stata Journal* 6(1).
- Wright, Erik Olin & Kwang-Yeong Shin 1988, "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." *Sociological Theory* 6(1).
- Wu, Xiaogang & Donald J. Treiman 2004, "The Household Registration System and Social Stratification in China 1955 - 1996." *Demography* 41(2).

作者单位: 复旦大学社会学系、  
浙江省社会科学院社会学研究所(范晓光)  
南京大学社会学院(陈云松)  
责任编辑: 杨 可

|                                                                                                                    |                                         |
|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------|
| The Reform of Medical Care System and Health Equity for the Elderly Population in China: A study in Zhejiang ..... |                                         |
| .....                                                                                                              | <i>Liu Xiaoting &amp; Huang Hong</i> 94 |

**Abstract:**Health equity is the theoretical basis for universal health insurance and the target of medical care system reform. From the perspective of “vulnerable group-first” health equity theory, this article takes Zhejiang province as an example, and adopts a mixed-method approach to explore effects of the reform of medical care system on health equity for elderly people. The analysis of SEM-based non-recursive model demonstrates an improvement of health equity for policy holders of the Basic Medical Insurance for Employee and the Urban Basic Medical Insurance for Residents as a result of an increasing usage of health care. Yet, there is little difference in terms of the usage of medical care and health condition between the elderly insured by the New Rural Co-operative Medical System and those without health insurance. This is resulted from the low-level benefits of the insurance policy and defective policy design. A qualitative analysis further discovers the insufficient protection for outcome-based health equity for several types of vulnerable elderly groups in the process of health care delivery. Finally, this study advocates “health equity for vulnerable groups”, a transition from emphasizing opportunity equity to outcome equity, and the construction of universal health insurance and long-term care system for the disabled elderly.

|                                                                                        |                        |
|----------------------------------------------------------------------------------------|------------------------|
| Personal Resource, Family Factors and Remarriage-Analysis based on CFPS2010 Data ..... |                        |
| .....                                                                                  | <i>Peng Dasong</i> 118 |

**Abstract:**Based on CFPS 2010 data, this paper adopts the method of event history analysis to explore the cultural logic and impact factors behind remarriage in China. Results show that an individual’s remarriage is influenced by personal resources and family factors. Family size, relatives’ network, and whether one belongs to an expanded family affect the individual’s remarriage. Except for education, the individual’s resources generally have a positive effect on remarriage. However, due to differences between urban and rural areas and the different functions of the family roles, the impact of the above factors on remarriage also differs in terms of gender and the urban-rural division.

|                                                       |                                             |
|-------------------------------------------------------|---------------------------------------------|
| Social Status Discordance in China(2003 – 2012) ..... |                                             |
| .....                                                 | <i>Fan Xiaoguang &amp; Chen Yunsong</i> 143 |

**Abstract:**This study investigates social status discordance (SSD) in contemporary China, using data assembled from 10 waves of nationally representative surveys from two

leading projects between 2003 and 2012. Based on latent class analysis, we construct a uni-dimensional measure for objective status and status discordance in China. We find that more than half of the urban residents underestimate their social status, while more than half of the rural citizens overestimate their social status. Regression analyses demonstrate that: (1) family income, education and occupational status are negatively correlated with overestimating social status; (2) the perceived upward social mobility is positively correlated with overestimating social status; and (3) the effects of objective indicators and perceived mobility both differ between urban and rural residents.

Who are More Active to Fulfill the Duties of the LPC Deputies: A study based on the 2013 – 2014 national survey data on county-level People's Congress deputies ..... *Huang Dongya & Chen Chuanmin* 169

**Abstract:** Based on the 2013 – 2014 national survey on county-level People's Congress deputies, this article analyzes the deputies' activeness of duty fulfillment and the factors affecting it. The activeness of duty fulfillment is measured by the number of bills and proposals sponsored by the deputy and whether the deputy has ever vetoed or abstained in voting. We find that, firstly, electoral motivation does have important effect on deputies' activeness of duty fulfillment. However, the more active deputies are not motivated by re-election incentive, but by the cognition of civil mandate and the sense of moral responsibility generated in the process of nomination and voting. Secondly, different political identities play different roles in affecting the deputies' behavior. Cadres are more passive in sponsoring bills and proposals, while full-time deputies are more active. Moreover, it's more likely for Communist Party members to cast opposing votes. Thirdly, whether to veto or abstain in voting is irrelevant to the degree of support for the regime or satisfaction with the policies, but is influenced by their sympathy for authoritarian values. Lastly, those who are active in sponsoring bills and proposals are not necessary prone to casting opposing or abstention votes, and vice versa.

Social Thought of the Folk Society and Its Interpretation .....  
 ..... *Hu Yipeng* 194

**Abstract:** Social thought research often sets out the task to discover the influence of traditional ideas in contemporary society. As a kind of funeral custom, the core essence of "jiaoye" is that people want to call back the soul of the dead to his or her body, and make him or her alive again. However, the concept of resurrection resides not in people's consciousness when "jiaoye's" ceremony is carried out. They are merely following the habit of funerals. Although the core meaning of "jiaoye" is obscure to the local people, the ritual and the embedded value of "jiaoye" still affect their daily practice, and