

中国民众主观社会地位的 地域差异

社会
2017·6
CJS
第37卷

基于对 CFPS2012 成人问卷数据的 “虚拟情境锚定法”分析

宋庆宇 乔天宇

摘要:本文基于“中国家庭动态跟踪调查”的2012年成人问卷数据,通过“虚拟情境锚定法”研究中国民众的主观社会地位差异,探讨当前中国社会的分层现状。研究显示,当前中国社会居民的主观社会地位存在地区差异。在中国现代化发展程度较高的地区,个体的后致性因素(如教育、职业等)对社会地位认同具有更加显著的影响,而在欠发达地区,还没有形成稳定的评价标准。本研究体现了“虚拟情境锚定法”善于处理主观抽象概念的特征,这种方法在未来的社会科学研究中将会有很广泛的应用空间。

关键词:主观社会地位 “虚拟情景锚定法” 地区差异

Regional Differences of Subjective Social Status in China: Using Anchoring Vignettes to Analyse Data from the Chinese Family Panel Studies in 2012

SONG Qingyu QIAO Tianyu

Abstract: Subjective social status is a critical topic in the field of social stratification, because it can reflect an individual's position in social status hierarchy as well as his/her view of social structure. However, empirical

* 作者1:宋庆宇 北京大学社会学系(Author 1: SONG Qingyu, Department of Sociology, Peking University) E-mail: songqingyu@pku.edu.cn; 作者2:乔天宇 北京大学社会学系(Author 2: QIAO Tianyu, Department of Sociology, Peking University)

** 本研究得到国家留学基金的资助(201606010196)。[This research was supported by China Scholarship Council(201606010196).]

本文使用的数据来自由北京大学“985”项目资助,并由北京大学中国社会科学调查中心执行的“中国家庭追踪调查”。

感谢北卡罗来纳大学教堂山分校的国光教授和亚利桑那大学社会学系的张勇军,他们都给本文提出很多宝贵意见。感谢《社会》匿名审稿人提出的修改意见。文责自负。

subjective social status data often have the problem of interpersonal incomparability because respondents may understand questions in completely different ways in survey research. Previous studies assume that different individuals' criteria on evaluating subjective status are equal and thereby ignore the influence of criterial difference when assessing subjective social status, which lead to the potential risk of biased or even wrong results. In recent years, to address ameliorate these problems, many social scientists begin to introduce innovative methods to investigate the impact of the different criteria in subjective evaluation, and the Anchoring Vignettes method is one of them. Using data from the Chinese Family Panel Studies in 2012, this article uses the anchoring vignettes method to analyze the subjective social status in China. The anchoring vignettes method allow us to detect the accurate subjective social status by correcting interpersonally incomparable survey responses. After accounting for the criterial difference using the anchoring vignettes method, we find that there is a regional difference in subjective social status in China. Subjective social status was significantly influenced by one's achieved status such as education and occupation in economically developed areas. However, there is no common criterion in developing areas. This study suggests the complexity of the concept of subjective social status, which requires researchers to be cautious when use this concept. This research also showsthe strength of Anchoring Vignettes in analyzing subjective and abstract concepts and it has great implications for future research in social science.

Keywords: subjective social status, Anchoring Vignettes, regional difference

一、前言

社会分层研究中通常使用教育、收入、职业等变量来衡量社会成员的社会地位,但这类指标只能反映一个人在社会结构中位置的客观状况。如果要考察社会成员对其自身在社会结构中位置的主观感知和认识,则需要用与之相对应的另一种测量社会地位的方法。相对于客观测量,主观社会地位测量有利于说明人们在社会中评价自身地位的方式,并能够反映人们对社会结构的看法(Bottero, 2004; Lindemann and Saar, 2014)。过往的研究发现,主观社会地位与健康(Goodman, *et al.*,

2003; Singh-Manoux, *et al.*, 2003; Demakakos, *et al.*, 2008)、教育(Destin, *et al.*, 2012)、政治态度(Lindemann and Saar, 2014)等一系列社会行为及后果都有十分显著的关联。因此,对社会成员主观社会地位进行考察也是社会分层领域一直关注的议题之一(李春玲, 2005),对其进行准确的测量及研判对理解相关的社会问题有十分重要的意义(Krieger, *et al.*, 1997)。

在一个运行平稳和变迁并不激烈的社会环境中,社会成员的客观社会经济地位与主观社会地位存在较强的相关性(R. Jackman and W. Jackman, 1973)。但对于中国社会而言,过往研究表明,人们的主观社会地位认同与客观社会经济地位不一致的现象十分普遍(R. Jackman and W. Jackman, 1973; 李培林, 2005; 范晓光、陈云松, 2015)。有研究发现,总体上来看,与不断提高的社会经济地位相比,中国居民的主观社会地位认同相对偏低(李春玲, 2004; 韩钰、仇立平, 2015)。我们认为,要想考察中国居民的主观社会地位认同与客观社会经济地位之间的关系,并非一件容易的事情。一方面,中国社会正经历着深刻的变迁,社会结构也发生了巨大变化,研究者普遍认为中国社会结构呈现“固化”(陆学艺, 2004)、“结构化”(李路路, 2003)、“碎片化”(李培林等, 2004)、“断裂”(孙立平, 2003)等态势,社会变迁的激烈程度会影响人们对自身社会地位认知的稳定性;另一方面,以往对于社会阶层的划分主要是依靠单位类型、行政级别等十分明确的标准,而现在出现了教育、职业、收入、财产等多元标准。主观社会地位认同也具有模糊性与复杂性的特点,甚至对于一部分人来说,长期形成的阶级认同依然残存(冯仕政, 2011)。

这涉及对主观社会地位研究方法的挑战。虽然主观社会地位作为重要的分析指标在许多研究中被经常使用(冯仕政, 2011),但很少有研究注意到,主观社会地位既是一个主观测量,也是一个抽象概念。许多研究表明,在社会科学的抽样调查中,对类似主观社会地位这种主观性较强的抽象概念进行测量时存在“项目功能差异”(differential item functioning, DIF)问题,也就是说,不同应答者会根据自己的主观理解,而不是根据客观标准进行回答,这就使得回答的结果有“人际不可比性”(Interpersonal Incomparability)(King, *et al.*, 2004)。如果仅仅依赖受访者的回答,就会有偏差与误解等潜在问题(Sen, 2002),忽略这种测量误差甚

至可能会得出与事实相反的结论(King, *et al.*, 2004; 吴琼, 2014), 换句话说, 如果要把主观社会地位拿来比较的话, 应该要相当谨慎。

我们发现, 已有关于客观社会经济地位如何影响主观社会地位认同的研究(边燕杰等, 2002; 陆益龙, 2010)用于测量因变量主观社会地位的多是来自受访者直接的回答, 鲜有研究会关注因变量作为主观变量本身的测量误差问题, 以及由此带来的群际间的不可比性, 甚至是带有偏差的研究结论。另外, 如前所述, 我们发现, 已有研究在理论上更加关注客观社会经济地位对主观地位认同的影响, 尤其是期望观察到主观地位认同相对于客观社会经济地位的偏差, 并探讨认同偏差形成的原因及社会机制(Sosnaud, *et al.*, 2013; 范晓光、陈云松, 2015; 韩钰、仇立平, 2015)。但以往的研究在这些问题上也没有形成共识(李春玲, 2005; 林宗弘、吴晓刚, 2010; 李路路等, 2012; 范晓光、陈云松, 2015)。

本文主要关注主观社会地位变量的测量误差。鉴于不可比性是由于不同群体应用不同的标准带来的, 与认知和文化有一定的联系(King, *et al.*, 2004), 所以, 本文拟从地域群体入手, 考察社会经济发展水平不同的地域群体在主观社会地位认同上是否存在差异, 以及存在怎样的差异。我们应用“虚拟情境锚定法”(Anchoring Vignettes)对主观社会地位测量做调整, 保证所有受访者的回答有共同的参照尺度, 以解决评价标准或参照尺度不一致可能引起的测量误差问题, 并在此基础上, 考察个体的客观社会经济地位与其主观社会地位认同之间的关联。依据过往的相关研究, 我们假设个体的客观社会经济地位会对其主观社会地位的形成产生影响, 并进一步探讨这些影响是否会在地域群体间因经济社会发展水平的不同而显现出不同, 哪些维度上的不同更加突出和更具显著的社会意义。本研究将利用“中国家庭追踪调查”2012年(CFPS 2012)的调查数据进行实证分析。在回答上述相关研究问题的同时, 也力图对“虚拟情境锚定法”以及 CHOPIT 模型(Compound Hierarchical Ordered Probit, CHOPIT)等在实践中的应用予以介绍。

二、相关文献回顾

(一)对主观社会地位的研究

有关主观社会地位的研究, 总的来说有两条路径。第一条是将主观

社会地位与客观社会经济地位进行比较。在理论上,人们评价自己的主观社会地位时,客观的社会经济状况应当是一个很重要的参考标准,因此,主观社会地位与客观社会经济地位之间应具有较高的一致性,可以将其看做对社会经济状况的综合认知(Singh-Manoux, *et al.*, 2003)。许多学者也因此将主观社会地位认同看做测量客观社会经济地位的工具(R. Jackman and W. Jackman, 1973; Singh-Manoux, *et al.*, 2003)。

实际上,主观社会地位与客观社会经济地位之间关系不一致的情况经常出现(李培林, 2005)。尤其是对于处在社会等级结构两端的群体来说,更容易产生自己所处的实际社会地位与主观认知之间的矛盾,即主观社会地位认知偏差(Sosnaud, *et al.*, 2013)。一般认为,这种现象源自社会变迁造成了主观社会地位认知上的模糊性与矛盾性。在现代社会中,收入、教育和职业等用于衡量社会地位的特征属性之间的相关关系弱化,使得现代社会已经不存在标准明确和界限清晰的阶层与社会群体,很难给个人的主观社会地位认同提供一个清晰的框架(Sosnaud, *et al.*, 2013)。

当前的中国社会正处在转型过程中,客观社会分层标准的模糊性尤为突出(Bian, 2002),中国民众主观社会地位认知上的偏移也似乎成为一个公认的事实(高勇, 2013)。但是,与西方社会的主观社会地位认知趋向中间阶层不同的是,中国社会“中间阶层”缺乏认同,主观社会地位认同更多地表现为“向下”的认知偏移(李培林, 2005; 赵延东, 2005; 陆益龙, 2010; 范晓光、陈云松, 2015; 韩钰、仇立平, 2015)。主观社会地位的复杂性要求我们做进一步详尽的研究与分析。

第二条路径是针对主观社会地位影响因素的研究。主观社会地位是一个综合概念,它不仅包含个体对其在目前的社会结构中所处位置状况的认知,还与其过去的经历和对未来的预期有关,需要在社会结构中确定自己的位置(Singh-Manoux, *et al.*, 2003; Hout, 2008; 于铁山, 2015)。

主观社会地位是人们进行社会比较的结果(Lundberg and Kristenson, 2008)。在比较的过程中,客观的社会经济状况显然是人们比较和认知的基础与根据,诸如收入、教育与职业等反映个体在社会结构中的位置与获得资源的能力,通常可以很好地解释和预测主观社会地位(Lundberg and Kristenson, 2008; 于铁山, 2015)。多数基于“参照群体理论”的研究认为,人们在进行社会比较的时候,往往会选择家人、

同事与朋友作为参照标准,而不是抽象的社会(Stouffer, *et al.*, 1949; Evans, *et al.*, 1992),形成大多数人认为自己居于社会中间位置的认知模式(Kelly, 1968; Evans and Kelley, 2004)。有相同客观社会经济特征的个体会不同的主观社会地位(Marsh, *et al.*, 2008),这是因为个体所处的社会环境不同。也就是说,每个人所处社会环境的结构可能存在差异,会使得人们所看重的社会经济特征也不同,从而形成不同的主观社会地位,也就是所谓的“大鱼小池塘效应”(the big-fish-little-pond phenomenon)。例如,一个地区受过高等教育的人口比例会影响这个地区的人对教育重要性的看法。所以,越来越多研究会将“参照群体理论”与社会环境综合起来研究主观社会地位(Evans, *et al.*, 1992; Kelley and Evans, 1995; Evans and Kelley, 2004)。

此外,主观社会地位由于自身的主观性与抽象性,使得在抽样调查等测量过程中往往会遇到测量误差问题。早在1949年,赛特斯(Centers, 1949)的经典研究就指出,当调查中有上、中、下三个选项的时候,80%的调查对象会选择中间阶层。后续不断发展新的研究设计来解决这个问题,但趋中趋势依然存在(Evans and Kelley, 2004)。

从已有的研究可以发现,一方面,主观社会地位既可以反映社会现实状况,对教育、健康与政治等都有重要的影响,是社会分层研究的一个重要方法;另一方面,主观社会地位是一个抽象、综合的概念,对其测量存在很多挑战,比如,假定所有调查对象有共同的标准,加上主观社会地位也会受到自己所处社会经济环境的影响。因此,如何能够有效地对主观社会地位进行测量就显得非常关键了。

(二)主观社会地位与“虚拟情境锚定法”

主观社会地位虽然在社会科学研究中得到广泛研究,但从上文的分析可知,不同的受访者会使用不同的参照尺度,这会降低主观社会地位的测量效度。在实证研究中,研究者用各种方法来克服主观社会地位测量中存在的缺陷,力图使处理后的自我评估(DIF-corrected self-assessment)可以直接应用于主观社会地位的比较与研究(Chevalier and Fielding, 2011)。

“虚拟情境锚定法”(Anchoring Vignettes)就是其中一种,应用它能够较好地降低由于群体的参照尺度不同而产生的偏差,使分析结果具备可比性(刘小青, 2012; Mu, 2014; 吴琼, 2014)。目前这种方法已被

广泛应用于各种大型调查(吴琼,2014),题材涉及残疾(Kapteyn, *et al.*,2007)、自评健康(Salomon, *et al.*,2004)、健康不平等(Bagod'Uva, *et al.*,2008)、工作满意度(Kristensen and Johansson,2008)、生活满意度(Kapteyn, *et al.*,2010)、政治效能感(King, *et al.*,2004; King and Wand,2006)等诸多方面。在中国的社会调查实践中,2009年的“全国公民意识调查”、2011年的“中国健康与养老追踪调查”、2012年的“中国家庭动态追踪调查”等都开始尝试应用这种方法对主观性较强和抽象程度较高的概念进行测量(吴琼,2014)。

前文提到,人们在对自己的社会地位做出主观评价时,会受到周围社会成员和所处社会环境中文化规范的影响。以往的研究发现,社会经济发展水平会影响人们对主观社会地位的感知(Evans and Kelley,2004; Andersen and Curtis,2012)。虽然现在不同区域之间的联系日益紧密,但社会经济发展上的差异会影响人们对于主观社会地位的认知(Lindemann and Saar,2014)。通过对欧洲国家主观社会地位的研究发现,国家的经济发展水平对主观社会地位认知非常重要,即富裕国家的公民会感觉到在社会结构中的位置更高(Evans and Kelley,2004)。对于中国社会来说,由于地理上的幅员辽阔和社会经济发展水平上的不平衡,使得不同地区的居民在主观社会地位认同上出现地域性差异,吴琼(2014)的研究针对这一点已经应用“虚拟情境锚定法”进行了初步探索。本文希望在此基础上,更加详尽地应用该方法,深入讨论不同的社会经济发展水平对主观社会地位的影响。由此,本文提出第一个假设:

假设 1:在社会经济发展水平不同的地区,居民对主观社会地位的评价有不同的标准和参照尺度。

由于社会中存在的差异与不平等造成个人之间的距离,所以才使得主观社会地位成为重要的社会现象(Singh-Manoux, *et al.*,2003)。根据“参照群体理论”,人们通常主观地从周围抽取相似的个体,形成对社会结构的认识。以往研究显示,教育、职业与收入是人们判断社会距离与社会结构的重要因素(Lindemann and Saar,2014)。同时,社会发展不同阶段的个体所处的社会环境结构也不同,从而使得不同社会经济变量对主观社会地位的影响也会不同(Evans and Kelley,2004)。20世纪80年代以来中国社会的巨大转型(Walder,1989; Nee and Matthews,1996)给整个社会的结构造成巨大冲击,随着社会经济的发

展,社会分层标准从政治身份、户籍等制度安排逐渐向教育、职业等后致性标准转变(范晓光、陈云松,2015)。然而,这种社会经济发展在地域分布上是极不平衡的(王丰,2013)。关于社会流动的经典研究和有关现代化的一般理论认为,在现代化发展程度较高和流动性更加开放的社会中,后致性因素(如教育、职业等)对个体的社会地位获得具有更加显著的影响(李培林、田丰,2010;范晓光、陈云松,2015)。据此本文提出第二个假设:

假设 2:在社会经济发展水平更高的地区,教育、职业和收入等后致性因素对主观社会地位认同的影响更大。

我们将在利用“虚拟情境锚定法”对主观社会地位的测量误差进行调整的基础上对这一假设进行检验。

三、数据、变量与分析方法

(一)数据

本文使用“中国家庭动态追踪调查”(China Family Panel Studies,以下简称 CFPS)2012 年的调查数据。CFPS 是由北京大学中国社会科学调查中心主持的一项全国性的综合调查。该调查采用内隐分层的、多阶段、与人口规模成比例的概率抽样方法,样本覆盖全国 25 个省、市、自治区的人口。其中,对上海、辽宁、河南、甘肃、广东五个独立子样本框(称为“大省”)进行了过度抽样(oversampling),这些省市的数据具有自代表性(谢宇,2013)。本文从这五个“大省”中选取上海和甘肃这两个社会经济发展差异很大的省市作为分析样本,能够很好地反映中国不同省级行政单位之间的差异,最后进入分析的样本量分别为 839 个(上海)和 1 727 个(甘肃)。¹

CFPS2012 的数据能证实两个省市之间存在的差异(谢宇等,2013)。首先,从家庭收入水平与结构来看,上海市家庭纯收入的均值为 84 433 元,其中经营性收入比重仅占 5.5%,转移性收入则高达 24.9%;甘肃省的家庭纯收入均值为 46 636 元,其中经营性收入的比

1. 在 CFPS 2012 成人数据中,上海市的原始样本量为 2 378 个,甘肃省的原始样本量为 4 600 个。由于待分析的受访者职业变量存在较大比例的缺失,同时经我们检视,在待分析的因变量,即主观社会地位上,职业信息不完整的样本与全体样本的分布基本一致,并没有明显的差异,因此,我们这里选择保留职业信息完整的观测案例进行分析。

重为 32.5%，转移性收入的比重是 7.5%。这些都反映了上海市与甘肃省在经济现代化上的巨大差异。其次，在收入不平等方面，上海市的基尼系数为 0.50，甘肃省的基尼系数为 0.46，上海市的不平等程度要高于甘肃省。第三，在教育方面，两个省市在教育期望、教育获得与教育回报上也存在差异。由此可见，上海市与甘肃省两个地区的社会经济发展存在巨大差异，再加上两个省市社会文化上的差异，故比较适合用于研究不同评价标准对主观社会地位的影响。

(二) 分析方法与变量

通过上文的介绍可以了解，主观社会地位的测量既可能反映客观情况，同时又包含个体的主观标准 (Van Soest, *et al.*, 2011)。因此，在测量主观社会地位时，如何准确、清晰地测量这个概念，厘清不同的评价标准 (Brady, 1985; King, *et al.*, 2004)，都是需要考虑的问题。否则，不同调查数据之间就可能缺乏可比性。

哈佛大学的加里·金 (Gary King) 等学者发展的“虚拟情境锚定法”在问卷调查中对自己情况自评之后，再引入具体的虚拟情境访题，根据受访者对自评访题和这些虚拟情境访题的回答，对通过自评访题得到的结果进行调整，排除可能存在的不同回答标准的影响，从而使受访对象在主观社会地位上的差异能够尽量反映客观情况，进而使调查数据具有可比性 (King, *et al.*, 2004)。以本文所使用的 CFPS2012 数据中的题目为例，在访题“您在本地的社会地位？”后面有两道情境访题：“陈先生/女士小学毕业，靠摆地摊生活，月入 1 000 元。在您看来，这位陈先生/在本地的社会地位？”和“周先生/女士医科大学毕业后在本地行医，月入 5 000 元。在您看来，这位周先生/女士在本地的社会地位？”。“虚拟情境锚定法”的基本原理见图 1：

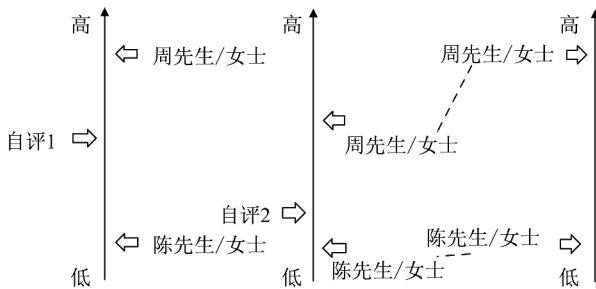


图 1：“虚拟情境锚定法”的基本原理

通过图 1 可以发现,这个方法的难点就是“应答一致性”²(Response Consistency)与“情境等值性”³(Vignette Equivalence)这两个假设在问卷调查中能否实现。“虚拟情境锚定法”在分析上主要有两种实现方法——“非参数方法”(Nonparametric Method)与“参数方法”(Parametric Method)。⁴

1. 非参数方法

非参数“虚拟情境锚定法”是比较简单且容易操作的方法。问卷中只要有两个及以上的情境,这些情境在描述强度上有一定的区别,当调查对象根据自己的标准分别回答自评题与情景题后,就可以根据这些信息对主观社会地位进行重新编码,使最终的答案基于共同标准,从而可以解决数据不可比较的问题(Chevalier and Fielding, 2011)。

假定调查对象的自评主观题的回答是 y ,虚拟情景题的回答依次为 z_1, z_2, \dots, z_J ,这样我们就可以根据每位回答者的选择,按照式(1)所示重新编码:

$$C_i = \begin{cases} 1 & \text{当 } y_i < z_{i1} \text{ 时} \\ 2 & \text{当 } y_i = z_{i1} \text{ 时} \\ 3 & \text{当 } z_{i1} < y_i < z_{i2} \text{ 时} \\ \vdots & \vdots \\ 2J + 1 & \text{当 } y_i > z_{iJ} \text{ 时} \end{cases} \quad (1)$$

重新编码后得到的结果用向量 C 来表示。根据这个规则,本文所使用数据重新编码的情况如表 1 所示。

在这些向量中,需要注意如何处理其中的打结点⁵和与虚拟情景题的逻辑假设不一样这两种情况。现在处理这个问题的方法主要有

2. “应答一致性”是指每个调查对象都用相同方式来回答自评主观题与虚拟情境题。

3. “情境等值性”是指除了随机测量误差之外,所有调查对象应当在同等意义上对情境进行理解和解释。

4. “非参数方法”通过简单方法说明“虚拟情境锚定法”如何修正 DIF 的问题,但有两个缺点:数据收集与管理的成本高;不能充分地利用数据,统计检验的效率较差。“参数方法”能够很好地克服“非参数方法”的缺点,还可以同时分析多个自评问题;通过虚拟情境提供的门槛值对 DIF 进行建模与统计推断。

5. 所谓“打结点”,是指自评题与虚拟情景题之间存在答案一致的情况。

“直接删除法”(omitting interval values)、“平均分配法”(uniform allocation within intervals)、“参数辅助法”(censored ordered probit)和“最小熵法”(minimum entropy)(King and Wand, 2006; Wand, King and Lau, 2011; Wand, 2013)。重新编码后的数据解决了评价尺度不一致的问题, 可以进行比较分析。

表 1: 自评访题与两道虚拟情境题重新编码的所有可能情况

自我评估的相对顺序	公式	C 方法	B 方法
自评 < 虚拟题 1 ≤ 虚拟题 2	$y_i < z_{i1} \leq z_{i2}$	1	1
自评 = 虚拟题 1 < 虚拟题 2	$y_i = z_{i1} < z_{i2}$	2	{1, 2}
虚拟题 1 < 自评 < 虚拟题 2	$z_{i1} < y_i < z_{i2}$	3	2
虚拟题 1 < 自评 = 虚拟题 2	$z_{i1} < y_i = z_{i2}$	4	{2, 3}
虚拟题 1 ≤ 虚拟题 2 < 自评	$z_{i1} \leq z_{i2} < y_i$	5	3

注: 1. y_i 是自评主观题的选项, z_1 和 z_2 是虚拟两道虚拟情景题的选项, 理论上 $z_1 < z_2$ 。

2. “虚拟情境锚定法”为了实现不同个体之间存在的 DIF, 有 B 方法和 C 方法对个体的自我评价进行调整。这两种方法的不同是在处理自评答案与虚拟情境题答案之间相等时, 即 $y_i = v_{im}$, C 方法认为这种情况下, 邻近的排序可做绝对比较, 而 B 方法则认为这种情况没有提供更多信息, 做绝对的比较是武断的(Wand, 2013)。

2. 参数方法

在理想状况下, 向量 C 中没有出现打结点或者不一致的现象, 可以使用标准次序 Probit 模型对编码后的数据进行分析(Hopkins and King, 2010)。但在实际调查中, 打结点或者不一致的现象经常出现, 实证研究中就发展出一种新的方法。

“分层次序 Probit 模型”(hierarchical ordered probit, HOPIT)是在“次序 Probit 模型”(ordered probit model, OPM)基础上发展而来的一种“潜变量评估模型”(King, *et al.*, 2004)。该方法假设调查对象 i 的真实值 Y_i^* 是一个潜变量, 如本文的每个人的社会地位, 是一个连续变量, 服从正态分布:

$$Y_i^* \sim N(\mu_i, 1) \tag{2}$$

其中, μ_i 为对象 i 社会学人口等变量的线性函数, 可观测协变量向量 X 可以包括年龄、教育程度等,

$$\mu_i = X_i\beta + \eta_i \tag{3}$$

其中 η_i 为随机效应, 服从正态分布,

$$\eta_i \sim N(0, \omega^2) \tag{4}$$

调查对象 i 的自评结果(本文中为主观社会地位)为 y_i , 它是由潜变量 Y_i^* 在连续尺度上的截点值所决定的, 是定序变量:

$$y_i = k \quad \text{若} \quad \tau_i^{k-1} < Y_i^* < \tau_i^k \quad (5)^6$$

这些截点值是调查对象用于判断自身结果的一套“标准”, 这些截点值因人而异, 也是调查对象自身变量的函数, 向量 V 与向量 X 的变量有时会有重合,

$$\begin{aligned} \tau_{is}^1 &= \gamma_s^1 V_i \\ \tau_{is}^k &= \tau_{is}^{k-1} + e^{\gamma_s^k V_i} \end{aligned} \quad (6)$$

由于 Y_i^* 服从正态分布, 调查对象做出 $y_i = k$, ($k = 1, 2, 3, 4, 5$) 的概率就是 Y_i^* 正态分布曲线下这些节点之间的区间面积。因此, 构建联合似然函数 $L(\beta, \gamma, \theta, \sigma^2 | y, z)$, 通过最大似然法进行参数估计 (King, *et al.*, 2004)。

现在又在 HOPIT 模型的基础上发展出 CHOPIT 模型, 能够分析同一个概念的多个自评问题, 而且还可以对真实测量误差项 ϵ_i 进行估计, 因此, CHOPIT 模型可以更加精确地测量复杂概念 (Wand, King and Lau, 2011),⁷ 本文就是采用 CHOPIT 模型进行分析。

3. 变量

根据上文对“虚拟情境锚定法”的介绍, 因变量为根据自评社会地位与虚拟情境题得到的没有 DIF 的主观社会地位, 共有 5 个取值 (“很低” “较低” “一般” “较高” 与 “很高”) 分别赋值为 1 分、2 分、3 分、4 分和 5 分, 调整后的数据既可以用“非参数方法”了解整体分布情况, 也可以用 CHOPIT 模型进行参数分析。

在自变量方面, 本文关注个人在社会结构中的位置, 也就是后致性的特征对主观社会地位的影响, 主要包括个人的教育、职业与收入。首先, 将数据中调查对象的教育程度重新编码为“小学及以下” “初中” “高中” 和 “本科及以上”; 其次, 根据 CFPS 提供的职业综合变量重新编码

6. $\tau_{is}^0 = -\infty$, $\tau_{is}^K = \infty$, 并且 $\tau_{is}^{k-1} < \tau_{is}^k$, 其中 K 是自评结果, S 是自评的题目, 本文只有一个自评题目, 因此, 不用考虑 S 取值。

7. “虚拟情境锚定法”在 Stata、SAS、R 等软件中都有成熟的命令文件, 其中 Stata 命令可以参见索黑娅等 (Sohia, *et al.*, 2002) 的 Estimating chopit models in gllamm, R 命令可参见王德等 (Wand, *et al.*, 2011, 2016) anchors: Software for Anchoring Vignette Data, Anchoring Vignettes in R。

为“国家机关企事业单位负责人”“专业技术人员”“办事人员和有关人员”“商业/服务业人员”和“农业从业人员与生产/运输设备操作人员”；最后，收入采用的是 CFPS 提供的收入四分位数。当然，还包括区域虚拟变量“上海市”与“甘肃省”。

为了与后致性特征的影响形成对比，更好地说明本文的第二个假设，我们还纳入父亲的教育程度和父亲职业等衡量社会经济地位先赋性因素的变量。此外，还控制了个人的性别、婚姻与城乡状况。

四、结果

在 CFPS2012 调查中，主观社会地位自评是通过“您在本地的社会地位”(N8012)进行测量，接着让受访者对两个虚拟人物陈先生/女士和周先生/女士的社会地位进行评估，这三个变量的测量层次都是从“很低”到“很高”的五分定序测量。

我们首先对模型要用到的因变量与自变量进行描述统计分析。然后利用“虚拟情境锚定法”的“非参数方法”对调查对象主观社会地位进行调整，比较调整前后主观社会地位上的变化。最后，使用“参数方法”检验本文的研究假设。

(一) 统计描述

首先，观察两个省份样本的主观社会地位的分布。我们可以发现，这两个省市的居民的主观社会地位存在趋中的趋势，有 43.4% 的受访者认为自己在当地社会地位处于一般的水平。经过对两个省市进行比较分析(见表 2)发现，虽然两个省市样本中的大多数的受访者都选择了中间选项，但上海市样本的分布更加集中。换句话说，相较于上海市，在甘肃省的样本中有更高比例的受访者选择了高于一般水平或低于一般水平。尤其是在甘肃省居民中，7.8% 和 14.6% 的受访者分别选择“很高”与“较高”，这两项都远远超过上海市样本的水平。这样的样本数据结果表明，甘肃省居民主观社会地位的平均水平高于上海市居民，这种情况与两地客观社会经济发展水平上的差别形成反差。

两个省市样本客观社会经济变量的分布显示，上海市居民的平均教育程度、职业地位和收入水平均高于甘肃省居民的平均水平。从教育程度看，在甘肃省的样本中，68% 的调查对象只有小学及以下学历，

高中及以上的学历只有 14% 左右。而在上海市的样本中,高中及以上学历的比例为 47.2%,其中近 14% 为本科及以上学历。

教育普及程度直接影响就业上的差异。我们通过对职业分布的分析可以发现,甘肃省有工作的人更多集中在农业和生产运输等劳动密集型产业,上海市或因为具有较高的平均受教育水平,受访者的职业更多集中在国家企事业单位、专业技术以及商业服务业,这些领域对专业技术和知识有普遍更高的要求。

表 2:分析中所使用部分变量的统计分布描述

	总计	甘肃	上海
主观社会地位			
很高	0.060	0.078	0.023
较高	0.124	0.146	0.079
一般	0.434	0.393	0.519
较低	0.235	0.237	0.229
很低	0.147	0.145	0.150
年龄组			
29 岁及以下	0.140	0.118	0.185
30—39 岁	0.204	0.189	0.236
40—49 岁	0.320	0.364	0.231
50—59 岁	0.209	0.195	0.237
60—69 岁	0.106	0.108	0.103
70 岁及以上	0.021	0.027	0.008
性别	0.547	0.537	0.567
婚姻	0.882	0.900	0.846
城乡	0.346	0.123	0.814
教育程度			
小学及以下	0.542	0.680	0.256
初中	0.210	0.180	0.272
高中	0.193	0.125	0.333
本科及以上	0.056	0.015	0.139
职业			
国家机关与企事业单位负责人	0.028	0.009	0.067
专业技术人员	0.075	0.036	0.155
办事人员	0.071	0.021	0.174
商业/服务业	0.135	0.065	0.278
农业从业人员	0.538	0.754	0.093
生产/运输设备操作人员	0.154	0.115	0.234
收入四分位数			
最低 25%	0.220	0.322	0.016
中下 25%	0.232	0.315	0.067
中上 25%	0.229	0.234	0.221
最高 25%	0.318	0.130	0.696

教育与职业最终会影响收入。从收入的四分位数来看,甘肃省的样本分布主要集中在下 50% 这个区间,有超过六成的受访者处于这个区间,而最高 25% 区间所占的比例仅有 13%;与之相反,上海市的样本分布则主要集中在上 50% 这个区间,接近七成的样本集中在最高 25% 区间,而在下 50% 这个区间的受访者比例仅为 8.3%。

上述结果也印证了本文关于上海市和甘肃省属于社会经济发展水平存在较大差异的推测,上海市的社会经济社会发展水平要明显领先于甘肃省。

另外,从人口结构看,上海市的人口结构在整体上呈现倒三角形的结构,更多的样本集中在 50 岁及以上的老年人中,而甘肃省的人口结构基本上是呈正三角形,更多的样本集中在中青年(16—49 岁)这个范围;从婚姻变量看,两个省市样本的在婚率都很高,上海市和甘肃省的在婚率分别达到 84.6% 和 90.0%;从城乡分布看,上海市的人口城市化水平已经达到发达国家城市化的水平,即超过八成的样本都是城市人口,而甘肃省的城市人口比例只有 12.3%。

(二)虚拟情景题的比较

上一部分统计描述的结果证实了这两个省市在地理特征、传统、经济活动等方面存在巨大差异。而在比较分析这两个省市居民的主观社会地位时,需要判断他们是否使用了不同的评价标准。这两个省市样本在虚拟情景题中的分布情况见表 3:

表 3:虚拟情境访题的统计分布

	陈先生/女士		周先生/女士	
	甘肃	上海	甘肃	上海
社会地位				
很高	0.133	0.019	0.372	0.089
较高	0.143	0.067	0.313	0.289
一般	0.273	0.171	0.200	0.406
较低	0.290	0.315	0.069	0.135
很低	0.160	0.427	0.046	0.081

从表 3 有关两个省市样本在虚拟情境题结果可以发现,甘肃省的居民相对更“宽容”。也就是说,在同样的条件下,相较于上海市的居民,甘肃省的居民更容易高估自己的社会地位。因此可以判断,两个省市居民在主观社会地位认同上所表现出来的差异很可能是由两个省市居民在评价标准上的不同带来的。

(三) 模型结果

1. 非参数方法

前面我们看到两省市居民在对虚拟情境访题的应答上表现出不同的倾向。本节首先应用“虚拟情境锚定法”中的“非参数方法”对受访者的主观社会经济地位进行调整,比较调整前后主观社会地位的分布。我们发现,调整前后的分布有很大的差别。调整前,两个地区居民的主观社会地位认同都呈现中间居多的现象,这也符合中国社会“中庸”的处事原则。调整后,两个省市样本的分布就有了不同(具体见图 2):

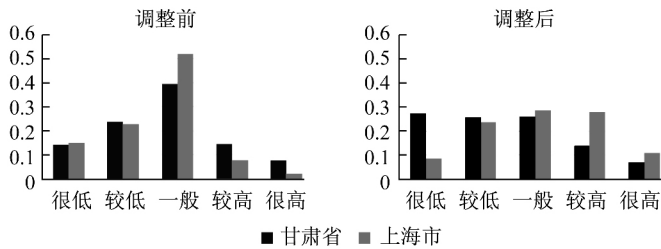


图 2: 调整前后主观社会经济地位情况⁸

通过图 2 可以发现,在调整前,甘肃省样本的主观社会经济地位的分布比较分散,其中以中间三个取值(“较低”“一般”和“较高”)为最多;调整后,甘肃省更多的居民认为自己的社会地位非常低,主要集中在从“很低”到“一般”的三个水平上。而上海市则有相反的趋势,它从原来超过一半的样本认为自己社会地位居中,变为调整后更多比例的居民认为自己有较高的社会经济地位。这再次证实了甘肃省的居民更容易高估自己的社会地位,而上海市的居民的主观社会地位认同有“中庸”的倾向。这也证实了假设 1,至少可以说明,在中国社会中,在社会经济发展水平不同的地区,居民主观上衡量社会地位的标准存在差异。本文接下来将使用“参数方法”做进一步的分析。

8. 根据上文介绍,可以了解到“虚拟情景锚定法”在处理过程中会遇到结点等与理论假设不一致的情况,“非参数方法”目前有 4 种方法。这 4 种方法的结果总体上来说类似。图 2 中的调整后的图是根据“最小熵法”得到的结果,其他三种方法(“直接删除法”“平均分配法”与“参数辅助法”)得到的结果很相似。

2. 参数方法

本节将分别使用次序 Probit 模型与 CHOPIT 模型对数据进行统计分析,比较调整前后结果的变化,试图说明群体在主观社会地位评价尺度上的不一致对研究可能产生的影响。我们采取以下的分析策略:首先针对分析样本进行整体分析,然后对甘肃省与上海市分别进行分析,进一步考察两省市间的差异。

(1)整体分析

表 4 是分别使用次序 Probit 模型与 CHOPIT 模型对主观社会地位分析的结果。首先,在先赋变量中,只有次序 Probit 模型中父亲职业为生产/运输设备操作人员的效应在 0.05 的显著性水平上是统计显著的,也就是说,父亲从事生产/运输设备工作的人相对于父亲是国家企事业单位负责人的人来说,认为自己社会地位较高的可能性会更低(见表 4 第二列,回归系数为 -0.273 , $p < 0.05$)。而在调整后的 CHOPIT 模型中,父亲职业对于主观社会地位的影响就变得不那么重要了。

在衡量个体特征的各项变量之中,年龄效应的次序 Probit 模型估计结果在 0.05 水平上统计显著,而在 CHOPIT 模型中的估计结果并没能通过统计检验。这说明,如果忽略了不同年龄组在衡量主观社会地位标准上的差异,就有可能错误地认为年龄与主观社会地位之间存在联系,即年龄越大,越有可能认为自己的主观社会地位高。评判性别影响时,此类问题也同样存在。这意味着男女两性对主观社会地位有着不同的评价标准,会影响他们对主观社会地位的判断。

职业类型的影响在次序 Probit 模型中并不明显,但在调整后的 CHOPIT 模型中却发生了变化。其中,相较于国家机关企事业单位工作人员,职业是商业/服务业、农业、生产/运输设备操作人员的人认为自己主观社会地位较高的可能性均分别要更低(见表 4 后两列,回归系数分别为 -0.473 、 -0.461 和 -0.516 , p 值均小于 0.1)。因此,如果不考虑不同职业的人在对主观社会地位的评价标准上存在差异的情况,职业类型的影响便很有可能被忽视。

收入对于主观社会地位仅在次序 Probit 模型中表现出显著影响。调整前,收入较高的人与收入处在最低 25% 区间的人相比,表现在主观社会地位上的差异显著。但当我们使用 CHOPIT 模型将评价标准

和参照尺度纳入考量后,收入的显著影响消失了。此前收入表现出来

表 4:主观社会地位的模型估计结果(N=1 948)

变量	Ordered Probit Model		CHOPIT	
	参数	标准误	参数	标准误
父亲教育程度				
初中	-0.055	0.081	0.008	0.109
高中	0.106	0.103	0.204	0.139
本科及以上	-0.072	0.230	0.013	0.314
父亲职业				
专业技术人员	-0.148	0.140	-0.23	0.188
办事人员和有关人员	-0.108	0.204	-0.009	0.279
商业/服务业人员	-0.082	0.164	0.035	0.222
农业从业人员	-0.083	0.107	-0.149	0.144
生产/运输设备操作人员	-0.273**	0.117	-0.123	0.157
年龄组				
30—39 岁	-0.071	0.092	-0.013	0.124
40—49 岁	0.103	0.091	0.14	0.122
50—59 岁	0.046**	0.099	0.017	0.133
60—69 岁	0.229	0.117	0.077	0.157
70 岁及以上	-0.056	0.198	-0.164	0.269
性别				
婚姻	-0.096*	0.052	0.035	0.069
城乡				
城乡	-0.114	0.080	-0.062	0.107
教育程度				
初中	0.006	0.068	0.008	0.092
高中	0.121	0.083	0.132	0.111
本科及以上	0.155	0.145	0.273	0.197
职业				
专业技术人员	-0.137	0.182	-0.252	0.252
办事人员和有关人员	-0.242	0.186	-0.389	0.257
商业/服务业人员	-0.211	0.180	-0.473*	0.249
农业从业人员	-0.104	0.183	-0.461*	0.254
生产/运输设备操作人员	-0.273	0.181	-0.516**	0.251
收入四分位数				
中下 25%	0.134*	0.071	-0.059	0.096
中上 25%	0.001	0.078	-0.145	0.105
最高 25%	0.159*	0.088	0.156	0.118

注:1.* $p<0.10$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$ 。

2.“父亲教育程度”“父亲职业”“年龄组”“性别”“婚姻”“城乡”“教育程度”“职业”和“收入四分位数”的参照组分别为“小学及以下”“国家机关企事业单位负责人”“29 岁及以下”“女性”“非在婚”“农村”“小学及以下”“国家机关企事业单位负责人”和“最低 25%”。

的影响也是与评价标准相关的。

值得注意的是,在传统的次序 Probit 模型中,地区虚拟变量对于主观社会地位的影响并不明显,而根据虚拟情境题对主观社会地位进行调整之后,上海市的样本与甘肃省的样本在主观社会地位上表现出显著的差异:与上海市的居民相比,甘肃省的居民的主体社会地位认同更低。这个结果与此前使用“非参数方法”的调整后结果相一致,同时也再次印证了本文的第一个假设。

经上述分析可以发现,社会经济发展水平上均在较大差异的上海市和甘肃省两地的居民对主观社会地位评价的标准存在一定差异。若分析时不对这类差异予以考量,而是直接应用主观社会地位的测量,可能会得到有偏,甚至是错误的结论。也就是说,在分析中,如果想要把主观社会地位拿来比较的话,是应该要相当谨慎的。接下来我们将会讨论两地影响居民主体社会地位的因素是否也会存在不同。

(2)分样本的分析

在对样本进行整体分析之后,我们进一步地对两个省市的样本分别加以分析(见表 5)。

首先,分别针对两省市比较调整前和调整后的参数估计结果。对于甘肃省来说,调整前次序 Probit 模型的估计结果显示,性别、城乡属性、收入等因素与主体社会地位之间有显著的关联。具体来说,男性、城市人口和收入处于最低 25% 区间的人对自己社会地位的自我评价更低。调整之后,CHOPIT 模型的估计结果显示,只有收入处于最高 25% 区间的人与收入处于最低 25% 区间的人在主体社会地位认同上还存在显著的差异,而性别、城乡属性等因素对主体社会地位不再有显著性影响。对于上海市来说,在调整前,年龄、教育程度和职业等因素对主体社会地位有更加明显的影响,而调整后的 CHOPIT 模型的结果显示,这些因素的影响依然在统计上显著,但发现影响强度有了一定的变化。调整之后,高中及以上学历者对较高主体社会地位认同的可能性相较于调整之前要更高(见表 5 最后一列,高中和本科及以上的回归系数分别为 0.621 和 0.760, p 值均小于 0.01),在职业方面,国家机关及企事业单位负责人也相较于调整之前表现出更高的主体社会地位认同,而农业从业人员和生产/运输设备操作人员,也就是我们平常所说

的农民和工人群体,表现出较高主观社会地位认同的可能性则更低(农

表 5:甘肃省与上海市主观社会地位的模型估计结果

变量	甘肃省		上海市	
	Ordered Probit	CHOPIT	Ordered Probit	CHOPIT
父亲教育程度				
初中	-0.041 (0.106)	-0.035 (0.107)	-0.112 (0.133)	-0.110 (0.134)
高中	0.119 (0.154)	0.121 (0.155)	0.062 (0.150)	0.060 (0.151)
本科及以上	-0.015 (0.364)	-0.073 (0.369)	-0.123 (0.317)	-0.076 (0.322)
父亲职业				
专业技术人员	-0.268 (0.216)	-0.260 (0.218)	-0.065 (0.192)	-0.066 (0.192)
办事人员和有关人员	-0.405 (0.447)	-0.453 (0.453)	-0.002 (0.240)	0.033 (0.241)
商业/服务业人员	-0.096 (0.348)	-0.131 (0.348)	-0.101 (0.196)	-0.090 (0.195)
农业从业人员	-0.129 (0.164)	-0.120 (0.165)	-0.062 (0.150)	-0.053 (0.150)
生产/运输设备操作人员	-0.241 (0.210)	-0.265 (0.212)	-0.328* (0.146)	-0.313* (0.146)
年龄组				
30—39 岁	-0.011 (0.115)	-0.030 (0.148)	-0.159 (0.163)	0.029 (0.208)
40—49 岁	0.120 (0.109)	0.098 (0.139)	0.150 (0.180)	0.267 (0.227)
50—59 岁	0.094 (0.119)	-0.003 (0.153)	0.043 (0.191)	0.147 (0.239)
60—69 岁	0.182 (0.138)	0.053 (0.176)	0.559** (0.239)	0.522* (0.303)
70 岁及以上	-0.054 (0.218)	-0.073 (0.276)	0.117 (0.565)	0.375 (0.711)
性别	-0.124* (0.063)	-0.008 (0.082)	0.031 (0.094)	0.112 (0.122)
婚姻	0.172 (0.105)	0.043 (0.136)	0.091 (0.148)	0.085 (0.188)
城乡	-0.270** (0.117)	0.109 (0.148)	0.030 (0.118)	-0.038 (0.153)
教育程度				
初中	-0.044 (0.083)	0.089 (0.108)	0.271** (0.131)	0.237 (0.170)
高中	0.030 (0.109)	0.049 (0.142)	0.454*** (0.148)	0.621*** (0.190)
本科及以上	-0.162 (0.291)	-0.024 (0.376)	0.554** (0.205)	0.760*** (0.264)
职业				
专业技术人员	-0.079 (0.364)	-0.027 (0.485)	-0.173 (0.217)	-0.250 (0.288)

续表 5

变量	甘肃省		上海市	
	Ordered Probit	CHOPIT	Ordered Probit	CHOPIT
办事人员和有关人员	-0.004 (0.384)	-0.421 (0.517)	-0.370** (0.220)	-0.372 (0.289)
商业/服务业人员	-0.074 (0.360)	-0.204 (0.482)	-0.310 (0.215)	-0.448 (0.282)
农业从业人员	-0.055 (0.350)	-0.157 (0.471)	-0.145 (0.261)	-0.799** (0.345)
生产/运输设备操作人员	-0.099 (0.352)	-0.131 (0.474)	-0.449** (0.225)	-0.659** (0.293)
收入四分位数				
中下 25%	0.125* (0.073)	-0.022 (0.096)	-0.118 (0.378)	0.364 (0.515)
中上 25%	-0.006 (0.084)	-0.130 (0.109)	-0.216 (0.365)	0.353 (0.499)
最高 25%	0.288*** (0.105)	0.233* (0.135)	-0.217 (0.363)	0.542 (0.495)

注:1. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; 括号中为标准误。

2. “父亲教育程度”“父亲职业”“年龄组”“性别”“婚姻”“城乡”“教育程度”“职业”和“收入四分位数”的参照组分别为“小学及以下”“国家机关企事业单位负责人”“29岁及以下”“女性”“非在婚”“农村”“小学及以下”“国家机关企事业单位负责人”和“最低 25%”。

业从业人员和生产/运输设备操作人员的回归系数分别为 -0.799 和 -0.659, p 值均小于 0.05)。

其次,通过比较分析两个省市调整后的结果发现,在上海市的模型中,年龄、教育和职业对主观社会地位影响更加明显。教育和职业这两个变量对主观社会地位的影响在两个省市模型中表现出差异性,这在一定程度上说明,随着经济发展水平的提高,人们主观认知的标准也会越来越现代化。以职业为例,在经济发达地区,社会中形成的职业声望体系更加明确,具体表现就是,个人往往更多以自己职业来定位自己的社会地位,教育亦同理。这些都在一定程度上支持了我们所给出的第二个假设。值得注意的是,在两省市的模型中,收入对于主观社会地位的影响都不十分明显。另外,个体的先赋背景,即父亲的教育程度与父亲职业在调整后的两省市模型中对于因变量均未能显示有显著影响,这说明甘肃省与上海市虽然在社会经济发展水平上存在很大差异,但在对主观社会地位发挥影响的各因素中,先赋因素在这两个地区都不

太重要。

最后需要提到的是,运用“虚拟情境锚定法”对主观社会地位测量的调查结果进行调整,其有效性的假定是,调查对象对于虚拟情境访题的排序要有一致性。也就是说,虚拟情境访题所设计的方向要与研究者所假设的逻辑方向保持一致。有鉴于此,本文还对 CFPS2012 年的虚拟情境题的一致性进行分析。结果如表 6 所示。

表 6:虚拟情景题排序的情况

	<1 陈先生/女士	<2 周先生/女士
1 陈先生/女士	—	0.694
2 周先生/女士	0.155	—

根据上文介绍,在 CFPS2012 问卷的虚拟情境访题中,周先生/女士的社会地位应当高于陈先生/女士。通过表 7 可以了解到,样本中 69.4% 的受访者符合问卷设计的假设,15.5% 的受访者则违反了假设。总的说来,调查对象的虚拟情境题排序有比较高的一致性。通过分析违反假设的样本中的个体可以发现,年龄较大和教育程度较低的调查对象更容易给出不符合逻辑的结果,尤其是 50 岁以上和初中及以下学历的调查对象。因此,在调查过程中,针对这部分人群的数据采集尤其需要投入更多精力,以确保他们尽可能了解调查的问题,给出更加接近事实的回答,进而提高调查数据的质量。

表 7:违反虚拟锚定法假设个体的分布情况

	教育程度			
	小学及以下	初中	高中	本科及以上
年龄组				
29 岁及以下	10(0.105)	6(0.078)	18(0.150)	6(0.091)
30—39 岁	43(0.188)	17(0.137)	9(0.74)	4(0.082)
40—49 岁	90(0.185)	29(0.158)	18(0.144)	1(0.038)
50—59 岁	59(0.205)	18(0.146)	19(0.154)	0(0.000)
60—69 岁	36(0.148)	4(0.160)	0(0.000)	—
70 岁及以上	8(0.170)	1(0.200)	1(1.000)	—

注:表中第一行数字是违反假设的个体数目,括号中的数字是该类别个体在对应类别个体中所占的比例。

五、结论与讨论

本文使用“虚拟情境锚定法”对上海市与甘肃省两地居民的主观社会地位进行了分析。我们认为,两个省市的居民在对主观社会地位的

评价标准上存在一定差异。所以,在对主观社会地位的分析时,需要尽可能控制不同标准所引起的偏差。“虚拟情境锚定法”可以在一定程度上解决这个问题。

结果表明,如果忽略各地对主观社会地位进行评价的标准尺度差异,在不使用任何方法对主观社会地位指标潜在的偏误进行调整的情况下,统计分析所得的两地的主观社会地位的平均水平和分布状况的确会存在一定程度的偏差,基于这些结果,甚至有可能得出虚假关系的结论。这一点也被此前其他相关研究所证实(Mu, 2014)。在使用“虚拟情境锚定法”对主观社会地位指标进行调整前,甘肃省居民的主观社会地位的平均水平明显高于上海市居民。经调整后发现,甘肃省居民普遍有高估自己社会地位的倾向,与调整后上海市居民的主观社会地位分布相比,调整后甘肃省居民的主观社会地位平均水平更低。使用 CHOPIT 模型的参数方法也得到相同的结论。

另外,由于并不是所有调查数据都能满足该方法所要求的假设,因此,在使用前需对所使用的数据进行检验。本文发现,CFPS2012 成人问卷中用于测量主观社会地位的一组虚拟情境访题有很好的应答一致性与情景等值性,这也使得我们的结果更加可信。当使用这种方法的时候,尤其要注意那些年纪较大和教育程度较低的调查对象。相对而言,这些调查对象更有可能错误地理解调查的问题。为了使他们尽可能理解研究的问题,就需要访员在调查执行过程中,针对这部分人要更多留意,尽可能减少他们错误理解问题的可能性,以减少测量误差。

对于上海市的居民来说,教育、职业等客观社会经济地位指标对于主观社会地位有更加突出的影响,而这些因素对于甘肃省居民的影响并不明显。关于社会流动的经典研究和有关现代化的一般理论认为,在现代化发展程度较高和流动性更加开放的社会中,个体的后致性因素(如教育、职业等)对社会地位获得有更加显著的影响。我们据此推断,在类似于上海市这种经济社会发展水平较高的地区,相对于先赋背景因素来说,后致性特征对于个人的主观社会地位的影响更大,本文运用 CHOPIT 模型的分析结果也证实了此假设。而甘肃省未调整次序 Probit 模型的估计结果显示,性别等先赋社会背景因素还是会影响主观社会地位的认同,但这些效应在使用 CHOPIT 模型进行调整估计后不再显著。在甘肃省调整后的模型中并没有发现其他变量对主观社会

地位认同具有显著影响。我们认为,这很可能是因为在类似于甘肃省这种经济社会发展比较落后的地区,个体在评价主观社会地位时还没有形成一个共同和稳定的评价标准。另外,对此类地区主观社会地位发挥重要影响的其他因素可能尚未被本研究注意到,这需要我们在以后的研究中进一步去讨论。

综上所述,本文较好地展现了在主观社会地位测量中由于被调查者的参照尺度不一致导致测量数据之间不可比较的问题。如果直接使用这些数据分析,尤其是进行不同地区、不同文化,甚至是不同国家之间的比较分析,很有可能发现不了真正的社会差异,甚至会得出相反的结论。“虚拟情境锚定法”能够很好地解决主观社会地位测量中潜在的问题,为现有社会地位与社会分层的研究提供一个新的工具。使用“虚拟情境锚定法”测量主观社会地位,能够控制上述因为参照尺度不同而引起的差异。当然,随着社会分层研究的推进,在对主观社会地位理解不断深入的前提下,改善测量方式以消除调查对象个人观念等的影响,到那时,或许就可以不用考虑“虚拟情境锚定法”(King, *et al.*, 2004)了。不仅是主观社会地位指标,包括当前社会科学研究中经常使用到的诸如自评健康、生活满意度、工作满意度等主观抽象概念,都有可能存在受访者参照尺度不一致的问题。社会科学中的这些概念都是多维度的,甚至很多定义存在分歧,如果要准确地测量,可能需要很高的时间成本和资金成本,“虚拟情境锚定法”是一种相对节约的测量方式。此外,这种方法还允许同一个概念在不同测量方式之间进行比较(King, *et al.*, 2009)。因此“虚拟情境锚定法”在对于主观抽象概念为因变量的研究中会有很广泛的应用空间。

参考文献(References)

- 边燕杰、卢汉龙、孙立平. 2002. 市场转型与社会分层:美国社会学者分析中国[M].北京:生活·读书·新知三联书店.
- 范晓光、陈云松. 2015. 中国城乡居民的阶层地位认同偏差[J]. 社会学研究(4):143—168.
- 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[J]. 黑龙江社会科学(3):127—133.
- 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[J]. 社会 33(4):83—102.
- 韩钰、仇立平. 2015. 中国城市居民阶层地位认同偏移研究[J]. 社会发展研究(1):1—17.
- 李春玲. 2004. 社会阶层的身份认同[J]. 江苏社会科学(6):108—112.

- 李春玲. 2005. 断裂与碎片:当代中国社会阶层分化实证分析[M]. 北京:社会科学文献出版社.
- 李路路. 2003. 再生产的延续:制度转型与城市社会分层结构[M]. 北京:中国人民大学出版社.
- 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[J]. 社会学研究(6):46—76.
- 李培林. 2005. 社会冲突与阶级意识当代中国社会矛盾研究[J]. 社会 25(1):7—27.
- 李培林、李强、孙立平. 2004. 中国社会分层[M]. 北京:社会科学文献出版社.
- 李培林、田丰. 2010. 中国劳动力市场人力资本对社会经济地位的影响[J]. 社会 30(1):69—87.
- 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[J]. 社会 30(1):1—40.
- 刘小青. 2012. 降低评价尺度偏差:一项政治效能感测量的实验[J]. 甘肃行政学院学报(3):47—54.
- 陆学艺. 2004. 当代中国社会流动[M]. 北京:社会科学文献出版社.
- 陆益龙. 2010. 乡村居民的阶级意识和阶层认同:结构抑或建构——基于2006CGSS的实证分析[J]. 江苏社会科学(1):114—124.
- 孙立平. 2003. 断裂:20世纪90年代以来的中国社会[M]. 北京:社会科学文献出版社.
- 王丰. 2013. 分割与分层:改革时期中国城市的不平等[M]. 马磊,译. 杭州:浙江人民出版社.
- 吴琼. 2014. 主观社会地位评价标准的群体差异[J]. 人口与发展(6):63—70.
- 谢宇. 2013. 中国家庭追踪调查(2010)用户手册(第二版).
- 谢宇、张晓波、李建新. 2013. 中国民生发展报告·2013[M]. 北京大学出版社.
- 于铁山. 2015. 个人主观社会地位的社会影响因素——基于CLDS(2012)数据的实证研究[J]. 人口与社会(1):89—97.
- 赵延东. 2005. 中间阶层认同缺乏的成因及后果[J]. 浙江社会科学(2):86—92.
- Andersen, Robert and Josh Curtis. 2012. "The Polarizing Effect of Economic Inequality on Class Identification; Evidence from 44 Countries." *Research in Social Stratification and Mobility* 30(1):129—141.
- Bagod'Uva, Teresa, Eddy Van Doorslaer, Maarten Lindeboom, and Owen O'Donnell. 2008. "Does Reporting Heterogeneity Bias the Measurement of Health Disparities?" *Health Economics* 17(3):351—375.
- Bian, Yanjie. 2002. "Chinese Social Stratification and Social Mobility." *Annual Review of Sociology* 28(1):91—116.
- Botter, Wendy. 2004. "Class Identities and the Identity of Class." *Sociology—the Journal of the British Sociological Association* 38(5):985—1003.
- Brady, Henry E. 1985. "The Perils of Survey Research: Inter-Personally Incomparable Responses." *Political Methodology* 11(3/4):269—291.
- Centers, Richard. 1949. *The Psychology of Social Classes*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Chevalier, Arnaud and Antony Fielding. 2011. "An Introduction to Anchoring Vignettes." *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)* 174(3):569—574.
- Demakakos, Panayotes, James Nazroo, Elizabeth Breeze, and Michael Marmot. 2008. "Socioeconomic Status and Health: The Role of Subjective Social Status." *Social Science Medicine* 67(2):330—340.
- Destin, Mesmin, Scott Richman, Fatima Varner, and Jelani Mandara. 2012. "'Feeling' Hierarchy: The Pathway from Subjective Social Status to Achievement." *Journal of Adolescence* 35(6):1571—1579.

- Evans, Mariah D. R. and Jonathan Kelley. 2004. "Subjective Social Location; Data from 21 Nations." *International Journal of Public Opinion Research* 16(1):3-38.
- Evans, Mariah D. R., Jonathan Kelley, and Tamas Kolosi. 1992. "Images of Class; Public Perceptions in Hungary and Australia." *American Sociological Review* 57(4):461-482.
- Goodman, Elizabeth, Nancy E. Adler, Stephen R. Daniels, John A. Morrison, Gail B. Slap, and Lawrence M. Dolan. 2003. "Impact of Objective and Subjective Social Status on Obesity in a Biracial Cohort of Adolescents." *Obesity* 11(8):1018-1026.
- Hopkins, Daniel J. and Gary King. 2010. "Improving Anchoring Vignettes: Designing Surveys to Correct Interpersonal Incomparability." *Public Opinion Quarterly* 74(2):201-222.
- Hout, Michael. 2008. "How Class Works: Objective and Subjective Aspects of Class Since the 1970s." In *Social Class: How Does It Work*, edited by Annette Lareau and Dalton Conley, New York: Russell Sage Foundation:25-64.
- Jackman, Mary R. and Robert W. Jackman. 1973. "An Interpretation of the Relation Between Objective and Subjective Social Status." *American Sociological Review* 38(5):569-582.
- Kapteyn, Arie, James Smith, and Arthur Van Soest. 2007. "Vignettes and Self-Reported Work Disability in the US and the Netherlands." *American Economic Review* 97(1):461-473.
- Kapteyn, Arie, James Smith, and Arthur Van Soest. 2010. "Life Satisfaction." In *International Differences in Subjective Well Being*, edited by E. Diener, J. Helliwell and D. Kahneman, Oxford: Oxford University Press:70-104.
- Kelley, Jonathan and Maria D. R. Evans. 1995. "Class and Class Conflict in Six Western Nations." *American Sociological Review* 60(2):157-178.
- Kelly, Harold H. 1968. "Two Functions of Reference Groups." In *Readings in Reference Group Theory and Research*, edited by Herbert Hiram Hyman and Eleanor Singer, New York: Free Press:77-83.
- King, Gary, Christopher Murray, Joshua A. Salomon, and Ajay Tandon. 2009. "Anchoring Vignettes: Frequently Asked Questions." *Retrieved* 15:2011.
- King, Gary and Jonathan Wand. 2006. "Comparing Incomparable Survey Responses: Evaluating and Selecting Anchoring Vignettes." *Political Analysis* 15(1):46-66.
- King, Gary, Christopher J. L. Murray, Joshua A. Salomon, and Ajay Tandon. 2004. "Enhancing the Validity and Cross-Cultural Comparability of Measurement in Survey Research." *The American Political Science Review* 98(1):191-207.
- Krieger, Nancy, David R. Williams, and Nancy E. Moss. 1997. "Measuring Social Class in US public Health Research: Concepts, Methodologies, and Guidelines." *Annual Review of Public Health* 18(1):341-378.
- Kristensen, Nicolai and Edvard Johansson. 2008. "New Evidence on Cross-Country Differences in Job Satisfaction Using Anchoring Vignettes." *Labour Economics* 15(1):96-117.
- Lindemann, Kristina and Ellu Saar. 2014. "Contextual Effects on Subjective Social Position: Evidence from European Countries." *International Journal of Comparative Sociology* 55(1):3-23.
- Lundberg, Johanna and Margareta Kristenson. 2008. "Is Subjective Status Influenced by Psychosocial Factors?" *Social Indicators Research* 89(3):375-390.
- Marsh, Herbert W., Marjorie Seaton, Ulrich Trautwein, Oliver Lüdtke, Kit-Tai Hau, Alison J. O'Mara, and Rhonda G. Craven. 2008. "The Big-Fish-Little-Pond-Effect Stands Up to Critical Scrutiny: Implications for Theory, Methodology, and Future Research." *Educational Psychology Review* 20(3):319-350.
- Mu, Ren. 2014. "Regional Disparities in Self-Reported Health: Evidence from Chinese

- Older Adults.” *Health Econ* 23(5):529—549.
- Nee, Victor and Rebecca Matthews. 1996. “Market Transition and Societal Transformation in Reforming State Socialism.” *Annual Review of Sociology* 22(1):401—435.
- Rabe-Hesketh, Sophia and Anders Skrondal. 2002. “Estimating Chopit Models in Gllamm: Political Efficacy Example from King et al. (2002).” Downloadable from: www.gllamm.org/chopit.pdf.
- Salomon, Joshua A., Ajay Tandon, and Christopher J. L. Murray. 2004. “Comparability of Self Rated Health: Cross Sectional Multi-Country Survey Using Anchoring Vignettes.” *BMJ: British Medical Journal* 328(7434):258—260.
- Sen, Amartya. 2002. “Health: Perception Versus Observation: Self Reported Morbidity Has Severe Limitations and Can Be Extremely Misleading.” *BMJ: British Medical Journal* 324(7342):860—861.
- Singh-Manoux, Archana, Nancy E. Adler, and Michael G. Marmot. 2003. “Subjective Social Status: Its Determinants and Its Association with Measures of Ill-Health in the Whitehall II Study.” *Social Science & Medicine* 56(6):1321—1333.
- Sosnaud, Benjamin, David Brady, and 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):81—99.
- Stouffer, Samuel A., Edward A. Suchman, Leland C. DeVinney, Shirley A. Star, and Robin M. Williams Jr. 1949. *The American Soldier: Adjustment During Army Life*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Van Soest, Arthur, Liam Delaney, Colm Harmon, Arie Kapteyn, and James P. Smith. 2011. “Validating the Use of Anchoring Vignettes for the Correction of Response Scale Differences in Subjective Questions.” *Journal of the Royal Statistical Society Series a-Statistics in Society* 174(3):575—595.
- Walder, Andrew G. 1989. “Social Change in Post-Revolution China.” *Annual Review of Sociology* 15(1):405—424.
- Wand, Jonathan. 2013. “Credible Comparisons Using Interpersonally Incomparable Data: Nonparametric Scales with Anchoring Vignettes.” *American Journal of Political Science* 57(1):249—262.
- Wand, Jonathan and Gary King. 2016. “Anchoring Vignettes in R: A (different kind of) Vignette.” Downloadable from: <https://cran.r-project.org/web/packages/anchors/vignettes/anchors.pdf>.
- Wand, Jonathan, Gary King, and Olivia Lau. 2011. “Anchors: Software for Anchoring Vignette Data.” *Journal of Statistical Software* 42(3):1—25.

责任编辑:张 军