

收入、资产与当代城乡居民 的地位认同*

黄超

提要:本文在绝对地位和相对地位的视角下探讨了家庭收入和家庭资产对城乡居民地位认同的影响。研究发现,首先,收入和资产对地位认同具有显著的正效应;其次,收入和资产在居住社区中的相对位置(即相对收入和相对资产)对地位认同具有显著的正效应,但该效应仅存在于农村社区;最后,在不平等程度越高的社区,收入和资产对地位认同的正效应越小,但该规律也仅存在于农村社区。本文据此提出了“地位认同的社会情境性”命题,指出地位认同的建构附着于具体的社会情境中。与城市社区不同,农村社区人际关系紧密、心理边界清晰,其中的社区成员是有效的参考群体,可以通过相对地位机制影响地位认同。

关键词:地位认同 城乡差异 社会经济地位 参考群体 相对剥夺

后现代社会学家往往对社会分层和不平等现象有独特的看法。德国社会理论家贝克曾提出了“社会不平等的个体化”命题。该命题认为,传统社会的阶级结构在风险社会中日渐消失,历史上对人们产生制约作用的社会阶级正逐渐与个体生活分道扬镳。在人们不得不使自己成为生活规划和行为中心的个体化时代,收入、阶层位置等客观阶级结构特征不再与个体的意识、生活方式或者政治态度相勾连。即便处于相同的客观社会位置,个体的行动和态度也是自我建构的结果,不存在普遍和统一的模式(Becker,2007;贝克,2004)。类似地,社会分层理论家帕库斯基和沃特斯提出的“阶级死亡”命题认为,在过去的阶级社会(organized-class society)中,人们的社会意识、身份认同乃至社会行动都受到阶级身份的决定性影响,而在当前以及未来的地位社会(status-conventional society)中,任何个体的主观态度和行为都很难被某种分层

* 本文是国家社会科学基金重点项目“中产阶层生活状况和社会态度研究”(19ASH007)的阶段性成果。论文初稿曾在“2018年社会分层与流动冬季论坛”(浙江大学社会学系承办)宣读,感谢论坛评议专家的建议和评论。感谢北京大学中国社会科学调查中心提供2012、2014年中国家庭追踪调查数据。文责自负。

结构所确定,呈现出碎片化倾向(Pakulski & Waters, 1996)。在后现代社会学家看来,社会分层结构对社会生活诸方面的影响力正在逐渐消解。

国内学者也提出了与上述社会学家类似的观点。李强(2019)提出了利益群体碎片化的观点,认为改革以后我国社会的群体模式由巨大的阶级阶层阵营逐渐向碎片化群体变迁,同一阶级阶层内部存在着多元化与碎片化的利益群体和诉求,使得社会的多重利益交织在一起。李培林(2005)提出了主观态度碎片化,认为社会态度和行为并不取决于所谓的阶级阶层地位,或者说社会意识已经与阶级阶层结构脱节。然而,我们对“碎片化论”仍需保持审慎的态度。最近几十年,很多国家的收入不平等都呈现扩大趋势,即便是不平等程度曾经较低的北欧国家,贫富差距问题也日益显现(OECD, 2011)。得益于经济的持续高速增长,我国民众的收入和财富水平在过去四十年间普遍提高,但是收入和财富差距亦随之扩大,基尼系数维持在较高水平(Xie & Zhou, 2014)。因此也有学者认为,当代社会仍维持着以阶级阶层为基础的不平等,阶级阶层仍是影响社会态度和行为取向的关键因素。在此背景下,人们的社会态度、行为取向究竟像贝克、帕库斯基以及“碎片化论”预言的那样已经与客观阶层结构相分离,还是依然存在密切关联,值得进一步探讨。

本文主要探讨客观阶层结构与城乡居民地位认同之间的关系。在学术意义上,该议题可以验证“社会不平等的个体化”命题、“阶级死亡”命题以及“碎片化论”在我国是否具有经验基础,回答客观阶层地位能否形成认同感和归属感等理论问题。在现实意义上,该议题可以帮助我们了解客观阶层结构与主观世界之间的关联机制,理解个体的社会态度或行动取向如何受到群体或社会的形塑。更重要的是,地位认同作为一项主观分层指标,能够直接获取民众真实、具体的感受和价值判断,并且能够在客观结构位置与社会选择、行为模式之间架起桥梁,从而能够更好地与一系列社会后果性议题相关联(秦广强, 2016)。接下来,笔者将以地位认同为研究主题,重点考察收入和资产这两类代表客观地位的核心指标是否以及如何产生影响,以期展示当代社会的阶层结构对建构社会地位认知的作用,从而勾勒出转型社会民众主观世界的复杂图景。

一、地位认同研究综述

地位认同(status identification)是个体对其自身在社会地位结构中所处位置的主观感知(Jackman & Jackman, 1973)。学界认为,地位认同是阶级意识发展的最初阶段,马克思的阶级意识研究是地位认同研究的理论源头。当代地位认同研究并没有像马克思及其后来的继承者卢卡奇、汤普森那样以宏观的视角来讨论集体层面的阶级意识,而是在微观层面探讨了个体地位认同的影响因素、地位认同的诸后果等议题。本节阐述微观视角下的地位认同研究,主要回顾国内外关于地位认同及其影响因素的理论视角和经验研究。

(一)绝对地位视角

尽管贝克的“社会不平等的个体化”命题否定了后现代社会中客观阶层结构对个体行动和态度的影响,但是这些结构性因素在地位认同研究传统中却有着深厚的根基。沿着马克思和涂尔干的分层理论传统,研究者认为生活境遇、社会资源的占有状况均会影响个体的地位认同,或者说地位认同是人们客观阶层位置在主观层面的映射。国内外经验研究普遍发现,教育、收入和职业等表征个体在客观阶层结构中绝对位置的指标是地位认同重要且稳健的影响因素(李飞,2013;张翼,2011;刘精明、李路路,2005;Hout, 2008; Jackman & Jackman, 1973; Hodge & Treiman, 1968)。国内研究还发现,诸如单位、户籍等具有中国特色的分层指标对地位认同也有显著影响(翁定军、何丽,2007;边燕杰、卢汉龙,2002)。不过,最近有研究发现这些绝对地位指标与地位认同之间的关联强度并不大,而且其效应在近十年间不断降低(Chen & Williams, 2017;陈云松、范晓光,2016;李培林,2005)。其中一个可能的解释是——正如本文开篇提到的“社会不平等的个体化”命题、“阶级死亡”命题以及“碎片化论”所言——客观阶层地位对社会生活的影响力日益弱化,人们不再根据客观地位确定自己的阶层归属。另一个可能的解释是,社会成员在教育、收入等传统分层维度方面的分化正在被新的分层维度所替代。最近有不少研究发现,消费水平和方式(田丰,2011)、文化资本(肖日葵、仇立平,2016)、住房面积、住房数量和产权状况(张海东、杨城晨,2017;张文宏、刘琳,2013)等指标对人

们的地位认同会产生显著影响。总体而言,表征客观阶层位置的各种指标一直是形塑地位认同的重要力量之一。

随着一些国际社会调查项目的开展,有研究者开始比较不同国家的国内生产总值、收入不平等状况、失业率以及劳动力市场结构等指标对地位认同的影响。研究发现,这些指标不仅直接影响地位认同,而且会调节客观社会经济地位变量对地位认同的效应。例如,在不平等程度(如收入基尼系数)越高的国家,个体收入对地位认同的效应越强(Lindemann & Saar, 2014; Andersen & Curtis, 2012; Evans & Kelley, 2004)。这是因为国家层面的收入差距会影响人们对自身地位的判断和感知:在收入差距较小的国家,不同收入群体对自身地位的主观判断较为接近,地位认同的变异程度较小;在收入差距较大的国家,高收入者和低收入者的边界较为清晰,地位认同的变异程度较大,从而增强了收入对地位认同的效应。

(二) 相对地位视角

相对地位视角认为,地位认同是个体与过去生活或者日常生活中的参考群体进行社会比较时的主观建构。桑托斯从心理学角度定义了地位认同(Centers, 1949:27),他认为,地位认同是自我(ego)的一部分,是个体对某类阶层群体的认同和归属感。探索地位认同就要分析个体是如何建构自我和社会认知的。社会心理学家费斯汀格认为社会比较(social comparison)是一种普遍存在的心理现象,是认知形成过程的重要环节(Festinger, 1954)。西方研究者由此发展出理解地位认同的参考群体命题。该命题假定:(1)人们通过与参考群体进行社会比较来建立自我和社会认知;(2)参考群体具有同质性,即人们倾向于和相似的人进行社会比较。参考群体命题被广泛用于解释地位认同的“趋中现象”:正因为人们进行社会比较的对象具有同质性,所以大多数人都会认为自己处于社会中间位置。这种“趋中现象”在不同阶层群体以及不同国家都普遍存在(Evans & Kelley, 2004)。国内研究者则发展出了理解地位认同的相对剥夺命题(刘欣, 2001, 2002)。该命题认为,当人们通过与自己所处社会环境中的其他成员相比较并发现自己正在沦入“相对剥夺地位”时,更倾向于认为社会是分层的。在经验研究中,相对剥夺的操作化指标既包括“近年来生活状况的变化”“个体的社会流动感知”等与过去生活的比较,也包括“对社会公平程度的

判断”等与周围群体的比较(陈云松、范晓光,2016;李飞,2013;翁定军,2010;中国社会科学院“当代中国人民内部矛盾研究”课题组,2004)。这些研究发现,当个体与过去相比境况变得更差或者与别人相比处于劣势时,就陷入相对剥夺地位,更倾向于认为自己处于较低的社会位置。如果说绝对地位视角强调地位认同是基于客观阶层结构的全局(global)社会比较的结果,那么相对地位视角(包括参考群体命题或相对剥夺命题)则认为地位认同是个体在日常生活中进行局部(local)社会比较的结果,更强调个体在人际网络中相对位置的影响。

二、研究假设

(一)绝对地位视角与地位认同

过去的研究对表征个体客观社会经济地位的各种指标都进行了探索,如传统的收入、职业、教育以及当代的消费、住房和文化资本等,但很少有国内研究讨论资产对地位认同的影响。事实上,早在20世纪初,韦伯就把资产作为阶级划分的重要指标之一。他笔下的“财产阶级”(Besitzklassen)就是根据财产状况来定义的:通过占有财产而获得财产性收入的群体在财产阶级分类框架中处于享有特权的支配地位(韦伯,1997:333-335)。在当代社会,资产对社会不平等的影响更加明显。皮凯蒂在《21世纪资本论》中提出,资本(包括工业资产、金融资产和房地产)导致的不平等比劳动导致的不平等更严重。资本规模越大,其收益率就越高,因此资本所有权及资本收入的分配比劳动收入的分配存在更明显的两极化倾向。在新的全球经济环境中,这种贫富悬殊或许正以前所未有的速度不断加剧(皮凯蒂,2014:248、444)。经济学研究表明,进入21世纪以后,我国资产分配的不平等程度变化情况印证了皮凯蒂的结论(Li & Wan,2015)。如果绝对地位视角的基本前提无误,考虑到一些经济学研究已经发现资产对主观幸福感有显著影响(李江一等,2015;刘宏等,2013),那么有理由相信,作为当代社会不平等重要表征的资产亦会对地位认同产生显著影响,并且其效应可能超过收入等传统指标。西方研究已发现,资产对地位认同的效应独立于收入、教育和职业等变量(Speer,2016)。李骏通过分析上海多年的抽样数据发现,资产对地位认同的影响越来越重要(Li,2018)。笔者

认为,上海社会的情况是一个缩影,在全国范围内具有普遍性。

在提出研究假设之前需要指出,过去一些关于地位认同影响因素的研究往往缺乏家庭视角。家庭是社会构成的基本单位,家庭成员对个体的社会角色、地位认知以及诸多社会行为和态度有直接影响。最近有研究发现,配偶和父母的客观社会地位对本人地位认同存在显著影响(许琪,2018)。这说明在涉及地位认同的社会比较过程中,个体不仅会考虑自己的状况,而且会基于家庭整体状况(特别是经济状况)形成地位认知。因此引入家庭视角是重要且必要的。同时,经济学理论表明,资产和收入存在互动关系:资产会带来收入,而收入又可以累积为资产。但资产和收入又存在明显区别:收入是流量,不具备时间维度的特征,而资产是存量,包含了过去生活积累下来的不平等。因此,为了更好地区分家庭资产和收入对地位认同各自的净效应,本文同时纳入这两个因素。具体的假设如下:

假设 1.1:在其他条件一致的情况下,家庭(绝对)收入越高,个体地位认同越高。

假设 1.2:在其他条件一致的情况下,家庭(绝对)资产规模越大,个体地位认同越高。

(二) 相对地位视角与地位认同

相对地位视角的基础是社会比较理论。比较国内外相对视角下的地位认同研究可发现,社会比较理论衍生出了两个不同的分析视角。西方研究侧重于从社会比较的对象(参考群体)分析地位认同问题,而国内研究侧重于从社会比较的心理结果(相对剥夺感)分析地位认同问题。国内研究往往缺乏对参考群体的细致考量,并且忽略了参考群体的社会结构意蕴,以至于参考群体只停留在研究者的想象中,而没有被清楚地揭示出来。概括而言,现有研究大致存在两个问题。第一,可能是由于社会转型凸显了社会生活在时间维度上的巨大变革,很多地位认同研究更关心“与过去的比较”,对人们如何“与他人比较”关注不足。尽管个体与过去的比较确实是相对剥夺感的来源之一,而且对地位认同具有很强的解释力,但是相对地位视角更重要的内涵是个体与其所处结构中他人的共时性比较,这类地位认同研究目前比较鲜见。第二,在部分研究中,“与他人比较”通常操作化为心理层面的测量(如对社会公平程度的判断),缺乏严谨性。相对地位视角需要了解个体

所处的群体关系结构。如果在操作化过程中忽略了个体所处的群体关系和参考群体,直接采用心理层面的测量,最后就变成了两种心理要素(例如公平感与地位认同)之间的相关,有同义反复的可能(高勇,2013)。为了弥补既有研究在相对地位视角方面的缺陷,笔者将目光投向社区及其成员。社区是聚居在一定地域范围内的人们所组成的社会生活共同体,里面存在着个体之间充满感情的关系网络,且有对一套共享价值、规范和意义的认同(Etzioni,1996)。对个体而言,社区中的面对面互动、相互熟悉的人群不仅是个体认知社会的基本场域和情景区,而且是个体在社会中满足与否的基本定位点和参照对象(毛丹,2010)。因此,笔者认为社区成员应是个体建构地位认同时重要的参考群体。如果家庭收入或资产规模相对于社区其他成员处于领先地位(亦即社区其他成员的家庭收入和资产规模相对较低),个体将产生较高的地位认同,反之则会形成较低的地位认同。具体的假设如下:

假设 2.1:家庭收入在社区中的相对位置对个体地位认同具有显著的正效应。

假设 2.2:家庭资产规模在社区中的相对位置对个体地位认同具有显著的正效应。

(三)社区收入和资产差距的调节作用

国内学者目前较少考虑宏观层次变量的影响。在为数不多的几项研究中,陈云松和范晓光(2016)利用纵贯数据探索了人均 GDP 增幅和基尼系数对地位认同的影响,发现国家层面的基尼系数存在负效应,即基尼系数越大的历史时期,国民整体的地位认同越向下偏移。宋庆宇和乔天宇(2017)发现了地区经济发展水平的调节作用:在经济发达地区,教育、职业等客观地位指标对地位认同的影响更大。笔者认为,除了考察家庭收入和资产的效应外,有必要考察宏观层面变量对它们的调节作用,以深化对绝对地位和相对地位这两种机制的理解。

考虑到过去研究发现国家层面的收入差距可以调节收入对地位认同的效应,笔者推测,社区层面的收入或资产差距也会产生调节作用。关于这种调节作用的方向,过去国家层面的研究发现是收入基尼系数越大,收入对地位认同的效应越大。一方面,研究综述部分已经提及,在收入差距较小的国家,不同收入群体对自身地位的主观判断比较接近,地位认同的变异程度较小,因而收入的效应很小甚至不显著;而在

收入差距较大的国家,高收入者和低收入者的边界较为清晰,前者的地位认同会更加向上偏移,而后者更加向下偏移,从而增强了收入对地位认同的效应。另一方面,收入差距还可能会影响人们是否把收入作为社会比较的指标。在收入差距较小的社会中,收入变异程度很小,导致失去了社会比较的意义;而在收入差距较大的社会中,人们更容易基于收入进行社会比较,从而强化了收入与地位认同的关联。基于上述两个理由,笔者提出如下假设:

假设 3.1:社区成员的收入差距越大,家庭收入对个体地位认同的效应越大。

假设 3.2:社区成员的资产规模差距越大,家庭资产规模对个体地位认同的效应越大。

三、研究设计

(一)数据

本文使用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心实施的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,以下简称 CFPS)。^① 该调查采用多阶段、内隐分层、与人口规模成比例的抽样方法从全国 25 个省(直辖市/自治区)下辖的 162 个区(县)的 649 个村委会/居委会抽取家庭户。这些家庭户以及家庭中所有经济上有联系的家庭成员均为目标访问对象。本文使用第二轮追踪调查(即 CFPS2014)数据,该轮调查对 13946 户家庭的 37147 位 16 岁以上家庭成员进行了访问。CFPS 设置了家庭经济问卷,由家庭最熟悉情况的成员填答,有详实的家庭消费、收入和财产等经济信息。更重要的是,CFPS 在每个社区内部抽样时借助地理信息对家户进行了排序,从而使得同一社区所有被抽中的家户对整个社区具有一定的代表性,这为笔者通过家户信息构造社区层面变量提供了统计基础。

CFPS 数据库由六个子样本构成,分别为上海、辽宁、河南、甘肃、广东五省(市)过度抽样构成的五个“大省”子样本以及由其他二十个省

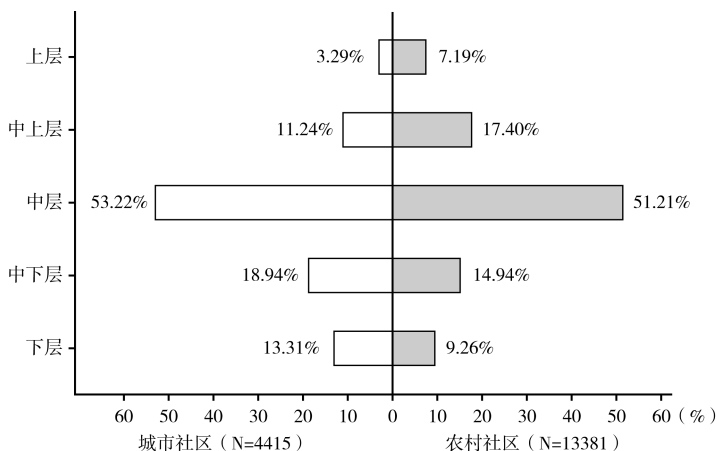
^① 关于 CFPS 项目的更多信息可以访问官方网站:<http://www.issf.pku.edu.cn>,或参考谢宇等,2014。

(市)构成的一个“小省”子样本。五个“大省”子样本经二次抽样与“小省”子样本合并后的样本具有全国代表性。由于本文需考察社区层次的收入和资产状况,笔者删除了社区编号缺失的个案。此外,由于婚姻变化、子女经济独立等原因产生了派生家庭户,这些家庭若不在调查最初抽取的社区中则会被赋予独立的社区编号,从而导致某些社区包含的个案很少。笔者删除了20人以下的社区,以保证社区层次变量的代表性。本文最终使用的样本规模为18934人。

(二)变量

1. 被解释变量

本文的被解释变量是地位认同。CFPS 问卷要求被访者用数字1-5评价自己“在本地的社会地位”,数字越大表示地位认同越高。对于缺失值,笔者首先用被访者在CFPS2012中对应的回答进行替代,若仍旧缺失,则用被访者回答的“家庭在本地的社会地位”和“收入在本地的位置”依次进行替代。图1是笔者分城乡社区对该变量进行的频数统计。^①总体而言,城乡居民的地位认同具有明显的“趋中”特征,即认为自己处于社会中间位置的占据大部分比例,无论在城市还是农村社



数据来源:中国家庭追踪调查(CFPS2014)。

图1 城乡居民地位认同的分布(已加权)

^① 本文的城乡社区或社区类型是虚拟变量,居委会赋值为1,村委会赋值为0。

区均占 50% 左右。但是,地位认同的分布存在明显的城乡差异。城市居民的地位认同呈现向下偏移的倾向,中下层认同的比例(18.94%)大于中上层认同的比例(11.24%);下层认同的比例更是比上层认同的比例高出十个百分点。农村居民的地位认同则与之相反,中上层认同的比例(17.40%)大于中下层认同的比例(14.94%)。显然,农村居民的地位认同高于城市居民,这与此前研究的发现一致(陈云松、范晓光,2016;张翼,2011)。这种现象表明,在考察中国民众的地位认同时,要充分考虑城市社区与农村社区之间的差异。

2. 关键解释变量与调节变量

本文的四个关键解释变量是被访家庭的绝对收入、绝对资产、相对收入和相对资产。绝对收入是指过去一年中家庭所有成员的工资性收入、经营性收入、转移性收入、财产性收入和其他收入的总和。^①绝对资产是指家庭的净资产,包括耐用消费品价值、金融资产、生产性固定资产、家庭总房产、土地资产的总和,再扣除家庭的房贷和其他金融负债。由于部分家庭的绝对资产为负数,笔者将该变量通过 0-1 标准化调整为 0-100 取值。以上两个变量均进行了对数化处理,以减少模型的异方差性。相对收入的操作化方式是把每个社区的绝对收入由小到大排序并生成序号变量(1,2,3…),然后把每个社区的序号变量分别进行 0-1 标准化,使之统一为[0,1]取值,即为相对收入变量。相对资产也通过相同的步骤生成。这两个变量的实际含义是家庭绝对收入或资产在社区范围内的分位数,数值越大表示在本社区的收入或资产排名越靠前。

本文的调节变量是社区的收入差距和资产差距,用基尼系数来衡量。基于同一社区被抽中的每户家庭的绝对收入和资产状况以及权重,笔者通过 STATA 统计软件的 `-ineqdeco-` 命令计算出每个社区的收入基尼系数和资产基尼系数。

3. 其他协变量

本文涉及的其他协变量包括被访者的性别(男性=1)、年龄、婚姻

^① 工资性收入是指家庭成员从事农业或非家受雇工作挣取的税后工资、奖金和实物形式的福利。经营性收入是指家庭从事农林牧副渔业生产经营、个体经营或开办私营企业的净利润。转移性收入是指家庭通过政府的转移支付(如养老金、补助、救济)和社会捐助获取的收入。财产性收入是指家庭通过投资、出租土地、房屋、生产资料等获得的收入。其他收入是指通过亲友的经济支持和赠予获取的收入。

状态(已婚有配偶 = 1)、受教育年限、党员身份(中共党员 = 1)、就业状态(在职 = 1)、社会经济地位指数(ISEI)、自评健康状况以及家庭的恩格尔系数。其中,性别、婚姻状态、党员身份和就业状态为虚拟变量;年龄、受教育年限和社会经济地位指数为连续变量;自评健康状况是被访者用数字 1 - 5 评估的健康状况,数值越大表示越健康,视为连续变量。除了以上这些个体层面的变量外,本文还控制了家庭的恩格尔系数,该变量通过 CFPS2014 家庭数据库提供的两个综合变量(食品支出和家庭总支出)相除得到。以上所有变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 所有变量的描述性统计

变量	全样本				城市子样本		农村子样本	
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	均值	标准差
个体层次变量								
地位认同	2.94	0.99	1	5	2.74	0.94	3.01	1.00
性别(男性 = 1)	0.49	0.50	0	1	0.48	0.50	0.49	0.50
年龄	46.49	17.11	16	104	46.73	16.89	46.41	17.18
婚姻状态(已婚有配偶 = 1)	0.78	0.41	0	1	0.77	0.42	0.79	0.41
受教育年限	7.03	4.71	0	22	9.17	4.60	6.33	4.53
党员身份(中共党员 = 1)	0.06	0.23	0	1	0.11	0.31	0.04	0.20
就业状态(在职 = 1)	0.69	0.46	0	1	0.55	0.50	0.74	0.44
社会经济地位指数(ISEI)	31.60	10.89	19	88	40.19	10.65	28.78	9.38
自评健康	3.01	1.27	1	5	3.01	1.18	3.00	1.29
家庭层次变量								
绝对收入(对数)	1.51	0.69	0	6.1	1.73	0.63	1.45	0.69
绝对资产(对数)	2.59	0.15	2	4.1	2.64	0.19	2.57	0.13
相对收入	0.53	0.27	0	1	0.53	0.28	0.52	0.27
相对资产	0.35	0.28	0	1	0.36	0.28	0.35	0.28
恩格尔系数	0.38	0.20	0	1	0.43	0.20	0.37	0.20
社区层次变量								
社区类型(居委会 = 1)	0.25	0.43	0	1	—	—	—	—
社区收入基尼系数	0.39	0.10	0	0.77	0.35	0.11	0.40	0.09
社区资产基尼系数	0.44	0.10	0	0.73	0.44	0.12	0.44	0.10
个体样本量(N)	18934				4680		14254	
家庭样本量(N_f)	7276				1908		5374	
社区样本量(N_c)	357				108		249	

(三) 研究步骤与模型建构

本文的分析过程分为三步。首先,将地位认同对绝对收入和资产进行回归,以考察绝对收入和资产的效应,检验研究假设 1。然后,将地位认同对相对收入和资产进行回归,以考察家庭相对收入和资产的效应,检验研究假设 2。最后,通过交互模型分别考察社区收入基尼系数对绝对收入效应的调节作用、社区资产基尼系数对绝对资产效应的调节作用,以检验研究假设 3。在模型建构方面,由于 CFPS2014 是聚类样本(cluster sample),同一家庭的所有成员均入样,因此使用两层模型设定(第二层为家庭),以控制未观测到的家庭特征的影响。从因变量阶层认同的描述性统计看,该变量基本服从正态分布,所以使用线性模型进行拟合。本文最终使用的模型为两层混合效应线性回归模型。

四、统计结果分析

(一) 绝对收入和资产对地位认同的影响

笔者首先把地位认同对绝对收入和资产进行回归,表 2 分别展示了全样本、城市子样本和农村子样本的模型估计结果。模型 1 和模型 2 是全样本模型。在其他变量保持不变的情况下,性别、年龄、婚姻状态、党员身份、就业状态、自评健康以及家庭恩格尔系数等对地位认同存在非常显著的影响。其中女性、年长者、已婚者、党员、在职者、自评为健康的群体有相对更高的地位认同水平。这些结果与以往研究一致。同时,家庭恩格尔系数的负效应非常显著,意味着家庭食品支出在总支出中占比越低,个体就会有更高的地位认同水平,这在某种程度上印证了消费对地位认同的影响。值得一提的是,与图 1 呈现的结果一致,社区虚拟变量的系数为负数,表明城市居民的地位认同显著低于农村居民。

表 2 估计绝对收入和资产效应的两层混合效应线性回归模型

	全样本		城市子样本		农村子样本	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
绝对收入(对数)	0.087 *** (0.013)	0.058 *** (0.014)	0.148 *** (0.027)	0.098 *** (0.029)	0.071 *** (0.015)	0.053 ** (0.016)

续表 2

	全样本		城市子样本		农村子样本	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
绝对资产(对数)		0.340 *** (0.066)		0.417 *** (0.096)		0.243 ** (0.089)
男性	-0.075 *** (0.013)	-0.073 *** (0.013)	-0.045 (0.026)	-0.044 (0.026)	-0.080 *** (0.016)	-0.079 *** (0.016)
年龄	0.010 *** (0.001)	0.009 *** (0.001)	0.008 *** (0.001)	0.008 *** (0.001)	0.010 *** (0.001)	0.010 *** (0.001)
已婚有配偶	0.078 *** (0.018)	0.078 *** (0.018)	0.092 ** (0.033)	0.095 ** (0.033)	0.077 *** (0.021)	0.077 *** (0.021)
受教育年限	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)
中共党员	0.296 *** (0.031)	0.292 *** (0.031)	0.242 *** (0.045)	0.236 *** (0.045)	0.325 *** (0.041)	0.324 *** (0.041)
在职	0.065 *** (0.016)	0.066 *** (0.016)	0.030 (0.030)	0.032 (0.030)	0.068 *** (0.020)	0.068 *** (0.020)
ISEI	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.004 ** (0.001)	0.004 ** (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
自评健康	0.094 *** (0.006)	0.093 *** (0.006)	0.098 *** (0.012)	0.097 *** (0.012)	0.093 *** (0.007)	0.093 *** (0.007)
恩格尔系数	-0.241 *** (0.042)	-0.232 *** (0.042)	-0.388 *** (0.082)	-0.358 *** (0.081)	-0.184 *** (0.049)	-0.182 *** (0.049)
居委会	-0.297 *** (0.022)	-0.306 *** (0.022)				
常数项	2.147 *** (0.052)	1.325 *** (0.167)	1.767 *** (0.110)	0.764 ** (0.254)	2.165 *** (0.061)	1.575 *** (0.225)
家庭层次方差	0.230 ***	0.228 ***	0.229 ***	0.223 ***	0.231 ***	0.230 ***
家庭样本量	7276	7276	1908	1908	5374	5374
个人样本量	18934	18934	4680	4680	14254	14254
对数似然值	-25645.70	-25632.42	-6112.38	-6102.94	-19501.95	-19498.25

注:(1) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (双尾检验)。(2)括号内的数字是标准误。

下面关注绝对收入和资产两个变量。模型 1 中绝对收入的系数为 0.087 ($p < 0.001$), 表明绝对收入越高, 则个体的地位认同越高。模型 2 在模型 1 的基础上加入了绝对资产, 系数为 0.340 ($p < 0.001$), 表明绝对资产规模越大, 则个体的地位认同越高。基于城市子样本的模型 3 和模型 4 表明, 在其他变量保持不变的情况下, 绝对收入和资产对城市居民的地位认同具有显著的正效应; 基于农村子样本的模型 5 和模型 6 亦表明绝对收入和资产都具有正效应。不仅如此, 笔者还注意到, 在模型中增加绝对资产变量后, 全样本和城市、农村两个子样本中绝对收入的系数均有所减小, 说明绝对资产部分解释了绝对收入的效应。上述结果说明, 忽略资产可能会使模型高估收入的效应。总体而言, 家庭绝对收入和绝对资产对城乡居民的地位认同都具有积极影响, 假设 1.1 和假设 1.2 均得到验证。

(二) 相对收入和资产对地位认同的影响

接下来, 笔者把地位认同对相对收入和资产进行回归, 表 3 分别呈现了城乡两个子样本模型估计的结果。首先关注城市子样本。模型 1 在表 2 模型 4 基础上加入了相对收入变量。结果显示, 绝对收入的系数显著而相对收入的系数不显著, 说明城市居民绝对收入在社区中的相对位置不影响其地位认同。同样, 模型 2 在表 2 模型 4 基础上加入了相对资产变量, 其系数也不显著, 说明城市居民绝对资产在社区中的相对位置也不影响其地位认同, 假设 2.1 和假设 2.2 并未在城市居民中得到验证。农村子样本的模型估计结果与城市子样本不同。模型 4 在表 2 模型 6 基础上加入了相对收入变量, 其系数为正数且已接近 0.1 的显著性水平。而且笔者尝试过用家庭收入和社区平均收入的对数差构造相对收入变量, 估计出的系数非常显著, 因此, 基本可以认定农村居民相对收入越高, 其地位认同越高。而模型 5 加入了相对资产变量, 系数为 0.195 且在 0.001 水平上显著, 说明相对资产越高, 则农村居民的地位认同越高。换言之, 农村居民的地位认同明显与同社区(同村)其他家庭的收入和资产状况有关: 如果自己家庭的收入和资产规模大于同村其他村民, 则会形成较高的地位认同; 如果自己家庭的收入和资产规模小于同村其他村民, 则会形成较低的地位认同。假设 2.1 和假设 2.2 在农村居民中得到验证。

表 3 估计相对收入和资产效应的两层混合效应线性回归模型

	城市子样本			农村子样本		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
相对收入	-0.087 (0.092)		-0.062 (0.098)	0.104 (0.074)		-0.012 (0.079)
相对资产		-0.075 (0.072)	-0.060 (0.076)		0.195*** (0.045)	0.198*** (0.048)
绝对收入(对数)	0.131** (0.045)	0.100*** (0.029)	0.123** (0.046)	0.015 (0.031)	0.049** (0.016)	0.053 (0.032)
绝对资产(对数)	0.401*** (0.097)	0.488*** (0.117)	0.462*** (0.124)	0.264** (0.091)	-0.006 (0.106)	-0.012 (0.113)
男性	-0.043 (0.026)	-0.044 (0.026)	-0.043 (0.026)	-0.079*** (0.016)	-0.079*** (0.016)	-0.079*** (0.016)
年龄	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)
已婚有配偶	0.096** (0.033)	0.096** (0.033)	0.097** (0.033)	0.076*** (0.021)	0.076*** (0.021)	0.077*** (0.021)
受教育年限	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)
中共党员	0.235*** (0.045)	0.236*** (0.045)	0.235*** (0.045)	0.324*** (0.041)	0.323*** (0.041)	0.323*** (0.041)
在职	0.032 (0.030)	0.032 (0.030)	0.032 (0.030)	0.068*** (0.020)	0.066*** (0.020)	0.066*** (0.020)
ISEI	0.004** (0.001)	0.004** (0.001)	0.004** (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
自评健康	0.097*** (0.012)	0.098*** (0.012)	0.098*** (0.012)	0.092*** (0.007)	0.091*** (0.007)	0.091*** (0.007)
恩格尔系数	-0.355*** (0.081)	-0.355*** (0.081)	-0.354*** (0.081)	-0.179*** (0.049)	-0.168*** (0.049)	-0.168*** (0.049)
常数项	0.798** (0.257)	0.596* (0.301)	0.655* (0.315)	1.518*** (0.229)	2.146*** (0.260)	2.161*** (0.277)
家庭层次方差	0.222***	0.222***	0.222***	0.230***	0.228***	0.228***
家庭样本量	1908	1908	1908	5374	5374	5374
个人样本量	4680	4680	4680	14254	14254	14254
对数似然值	-6102.50	-6102.39	-6102.19	-19497.25	-19488.89	-19488.87

注:(1) * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001(双尾检验)。(2)括号内的数字是标准误。

值得注意的是,在农村子样本的模型中控制相对收入或相对资产后,绝对收入或绝对资产的系数均不再显著,这说明农村居民绝对收入和资产对地位认同的正效应完全被相对地位机制所解释,即高收入或高资产的农村居民之所以具有更高的地位认同,主要是因为他们能在社区中占据相对优势地位。相对地,城市子样本的模型则表明绝对地位机制主导着城市居民地位认同,相对地位机制作用不大。认同机制的差异可以在一定程度上解释为什么城市居民的地位认同会明显低于农村居民。前文提到,绝对地位机制是基于收入、资产等表征客观社会地位指标的全局社会比较,相对地位机制是一种建立在日常人际网络基础上的局部社会比较。绝对地位机制更容易使地位认同向下偏移存在两点原因,第一,全局社会比较没有明确的社会边界,以抽象状态存在的“富人”往往会让人感到强烈的差距,从而降低自身的地位认同。第二,全局社会比较以收入、资产等诸多市场要素为基础,多数人总能在某个维度要素中感受到弱势地位(高勇,2013)。笔者据此推测,越是在绝对地位机制发挥作用、进行全局比较的情境中,地位认同的分布就越接近收入或资产的偏态分布,越是在相对地位机制发挥作用、进行局部比较的情境中,由于人们的日常交往具有选择性和同质性,地位认同的分布就越接近正态分布。^①

相对地位机制为什么在城市居民中失效了?或者说为什么城市居民没有把社区成员作为参考群体?笔者试图从城市和农村社区人际关系特征的差异中寻求解释。借助德国社会学家滕尼斯提出的“共同体/社会”这对具有传统—现代意义的理想类型,笔者认为,农村社区仍保留着较多“共同体”特征,人际关系建立在血缘、地缘等传统纽带基础上。尽管现代化和商品经济的冲击正在不断地改变着农村的血缘和地缘关系,但是几千年来农耕文化孕育的传统人格和社会行为模式并不会即刻消失(周晓虹,1998)。而城市社区更多地呈现出“社会”的特征,人际关系建立在契约纽带上。城市社区中超越家庭的传统共同体形式消失,邻里关系更加松散。人们的关系网络也不再建立在社区

^① 这个推测可以解释中国综合社会调查(CGSS)和中国家庭追踪调查(CFPS)的地位认同分布差异。CGSS要求受访者评估自己在“全社会”的位置,是一种全局比较,而CFPS要求受访者评估自己在“本地”的位置,是一种相对局部的比较,所以CGSS数据的地位认同比CFPS数据表现出更明显的向下偏移倾向。CGSS数据的地位认同变量分布可参见陈云松、范晓光(2016)。

中,而变得更加具有个人选择性(贝克,2004)。滕尼斯(1999:95)非常准确地概括了农村和城市社区在人际纽带方面的区别:在共同体里,尽管有种种分离,但仍然保持着结合;在社会里,尽管有种种结合,仍然保持着分离。因此,只有在共同体特征较为明显的农村社区,社区成员作为参考群体才对地位认同有显著影响,相对地位机制才能发挥其作用。

基于上述分析,笔者提出“地位认同的社会情境性”命题。所谓“地位认同的社会情境性”,是指建构地位认同的过程附着于具体的社会情境中。不同情境中人际纽带不同、对参考群体的定义不同,地位认同的形成过程也会随之不同。例如,城市社区人际关系松散、心理边界模糊,因此社区成员不是城市居民的参考群体,无法影响城市居民的地位认同;而农村社区人际关系紧密、心理边界清晰,因而社区成员是有效的参考群体,可以对地位认同产生影响。该命题亦表明,相对地位机制发挥作用是有条件的。在共同体中,相对地位机制有很强的解释力,甚至可以替代绝对地位机制;而在人际关系松散的社群中,相对地位机制则不具备很强的解释力。

(三)社区收入和资产差距的调节作用

最后,笔者分析社区收入和资产差距如何调节绝对收入或资产的效应。表4展示了分城乡子样本的交互模型的估计结果(绝对收入和绝对资产变量均已对中)。基于城市子样本的模型1和模型2中两个交互项的系数均不显著,说明对城市居民而言,家庭绝对收入和资产的效应并不会随着社区收入或资产差距的变化而变化。这恰好印证了前文的观点,即社区成员不是城市居民的参考群体,因此社区的收入或资产差距不会产生调节作用。基于农村子样本的模型3和模型4中两个交互项的系数均为负数且统计显著,表明农村社区收入基尼系数越高,家庭收入的效应越低;社区资产基尼系数越高,家庭资产的效应越低。简言之,在收入或资产差距越大的农村社区,家庭收入和资产对地位认同的效应越小。^①从表4的统计结果可以看出,假设3.1和假设3.2并未得到验证,而且农村子样本的情况与假设完全相反。

^① 笔者也曾根据社区收入和资产基尼系数的大小将样本划分为若干规模相等的子样本进行分段回归,结果表明在农村子样本中,家庭收入和资产的系数确实在基尼系数较高的情况下更小。城市居民中并不存在这种趋势。

表4 估计社区收入和资产差距调节效应的两层混合效应线性回归模型

	城市子样本		农村子样本	
	模型1	模型2	模型3	模型4
绝对收入 × 社区收入基尼系数	-0.386 (0.210)		-0.264* (0.131)	
绝对资产 × 社区资产基尼系数		0.579 (0.617)		-2.208** (0.739)
绝对收入(对数)	0.267** (0.090)	0.094** (0.030)	0.189** (0.059)	0.064*** (0.017)
社区收入基尼系数	0.583*** (0.166)		0.302** (0.110)	
绝对资产(对数)	0.311** (0.111)	0.029 (0.332)	0.348*** (0.099)	1.474*** (0.390)
社区资产基尼系数		-0.184 (0.139)		-0.340*** (0.102)
社区平均收入(对数)	-0.074 (0.074)	0.017 (0.068)	-0.086* (0.039)	-0.077* (0.039)
社区平均资产(对数)	0.285 (0.193)	0.267 (0.197)	-0.160 (0.194)	-0.154 (0.193)
男性	-0.044 (0.026)	-0.043 (0.026)	-0.080*** (0.016)	-0.078*** (0.016)
年龄	0.008*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)
已婚有配偶	0.094** (0.033)	0.096** (0.033)	0.076*** (0.021)	0.075*** (0.021)
受教育年限	-0.002 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)
中共党员	0.239*** (0.045)	0.236*** (0.045)	0.320*** (0.041)	0.322*** (0.041)
在职	0.025 (0.030)	0.032 (0.030)	0.068*** (0.020)	0.065** (0.020)
ISEI	0.004** (0.001)	0.004** (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
自评健康	0.097*** (0.012)	0.097*** (0.012)	0.092*** (0.007)	0.091*** (0.007)
恩格尔系数	-0.327*** (0.082)	-0.363*** (0.081)	-0.180*** (0.049)	-0.166*** (0.049)

续表 4

因变量:地位认同	城市子样本		农村子样本	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
常数项	1.131 * (0.466)	1.355 ** (0.473)	2.712 *** (0.472)	2.953 *** (0.460)
家庭层次方差	0.219 ***	0.221 ***	0.228 ***	0.228 ***
家庭样本量	1908	1908	5374	5374
个人样本量	4680	4680	14254	14254
对数似然值	-6095.03	-6100.55	-19486.70	-19483.88

注:(1) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (双尾检验)。(2) 括号内的数字是标准误。

如何理解社区层面的收入/资产差距对绝对收入/资产的调节效应与国家层面相反的状况? 以收入为例,笔者认为,在分析国家层面收入差距的调节效应时,绝对地位机制具有更强的解释力。绝对地位机制会使得地位认同的分布向下偏移。全社会收入差距越大(也就是收入分布的偏度越大),那些中低收入群体就越容易感受到强烈的不平等,从而使地位认同向下偏移的程度越大。如图 2(a) 所示,假设 B 国收入差距大于 A 国,则 B 国的低收入群体地位认同将向下偏移,其后果就是导致 B 国的回归线(L_B)的左端较 A 国(L_A)向下移动,形成较大的斜率。所以国家层面的收入差距越大,收入的效应越大。

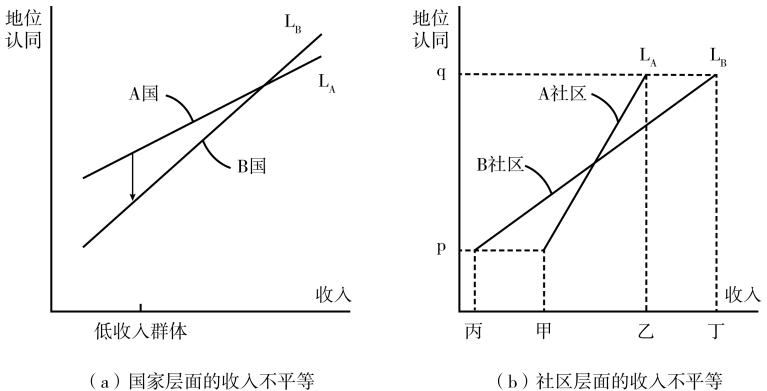


图 2 收入和资产差距调节作用示意图

而在分析社区层面收入差距的调节效应时,相对地位机制具有更强的解释力。由于社区共同体具有相对明确的社会边界,此时人们的

社会比较具有较高效率,社区成员比较容易判断自己在社区中的相对位置。每个社区的相对低收入者都会映射到较低的地位认同,相对高收入者都会映射到较高的地位认同。如图2(b)所示,甲和丙分别是A社区和B社区的收入最低者,他们的地位认同均为 p ,乙和丁分别是A社区和B社区的收入最高者,他们的地位认同均为 q 。显然,收入差距较小的A社区的回归线(L_A)斜率要大于收入差距较大的B社区的回归线(L_B)斜率。我们也可以理解为,在收入差距较小的社区中,一定程度的收入变化将会极大地改变个体在社区中的相对位置,导致收入的效应比较大;而在收入差距较大的社区,一定程度的收入变化很难影响个体在社区中的相对位置,所以收入的效应比较小。

五、结论与讨论

本文通过CFPS2014数据探讨了家庭收入和资产对当代城乡居民地位认同的影响。在绝对地位和相对地位的视角下,笔者发现,首先,家庭绝对收入和资产对城乡居民的地位认同具有显著的正效应。国内研究长期忽视了资产的作用,很可能导致高估收入的效应。其次,家庭收入和资产在居住社区范围内的相对位置(即相对收入和资产)对地位认同具有显著的正效应,但这一规律仅在农村社区成立。最后,居住社区的收入和资产不平等状况会调节家庭绝对收入和资产的效应。越是在不平等的社区,绝对收入和资产对地位认同的正效应越小,但该规律也仅存在于农村社区。基于上述发现,笔者提出“地位认同的社会情境性”命题,指出建构地位认同的过程附着于具体的社会情境中。只有在人际关系更紧密、心理边界更清晰的社区中,社区成员才是有效的参考群体,进而通过相对地位机制影响地位认同以及社区不平等的调节作用。本文的贡献在于将以往存在于研究者想象中的参考群体具象化,从而揭示出农村居民以同村村民为参考群体建构地位认同的过程。未来考察不同群体地位认同和其他社会心理差异时,要充分考虑他们各自所在的社会情境差异以及他们的人际关系网络和参考群体差异,这将为理解人们的主观世界提供富有社会学想象力的思考。

在某种程度上,资产既包含了父辈延续下来的不平等,又包含了个体过去生活积累的不平等,因而具有比收入、教育等分层指标更丰富的

内涵。作为过去父辈和自己积累的财富,资产无需劳动即可自我增长,这对地位认同乃至社会阶层结构产生了深远的影响。本文纳入了家庭资产变量,综合考察了家庭收入和资产对城乡居民地位认同的影响。与过去研究一致,家庭收入和资产对城乡居民地位认同都具有正向影响。而且家庭资产的效应独立于家庭收入。值得一提的是,家庭资产对城市和农村居民都有很重要的意义。对城市居民而言,随着金融、证券、资本和住房等领域改革的深入,城市家庭之间的资产差距日益扩大,包括房产在内的资产正成为界定个体客观阶层位置的重要指标,对地位认同的影响在未来可能会进一步提升。对农村居民而言,房产、田地等外显的家庭资产一直是他们社会地位的象征和用以社会比较的指标。这也能部分解释笔者在田野调查中观察到的现象:农民外出务工赚钱后会选择回家新建或翻建农居房,即便他们并不会长期居住其中,但因为资产的富足能够让农民在社区中拥有更高的相对位置,从而获得更多地位满足感。农民的意义世界扎根于村落共同体中。

本文也呼应了学界围绕共同体的一些讨论。虽然有些学者曾经提到农村社会的个体化趋势和村落共同体的衰落问题(阎云翔,2012;项继权,2009),但就地位认同的建构过程而言,农村社区的共同体色彩仍比城市社区更浓厚,农民仍与他们世代生活的共同体有密切联系。相反,城市社区则不具备浓厚的共同体色彩,或者说失去了共同体的意义(桂勇、黄荣贵,2006;李强,2019)。尽管城市具有更强的流动性,在市场机制和个体自主选择的作用下产生了居住隔离和居住空间阶层化现象,但是相似的人们聚集在一起并没有使他们产生有意义的交往和社会联结。城市社区仅仅是一个地理空间和行政管理上的概念,并不是社区成员认同感、归属感的来源和建构地位认同的场所。在社会学家笔下,共同体通常是现代人热切希望栖息、希望重新拥有的世界,它是一个温暖、舒适、安全以及充满人际互惠的场所(鲍曼,2003)。从农村居民比城市居民拥有更高的地位认同、更强的幸福感以及对社会不平等的反应更为和缓等社会事实来看,共同体对个体的社会认知有一定的积极意义(罗楚亮,2006;怀默霆,2009)。因此,如何使身处现代性中的城市居民形成更积极的心理感受和体验,社区共同体的重建可能是重要的切入点。

贝克认为,反思现代化消解了工业社会中的制度和集体意识,使得人们不再把它们视为理所当然,转而将自己视为生活世界的核心。作

为工业社会的一项制度,阶级也不再占据优势地位,人们可以置身于阶级之外。但贝克提出的“社会不平等的个体化”命题以及类似的“阶级死亡”命题和“碎片化论”并没有得到西方经验研究的支持(贝克尔、哈贾尔,2016)。本文也表明,不管是通过绝对地位机制还是相对地位机制,收入、财富等与阶级阶层相关的指标依然参与并且以一种结构性的力量制约着城乡居民地位认同的建构过程。不仅如此,有学者发现在市场转型背景下,城市居民地位认同的参照系越来越倚重收入、职业等与市场机遇有关的要素,地位认同非但没有与传统的客观阶级结构相分离,反而深深地联系在一起,受到后者越来越大的影响(高勇,2013)。当然,在变动不居的社会里,基于时间截面的研究总是稍显单薄。家庭收入和资产的相对重要性呈现何种变化趋势?村落共同体对农村居民地位认同的影响是否逐渐式微?有效的社区治理是否能让城市居民向趋中地位认同靠拢?本文尚未涉及的这些议题未来需要进一步诊断与探索。

参考文献:

- 鲍曼,齐格蒙特,2003,《共同体》,欧阳景根译,南京:江苏人民出版社。
- 贝克,乌尔里希,2004,《风险社会》,何博闻译,南京:译林出版社。
- 贝克尔,罗尔夫,哈贾尔,安德烈亚斯,2016,《“个体化”与阶级结构——个体生活何以仍然受社会不平等影响》,《国际社会科学杂志》第1期。
- 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:生活·读书·新知三联书店。
- 陈云松、范晓光,2016,《阶层自我定位、收入不平等和主观流动感知(2003-2013)》,《中国社会科学》第12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。
- 桂勇、黄荣贵,2006,《城市社区:共同体还是“互不相关的邻里”》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第6期。
- 怀默霆,2009,《中国民众如何看待当前的社会不平等》,《社会学研究》第1期。
- 李飞,2013,《客观分层与主观建构:城镇居民阶层认同的影响因素分析——对既往相关研究的梳理与验证》,《青年研究》第4期。
- 李江一、李涵、甘犁,2015,《家庭资产-负债与幸福感:“幸福-收入”之谜的一个解释》,《南开经济研究》第5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。
- 李强,2019,《当代中国社会分层》,北京:生活·读书·新知三联书店、生活书店出版有限公司。
- 刘宏、明瀚翔、赵阳,2013,《财富对主观幸福感的影响研究——基于微观数据的实证分析》,《南开经济研究》第4期。

- 刘精明、李路路,2005,《阶层化:居住空间、生活方式、社会交往与阶层认同——我国城镇社会阶层化问题的实施研究》,《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。
- 罗楚亮,2006,《城乡分割、就业状况与主观幸福感差异》,《经济学(季刊)》第3期。
- 毛丹,2010,《村落共同体的当代命运:四个观察维度》,《社会学研究》第1期。
- 皮凯蒂,托马斯,2014,《21世纪资本论》,巴曙松、陈剑、余江、周大昕、李清彬、汤铎铎译,北京:中信出版社。
- 秦广强,2016,《社会分层研究:客观与主观的双重维度》,《理论导刊》第9期。
- 宋庆宇、乔天宇,2017,《中国民众主观社会地位的地域差异——基于对CFPS2012成人问卷数据的“虚拟情境锚定法”分析》,《社会》第6期。
- 滕尼斯,斐迪南,1999,《共同体与社会:纯粹社会学的基本概念》,林荣远译,北京:商务印书馆。
- 田丰,2011,《消费、生活方式和社会分层》,《黑龙江社会科学》第1期。
- 韦伯,马克斯,1997,《经济与社会(上卷)》,林荣远译,北京:商务印书馆。
- 翁定军,2010,《阶级或阶层意识中的心理因素:公平感和态度倾向》,《社会学研究》第1期。
- 翁定军、何丽,2007,《社会地位与阶层意识的定量研究:以上海地区的阶层分化为例》,上海:上海人民出版社、格致出版社。
- 项继权,2009,《中国农村社区及共同体的转型与重建》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第3期。
- 肖日葵、仇立平,2016,《“文化资本”与阶层认同》,《国家行政学院学报》第6期。
- 谢宇、胡婧炜、张春泥,2014,《中国家庭追踪调查:理念与实践》,《社会》第2期。
- 许琪,2018,《“混合型”主观阶层认同:关于中国民众阶层认同的新解释》,《社会学研究》第6期。
- 阎云翔,2012,《中国社会的个体化》,陆洋等译,上海:上海译文出版社。
- 张海东、杨城晨,2017,《住房与城市居民的阶层认同——基于北京、上海、广州的研究》,《社会学研究》第5期。
- 张文宏、刘琳,2013,《住房问题与阶层认同研究》,《江海学刊》第4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。
- 中国社会科学院“当代中国人民内部矛盾研究”课题组,2004,《城市人口的阶层认同现状及影响因素》,《中国人口科学》第5期。
- 周晓虹,1998,《传统与变迁:江浙农民的社会心理及其近代以来的嬗变》,北京:生活·读书·新知三联书店。
- Andersen, R. & J. Curtis 2012, “The Polarizing Effect of Economic Inequality On Class Identification: Evidence from 44 Countries.” *Research in Social Stratification & Mobility* 30 (1).
- Becker, U. 2007, “Beyond Class and Nation: Reframing Social Inequalities in A Globalizing World.” *British Journal of Sociology* 58(4).
- Centers, R. 1949, *The Psychology of Social Classes*. Princeton: Princeton University Press.

- Chen, Y. & M. Williams 2017, "Subjective Social Status in Transitioning China: Trends and Determinants." *Social Science Quarterly* 6.
- Evans, M. D. R. & J. Kelley 2004, "Subjective Social Location: Data from 21 Nations." *International Journal for Quality in Health Care* 16(1).
- Etzioni, A. 1996, "The Responsive Community: A Communitarian Perspective." *American Sociological Review* 61(1).
- Festinger, L. 1954, "A Theory of Social Comparison Processes." *Human Relations* 7.
- Hodge, R. W. & D. J. Treiman 1968, "Class Identification in The United States." *American Journal of Sociology* 73(5).
- Hout, M. 2008, "How Class Works in Popular Conception." In A. Lareau & D. Conley (eds.), *Social Class: How Does It Work?* New York: Russell Sage Foundation.
- Jackman, M. R. & R. W. Jackman 1973, "An Interpretation of the Relation Between Objective and Subjective Social Status." *American Sociological Review* 38(5).
- Li, J. 2018, "Expanding Wealth Inequality and Changing Class Identification: A Temporal Trend Analysis On Shanghai, China (1991 - 2013)." XIX ISA World Congress of Sociology, Toronto, July 15 - 21.
- Li, S. & H. Wan 2015, "Evolution of Wealth Inequality in China." *China Economic Journal* 8 (3).
- Lindemann, K. & E. Saar 2014, "Contextual Effects On Subjective Social Position: Evidence from European Countries." *International Journal of Comparative Sociology* 55(1).
- OECD 2011, *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising*. Paris: OECD Publishing.
- Pakulski, J. & M. Waters 1996, *The Death of Class*. London: Sage.
- Saunders, P. 1978, "Domestic Property and Social Class." *International Journal of Urban & Regional Research* 2.
- Speer, I. 2016, "Race, Wealth, And Class Identification in 21st-Century American Society." *Sociological Quarterly* 57(2).
- Xie, Y. & X. Zhou 2014, "Income Inequality in Today's China." *Proceedings of the National Academy of Sciences* 111(19).

作者单位:南京大学社会学院
责任编辑:徐宗阳