

当代中国青年主观社会地位认知的变迁

——基于年龄—时期—队列效应的分析

雷开春 裘晓兰 刘琳

摘要: 青年对主观社会地位的认知是影响社会稳定的重要因素。运用“中国社会状况综合调查”2006—2019年数据,对当代中国青年主观社会地位认知的整体水平及其年龄—时期—队列效应进行探讨。研究发现,中国青年的主观社会地位认知呈向下偏移趋势;在年龄维度上呈“U”形变化趋势,青年中期的主观社会地位认知低于青年早期和青年晚期的主观社会地位认知;在时期维度上呈“N”形变化趋势,青年的主观社会地位认知在2006年至2011年不断提高,2011年至2017年不断下降,2019年略微提高;在队列维度上,各队列的主观社会地位认知不存在显著差异。为防范青年主观社会地位认知不断向下偏移,青年政策应更关注青年的现实生活困境和职业发展。

关键词: 青年 主观社会地位认知 年龄—时期—队列效应

主观社会地位认知^①是阶层意识的重要内容,主要指个人对自己在社会阶层结构中所占位置的感知(Jackman & Jackman, 1973)。主观社会地位认知不仅是衡量社会结构现代化程度的重要维度,也是决定国民总体社会心态和政治倾向的关键因素(陈云松、范晓光, 2016);新的集体行动和社会运动大多建立在主观社会地位认知的基础之上(李培林, 2008)。作为国家经济社会发展的主力军和中坚力量,青年的主观社会地位认知对社会秩序的维持及社会稳定具有不可估量的作用(黄丽娜, 2016)。大量研究表明,主观社会地位认知是青年群体幸福感和生活满意度的整体性反映(Tan et al., 2020)。政府青年政策的制定要充分考虑青年主观社会地位认知的发展趋势。

然而,较少有研究关注我国青年的主观社会地位认知,目前国内对主观社会地位认知的研究大多聚焦于整体人群。已有研究发现,虽然民众收入水平和平均受教育年限不断提高,但总体的主观社会地位认知似乎并未出现与社会发展相一致的提升,相反还出现明显的“向下偏移”倾向(刘欣, 2001;冯仕政, 2011;高勇, 2013)。与之不同,有研究却发现,中国青年的社会地位信心较强,无论是对目前主观社会地位的认知,还是对未来主观社会地位的认知都呈现出中间多两极少的“橄榄型”特征(雷开春, 2015)。这表明,青年群体的主观社会地位认知可能呈现出与整体人群不一样的特征。但由于这一研究使用的是特定青年群体的截面数据,要考察青年群体与整体人群的趋势是否一致,需要更多的长期数据进行验证。同时,虽有不少研究关注整体人群的主观社会地位认知的发展趋势,但大多仅考虑其中一种时间维度的影响效应,少有研究对年龄、时期和队列三种时间效应进行区分。显然,仅对年龄、时期和队列效应进行单一维度的考察,存在假设其他两个时间效应对观测因变量不会产生分化影响的潜在逻辑(Yang & Land, 2013),而这显然不符合现实逻辑。因此,有必要对这三种时间效应进行分离。

^① 国内外相关研究中,与阶层认同相同或相近的概念非常多,中文如“阶层自我定位”“阶层认同”“主观阶层认同”等(参见陈云松、范晓光, 2016),英文如“class identification”“subjective social class”“subjective social status”“self-rated class”“subjective socioeconomic standing”等。但从实证研究的操作化来看,均采用多级阶梯式量表来测量,差异大多集中在梯度的量级上(Andersen & Curtis, 2012)。为此,本研究统一使用“主观社会地位认知”(subjective social status)这一表述。

综上,本研究使用2006—2019年“中国社会状况综合调查”(Chinese Social Survey, CSS)七轮调查数据,对中国青年主观社会地位认知的整体现状进行分析,并分别探索青年主观社会地位认知在年龄、时期及队列上的变化趋势。

一、相关文献综述

(一) 主观社会地位认知的年龄效应

年龄效应(age effect)揭示的是生命周期模式,主要反映与年龄相关的、伴随生命历程和因社会角色更替而产生的变迁效应(Yang & Land 2008)。人们对社会生活的感知常常与他们的社会经验和角色转换息息相关,在生命历程的不同阶段对自身社会地位的判断可能存在明显差异。有研究表明,在西方国家,年龄增长会提高民众认同较高阶层的概率(Yamaguchi & Wang, 2002)。但年龄增长对主观社会地位的认知效应也可能存在内部差异性。有研究表明,对弱势青年群体来说,随着年龄的增长,其主观社会地位认知下降的趋势非常普遍,而强势青年群体未呈现这种趋势(Rahal et al., 2020)。这些研究表明,主观社会地位认知可能存在年龄效应,但有关年龄效应的具体方向并未形成一致性结论。

国内有关主观社会地位认知年龄效应的研究结果也不一致。一部分研究认为,主观社会地位认知存在正向的年龄效应。例如,黄丽娜(2016)对“中国综合社会调查”(Chinese General Social Survey, CGSS) 2013年数据的分析发现,总体来看,年龄对主观社会地位认知存在正向影响。陈云松和范晓光(2016)基于2003—2013年“中国社会状况综合调查”数据和CGSS数据分析发现,在其他因素不变的情况下,年长者具有相对较高的主观社会地位认知。但更多研究支持主观社会地位认知的负向年龄效应。例如,侯志阳和孙琼如(2010)通过对城乡青年主观社会地位认知现状及其影响因素的分析发现,年龄对全体青年和城市青年主观社会地位认知的影响具有统计显著性,并且方向为负,即年龄越大,越会认为自己在社会中的地位低。蔡禾等(2020)分析中山大学2016年“中国劳动力动态调查”(China Labor-Force Dynamic Survey, CLDS)数据发现,年龄与主观社会地位认知呈负相关,即年龄越大,主观社会地位认知越低。李骏(2021)通过对5期上海调查数据的分析也发现,年龄的主效应显著为负,表明年龄越大主观社会地位认知越低,但当控制四个客观社会地位变量(教育、职业、收入、住房)后,年龄的主效应不再显著。此外,陈光金(2013)的研究还发现,在2008年,年龄的增长会导致主观社会地位认知水平降低,但在2001年、2006年和2011年不显著,表明年龄效应可能与时期效应混合在一起。

可以看出,国内相关研究对主观社会地位认知是否存在年龄效应及其具体表现方向尚未达成一致。通过进一步对比,我们发现,已有大多数研究并未考虑年龄与主观社会地位认知可能存在非线性关系,未将年龄效应与其他时间效应进行分离。对年龄变量的操作化和分析方法的不足,使我们难以清楚地看到中国青年主观社会地位认知的年龄效应,因此有必要进行年龄—时期—队列(age-period-cohort, APC)效应分析。

(二) 主观社会地位认知的时期效应

时期效应(period effect)反映的是不同时代背景下,人们对自身社会地位的主观判断。不同的调查阶段有特定的宏观社会经济状况和社会结构,可能对所有年龄人口产生相似的影响(Yang & Land 2008)。从国外研究来看,主观社会地位认知的整体结构一般随着经济社会的发展和职业阶层结构向上调整而不断提高。例如,在美国,20世纪50年代认为自己属于中层(含中上)的比例为47.0%,1975年为51.5%,1979年,这一比例提高到76.4%(Jackman, 1979);在日本,1955年大约60.0%的人认为自己属于“中下”层和“下下”层,而到1975年,已有75.0%的人认为自己属于中等阶层(含“中上”与“中下”)(转引自陈光金, 2013)。有研究发现,自20世纪90年代以来,英国的阶级不平等并未扩大(Richards & Paskov, 2016)。最新研究也表明,1980年至2018年,德国工人的主

观社会地位认知的绝对值有所上升,但与中层以上者相比,其相对值有所下降;而美国工人则未出现相对值下降现象(Nolan & Weisstanner 2021)。由此可见,在不同的时期和社会背景下,人们的主观社会地位认知可能呈现出不同的时期效应。

在国内,大量研究表明,中国人的主观社会地位认知呈现出向下偏移的趋势。例如,冯仕政(2011)的研究发现,从2003年到2006年,自认为属于“中下层”和“下层”的比例增加了13.9%,并且主要是从“中层”而不是从“上层”或“中上层”转移出来的,即中国民众的“底层认同”不断扩大,“中层认同”不断减少。高勇(2013)的研究发现,从2001年到2005年,中国人主观社会地位认知均出现了不同程度的下移,其中认为自己属于“上层”的减少近一半(从29.4%减少到15.5%),而认为自己属于“下层”的比例则增加了20个百分点(从15.7%增加到36.3%)。陈光金(2013)的研究表明,几乎每一个职业群体和阶层,在2001年到2011年都经历了主观社会地位认知水平下移(不仅包括认为自己属于中层的比例下降,也包括认为自己属于中上层和上层的比例下降)的过程。田丰(2017)的研究发现,农民工的主观社会地位认知呈现“逆成长”态势,即社会经济结构改善没有真正提高农民工的主观社会地位认知。李骏(2021)通过分析上海的长期数据认为,主观社会地位认知的时期主效应显著为负,表明上海民众平均的主观社会地位认知历年有所下降。但也有研究得出不同的结论。例如,陈云松和范晓光(2016)的研究发现,从2003年到2013年,中国民众主观社会地位认知的总体结构在时间上相对稳定。

从现有相关研究可以看出,国内研究关于主观社会地位认知是否存在时期效应仍未达成一致,需要更多长期纵向数据的支持。虽然国内外已有一些研究对主观社会地位认知的时期效应进行关注和剖析,但对青年群体的关注相对较少;同时,由于分析方法的局限,上述大多数研究仍属于对时期效应的粗略分析,未能准确说明青年群体主观社会地位认知的整体发展趋势。

(三) 主观社会地位认知的队列效应

队列效应(cohort effect)反映的是相同社会变迁因素(如早年生活条件、社会因素或社会经历)对出生于同一年代的人群可能会有相似的影响(Yang & Land 2008)。例如,属于同一出生队列的“80后”或“90后”经历过同一历史事件的下岗工人,等等。队列效应强调的是个人生命中各个阶段与社会历史互动的研究方法,假定特定的社会变迁或历史事件会产生特定的影响,导致这一人群的经历具有相似性,从而使不同队列的人群呈现出不同的生命轨迹(封婷等 2013)。

从已有文献看,国外学者对主观社会地位认知队列效应的关注并不多,只在相关研究中有零星的提及,且因分析方法的局限,几乎没有研究对队列效应进行APC分离。例如,一项研究通过使用出生日期分组的方法发现,1980—2018年,德国工人阶级的主观社会地位认知相对值的下降似乎是由20世纪50年代和60年代出生的群体推动的;在美国,60年代出生的工人阶级群体的主观社会地位认知也有所下降(Nolan & Weisstanner 2021)。因此,国外研究尚无法回答不同年代青年主观社会地位认知是否存在队列效应的问题。

在中国,通常以十年为一代划分不同队列的人(如“70后”“80后”“90后”等),他们分别经历了差异巨大的社会变革(如职业变化、住房改革、医疗改革、教育改革、户籍改革等),不同队列群体的主观社会地位认知可能存在较大差异。比如,有研究发现,中国主观社会地位认知的队列效应显著为正,表明越晚出生的世代,其主观社会地位认知越高;但当控制四个客观社会地位变量(教育、职业、收入、住房)后,世代的主效应不再显著,表明不同世代受访者的差异可能受其客观地位的影响(李骏 2021)。一项对农民工群体的研究表明,“70后”农民工社会地位自评最高,“80后”农民工社会地位自评最低(田丰 2017)。另一项对“中国家庭追踪调查”(Chinese Family Panel Survey, CFPS) 2010—2012年数据的分析发现,社会流动可能导致农民工主观社会地位认知的代际差异:青年农民工在主观社会地位认知评定标准上明显高于青年农民;新生代农民工在评价标准上与老一代农民工没有明显区别;更重要的是,从离开户口登记地的那一刻起,流动人口的评估标准就在逐年提高(Wang 2017)。可以看出,国内学者比国外学者更关注主观社会地位认知的队列效应,但对

队列效应的具体结论仍存在差异。因此有必要采用更长期和更大范围的数据对相关结论进行检验。

综上所述,尽管近年来有关中国青年阶层焦虑问题的讨论较多(雷开春 2015、2018;朱慧劼、王梦怡 2018)但对青年群体主观社会地位关注的关注仍然较少,且主要集中在对部分青年群体的研究上(侯志阳、孙琼如 2010;雷开春 2018)。同时,由于变量操作和分析方法的局限性,目前国内外研究尚不能回答以下问题:青年群体主观社会地位认知在三个时间维度上的效应是否独立存在?效应的具体表现如何?年龄效应是否存在非线性关系?本研究试图通过分析2006年到2019年前后14年的纵向实证调查数据回答上述问题。这不仅能为阶层研究、青年研究和社会心理研究提供更丰富的实证数据,也可为有关政府部门把握青年社会心理的发展趋势提供政策参考。

二、研究方法

(一) 数据来源

本研究所用数据来自2006年、2008年、2011年、2013年、2015年、2017年和2019年“中国社会状况综合调查”七轮全国数据。“中国社会状况综合调查”是中国社会科学院社会学研究所于2005年发起的一项全国范围的大型连续性抽样调查项目。该调查是双年度为主的纵贯调查,采用概率抽样的入户访问方式,调查区域覆盖31个省/自治区/直辖市,包括151个区市县和604个村/居委会,每次调查访问7000—10000个家庭。

根据世界卫生组织最新确定的年龄分段,青年人的年龄上限提高到44岁^①;结合CSS七轮的调查时间,本研究将研究对象限定在17—44岁,对应的出生队列为1962—2002年。在删除无效数据后,符合条件的样本总量为36754个,其中各年份的样本量分别为:2006年4342个,2008年4243个,2011年4082个,2013年6772个,2015年5961个,2017年5642个,2019年5712个,各年份样本占比均在一到两成。样本平均年龄为31.45岁(标准差为7.83);男性女性差不多各占一半。

(二) 变量设置

1. 因变量

本研究所关注的因变量为主观社会地位认知。七轮调查对其均有测量,测量的问题和方式完全一致。“您认为您本人的社会经济地位在本地大体属于哪个层次?”答案设定为1—5,分别对应“下”“中下”“中”“中上”“上”五个层级,并设置了“不好说”这个模糊选项。在具体分析时,为使结果更具直观性,主观社会地位认知被操作化为连续变量,选项“不好说”不进入分析模型。

2. 自变量

本研究的自变量为年龄、时期和队列。其中,年龄变量被放在第一层面上,时期和队列两个变量被放在第二层面上。年龄变量为受调查者的实际年龄,从17岁到44岁,是一个连续变量;时期变量为实际调查年份,即2006年、2008年、2011年、2013年、2015年、2017年和2019年;队列变量由出生年份转换而来。有研究提出,可按照相对应的历史事件或社会变迁来进行队列划分(Mannheim, 1970),也有研究按照3岁一组、6岁一组或10岁一组进行划分(石超、乔晓春 2017)。通过对不同分组形式的检测结果,本研究发现,以5岁一组的分组形式更能体现队列效应。考虑到文章容量,正文只列出5岁一组队列的分析结果。

3. 控制变量

本研究主要控制性别、党员身份、受教育年限、婚姻状况、户籍类型、单位性质、房产状况、职业类型等人口统计变量和客观社会地位变量。已有研究表明,这些变量都可能对主观社会地位认知

^① 2013,《世卫组织提出新年龄分段:44岁及以下为青年人》5月13日(<https://www.chinanews.com.cn/sh/2013/05-13/4813573.shtml>) 最后访问日期:2022年3月22日。

产生显著影响(陈云松、范晓光 2016; 田丰 2017; 李骏 2021; 胡荣、龚灿林 2021)。另外,收入一直也被认为是影响主观社会地位认知的重要因素,但由于数据缺失较为严重,未将其纳入分析模型。所有变量的测量以及描述性统计见表 1。

表 1 样本的描述性统计

变量	变量编码	均值	标准差	最小值	最大值
因变量					
主观社会地位认知	1—5,由低到高	2.32	0.89	1	5
自变量和控制变量					
第一层面变量					
性别	男性 = 1, 女性 = 0	0.51	0.50	0	1
户籍类型	农业户口 = 1, 非农业户口 = 0	0.66	0.47	0	1
婚姻状况	有配偶 = 1, 无配偶 = 0	0.71	0.45	0	1
党员身份	党员 = 1, 非党员 = 0	0.08	0.27	0	1
房产状况	有房产 = 1, 无房产 = 0	0.94	0.24	0	1
单位性质	体制内 = 1, 体制外 = 0	0.13	0.33	0	1
受教育年限	受教育的年数	10.58	3.85	0	19
职业类型					
管理者和负责人	管理者和负责人 = 1, 专业技术人员 = 1, 办公和办事人员 = 1, 商业服务人员 = 1, 农业和产业工人 = 0	0.03	0.16	0	1
专业技术人员		0.07	0.26	0	1
办公和办事人员		0.07	0.26	0	1
商业服务人员		0.18	0.38	0	1
年龄	调查当年的年龄	31.45	7.83	17	44
第二层面变量					
队列	5岁一组队列			1960	1995
时期	调查时期			2006	2019

(三) 分析方法

为分析中国青年主观社会地位认知的年龄、时期和队列效应,本研究采用杨扬和兰德(Yang & Land 2006)提出的多层次 APC 交叉分类随机效应模型(hierarchical APC-cross-classified random effects models, HAPC-CCREM)。通过将年龄效应、时期效应和队列效应放置在模型的不同层次,该模型既解决了模型识别的问题,又能够观察时期和队列的差异,从而避免三者完全共线性的问题。这一模型的优势在于在处理多期横断面调查数据时,不要求每一年度都必须有调查数据;同时,对多期横断面调查年份的间隔也没有固定年限的要求。

第一层模型是个体层面模型。根据相关研究发现,年龄与收入呈现出二次曲线,收入与主观社会地位认知正相关,本研究将主观社会地位认知表达为固定效应年龄的二次曲线。其他个体层面的变量(如性别、户籍、职业等)均放在第一层模型中。第二层模型是群体层面模型。由于同一时期或同一队列的青年经历的社会事件和人生经历相似,在群体层面会有相似的影响,时期和队列都可以被视为群体层面的变量;因此,第二层放入时期和队列变量。具体数学表达式如下:

第一层:个体层面

$$Y_{ijk} = \beta_{0jk} + \beta_{1jk}Age_{ijk} + \beta_{2jk}Age_{ijk}^2 + \beta_3Sex + \beta_4Marriage + \beta_5Hukou + \beta_6Membership + \beta_7Pproperty + \beta_8Unit + \beta_9Education + \beta_{10}Occupation1 + \beta_{11}Occupation2 + \beta_{12}Occupation3 + \beta_{13}Occupation4 + e_{ijk} \quad e_{ijk} \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

第二层: 群体层面

$$B_{0jk} = \gamma_0 + u_{0j} + v_{0k}, u_{0j} \sim N(0, \sigma_u), v_{0k} \sim N(0, \sigma_v) \quad (2)$$

其中 $i=1, 2, \dots, n_{jk}$ 代表在队列 j 和时期 k 中的个体; $j=1, 2, \dots, j$ 代表出生队列; $k=1, 2, \dots, k$ 代表时期(调查年份)。在模型中, 处于队列 j , 且在 k 年被访问的个体 i 的主观社会地位认知为 Y_{ijk} 。 Y_{ijk} 的变化可以被个体层面自变量以及由出生队列和时期所产生的截距效应解释。 β_{0jk} 代表截距, 即处在队列 j 和被测年份 k 中所有青年个体主观社会地位认知的均值。 $\beta_1, \dots, \beta_{13}$ 为第一层固定效应的系数; e_{ijk} 为残差, 即个体层面模型中无法解释的部分, 其被设定为均值为 0、方差为 δ^2 的正态分布; γ_0 为所有青年个体的主观社会地位认知在各个时期和队列的平均值; μ_{0j} 是队列 j 作用在 β_{0jk} 的随机效应, 也可以理解为队列 j 在各个时期的贡献度, 其呈正态分布, 均值为 0, 方差为 τ_u ; ν_{0k} 为时期 k 的作用在截距上的随机效应, 即时期 k 在各个队列上的贡献度, 其也呈正态分布, 均值为 0, 方差为 τ_v 。此外, $\beta_{0j} = \gamma_0 + \mu_{0j}$ 可看作队列 j 在各个时期的主观社会地位认知的均值; 而 $\beta_{0k} = \gamma_0 + \nu_{0k}$ 则可以被看作时期 k 在各个队列的主观社会地位认知的平均值。研究最后采用 SAS 软件进行统计分析。

三、研究结果

(一) 中国青年主观社会地位认知的现状

数据分析结果(见表 2)显示, 2006—2019 年, 中国青年主观社会地位认知的平均值为 2.32(标准差为 0.89)。这表明, 中国青年群体的主观社会地位认知水平处于“中下层”到“中层”之间, 相对比较集中。同期中国人整体的主观社会地位认知平均值为 2.26(标准差为 0.92), 表明中国青年的主观社会地位认知与中国人整体的主观社会地位认知水平差异并不明显。

表 2 中国青年与中国人整体主观社会地位认知分布的对比(%)

时期	下层		中下层		中层		中上层		上层	
	青年	整体	青年	整体	青年	整体	青年	整体	青年	整体
2006 年	23.0	26.1	30.2	29.4	41.0	38.5	5.3	5.5	0.5	0.4
2008 年	19.7	21.5	29.8	30.8	42.2	39.9	7.6	7.2	0.7	0.7
2011 年	14.1	18.7	29.6	30.2	46.5	43.0	9.0	7.7	0.7	0.5
2013 年	18.3	22.1	30.8	29.7	43.7	41.2	6.8	6.5	0.5	0.5
2015 年	23.6	27.9	33.2	30.5	39.3	37.4	3.7	3.9	0.2	0.3
2017 年	29.3	35.3	33.9	30.6	33.2	31.0	3.1	2.8	0.4	0.3
2019 年	21.3	22.8	31.2	28.4	40.9	41.5	6.2	6.4	0.4	0.9
均值	21.6	21.6	31.4	31.4	40.8	40.8	5.8	5.8	0.5	0.5

为更好地理解中国青年的主观社会地位认知现状, 表 2 还列出同期中国人整体的主观社会地位认知的分布情况, 以便进行横向比较。从 14 年主观社会地位认知的分布来看, 青年群体和中国人整体的比例完全一致: 仅有极少数人(6.3%)的主观社会地位认知达到“中上层”或“上层”, 四成人认同“中层”, 三成人认同“中下层”, 另有两成人认同“下层”。在不同调查时期, 青年群体也表现出与整体人口相似的分布, 差异均在 5% 以内。

从表 2 还可以看出, 青年主观社会地位认知的粗时期效应。2017 年青年群体中认同“下层”的比例最高, 为 29.3%, 2011 年的比例最低, 仅 14.1%, 几乎只有 2017 年的一半; 2017 年青年群体中

认同“中下层”的比例最高(33.9%) 2011年的比例最低(29.6%);2011年青年群体中认同“中层”的比例最高(46.5%),快接近半数,而2017年的比例最少(仅有33.2%);2011年青年群体中认同“中上层”的比例最高,为9.0% 2017年仅为3.1%。从中可以看出,青年群体在2011年和2017年的差异最大,其中2011年的主观社会地位认知程度最高,2017年的主观社会地位认知程度最低。图2的实线部分可以更加直观地呈现这一结果。

(二) 中国青年主观社会地位认知的 APC 效应分析

为分别探讨不同变量的独立影响效应,本研究建立了3个模型(见表3)。其中,模型1仅考虑个体层面变量,模型2在模型1的基础上加入队列变量,模型3在模型2的基础上加入时期变量。

表3 中国青年主观社会地位认知的 APC 效应结果(非标准化系数)

	模型 1	模型 2	模型 3
固定效应			
截距	2.5561***	3.2825***	2.5222***
年龄	-0.0538***	-0.0894***	-0.0549***
年龄平方	0.0007***	0.0010***	0.0007***
男性 ^a	-0.0757***	-0.0835***	-0.0844***
职业类型 ^b			
管理者和负责人	0.4292***	0.4292***	0.4096***
专业技术人员	0.1720***	0.1742***	0.1626***
办公和办事人员	0.1002***	0.1022***	0.0984***
商业服务人员	0.0740***	0.0796***	0.0717***
党员 ^c	0.1560***	0.1579***	0.1638***
受教育年限	0.0241***	0.0291***	0.0287***
有配偶 ^d	0.1927***	0.1790***	0.1734***
农业户口 ^e	0.0245 ^l	0.0516**	0.0532***
体制内工作者 ^f	0.0734***	0.0635**	0.0634***
有房产 ^g	0.3046***	0.3348***	0.3147***
随机效应			
队列			
1960年		0.1553 ^o	-0.0074
1965年		0.2128**	-0.0008
1970年		0.1597 ^o	0.0092
1975年		0.0791	0.0068
1980年		-0.0064	-0.0007
1985年		-0.0903	0.0009
1990年		-0.1653 ^o	0.0051
1995年		-0.3451***	-0.0131
时期			
2006年			0.0202
2008年			0.0938 ^l
2011年			0.1664**

续表 3

	模型 1	模型 2	模型 3
2013 年			0.0564
2015 年			-0.1001 [*]
2017 年			-0.2217 ^{***}
2019 年			-0.0151
协方差参数			
队列		0.0370 [*]	0.0002
时期			0.0168 [*]
个体	0.7523 ^{***}	0.7469 ^{***}	0.7385 ^{***}
拟合统计量			
AIC	68415.20 ^{***}	68257.17 ^{***}	67951.80 ^{***}

注:¹ $p < 0.1$, ^{*} $p < 0.05$, ^{**} $p < 0.01$, ^{***} $p < 0.001$ 。a 为男性,以女性为参照;b 为职业类型,以农业和产业工人为参照;c 为党员,以非党员为参照;d 为有配偶,以无配偶为参照;e 为农业户口,以非农业户口为参照;f 为体制内工作者,以体制外工作者为参照;g 为有房产,以无房产为参照。

从表 3 可以看出,年龄变量系数在三个模型中均为负值,年龄平方系数在三个模型中均为正值,且均达到统计上的显著水平。这说明,年龄和主观社会地位认知呈显著的“U”型分布关系,即人们在青年早期和青年晚期的主观社会地位认知要高于青年中期的主观社会地位认知。图 1 中的实线部分能更直观地呈现这一结果。

比较模型 1 和模型 2,可以看出,在加入队列变量后,虽然个体层面变量的系数均无明显变化,但截距有明显的提高,从 2.5561 提高到 3.2825;而个体变量的方差效应相比模型 1 则显著减小,从 0.7523 减少到了 0.7469。这说明,在控制个体变量但不控制时期变量的情况下,青年主观社会地位认知会呈现出显著的队列效应(协方差参数 = 0.0370, $p < 0.05$)。在模型 3 中继续加入时期变量后,个体层面变量的系数无太大变化,但截距有明显的下降,从 3.2825 下降到 2.5222;队列的方差效应也有显著减小,从 0.0370 ($p < 0.05$) 减少到 0.0002 ($p > 0.05$)。这表明,主观社会地位认知的时期效应对队列效应有明显的抵消作用,即不同队列在主观社会地位认知上的差异并不显著。

同时,模型 3 的 AIC 拟合度值相较于模型 1 和模型 2 均有所减小,证明模型 3 的拟合度最佳;时期的方差效应也达到统计上的显著水平(协方差参数 = 0.01678, $p < 0.05$)。这表明,青年的主观社会地位认知随时期发展有明显变化。从模型系数看,青年的主观社会地位认知在 2011 年达到最高峰,之后一直下降,到 2017 年跌至谷底,2019 年才略有提高。

(三) 中国青年主观社会地位认知的粗—净效应对比

为更加直观地分析中国青年主观社会地位认知的年龄、时期和队列的独立效应,我们分别绘制了粗—净年龄效应、粗—净时期效应和粗—净队列效应的对比图(见图 1—图 3)。其中,粗效应均为不控制任何变量的情况下,主观社会地位认知各时间维度上的变化趋势。从中可以看出,对青年主观社会地位认知进行 APC 分析非常有必要,如果不分离三类时间效应,其结果可能存在较大的偏误。

具体来看,从图 1 可以看出,青年主观社会地位认知的粗年龄效应呈现出不断下降的趋势,而净年龄效应则呈现出“U”形趋势,在 38 岁降到谷底后,开始逐渐提高。从两条线的位置来看,净年龄效应值明显比粗年龄效应值低。这表明,如果不对青年主观社会地位认知进行 APC 分析,我们可能会高估不同年龄青年的主观社会地位认知水平。

从图 2 可以看到,青年主观社会地位认知的净时期效应呈现出典型的“N”形趋势,且和粗时期效应的变化趋势基本一致。其中,从 2006 年到 2011 年,净时期效应的变化幅度比粗时期效应的变

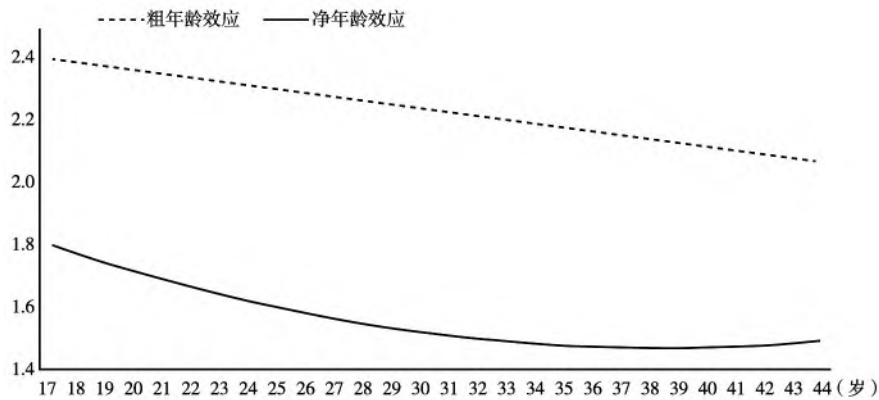


图1 青年主观社会地位认知的年龄效应

化幅度小。从两条线的位置来看,净时期效应值明显高于粗时期效应值。这说明,如果不对青年主观社会地位认知进行 APC 分析,我们可能会低估不同时期青年的主观社会地位认知水平。

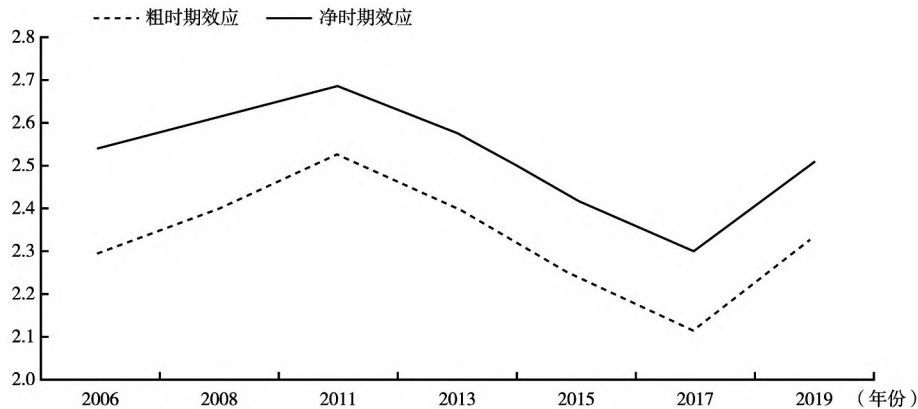


图2 青年主观社会地位认知的时期效应

从图3可以看到,在粗队列效应分析中,1985年到1990年队列组明显高于其他队列组,1960年队列组明显低于其他队列组;但在净队列效应分析中,各队列组几乎没有差别。此外,从两条线的位置来看,净队列效应值明显高于粗队列效应值。这表明,如果不对青年主观社会地位认知进行 APC 分析,我们可能会低估不同队列组青年的主观社会地位认知水平。

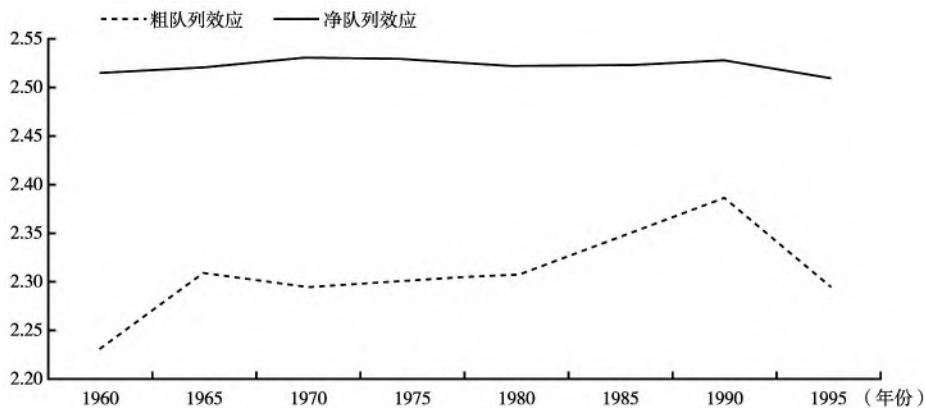


图3 青年主观社会地位认知的队列效应

四、结论与讨论

使用 2006—2019 年 CSS 七轮调查数据,对中国青年主观社会地位认知的整体现状进行分析,并对青年主观社会地位认知在年龄、时期及队列上的趋势进行探索。通过 APC 交叉分类随机效应模型,有效地分离了三者的影响效应,从而可以对青年主观社会地位认知在上述三个维度上的变化趋势进行准确的估计,克服了既往研究存在的混杂效应。通过分析有如下发现。

第一,中国青年的主观社会地位认知呈现向下偏移趋势。相关研究表明,在中国,无论整体民众还是青年群体都存在“中层认同缺乏”的现象(侯志阳、孙琼如 2010;冯仕政 2011;高勇 2013)。无论是与美国、日本等发达国家相比,还是与经济发展水平大体相当的其他国家相比,中国社会的主观认同阶层结构都明显呈现出整体水平偏低的特点(陈光金 2013)。本研究结果与这些研究结果具有较高的一致性:2006—2019 年 14 年间,中国青年的主观社会地位认知主要集中在“中下层”到“中层”,认同“中层”的比例仅有四成,2017 年认同“下层”和“中下层”的比例高达 63.2%。

自从“丧文化”成为 2016 年年度热词进入公众视野之后,“佛系”“996”“内卷”“躺平”等一系列反映青年职业困境的流行用语逐年登上舞台。有学者认为,这种新兴青年文化是“一种对阶层跃迁不畅的话语抵抗策略”和“社会环境对青年群体发展相对更加不利的结果”(李佳昕 2018;吴茜,2020)。本研究结果表明,中国青年群体的主观社会地位认知与整体民众的主观社会地位认知分布几乎一致,对中国新兴青年文化的阶层视角解释未能得到实证数据的支持;与其他群体一样,青年群体的主观社会地位认知可能主要受社会环境的影响。这一结论在青年主观社会地位认知的时期效应和队列效应中得到进一步验证。

上述研究是与同期的整体人群的比较。如果与同期青年群体的主观社会地位认知作比较,结果有所不同。例如,侯志阳和孙琼如(2010)通过对 2006 年“全国城乡居民生活综合调查”数据的分析发现,从整体上看,中国青年主观社会地位认知呈现从下层到上层比例依次递减的态势,即自认为处于社会“下层”的人的比例最高(占 34.5%),其次是自认为处于社会“中下层”的人(占 28.4%),再次是自认为处于社会“中层”的人(占 28.3%),只有 2.4% 和 0.2% 的人认为自己处于社会的“中上层”和“上层”(占 0.2%)。本研究中,2006 年的数据分析却表明,青年认同“中层”的比例最高(41.0%),其次是“中下层”(30.2%),然后是“下层”(23.0%),最后是“中上层”(5.3%)和“上层”(0.5%)。显然,本研究的数据表明青年有相对更高的主观社会地位认知水平。因此,单从某一项调查数据来推论中国青年的主观社会地位认知现状可能会有较大偏差,需要整合更多数据才能反映中国青年群体主观社会地位认知的真实情况。

第二,中国青年主观社会地位认知的年龄效应呈现出“U”形趋势。已有研究对中国青年主观社会地位认知年龄效应的研究结论并不一致。例如,对“中国劳动力动态调查”2016 年数据的分析表明,年龄与主观社会地位认知呈负相关;年龄越大,主观社会地位认知越低(蔡禾等,2020);对 2001 年、2006 年、2008 年和 2011 年 CSS 数据的分析表明,年龄效应并不显著(陈光金 2013);对上海市 1991 年、1996 年、2005 年、2008 年、2013 年长期调查数据的分析也表明,主观社会地位认知的年龄主效应并不明显(李骏 2021)。从中可以推出,年龄对中国青年主观社会地位认知的影响要么存在负效应,要么不存在显著影响效应。一些对青年数据的分析也呈现出相似的结论。例如,对 2006 年“全国城乡居民生活综合调查”的数据分析表明,年龄只对整体青年和城市青年主观社会地位认知的影响具有统计显著性,并且方向为负,即年龄越大,主观社会地位认知越低;对农村青年的影响并不显著(侯志阳、孙琼如 2010)。

与前人研究不同的是,本研究发现,青年早期和青年晚期的主观社会地位认知要高于青年中期的主观社会地位认知,呈现出“U”形趋势。由此可以看出,青年的主观社会地位认知既包含“负年龄效应”(青年早期),也包含“无显著年龄效应”(非线性关系),甚至还包含国外研究所发现的“正年龄效应”(青年晚期)。值得注意的是,本研究的数据还与陈光金(2013)研究的数据有部分重叠。

这表明,年龄效应不显著的结论可能与只考虑年龄变量与主观社会地位认知的线性关系有关,而不是“转型期生存焦虑”消解了年龄效应的结果。

青年主观社会地位认知出现“U”形趋势的可能解释是:刚入社会的青年,大部分精力旺盛,外在社会压力较小,容易保持积极乐观的心态,他们可能会高估自己的社会地位。随着年龄的增加,虽然青年的财富可能会有一定程度的增加,但结婚、生子、买房等都是较大的生活开支,生活的压力使他们的心态变得消极,因而会低估自己的社会地位。除此之外,青年中期的低主观社会地位认知也可能与他们的地位渴望有关。国外有研究发现,中年比成年后期更渴望社会地位(Weiss & Kunzmann, 2020)。随着青年晚期的到来,许多青年不但能达到职业发展和经济收入的顶峰,财富积累的效应也日渐显现,因此他们对自己社会地位的评估会相对客观,但仍低于青年早期的乐观估计。

第三,中国青年主观社会地位认知的时期效应呈现出“N”形趋势。有研究认为,最近几年“中层”认同不断向“中下层”特别是向“下层”认同转移(冯仕政, 2011)。事实上,在主观社会地位认知整体下移的趋势背景下,无论是青年主观社会地位认知还是整体主观社会地位认知的时期性变化大多停留在“中层”认同增加或减少之上,“中上层”或“上层”的比例变化较小。例如,陈光金(2013)对CSS数据的分析发现,2006年中国民众的主观社会地位认知达到最低点,然后开始提高,直到2011年。本研究对CSS调查中青年群体数据的分析结果与之保持较高一致性:从2006年开始,中国青年群体的主观社会地位认知一直处于提高期,在2011年达到最高峰,之后一直下降,直到2017年跌至谷底,2019年才略有提高。对此,有研究者提出从主观社会地位认知的基础“参照系”变化来理解这一现象,即随着社会向市场化趋向的变迁,人们的“市场地位”而非“身份地位”将成为决定社会地位的主要因素,主观社会地位认知的依据会从单位类型等共同体归属转换为个体对市场机遇的占有(如收入)(高勇, 2013)。20世纪90年代以来的这一社会变迁趋势可能对青年群体更加有利,“参照系转变论”似乎可以解释2006—2011年青年主观社会地位认知的上升趋势,但却不能很好地解释2011—2017年青年主观社会地位认知的下降趋势以及2019年的回升。

根据历年统计年鉴公布的数据,我们发现,中国青年主观社会地位认知的时期效应与国家整体GDP增长的趋势并不一致,但从调查时期的人均GDP增长率来看,可以发现两个重要的时间节点。2011年,中国人均GDP增长率为23.47%,但后面年份的增长一直未能达到2011年的水平。到2019年,虽然中国GDP的增长势头依然放缓,却首次达到“中高收入国家水平”,这是中国经济发展实现“质”的跨越的重要标志。从中可以看出,2011年和2019年是两个非常重要的经济发展时间节点,而中国青年主观社会地位认知的时期分布刚好与之相吻合。这可能是由于中国青年群体对中国经济发展的“数量”变化较为敏感:当经济增长势头良好时,青年会有更高的主观社会地位认知;经济增长势头明显下降时,青年的主观社会地位认知也明显下降;而当中国经济实现“质”的跨越时,中国青年的主观社会地位认知也正好实现向上转折。当然,2019年的回升趋势是否稳定,还需要有更多后期数据来支撑。

第四,中国青年主观社会地位认知的队列效应不显著。根据传统的生命周期理论,人生体验将会塑造一个队列在人生历程中的价值观及价值诉求(Elder, 1994)。青年群体内部的差异性已得到许多研究的支持。例如,有研究发现,青年的主观社会地位认知与其儿童时期的社会经济因素相关,即使控制了同期的社会经济条件后依然如此(Kim & Radoias, 2021)。李春玲(2018)也提出,大量有关中国青年的研究反映出当代中国青年有两个主要的社会性特征:突出的代际差异和强烈的阶层分化。大量研究结果显示,青年一代与中老年的代际差异明显,即使在青年群体当中,“80后”与“90年”也有差异,甚至“80后”内部也有“85前”和“85后”的差异。就职业环境来看,中国的社会环境对晚出生的青年更不利,与“70后”相比,“80后”“90后”青年群体通过学业、职业等方式提升社会地位的可能性逐步降低(李佳昕, 2018; 吴茜, 2020),由此,后出生的青年可能有更低的主观社会地位认知。本研究结果表明,中国青年主观社会地位认知的队列效应并不显著,即后出生青年群体并没有表现出更高或更低的主观社会地位认知。可能的原因是,已有研究较少通过长期纵向青年数据进行队列效应分析,其结论更多来自理论推导或经验判断,而非实证数据的验证。

如何理解生命历程印迹在青年主观社会地位认知方面的消解现象?考虑到主观社会地位认知

与生活满意度高度相关(Tan et al., 2020),生活满意度研究中的定点理论(set point theory)或许能带来一些启发。根据定点理论,在生命历程中出现的事件(如结婚、失业、严重的疾病或者伤病等)可能会对生活满意度产生一定程度的波动影响;但过一段时间后,其生活满意度可能又会回到初始值(Lykken & Tellegen, 1996)。人们的生活满意度会随着特定事件而变化,但在分离时期效应之后,生活满意度会大致分布在一个特定值左右。与生活满意度相一致,本研究发现,青年主观社会地位认知的队列效应在分离时期效应后也变得不显著了。这表明,中国青年的社会环境或所经历的特定历史事件的确会对人们的生活态度产生短期的波动影响,但最终还是会趋于初始值。

主观社会地位认知是影响青年日常生活的重要因素,但长期以来,青年社会学研究存在将阶层理论边缘化的问题(France & Roberts, 2017),关于青年主观社会地位认知如何随时间变化的研究比较有限(Rahal et al., 2020)。通过对14年青年群体主观社会地位认知数据的分析,本研究得到的核心结论是:在宏观层面,中国青年群体的主观社会地位认知高度依赖于国家经济的发展态势,且世代差异并不明显;在微观层面,现实生活压力可能导致中国青年的主观社会地位认知先降后升。在党的十九大报告中,习近平总书记首次将人民获得感、幸福感、安全感并列提出,并将三感作为衡量改革发展成败得失的基本指标(冀潜, 2020)。这表明,经济高速发展不再成为中国未来的改革目标,实现人民生活质量的实际改善更为重要。因此,在国家整体经济发展放缓的背景下,为防范青年主观社会地位认知下滑,未来的青年政策应更多聚焦青年的生活困境和职业发展,引导青年将主观社会地位认知与国家经济增长速度相分离,回到现实生活的体验之上。

最后,需要指出的是,尽管本研究采用了长达14年的全国性纵向调查数据,但仍存在一些不足:第一,APC统计模型的不同估计方法存在各自的局限性(吴晓刚、李晓光, 2021);第二,缺失一些重要影响变量(如收入),这可能会影响研究结论的稳健性;第三,2019年的回升趋势还有待后期数据来证实。这些问题将在未来的研究中进行进一步探索。

参考文献:

- 蔡禾、卢云、张蕴洁, 2020,《房价、房产与城市居民的主观阶层地位——基于中国劳动力动态调查数据的实证研究》,《中山大学学报(社会科学版)》第2期。
- 陈光金, 2013,《不仅有“相对剥夺”还有“生存焦虑”》,《黑龙江社会科学》第5期。
- 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。
- 封婷、李彦博、陈茗, 2013,《队列效应下天津城区养老意愿影响因素分析》,《人口与社会》第2期。
- 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。
- 侯志阳、孙琼如, 2010,《城乡青年阶层认同现状及影响因素分析》,《中国青年研究》第3期。
- 胡荣、龚灿林, 2021,《房产、相对剥夺感与主观阶层认同感》,《吉林大学社会科学学报》第1期。
- 黄丽娜, 2016,《分层与重塑:青年的互联网使用与阶层认同——基于CGSS 2013数据的实证研究》,《中国青年研究》第12期。
- 冀潜, 2020,《基于获得感、幸福感、安全感的居民高质量生活评价体系研究》,《统计理论与实践》第4期。
- 雷开春, 2015,《青年人的阶层地位信心及其影响因素》,《青年研究》第4期。
- , 2018,《青年白领移民的中产身份认同及影响因素》,《青年研究》第3期。
- 李春玲, 2018,《社会变迁与中国青年问题——中国青年社会学的关注点及研究取向》,《青年探索》第2期。
- 李佳昕, 2018,《“丧文化”的风格建构与解码——以伯明翰亚文化理论为视角》,《东南传播》第3期。
- 李骏, 2021,《从收入到资产:中国城市居民的阶层认同及其变迁——以1991—2013年的上海为例》,《社会学研究》第3期。
- 李培林, 2008,《中国中产阶级的规模、认同和社会态度》,《社会》第2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。
- 石超、乔晓春, 2017,《中国人生活满意度的年龄—时期—队列效应分析》,《人口与发展》第4期。
- 田丰, 2017,《逆成长:农民工社会经济地位的十年变化(2006—2015)》,《社会学研究》第3期。

- 吴茜 2020,《“佛系青年”的身份实践——兼具“阶层”与“个体”的话语表达》,《中国青年研究》第7期。
- 吴晓刚、李晓光 2021,《中国城市劳动力市场中教育匹配的变迁趋势——基于年龄、时期和世代效应的动态分析》,《中国社会科学》第2期。
- 朱慧劼、王梦怡 2018,《阶层焦虑症候群:当代青年的精神危机与出路》,《中国青年研究》第11期。
- 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(1).
- Elder, Glen. H. Jr. 1994, “Time, Human Agency, and Social Change: Perspectives on the Life Course.” *Social Psychology Quarterly* 57(1).
- France, Alan & Steven Roberts 2017, *Youth and Social Class: Enduring Inequality in the United Kingdom, Australia and New Zealand*. London: Springer.
- Jackman, Mary R. 1979, “The Subjective Meaning of Social Class Identification in the United States.” *Public Opinion Quarterly* 43(4).
- 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).
- Kim, Younho & Vlad Radoias 2021, “Subjective Socioeconomic Status, Health, and Early-Life Conditions.” *Journal of Health Psychology* 26(4).
- Lykken, David & Auke Tellegen 1996, “Happiness is a Stochastic Phenomenon.” *Psychological Science* 7(3).
- Mannheim, Karl 1970, “The Problem of Generations.” *Psychoanalytic Review* 57(3).
- Nolan, Brian & David Weisstanner 2021, “Rising Income Inequality and Subjective Social Status: The Nuanced Relative Status Decline of the Working Class since the 1980s.” *INET Oxford Working Paper No. 2021-09*.
- Rahal, Danny et al. 2020, “Subjective Social Status and Health during High School and Young Adulthood.” *Developmental Psychology* 56(6).
- Richards, Lindsay & Marii Paskov 2016, “Social Class, Employment Status and Inequality in Psychological Well-Being in the UK: Cross-Sectional and Fixed Effects Analyses over Two Decades.” *Social Science & Medicine* 167(10).
- Tan, Jacinth J. X. et al. 2020, “The Association between Objective and Subjective Socioeconomic Status and Subjective Well-Being: A Meta-Analytic Review.” *Psychological Bulletin* 146(11).
- Wang, Jia 2017, “Rural-to-Urban Migration and Rising Evaluation Standards for Subjective Social Status in Contemporary China.” *Social Indicators Research* 134(3).
- Weiss, David & Ute Kunzmann 2020, “Longitudinal Changes in Subjective Social Status are Linked to Changes in Positive and Negative Affect in Midlife, but not in Later Adulthood.” *Psychology and Aging* 35(7).
- Yamaguchi, Kazuo & Yantao Wang 2002, “Class Identification of Married Employed Women and Men in America.” *American Journal of Sociology* 108(2).
- Yang, Yang & Kenneth C. Land 2006, “A Mixed Models Approach to the Age-Period-Cohort Analysis of Repeated Cross-Section Surveys, with an Application to Data on Trends in Verbal Test Scores.” *Sociological Methodology* 36(1).
- 2008, “Age-Period-Cohort Analysis of Repeated Cross-Section Surveys: Fixed or Random Effects?” *Sociological Methods and Research* 36(3).
- 2013, *Age-Period-Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications*. Boca Raton: CRC Press.

作者单位: 上海社会科学院社会学研究所(雷开春、裘晓兰)
天津师范大学政治与行政学院(刘琳)
责任编辑: 石金群

The Changing Tendency of Contemporary Chinese Youth's Subjective Cognition of Social Status
..... *Lei Kaichun , Qiu Xiaolan & Liu Lin(1)*

Abstract: The youth's subjective cognition of social status is the important influencing factor of social stability. Using the related data of "Chinese Social Survey" from 2006 to 2019 ,this article aims to explore the overall level regarding subjective cognition of social status among contemporary Chinese youth and its age-period-cohort effect. According to the research results , the contemporary Chinese youth's subjective cognition of social status presents the general downward tendency; regarding the dimension of age , the youth's subjective cognition of social status in the middle stage is lower than the early stage and late stage , which presents the changing tendency of U-shaped curve; regarding the dimension of period , the youth's subjective social status continues to increase from 2006 to 2011 , continues to decrease from 2011 to 2017 and increase slightly in 2019 , which present the changing tendency of N-shaped curve; regarding the dimension of cohort , there is no significant difference among different cohorts. The youth policies should focus more on the youth's life dilemma and career development to prevent the continuous downward tendency in the subjective cognition of social status.

Keywords: Youth Class Identity Age-Period-Cohort Effect

The Class Differences in Economic Cost of Childrearing *Wang Jun & Shi Renbing(14)*

Abstract: Under the theoretical perspective of social stratification and intergenerational status reproduction , this article takes the influence degree of rearing children on family economic life as the measurement indicator , and uses the related data of "Chinese Family Panel Studies" from 2010 to 2018 to examine the class differences in economic cost of childrearing. According to the findings , the families' educational status , economic status and occupational status have different influences on economic cost of childrearing; for the families with higher educational level , lower economic income and employment outside the system , the economic cost of childrearing is higher; regarding the economic cost of childbearing , the distribution of age groups varies with class; for the low-income families rearing 3 to 5 years old children , the economic cost is higher. We should targetedly implement the policy , effectively reduce the families' economic cost of childrearing; meanwhile , we should also pay attention to the social mobility expectation among low and middle class families , and their pursuit for children education and childrearing quality , hence promote the balanced and sustainable development of the families and even the whole society.

Keywords: Economic Cost of Childrearing Class Status Children's Age Group

The Spatial Practice of Male Takeout Riders' Gender Temperament
..... *He Lingmin & Ren Hao(27)*

Abstract: Based on the field survey , we find that the male takeout riders' dual gender temperaments are shaped by the absent digital labor space , which is different from the labor space produced by traditional males' "dominant-subordinate" temperament. The companies make use of the disciplinary strategies from digital space , and hence construct the male takeout riders' dominant temperament characterized by "breadwinners" and "competition" , subordinate temperament characterized by "humility" and "ingratiation". Regarding the takeout riders' dominant temperament , it would be reinforced in the route