

时代之力: 我国中等收入群体 阶层认同偏差的趋势分析*

邹宇春

提要: 在我国扩大中等收入群体比重的政策目标下, 探讨此群体阶层认同偏差(尤其是低位阶层认同偏差)的变化趋势有助于精准施策。本研究基于 CSS2008—2021 年全国抽样调查数据, 运用趋势分析模型(APC-I) 研究发现: 在年龄、时期、世代三个时间变量中, 中等收入群体低位阶层认同的时期效应最明显; 时期效应表现为随时期推移而风险呈上升趋势, 但 2017 年以后开始下降; 各世代在不同时期的低位阶层认同有所不同, 其中最特殊的是 1992—1995 年出生的群体, 低位阶层认同风险有所减小; 年龄效应影响较弱, 低位阶层认同风险在低年龄段最低。以上发现对把握和引导中等收入群体的阶层意识和行为有重要参考意义。

关键词: 中等收入群体 低位阶层认同 时期效应 年龄效应 世代效应

一、研究背景

自 2002 年以来, “扩大中等收入者比重” “加快构建橄榄型分配格局” 被多次写入中央相关文件中。尤其党的二十大报告明确指出, 扎实推进共同富裕需要“扩大中等收入群体”, 到 2035 年基本实现社会主义现代化国家的总目标之一是“中等收入群体比重明显提高”。这一系列政策变化背后有其深刻的学理依据: 社会分层领域的众多研究发现, 中等收入群体是现代主流价值观的基

* 本文系中国社会科学院重大创新工程项目“共同富裕的阶段性衡量标准”(项目编号: 2023 YZD002)、创新工程项目“共同富裕视角下社会现代化指标体系研究”的阶段性成果。本文写作过程得到 CSS 团队、赵延东、罗丽莹、李建栋、丁华、高海燕等老师的支持和帮助, 同时感谢匿名评审人的精彩建议。文责自负。

础,起到提高社会消费力、防止各种极端主义、维护社会稳定等作用(李培林, 2017)。不过,学者们同时也在研究中发现,以客观标准识别的中等收入群体若在主观认知上尚未形成对中等收入阶层的自我认同,并不必然能发挥其相应的阶层作用(李培林, 2017; 张海东、刘晓瞳, 2019)。就此点而言,主观阶层认同是民众自身处于客观阶层的获得感的重要衡量指标之一。要实现扩大中等收入群体的规模并发挥其相应作用的政策目标,除了要实现其物质层面的客观增长,还需形成与客观水平相符的中等阶层的意识。提升客观阶层与主观阶层的一致程度,在很大程度上是实现物质与精神双富裕的共同富裕建设以及全面建设社会主义现代化国家新征程的应有之义。

与20世纪西方社会盛行的“中层认同”趋向不完全相同,学者们发现我国居民对自我阶层的主观认定存在明显向下偏移的低位认同现象(冯仕政, 2011; 陈光金, 2013; 陈云松、范晓光, 2016),中等收入群体主观认定的阶层层级低于其实际所处的层级的现象也比较明显(赵延东, 2005; 任莉颖, 2022)。学者们指出,这种低位阶层认同现象很可能让他们产生更强社会冲突意识、更低社会公平感和政府信任度(张海东、刘晓瞳, 2019),社会两极对立的可能性也大大增加(李炜, 2020),必须予以重视。遗憾的是,尽管有关阶层认同偏差以及低位阶层认同的研究较为丰富,聚焦中等收入群体低位阶层认同的趋势研究却略显不足。

相比对单个时点的社会现象的研究,趋势研究提供了动态研究视角,有助于宏观认识和科学研判社会现象的变迁规律。趋势研究从时间维度入手,认为以人为核心的社会经济现象的变迁趋势大体受到三大类因素的影响:一是宏观上受到包括制度、政策、文化、社会事件等外在社会结构因素的影响;二是微观上受到社会个体的物理年龄增长下生命周期中各种生活经历的影响;三是不同时期出生的人群面对同样的社会变迁时很可能会受到不同的影响,且这种影响会持续存在于他们的后续行为中(Ryder, 1965)。它们恰好对应了时间维度的三个面向,表现为时期效应、年龄效应和世代效应,这是趋势研究中三个相互联系却又各有不同的解释和预测因素,是需区别对待的引起变迁的三种时间动力机制(吴愈晓等, 2022)。

在此视角下,当前有关中等收入群体的低位阶层认同研究存在几个问题有待回答:(1) 尽管许多研究发现中等收入群体存在低位阶层认同,但这种低位认同现象存在何种变化趋势?尤其是随着十八大以来宏观环境变化速度加快,中等收入群体的低位阶层认同偏差程度是有所缓解、保持不变还是有所加剧?(2) 由于社会个体随着年龄的变化而生命周期有所不同,中等收入群体的低位

阶层认同是否会随着年龄的增长而发生变化? (3) 如把处于相同时间段出生的人定义为同一个出生世代,各世代的中等收入群体在低位阶层认同上是否存在差异?若是,哪些世代的中等收入群体的低位阶层认同现象最需要关注?(4) 从社会变迁的动态视角来看,时期、年龄、世代三者对中等收入群体的低位阶层认同的作用力是否相近抑或有所不同?

为回答以上问题,本研究采用一个不同于传统 APC 趋势分析的新模型——年龄—时期—世代交互效应模型(Age-Period-Cohort-Interaction Model),基于对全国概率抽样的 2008—2021 年的多期重复截面调查数据的分析,从年龄、时期、世代三个不同的时间维度,探索我国中等收入群体的低位阶层认同的变化趋势以及内在的时间动力机制,进而为“精准扩中”的相关研究和政策评估提供实证支撑。

二、文献回顾和研究假设

(一) 中等收入群体与低位阶层认同

1. 中等收入群体低位认同的理论取向

在社会分层研究中,阶级结构化视角和阶层分析模式均认同当前中国社会结构存在经济资源占有差异化现象(李春玲,2019)。中等收入群体是解析这种差异化现象的重要概念之一。它指经济收入处于全社会中等水平的群体,是组成橄榄型社会结构的重要组成部分。中等收入群体是具有较为积极、正向、温和的态度行为的群体,其社会结构中占比越大,橄榄型社会就越完全,社会和谐稳定的可能性也越大。为此,学界对中等收入群体的成长寄予厚望,多数研究围绕此群体的来源、现状、影响因素、作用等内容展开,希冀为有效扩大中等收入群体的规模提供理论依据和实证参考。这些研究取得了极为丰富的成果,其中有关我国中等收入群体的中层认同较为缺乏并且存在向下偏移现象的发现,使社会分层研究中产生了一个极其重要的议题(参见刘欣,2001;王春光、李炜,2002;赵延东,2005;李春玲,2017;陈光金,2013;高勇,2013;陈云松、范晓光,2016;李培林、崔岩,2020;李炜,2020;邹宇春等,2020;张文宏,2022;任莉颖,2022)。

所谓阶层认同,指个体对其自身在社会的阶层结构中所处位置的主观感知。目前,对于中等收入群体的低位阶层认同现象的可能性后果,学者们认为,当客观地位居中但在主观上尚未对自我形成清晰、合理的中间阶层认同时,他们应有

的阶层作用并不能充分发挥出来(张海东、刘晓瞳 2019),尤其当各阶层都有向下的低位认同倾向时,意味着中层认同缺失,这对社会公平感、社会冲突感和冲突行为倾向都会产生显著的影响,对中国社会的稳定和发展构成一种隐忧(刘欣 2001;赵延东 2005)。相对而言,当前学者在此现象的成因上提供了更加多元的解释,大体包括社会事实论(许琪 2018;李骏 2021;范晓光、陈云松 2015;张海东、杨城晨 2017)、相对参照论(刘欣 2001;高勇 2013)、认同碎片论(王春光、李炜 2002;李培林 2005)、转型生存焦虑论(陈光金 2013)、传统文化论(李培林 2017)等理论解释,并仍在不断完善中。基于以上研究,低位认同的生成机制综合而言可表述为:微观层面社会个体的过去或当前的人力资本及结构资源(收入、教育、职业、住房、户籍、声望等)与自我预期的错位(主观标定较高的参照标准),以及宏观层面结构因素和历史文化的事实性压力(如 GNP、收入不平等、社会保障不足、藏拙文化等),单独地或共同地对社会个体的自我阶层认同产生向下偏差的影响。

这些研究成果为理解我国中等收入群体的低位阶层认同提供了极其重要的理论指导,为如何扩大中等收入群体提供了一系列的理论洞见。不过,由于多数研究是基于横截面数据的静态分析,基于纵贯数据以动态视角去分析识别时期、年龄、世代三个时间因素对中等收入群体低位阶层认同的影响机制的研究亟待丰富与补充。同时,在为数不多的论及阶层认同下偏的趋势分析中,使用的数据多采集于 2013 年及以前。比如,范晓光和陈云松(2015)发现,我国城乡居民主观阶层低于客观阶层的下偏现象在 2003—2012 年呈增长趋势。那么在此之后下偏趋势是保持增长还是有所缓解,有待新的研究予以补充。本研究在已有研究的基础上,采用全国调查数据,分析时段延长至 2021 年,运用 APC-I 模型聚焦中等收入群体的低位阶层认同偏差的趋势分析。

2. 中等收入群体低位阶层认同的测量取向

在识别低位认同偏差上,有两个概念的测量取向需要厘定。一是如何测量主观阶层,二是如何测量客观阶层。相对而言,前者的测量方法较为简单,研究者主要采用多级分层评价法,直接让受访者主观认定自身处于哪个阶层。

对于如何测量“客观中等收入”,学界有多种方法取向。一方面,对以何种计量单位界定中等收入,存在家庭单位和个人单位两种取向。国际上较为常见的是以购买力平价下的日人均收入/支出为计量单位。在我国,因“家本位”传统文化的影响,家庭资源共享的社会事实很大程度上影响了个体在社会结构中的位置(许琪 2018),国内学者较多以家庭的年收入来界定个体的社会经济地

位。另一方面,不同于国际贫困线有相对明确的标准,中等收入的价值域标准分为两类:绝对标准和相对标准。前者常以世界银行贫困线为参照系提供相对固定的收入值,以此来测定中等收入群体;后者给出了收入的区间范围,收入落入此区间的群体为中等收入群体。对于绝对标准,随着一个国家或地区的经济持续发展和人均收入水平不断提高,中等收入群体的比例和规模会持续增加,因而更常用于国际比较以分析全球中等收入群体的发展趋势;对于相对标准,若收入结构没有发生重大变化,中等收入群体的比重也基本不变,因而更多地被用于分析国内收入分配结构及制定社会政策(李春玲 2017;李培林 2017)。

本研究以相对标准下的家庭年收入来界定中等收入群体。对于相对标准,学者们多以收入分布的中位数或平均收入为基线,并按照一定方法测算并给出上下限区间。各区间虽有差异,但下限基本在 50% 至 75% 之间,上限在 1.5 倍至 2.5 倍之间(李春玲 2017)。众多标准中,李培林(2017)提出以收入中位数的 76% ~ 200% 区间定义中等收入群体的标准得到较多采用,本研究亦采用此相对标准界定客观中等收入群体。

(二) 中等收入群体低位阶层认同的变迁维度

在趋势分析中,年龄、时期、世代是共生的三个时间维度。它们分别代表社会现象发展变化的三个时间面向,有着不同的社会学含义(高海燕等 2022;李晓光、郭小弦 2022)。把趋势分解为年龄、时期、世代引起的变化有助于阐明时间趋势的重要特性,并为理解、比较随时间变化下宏观、微观两方面因素作用及其相互作用提供重要线索。

1. 年龄效应

年龄效应主要反映中等收入群体的低位阶层认同随着社会个体的年龄增长而发生的变化趋势。此效应与个体的成长经历、生命周期相关。社会个体的生命周期可分为六个阶段,分别是探索期(以父母家庭为生活重心,求学深造)、建立期(择偶结婚、生儿育女)、稳定期、维持期、高原期(努力工作、维持家庭、子女上小学直到子女独立)和退休期(子女离家、退休终老)。从不同阶段对应不同的生活内容可见,个人的生命周期在不同阶段有着不同的需求和目标。本研究认为中等收入群体的低位阶层认同会随年龄的增长而有所不同。

在生命周期理论的基础上,经济学家莫迪利安尼与布鲁姆伯格进一步提出生命周期消费理论(转引自 Deaton 2005),指出生命周期与消费水平存在显著相关,理性的社会个体为了保证消费水平处于平衡状态,在不同阶段需有不同的

资产配置。由此,前述的六个阶段可简化为三个阶段:年轻时期收入低但消费高,需要贷款消费购买家庭生活品,储蓄很少;中年时期收入日益增长且收入大于消费,在偿还前期债务的同时开始储蓄用于养老;老年时期收入变得很少,但消费支出逐渐大于收入。因此,中年人由于收入实实在在,较不容易产生向下阶层认同。而青年人与老年人消费较易“入不敷出”,产生低位阶层认同的可能性加大。

当前我国有关中等收入群体的研究较少关注年龄对低位阶层认同的影响。在为数不多的几篇文献中,崔岩和黄永亮(2017)分析发现,青年人比中老年人更容易发生低位阶层认同。该结果为研究年龄效应提供了有益参考。

由此,本研究提出“年龄效应”假设。

假设 1.1:处于不同年龄阶段的中等收入群体出现低位阶层认同的倾向会发生变化。

假设 1.2:相比处于中年阶段的年龄组,青年阶段与老年阶段的年龄组出现低位阶层认同的可能性更高;青年与老年两者相比,青年阶段比老年阶段出现低位阶层认同的可能性更高。

2. 时期效应

时期效应是指某个时期的宏观社会结构环境发生变化会对社会个体的态度和行为产生影响(Yang et al., 2008)。不同时期的宏观社会变迁会不同程度地改变社会个体的物质世界和精神世界,很可能对社会个体的客观阶层和主观阶层产生影响。

在过去十多年间,我国发生了很多宏观层面的变化。这些变化显著提升了我国民众的生活水平。但同时基尼系数居高不下,贫富差距有待缩小,各阶层内部流动空间缩小有固化风险,社会关系从熟人社会转向陌生人社会,社会转型带来参照系的不断变动以及明显的生存焦虑。这种物质文明建设和精神文明建设不同步现象的后果之一是造成社会个体对客观事实在主观上难以形成理性的判断。那么,面对如此多样的制度、政策、文化的宏观变迁,如何识别中等收入群体的低位阶层认同的时期效应?在吉登斯(2009)看来,是否产生影响以及产生何种程度或方向的影响取决于社会变迁中发生的根本性的制度或结构的变化。基于此,本研究认为2008年以来有三类宏观变化很可能产生显著影响。

第一,2008年世界金融危机可能会产生消极的时期效应。2008年美国的次贷危机在全球化背景下演变为全球性的金融危机,我国为此实行了积极的财政政策和适度宽松的货币政策。在这些政策之下,我国经济运行出现积极变化,总

体形势企稳向好,但同时宽松的货币政策也带来了一些隐性的负面效果。比如加大了民众的个体化趋势(许琪 2018)、原子化倾向以及资本膜拜,无序扩张的资本涌入房地产市场、娱乐业,不稳定就业的风险加大(田志鹏 2022),民众(包括中等收入群体)在逐渐上涨的房价(张栋 2011)下产生巨大的生存焦虑,并被娱乐业展现出的脱离实际的中层生活(刘相伟 2009)误导。这些都很可能导致主观阶层与客观阶层脱节的风险被放大。

第二,党的全国代表大会召开后可能产生积极的时期效应。中国特色社会主义最本质的特征是中国共产党的领导。在我国,研究任何社会现象都有必要考虑党的因素。2012年党的十八大特别提出24字社会主义核心价值观,并首次提出“建设廉洁政治”;2017年党的十九大提出我国社会主要矛盾发生变化,要坚持在发展中保障和改善民生,保证全体人民在共建共享发展中有更多获得感。两次全国党代会在很大程度上都“聚民心、集民智”,以党的自我革命引导并推动全国各领域的精神文明建设,缓解了认识碎片化现象,尤其是消费领域的奢靡享乐风气得到压制,民众逐渐能够理性识别相应阶层的生活方式和生活品味。由此,本研究认为主观阶层与客观阶层的向下偏差在很大程度上理应得到遏制。

第三,2020年末全面建成小康社会以及2021年上半年完成脱贫攻坚任务,理应产生更积极的时期效应。两者都是宏观层面事关民生的重要社会政策,对广大民众的社会心态产生了极为明显的积极作用。尤其关于我国绝对贫困标准的界定和结对扶贫工作的开展,让广大民众在积极参与社会建设的过程中不断了解真实的社会阶层结构并调整相应的主观认知,理应对其自我阶层评估起到积极的引导作用。

针对以上分析,本研究提出“时期效应”假设。

假设 2.1:从2008年至2021年期间,我国中等收入群体的低位阶层认同现象存在明显的时期效应。

假设 2.2:在2008年全球金融危机之后,中等收入群体的向下阶层认同较高;其中,在2012年十八大、2017年十九大之后,尤其脱贫攻坚和全面建成小康社会的2020年之后,中等收入群体的向下阶层认同现象会得到显著改善。

3. 世代效应

出生世代是指出生在同一年份(或时间段)并且经历相同历史事件的一群人。世代效应是指特定历史时期的宏观变化会对不同世代群体产生差异化且持久的影响。同世代的人因为有着共同的历史经验,极易对现实产生相同的感知

和理解,这种曼海姆意义上的“经验分层”使得各世代对不同时点的同样问题的理解及行为很可能不一样,也使得同一时期发生的社会变迁对不同的世代群体可能会产生不一样的影响。

在消费市场研究中,刘世雄和周志民(2002)将世代作出如下区分:1945年以前为“偏爱传统”的一代,1945—1960年为“失落”的一代,1960—1970年为“幸运”的一代,1970—1980年为“转型”的一代,1980年及以后为“E”一代。鉴于有研究发现中高收入群体呈现较高的边际消费倾向,扩大中等收入群体有助于扩大消费对于经济增长的基础性作用(李培林,2017;李培林、崔岩,2020),本研究认为从消费维度划分的世代群体对于研究我国中等收入群体低位阶层认同的世代效应同样具有很好的社会学意义。

结合本研究使用之数据所涉及的人群结构,本研究采用上文的五世代划分法:1945年以前出生者为“偏爱传统”的一代,具有生命周期最长、生命历程最丰富的特点,他们在成长期经历了近代革命战争、新中国成立和人民公社运动,西方文化对其影响较小,有较强的集体主义,具有较深的传统文化印记,易接受传统“藏拙”文化,本研究认为其对自我的阶层定位易被低估;1945—1960年出生者为“失落”的一代,包括部分40世代和50世代,大部分经历了“上山下乡”“文化大革命”“下岗”等社会变化,受到制度安排的巨大影响,对社会安排有种失落感,对未来的预期较低,也容易产生低位阶层认同;1960—1970年出生者是“幸运的一代”,青年时期赶上高考恢复,事业奋斗期又赶上计划经济转向市场经济,对改革开放后传入的西方文化也有较多接触,比前面几个世代更崇尚自由、科学,具有较好的发展机遇,出现低位阶层认同的可能性相对更小;1970—1980年出生者是“转型”的一代,其成长期正好赶上经济转型,经历了物质条件从贫瘠到充裕的巨大转变,进入职场后的向上阶层流动通道畅通,对自由、科学、公正等价值观有更深的认同,出现低位阶层认同的可能性也更小;1980年及以后为“E”一代,在网络电子媒体逐渐发展和物资日益丰富的社会环境下长大,传统观念较之其他世代更淡薄,个人主义相对较强,具有强烈的成就动机,注重消费和投资但不注重储蓄,教育阶段经历了教育扩招、教育文凭含金量下降的压力,成家立业阶段面临高房价、高养育支出和高职场内卷等压力,加上受西方中产阶级生活方式的影响,这一代人倾向低位阶层认同的可能性极大。

由此,本研究提出“世代效应”假设。

假设3.1:中等收入群体的低位阶层认同存在世代效应。

假设3.2:出生于1960年以前的各世代产生低位阶层认同可能性会增加;出

生于1960—1980年的各世代产生低位阶层认同的可能性会减小;出生于1980年及以后的各世代产生低位阶层认同的可能性会增加。

三、研究模型、数据与变量

(一) 数据

本研究数据来自中国社会科学院社会学研究所主持的“中国社会状况综合调查”(Chinese Social Survey,简称CSS)。此调查始于2006年,采用多阶段概率抽样,覆盖31个省(自治区、直辖市)的151个区市县、604个村居,调查对象为18~69岁的中国城乡居民。此调查每两年开展一次,截至2021年已有八期数据。

由于APC-I模型严格要求时期、年龄、世代的间隔相等,而CSS历次数据中有一期并非在间隔年开展,故本研究采用王金水等(2022)提出的“粗年法”,将前两期2006年和2008年的数据较粗糙地看作2007年、2009年的数据,进而实现所有数据的时期间隔相等。由于APC-I模型关键在于分析时间的变化趋势,这样的处理不会产生较大偏误。同时,为便于阐释分析,本研究根据CSS的数据特点确定以四年为间隔段,选取CSS的四期数据合并分析,^①分别是2008年(视作2009年)、2013年、2017年和2021年。

(二) 研究模型: 年龄—时期—世代交互模型

为验证上文提出的三类研究假设,本研究采用APC-I分析模型。传统APC模型中,三个时间维度作为自变量同时进入模型后存在“世代=时期-年龄”的线性限定关系,即三个变量中的任何两个都完全决定了第三个变量的值,导致模型存在无法识别的困境。学者们尝试提出各种统计方法来解决这种由限定关系带来的无法识别问题(Fosse & Winship,2019)。然而,这些改变并未对原有的限定关系有实质性的突破(Lu et al.,2022; Luo & Hodges,2022)。为此,罗丽莹和霍奇斯(Luo & Hodges,2022)提出,传统APC模型的问题并非只是统计上因限定关系带来的识别问题,其核心问题还是需从理论和概念上予以解决。基于社

^① 由于CSS是每两年开展一次,时期间隔为两年。选取四年作为时间间隔正好可以同时覆盖两期数据。本研究的数据合并过程得到李炜、高海燕、田志鹏等老师的帮助,特此感谢。

社会学、人口学和生物统计学的文献,两位学者对模型中的世代效应提出了新的理论假定:世代效应是时期效应与年龄效应相互作用下产生的差异化影响,即社会事件或社会变化对不同年龄段的人群产生的不同影响,并且这种影响将持续存在于这群人的一生中。在此基础上,他们提出了年龄—时期—世代交互模型(即 APC-I 模型)。

与传统 APC 模型相比,APC-I 模型把世代操作化为时期和年龄的交互项,并否定了传统 APC 模型关于年龄、时期、世代效应是三个完全独立效应的假设。如此操作后,在世代效应的分析上可以识别世代效应的显著性和世代间差异,还能分析世代内效应的变动趋势。相对而言,APC-I 更全面地体现雷德尔(Ryder, 1965)关于世代效应随时期变化的核心观点(王金水等 2022)。因此,本研究尝试采用 APC-I 模型进行验证分析。^①此模型表述如下。

$$g(E(Y_{ij})) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \alpha\beta_{ij(k)} + \varepsilon_{ij(k)}$$

其中 $g(E(Y_{ij}))$ 是联结模型,表示第 j 个时间段内第 i 个年龄组的结果 Y 的期望值; μ 为模型截距,表示因变量的整体平均效应; α_i 表示第 i 个年龄组的年龄主效应,即与第 i 个年龄类别相关的整体平均值 μ 的差; β_j 表示第 j 个时期的时期主效应,即与第 j 个时期相关的整体平均值 μ 的差; $\alpha\beta_{ij(k)}$ 表示第 i 个年龄组和第 j 个时期组的相互作用,对应于第 k 个世代的效果。请注意,一个世代的效果包括多个时期与年龄交互项 $\alpha\beta_{ij(k)}$ 。 $\varepsilon_{ij(k)}$ 为误差项。

① 需要说明的是,作为一个最新提出的模型,APC-I 模型的适用性也在接受评估。比如,许琪等(2022)的文章根据解决参数识别问题的策略把各类 APC 模型分成两类,一是理论驱动模型,另一类是方法驱动模型。他们把 IE、HAPC、APC-I 归于后者,并指出 IE、HAPC 两种方法都受到了广泛批评,APC-I 模型在方法驱动模型中是最少被否定被攻击的一种方法。不过,许琪等(2022)进一步在文中用蒙特卡洛模拟对 IE、HAPC、APC-I 模型进行了评估,并指出这些模型都存在估计有偏的不足。同时,许琪等(2022)对已有的理论驱动模型的不足也做出了充分阐述。在此基础上,他们提出了以理论驱动的边界分析模型,供学者们做 APC 分析时使用。边界分析方法有助于大大改进 APC 模型的参数识别问题。那么,本研究是否可以转而采用此模型呢?笔者认为:目前还不能。原因在于使用理论驱动模型的前提是要求“完备的理论”或“明确的机制,从而找到一个代理变量”。许琪等三位作者参照福斯和温希普(Fosse & Winship 2019)的研究,以老年人认知能力为例来实践其文中提出的理论驱动的边界分析方法,并得到非常有价值的分析发现。他们的案例分析之所以能够顺利完成,重要原因之一是关于老年人认知能力与时间效应的关系随着社会的发展进步已经形成了一些较为清晰的理论判断,然而本研究的议题是关于中等收入群体的低位阶层认同,已有文献中有关我国中等收入群体、低位阶层认同的研究并没有与年龄、时期、世代三个时期效应有关的被广泛认可或完备的研究理论。正如许琪等(2022)所言,“对于一些探索性研究,相关理论比较匮乏,这时就无法使用该方法”。因此,在本研究中,目前尚不具备使用理论驱动的边界分析模型的理论条件,故而仍然使用 APC-I 模型。作者希冀通过此模型的运用丰富 APC 方法的实践应用,并探索一些合理的“有关中等收入群体低位认同的时间趋势”的理论发现,为后续研究更充分地完善 APC 方法以及更清晰地认识中等收入群体的低位阶层认同的发展趋势提供参考。

(三) 变量

1. 因变量

因变量是中等收入群体的“低位阶层认同”。此变量是二分变量,由受访者的客观阶层和主观阶层变量构建而成。对于主观阶层,CSS测量问题为“您认为目前您本人的社会经济地位在本地大体属于哪个层次?”,回答分别是“上、中上、中、中下、下”五个选项;对于客观阶层,使用受访者的家庭年收入数据进行测量,本研究计算出每期家庭年总收入的中位值。依据李培林(2017)提出的中等收入群体相对标准,把每期数据中家庭年总收入中位值位于76%~200%定义为中等收入群体,把低于76%定义为低收入群体,高于200%定义为高收入群体,并把中等收入群体按照家庭年收入三等分,区分为中上、中间、中下三层。通过比较受访者主观认定的层级与其家庭年收入所处的客观层级,生成“低位阶层认同”变量。如果主观层级低于客观层级,就存在低位阶层认同,赋值为1。如果主观阶层等于或高于客观阶层,就不存在低位阶层认同,赋值为0。

2. 解释变量:三类时间变量

解释变量主要有三类,分别是时期变量、年龄变量和世代变量。作为解释变量,年龄、时期、世代并非真正的解释性变量,起实际作用的是“年龄背后的生物化老化(比如器官功能衰退)和社会性成熟(比如人生阅历丰富)、时期背后的重要社会性事件、世代背后成长的共同环境”(王金水等,2022:104)。

时期变量是分类变量,取值分别代表2009年、2013年、2017年、2021年。年龄变量是13个年龄组分类变量。由于CSS的受访者处于18~69岁年龄段,按照四年间隔的设定,可分为18~21岁、22~25岁、26~29岁,依次类推到66~69岁,共13组。世代变量以时期变量与年龄组变量的交互项来表示。有 $4 \times 13 = 52$ 个交互项,对应了 $4 + 13 - 1 = 16$ 个世代,四年为一个世代。其中,有10个世代是完全世代组。以改革开放后第一代1980—1983出生的世代为例,共包括四个交互项(2009年的26~29岁、2013年的30~33岁、2017年的34~37岁、2021年的38~41岁)。

需要强调的是,对于时期分类变量和年龄分类变量,本研究参照罗丽莹和霍奇斯(Luo & Hodges, 2022)的做法,采用了效应编码(也称零和编码, effect coding or sum-to-zero coding)而非虚拟编码。两种编码方式的分析效果没有差异,但效应编码的结果相对而言更易于理解和解释。在分析结果中,分类组变量的系数不是相对于某一个基准群组的效应,而是该变量所代表的群组相对于整体效应的偏差,统计上表示为群组平均值与总体平均值之间的差距。当每个群组的效

应确定后(称为主要效应),可对交互项进行更加清晰的解释。交互项系数代表主要效应之上的由世代带来的偏差。

3. 控制变量

本研究的控制变量遵循阶层认同文献中经常出现的人口社会经济变量,包括性别、婚姻状态、教育年限、城乡户籍、是否有工作、是否共产党员。其中各变量取值情况及统计结果详见表 1。

变量	变量编码及说明
因变量	
是否低位阶层认同	否 = 0, 是 = 1, 低位阶层认同占比 36.92%。
解释变量	
年龄(岁)	受访者调查年年龄,介于 18~69 岁,平均年龄 44.65 岁。按 4 年间隔划分年龄组,共 13 个年龄组。
时期	调查年,共 4 期:2008 年(视为 2009 年)、2013 年、2017 年、2021 年
世代	受访者出生年 A 年一代组,共 16 组,包括 10 个完全世代和 6 个不完全世代。最早世代为 1940—1943 年,最晚世代为 2000—2003 年。
控制变量	
性别	女性 = 0, 男性 = 1, 男性比例 49.02%。
婚姻状况	其他 = 0, 已婚 = 1, 已婚比例 84.10%。
教育年限	把受访者的教育程度转化为相应的教育年限,没受过教育为 0 年,研究生为 20 年,平均年限为 9.22 年
城乡户籍	农业户籍 = 0, 占比 61.89%; 非农业户籍 = 1, 占比 38.11%。
是否有工作	无 = 0, 有 = 1, 有工作占比 63.70%。
是否共产党员	不是 = 0, 是 = 1, 共产党员占比 10.06%。

四、结果分析

(一) 低位阶层认同的基本情况

把 CSS 的四期数据合并后,对比分析主观层级与客观层级的差异情况,本文发现:一方面,从总体看,我国居民的主观阶层认同存在一定程度的中层认同,但阶层认同结构总体上明显呈下偏型。从主观阶层认同情况看,受访者阶层认同为上层、中上层、中间层、中下层、下层的占比依次为 0.53%、5.57%、39.05%、29.41%、25.44%,中间阶层认同占比最高,中下认同、下层认同的占比之和远高于上层和中上层占比之和。从各个客观阶层的主观阶层认同情况看(见图 1A),

处于上、中上、中间、中下的受访者对中间阶层认同的占比均最高,客观阶层越高则中层认同的占比越高;各个客观阶层的主观认同结构呈现下偏的状态。尽管我国居民中间阶层的认同占比最高,但整体上存在明显的认同下偏倾向。这与范晓光和陈云松(2015)的发现具有一致性。

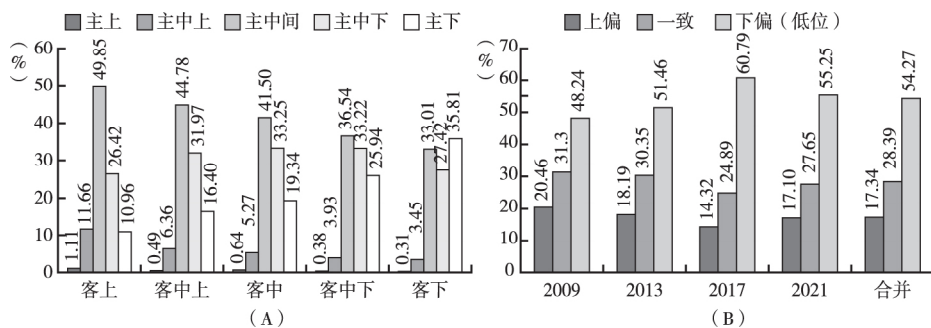


图1 阶层认同及偏差的分布

另一方面,分时段看,我国居民(尤其中等收入群体)的低位阶层认同出现明显的波动。整体的阶层认同偏差显示,下偏型的占比在2013年为36.82%,略高于2009年(35.57%),但2017年显著上升至42.75%,随后又下降至2021年的41.14%。单看中等收入群体的阶层认同(图1B),此群体的阶层认同也有明显的波动,且较整体的波动幅度更大。四期的占比分别为48.24%、51.46%、60.79%、55.25%。可见,就变化趋势而言,我国中等收入居民低位阶层认同存在明显的变化波动,十八大以来出现下降趋势。加强对中等收入群体的低位阶层认同的变化趋势及时间动力机制研究,可为如何培育、扩大能实际发挥稳定器作用的中等收入群体提供补充参考。

(二) 低位阶层认同的 APC-I 模型分析

从趋势研究视角来看,中等收入群体的低位阶层认同的变化很可能包含了时期效应、年龄效应和世代效应。为了更精准地识别这三种效应,本研究采用 APC-I 模型对中等收入群体进行分析。

与传统 APC 模型相比,APC-I 的特别之处在于关于世代效应是时期与年龄的交互效应的理论假定。因此,本研究首先需进行交互项有效性验证。根据 APC-I 模型的理论假设,世代效应是在年龄与时期变量之上的效应,也就是年龄变量与时期变量的交互项的作用。本研究采用加权 logistic 回归实现 APC-I 模型分析。模型因变量是低位阶层认同,解释变量包括时期变量、年龄

组变量、世代变量,控制变量包括性别、婚姻状态、教育年限、城乡户籍、是否有工作、是否共产党员等。其中世代变量是一系列年龄变量与时期变量的交互项。通过对不包含交互项模型和包含交互项模型进行比较,结果显示 F 统计值为 2.22,统计上非常显著($P < 0.001$)。这表明,在解释低位阶层认同变迁趋势的时间效应上,用交互项表示世代效应的分析模型(即 APC-I)比只有时期、年龄两类变量的模型更加有效。包含交互项模型的加权 logistic 分析结果见表 2 和表 3。

表 2 低位阶层认同的年龄效应和时期效应

	变量	估值系数	估值标准差
截距项	截距	-0.009	0.075
控制变量效应	男性	-0.009	0.034
	已婚	-0.154 ***	0.057
	城镇	-0.046	0.036
	教育年限	0.031 ***	0.005
	有工作	0.082 **	0.039
	是党员	-0.187 ***	0.059
年龄主效应	年龄组 1: 18 ~ 21 岁	-0.139 *	0.073
	年龄组 2: 22 ~ 25 岁	-0.096	0.067
	年龄组 3: 26 ~ 29 岁	0.081	0.056
	年龄组 4: 30 ~ 33 岁	0.075	0.056
	年龄组 5: 34 ~ 37 岁	0.074	0.053
	年龄组 6: 38 ~ 41 岁	-0.052	0.054
	年龄组 7: 42 ~ 45 岁	0.045	0.052
	年龄组 8: 46 ~ 49 岁	0.082	0.058
	年龄组 9: 50 ~ 53 岁	0.078	0.057
	年龄组 10: 54 ~ 57 岁	0.043	0.062
	年龄组 11: 58 ~ 61 岁	-0.021	0.072
	年龄组 12: 62 ~ 65 岁	-0.025	0.080
	年龄组 13: 66 ~ 69 岁	-0.143	0.216
时期主效应	时期 1: 2009 年	-0.252 ***	0.034
	时期 2: 2013 年	-0.133 ***	0.031
	时期 3: 2017 年	0.269 ***	0.030
	时期 4: 2021 年	0.116 **	0.055
世代效应(年龄和时期的交互项)	(见表 4)		

注: (1) * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$ 。(2) 所有 APC-I 模型均使用效应编码(即零和编码)进行估计。使用该编码后,主效应被解释为与总体均值的偏差,交互作用项被解释为与主效应的偏差。(3) 模型中的截距表示总体平均值,斜率表示每个年龄和时期与该总体平均值的偏差。

表3 APC-I模型中关于低位阶层认同倾向的年龄时期交互项的系数估计

	时期1:2009年	时期2:2013年	时期3:2017年	时期4:2021年
年龄组1:18~21岁	0.010	-0.172*	-0.195**	0.357**
年龄组2:22~25岁	0.044	0.111	-0.320***	0.165
年龄组3:26~29岁	0.107	-0.044	-0.184**	0.121
年龄组4:30~33岁	0.063	-0.184**	-0.088	0.209
年龄组5:34~37岁	-0.179*	-0.113	0.089	0.203
年龄组6:38~41岁	-0.214**	0.123	0.033	0.058
年龄组7:42~45岁	-0.203**	0.143	-0.025	0.085
年龄组8:46~49岁	0.125	-0.131	0.052	-0.045
年龄组9:50~53岁	0.102	-0.055	0.040	-0.088
年龄组10:54~57岁	0.084	0.039	0.117	-0.240
年龄组11:58~61岁	0.123	0.028	0.103	-0.254
年龄组12:62~65岁	0.082	0.023	0.229*	-0.334
年龄组13:66~69岁	-0.144	0.231	0.150	-0.238

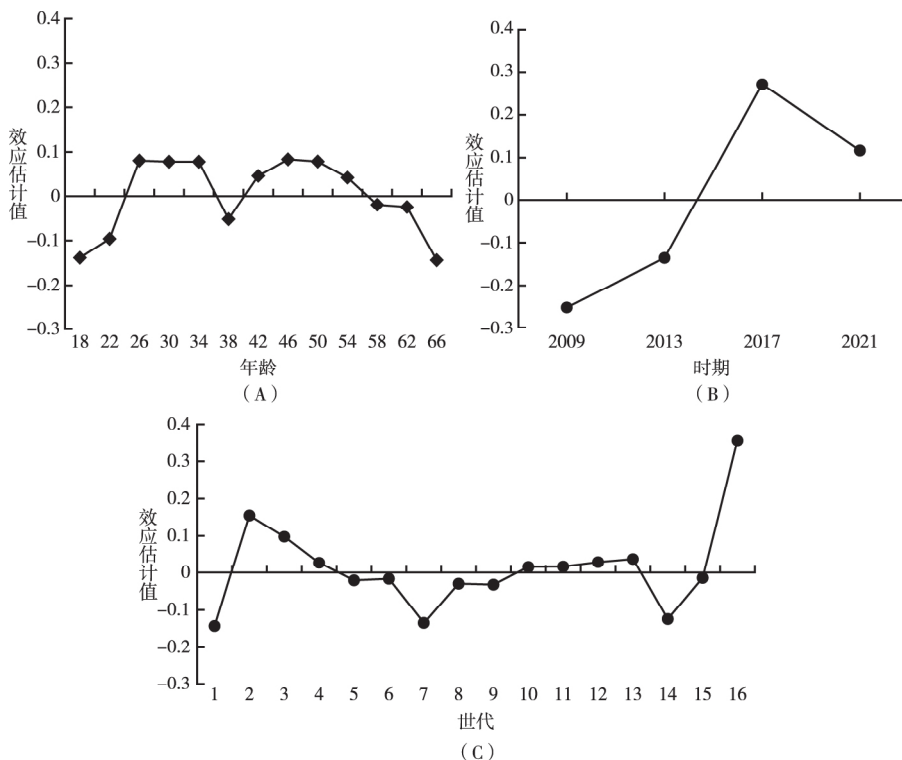
注:(1)* $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$ 。(2)所有APC-I模型均使用效应编码(即零和编码)进行估计。使用该编码后,主效应被解释为与总体均值的偏差,交互作用项被解释为与主效应的偏差。

表2报告了APC-I模型中估计的年龄和时期对中等收入群体的低位阶层认同的主要影响(即主效应)。截距表示中等收入群体出现低位阶层认同的总体发生比均值。各个年龄、时期的系数表示相对于总体发生比均值,年龄组、时期会多大程度地增加或减少发生比。表2中的截距为-0.009,表示中等收入群体中存在低位阶层认同的总体发生比均值约为 $0.990(e^{-0.009})$ 。

为更清楚地理解三类时间效应,本研究基于表2做出图2,呈现年龄、时期和世代对低位阶层认同的影响的偏差估计。接下来,本研究具体陈述三类假设的验证情况。

1. 年龄效应

从各年龄组的系数的显著性来看,只有18~21岁这一个年龄组效应统计显著,系数估计值是-0.139,表示处于18~21岁的中等收入群体出现低位阶层认同的发生比将比总体发生比均值减少13.0% ($e^{-0.139} - 1$)。处于18~21岁年龄组发生低位阶层认同的可能性较低。假设1.1得到证实,但年龄效应非常弱。图2中水平实线表示总体平均值的零偏离线。距水平线的正偏差表示高于平均水平的低位阶层认同倾向,而负偏差则反之。图2A显示,偏离线整体上呈“倒U形”的趋势,除25岁以下、58岁以上负偏差外,其余大部分呈现正偏差,与假设1.2相反。但由于不具备统计显著性,可以说绝大部分年龄组在低位阶层认同



注: 图2A和2B是表2所示的对低位阶层认同的估计年龄和时期影响,即表2中的系数估计。图2C描述了表4所示的世代间偏差,即表3中同一世代不同交互项系数的平均值。图2A和2B的水平实线是与整体平均值的零偏差线。图2C中的水平实线是在年龄和时期的主效应确定后的零偏差线。

图2 年龄效应、时期效应、世代效应对低位阶层认同的影响的偏差估计

风险的强度和方向上不存在差异。简言之,假设1.2未得到支持。

2. 时期效应

和年龄效应相比,时期效应的波动幅度特别明显。2009年、2013年、2017年、2021年四个时期的系数估计值分别为-0.252、-0.133、0.269、0.116。第3、第4个时期系数为正,意味着它们高于总体发生比均值,分别增加了均值的30.83% ($= e^{0.269} - 1$)、12.31% ($= e^{0.116} - 1$)。自2009年至2017年低位阶层认同比例不断升高,但2021年出现明显回落。

图2B显示了时期效应的偏离线变化趋势。可以看出,2009—2021年负偏离和正偏离都非常显著,尤其是2017年中等收入群体出现低位阶层认同的发生比远高于平均水平,而2021年则出现了回落。可见,不同时期存在不同水平的低位阶层认同现象,假设2.1得到支持。2008年金融危机后中等收入群体出现

低位阶层认同现象的可能性逐年升高,并未在十八大之后好转,2017年达到最高。十九大之后出现下降趋势,假设2.2得到部分支持。

关于我国中等收入群体的低位阶层认同风险在2021年下降,本研究认为完成脱贫攻坚、全面建成小康社会等时期因素在这段时间内发生了作用。这些时期因素在帮助社会个体提升经济水平的同时,更有助于社会大众形成积极心态,主动调整对低收入、中等收入、高收入的认知和研判。比如,精准扶贫、精准脱贫过程中贫困线的颁布和调整,全面建成小康社会中对“小康”的界定等均有助于中等收入群体调整对自身阶层水平的评估标准,建立更加理性的阶层认同。

3. 世代效应

世代变量由52个年龄变量与时期变量的交互项构成。参考相关文献(Lu et al. 2022; Luo & Hodges 2022),本研究单独将各交互项列于表3。单个交互项的统计显著说明存在相对于年龄与时期两个变量形成的趋势的偏离。从表3中可知,在52个交互项中有10个统计显著。^①由于每个世代都是由一组交互项效应组成的,单个交互项并不能完整反映这个世代的效应。为了检验各个世代效应是否显著,本研究将52个交互项系数按照所属世代归类并进行世代效应的统计显著检验。统计显示,16个世代中共有10个世代统计显著(见表4的F检验列)。可见,中等收入群体的低位阶层认同有着较为明显的世代效应。

除验证世代效应的统计显著性外,本研究参考罗丽莹等(Luo & Hodges, 2022)的做法,进一步分析世代间平均偏差的强度和显著性检验,发掘各个世代在年龄和时期主效应的基础上对低位阶层认同倾向的差异化影响。根据APC-I模型的定义,特定世代效应的大小等于特定世代包含的所有交互项的平均值。表4的Z检验列给出了各个世代的偏差效应的大小。数值为正,表示此世代的低位阶层认同发生比高于由年龄和时期主要效应确定后的预期值,数值为负则相反。世代效应偏差的走势图见图2C,各个世代效应在水平线附近上下波动,变化非常明显。这意味着各个世代效应存在组间差异(即世代间差异),在对低位阶层认同的影响程度和影响方向上有所不同。

本研究使用Z检验来考察世代间的平均偏差是否显著不等于零。世代间平均偏差表示世代与由年龄和期间主效应确定的预测值的平均偏差。世代间正偏差表示出现低位阶层认同的可能性高于预期,世代间偏差为负表示可能性低于预期。与零没有显著差异的较小世代间偏差表明,平均而言,世代不会偏离由年

^① 有1个是1%水平统计显著,有6个是5%水平统计显著,3个是10%水平统计显著。详见表3。

龄和时期主效应确定的预期比率。从表 4 的 Z 检验列可见,有三个世代效应显著。其中,1964—1967 世代、1992—1995 世代的系数显著为负,意味着这两个世代出生的群体会减少低位阶层认同风险,2000—2003 世代系数为正,会增加此风险。不过,鉴于 2000—2003 世代只包括一个交互项,数据结果的稳定性尚需更多期的数据验证。至此,假设 3.1 得到支持,假设 3.2 得到微弱支持。

表 4 单个世代效应的 F 检验和 Z 检验

世代序号 K	自由度 1	自由度 2	F 检验	Z 检验
1(1940—1943 年)	1	14787	1.016	-0.144
2(1944—1947 年)	2	14786	4.452 **	0.157
3(1948—1951 年)	3	14785	2.677 **	0.099
4(1952—1955 年)	4	14784	5.521 ***	0.026
5(1956—1959 年)	4	14784	0.231	-0.023
6(1960—1963 年)	4	14784	0.281	-0.017
7(1964—1967 年)	4	14784	1.630	-0.133 **
8(1968—1971 年)	4	14784	0.803	-0.027
9(1972—1975 年)	4	14784	1.849	-0.032
10(1976—1979 年)	4	14784	2.404 **	0.017
11(1980—1983 年)	4	14784	2.907 **	0.018
12(1984—1987 年)	4	14784	3.008 **	0.029
13(1988—1991 年)	4	14784	3.090 **	0.036
14(1992—1995 年)	3	14785	6.089 ***	-0.124 *
15(1996—1999 年)	2	14786	5.617 ***	-0.015
16(2000—2003 年)	1	14787	11.487 ***	0.357 **

注: * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$ 。

五、总结与讨论

党的二十大报告两次提到要扩大中等收入群体比重,此群体在我国未来两步走的总体战略中具有极其重要的意义。为此,本研究从社会学视角出发,针对中等收入群体存在阶层认同偏差现象,重点分析低位阶层认同现象的时期、年龄、世代变化趋势,希冀能为更好地实现此群体的阶层自觉、推动其更积极地参与中国式现代化建设提供实证参考。

首先,本研究对中等收入群体的低位阶层认同现象的发展趋势做了描述分析。此前学界有关此现象的研究发现,中等收入群体的低位阶层认同现象有逐渐加大的趋势,这在当前要努力扩大中等收入群体比重的政策背景下无疑是令

人担忧的。本研究显示,此现象随着时间的推移确实出现了明显的上升趋势,但在2017年之后出现转折,呈现下降的趋势。^①此发现是对以往中等收入群体研究的有益补充,为如何充分评估此群体的阶层意识提供了实证参考。

其次,为更好地细分中等收入群体低位阶层认同变化趋势背后的三种时间动力机制,以便在推动精准扩中的政策时能做到精准施策,本研究运用APC-I模型做了解剖式分析。本研究通过APC-I模型把三种效应全部分解后发现,时期、年龄、世代三个效应各有特点,但时期效应的影响力最突出,远远高于其他两个效应,需要特别关注。在图2中,三条曲线显示了三个效应,波动走势并不一致,它们在平均水平线附近的波动差异反映它们对此现象的影响程度存在差异,其中时期效应最明显。由F检验的统计值也可以知道:整体年龄效应的F检验统计值是1.28,整体时期效应是40.37,整体世代效应是2.22,时期效应发挥着决定性作用。可见,在解释中等收入群体低位阶层认同的变化趋势时,应该把焦点放在时期效应上。在中等收入群体的低位阶层认同现象上,是时期效应发挥着关键性的作用,本研究将此发现称为“时代之力”。这提醒我们在后续的研究中需更深入地探究“时代之力”:分析在我国以往宏观社会经济发展中究竟是哪些积极、健康、稳定的变化降低了中等收入群体的低位阶层认同风险,甚至可以进一步分析探讨年龄效应、世代效应较弱的原因会不会是因为我国精准施策大背景下的时期因素消减了年龄效应和世代效应,这些分析能为今后更有针对性的精准施策、更好地提炼中国经验提供参考。

最后,本研究采用APC-I模型,在分析时期主效应和年龄主效应的基础上,以它们的交互项来实现对世代效应的分析。本研究发现,即便年龄的主效应并不如时期效应那般明显,但在18~21岁左右出现了明显的差异;同时,以时期与年龄交互项呈现的世代效应较为明显,表明在低位阶层认同上有显著的世代效应。分析结果显示,在单个世代效应的F检验中,在16个世代中有10个世代呈现显著的世代效应;在各世代的世代间差异Z检验时,有3个世代的效应显著。结合F检验和Z检验均显著的情况看,其中1992—1995世代的中等收入群体在低位阶层认同上出现了与其他世代程度不同的、低位阶层认同风险显著减少的世代效应。其他几个F检验显著但Z检验不显著的世代并非不重要,只不过呈现复杂的动态性,即世代效应在不同时期有不同的影响方向,所以在四期数据覆

① 为检验此发现是否来自CSS的调查误差,我们用CFPS的个人调查数据进行了验证分析。本文有关“我国中等收入群体的低位阶层认同从2017年到2021年存在下降”的发现也得到了CFPS数据的支持。

盖的时间段内的综合效果并没有在统计上显示出来。比如,1952—1955 世代 F 检验显著但 Z 检验不显著,在各时期的交互项系数(见表 3)是 0.084、0.028、0.229、-0.238,虽有交互项系数是正偏离显著,但有负偏离。这个世代在四期调查中从 50 多岁向 60 多岁转变,他们应是当前老龄化趋势下的重点关心对象之一,他们生命历程中经历了什么使得低位阶层认同的风险发生转变,亟需后续研究进一步探讨。

基于以上发现,本研究得到三点启发。启发一与研究方法有关。从 APC-I 模型中组成世代效应的交互项系数的丰富性可以发现,世代是理解社会变革的重要概念,也是连接个人生命历程和宏观社会背景的工具(Ryder,1965)。传统 APC 模型可以解析时期、年龄、世代三种效应,但囿于把世代效应看成在整个生命历程中不会变化的理论前提,在一定程度上限制了对生命历程中宏观因素和微观因素动态关系的理解。作为生命历程范式的一个重要原则(Elder,1994),社会和历史背景在塑造不同群体的生命历程轨迹方面起到不同的作用。这种作用在 APC-I 模型中以时期和年龄相互调节的方式呈现,使得“APC-I 模型可以在每一世代所处生命历程的不同阶段得到多个不同的世代效应估计值,因此,它使得研究者能够观察到世代效应随生命历程的动态变化过程,这为我们加深对于世代效应形成原因的理解提供了更丰富的信息”(王金水等,2022:115)。

但需注意的是,作为不同于传统 APC 的模型创新,APC-I 是较新的时期—年龄—世代效应求解模型,在应用范围和结果解释上尚需保持谨慎。一方面,许琪等(2022)提到,“在对模型参数施加限定后的传统 APC 模型是不可识别的,那为什么不施加任何限定的更加一般化的新模型(APC-I)反而是可以识别的呢?”他们认为 APC-I 并非是对年龄、时期、世代效应参数的无偏估计。这一观点有待统计学者进一步分析论证。另一方面,此模型分析结果有可能受到数据结构的制约。由于此模型需要时期间隔相等的纵贯调查数据作为分析的基础,调查数据的调查间隔、受访者的年龄结构会在很大程度上影响分析中的世代组。如此一来,很可能导致生成的世代组并不符合理论和经验的预期,进而导致得到无法解释的世代分析结果。

启发二与时期效应有关。为什么中等收入群体的低位阶层认同风险在 2013 年(小幅上升)和 2017 年(大幅上升)并未出现研究假设所预期的回落?又为什么会在 2021 年实现下降?本研究认为,除了前文提出的时期效应是各类宏观因素对社会个体发生作用的综合表现,还有必要补充一点供后来的研究参考:各类宏观因素在综合表现上对中等收入群体的低位阶层认同的影响权重会有所

不同。比如 2008 年世界金融危机以及我国宽松货币应对政策带来的后续影响中,最明显的表现之一是房地产市场无序扩张、房价收入比逐年攀升,在很大程度上消减了十七大、十八大带来的积极效应。这一点在 2017 年表现尤为明显,对中等收入群体的阶层认同产生较大的负面影响。不过 2016 年“房子是用来住的,不是用来炒的”治国方略出台,中央加大了对房地产市场无序现象的治理,“房住不炒”反复出现在政府工作报告中,房地产市场逐渐降温,我国居民对房价的心理预期发生显著变化。基于此,本研究认为,在分析中国情境下的时期效应时,需及时有效识别出一些能反映中国国情、权重较大的时期因素(比如住房政策)这有助于更好地评估和预测时期效应。

启发三与世代效应有关。中等收入群体是本文研究对象,从研究结果可以发现,这个群体内部正在出现世代分化。即研究其他社会现象时所用的世代划分方法,也可以运用在分析中等收入群体的阶层意识的研究中。就本研究而言,在对中等收入群体的低位阶层认同的两个检验结果中,只有三个世代都显著。对于这种一致度不高的情况,本研究认为除了上文提到有可能是“时代之力”消解了世代间的差异外,还可能是本研究对中等收入群体世代划分标准有待进一步完善。为符合 APC-I 模型而设计的四年一代也许不能完全把握中国的实际情况。随着中国特色社会主义建设步伐的日益加快,我国日益成为一个社会系统越来越开放、文化取向越来越多元的国家,以相对标准界定的中等收入群体必定表现出更广泛的外在多样性和内在丰富性,因而也更可能会有较多的世代单元。从这一点而言,中等收入群体的 APC-I 研究中通过出生时间来界定世代的方式是否可以更好地完善或如何完善,有待今后更深入的研究予以回答。

总的来说,本研究运用 APC-I 模型,分析了过去十多年里我国中等收入群体的低位阶层认同偏差情况,有助于更好地认识不同时期、不同年龄段、不同世代的中等收入群体的阶层意识下偏风险的变化趋势。在扩大中等收入群体规模的战略进程中,除了坚持经济发展为导向之外,尚须善用“时代之力”,有重点、分权重地精准施策,针对不同的宏观政策制度环境、特殊的年龄段以及世代,积极引导中等收入群体以客观社会变化为基础形成对中间阶层的理性预期,这有助于降低其低位阶层认同风险,提高其阶层获得感,推动其更好地发挥应有的阶层作用。

参考文献:

- 陈光金 2013,《不仅有“相对剥夺”,还有“生存焦虑”——中国主观认同阶层分布十年变迁的实证分析(2001—2011)》,《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。
- 崔岩、黄永亮 2017,《中等收入群体客观社会地位与主观阶层认同分析——兼议如何构建主观阶层认同上的橄榄型社会》,《社会发展研究》第3期。
- 范晓光、陈云松 2015,《中国城乡居民的阶层地位认同偏差》,《社会学研究》第4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。
- 高海燕、王鹏、谭康荣 2022,《中国民众社会价值观的变迁及其影响因素——基于年龄—时期—世代效应的分析》,《社会学研究》第1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。
- 吉登斯、安东尼 2009,《社会学》第五版,李康译,北京: 北京大学出版社。
- 李春玲 2017,《中等收入群体概念的兴起及其对中国社会发展的意义》,《中共中央党校学报》第2期。
- 2018,《中等收入群体成长的个体因素分析》,《社会科学辑刊》第6期。
- 2019,《我国阶级阶层研究70年: 反思、突破与创新》,《江苏社会科学》第6期。
- 2022,《迈向共同富裕阶段: 我国中等收入群体成长和政策设计》,《北京工业大学学报(社会科学版)》第2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 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。
- 2017,《中国跨越“双重中等收入陷阱”的路径选择》,《劳动经济研究》第1期。
- 李培林、崔岩 2020,《我国2008—2019年间社会阶层结构的变化及其经济社会影响》,《江苏社会科学》第4期。
- 李晓光、郭小弦 2022,《个体社会资本在下降吗? ——城市居民社会资本的变迁趋势分析》,《社会学研究》第5期。
- 李炜 2020,《中间阶层与中等收入群体辨析》,《华中科技大学学报(社会科学版)》第6期。
- 刘世雄、周志民 2002,《从世代标准谈中国消费市场细分》,《商业经济文萃》第5期。
- 刘相伟 2009,《2009年零售业简报——与经济衰退相比,娱乐业却在良好发展》,《记录媒体技术》第5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。
- 曼海姆、卡尔 2002,《卡尔·曼海姆精粹》,徐彬译,南京: 南京大学出版社。
- 任莉颖 2022,《中等收入群体与中等社会地位认同——基于社会质量理论的探讨》,《华中科技大学学报(社会科学版)》第4期。
- 田志鹏 2022,《中等收入群体家庭就业稳定性与生育计划研究——基于2017年和2019年中国社会状况综合调查数据》,《华中科技大学学报(社会科学版)》第4期。
- 王春光、李炜 2002,《当代中国社会阶层的主观性建构和客观实在》,《江苏社会科学》第4期。
- 王金水、吴愈晓、许琪 2022,《年龄—时期—世代模型的发展历程与社会科学应用》,《社会研究方法评论》第2期。
- 吴愈晓、王金水、王旭洋 2022,《中国性别角色观念变迁(1990—2018): 年龄、时期和世代效应及性别差异

- 模式》,《中华女子学院院报》第4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。
- 许琪、王金水、吴愈晓 2022,《理论驱动还是方法驱动?——年龄—时期—世代分析的最新进展》,《社会学研究》第6期。
- 张栋 2011,《评析我国2009年以来的房地产调控政策》,西南政法大学硕士毕业论文。
- 张海东、刘晓瞳 2019,《我国居民阶层地位认同偏移对社会政治态度的影响——基于CGSS2010的实证分析》,《福建论坛(人文社会科学版)》第9期。
- 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 2022,《扩大中等收入群体促进共同富裕的政策思考》,《社会科学辑刊》第6期。
- 赵延东 2005,《“中间阶层认同”缺乏的成因及后果》,《浙江社会科学》第2期。
- 邹宇春、李建栋、张丹 2020,《主观中间阶层的各级政府信任与主观幸福感的关系研究》,《华中科技大学学报(社会科学版)》第6期。
- Deaton, A. 2005, “Franco Modigliani and the Life Cycle Theory of Consumption.” *Banca Nazionale Del Lavoro Quarterly Review* 58.
- Elder, G. H. 1994, “Time, Human Agency, and Social Change: Perspectives on the Life Course.” *Social Psychology Quarterly* 57(1).
- Fosse, Ethan & Christopher Winship 2019, “Analyzing Age-period-cohort Data: A Review and Critique.” *Annual Review of Sociology* 45.
- Lu, Y., L. Luo & M. R. Santos 2022, “Social Change and Race-Specific Homicide Trajectories: An Age-Period-Cohort Analysis.” *Journal of Research in Crime and Delinquency*(<http://doi.org/10.1177/00224278221129886>).
- Luo L. & J. S. Hodges 2022, “The Age-Period-Cohort-Interaction Model for Describing and Investigating Inter-cohort Deviations and Intra-cohort Life-course Dynamics.” *Sociological Methods & Research* 51(3).
- Ryder, N. B. 1965, “The Cohort as a Concept in the Study of Social Change.” *American Sociological Review* 30(6).
- Yang, Yang, Sam Schulhofer-Wohl, Wenjiang J. Fu & Kenneth C. Land 2008, “The Intrinsic Estimator for Age-Period-Cohort Analysis: What It Is and How to Use It.” *American Journal of Sociology* 113(7).

作者单位:中国社会科学院社会学研究所
责任编辑:刘保中

PAPER

The Strength of Era: A Study on the Trend of Social Status Discordance of the Middle-Income Group in China *Zou Yuchun* 180

Abstract: In the context of the policy goal of expanding the proportion of middle-income groups in China ,exploring trends in the discordant social status of this group , especially their downward identification of social status(DISS) ,can help to formulate precise policies. Based on the data from Chinese Social Survey from 2008 to 2021 ,this paper uses the APC-I model to analyze and found that: (1) Among the three temporal variables of age ,period and cohort ,the period effect of DISS is most pronounced for middle-income groups; (2) The period effect manifests itself as an upward trend in risk over time , but begins to decline after 2017; (3) The DISS of each cohort differs across generations at different periods ,most notably ,the propensity for DISS decreases for the 1992 – 1995 birth cohort; (4) The effect of age is weak ,with the risk of DISS being lowest in the 20s age group. The above findings are important references for grasping and guiding the class consciousness and behavior of middle-income groups.

Evolutionary Mechanisms of Social Sentiment under Pandemics: An Analysis Based on Big Data such as Twitter and GDELT *Gong Weigang ,Zhu Meng & Chen Hao* 203

Abstract: Based on big data such as Twitter and GDELT , this paper analyzes the mechanisms of the evolution of social emotions such as social panic , anxiety and depression during a pandemic by combining risk communication ,risk response and other risk management factors. The main negative emotions during a pandemic include panic , anxiety , and depression ,etc. The large-scale outbreak of these negative emotions is mainly concentrated in the initial wave of the pandemic , and the fluctuation of negative emotions during the rebound of the later pandemic is significantly smaller. In this paper , we explain the evolution of panic and depression from the analytical frameworks of threat perception and coping efficacy , social stress and social support , respectively. The variability of negative emotions around the world is both similar and diverse , which is closely related to the diversity of pandemic resilience patterns around the world as well as cultural identity factors. The findings of this study have important implications for emergency management and social mentality guidance.