

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

李 骏

提要: 阶层认同研究近年来受到学界关注, 但一直缺乏长时段的变迁分析。本文利用上海市 1991、1996、2005、2008、2013 年五次社会调查数据, “全景式”地实证分析了中国城市居民阶层认同及其决定模式的时代变迁。研究发现, 从 20 世纪 90 年代到 21 世纪初, 人们的主观社会地位经历了从“一切向钱看”向教育、职业、收入“多元决定”的良性转变; 但后十年却进入了新的主要以资产(收入和住房)来决定的时代。与此同时, 社会平均的主观社会地位历年来也逐渐下降。城市社会变迁的阶段性特点决定了阶层认同的上述变迁, 资产不平等日益走强这一宏观的经济与社会变迁特征已经深刻地影响了人们的主观意识。

关键词: 阶层认同 主观社会地位 资产 上海

一、阶层认同研究的起源、衰落与复兴

众所周知, 马克思在关于“自在阶级”(class-in-itself)与“自为阶级”(class-for-itself)的论述中最先发展出了“阶级意识”(class consciousness)的概念。马克思指出, 一个以社会群体形式存在的自在阶级, 只有通过一个历史的、认知的和实践的觉悟化过程, 才能产生阶级意识, 才能转变为自为阶级, 通过一致的集体行动争取共同的阶级利益。因此, “阶级意识”的核心含义是指一个阶级作为一个集体对自

^{*} 本研究的初始想法曾与李煜共同讨论, 在此致谢。本文初稿曾在第六届世界中国学论坛(2015年)、第二届栗林论坛(2016年)、第十九届世界社会学大会(2018年)、中国社会科学论坛(2019年)等会议上报告, 感谢与会专家的评议。感谢匿名审稿人对本文提出的宝贵意见和建议。文责自负。

己的阶级地位和利益的觉悟,米尔斯(2006)据此从三个方面界定了“阶级意识”: (1)对本阶级利益的认识和认同;(2)对其他阶级利益的认识及反对;(3)对运用集体政治手段达到集体政治目的以实现自我利益的认识及与此相关的行动准备。新马克思主义的代表人物赖特(Wright,1997)指出,阶级分析存在过程性(processual)路径和结构性(structural)路径两种不同取径,它们在“阶级意识”概念上也有所不同,前者主要围绕阶级认同展开,后者主要围绕阶级利益展开,而阶级认同和阶级利益既可能相互强化,也可能相互背离。因此,他认为“阶级意识”存在两个维度,一个是“阶级认同意识”(class identity consciousness),一个是“阶级利益意识”(class interest consciousness)。更常见的理解是,“阶级认同”的概念层次比“阶级意识”要低,它只是后者的前提条件或初级阶段(参见Rosenberg,1953)。

“阶级认同”研究与“阶级意识”研究相对分离之后,就与“主观阶层地位”研究合流了,区别只在于研究者到底是持马克思主义的阶级立场还是韦伯主义的阶层立场。^①按照杰克曼夫妇(Jackman & Jackman,1973)的定义,“主观阶层地位”指的是个人对自己在社会阶层结构中所占据的位置的感知。后人大多沿用这一定义。显然,“阶级认同”和“主观阶层地位”研究的共同点都是要分析人们如何认识自己在社会结构中的位置,不管这种社会阶级或阶层结构是关系性的还是阶梯性的(Ossowski,1963)。在本文中,笔者沿用国内学者的习惯,称之为“阶层认同”研究。

阶层认同研究在现代社会科学发展史上有较长的传统,也曾经历过衰落,之后又开始复兴。最早的实证研究可追溯至坎特里尔(Cantril,1943)和申特(Centers,1949)。他们通过分析美国的抽样调查数据指出,普通民众能够区分他们的阶级认同或阶级归属,并且是以客观地位为基础的。后人称之为结构(地位)决定论。随后,20世纪50年代至80年代的许多研究都发现,客观与主观阶层地位之间虽然存在联系,但这种联系却比较弱,表现为前者对后者的影响力和解释力都比较小(Jackman & Jackman,1973;1983)。以霍奇和唐启明(Hodge & Treiman,1968)为代表的学者主要用“地位不一致”(status inconsistency)理论来进行解释,其含义是,同一个人按不同的地位标准来衡量就拥有不同等级的地位,而这些地位可能是不一致的,于是就对人们的主观阶层定位造成了扰动。他们对1964年的美国社会的研究发现,教育、职业、收入这三个反映客观地位的常用指标之间的相关性比较低,作者认为,正是这种地位不一致

^① 这种合流,也与阶级消亡论的出现有密切关系,参见李路路等(2012)。

使得阶级认同没有围绕客观阶层结晶化,反映了当时美国社会结构的流动性和开放性。

进入20世纪90年代以后,埃文斯、凯利的一系列跨国比较研究发现,不管是富国还是穷国,不管是英美还是欧洲福利国家,也不管是资本主义还是(前)社会主义国家,公众的阶层认同分布都呈现出相似的“中产认同偏好”(middle class identity bias)现象(Evans et al.,1992; Kelley & Evans,1995; Evans & Kelley,2004)。也就是说,无论各个国家的客观阶层结构如何,每个国家都呈现出中产阶级认同比例最高的钟形分布形态。他们甚至还发现,在每个国家内部,高、中、低各个阶层也都无一例外地存在“中产认同偏好”。他们主要利用“参照群体”(reference group)理论来进行解释,其含义是,人们在衡量自己的阶层地位时,通常会参照其交往圈中的其他人来进行定位,而交往圈一般具有趋同性或同质性,所以多数人都认为自己居于中间位置。

对美国社会的研究发现主客观阶层地位联系较弱,跨国研究发现存在普遍的中产认同偏好,两者相结合,便诞生了主客观地位不一致(或主观阶层认同偏离客观阶层结构)的结论。既然阶层认同是不一致的、偏离客观结构的,那么还有什么研究价值呢?阶层认同研究因之衰落。

然而,从20世纪后期开始,尤其是进入新世纪以来,随着工业化国家的经济转型、亚洲金融危机的爆发、新兴经济体的出现、收入不平等的全球性扩大等一系列变化的出现,阶层认同研究出现了一轮复兴。前期的一些重要命题受到了检验和挑战,主要包括以下四个方面。

1. 中产认同比例在国家之间出现很大差异,甚至不再是一种主流社会意识。有学者比较了1999年时日本与英国、美国、法国、西德、瑞典(分别代表了埃斯平·安德森所说的福利国家类型)的阶层认同分布,发现日本的中产认同比例并不高,而且是往低端倾斜的,这与日本国内1970年代以来盛行的“高度中产阶级社会”论调已经相去甚远(Shirahase,2010)。柯蒂斯(Curtis,2013)对2005年15个国家的比较分析发现,中产阶层认同比例在国家之间已经出现了很大的差异,并且只有德国和西班牙的中产认同比例超过40%,很难再说中产认同仍然是当代西方社会的一种主流社会意识。此外,他还发现,社会的收入不平等程度越高,人们的中产认同比例越低;曾经的社会主义国家,不管现在的经济发展水平和不平等程度如何,民众的主观地位评价都更低。因此,一个国家的社会政治经济环境对民众的中产认同有很重要的影响。

2. 虽然美国的阶层认同分布基本不随时间而变化,但并非所有国家都如此。

豪特(Hout 2007)对美国的长时段研究指出,从1945年以来的60年间,虽然美国的经济水平、教育、专业化职位、收入等都发生了很大变化,但美国人的阶层认同分布却基本没变。1945年时,认同自己是工人阶级与中产阶级的比例分别为49%和45%;2000-2004年间,这两个数字分别为44%和47%;相比之下,认同自己是下层阶级和上层阶级的比例一直都很小。韩国1997年经历了亚洲金融危机前后,中产认同比例从1996年的41%聚降至28%(Nam 2013)。研究者认为,经济危机减少了中产阶层的工作机会和工作收入,因而不可避免地降低了人们对自身阶层地位的主观评价。

3. 虽然阶层认同的“多元决定”模式在许多国家都曾存在,但它并不是一成不变的。霍奇和唐启明(Hodge & Treiman, 1968)对美国的研究最早发现了阶层认同的“多元决定”模式,也就是说,教育、职业、收入同时决定了人们的阶层认同高低,即使是在控制了其他个体因素的影响之后也是如此。凯利和埃文斯(Kelley & Evans, 1995)对1987-1988年ISSP调查数据的分析再次证实,美国、英国、澳大利亚、德国等西方国家的阶层认同都存在这种“多元决定”模式。豪特(Hout 2007)对美国的研究发现,半个多世纪以来,“多元决定”模式始终得以维持,但教育和职业的影响力下降,收入的影响力上升。他认为,公共物品提供的私人化和就业方式的非稳定化是两个可能的原因。日本的阶层认同决定模式甚至发生过较大的时期变化:在20世纪70年代的高速经济增长时期,教育、职业、收入对阶层认同几乎都没有什么影响;到了20世纪80年代的经济缓慢增长时期,决定阶层认同的只有收入;及至20世纪90年代的经济停滞期,才出现了像美国那样的“多元决定”模式(Kikkawa, 2000)。吉川和藤原(Kikkawa & Fujihara 2012)从更长的历史时期(20世纪80年代中期至2010年)对日美两国做了比较研究,一方面再次证实了日本的阶层认同决定模式经历了三个阶段的变化,另一方面也发现了教育、职业、收入的影响在两国都随历史时期而变化。

4. 个人的客观地位对阶层认同的影响受到宏观经济社会情境或制度因素的调节。安德森和柯蒂斯(Andersen & Curtis 2012)对44个国家、柯蒂斯(Curtis, 2013)对15个国家的跨国比较研究均发现,虽然在每个国家都能观察到个人收入对阶层认同的影响,但这种影响在收入不平等程度越高的国家却越大。他们的解释是,收入不平等程度的上升使人们能更加清楚地看到阶级差别,因而能在主观意识上更加有效地进行阶级区分。前一项研究还发现,不管社会的收入不平等程度如何,富人都能清楚地将自己归于社会上层;而社会越不平等,穷人将自己归于社会下层的可能性越大。林德曼和萨尔(Lindemann & Saar, 2014)对

21 个欧洲国家的比较研究也发现,收入、教育和职业对阶层认同的影响也都随经济发展水平、职业和教育结构状况而变化。

阶层认同研究在上述四个方面的反思与深入,其实都在强调社会环境或社会变迁的重要性。二战后至 20 世纪末之前的那些所谓“类似的”“不变的”发现,其实都可能由当时西方工业化国家的“超稳定”或“亚稳定”社会经济形态所决定的。而一旦社会发生重大变化,“差异性”和“变化性”就显露出来了。那么,用几十年时间完成了西方花费几百年时间进行现代化进程的中国,在阶层认同及其变迁上又具有怎样的特点呢?

二、中国阶层认同的相似性与独特性

国内最早对阶层认同进行实证研究的是卢汉龙和边燕杰(卢汉龙,1996;边燕杰、卢汉龙,2002)。他们发现,在 1991 年时的上海,人们有阶层化差别但无阶层化意识。随后,刘欣(2001)对 1996 年武汉城市居民的调查却发现,约有四分之三的受访者认为人们可以按照社会经济地位的高低分为不同的阶层,因此是有阶层意识的。李春玲(2003)也根据 1995 - 2000 年在若干省市的访谈资料分析认为,当时人们已经明确感知到社会结构是等级分化的。

刘欣(2001)、赵延东(2005)、李培林(2005)、中国社会科学院“当代中国人民内部矛盾研究”课题组(2004)以及张翼(2011)在将中国的阶层认同分布与其他国家进行比较时,都发现并提出了中国人的阶层认同“向下偏移”的命题。其含义是,与其他国家作横向比较,中国城市居民认同中间层的比例偏低,而认同中等偏下层的比例却偏高。然而,从中层认同的比例来看,不管是刘欣报告的 47.3%,还是中国社会科学院课题组报告的 46.9%,或是张翼报告的 40.3% - 41.0%,其实都高于上层和下层的认同比例。也就是说,中国人的阶层认同也呈现出钟形分布的形态,这与其他国家的典型情况并无二致。至于中国的中层认同比例低于其他国家,其实也并非孤例,因为国家之间在中层认同比例上存在差异在世界范围内乃是一个正常现象。按照已有研究的启示,经济发展水平会提升一个国家民众的平均主观阶层地位,而收入不平等程度和社会主义制度经历则会起拉低作用。因此,中国的中层认同比例低于其他国家,既可能由于当时的经济发展水平低于其他国家,也可能是因为收入不平等上升过快,还可能与中国坚持社会主义制度有关。因此,笔者认为,仅从某个时点上来看,中国的阶层认

同分布其实并没有“向下偏移”,而是与其他国家一样“向中偏移”(即“中产认同偏好”)。韩钰、仇立平(2015)也指出了这一点,他们称之为“趋中性”。

然而,中国人的阶层认同确实也出现了某种独特性,冯仕政、高勇、陈光金等人的研究也发现了历时比较中地位层级认同“向下偏移”的趋势。^①也就是说,认同下层或中下层的比例呈现快速的、持续的上升趋势。冯仕政(2011)发现,从2003年到2006年,认同“中下层”和“下层”的比例增加了十多个百分点。高勇(2013)发现,以2001年到2005年,认同最下面三层的比例增加了二十多个百分点。陈光金(2013)也发现主观社会经济地位认同结构在2001-2006年期间有明显下沉的趋势。高勇(2013)还指出,如果将1991年以来的调查数据放在一起比较,纵向的“向下偏移”趋势早就发生了。^②

怎么解释中国阶层认同的相似性与独特性?刘欣(2002)最早提出了“相对剥夺论”,他认为,当人们处于相对剥夺地位时,无论其占据的客观分层地位是高还是低,都会倾向于作出社会不平等的判断。在这之后,学者们又提出了“认同碎片论”“生存焦虑论”“参照系变动论”三种解释。

李培林(2005)的“认同碎片论”认为,受生活方式的个体主义化、社会身份认同的断裂化和主观阶层意识的碎片化影响,主观阶层认同和客观阶层地位之间的距离会越来越大。王春光、李炜(2002)也指出,阶层的客观实在与主观建构之所以存在较大的不一致,是因为它们还通过具体的社会情景和不同的参照群体发生作用。翁定军(2010)也发现,公平感等心理因素具有分解来自客观社会位置影响的作用,从而导致人们的阶级意识呈现“碎片化”特征。陈光金(2013)的“生存焦虑论”认为,具有中国特色的情势和因素会阻碍或威胁人们的上升发展,造成一种普遍焦虑的社会情绪,从而使人们倾向于低估自身的社会经济地位。高勇(2013)的“参照系变动论”同时挑战了“相对剥夺论”和“认同碎片论”。一方面,他认为“相对剥夺论”过多地将关注点放在了具体“参照点”的改变上,忽略了中国转型背景下社会地位认同的整体“参照系”的改变。另一方面,他认为“认同碎片论”对地位层级认同的变化方向有误判,实际上,地位层级认同并非逐渐脱离客观基础,而是更强烈地受到市场要素的影响。他的实证分析发现,中国城镇社会整体的地位“参照系”已经从单位类型(或社会归属)转换为收入等市场机遇的占有。

① 田丰(2017)也发现,农民工的自评社会地位在2006-2015年间有下降趋势。

② 由于各项调查数据所代表的研究总体并不一致,这种纵向比较的结论需谨慎对待。

仔细阅读上述学者的论述会发现,虽然他们用不同的方式表达了不同的观点,但也存在共性,都强调社会变迁对阶层认同的影响。刘欣(2002)其实非常强调他的“相对剥夺论”是一种“动态”模型,然而,他的数据分析却是“静态”的,并没有“使用不同时点的资料,或者在自变量中使用被调查者历时性的资料”。同样,李培林(2005)也是根据一个时点的数据分析提出了趋势预判。近几年来,类似的横截面数据分析还在不断涌现(例如李飞,2013;吴琼,2014;于铁山,2015),只有上文提到的少数研究使用不同时点的数据比较了阶层认同决定因素的变化。^①最近,陈云松和范晓光合作的两项研究再次强调了纵贯分析的重要性,虽然关于阶层地位认同偏差的研究并没有给出决定因素在不同时期有所变化的实质性证据(范晓光、陈云松,2015),但关于阶层自我定位的研究在某种程度上弥补了这一不足(陈云松、范晓光,2016)。

三、社会变迁与阶层认同

通过对比中西方阶层认同研究的文献脉络,笔者认为,之前国内学者多次发现的主客观地位不一致或联系弱,其实是一个世界性的普遍现象,并不值得惊讶,更不应该就此将阶层认同研究导向无意义论或不可知论。相反,应该重点研究客观地位的各个侧面或各种标准对主观阶层评价的影响如何随时间而变化,借此分析和揭示其背后所潜藏的社会变迁或社会分层机制变化,这样才能真正凸显阶层认同研究的意义。这种阶层认同研究思路,其实是中西方学者所具有的共识,可称为“变迁决定论”。

遗憾的是,虽然国内少数研究使用了不同时点的数据比较,但在时间跨度上却都是“片断式”的(集中于最近一个时期),而没有提供长时段的“全景式”分析。^②考虑到中国经济改革和社会转型的阶段式特征(这曾是中国社会学界的一个重要分析框架),基于长时段数据的完整、系统的比较分析显然是更为合理的,能够更好地回答中国人的阶层认同“从哪儿来、向哪儿去”这一基本问题。

那么,中国城市的哪些社会变迁对阶层认同具有重要意义?张海东、杨城晨

① 此外,李汉林(2012)也对相对剥夺感及其决定因素做了时期比较。

② 冯仕政(2011)使用的是2003-2006年数据,高勇(2013)使用的是2001-2005年数据,陈光金(2013)使用的是2001-2011年数据,陈云松、范晓光(2016)使用的是2003-2013年数据。

(2017) 提出了类似的问题“有没有更加适合中国社会阶层身份建构和阶层认同的直接与客观的指标?”他们找到的答案是住房,认为从住房入手可以为阶层认同研究提供新的分析和解释框架。笔者也认为,应该超越长期以来只用教育、职业、收入来测量客观地位的传统,引入住房并考察它对阶层认同的影响,这主要出于以下三个原因。

第一,众所周知,韦伯的“地位三分法”除权力和声望外,强调的是财产而不仅仅是收入。因为,收入并不是财产的全部,甚至很可能只占财产的一小部分。近年来,国内几个研究团队正试图弥补我国财产分层研究的不足,发现房产对财产不平等的贡献占据绝对主导地位,尤其是在城市之中(甘犁等 2012; 李实等 2013; 谢宇等 2014; Xie & Jin 2015)。因此,本研究用住房来作为财产的代理变量。第二,近年来,结合西方“住房阶级”理论(参见李骏 2013),国内对基于住房财产占有关系的社会阶层结构的关注和讨论逐渐升温(李强 2009; 李强、王美琴 2009; 李斌、王凯 2010; 李骏 2017; 刘祖云、毛小平 2012; 芦恒 2014)。一些学者更是不约而同地强调,中国城市住房体制的转变对不平等的影响不仅仅是维系并强化了原有的住房不平等,更重要的是形成了一种新的基于财产或住房权利的分层秩序。所以,住房作为一种分层指标乃至分层机制的重要性亟需加以重视。第三,一些研究已经发现,住房产权、住房品质和住房的“符号化区隔”对阶层认同具有显著影响(张文宏、刘琳 2013; 张海东、杨城晨 2017),“住房阶级”甚至比经典的职业阶层分类体系更有力地解释了人们的幸福感与公平感差异(李骏 2017)。

引入住房的目的不仅是为了考察它的独立影响,更是为了比较教育、职业、收入、住房这些指标对阶层认同的影响如何随时间而变化。遗憾的是,上述研究并没有做到这一点。除此之外,作为社会变迁研究,还应直接考察宏观经济社会因素对阶层认同的影响。国外前沿研究正是聚焦于国家层次的宏观变量,主要检验了经济发展和收入不平等对阶层认同的影响(Anderson & Curtis 2012; Curtis 2013; Lindemann & Saar 2014),但都严重依赖横截面数据的跨国比较。国内学者陈云松、范晓光(2016)虽然使用时间跨度有限的纵向数据考察了经济发展和收入不平等对阶层认同的影响,但正如他们所承认的,其研究局限之一就是未将城市产权住房等在当代中国具有典型意义的新指标纳入模型。此外,国内外的这些最新研究都还有一个不足,就是没有直接检验与住房直接相关的宏观经济社会变迁对阶层认同的影响。因此,本文将在考虑经济发展影响的基础上,分析住房价格上涨和财产性收入不平等扩大的影响。

四、数据、分析与发现

本文使用的数据来自上海社会科学院社会学研究所于1991、1996、2005、2008、2013年在上海市进行的入户抽样调查。这些调查采用了相似的随机抽样程序(由居委会到家庭户再到受访者),都对市区常住人口具有代表性,都能满足本研究的基本变量需求。^①如此跨越上世纪末至本世纪初的长时段重复横截面调查数据,在中国社会学界是很难得的,这是本研究用它来分析社会变迁与阶层认同的最大优势。但它也并非十全十美,由于历年调查未对受访者的工作状态作统一要求,导致历年数据中不工作者比例有较大波动。鉴于此,本研究只分析18-60岁的工作人口样本,以尽量避免样本结构变化对数据结果的扰动。^②

本研究的因变量是阶层认同,即受访者在主观上将自己归于社会阶层的哪一个层级。对此,五次调查的提问方式基本相同,但选项设置略有不同。1991年调查的选项为下层、中下层、中层、中上层、上层、说不清,选择“说不清”的比例很低,作缺失处理,其他选项依次编码为1-5。1996年调查的选项为下下、下、中下、中、中上、上、不知道,选择“不知道”的比例很低,作缺失处理,选择“下下”和“下”的比例很低,合并处理,其他选项依次编码为1-5。2005和2008年调查的选项为1-10,可将相邻选项合并处理,^③依次编码为1-5。2013年调查的选项为下层、中下层、中层、中上层、上层,依次编码为1-5。可见,历年调查的选项还是可以大致对应处理为1-5,对本文的主要分析任务并不构成大碍。

如前所述,受访者的客观地位用教育、职业、收入、住房分别进行测量。在本研究中,教育变量为受教育年限,是连续变量。职业变量分为五类:农业和产业工人、商业服务业人员、办公或办事人员、专业技术人员、管理者或负责人。收入变量是对受访者的月收入取对数,并按统计局发布的历年消费价格指数(CPI)作了通货膨胀处理。本研究分别使用了三个住房变量:(1)家庭住房产权,这是一个二分变量(1=有产权);(2)家庭人均住房面积,这是一个连续变量;(3)结合前两个变量的信息重新构建一个住房地位变量,将受访者划为六类,包括无产权者和人均住房面积处于最低组、中下组、中组、中上组、上组的有产权者。

① 各年份调查的简要介绍、问卷及相关论文成果参见李骏、朱妍(2018)。

② 本文使用全样本得到的数据结果基本相似,但考虑到正文中所述原因,最终选择呈现工作人口样本的数据结果。

③ 例如1与2合并为1,依次类推,类似的处理可参见陈云松、范晓光(2016)。

个人变量还有六个,分别为性别(1 = 男性)、年龄、是否曾经结婚(1 = 是)、是否为外地户籍(1 = 是)、是否为中共党员(1 = 是)、单位所有制类型(1 = 私有制单位)。宏观变量有三个:一是用于测量现代化或经济发展的人均 GDP 增长率,根据《上海统计年鉴》公布的当年人均 GDP 和上年人均 GDP 计算得到;二是住宅商品房平均销售价格,来自历年《上海统计年鉴》;三是财产性收入差距,根据历年《上海统计年鉴》报告的最高收入户与最低收入户的财产性收入计算倍数。所有自变量的描述统计见表 1(某些变量在某些年份有缺失)。

表 1 历年数据的描述统计(上海 1991 - 2013 年)

	1991	1996	2005	2008	2013
个人变量					
教育(年数)	11.31 (2.73)	11.90 (2.58)	12.30 (2.41)	12.34 (2.67)	13.49 (2.59)
职业					
农业和产业工人	45.83	37.13	45.37	24.05	28.40
商业服务业人员	15.57	18.08	7.52	35.40	13.26
办公或办事人员	9.71	16.94	21.36	16.34	29.29
专业技术人员	24.78	24.76	19.25	16.19	13.75
管理者或负责人	4.11	3.09	6.51	8.02	15.30
收入(元)	230.40 (74.28)	1132.04 (767.46)	1946.84 (1797.24)	2958.71 (2511.20)	4335.92 (2781.19)
单位为私有制单位	0.03 (0.16)	0.20 (0.40)	—	0.49 (0.50)	0.59 (0.49)
家庭人均住房面积(平方米)	—	7.69 (4.82)	19.73 (34.69)	21.46 (13.34)	27.20 (22.02)
有家庭住房产权	0.19 (0.39)	—	0.51 (0.50)	0.56 (0.50)	0.72 (0.45)
是中共党员	0.15 (0.36)	—	—	0.14 (0.35)	0.11 (0.32)
是外地户籍	0.16 (0.37)	—	—	0.14 (0.35)	0.22 (0.42)
曾经结婚	0.85 (0.36)	0.89 (0.31)	0.81 (0.39)	0.76 (0.43)	0.75 (0.43)
男性	0.54 (0.50)	0.53 (0.50)	0.61 (0.49)	0.55 (0.50)	0.54 (0.50)
年龄(岁)	38.50 (9.43)	39.76 (8.53)	42.94 (10.53)	39.92 (11.50)	36.83 (10.25)
宏观变量					
人均 GDP 增长率(%)	—	—	11.08	7.88	6.58
商品房平均价格(元/平方米)	—	—	6698	8115	16192
财产性收入差距(倍)	—	—	13.4	9.5	21.4
样本量	803	614	1091	661	1229

注:括号内的数字为标准差。

将各年份的阶层认同变量都处理成从低到高的五层后,得到阶层认同分布的历时变迁见图1。该图显示,从20世纪90年代到21世纪初期,上海居民的主观阶层地位评价呈逐步下降趋势。虽然下层认同比例起伏不定,但若将中下层认同比例合并计算,则1991-2013年的持中下层认同的比例依次为42%、50%、50%、49%、54%。图1中也添加了历年阶层认同均值线,总体来看也是在下降。这与以往学者用全国数据发现的“向下偏移”趋势相吻合。

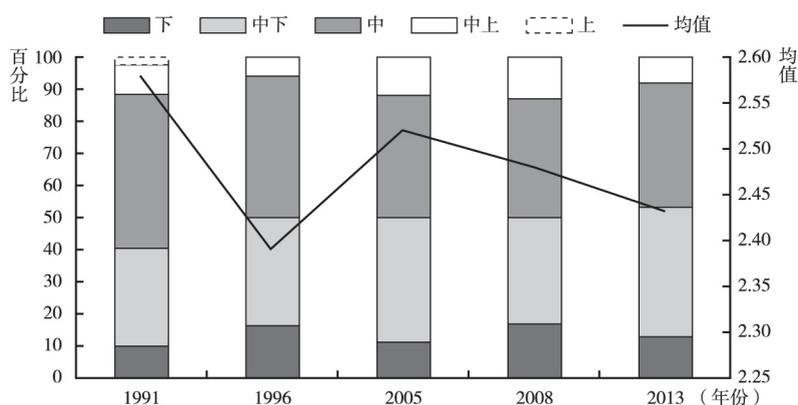


图1 阶层认同分布的变迁(上海,1991-2013年)

将阶层认同作为因变量,在各年数据中对教育、职业、收入、住房等客观地位或分层变量以及其他控制变量作常规最小二乘(OLS)回归,得到的结果见表2。定序变量可以近似看作连续变量,所以表中分别用OLS模型和定序logit模型进行估计,但得到的结果基本一致。为了解释上的方便,也为了后续的数据分析模型保持连贯,将用OLS模型结果来进行说明。1991年时,几乎所有的客观地位都不对人们的阶层认同产生显著影响,整个模型的解释力也只有5.5%。^①这与卢汉龙、边燕杰对1991年上海居民无阶层意识的发现相一致。到了1996年,收入开始产生显著的影响,但教育和职业依然没有影响。这个时期,由于市场经济的合法性得到政府确认,一时之间“全民经商”和“下海”大潮涌现,社会上普遍奉行“一切向钱看”的价值观念,使得经济收入的重要性远胜一切。与此同时,虽然20世纪80年代一度盛行的“脑体倒挂”现象得到了转变(李强,1996),但

① 1991年模型的解释力低可能与缺乏住房面积变量有关。但是,若在1996年模型中也排除住房面积变量,其解释力仍然高达30.9%。因此,1991年模型的解释力很可能的确偏低。

教育对收入的回报作用尚未充分显现,而职业的收入回报在体制内外、单位之间也仍然存在很大差别。这些因素共同导致收入吞噬了教育和职业的影响,单一性地主导了人们的主观阶层地位评价。无独有偶,在20世纪80年代的日本,菊川(Kikkawa, 2000)也曾经观察到了同样的现象。这说明虽然中日两国在制度上存在差异,但在金钱至上和拜金主义时代,阶层认同的决定模式却十分相似。

表 2 分年数据的 OLS 模型和定序 logit 模型(上海, 1991 - 2013 年)

	1991	1996	2005	2008	2013
OLS 模型					
教育(年数)	0.024 ⁺ (0.013)	0.020 (0.013)	0.031 [*] (0.012)	0.022 (0.016)	0.012 (0.011)
职业(农业和产业工人为参照)					
商业服务业人员	0.078 (0.087)	-0.065 (0.085)	0.331 ^{***} (0.093)	0.108 (0.088)	0.055 (0.071)
办公或办事人员	0.177 (0.109)	-0.019 (0.091)	0.209 ^{***} (0.062)	0.059 (0.108)	0.160 [*] (0.062)
专业技术人员	0.185 [*] (0.086)	0.114 (0.082)	0.168 [*] (0.069)	0.195 ⁺ (0.112)	0.138 ⁺ (0.076)
管理者或负责人	0.195 (0.163)	0.019 (0.175)	0.454 ^{***} (0.100)	0.101 (0.145)	0.161 [*] (0.073)
收入(对数)	0.116 (0.101)	0.764 ^{***} (0.061)	0.532 ^{***} (0.041)	0.611 ^{***} (0.063)	0.473 ^{***} (0.047)
住房面积	-	0.001 (0.006)	0.001 ⁺ (0.001)	0.005 [*] (0.003)	0.003 ^{**} (0.001)
住房产权	-0.077 (0.076)	-	0.024 (0.044)	0.202 ^{**} (0.067)	0.375 ^{***} (0.063)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.055	0.309	0.312	0.295	0.203
样本量	803	614	1091	661	1229
定序 logit 模型					
教育(年数)	0.050 ⁺ (0.029)	0.050 (0.037)	0.087 ^{**} (0.033)	0.044 (0.038)	0.024 (0.028)
职业(农业和产业工人为参照)					
商业服务业人员	0.170 (0.198)	-0.188 (0.234)	0.827 ^{***} (0.250)	0.238 (0.208)	0.175 (0.186)
办公或办事人员	0.400 (0.250)	-0.091 (0.253)	0.484 ^{**} (0.170)	0.047 (0.256)	0.457 ^{**} (0.163)

续表 2

	1991	1996	2005	2008	2013
专业技术人员	0.381 ⁺ (0.198)	0.346 (0.229)	0.370 [*] (0.186)	0.447 ⁺ (0.269)	0.363 ⁺ (0.197)
管理者或负责人	0.428 (0.368)	-0.007 (0.507)	1.128 ^{***} (0.278)	0.230 (0.342)	0.381 [*] (0.192)
收入(对数)	0.261 (0.230)	2.307 ^{***} (0.207)	1.517 ^{***} (0.125)	1.555 ^{***} (0.165)	1.329 ^{***} (0.138)
住房面积	-	-0.004 (0.018)	0.004 [*] (0.002)	0.014 [*] (0.006)	0.008 ^{**} (0.003)
住房产权	-0.137 (0.174)	-	0.066 (0.121)	0.460 ^{**} (0.161)	0.992 ^{***} (0.168)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
截点 1	-0.854	15.537 ^{***}	10.023 ^{***}	10.407 ^{***}	9.657 ^{***}
截点 2	0.936	17.614 ^{***}	12.634 ^{***}	12.350 ^{***}	12.141 ^{***}
截点 3	3.547 ^{**}	21.165 ^{***}	15.268 ^{***}	14.815 ^{***}	14.687 ^{***}
截点 4	5.986 ^{***}	23.955 ^{***}	19.101 ^{***}	19.772 ^{***}	18.791 ^{***}
伪 R ²	0.021	0.156	0.151	0.136	0.096
样本量	803	614	1091	661	1229

注: (1) 各年份控制变量如表 1 所示, 限于篇幅, 未显示控制变量的回归系数。(2) 表中报告的是非标准化回归系数, 括号中的数字是标准误。(3) ⁺ $P < 0.1$, ^{*} $P < 0.05$, ^{**} $P < 0.01$, ^{***} $P < 0.001$ 。

只有在 2005 年时, 这三个常用的分层指标才同时对阶层认同产生显著的影响, 才出现了在 20 世纪 60 年代以来的美国、20 世纪 90 年代以来的日本以及多数现代化国家都存在的“多元决定”模式。换言之, 教育、职业地位或收入的提高, 都会提高人们的主观阶层地位。这一时期的另一个重要变化是: 反映住房阶层地位的指标(主要是住房面积)也开始发挥对阶层认同的显著影响, 而在这之前, 住房面积或住房产权是不重要的(1991 年和 1996 年模型中不显著)。然而, 到了 2008 年和 2013 年, 上海居民在此之前好不容易才建立起来的阶层认同“多元决定”模式, 却又逐渐崩塌了。2008 年时, 教育和职业的影响都不再显著。2013 年时, 虽然职业的影响有所恢复——白领比农业和产业工人的主观阶层地位更高, 但教育的影响仍然不显著。将教育处理为四分类变量的补充分析显示, 相对于小学组, 2008 年时高中和大学组的主观阶层地位仍有较高的迹象(在 0.1 的水平上显著), 但到 2013 年时这种边际显著性已然消失。

与教育、职业的影响逐渐式微这一变化过程明显不同的是, 收入和住房对阶层认同的影响力却一直很强韧。如果比较其对应的系数从 2005 年到 2008 年的

变化,甚至还能看出加强趋势。为了更直观一些,笔者将职业、住房都处理为像教育、收入一样的近似连续变量^①,用完全一致的模型设定重新对2005-2013年的数据分别建立回归模型,并计算出这四个变量的标准化回归系数和净判定系数 ΔR^2 ,结果见表3。^②两个指标都显示,教育对人们主观阶层地位的影响,经历了一个先平稳后下降的过程;职业的影响,经历了一个先下降后上升的过程;但无论如何,两者在2013年的影响都已经远不如在2005年的影响,并最终在与收入和住房影响的较量中处于微不足道的地位。同时,收入对人们主观阶层地位的影响虽然经历了连续的下滑,但始终保持主导性地位。与收入影响下滑趋势相反的是,住房对人们主观阶层地位的影响却在稳步上升。上述变化趋势汇总到一起,造就了2013年的阶层认同决定格局:住房的影响力(B 为0.247, ΔR^2 为0.056)直逼收入(B 为0.285, ΔR^2 为0.068)位居第二,而教育(B 为0.045, ΔR^2 为0.001)和职业(B 为0.082, ΔR^2 为0.005)的影响力却远远落后。

表3 分年数据的变量解释力比较(上海2005-2013年)

	2005		2008		2013	
	B	ΔR^2	B	ΔR^2	B	ΔR^2
教育	0.071 [*]	0.003	0.078 ⁺	0.005	0.045	0.001
职业	0.126 ^{***}	0.010	0.012	0.001	0.082 ^{**}	0.005
收入	0.433 ^{***}	0.122	0.388 ^{***}	0.093	0.285 ^{***}	0.068
住房	0.026	0.001	0.223 ^{***}	0.046	0.247 ^{***}	0.056

注: ⁺ $P < 0.1$, ^{*} $P < 0.05$, ^{**} $P < 0.01$, ^{***} $P < 0.001$ 。

在此基础上,本研究对2005-2013年的合并数据进行分析,继续检验阶层认同及其影响因素的变迁。笔者先用OLS模型考察四个客观地位变量对主观阶层地位的影响如何随时间而变化。在此模型中,控制年龄后,时间既可以用时期(调查年份)表示,也可以用世代(出生年份)表示,但两者无法同时兼顾。因

① 商业服务业人员与办公或办事人员这两个职业类别的相对地位高低可能并不明确,为此笔者也尝试过将其处理为同一个级别,但得到的发现和结论基本一致。

② 将所有变量都处理为连续变量是为了使它们的自由度相同,进而可以比较其标准化回归系数和净判定系数 ΔR^2 。由于某些年份调查并未询问受访者的详细工作内容,这里无法将职业变量转换成国际社会经济地位指数(ISEI)等标准的连续变量,而只能将五个职业类别视为由低到高的等级。这里的住房变量是结合住房产权和住房面积两个变量的信息而构建的,将受访者划为6类。

此,在表4中,我们先检验随年份的变化(上半栏),再检验随世代的变化(下半栏)。^①模型1显示,年份的主效应显著为负,表明受访者平均的主观阶层地位历年来有所下降;年龄的主效应显著为负,表明年龄越大主观阶层地位越低;世代的主效应显著为正,表明越晚出生的世代主观阶层地位越高。模型2控制四个客观地位变量后发现,年份的主效应仍然显著为负,意味着主观阶层地位的历时下降趋势稳健;但年龄和世代的主效应不再显著,意味着不同年龄或不同世代受访者的差异只不过是他们的客观地位差异所导致的。至于客观地位变量的主效应,总体上与经典的结构(地位)决定论预期相符。然而,模型3-6分别加入四个客观地位变量与年份或世代的交互效应后发现,教育、职业、收入的影响都有随时间而弱化的迹象,^②相反,住房的影响却有随时间而强化的趋势。其中,教育×年份(世代)、职业×年份、收入×年份的交互效应为负向不显著,但职业×世代、收入×世代的交互效应为负向显著,并且住房×年份(世代)的交互效应为正向显著。

表4 合并数据的OLS模型(上海2005-2013年) N=2981

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
年份	-0.082*** (0.018)	-0.283*** (0.018)	-0.241** (0.084)	-0.244*** (0.034)	-0.027 (0.176)	-0.410*** (0.031)
年龄	-0.012*** (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.003+ (0.002)
教育		0.021** (0.007)	0.028+ (0.015)	0.021** (0.007)	0.021** (0.007)	0.021** (0.007)
职业		0.050*** (0.012)	0.050*** (0.012)	0.081** (0.026)	0.050*** (0.012)	0.051*** (0.012)
收入		0.520*** (0.027)	0.518*** (0.027)	0.516*** (0.027)	0.591*** (0.055)	0.529*** (0.027)
住房		0.077*** (0.008)	0.076*** (0.008)	0.076*** (0.008)	0.076*** (0.008)	-0.012 (0.019)
教育×年份			-0.003 (0.006)			

① 笔者也尝试过使用年份和世代虚拟变量,得到的结果基本一致,为了模型简洁起见,仍然使用线性测量。

② 这与陈云松、范晓光(2016)对2003-2013年全国数据的研究发现相一致。

续表 4

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
职业 × 年份				-0.015 (0.011)		
收入 × 年份					-0.038 (0.026)	
住房 × 年份						0.043 ^{***} (0.008)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.019	0.250	0.250	0.251	0.251	0.257
年份	-0.130 ^{***} (0.021)	-0.295 ^{***} (0.019)	-0.293 ^{***} (0.019)	-0.294 ^{***} (0.019)	-0.294 ^{***} (0.019)	-0.294 ^{***} (0.019)
世代	0.138 ^{***} (0.019)	0.034 ⁺ (0.017)	0.075 (0.064)	0.081 ^{**} (0.028)	0.477 ^{***} (0.129)	-0.017 (0.026)
教育		0.020 ^{**} (0.007)	0.029 [*] (0.015)	0.021 ^{**} (0.007)	0.023 ^{***} (0.007)	0.019 ^{**} (0.007)
职业		0.050 ^{***} (0.012)	0.050 ^{***} (0.012)	0.096 ^{***} (0.024)	0.048 ^{***} (0.012)	0.051 ^{***} (0.012)
收入		0.519 ^{***} (0.027)	0.518 ^{***} (0.027)	0.516 ^{***} (0.027)	0.672 ^{***} (0.051)	0.526 ^{***} (0.027)
住房		0.077 ^{***} (0.008)	0.077 ^{***} (0.008)	0.076 ^{***} (0.008)	0.074 ^{***} (0.008)	0.034 ⁺ (0.018)
教育 × 世代			-0.003 (0.005)			
职业 × 世代				-0.019 [*] (0.009)		
收入 × 世代					-0.066 ^{***} (0.019)	
住房 × 世代						0.017 ^{**} (0.006)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.023	0.251	0.251	0.252	0.254	0.253

注: (1) 表中报告的是非标准化回归系数, 括号中的数字是标准误。(2) ⁺ $P < 0.1$, ^{*} $P < 0.05$, ^{**} $P < 0.01$, ^{***} $P < 0.001$ 。

对合并数据使用 OLS 模型在分析方法上有其局限性, 既无法完全分解年龄、时期、世代效应(三者存在完全共线性问题), 也没有处理数据本身的嵌套性质(年龄人嵌套于年)。因此, 笔者又使用分层 APC 模型(Yang & Land 2013), 在分解年龄(Age)、时期(Period)、世代(Cohort) 效应的同时, 直接检验人均 GDP

增长率、商品房平均价格、财产性收入差距这三个反映社会变迁的宏观变量对阶层认同的影响(参见 Smets & Neundorf 2014; 梁玉成 2007)。分层 APC 模型的实质是年份与世代的交叉分类多层模型(cross-classified hierarchical model) ,将每个样本视为嵌套于不同的年份和世代,其估计结果见表 5。

表 5 合并数据的 HAPC 模型(上海 2005 - 2013 年) N = 2987

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
个人固定效应						
教育	0.020 ** (0.007)	0.020 ** (0.007)	0.020 ** (0.007)	0.020 ** (0.007)	0.021 ** (0.007)	0.020 ** (0.007)
职业						
商业服务业人员	0.143 ** (0.044)	0.151 *** (0.044)	0.143 ** (0.044)	0.143 ** (0.044)	0.150 *** (0.044)	0.146 *** (0.044)
办公或办事人员	0.165 *** (0.040)	0.166 *** (0.040)	0.165 *** (0.040)	0.165 *** (0.040)	0.163 *** (0.040)	0.163 *** (0.040)
专业技术人员	0.148 ** (0.046)	0.150 *** (0.046)	0.147 ** (0.046)	0.147 ** (0.046)	0.148 ** (0.046)	0.147 ** (0.046)
管理者或负责人	0.214 *** (0.054)	0.215 *** (0.054)	0.214 *** (0.054)	0.214 *** (0.054)	0.218 *** (0.053)	0.216 *** (0.054)
收入	0.521 *** (0.027)	0.521 *** (0.027)	0.523 *** (0.027)	0.523 *** (0.027)	0.531 *** (0.027)	0.527 *** (0.027)
住房	0.076 *** (0.008)	0.076 *** (0.008)	0.076 *** (0.008)	0.076 *** (0.008)	0.000 (0.020)	0.027 (0.025)
年龄	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应						
人均 GDP 增长率		13.247 *** (2.310)	7.954 *** (1.536)	11.262 *** (1.012)	7.857 *** (1.531)	11.390 *** (1.013)
商品房平均价格			-0.027 *** (0.006)		-0.048 *** (0.008)	
财产性收入差距				-0.016 *** (0.004)		-0.025 *** (0.006)
跨层交互效应						
住房 × 商品房平均价格					0.007 *** (0.002)	
住房 × 财产性收入差距						0.003* (0.002)

续表 5

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
方差						
年份	0.055	0.004	0.000	0.000	0.000	0.000
世代	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
个人	0.548	0.548	0.548	0.548	0.544	0.547

注: (1) 表中报告的是非标准化回归系数, 括号中的数字是标准误。(2) ⁺ $P < 0.1$, ^{*} $P < 0.05$, ^{**} $P < 0.01$, ^{***} $P < 0.001$ 。

表 5 中的模型 1 是基准模型, 分析显示, 在控制客观地位变量对主观阶层地位的显著影响后, 年龄的主效应不显著, 世代之间的方差几乎没有, 年份之间的方差为 0.055, 这与表 4 模型 2 的结果一致。模型 2 加入人均 GDP 增长率, 发现它的影响显著为正, 同时年份之间的方差大幅下降。模型 3 同时加入人均 GDP 增长率和商品房平均价格, 发现前者仍然正向显著, 后者负向显著, 年份之间的方差几乎得到全部解释。模型 4 同时加入人均 GDP 增长率和财产性收入差距, 也发现前者正向显著、后者负向显著、年份之间的方差接近于零。这些结果表明, 经济发展显著提升了人们的主观阶层地位, 但住房价格上涨、资产不平等扩大却显著降低了人们的主观阶层地位, 而这些宏观变量也基本解释了人们的主观阶层地位在年份之间的变化。在房价上涨带动资产不平等日益扩大的经济社会背景下, 房产及其价值就自然成为人们评估自身阶层地位的一个越来越重要的考量。为了更为直观地显示这个宏观—微观连带效应, 笔者又分别加入了住房与商品房平均价格的交互项(模型 5) 和住房与财产性收入差距的交互项(模型 6), 发现两者均为正向显著, 意味着住房对人们阶层认同的影响确实随着住房价格上涨和资产不平等扩大而上升。同时, 由于大多数人都处于资产金字塔的底部, 这也就解释了人们平均的阶层认同为何会逐渐“向下偏移”。

五、走向一个资产决定时代?

本文以 1991 - 2013 年的上海为例, “全景式”地实证分析了中国城市居民阶层认同决定模式的时代变迁。在市场化改革前夜的 1991 年, 教育、职业、收入三个经典的客观地位分层指标几乎都不对人们的主观阶层地位产生影响。正如当时的学者所言, 那是一个有(小的) 阶层差别而无(大的) 阶层意识的时代, 还未

脱离“短缺经济”和“消灭阶级差别”的影响(边燕杰、卢汉龙 2002)。当市场化改革猛然唤醒人们的逐利之心后,历史的时针才刚刚指向1996年,就迎来了一个收入吞噬教育和职业的影响、绝对性地主宰人们地位评价的时代。城市居民的阶层认同好不容易到2005年建立了现代化国家常见的“多元决定”模式后,又从2008年起开始崩塌。教育、职业的影响有所式微,收入的影响持续占据主导,住房的影响迅速加强,最终在2013年演变为由收入和住房共同决定的新格局。同时,伴随这种阶层认同决定模式的变迁,社会平均的主观阶层地位历年来也出现了下降趋势。

陈光金(2013)和高勇(2013)都曾分析了中国人阶层认同决定模式的变化,但前者的“生存焦虑论”并未明确指出人们在焦虑什么,后者的“参照系变动论”虽然明确指出人们的参照系已经转移到对收入等市场机遇的占有,却又没有从收入再延伸触及资产这个更为重要的市场机遇形式。全球不平等研究发现,财产分配比收入分配更不平等,中国的发现也不例外(参见李骏 2016)。在收入尤其是财产不平等日益扩大的背景下,中国人到底在焦虑什么、参照什么才导致其主观阶层地位“向下偏移”是不言而喻的。经济不平等具有“分形不平等”的特征,即无论在哪个层面上,都会重复发现同样广泛的不平等。例如,顶层1%的人与下面99%的人之间的差距,大致等于顶层0.01%的人与下面0.99%的人之间的差距,以及顶层0.0001%的人与下面0.0099%的人之间的差距(海耶斯, 2017)。因此,经济不平等越扩大,分形不平等越严重,人们就越有一种底层感或弱势感。国内外研究已经发现收入不平等会降低人们的阶层认同,本研究进一步发现,住房价格上涨和资产不平等扩大同样有负面作用。

其实,美国的早期研究早已关注了资产(以是否拥有股票、债券、租赁财产来测量)对阶层认同的作用,但都没有发现它的独立影响。然而,那时的美国房价还处于迅速上涨的前夜,整体的经济不平等还处于二战以来的低谷。待到豪特(Hout 2007)重回这一命题时,已然发现房产的显著作用,而这时美国的经济不平等程度也已经重返二战之前的高位。皮凯蒂(2014)对包括美国在内的全球代表性国家长时段数据的系统收集和分析,为从资产不平等角度理解阶层认同的变迁作了最好的备注。

正是在资产不平等日益走强这一宏观的经济社会变迁背景下,本研究还发现,住房对阶层认同的影响有随时间而强化的趋势,相反,教育、职业、收入的影响却有随时间而弱化的迹象。这不仅反映在年份的变化上,更体现在世代的变化上。对中国社会以及美国社会2005年之前的研究都曾发现,收入对阶层认同

的影响在上升(Hout, 2007; 高勇, 2013),但吉川和藤原(Kikkawa & Fujihara, 2012)以及本文对两国2005-2010年期间的研究却都发现,收入的影响在下降。在资产不平等远超收入不平等的时代背景下,就对人们阶层认同的影响力而言,(住房所体现的)资产重要性的上升和收入重要性的下降不难理解。

本文通过分析阶层认同及其决定模式的变迁,揭示出当资产不平等超越收入不平等成为重大的经济社会问题时,它不可避免地会给人们的主观意识带来负面影响。因此,政府和决策者应当高度重视和缓解资产不平等问题。由于英美等发达国家先于中国面临这一问题,相关国际学者已经提出了各种建议,例如皮凯蒂(2014)和其导师阿特金森(2016)在各自专著《21世纪资本论》和《不平等,我们能做什么》中不约而同地提出,要恢复和落实真正具有再分配意义的累进所得税。笔者认为,鉴于我国的经济不平等重心已由收入转向财富并开始出现代际传承迹象,要从调节不平等的程度和遏制不平等的传递两方面来着手应对。调节不平等应同时在三次分配领域中展开:在第一次分配领域,要切实提高劳动而非资本的回报率;在第二次分配领域,要真正实现税收和转移支付后收入差距显著缩小的政策目标;在第三次分配领域,要有效激发资本、社会组织、普通公众参与慈善公益事业的积极性。遏制不平等的传递应尽快通过税收政策“组合拳”来实施:一是将原来对财产性所得等比例计征所得税改为累计税制,提高对高净值人群财产性所得的计征比例;二是加快推进房产税改革和立法,提高其再分配效应,降低房产在财富差距中的重要程度;三是适时推出遗产税和赠与税,以对财富的代际转移进行调节,同时可通过相应的税收减免来引导经济精英将财富投入慈善公益事业。

本研究也存在一定的局限。首先,本研究所使用的数据只来自于上海,虽然上海作为全国经济中心和全球超大城市具有典型性,数据也有跨越上世纪末至本世纪初的长时段优势,但上海毕竟不等于全国。其次,由于受数据局限,本研究只是用住房产权和面积来作为资产的代理变量,没有直接使用房产价值,也没有纳入股票、证券等其他资产形式,更没有涉及资产与权力的关系(刘欣, 2018)。最后,本文的数据只截止到2013年,而众所周知,党的十八届三中全会启动了全面深化改革,尤其是2016年提出“房子是用来住的、不是用来炒的”这一定位后,北上广深等特大城市的住宅商品房价格应声下跌并持续稳定。“加快建立多主体供给、多渠道保障、租购并举的住房制度”被写进十九大报告,各地政府加大提供共有产权住房、公共租赁住房、棚改安置住房等保障性住房,2019年国务院政府工作报告也表示要稳步推进房产税立法。再加上国企高管

薪酬改革、金融监管体制改革等其他减少经济不平等的相关举措,这一轮全面深化改革后上海乃至全国人民的阶层认同及其决定模式会发生什么变化,值得持续观察和分析。

参考文献:

- 阿特金森 安东尼 2016,《不平等 我们能做什么》,王海昉、曾鑫、刁琳琳译,北京:中信出版社。
- 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。
- 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》,《黑龙江社会科学》第3期。
- 甘犁、尹志超、贾男、徐舒 2012,《中国家庭金融调查报告2012》,成都:西南财经大学出版社。
- 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。
- 海耶斯、克里斯托弗 2017,《精英的黄昏:后精英政治时代的美国》,张宇宏译,上海:上海译文出版社。
- 韩钰、仇立平 2015,《中国城市居民阶层地位认同偏移研究》,《社会发展研究》第1期。
- 李斌、王凯 2010,《中国社会分层研究的新视角——城市住房权利的转移》,《探索与争鸣》第4期。
- 李春玲 2003,《当前中国人的社会分层意识》,《湖南社会科学》第5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》,《青年研究》第4期。
- 李汉林 2012,《发展过程中的相对剥夺感》,《社会发展研究》第1期。
- 李骏 2013,《住房产权与政治参与》,上海:上海社会科学院出版社。
- 2016,《城市社会分层的理论与实证研究》,杨雄、李煜主编《社会学理论前沿》,上海:上海社会科学院出版社。
- 2017,《城市住房阶层的幸福感与公平感差异》,《华中科技大学学报(社会科学版)》第1期。
- 李骏、朱妍 2018,《上海都市社会实录(1987—2017)》,上海:上海人民出版社。
- 李路路、陈建伟、秦广强 2012,《当代社会学中的阶级分析:理论视角和分析范式》,《社会》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 1996,《“脑体倒挂”与我国市场经济发展的两个阶段》,《社会学研究》第6期。
- 2009,《转型时期城市“住房地位群体”》,《江苏社会科学》第4期。
- 李强、王美琴 2009,《住房体制改革与基于财产社会分层秩序之建立》,《学术界》第4期。
- 李实、佐藤宏、史泰丽 2013,《中国收入差距变动分析——中国居民收入分配研究IV》,北京:人民出版社。
- 梁玉成 2007,《现代化转型与市场转型混合效应的分解——市场转型研究的年龄、时期和世代效应模型》,《社会学研究》第4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。
- 2018,《协调机制、支配结构与收入分配:中国转型社会的阶层结构》,《社会学研究》第1期。

刘祖云、毛小平 2012,《中国城市住房分层: 基于 2010 年广州市千户问卷调查》,《中国社会科学》第 2 期。
 卢汉龙 1996,《城市居民社会地位认同研究》,中国社会科学院社会学研究所编《中国社会学年鉴: 1992. 7 - 1995. 6》北京: 中国大百科全书出版社。

芦恒 2014,《房地产与阶层定型化社会: 读《房地产阶级社会》》,《社会》第 4 期。

米尔斯 C. 莱特 2006,《白领: 美国的中产阶级》,周晓虹译,南京: 南京大学出版社。

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、汤锋译,北京: 中信出版社。

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。

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。

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。

吴琼 2014,《主观社会地位评价标准的群体差异》,《人口与发展》第 6 期。

谢宇、张晓波、李建新、于学军、任强 2014,《中国民生发展报告 2014》北京: 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》,《人口与社会》第 1 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、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。

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。

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其影响因素》,《中国人口科学》第 5 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) .

Cantril, Hadley 1943, “Identification with Social and Economic Class.” *The Journal of Abnormal Psychology* 38.

Centers, R. 1949, *The Psychology of Social Classes*. Princeton, N. J.: Princeton University Press.

Curtis, Josh 2013, “Middle Class Identity in the Modern World: How Politics and Economics Matter.” *Canadian Review of Sociology/Revue canadienne de sociologie* 50(2) .

Evans, M. D. R. & Jonathan Kelley 2004, “Subjective Social Location: Data from 21 Nations.” *International Journal of Public Opinion Research* 16(1) .

Evans, M. D. R., Jonathan Kelley & Tamas Kolosi 1992, “Images of Class: Public Perceptions in Hungary and Australia.” *American Sociological Review* 57(4) .

Hodge, Robert W. & Donald J. Treiman 1968, “Class Identification in the United States.” *American Journal of Sociology* 73(5) .

Hout, Michael 2007, “How Class Works in Popular Conception: Most Americans Identify with the Class Their Income, Occupation, and Education Implies for Them.” Working paper of Survey Research Center, University of California, Berkeley (<http://ucdata.berkeley.edu/rsfcensus/papers/Hout-ClassIDJan07.pdf>).

Jackman, Mary R. & Robert W. Jackman 1973, “An Interpretation of the Relation Between Objective and Subjective Social Status.” *American Sociological Review* 38(5) .

- 1983 , *Class Awareness in the United States*. Berkeley , CA: University of California Press.
- Kelley , Jonathan & M. D. R. Evans 1995, “Class and Class Conflict in Six Western Nations.” *American Sociological Review* 60(2) .
- Kikkawa , Toru 2000, “Changes in the Determinants of Class Identification in Japan.” *International Journal of Sociology* 30(2) .
- Kikkawa , Toru & Sho Fujihara 2012, “Class Awareness in Japan and the U. S. : Expansion and Stability.” *Sociological Theory and Methods* 27(2) .
- Lindemann , Kristina & Ellu Saar 2014, “Contextual Effects on Subjective Social Position: Evidence from European Countries.” *International Journal of Comparative Sociology* 55(1) .
- Nam , Eun Young 2013, “Social Risks and Class Identification after the Financial Crisis in Korea.” *Development and Society* 42(2) .
- Ossowski , Stanislaw 1963 , *Class Structure in the Social Consciousness*. New York: Free Press.
- Rosenberg , Morris 1953, “Perceptual Obstacles to Class Consciousness.” *Social Forces* 32.
- Shirahase , Sawako 2010, “Japan as a Stratified Society: With a Focus on Class Identification.” *Social Science Japan Journal* 13(1) .
- Smets , Kaat & Anja Neundorf 2014, “The Hierarchies of Age-Period-Cohort Research: Political Context and the Development of Generational Turnout.” *Electoral Studies* 33.
- Wright , Erik O. 1997 , *Class Counts*: Cambridge University Press.
- Xie , Yu & Yongai Jin 2015, “Household Wealth in China.” *Chinese Sociological Review* 47(3) .
- Yang , Yang & Kenneth C. Land 2013 , *Age-Period-Cohort Analysis: New Models , Methods , and Empirical Applications*. CRC Press.

作者单位: 上海社会科学院社会学研究所
责任编辑: 刘保中

this article traces the focus on state capacity from policy formulation and implementation to the information base of policy decisions , and offers a new perspective for related research.

PAPER

From Income to Wealth: Class Identification and Its Change in Urban China—A Temporal Trend Analysis on Shanghai from 1991 to 2013 *Li Jun* 114

Abstract: Class identification , or subjective social status , has been a popular topic in sociological studies in recent years , but long-term trend analysis is scarce. Using a unique data set collected in Shanghai from 1991 to 2013 , this research shows the periodical change of Chinese urban citizens' class identification and its determinants. In the mid - 1990s , people evaluated their status only by income , whereas at the beginning of 21st century , other two indicators of stratification , i. e. , education and occupation , also started to play a significant role. However , the most recent decade witnessed a new turn to emphasizing once again one's wealth , including income and housing. Meanwhile , the average of citizens' subjective status declined in the examined two decades. Such a temporal change is determined by social transition characteristics. The expansion of wealth inequality has deeply affected people's subjective evaluations.

Managing Legitimacy: Legal Action of Urban Local Government *Zhu Tao* 137

Abstract: Based on the classification framework of China's grassroots rule of law , this article follows the research tradition of sociology of law and treats the urban local government as the focal point of utilizing legal resources. Taking the governance of the "residential to commercial" issue as a case study , this article elaborates the process and mechanism of government legal action using the concept of "managing legitimacy". This research perspective is different from "social resistance" , and improves the "state (government)" orientation. Furthermore , this article divides "managing

(C)1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.c>