

## · 论 文 ·

- 中国城市居民阶层地位认同偏移研究.....韩 钰 仇立平 1
- 网络条件下的组织形式与规模  
——元意识形态的地位问题.....王水雄 18
- 高等教育体系与精英阶层再生产  
——基于12所高校调查数据.....田 丰 37
- 知识劳动中的文化资本重塑  
——以E互联网公司为例.....梁 萌 64
- 就业质量的概念内涵及其理论基础.....张 凯 86
- 粮管所撤销的社会学分析.....蒋梓莹 109
- 报酬获得与员工参与  
——基于社会交换视角的分析.....董金秋 郜 庆 136

解释的断桥：从编码到理论.....	郑庆杰	149
全球贸易自由化进程中劳工标准体系的分化与发展.....	李西霞	165
无组织的利益与集体行动.....	周雪光	182
 <b>· 研究述评 ·</b> 		
西方劳务移民社会治理研究.....	刘小敏 张桂金	209
 <b>· 书 评 ·</b> 		
时空结构中的资源、权力与实践 ——评吉登斯《历史唯物主义的当代批判：权力、财产与国家》 .....	陈建伟	234
 <b>英文目录及摘要</b>		 243

# 中国城市居民阶层地位认同偏移研究\*

韩 钰 仇立平

**提 要：**本文利用 CGSS 2010 的调查数据，对我国城市居民主观阶层地位认同偏移的现状及影响因素进行了量化的实证分析。结果表明，我国城市居民主观阶层地位认同存在很大偏移。从偏移的方向来看，“向上偏移”的比重高于“一致认同”和“向下偏移”。这种偏移具有“趋中性”特征，即呈现上层和中上层居民“向下偏移”，中层居民“一致认同”，下层和中下层居民“向上偏移”的倾向。我国城市居民主观阶层地位认同偏移主要受到宏观结构性因素、微观次结构性因素和主观态度等多种因素的影响。

**关键词：**阶层地位认同偏移 趋中性 结构性因素

## 一、导 言

伴随着工业化、城市化与现代化的进程，社会阶层分化日渐严重，成为学术界关注的热点问题。然而，社会阶层分化不仅是一种客观层面的社会事实，而且还成为一种主观层面的心理事实。在中国社会科学院 2002 年组织的大型调查中，超过九成的受访者都可以明确地将自己划分至某一阶层（李培林等，2005）。这一数据表明，我国绝大多数居民已经形成强烈的阶层感知。然而，人们对自身主观阶层地位的认同与其客观的阶层地位并不总是一致的，二者之间会出现矛盾和偏移。王春光和李炜（2002）指出，“阶层的客观存在与主观建构既存在相互一致的可能，也存在不一致的可能，彼此之间存在着复杂的关系，并且二者之间存在不一致的可能性大于一致的可能性。”李培林（2005）也发现“收入、教育、职业

---

\* 本文为仇立平主持的国家社会科学基金一般项目“文化资本：我国城市中间阶层的生产和再生产研究”（11BSH028）阶段性成果之一。本文参加 2014 年全国社会学年会，获年会优秀论文一等奖；感谢与会专家提出的意见，文责自负。

和消费等各项主要的客观分层指标，与主观阶层认同之间存在着一定的联系，但关联强度不大”。所以关于主观阶层地位认同与客观阶层地位之间不一致的问题已经成为众多研究者的共识。另外，我国民众本身对此也有强烈反应，每当有机构发布有关中产阶层的报告时，网上网下都会一片哗然。许多网民都表示，这种中产阶级的标准或结论是“难以想像”、“超越常识”、“不合常理”的，甚至会调侃自己“被中产”了。

为什么学术界依据客观社会分层标准所揭示的社会分层状况，同社会民众对其所处阶层的主观认同和感受有如此大的差异？居民的客观阶层地位与其主观阶层认同之间是否真的出现了偏移？如果是，那么到底出现了什么样的偏移？为什么会出现这种偏移？这都是本文所关注并重点探索和尝试回答的问题。

## 二、文献综述

关于主观阶层地位认同偏移问题，尤其是中产阶级群体的主观阶层地位认同偏移问题的研究，一直都是社会学等学者关注的重点问题。这些研究主要集中在两大方面，即主观阶层地位认同偏移的现状与原因。

关于主观阶层地位认同偏移的现状，不同学者通过与不同参照对象的比较得出了不同的结论。综合而言，已有研究主要选择以下三类参照对象分析我国居民主观阶层地位认同偏移问题。

首先，以其他国家居民的主观阶层地位认同作为参照对象。研究发现，不管是依据某一地区的调查，还是全国性的调查，我国居民主观阶层地位认同存在明显的“向下偏移”倾向（刘欣，2001；李春玲，2003；赵延东，2005；李培林，2005；周晓虹编，2005；陆益龙，2010）。但是这种“向下偏移”并不是一种整体结构的偏移，主要表现为，自认为处于社会中层的人偏少，而自认为处于社会底层的人数相对较多。

其次，以国内客观标准下的阶层地位作为参照对象。李春玲（2003）和周晓虹等（2005）通过直接对全国或某一地区的客观阶层结构与主观阶层结构的对应比例的比较，认为我国居民中产阶层地位的主观认同基本呈“向上偏移”，即主观认同中产的比重高于职业中产、收入中产、消费中产的比重，但低于达到以上三

个标准的综合客观中产的比重。卢福营和张兆曙（2006）通过对浙江四类村庄的村民进行问卷调查，发现村民的客观分层与主观认同在总体结构上是一致的，但是不同群体却呈现出不同的偏移特征：即客观地位层次为上层的，主观认同以下层以上的层次为主，呈现“向下偏移”的特征；客观地位层次为下层的，主观认同也以下层以上的层次为主，呈现“向上偏移”。也就是说，不管人们实际的客观阶层地位如何，都呈现主观阶层地位认同的“中间化”趋势。雷开春（2009）以每位居民自身的客观阶层地位为参照对象，首先利用李春玲（2005）提出的客观职业声望综合指数，将上海市白领新移民的客观阶层地位从低到高分五个层次；然后根据被访者对个人综合经济地位在上海所处层次的主观认同，获得上海市白领新移民的主观阶层地位，并分为五个层次；最后用每位居民的主观阶层地位减去客观阶层地位，得出每位白领新移民的阶层地位认同偏移程度。研究发现，总体而言，“一致认同”的白领新移民最多，“向上偏移”、“向下偏移”的白领新移民较少。

最后，以国内居民之前的主观阶层地位认同为参照对象。冯仕政（2011）以“中国综合社会调查”中2003年、2005年和2006年三年的调查数据对我国居民的“政治阶级认同”和“社会分层认同”进行了分析。研究发现，从对家庭地位的认同来看，我国居民的“底层认同”在不断扩大，“中层认同”在不断流失。但是，同样根据“中国综合社会调查”，陆益龙（2011）对2006年和2008年的数据进行比较，发现人们的阶层认同已经开始从偏“低层”的认同逐步转向中层及以下阶层认同，即越来越多的人倾向于将自己认同为“中层”。与冯仕政（2011）的研究结论类似，高勇（2013）通过对2001年和2005年“中国社会变迁调查”中地位层级认同的基本情况的比较，也发现我国居民地位层级认同呈现“向下偏移”的纵向态势。

就目前已有的研究成果而言，我国居民主观阶层地位认同出现偏移已经成为学者们的共识。但是，对出现偏移的原因，学界有不同的认识。刘欣（2001）认为，人们之所以有“弃”权势而“附庸”声望的倾向，既有现实社会分层结构、分层机制的影响，也有文化价值观念和社会心理因素的作用。他认为声望资源的阶梯式分配结构和权力资源的二分模式分配结构可以解释武汉居民的“权力地位认同的相对剥夺感”和“声望地位认同的向上攀附倾向”。李培林（2005）和赵延东（2005）均从社会结构的角度分析偏移出现的原因，因为收入差距的扩大，在中国当前的社

会结构中，尚缺乏一个成熟稳定的“中间阶层”，所以目前出现客观阶层地位与主观阶层地位认同不一致是一种正常现象。周晓虹认为，这种偏移一方面可能与我国中产阶级心态上有一种相对剥夺感有关（周晓虹，2005），另一方面也与当前我国城市居民对“中产阶级”这一概念存在误读有关（周晓虹，2007）。沈晖（2008）也是从相对剥夺感的角度对主观阶层地位认同偏移做出了解释，把偏移的产生归因于中产阶层设定的参照群体不合理。卢福营、张兆曙（2006）认为，导致上层村民阶层地位认同“向下偏移”的原因是极其复杂的，主要有“怕富”心理、“致富经验的自省”、参照对象的设定三个方面的因素。而下层村民阶层地位认同“向上偏移”则是因为他们把过去的穷苦日子与其他内陆居民的生活水平作为参照对象导致的。

综观以上研究成果，学者多以其他国家居民的主观阶层地位认同、全国或某一地区的客观阶层结构或国内居民之前的主观阶层地位认同作为参照对象对我国居民主观阶层地位认同偏移进行分析。然而，一方面我国的社会发展程度还没有达到西方发达国家的水平，居民的客观阶层结构之间也存在很大差异，所以简单地将不同国家间居民主观阶层地位认同进行比较意义不大；另一方面纵向的比较分析因具体测量指标的差异，无法准确分析居民主观阶层地位认同的长期变化趋势。所以，依笔者所见，根据现有的数据，要研究我国居民对自身主观阶层地位认同偏移，还是以本国居民的客观阶层地位，尤其是居民自身所处的客观阶层地位作为参照对象，在此基础上，分析主观阶层地位认同偏移倾向及其原因。本文在雷开春（2009）新白领研究的基础上，以居民自身的客观阶层地位作为参照对象对我国城市一般居民的主观阶层地位认同偏移的现状和特征展开分析。通过分析，不仅可以认识我国城市居民主客观阶层地位之间是否存在偏移，同时还可以深入探索二者之间的偏移程度和偏移方向。目前，在对居民主观阶层地位认同偏移的研究中，大多是以居民的主观阶层地位为因变量，以居民的客观阶层地位、与社会结构或制度有关的变量等作为自变量，研究我国居民主观阶层地位与客观阶层地位之间的不一致。本文将延续以往的研究，以主观阶层地位认同偏移（即主观客观阶层地位差异）为自变量，将结构性因素作为自变量，且将其分为宏观结构性因素和微观次结构性因素，研究其对城市居民主观阶层地位认同偏移的影响。

### 三、研究设计

#### (一) 研究假设

根据吉登斯（1998）的“结构二重性理论”和布迪厄（布迪厄、华康德，1998）的“社会实践理论”，尽管人们生活在一个充满规则和制约的社会中，但这并不意味着人们只能被动地接受这些规则和制约，人们还具有主观能动性，能够不断地用自己已经内化的“实践意识”或“惯习”来重新“建构”新的规则。换言之，人们的行动不仅受到结构性因素的影响，同时人们还可以发挥自己的主观能动性进行建构。因此，在分析居民主观认同的阶层地位及其与客观阶层地位之间的偏移问题时，既要考虑国家的宏观政策和制度以及这些政策、制度影响下其他个人不可控的宏观结构性因素的影响，同时也要考虑居民的个人能力或市场能力等微观次结构性因素对主观态度的影响。据此，本文提出如下三个研究假设：

假设 1：宏观结构性因素决定了居民阶层地位认同偏移方向：城市户籍、居住地区综合发展水平和社会保障水平较高、受到社会相对公正对待的居民，主观阶层地位认同偏移呈“向上偏移”或“一致认同”的可能性要高于“向下偏移”。

假设 2：微观次结构性因素对居民阶层地位认同偏移方向起着重要影响：党员身份、较高教育年限和收入以及拥有住房产权的居民，阶层地位认同偏移呈“向下偏移”或“一致认同”的可能性高于“向上偏移”。

假设 3：居民对社会公平感、个人幸福感和阶层地位变化的评价越高，阶层地位认同偏移呈“向上偏移”或“一致认同”的可能性要高于“向下偏移”。

#### (二) 数据

本文数据来源于 2010 年的中国综合社会调查（CGSS 2010），调查抽样设计采用了多阶分层概率抽样设计，其调查点覆盖了中国大陆所有省级行政单位。在全国一共调查了 480 个村/居委会，每个村/居委会调查 25 个家庭，每个家庭随机调查 1 人，共完成有效问卷 11785 份。本文主要研究城市居民主观阶层地位认同偏移，选择调查地点为城市的样本，其中包括非城市户籍的常住人口。因为 CGSS 2010 在抽样设计中充分考虑了城乡差异，并以此作为分层抽样的指标之一，所以本文选取的城市样本情况足以代表全国的城市总体。学生不在本文研究范围，剔除在读学生，获得城市

居民样本 6840 人。由于计算中一些变量的缺省，最终进入模型计算的样本为 5446 人。

### （三）变量设定与描述统计

#### 1. 因变量：主观阶层地位认同偏移

主观阶层地位认同偏移，是指主观阶层地位认同与客观阶层地位之间的差异，即主客观阶层地位偏差。所谓主观阶层认同，根据杰克曼夫妇给出的定义，是“个人对自己在社会阶层结构中所占位置的感知”（Jackman M. R. & Jackman R. W., 1973），是一个综合性的概念。问卷中主要操作化为如下问题：“在我们的社会里，有些群体居于顶层，有些群体则处于底层。如果‘10’分代表最顶层，‘1’分代表最底层。您认为您自己目前在哪个等级上？”然后由被访者对自己社会结构位置的感知进行打分。本文将 1 - 10 分分为五个层次，1 - 2 分赋值为 1，3 - 4 分赋值为 2，5 - 6 分赋值为 3，7 - 8 分赋值为 4，9 - 10 分赋值为 5，分别对应社会下层、社会中下层、社会中层、社会中上层和社会上层。

对于客观阶层地位的划分标准，主要有经济标准、消费标准、职业标准三类常用标准，学术界对此问题多有讨论，各有利弊。本文采用刘欣（2007）对于阶层界定的方法，即阶层界定只能将其置于现代社会的整体阶层结构中进行，根据资源占有关系所界定的社会阶层才是制度化的社会位置，才有可能使大家在主观上认同这一社会身份。因此本文在对职业进行阶层划分时，主要依据公共权力和资产产权进行，并作适当修改。如有些党政事业单位干部是科级以下行政级别，但未包含在刘欣的分析框架中，依据刘欣的归类原则，将这部分人划为第三类；将集体企业的经理和管理人员等同于国企员工，按照管理级别划分阶层位置。对于五个阶层类别的命名也作了细微的修改。对于离退休人员和暂时失业、无业的被访者，根据其最近一次的职业状况进行归类和编码。最终，本文职业阶层的具体划分标准如下：

将党政事业单位的局级及以上、国有企业或集体企业处级或相当及以上的经理和管理人员、雇用 10 人以上的民营企业主，归为社会上层，赋值为 5 分；将党政事业单位的处级干部、国有企业或集体企业科级或相当的经理和管理人员、雇用 2 - 9 人的小业主、中级及以上的高级专业人员，归为社会中上层，赋值为 4 分；党政事业单位的科级及以下基层干部、国有企业或集体企业科级以下或相当的经理和管理人员、有行政级别的职员办事人员、私有资产所有权或控制权的企业中管理 10 人及以上的经理和初级或无职称的低级专业人员，归为社会中层，赋值为 3 分；无行政



级别的职员办事人员、技术工人，归为社会中下层，赋值为2分；雇用0-1人的个体劳动者、非技术工人，归为社会下层，赋值为1分。

最后，借鉴雷开春（2009）的数据处理方式，用我国城市居民主观认同的阶层地位值减去客观阶层地位值得到的阶层地位认同偏移变量即是本文的因变量。其中主观阶层地位值大于客观阶层地位值（即正数）表示“向上偏移”；两者一致（即0）表示“一致认同”；主观阶层地位值小于客观阶层地位值（即负数）表示“向下偏移”。

## 2. 自变量

宏观结构性变量：即国家的具体制度和政策，以及在这些制度和政策影响下产生的非个人能力所能控制的因素。本文从CGSS 2010数据中筛选的变量主要是：地区综合发展指数、户口类型、社会保障项目、家庭三大支出<sup>①</sup>和社会公正性。其中综合发展指数（CDI）是中国统计学会课题组根据科学发展观的内涵与要求构建的一套综合发展评价指标体系，其指数值可以反映我国各地区的综合发展程度。<sup>②</sup> 户口类型是指被访者当前的户口类型，原始数据包括农业户口、非农业户口、蓝印户口、居民户口、军籍和没有户口。为统计方便，本文对户籍变量进行了简单处理：非农业户口、蓝印户口、居民户口、军籍等归为非农户口，赋值为1；农业户口仍归为农业户口，赋值为0；没有户口（有3位受访者）作缺省处理。社会保障项目，在问卷中主要操作化为如下两个问题：“您目前是否参加了城市基本医疗保险/新型农村合作医疗保险/公费医疗？您目前是否参加了城市/农村基本养老保险？”两个都没有参加赋值为0分，参加其中一个赋值为1分，两个都参加赋值为2分，数值越大，社会保障程度越高。另外，根据问卷原始变量，本文计算了居民家庭在教育、医疗和养老三个方面的总支出；在模型中，为了提高数据的拟合度，将所有样本一年中三大支出总和的绝对值加1取对数。社会公正性在问卷中具体操作化为：“在过去一年中，是否受到过政府有关部门或工作人员的不公正对待。”“是”赋值为1，“否”赋值为0。

微观次结构性因素：即居民通过个人努力相对可以控制的、并能改变自身社会地位的能力或表现。本文主要选择居民的政治面貌、受教育水平、个人收入、家庭

---

① 社会保障和家庭在医疗、教育和养老方面的支出之所以看作宏观结构性因素，在笔者看来，是因为在城市中，非城市户籍的常住人口在享受社会保障方面，以及其家庭在医疗、教育和养老方面的支出仍然受到城乡分割的结构性影响，还不可能获得与城市户籍居民一样的保障。

② 详见中国统计学会“综合发展指数研究”课题组发布的《综合发展指数研究》报告。

房产四个变量进行测量。政治面貌的原始分类包括共产党员、民主党派、共青团员、群众。回归分析中将民主党派、共青团员、群众统一归为非共产党员，赋值为0；共产党员仍归为共产党员<sup>①</sup>，赋值为1。受教育水平原始数据为定序变量，回归分析中根据各个受教育程度的标准年限，转化为连续的教育年限变量。具体转化标准如下：没有受过任何教育赋值为0，私塾赋值为3，小学赋值为6，初中赋值为9，职业高中、普通高中、中专和技校赋值为12，大学专科赋值为15，大学本科赋值为16，研究生及以上赋值为19。为了尽可能地减少误差，对于退学或中途辍学的赋值作相应调整。<sup>②</sup> 个人收入主要是指2009年全年的所有收入，包括职业收入和其他各项收入。为了提高数据的拟合度，对所有人的年收入加1之后取对数。在回归分析中，将房产变量整合为一个有无房产的二分变量，“有”赋值为1，“没有”赋值为0。

主观态度：居民在宏观结构性因素和微观次结构性因素影响下形成的，对社会及个人问题的评价。原始数据主要从社会公平感、幸福感和十年来的阶层地位变化的评价进行测量。社会公平感是居民对社会公平程度的评价，由被访者从1到5进行主观评分，完全不公平赋值为1分，完全公平赋值为5分。幸福感是居民对自己生活幸福程度的评价，由被访者从1到5进行主观评分，很不幸福赋值为1分，完全幸福赋值为5分。十年来的阶层地位变化评价是指居民对自己的社会阶层地位在社会变迁背景下发生的变化情况的评价，根据居民对当前阶层地位评价得分减去十年前的阶层地位评价得分，变量值从-9到9分。上述变量都作为连续变量进入模型分析。

### 3. 控制变量

本研究的控制变量是被访者的性别、年龄和婚姻状况。其中性别、婚姻状况变量为虚拟变量。女性为参照变量，赋值为0，男性赋值为1。婚姻状况在问卷中的原始分类为未婚、同居、已婚、分居未离婚、离婚、丧偶，本文简化为：同居和已婚归为已婚，赋值为1；未婚、分居未离婚、离婚、丧偶等归为未婚，赋值为0。年龄根据调查年份2010年和受访者出生年份相减得出，作为连续变量处理。

样本中以上变量的详细统计情况详见表1和表2。

---

① 党员作为自致性变量还是权力变量是一个可以讨论的问题。本文认为对于大多数普通党员来说，他们能够入党是因为他们要比其他人表现得更优秀，是对他们能力的一种肯定；党员身份与其看作是权力象征，还不如看作类似于文凭那样的、对于某些职业具有排他性的“资格证书”。

② 原赋值为6的改为3，原赋值为9的改为8，原赋值为12的改为11，原赋值为15或16的改为14，原赋值为19的改为18。

表 1 样本中连续变量的描述性统计

变量名	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
客观阶层地位	6840	1.94	1.12	1.00	5.00
主观阶层地位	6815	2.40	0.87	1.00	5.00
各省综合发展指数	6840	62.60	10.88	45.60	85.05
家庭三大支出	6509	7241.95	15960.50	0.00	510000.00
受教育年限	6823	10.01	4.50	0.00	19.00
个人收入	5888	25411.37	66865.66	0.00	2800000.00
公平感	6826	2.88	1.08	1.00	5.00
幸福感	6830	3.81	0.85	1.00	5.00
十年来阶层地位变化	6805	0.51	1.67	-9.00	9.00
年龄	6839	47.20	15.60	18.00	96.00

表 2 样本中类别变量的描述性统计

变量	频数 (人)	频率 (%)	累计频率 (%)
户籍 (N = 6836)			
农业	1671	24.44	24.44
非农	5165	75.56	100.00
社会公正性 (N = 6816)			
否	6244	91.61	91.61
是	572	8.39	100.00
社会保障项目 (N = 6625)			
0 项	839	12.66	12.66
1 项	2117	31.96	44.62
2 项	1418	55.38	100.00
政治面貌 (N = 6832)			
中共党员	1153	16.88	16.88
非中共党员	5679	83.12	100.00
是否拥有房产 (N = 6785)			
否	757	11.16	11.16
是	6028	88.84	100.00
性别 (N = 6840)			
女性	3598	52.60	52.60
男性	3242	47.40	100.00

#### (四) 主要分析方法与统计模型

由于因变量为多分类变量,包括无偏移、向下偏移、向上偏移,因此本文主要采用多类别对数比率回归 (Multinomial Logistic Regression) 分析进行统计。多类别对数比率回归由一组简单对数比率回归方程构成。如果把多类别变量中的一类作为

基准类，那么就形成了基准模型。具体做法是：先选择基准类，然后将基准类的几率与其他各类的几率对比。例如，在收入偏移分析中，将无偏差的居民（ $p_j$ ）作为基准类，研究一组自变量如何影响收入偏移，用  $p_1$ 、 $p_2$  分别表示向下偏移和向上偏移的几率，由此形成的多类别对数比率回归方程就是：

$$\begin{cases} \ln(p_1/p_j) = \alpha_1 + \beta_1 X \\ \ln(p_2/p_j) = \alpha_2 + \beta_2 X \end{cases}$$

此外，本文还使用了卡方检验的统计方法，主要用于分析两个类别变量之间的相关关系，并对二者之间的关系进行检验。

## 四、实证分析

### （一）主观阶层地位认同偏移的现状与特征

根据图 1 可知，在客观阶层地位分布方面，我国约有一半左右的城市居民处于社会下层。整体呈现出随着阶层地位的提高、所占比重不断下降的趋势。所以我国城市的客观阶层结构还是一个典型的“金字塔”型社会结构。也就是说，多数居民还从事收入较低的劳动。在主观阶层地位上，城市居民主要集中在社会中层及以下，只有极个别居民认为自己属于社会上层，认为自己属于社会中上层的比重也非常低。所以，从主观标准看，我国社会阶层结构是一个该缩小的阶层还没有小下去、该扩大的阶层还没有大起来的“洋葱头”型社会结构（陆学艺，2002），距离标准的“橄榄型”社会还有很大的差距。

将居民的主观阶层地位认同分值减去客观阶层地位分值，生成主观阶层地位认同偏移程度的新变量。最小值为 -4 分，最大值为 4 分。从图 2 中可以看出，城市居民阶层地位认同偏移分布并不呈规则正态分布，向上偏移一个或两个层次的居民数远远高于向下偏移一个或两个层次的居民数。大多数居民都是一致认同或上下偏移 1-2 个阶层，偏移 3-4 个阶层的居民是少数。如果从偏移方向来看，我们可以将其分为三类，在以上结果中，负数表示“向下偏移”，0 表示“一致认同”，正数表示“向上偏移”，这也是本文最终的因变量。从表 3 可以进一步看出，阶层地位认同“向上偏移”的比重（50.32%）远远高于“一致认同”（29.21%）和“向下偏移”（24.11%）。

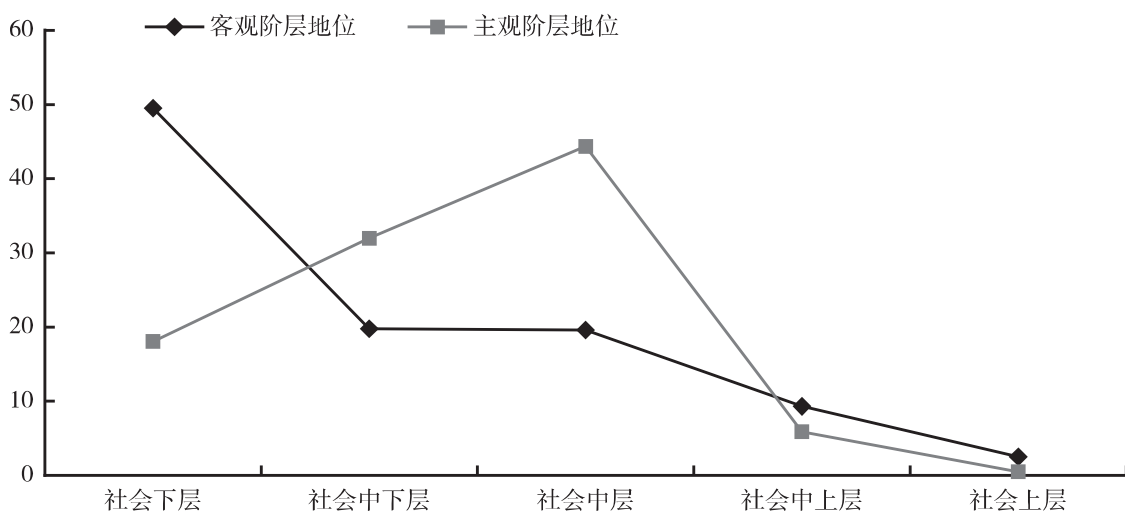


图1 我国城市居民主客观阶层地位分布

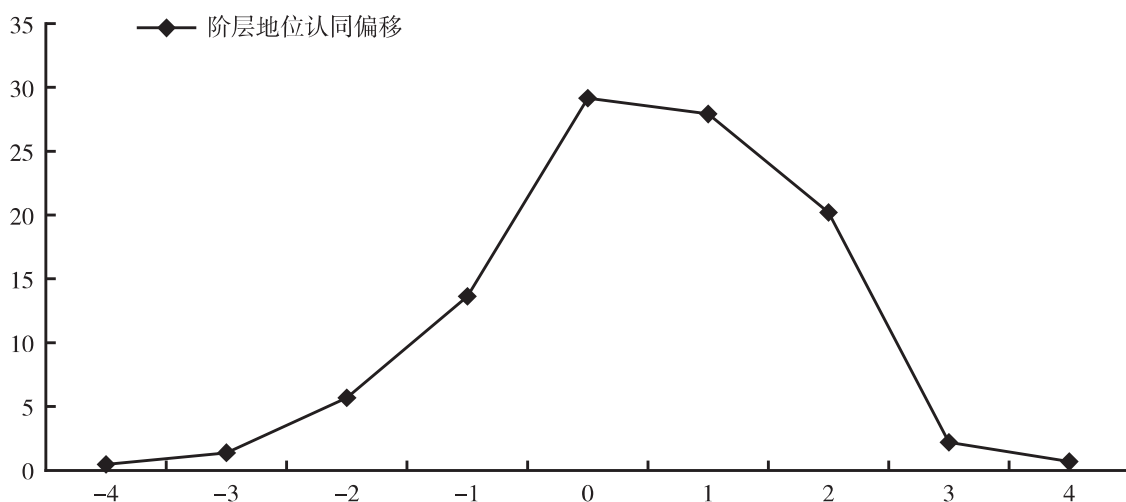


图2 我国城市居民主观阶层地位认同偏移情况详细分布

表3 我国城市居民主观阶层地位认同偏移方向分布

偏移状况	频数 (人)	频率 (%)	累计频率 (%)
向下偏移	1395	20.47	20.47
一致认同	1991	29.21	49.68
向上偏移	3429	50.32	100.00
合计	6815	100.00	

本文的研究结论与已有研究结论不一致，主要是因为本研究是以每位居民自身的客观阶层地位为参照。而认为我国居民主观阶层地位呈“向下偏移”趋势的学者则更多地是以其他国家的主观阶层结构或国内前几年的主观阶层结构为参照。在图

1 中，客观阶层地位处于社会下层和中下层的累计达 69.5%，他们的阶层地位认同偏移更可能是“一致认同”或“向上偏移”，从而产生“向上偏移”的比重要高于“向下偏移”。产生这种情况如董运生（2006）、卢福营和张兆曙（2006）的研究所说的那样，与居民主观阶层地位认同“趋中性”有关，正是这种趋中性的倾向加大了下层居民“向上偏移”而不是“一致认同”的比重。为了验证这种“趋中性”是否存在，参照卢福营和张兆曙（2006）卡方检验的方法，分析客观阶层地位和主观阶层地位认同偏移之间的相关性。为了使统计结果更为直观，将客观阶层地位中的下层和中下层归为一类即中下层；上层和中上层归为一类即中上层，中层仍为中层。统计结果（见表 4）显示，城市居民阶层地位认同偏移方向与客观阶层地位之间存在极高的相关，并且能推广到总体。客观阶层地位为中下层的居民更多的是“向上偏移”，中层的居民更多的是“一致认同”，中上层的居民更多的是“向下偏移”。

表 4 客观阶层与主观阶层地位认同偏移的相关分析 单位：%

客观阶层	主观阶层地位认同偏移			合计	$\chi^2$
	向下偏移	一致认同	向上偏移		
中下层	4.20	25.87	69.93	100 (4736)	4300 ***
中层	37.95	53.56	8.48	100 (1320)	
中上层	91.57	7.77	0.66	100 (759)	
合计	20.47 (1395)	29.21 (1991)	50.32 (3429)	100 (6815)	

## （二）主观阶层地位认同偏移的影响因素分析

本文主要使用多类别对数比率回归模型进行分析，以“一致认同”为参照对象，共建立两个统计模型（见表 5）。根据表 5 的统计结果，可以发现宏观结构性因素、微观次结构性因素和主观态度因素对城市居民主观阶层地位认同偏移都有较为显著的影响。

表 5 主观阶层地位认同偏移的多分类 logistic 回归模型

变量	模型一	模型二
	向下偏移/一致认同 Odds ratio (SE)	向上偏移/一致认同 Odds ratio (SE)
宏观结构性因素		
发展指数	1.008 <sup>!</sup> (0.004)	1.005 (0.003)

续表

变量	模型一	模型二
	向下偏移/一致认同 Odds ratio (SE)	向上偏移/一致认同 Odds ratio (SE)
户口类型 <sup>a</sup>	0.678 *** (0.077)	1.028 (0.093)
家庭三大支出	1.010 (0.013)	0.983 (0.011)
社会保障项目	0.879 * (0.055)	0.030 (0.054)
是否不公对待 <sup>b</sup>	0.107 (0.151)	0.783 * (0.095)
微观次结构性因素		
政治面貌 <sup>c</sup>	1.340 ** (0.139)	0.648 *** (0.062)
受教育年限	1.069 *** (0.014)	0.901 *** (0.009)
个人收入对数	1.030 <sup>!</sup> (0.016)	0.995 (0.011)
房产 <sup>d</sup>	0.806 <sup>!</sup> (0.098)	1.080 (0.115)
主观态度		
公平感	0.982 (0.039)	1.032 (0.034)
幸福感	1.090 <sup>!</sup> (0.055)	1.312 *** (0.055)
对十年来阶层地位变化的评价	0.960 (0.023)	1.239 *** (0.027)
控制变量		
性别 <sup>e</sup>	0.905 (0.750)	0.998 (0.069)
年龄	1.003 (0.003)	0.996 (0.003)
婚姻状况 <sup>f</sup>	1.267 * (0.134)	1.329 *** (0.114)
Observations	5446	5446
Pseudo R <sup>2</sup>	0.074	0.074

注：(1)<sup>!</sup>、\*、\*\*和\*\*\*分别代表在0.1、0.05、0.01和0.001水平上通过显著性检验；(2)括号中为标准误；(3)参照组：a=农业户口，b=否，c=非党员，d=无，e=女性，f=未婚。

从控制变量来看，只有婚姻状况对城市居民阶层地位认同偏移的影响具有统计显著性，即与“一致认同”相比，已婚者“向下偏移”的发生比是未婚者的1.267倍，“向上偏移”的发生比是未婚者的1.329倍；“向上偏移”的发生比要高于“向下偏移”。

从宏观结构性因素看，基本上可以排除地区发展指数和家族支出对社会阶层主观认同的影响，其他变量在模型中对城市居民主观阶层地位认同偏移的影响都具有一定的统计显著性，假设1部分得到证实。模型一显示，与“一致认同”相比，城市户籍人口选择“向下偏移”的发生比是农业户籍人口的67.8%；每增加一项社会保障，“向下偏移”的发生比是“一致认同”的87.9%。模型二显示，与“一致认同”相比，受过不公正对待的人选择“向上偏移”的发生比是没有受过不公正对待的78.3%。其余均不具有统计显著性。

以上分析表明，城市户籍居民、参加社会保障较多的居民更倾向于选择“一致认同”，而不是“向下偏移”；没有受到过不公正待遇的对“向上偏移”具有一定倾向性。

从微观次结构性因素看，各项因素对我国城市居民主观阶层地位认同偏移均具有一定程度上的统计显著性。由分析结果可知，假设2部分得到证实。与“一致认同”相比，党员主观阶层地位认同“向下偏移”的发生比是非党员的1.34倍（见模型一），“向上偏移”的发生比是非党员的64.8%（见模型二）。教育年限基本上呈现出与政治面貌一致的统计结果：与拥有较短教育年限的人相比，拥有较长的教育年限会使城市居民的主观阶层地位更倾向于“向下偏移”或“一致认同”，而不是“向上偏移”。除模型二个人收入的自然对数在影响“向上偏移”与“一致认同”的比较上不具有统计显著性以外，个人收入的自然对数每增加一个单位，选择“向下偏移”的发生比要比“一致认同”增加3.0%（ $p < 0.1$ ）；而房产对城市居民主观阶层地位认同偏移的影响则与教育年限相反，与“一致认同”相比，有房产居民主观阶层地位认同“向下偏移”的发生比是没有房产的80.6%（ $p < 0.1$ ）。

根据以上统计结果，除了房产之外<sup>①</sup>，其他微观次结构性因素都会使我国城市居民主观阶层地位认同偏移更倾向于“向下偏移”或“一致认同”，而不是“向上偏移”。

---

① 从描述统计看，样本中有房产的占88.8%，接近90.0%，鉴于农业户籍居民一般在家乡都有房产，因此“向下偏移”的发生比要低于“一致认同”或“向上偏移”，主要发生在部分城市户籍居民。从这个意义上说，是否具有房产实际上对主观阶层认同偏移都有影响。



从主观态度因素看, 社会公平感对城市居民主观阶层地位认同偏移没有显著影响, 但对生活状况的自我评价则具有显著影响, 假设 3 得到部分证实。从幸福感来看, 居民对自身幸福程度的评价每提高一个层次, 与“一致认同”相比, 他们的主观阶层地位认同偏移选择“向下偏移”的发生比会提高 9.0% ( $p < 0.1$ ), “向上偏移”的发生比会提高 31.2%, 也就是说城市居民对自身幸福程度的评价越高, 越倾向于出现主观阶层地位认同与实际的客观阶层地位之间的偏移。从对十年来阶层地位变化的评价来看, 与“一致认同”相比, 居民的主观阶层地位每提高一个层次, 选择“向上偏移”的发生比就会增加 23.9%。因此, 城市居民对自身生活状况的评价越乐观, 主观阶层地位认同偏移越容易呈现“向上偏移”。

## 五、结论与讨论

借助 2010 年中国综合社会调查的数据, 本文探讨了中国城市居民主观阶层地位认同偏移的现状、特征与影响因素。研究发现, 我国城市的社会阶层结构仍未形成代表现代社会阶层结构演变趋势的两头小、中间大的“橄榄型”结构。从客观标准来看, 我国城市社会是一个标准的“金字塔”型社会结构, 多数人从事无技术或技术含量较低的低端劳动, 居于社会的下层和中下层。但是, 从主观阶层地位认同来看, 有些居民即使客观社会阶层地位较低, 但也选择高于客观阶层地位的主观阶层认同; 而客观社会阶层地位较高的被访者则选择低于客观阶层地位的主观阶层认同, 从而出现城市居民的主观阶层地位与其自身的客观阶层地位之间出现了很大程度的偏移。从偏移的方向来看, “向上偏移”要明显高于“向下偏移”(“向上偏移”约是“向下偏移”的 2 倍多)。总体而言, 主观阶层认同偏移方向的差异与城市居民资源分配的多寡和对未来的期待有关。

以笔者所见, 具体有以下几个方面的原因: 第一, 已经获得较高社会地位的阶层还有不稳定感, 还不完全认同自己的社会阶层地位, 或者“谦虚”地对待自己已经获得的成功。对他们来说, 想像中的社会阶层地位<sup>①</sup>与现实已经获得的阶层地位还有很大差距, 更不用说, 市场竞争的残酷性使他们有“朝不保夕”的危机感。

---

① 想像中的社会阶层地位更多的是以西方发达国家为参照。

第二，在城市获得相对成功的这部分人，其中有一部分来自草根家庭，个人社会地位的提高虽然能改善原来家庭的生活水平，尤其是父母的生活水平，但在城乡分割二元体制下，社会保障制度的不完善和保障水平较低，使他们无法因为已经获得的较高的个人阶层社会而“骄傲”起来。第三，尽管存在着财富分配的两级分化，但对大部分社会阶层地位较低的人来说，与他们的过去相比，仍然有一定改善。在“国家回应社会”能力的提高下，他们对改善自己的社会地位仍然给予一定期望，并且传统生活观念的“比上不足，比下有余”和知足常乐的“中庸”思想对他们具有很大影响。对未来抱有期望、对现实的相对满足感是他们选择向上偏移的主要原因。

本研究还可以看出，虽然宏观结构性因素对人们的主观阶层认同偏移产生很大影响（如户籍制度），但个人相对能够掌握的微观次结构因素对主观阶层认同偏移的影响也很大。如拥有党员身份、较高受教育程度与较高个人收入的居民，其主观阶层地位认同偏移都会更倾向于“向下偏移”或“一致认同”而不是“向上偏移”。也就是说，即使在目前的宏观制度空间条件下，依靠个人努力仍然能够获得一定的成功，并获得较高的社会阶层地位，只是因为主观上还不认同已经获得的客观阶层地位，从而产生“向下偏移”的阶层认同选择。

本文在以往主观和客观阶层地位比较研究的基础上，对城市居民主观阶层地位认同偏移研究进行了新的探索。不仅尝试将居民主客观阶层地位认同偏移直接作为因变量而不是间接以居民主观阶层地位认同为因变量分析我国居民主客观阶层地位偏移的原因，同时还从宏观和微观两个方面的结构性因素中寻找居民主客观阶层地位偏移的原因。无疑本文还有很多需要进一步深入讨论的问题，如宏观结构性因素和微观次结构因素的理论界定；限于问卷的内容，对宏观结构因素和微观次结构测量还不够全面，期待以后的研究能进一步完善。

#### 参考文献：

- 布迪厄，皮埃尔、华康德，1998，《实践与反思》，李康、李猛译，北京：中央编译出版社。
- 董运生，2006，《地位不一致与阶层结构变迁》，吉林大学博士学位论文。
- 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。
- 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，1998，《社会的构成》，李康、李猛译，北京：三联书店。
- 雷开春，2009，《白领新移民的地位认同偏移及其原因分析》，《青年研究》第4期。

- 李春玲, 2003, 《中国当代中产阶级的构成及比例》, 《中国人口科学》第6期。
- 李培林, 2005, 《社会冲突与阶层意识——当代中国社会矛盾研究》, 《社会》第1期。
- 李培林、张翼、赵延东、梁栋, 2005, 《社会冲突与阶级意识——当代中国社会矛盾问题研究》, 北京: 社会科学文献出版社。
- 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。
- , 2005, 《当前中国社会阶层分化的制度基础》, 《社会学研究》第5期。
- , 2007, 《中国城市的阶层结构与中产阶级的定位》, 《社会学研究》第6期。
- 卢福营、张兆曙, 2006, 《客观地位分层与主观地位认同》, 《中国人口科学》第3期。
- 陆学艺, 2002, 《如何认识新型社会阶层》, 《前进》第5期。
- 陆益龙, 2010, 《乡村居民的阶级意识和阶层认同: 结构抑或建构》, 《江苏社会科学》第1期。
- , 2011, 《态度、认同与社会分层的主观建构——基于2008 CGSS的描述性分析》, 《湖南社会科学》第5期。
- 沈晖, 2008, 《当代中国中间阶层认同研究》, 北京: 中国大百科全书出版社。
- 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。
- 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。
- 周晓虹编, 2005, 《中国中产阶级调查》, 北京: 社会科学文献出版社。
- 周晓虹, 2007, 《〈白领〉、中产阶级与中国的误读》, 《读书》第5期。
- Jackman M. R. & Jackman R. W. 1973, "An Interpretation of the Relation between Objective and Subjective Social Status." *American Sociological Review* 38 (10).

作者单位: 上海大学社会学院

责任编辑: 邹艳辉