

# 工作稳定性与当代中国居民的主观阶层地位认同\*

张帆 郭小弦

**提 要：**本研究考察了个体的工作稳定性与主观阶层认同及其偏差之间的关系。实证研究发现：首先，工作稳定性对个体的主观阶层认同存在显著的正向影响；其次，工作稳定性越高，个体的阶层地位认同更可能向上偏移；最后，虽然工作稳定性较高的个体更加倾向高估自身的阶层地位，但并不意味着他们对自身阶层地位没有清晰的认知和定位。分析结果显示，随着工作稳定性的上升，个体的主观阶层地位与客观阶层地位之间的偏差距离会逐渐缩小。本研究的结果表明，作为重要工作特征的工作稳定性也是个体阶层地位认同及其偏差的重要来源。

**关键词：**主观阶层地位认同 阶层认同偏差 工作稳定性 工作特征

## 一、问题的提出

分析社会分层的结构和变迁是社会分层研究领域的重要任务。然而，社会分层的结构不仅是一种客观层面的社会事实，它还会映射到人们的主观层面，成为一种心理事实，并对人们的社会生活产生重要的影响。以往研究指出，作为客观社会阶层地位的反映，主观阶层地位认同与社会成员的健康水平（Demakakos et al., 2008）、社会心态（华红琴、翁定军, 2013）、政治倾向（Sosnaud et al., 2013）等存在密切关联。而且，同客观阶层地位相比，主观阶层地位也能够更好地预测社会成员的风险投资、集体行动等诸多社会行为（郑路、徐旻霞, 2022；D’Hooge et al., 2018）。因此，越来越多的学者转向分析社会成员的主观阶层地位认同，以期更好

---

\* 本研究得到“国家资助博士后研究人员计划”（资助编号：GZC20231529；主持人：张帆）和国家社科基金一般项目“虚拟社会与现实社会中人际交往的比较研究”（项目编号：23BSH022；主持人：郭小弦）资助。

地了解社会分层的结构。特别是在经历深刻转型的中国社会，主观阶层地位认同更是被视为理解社会变迁和衡量社会结构现代化的重要维度，成为了社会学家们关注的热点议题之一。

当前关于主观阶层地位认同的研究大多遵循韦伯的生活机会差异的研究传统，强调阶层地位认同是人们对自身客观阶层地位和主观阶层地位认知的结果。学者们指出，职业地位、受教育程度和收入水平（李飞，2013；Jackman & Jackman, 1973）、财富（郭小弦、周星辰，2023；李骏，2021）、家庭成员的社会经济地位（许琪，2018）、社会交往（刘晗，2015）、宏观的社会制度环境（陈云松、范晓光，2016；Lindemann & Saar, 2014）等结构性因素以及由此产生的相对剥夺感（刘欣，2002）是塑造人们主观阶层地位认同的主要动力。并且，由于这些市场机会的差异化占有，社会成员往往会出现主观阶层地位与客观阶层地位不一致的情形（李培林，2005；Sosnaud et al., 2013）。这些研究成果对于我们认识和理解主观阶层地位的形成过程和阶层地位认同偏差的形成奠定了坚实的基础，但他们更多地强调收入回报的高低和职业身份差异等所发挥的重要作用，而忽视了对其他工作特征的考察。实际上，人们在工作过程中不仅期望获得较高的收入回报和职业身份地位，还会期待获得工作的稳定性、自主性以及较好的工作体验（Kalleberg & Marsden, 2013）。最近的研究表明，相比工作收入，工作权威和工作自主性对创业者的阶层认同形成更为重要（何晓斌、董寅茜，2021）。这启示我们需要将更多的工作特征纳入阶层地位认同分析中，进而考察工作特征与个体阶层地位认同及其偏差之间的关系。

工作稳定性是重要的工作特征之一。近年来，随着经济社会的转型和非稳定就业的扩张，工作的稳定程度对个体发展也发挥着越来越关键的作用。大量的研究表明，工作稳定性是健康不平等发生的潜在机制，工作稳定性的下降对人们的身心健康具有显著的消极影响（Benach et al., 2014；Urbanaviciute et al., 2019）。经验研究还证实，工作稳定性与个体的工作绩效、工作满意度和工作表现等紧密联系，它是影响组织兴衰的重要因素（田志鹏，2023；Kuvalekar & Lipnowski, 2020）。更为重要的是，工作稳定性还会影响社会成员的生育观念（田志鹏，2022）、社会融入（康传坤、李静涵，2022）、婚姻家庭关系（Blom et al., 2020），甚至国家和社会的和谐稳定（Kalleberg, 2018）。尽管如此，却鲜有研究探讨工作稳定性与个体阶层地位认同及其偏差的关联。本研究试图弥补这一研究缺位，细致地考察工作稳定性如何影响人们的阶层地位认同及其偏差。

就业是最大的民生。分析工作稳定性与主观阶层地位认同之间的关系也具有重要的现实意义。中国社会正在经历深刻的变迁，市场化改革过程中不同社会关系的打破重组在一定程度上导致了社会风险的上升。在劳动力市场领域，尽管再分配时期劳动就业的“铁饭碗”被打破，但由于劳动力市场发展的不充分和不平衡，人们在工作过程中的不确定性和不稳定性不断提高，社会成员经历失业和工作流动的风险大大上升。研究指出，在当今中国社会，工作不稳定性等社会风险的增加使得人们普遍存在“生存的焦虑”，进而影响到了人们对自身阶层的定位和认知（陈光金，2013）。进入新时期以来，中国经济和社会发展面临着新的机遇和挑战。非稳定就业和灵活就业的扩张日益改变着中国劳动力市场的结构，并形成了新的劳动力市场分割形式（李骏，2018；朱斌，2022）。由于非稳定就业和灵活就业往往同较低的收入回报和较差工作稳定性相关联，因此，我们更加有必要对工作稳定性的社会后果，尤其是工作稳定性与阶层认同之间的关系进行分析，从而更加准确地认识和理解非稳定就业的扩张所产生的社会结构变化和相关的社会问题。

基于上述讨论，本研究将着重考察工作稳定性与主观阶层地位认同之间关系。具体来讲，本研究试图通过全国范围的代表性数据回答以下问题：其一，社会成员工作稳定性的差异是否会影响他们的主观阶层地位认同；其二，工作稳定性是否会影响社会成员的主观阶层地位认同相较于客观阶层地位的偏差程度；其三，工作稳定性又是如何影响社会成员的主观阶层地位认同相较于客观阶层地位的偏差距离。

## 二、理论分析与研究假设

### （一）主观阶层地位认同研究的回顾

整体而言，社会学家主要围绕主观阶层地位认同的影响因素和主观阶层地位认同相较于客观阶层地位的偏差两个理论问题展开研究。

阶层地位认同的影响因素是学者们讨论最多的议题，现有研究主要集中于地位决定论和社会比较论两种观点。地位决定论认为，主观阶层认同被视为个人对自身在社会分层结构中的位置的看法（Jackman & Jackman, 1973）。因此，客观的阶层结构显然会对主观阶层认同存在显著的影响。换言之，现代社会用来衡量个体阶层位置的指标，如教育、收入和职业等反映个体市场能力差异的指标，都可以很好地预

测和解释个体的主观阶层地位认同的差异（李飞，2013）。在此基础上，学者们进一步发现，除了教育、收入和职业等因素外，财富资产（李骏，2021）、父母和配偶的社会经济地位也是人们主观阶层认同的重要来源（许琪，2018）。并且，既有的研究还表明了不同制度环境下，教育、收入等指标的重要程度会存在明显的差异。例如，国际比较研究发现，在不平等程度较高的国家中，收入是影响人们阶层认同最为主要的因素（Andersen & Curtis, 2012）。国内的研究也显示，由于工业化程度的差异，教育、收入和职业对阶层认同的影响存在显著的地区差异（宋庆宇、乔天宇，2017）。此外，地位决定论还意味着，由于社会分层机制的变迁，人们在不同的发展阶段用来评价自身阶层认同的结构性因素也存在差异，一些结构性因素对主观阶层地位认同的作用会变得更加凸显，而另外一些因素则会逐渐减弱甚至消失。最近的研究便表明，随着消费和财富分层的兴起，中国居民的主观阶层认同从教育、收入和职业的“多元决定模式”转变为以资产为主，住房产权作为财富的象征与主观阶层地位认同之间的关联存在强化的趋势（李骏，2021）。

社会比较论则认为，主观阶层认同其实是人们进行社会比较的结果（Lindemann & Saar, 2014）。这里的社会比较包含两层意思：与自身过去的经历进行比较；与其他社会成员，如亲戚、朋友或同事等进行比较。按照这种观点，阶层地位认同不仅与那些反映个体市场能力和阶层位置高低的因素有关，而且依赖于个体进行社会比较时所选取的参照群体。如果参照群体的收入、教育、职业等客观阶层位置高于自身，那么个体往往会产生相对剥夺感（刘欣，2002），从而有着更低的阶层地位认同（李飞，2013）。因此，处于相同客观阶层位置的个体会因社会环境（Andersen & Curtis, 2012；Lindemann & Saar, 2014）、自身社会流动经历（范晓光、陈云松，2015）以及社会交往对象的差异（刘晗，2015）对自身的阶层地位做出差异性的判断。而且，由于社会整体上参照系的变化，在不同的历史时期，相同阶层位置的个体的阶层认同也显著不同（高勇，2013）。

社会比较论表明，个体的阶层地位认同是社会建构的结果，它与客观的阶层位置在一定程度上是分离的。因此，在现实生活中，人们的主观阶层地位与客观阶层地位经常会出现不一致的情形，即阶层认同的主客观偏差。特别是处于社会分层结构两端的群体，更加容易出现主观阶层地位的认知偏差（Sosnaud et al., 2013）。国外的研究显示，主观与客观阶层地位之间的联系比较弱，人们普遍存在着“中产认同”偏好，亦即阶层地位认同存在“趋中”的现象（Evans & Kelley, 2004；Kelley

& Evans, 1995)。国内的研究也表明，快速的社会转型使得人们出现了社会身份认同的“断裂”，主观阶层地位认同的偏差成为普遍公认的社会事实。但与西方社会不同的是，中国社会的阶层认同更多表现为向下的认知偏移（范晓光、陈云松，2015；高勇，2013；李培林，2005；刘欣，2001；许琪，2018）。

目前，仅有少量研究讨论了阶层地位认同偏差的形成原因。一些研究认为，阶层认同偏差来源于社会变迁过程中教育、收入和职业地位之间的一致性，使得人们处于多重群体之中，从而弱化了主客观地位之间的关联（Hout, 2008；Sosnaud et al., 2013）。李培林（2005）提出的“认同碎片化”便是这一观点的发展。还有一些研究指出，阶层地位认同偏差与人们所处的社会环境和生活境遇有关。例如，韩钰和仇立平（2015）的研究显示，中国居民的阶层认同偏差受到宏观结构性因素和生活态度的影响。范晓光和陈云松（2015）的研究则发现，个体社会流动感知对阶层地位认同偏差形成起着重要作用。雷开春（2009）的研究表明，白领移民特殊的社会境遇和群体地位对他们的主观阶层判断有显著的作用。陈光金（2013）则指出了转型期生存的焦虑是中国居民社会阶层认同下移的一个重要原因。

综上所述，当前学者们对阶层地位认同及其偏差问题积累了丰富的研究成果，这构成了我们理解和解释个体阶层地位认同形成原因和机制的基础。然而，上述这些基于市场能力差异的研究实际上更加适合分析分层结构相对稳定的社会。当人们面临越来越多的社会风险，工作和生活的确定性越来越强时，市场能力的差异只能对个体阶层认同提供十分有限的理解。因此，我们需要转向对工作和生活不确定性的考察，分析工作稳定性如何影响个体的阶层认同和偏差。

## （二）工作稳定性与主观阶层地位认同

近几十年来，由于经济、技术和全球化的发展，劳动力市场的结构和雇佣关系逐渐发生了变化。其中，最为显著的是人们的工作越来越处于一种不稳定和充满风险的状态。这种不稳定和充满风险不仅反映在雇佣关系变化导致的非稳定就业和灵活就业的扩张，而且随着非稳定工作的普遍化，人们的工作任期普遍缩短，工作不稳定化的特征日益突出（Kalleberg, 2018；Standing, 2011）。特别是近些年随着数字经济的快速发展、新就业形态的涌现和就业形式的多样化，无论是传统意义上的高质量工作的从业者，还是新就业形态的从业者事实上都面临较高

的劳动力市场不确定性，经历工作流动和失业的风险也大为增加。因此，在这一背景下，工作稳定性对于人们的主观阶层地位认同的形成比以往发挥着更为明显的作用。

已有文献中关于工作稳定性对个体健康、幸福感等方面的影响主要有两种理论解释。其一是社会经济的解释。国内外不少学者注意到，工作稳定性实际上已经成为新的劳动力市场分割机制（李骏，2018；朱斌，2022；Hudson，2007）。与稳定就业相比，非稳定就业往往同较低的收入和较差的工作保障相关联（Kalleberg et al., 2000；McGovern et al., 2004；李骏，2018）。而且，非稳定就业的劳动者也更加容易退出劳动力市场或在不同的非稳定工作间徘徊（Fuller，2011）。因此，工作稳定性较差的个体往往会面临总体收入水平与收入流的不确定性和不可预测。此外，非稳定就业的劳动者在工作场所中也经常处于边缘地位（Irvine & Rose，2022）。既有研究表明，工作不稳定所引起的收入不确定性以及在工作场所中的边缘化，不仅会直接影响到个体健康水平，而且也会影响到与之相关的社会资本积累（Macmillan & Shanahan，2021；Irvine & Rose，2022）。

关于工作稳定性的社会影响机制的第二种理论解释基于社会心理视角。工作稳定程度关系到人们对未来工作潜在社会价值和外在效益的预期，较低的工作稳定性意味着失去工作带来社会身份、收入水平、社会联系和社会地位等经济和心理社会回报的风险增加（Shoss，2017）。因此，工作稳定程度的高低也是社会压力的来源。按照评估框架（appraisal framework）的理论逻辑（Lazarus & Folkman，1984），人们会评估他们自身的资源来应对工作不稳定的情况。但由于较低的工作稳定程度意味着不确定性和不可控制性的增强，个体不能有效地使用和投资这些资源来应对压力（De Witte，1999）。因此，工作稳定性的降低会对个体的健康、幸福感等产生诸多不利的后果（Burgard et al., 2009；Urbanaviciute et al., 2019）。

资源保护理论（Conservation of Resources Theory）进一步补充了评估框架的理论观点。根据资源保护理论的观点（Hobfoll，1989），工作稳定性的影响效应是资源增长和损耗的过程。在资源保护理论看来，人们会专注于资源保护，因为工作稳定性和健康、幸福感等都是不可或缺的宝贵资源。当工作稳定性降低时，人们会损耗其他资源来进行弥补，以实现将未来的损失降到最低的目的。这就是说，工作稳定性的下降所带来的其他资源的损耗是产生诸多不利的后果主要机制。此外，资源保护理论还意味着，工作稳定性的下降所带来健康等其他资源的损耗还会进一步降低工

作的稳定性，导致进入损失螺旋的状态。最近的研究表明，工作稳定性与健康之间是相互影响，而且这些影响也随着时间的推移发展成某种周期性模式 (Urbanaviciute et al., 2019)。

研究者们对工作稳定性影响机制的理论探索为我们考察工作稳定性与阶层地位之间的关系奠定了基础。根据这些理论观点的逻辑，工作稳定程度会影响到个体的阶层地位认同。这是因为，资源的多少是衡量个体在社会分层结构中位置高低的标志，它是决定个体的阶层地位认同的关键因素之一。我们在前文中所阐述的教育、收入、财富、职业地位等反映个体市场能力的指标均可视为个体的资源。随着工作稳定性的增强，个体对未来工作的回报，如工作收入、职业声望和地位等有更高的预期，可供利用的资源也就越多。所拥有的资源越多，个体的阶层地位认同就会越高。反之，工作稳定性的下降则意味着资源的损耗，缺乏控制和可供使用资源的减少，导致个体阶层地位认同下降。据此，我们认为工作稳定性会显著影响个体的阶层认同。我们提出如下研究假设：

假设 1：与工作稳定性较低的个体相比，工作稳定性较高的个体会有更高的阶层地位认同。

个体的阶层地位认同偏差也是阶层地位认同研究的主要内容。我们认为，工作稳定性同样也是影响个体阶层地位认同偏差的重要因素。在社会比较论中，“大鱼小塘”效应经常被学者们用来描述与不同参照群体的比较对个体自我认知的影响 (Davis, 1966)。简单而言，“大鱼小塘”效应意味着，当与在教育、收入和职业等方面处于优势地位的参照群体进行比较时，由于比较优势的丧失，个体的相对剥夺感更强，从而低估自身的阶层地位，导致阶层地位认同向下偏移；相反，如果个体自身处于优势地位，则会倾向于高估自身的地位，引起阶层地位认同向上偏移。按照这一逻辑，工作稳定性的上升所产生的较强的资源控制能力和保护能力，会使个体同样具有比较优势，而且也更加不容易有较强的相对剥夺感，因而个体会倾向于高估自身的阶层地位，即阶层地位认同向上偏移；反之，工作稳定性的下降则会增加相对剥夺的风险，导致个体阶层地位认同向下偏移。另外，当工作稳定性较高时，个体对资源控制能力的上升也会降低生存焦虑，具有良好的心态和积极向上的态度，在这种状态中的个体也不太可能低估自身的阶层地位。而工作稳定性的下降则会导致沮丧、焦虑等负面情绪，进而降低了对自身阶层地位的判断，低估自身的阶层地位。基于上述讨论，我们提出如下研究假设：

假设2：与工作稳定性较低的个体相比，工作稳定性较高的个体的阶层地位认同更加可能向上偏移。

在以往的研究中，对阶层地位认同偏差的讨论基本上止步于社会成员是高估抑或低估自身的阶层地位。客观来讲，无论高估还是低估自身的阶层地位实际上都反映出个体不能准确定位自身在社会分层结构中的位置。因此，讨论个体对自身阶层位置认知的准确程度——即阶层地位认同偏差距离也同样具有理论和现实意义。社会比较论认为，人们的阶层地位认同是在与其他社会成员进行社会比较时形成的。这意味着，人们的阶层地位认同不仅会受到比较结果的影响，也会受到比较过程中社会群体的压力和从众心理的影响。既有研究表明，中国社会整体的阶层地位认同向下偏移是一个基本的客观事实（范晓光、陈云松，2015；李培林，2005；刘欣，2001；许琪，2018）。在社会阶层地位认同整体向下偏移的压力下，人们在高估自身阶层地位时会更加保守，而低估自身阶层地位时又会显得十分激进。例如，处于社会分层结构顶端的群体由于群体压力或从众心理更加可能十分激进地低估自身的阶层地位，形成更大的阶层认同偏差。因此，尽管我们研究发现具有某些特征的群体倾向于高估自身的阶层地位，但并不意味着他们自身阶层地位认知的偏差距离更大；相反，他们的阶层地位认同偏差距离可能比那些低估自身阶层地位的群体要小。反之亦然。

群体压力和从众心理同样也会影响工作稳定性与主观阶层认同偏差距离之间的关联程度。并且，工作稳定性较差的群体受到群体压力和从众心理的影响要更强。具体来讲，根据前文的讨论，工作稳定性较高的群体对资源有着更强的控制能力，可供使用的资源也相对较多，因而他们进行阶层地位认知时的社会环境相对稳定，也更加有能力缓解来自群体的压力，从众心理也相对较弱，所以他们对自身的阶层地位会有更为准确的认知。相反，对于工作稳定性较低的群体而言，由于对资源的控制能力较弱，可供使用的资源也相对较少，缺乏应对群体压力的能力，因而他们在进行阶层地位认知时，更加容易受到从众心理的影响，导致不能够准确地对自身在社会分层结构中的位置进行判断，阶层地位认同偏差距离也相对较高。基于讨论，我们认为工作稳定性不仅会带来个体阶层认同的偏移，也对个体的阶层地位认同的偏差距离存在显著影响，故提出如下研究假设：

假设3：与工作稳定性较低的个体相比，工作稳定性较高个体的主观阶层地位认同与客观阶层地位之间的偏差距离更小。

### 三、数据与变量

#### (一) 数据来源

本研究使用2019年中国社会状况综合调查(Chinese Social Survey, 简称CSS)数据进行分析。中国社会状况综合调查是由中国社会科学院社会学研究所于2005年发起的一项全国性的大型社会调查项目。其调查区域覆盖了全国31个省级行政区域的151个区/县(县级市)和604个村/居委会,研究结论也可以推论全国18—69周岁的常住人口。2019年的CSS调查共收集了10283个个案的基础信息、劳动与就业、家庭结构、家庭经济状况等方面内容。在本研究中,由于CSS2019并未询问目前未就业和从事农业工作的样本工作稳定性的情况,因此,我们将研究对象限定为18—60周岁且目前从事非农工作的一个人口样本,剔除了目前没有工作、从事农业工作和年龄超出就业范围的个案。最后,在剔除了一些变量的缺失值后,本研究最终得到了包含3999人的样本数据。

#### (二) 变量测量

工作稳定性是本研究的核心自变量。以往研究指出,工作稳定性是个体对当前工作环境中不确定性的评估(Greenhalgh & Rosenblatt, 1984)。因此,可以根据个体对未来一段时间内失业可能性的感知来测量个体工作稳定性的高低(Kalleberg, 2018)。本研究继承这一思路,根据CSS2019调查中设计的题项“您认为自己在未来6个月内失业的可能性有多大”进行测量,选项对应从“1=完全有可能”到“5=非常不可能”五个选项。为了便于解释,我们对此进行重新编码<sup>①</sup>,数字越大表明个体的工作稳定性越高。

主观阶层地位认同是本研究最为关注的因变量之一。CSS2019调查询问了受访者认为目前自身的社会经济地位在本地大体属于哪个层次,分为对应着“下”“中下”“中”“中上”“上”五个选项。我们使用这一题项来测量个体的主观阶层认同。并将其进行重新赋值,1分表示最底层,5分表示最顶层。分数越高,表明个体的主观阶层认同也越高。

<sup>①</sup> 具体编码规则为“1=非常不稳定”“2=不稳定”“3=一般”“4=比较稳定”“5=非常稳定”。

阶层认同偏差也是本研究考察的重要变量。我们通过个体的阶层地位认同偏差程度和阶层地位认同偏差距离两个变量来测量。其中，阶层地位认同偏差程度通过个体主观阶层地位认同减去客观阶层地位来测量。数值若为0，表示个体的主观阶层地位与客观阶层地位是一致的；若为负，表示主观阶层认同向下偏移；若为正，表示主观阶层认同向上偏移。阶层地位偏差距离为个体主观阶层地位认同与客观阶层地位之差的绝对值。数值越大，表示个体主客观阶层地位之间的偏差距离越大。

为了测量阶层地位认同偏差，我们需要计算出个体的客观阶层地位。在以往的研究中，收入和教育是测量个体阶层地位最为重要的两个指标。最近的研究指出，住房资产也越来越成为评价中国居民阶层地位高低的重要因素（李骏，2021）。因此，本研究使用个体的收入、受教育年限以及自有住房数量三个指标来测量个体的客观阶层地位。<sup>①</sup> 具体来讲，借鉴以往的研究（范晓光、陈云松，2015），我们使用潜在剖面模型（Latent Profile Model）将收入、受教育年限和自有住房数量三个维度的客观阶层地位测量整合成了一个单维度的客观阶层地位变量。表1报告了潜在剖面模型的拟合结果。

表1 客观阶层地位的潜在剖面模型拟合结果

类别数量	Log-Likelihood	自由度	AIC	BIC
1	-57164.73	5	114339.50	114374.60
2	-51717.60	9	103453.20	103516.60
3	-50532.80	13	101091.60	101183.10
4	-50175.99	17	100386.00	100505.60
5	-49776.58	21	99595.15	99742.96
6	-49487.94	25	99025.88	99201.85
7	-49215.51	29	98489.01	98693.14

从表1中可以发现，随着类别数量的增多，潜在剖面模型估计结果的 Log-likelihood、AIC 和 BIC 三个指标均在发生变化，但变化幅度有着显著差异。当类别数量从1类到4类时，Log-likelihood、AIC 和 BIC 三个指标的变化幅度相对较大；而类别数量超过5类后，类别数量增加所引起的三个指标的变化幅度都相对平缓。这

<sup>①</sup> 本研究未使用社会经济地位指数（ISEI）的主要原因是该指数本质上是由教育和收入两个变量合成的（李春玲，2005）。

意味着，将客观阶层地位分为 5 类以内，潜在剖面模型所估计的结果会更有效率。然而，考虑到 CSS 中个体的主观阶层地位被分为 5 个等级，为了便于计算个体主观阶层地位偏差，本研究将客观社会阶层地位也分为了 5 个类别，分别对应阶层地位的最底层到最高层。<sup>①</sup>

根据上述客观地位阶层的计算结果和个体的主观阶层地位认同情况，我们得了一个取值范围从 -4 到 4 的阶层认同偏差程度变量和取值范围在 0 到 4 的阶层认同偏差距离变量。

本研究还控制了一些其他变量，包括个体的性别（1 = 男性，0 = 女性）、民族身份（1 = 汉族，0 = 少数民族）、年龄、户口类型、政治身份（1 = 党员，0 = 非党员）、受教育程度、婚姻状况、工作技能要求、单位类型（1 = 体制内，0 = 体制外）、职业地位、收入和住房数量。其中，年龄通过 2019 年与个体出生年之差获得。户口类型分为城市、农村和其他三种类型。受教育程度分为初中及以下、高中和大专及以上三个类别。婚姻状态根据被访者目前的婚姻状况测量，初婚有配偶和再婚有配偶视为已婚，赋值为 1；未婚、离婚、丧偶、同居及其他则视为其他状况，赋值为 0。工作技能要求为个体对工作技能要求的主观评价测量，对应着从“不需要专业技能的工作”到“需要很高专业技能的工作”四个级别，我们将其分别赋值为 1 到 4，数值越大，表明个体当前所从事工作所需要的专业技能水平越高。职业地位分为管理人员、专业技术人员、办事人员和商业服务人员以及产业工人四个类别。收入为个体 2018 年个人收入的总和，包括工资和奖金收入、最低生活保障、金融理财收入、个人农业经营纯收入、经营办厂和投资所得利润、退休金、养老金以及他人赠予和遗产继承等。

表 2 报告了本研究使用的所有变量的描述性统计。

表 2 变量描述性统计分析表 (N = 3999)

变量	平均值/百分比	标准误差	最小值	最大值
主观阶层地位认同 (分)	2.374	.883	1	5
阶层认同偏差程度 (分)	-1.466	1.181	-4	4
阶层认同偏差距离 (分)	1.653	.900	0	4

<sup>①</sup> 根据此方法计算的客观阶层地位的平均值为 3.265，标准差为 1.193。其中，最高层占比为 6.84%，最底层占比为 16.41%。

续表

变量	平均值/百分比	标准误差	最小值	最大值
工作稳定性 (分)	3. 731	1. 335	1	5
性别 (男 = 1, 女 = 0)	53. 30%			
民族 (汉族 = 1, 少数民族 = 0)	93. 00%			
年龄	39. 328	10. 601	18	60
户口类型				
农村户口	60. 29%			
城市户口	38. 13%			
其他	1. 58%			
党员 (是 = 1, 否 = 0)	14. 30%			
受教育程度				
初中及以下	48. 51%			
中专/高中	22. 03%			
大专及以上	29. 46%			
婚姻状况 (已婚 = 1, 其他 = 0)	81. 90%			
工作技能要求 (分)	1. 977	. 916	1	4
单位类型 (体制内 = 1, 体制外 = 0)	23. 60%			
职业地位				
管理人员	6. 45%			
专业技术人员	14. 33%			
办事人员和商业服务人员	51. 09%			
产业工人	28. 13%			
收入 (取对数)	9. 884	2. 659	0	15. 9
住房数量	1. 240	. 682	0	5

## 四、分析结果

### (一) 工作稳定性对主观阶层地位认同的影响

我们首先分析工作稳定性对个体主观阶层地位认同的影响。从表 3 中可以发现, 男性的主观阶层认同要比女性更低, 已婚的要比其他婚姻状态的阶层地位认同更高, 年龄越大阶层地位认同也越高, 并且职业地位较低, 主观阶层地位认同也越低。就家庭资产而言, 拥有住房资产较多的个体主观阶层地位认同也更高, 这与以往的研究发现也是一致的。此外, 值得一提的是, 工作技能要求变量的积极影响同样非常

显著。这意味着，工作特征同样是影响个体阶层地位认同不可忽视的因素。总的来讲，上述发现进一步检验了以往学者们的研究结论。

那么，工作稳定性如何影响个体阶层地位认同呢？表 3 的分析结果表明，随着工作稳定性的增加，个体的主观阶层地位认同在上升。其中，模型 1 的结果显示，在控制个体的性别、户口、受教育程度等人口学特征变量以及收入、职业地位、住房、工作技能要求等变量后，工作稳定性每增加一个单位，个体的主观阶层地位认同会增加 0.096 ( $p < 0.001$ )。模型 2 报告了与模型 1 相似的结果。在控制了其他变量后，与工作非常不稳定的个体相比，工作不稳定的个体的主观阶层地位认同高约 0.204，工作稳定性一般的高约 0.290，比较稳定的则要高约 0.331，非常稳定的高约 0.446，这些差异均通过了显著性水平为 0.001 的检验。类似地，模型 3 和模型 4 使用次序 logit 模型的分析结果也显示了同样的结果：工作稳定性对个体的阶层地位认同具有显著的正向效应，工作稳定性越高的个体有着更高的主观阶层地位认同。总体来讲，这些结果均支持了假设 1 的预期，亦即工作稳定性越高，个体的主观阶层地位认同也越高。

表 3 工作稳定性对个体阶层地位认同的影响分析

变量	模型 1 (OLS)	模型 2 (OLS)	模型 3 (Ologit)	模型 4 (Ologit)
工作稳定性 (连续)	.096 *** (0.010)		.212 *** (0.023)	
工作稳定性 (参照组: 非常不稳定)				
不稳定		.204 *** (.057)		.446 *** (.126)
一般		.290 *** (.064)		.633 *** (.142)
比较稳定		.331 *** (.052)		.733 *** (.115)
非常稳定		.446 *** (.051)		.984 *** (.114)
男性	-.112 *** (.028)	-.114 *** (.029)	-.247 *** (.063)	-.250 *** (.063)
汉族	-.085 (.053)	-.082 (.053)	-.191 (.119)	-.185 (.119)
年龄	.006 *** (.001)	.006 *** (.002)	.012 *** (.003)	.013 *** (.003)

续表

变量	模型 1 (OLS)	模型 2 (OLS)	模型 3 (Ologit)	模型 4 (Ologit)
户口 (参照组: 农村)				
城市	.016 (.033)	.018 (.033)	.027 (.072)	.032 (.072)
其他	-.035 (.109)	-.032 (.109)	-.089 (.239)	-.083 (.239)
党员	.121 ** (.041)	.125 ** (.041)	.274 ** (.092)	.281 ** (.092)
受教育程度 (参照组: 初中及以下)				
高中	.041 (.037)	.041 (.037)	.079 (.081)	.079 (.082)
大专及以上学历	.157 *** (.046)	.158 *** (.046)	.325 ** (.100)	.326 ** (.100)
已婚	.079 * (.038)	.075 * (.038)	.199 * (.083)	.190 * (.083)
工作技能要求	.074 *** (.017)	.074 *** (.017)	.156 *** (.038)	.155 *** (.038)
体制内	.015 (.037)	.016 (.037)	.027 (.082)	.032 (.082)
职业地位 (参照组: 管理人员)				
专业技术人员	-.153 * (.066)	-.153 * (.066)	-.316 * (.147)	-.318 * (.147)
办事人员和商业服务人员	-.215 *** (.059)	-.214 *** (.059)	-.455 *** (.133)	-.456 *** (.133)
产业工人	-.228 *** (.064)	-.225 *** (.064)	-.512 *** (.143)	-.507 *** (.143)
收入 (取对数)	.008 (.005)	.008 (.005)	.018 (.011)	.018 (.011)
住房数量	.120 *** (.020)	.121 *** (.020)	.268 *** (.045)	.268 *** (.045)
常数项	1.605 *** (.123)	1.639 *** (.126)		
切割点			略	略
样本量	3999	3999	3999	3999
R 的平方/拟 R 的平方	.092	.093	.038	.038
Log-likelihood	-4982.315	-4979.882	-4810.137	-4807.835

注: (1)  $^+ p < 0.10$ ,  $^* p < 0.05$ ,  $^{**} p < 0.01$ ,  $^{***} p < 0.001$ ; (2) 括号内为标准误差。

## (二) 工作稳定性对阶层认同偏差的影响

工作稳定性的差异是否也是个体阶层地认同偏差的重要来源呢?表4和表5对这一问题进行了考察。

表4报告了工作稳定性对个体阶层认同偏差程度的影响。其中,模型1是基准模型。可以发现,年龄较高者、党员、在体制内工作、工作的技能要求越高,越有可能高估自身的阶层地位。而男性则要比女性、汉族要比少数民族更加可能低估自身的阶层地位,并且职业地位越低,也同样可能低估自身的阶层地位。另外,模型1还发现,收入水平越高,越有可能低估自身的阶层地位。这与以往研究的发现是一致的(范晓光、陈云松,2015)。

模型2在模型1的基础上纳入了工作稳定性变量。结果显示,工作稳定性对个体阶层认同偏差程度有着显著的正向影响。这意味着,随着工作稳定性的增加,个体会更加倾向于高估自身的阶层地位。换言之,工作稳定性的增加会导致个体的阶层地位认同向上偏移。在模型3中,我们将个体的工作稳定性变量视作非连续变量,进一步考察了工作稳定性与个体阶层认同偏差程度之间的关系。结果同样表明,工作稳定性越高,个体的阶层地位认同更可能向上偏移。总体而言,表4中模型2和模型3显示的结果与我们的预期是相符的,工作稳定性是影响个体阶层地位认同偏差程度的重要变量。因此,前文的假设2得到了检验。

表4 工作稳定性对个体阶层认同偏差程度的影响分析

	模型1 (OLS)	模型2 (OLS)	模型3 (OLS)
工作稳定性(连续)		.098*** (.011)	
工作稳定性(参照组:非常不稳定)			
不稳定			.237*** (.060)
一般			.324*** (.068)
比较稳定			.348*** (.055)
非常稳定			.472*** (.054)
男性	-.139*** (.030)	-.132*** (.030)	-.134*** (.030)

续表

	模型 1 (OLS)	模型 2 (OLS)	模型 3 (OLS)
汉族	-.115 * (.056)	-.116 * (.056)	-.112 * (.056)
年龄	.007 *** (.002)	.007 *** (.002)	.007 *** (.002)
户口 (参照组: 农村)			
城市	-.010 (.035)	-.020 (.034)	-.017 (.034)
其他	-.054 (.116)	-.078 (.115)	-.074 (.115)
党员	.133 ** (.044)	.107 * (.044)	.112 * (.044)
受教育程度 (参照组: 初中及以下)			
高中	-.006 (.039)	-.022 (.039)	-.022 (.039)
大专及以上	.030 (.049)	.018 (.048)	.018 (.048)
已婚	.028 (.040)	.031 (.040)	.026 (.040)
工作技能要求	.068 *** (.018)	.058 ** (.018)	.057 ** (.018)
体制内	.069 + (.039)	.041 (.039)	.043 (.039)
职业地位 (参照组: 管理人员)			
专业技术人员	-.090 (.071)	-.084 (.070)	-.083 (.070)
办事人员和商业服务人员	-.164 ** (.063)	-.144 * (.063)	-.144 * (.063)
产业工人	-.145 * (.068)	-.110 (.067)	-.106 (.067)
收入 (取对数)	-.289 *** (.006)	-.294 *** (.005)	-.294 *** (.005)
住房数量	.093 *** (.021)	.082 *** (.021)	.082 *** (.021)
常数项	1.117 *** (.126)	.827 *** (.129)	.845 *** (.133)
样本量	3999	3999	3999
R 的平方	.423	.434	.435
Log-likelihood	-5238.126	-5199.432	-5195.713

注: (1) +  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ ; (2) 括号内为标准误差。

为检验工作稳定性对个体阶层认同偏差距离的影响，我们将表 4 的因变量替换为个体阶层地位认同偏差距离。表 5 报告了相关计算结果。

表 5 中的模型 4 同样是基准模型，仅加入了个体的性别、年龄、户口、族群身份、党员身份、受教育程度等人口学特征变量和收入水平、住房数量、职业地位以及工作技能要求等变量。可以发现，相比女性，男性的阶层地位认同偏差距离更大。年龄较大者和党员的阶层地位认同偏差距离更小。但个体的收入越高，阶层地位认同的偏差距离要更大。

在模型 4 的基础上，模型 5 同样纳入了工作稳定性变量。结果显示，工作稳定性对个体阶层认同偏差距离有着显著的负向影响。保持其他变量一致，工作稳定性每增加一个单位，个体阶层地位认同偏差距离会减小约 0.061 ( $p < 0.001$ ) 个单位。这表明，工作稳定性越高，个体就越能够准确定位自身的阶层地位。在模型 6 中，我们同样将个体的工作稳定性变量视作非连续变量，进一步考察了工作稳定性与个体阶层认同偏差距离之间的关系，以检验稳定性结果。结果同样表明，工作稳定性越高，个体阶层认同偏差距离越小。因此，假设 3 同样得到了检验。

表 5 工作稳定性对个体阶层认同偏差距离的影响分析

	模型 4 (OLS)	模型 5 (OLS)	模型 6 (OLS)
工作稳定性 (连续)		-.061 *** (.011)	
工作稳定性 (参照组: 非常不稳定)			
不稳定			-.105 + (.059)
一般			-.194 ** (.067)
比较稳定			-.176 ** (.054)
非常稳定			-.277 *** (.053)
男性	.188 *** (.030)	.183 *** (.029)	.185 *** (.030)
汉族	.087 (.055)	.088 (.054)	.085 (.054)
年龄	-.010 *** (.002)	-.010 *** (.002)	-.009 *** (.002)

续表

	模型 4 (OLS)	模型 5 (OLS)	模型 6 (OLS)
户口 (参照组: 农村)			
城市	.045 (.034)	.052 (.034)	.051 (.034)
其他	.117 (.113)	.132 (.112)	.131 (.112)
党员	-.112 ** (.043)	-.095 * (.043)	-.098 * (.043)
受教育程度 (参照组: 初中及以下)			
高中	.017 (.038)	.027 (.038)	.025 (.038)
大专及以上	.022 (.047)	.029 (.047)	.029 (.047)
已婚	.034 (.039)	.033 (.039)	.034 (.039)
工作技能要求	-.012 (.018)	-.005 (.018)	-.005 (.018)
体制内	-.077 * (.038)	-.060 (.038)	-.060 (.038)
职业地位 (参照组: 管理人员)			
专业技术人员	-.037 (.069)	-.041 (.068)	-.041 (.068)
办事人员和商业服务人员	.061 (.061)	.049 (.061)	.048 (.061)
产业工人	.011 (.066)	-.011 (.066)	-.012 (.066)
收入 (取对数)	.059 *** (.005)	.062 *** (.005)	.062 *** (.005)
住房数量	-.031 (.021)	-.025 (.021)	-.024 (.021)
常数项	1.273 *** (.123)	1.454 *** (.127)	1.414 *** (.130)
样本量	3999	3999	3999
R 的平方	.057	.064	.065
Log-likelihood	-5133.724	-5117.886	-5116.236

注: (1) + p < 0.10, \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001; (2) 括号内为标准误差。

### (三) 稳健性检验

由于本研究的因变量和自变量均来自个体的主观判断,直接进行估计可能会面临内生性问题的挑战。为最大限度地缓解这一问题,我们使用了工具变量方法来解决潜在的估计偏差,以对上文结果的稳健性进行检验。具体来讲,我们将个体所处行业和区域<sup>①</sup>的平均工作稳定程度作为个体工作稳定性的工具变量,进而检验个体工作稳定性与主观阶层地位认同、阶层地位认同偏差程度和偏差距离的关系。由于行业和区域的工作稳定性均值可以视为一个宏观的工作稳定程度变量,因而与个体的工作稳定性高度相关。而且由于人们的阶层地位定位具有全社会比较的特征(陈云松、范晓光,2016),行业和区域的工作稳定性也有很大可能不会直接影响阶层地位认同等三个因变量,从而满足了工具变量的外生性要求。<sup>②</sup>表6报告了使用该工具变量时的估计结果。<sup>③</sup>

从表6中可以发现,我们所选取的工具变量显著影响个体的工作稳定性。而且,表6中内生性检验结果没有通过显著性检验,这意味着,如果我们所选取的工具变量是有效的,那么前文中所报告的工作稳定性与阶层地位认同和偏差之间的关系并不会受到二者互为因果关系和遗漏变量的威胁,并且比表6中的估计结果更为有效。此外,表6的结果还显示,尽管工具变量估计的结果与前文有所差别,但其估计结果与我们前文中的发现是基本一致的。

表6 稳健性检验:工具变量方法的模型估计结果

	主观阶层地位认同		阶层认同偏差程度		阶层认同偏差距离	
	选择方程 (Oprobit)	结果方程 (OLS)	选择方程 (Oprobit)	结果方程 (OLS)	选择方程 (Oprobit)	结果方程 (OLS)
工具变量	.699 *** (.047)		.699 *** (.047)		.698 *** (.047)	

① 本研究将行业细分为制造业等26个行业,区域分为华北、东北、华东、中南、西南、西北六个区域。

② 我们对文章使用的工具变量与个体阶层地位认同等三个因变量之间的关系进行了检验,结果表明,在纳入控制变量和工作稳定性变量后,工具变量并不显著影响三个因变量。另外,我们也考察了省级层次的人均国内生产总值、人均可支配收入、失业率以及行业的平均工资和高学历比例等反映地区和行业发展状况的变量与三个因变量之间的关系,结果同样表明,这些地区和行业层次变量均没有显著影响。

③ 表6仅报告了使用条件混合过程(Conditional Mixed Process, CMP)进行工具变量估计的结果。我们还使用传统工具变量方法进行了计算,结果与表6是一致的,并且计算结果还表明,行业和区域平均工作稳定程度不是弱工作变量。

续表

	主观阶层地位认同		阶层认同偏差程度		阶层认同偏差距离	
	选择方程 (Oprobit)	结果方程 (OLS)	选择方程 (Oprobit)	结果方程 (OLS)	选择方程 (Oprobit)	结果方程 (OLS)
工作稳定性 (参照组: 非常不稳定)						
不稳定		. 257 *** (. 074)		. 296 *** (. 078)		-. 180 * (. 076)
一般		. 369 *** (. 095)		. 411 *** (. 100)		-. 305 ** (. 098)
比较稳定		. 443 *** (. 111)		. 471 *** (. 118)		-. 333 ** (. 115)
非常稳定		. 629 *** (. 169)		. 673 *** (. 179)		-. 535 ** (. 175)
其他变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项		1. 560 *** (. 143)		. 759 *** (. 152)		1. 525 *** (. 149)
内生性检验结果						
atanh rho		-. 077 (. 068)		-. 080 (. 068)		. 105 (. 068)
样本量		3999		3999		3999
Log-likelihood		- 10420. 938		- 10636. 716		- 10556. 729

注: (1) + p < 0. 10, \* p < 0. 05, \*\* p < 0. 01, \*\*\* p < 0. 001; (2) 括号内为标准误差。

以往的研究经常使用劳动合同签订类型来测量个体的工作稳定性, 为此, 我们将个体的劳动合同签订情况分为四个类别: 不需要签订合同或签订人事合同、签订劳动合同、签订劳务合同和家庭帮工、没有签订合同或其他情况。可以推断的是, 不需要签订合同或签订人事合同的工作稳定性最高, 没有签订合同或其他情况的工作稳定性最低。表 7 报告了使用该方法测量工作稳定性的估计结果。可以获知, 相比不需要签订合同或签订人事合同的个体, 签订劳动合同等三种劳动合同签订情况的个体的主观阶层地位认同要更低, 而且也更加倾向于低估自身的阶层地位, 并且阶层地位偏差距离也要更大。这与我们前文的发现基本是一致的。另外, 表 7 的结果还显示, 劳动合同签订情况的影响可能是非线性的, 签订劳务合同及家庭帮工的个体的主观阶层认同要更低, 也更加倾向于低估自身的阶层地位, 而且阶层偏差距离也最大。

表 7 稳健性检验：使用劳动合同签订情况测量工作稳定性的估计结果

	主观阶层地位认同 (Ologit)	阶层认同偏差程度 (OLS)	阶层地位偏差距离 (OLS)
劳动合同签订 (参照组：不需要签订合同或签订人事合同)			
签订劳动合同	-.549 *** (.119)	-.264 *** (.056)	.224 *** (.054)
签订劳务合同或家庭帮工	-.975 *** (.168)	-.469 *** (.080)	.378 *** (.079)
没有签订合同或其他	-.522 *** (.131)	-.251 *** (.061)	.125 * (.060)
其他变量	已控制	已控制	已控制
常数项		1.460 *** (.159)	1.038 *** (.156)
样本量	2872	2872	2872
R 的平方/拟 R 的平方	.039	.420	.070
Log-likelihood	-3432.387	-3717.783	-3658.574

注：(1) \*  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ ；(2) 括号内为稳健标准误差。

最后，我们还使用最近三年内的换工作次数对上述结果进行了检验，同样获得了与前文一致的发现。总之，稳健性检验的结果表明我们在前文中所得出的结论是比较可靠的。

## 五、结论与讨论

工作稳定性与个体的社会发展和国家社会的和谐稳定存在密切的关系。本研究利用 2019 年中国社会状况调查的数据，详细分析了个体的工作稳定程度与主观阶层认同和偏差之间的关系。研究主要有以下三方面发现。第一，工作稳定程度对个体的主观阶层认同存在显著的正向影响：工作稳定性越高，个体的主观阶层认同越高。第二，工作稳定程度同样会显著影响个体的阶层地位认同偏差程度。数据的分析结果表明，工作稳定程度越高，个体的阶层地位认同更加可能向上偏移。第三，尽管工作稳定性较高的个体倾向于高估自己的阶层地位，但并不意味着工作稳定性越高，个体的阶层地位认同的偏差距离会更大。相反，数据的结果表明，随着工作稳定性增加，个体对自身的阶层地位会有更加明确的认知和定位，阶层地位认同偏差距离

会更小。此外，本研究还利用工具变量模型以及使用劳动合同签订类型和工作流动次数测量工作稳定性等方法对上述结论进行了稳健性检验。结果显示，无论是使用工具变量方法控制潜在的内生性问题，还是使用劳动合同签订类型和工作变换次数这两个客观指标来测量工作稳定性，上述发现仍然是稳健的。

本研究的结论丰富了工作稳定性下降的社会后果研究。在过去的研究中，学者们更多将研究聚焦于身心健康、组织绩效等领域，指出工作稳定性的下降是导致健康不平等和组织绩效降低的重要机制。本研究的结论表明，工作稳定性的高低还会影响到人们对自身阶层地位的定位。工作稳定性越高，社会成员的阶层地位认同越高，并且也更倾向于高估自身的阶层地位，反之亦然。这一结果意味着，工作稳定性的社会后果并不仅限于健康和组织领域，它还在人们的社会心态领域发挥着不可忽视的作用。由于人们的心态往往与特定的社会行为相关联，未来的研究需要从更加广阔的领域分析工作稳定性的后果，特别要注意分析工作稳定性与社会心态之间的关系以及可能的社会后果。

本研究也扩展了阶层地位研究的理论视野。在过去的研究中，研究者大多从客观的社会经济状况来分析个体的社会经济地位认同和偏差问题。然而，这一研究取向实际上更加适合分析分层结构相对稳定的社会中客观阶层地位与主观阶层地位之间的关系。当社会经历剧烈变革和重组时，由于不确定性的上升，人们往往观察到收入、职业地位等客观的阶层结构与人们的社会意识、行为和态度的关联越来越弱，并且呈现出不一致的情形。因此，在现代社会，不确定性也是影响社会成员阶层认同和偏差的重要因素。基于这一观点，本研究探讨了工作稳定性与阶层认同和偏差之间的关系。研究表明，工作越稳定的个体，对自己在社会分层结构中的位置有更加准确的定位；相反，工作稳定性的下降则会导致阶层地位偏差的扩大。这意味着当今社会的工作稳定性下降所带来的不确定性和社会风险的上升是产生阶层认同偏差的重要机制，它使得人们的客观阶层位置和主观阶层地位认同更加不一致。由于阶层地位认同与人们的态度和行为密切关联，人们的这种主客观地位的不一致性最终可能会带来新的社会风险。这需要研究者和公共政策制定者进一步关注。

本研究也存在一定的局限，有待在未来的研究中进一步拓展。首先，本研究没有考察工作稳定性的影响因素及其在不同制度环境下的差异，需要未来的研究进一步的分析。其次，对工作稳定性社会后果的研究外延还可以进一步扩展。比如，本研究仅分析了工作稳定性与个体阶层认同之间的关系，没有触及社会公平感等其他

社会心态，未来的研究可以对此做出更加有益的探索。最后，由于数据的限制，我们没有对工作稳定性与个体阶层地位认同之间的关系进行历时性分析，这同样需要学者们未来的深入考察和研究。

### 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。
- 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。
- 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。
- 郭小弦、周星辰，2023，《住房产权与青年群体的阶层认同：三种效应的检验》，《中国青年研究》第3期。
- 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。
- 何晓斌、董寅茜，2021，《工作权威、工作自主性与主观阶层认同形成——基于创业者劳动过程的实证研究》，《社会学研究》第5期。
- 华红琴、翁定军，2013，《社会地位、生活境遇与焦虑》，《社会》第1期。
- 康传坤、李静涵，2022，《工作稳定性与农民工城市心理融入》，《社会发展研究》第3期。
- 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，2005，《当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量》，《社会学研究》第2期。
- 李飞，2013，《客观分层与主观建构：城镇居民阶层认同的影响因素分析——对既往相关研究的梳理与验证》，《青年研究》第4期。
- 李骏，2018，《非稳定就业与劳动力市场分割——对内地与香港的比较研究》，《社会学研究》第5期。
- 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。
- 刘晗，2015，《社会比较与主观地位认同：以广州市为例》，《社会发展研究》第3期。
- 刘欣，2001，《转型期中国大陆城市居民的阶层意识》，《社会学研究》第3期。
- 2002，《相对剥夺地位与阶层认知》，《社会学研究》第1期。
- 宋庆宇、乔天宇，2017，《中国民众主观社会地位的地域差异——基于对CFPS2012成人问卷数据的“虚拟情境锚定法”分析》，《社会》第6期。
- 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。
- 2023，《新发展阶段青年劳动者的专业技能与工作满意度》，《社会发展研究》第1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。

- 郑路、徐旻霞, 2022, 《抑制还是刺激? ——社会经济地位感知与城镇居民风险金融投资》, 《社会学评论》第6期。
- 朱斌, 2022, 《稳定化与结构化——新制度主义视角下的中国劳动力市场变化(2006-2017)》, 《社会学研究》第2期。
- Andersen, R. & J. Curtis 2012, "The Polarizing Effect of Economic Inequality on Class Identification: Evidence From 44 Countries." *Research in Social Stratification and Mobility* 30 (1).
- Benach, J., A. Vives, M. Amable, C. Vanroelen, G. Tarafa & C. Muntaner 2014, "Precarious Employment: Understanding an Emerging Social Determinant of Health." *Annual Review of Public Health* 35 (1).
- Blom, N., E. Verbakel & G. Kraaykamp 2020, "Couples' Job Insecurity and Relationship Satisfaction in the Netherlands." *Journal of Marriage and Family* 82 (3).
- D'Hooge, L., P. Achterberg & T. Reeskens 2018, "Imagining Class: A Study into Material Social Class Position, Subjective Identification, and Voting Behavior Across Europe." *Social Science Research* 70.
- Davis, J. A. 1966, "The Campus as a Frog Pond: An Application of the Theory of Relative Deprivation to Career Decisions of College Men." *American Journal of Sociology* 72 (1).
- De Witte, H. 1999, "Job Insecurity and Psychological Well-Being: Review of the Literature and Exploration of Some Unresolved Issues." *European Journal of Work and Organizational Psychology* 8 (2).
- Demakakos, P., J. Nazroo, E. Breeze & M. Marmot 2008, "Socioeconomic Status and Health: The Role of Subjective Social Status." *Social Science & Medicine* 67 (2).
- Evans, M. D. R. & J. Kelley 2004, "Subjective Social Location: Data from 21 Nations." *International Journal of Public Opinion Research* 16 (1).
- Fuller, S. 2011, "Up and on or Down and Out? Gender, Immigration and the Consequences of Temporary Employment in Canada." *Research in Social Stratification and Mobility* 29 (2).
- Greenhalgh, L. & Z. Rosenblatt 1984, "Job Insecurity: Toward Conceptual Clarity." *The Academy of Management Review* 9 (3).
- Hobfoll, S. E. 1989, "Conservation of Resources: A New Attempt at Conceptualizing Stress." *American Psychologist* 44 (3).
- Hout, M. 2008, "How Class Works: Objective and Subjective Aspects of Class Since the 1970s." In A. Lareau & D. Conley (eds.), *Social Class: How Does It Work?* New York: Russell Sage Foundation.
- Hudson, K. 2007, "The New Labor Market Segmentation: Labor Market Dualism in the New Economy." *Social Science Research* 36 (1).
- Irvine, A. & N. Rose 2022, "How Does Precarious Employment Affect Mental Health? A Scoping Review and Thematic Synthesis of Qualitative Evidence from Western Economies." *Work, Employment and Society* Online first.
- Jackman, M. R. & R. W. Jackman 1973, "An Interpretation of the Relation between Objective and Subjective Social Status." *American Sociological Review* 38 (5).

- Kalleberg, A. L. 2018, *Precarious Lives: Job Insecurity and Well-Being in Rich Democracies*. Cambridge, UK: Polity Press.
- Kalleberg, A. L., B. F. Reskin & K. Hudson 2000, "Bad Jobs in America: Standard and Nonstandard Employment Relations and Job Quality in the United States." *American Sociological Review* 65 (2).
- Kalleberg, A. L. & P. V. Marsden 2013, "Changing Work Values in the United States, 1973 - 2006." *Social Science Research* 42 (2).
- Kelley, J. & M. D. R. Evans 1995, "Class and Class Conflict in Six Western Nations." *American Sociological Review* 60 (2).
- Kuvalekar, A. & E. Lipnowski 2020, "Job Insecurity." *American Economic Journal: Microeconomics* 12 (2).
- Lazarus, R. S. & S. Folkman 1984, *Stress, Appraisal, and Coping*. New York, NY: Springer.
- Lindemann, K. & E. Saar 2014, "Contextual Effects on Subjective Social Position: Evidence from European Countries." *International Journal of Comparative Sociology* 55 (1).
- Macmillan, R. & M. J. Shanahan 2021, "Why Precarious Work is Bad for Health: Social Marginality as Key Mechanisms in a Multi-National Context." *Social Forces* 100 (2).
- McGovern, P., D. Smeaton & S. Hill 2004, "Bad Jobs in Britain: Nonstandard Employment and Job Quality." *Work and Occupations* 31 (2).
- Shoss, M. K. 2017, "Job Insecurity: An Integrative Review and Agenda for Future Research." *Journal of Management* 43 (6).
- Sosnaud, B., D. Brady & S. M. Frenk 2013, "Class in Name Only: Subjective Class Identity, Objective Class Position, and Vote Choice in American Presidential Elections." *Social Problems* 60 (1).
- Standing, G. 2011, *The Precariat: The New Dangerous Class*. London: Bloomsbury Academic.
- Urbanaviciute, I., H. De Witte & J. Rossier 2019, "Perceived Job Insecurity and Self-Rated Health: Testing Reciprocal Relationships in A Five-Wave Study." *Social Science & Medicine* 233.

作者单位：上海大学社会学院（张帆）

西安交通大学人文学院社会学系、

西安交通大学实证社会科学研究所（郭小弦）

责任编辑：赵晓航