

中国公众的收入公平感： 一种新制度主义社会学的 解释

社会
2016 · 4
CJS
第 36 卷

刘 欣 胡安宁

摘 要：借助“嵌入性”和“合法性”概念，本文将关于社会公平感形成的基本共识理论与自我评价理论整合起来，提出了一种关于分配公平感的新制度主义社会学解释。本文认为，社会成员对自己所获得的社会资源是否公平的感知取决于社会成员的自我认知与社会共识之间达成一致的程 度。当自我感知的地位低于社会评价的地位时，个体倾向于认为自己所得到的社会资源是不公平的；相反，当自我感知的地位与社会评价地位一致或更高时，个体则更有可能认为自己所得到的社会资源是公平的。基于上述命题，本文进一步提出研究假设，相对于主观阶层地位达到或高于其职业声望者，主观阶层地位低于其职业声望的人更倾向于认为自己的收入是不公平的。对 2006 年中国综合社会调查(CGSS2006)数据的分析结果较有力地支持了这一研究假设；研究结果表明，本文所提出的理论命题比基于理性选择的自利理论更好地解释了为什么社会成员，尤其是社会经济地位较低者，依然会认为自己的收入是公平的。

关键词：收入公平感 主观阶层地位 职业声望 新制度主义

* 作者 1：刘 欣 复旦大学社会学系 (Author 1: LIU Xin, Department of Sociology, Fudan University) E-mail: liuxin@fudan.edu.cn; 作者 2：胡安宁 复旦大学社会学系 (Author 2: HU Anning, Department of Sociology, Fudan University)

** 本研究得到了教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“我国目前社会阶层状况研究”(08JZD0024)的资助。[This study is funded by Philosophy and Social Sciences Research Fund for Key Projects of Ministry of Education “A Research of Social Stratification in Contemporary China”(08JZD0024).]

本文初稿曾在“中国社会学学会 2014 年学术年会”(2014 年 7 月，武汉)开幕式上作为主题报告宣读，并在 2014 年复旦大学校庆学术报告会、复旦大学“社会学 919 习明纳”等研讨会上报告。感谢彭希哲、周怡、王桂新、孙明、王甫勤、田丰、刘宇婧等同仁的评论或提问。感谢刘汉民先生对本文选题富有启发性的评论。文责自负。

Perception of Income Fairness: A Sociological New Institutional Explanation

LIU Xin HU Anning

Abstract: Drawing on the concepts of embeddedness and legitimacy, this study fuses the two theories of primary ideology and self-evaluation on social justice to suggest a new institutionalist explanation of distributive fairness. We argue that people's belief of income fairness is decided by whether one's subjective socioeconomic status agrees with the social consensus. If the self-perceived status is lower than what is by the social consensus, one is likely to feel income unfairness. If the perception is consistent with, or even amounts to a higher status than what is by the social consensus, then one tends to believe income fairness. In other words, people whose subjective socioeconomic status is lower than their occupational prestige are more likely to see their income as unfair than people who have the two harmonized. The results of statistical analysis of the CGSS2006 strongly support our argument. It shows that the proposed theoretical explanation does a better job than the self-interest rational choice theory to explain why people, especially low socioeconomic status members, still view their income to be fair.

Keywords: income fairness, subjective socioeconomic status, occupational prestige, sociological new institutionalism

改革开放以来,中国在社会财富不断增加的同时,收入差距也趋于扩大。作为衡量居民收入不平等状况的重要指标,中国的基尼系数自20世纪70年代末以来增长迅速。收入不平等与收入公平问题成为当前中国最突出的社会问题之一,也是当前学界关注的重要议题(怀默霆,2009;Wu,2009;孙明,2009;马磊、刘欣,2010;谢宇,2010;Xie, *et al.*, 2012;李骏、吴晓刚,2012;李路路等,2012;秦广强,2014)。按照联合国大学世界发展与经济研究中心公布的数据,1978年中国的基尼系数为0.28,1988年为0.38,1998年为0.40,2004年为0.47,¹2012年为0.55(Xie and Zhou,2014)。2002年之后,中国的基尼系数已经超过

1. 详细资料参见 <https://www.wider.unu.edu/project/wiid-%E2%80%93-93-world-income-inequality-database>。

了国际上公认的 0.4 的贫富差距警戒线。一些学者的研究发现,面对如此大的收入差距,中国民众对收入不平等却有着很高的容忍度(Wu, 2009; 马磊、刘欣, 2010; 谢宇, 2010; 李骏、吴晓刚, 2012), 收入分配不平等也不太可能引发“火山爆发”(怀默霆, 2009; 谢宇, 2010)。通过对 2006 年中国综合社会调查(CGSS2006)数据的分析,我们发现,在不同阶层和收入的中国城镇居民中,都有较高比例的人认为自己的收入是公平的。在城镇居民样本中,有 50% 的被访者认为自己的收入是公平的,其中,在阶层地位较低的技术工人和体力工人中,分别有 46% 和 42% 的被访者认为自己的收入是公平的。那么,为什么有这么高比例的社会成员,尤其是社会经济地位较低者,依然认为自己的收入是公平的? 探寻这一问题的答案不仅有助于从学理上理解当前中国社会的收入公平状况,而且对推进社会治理、促进公平正义的政策出台及实施具有重要参考价值。

学界既有研究对这一问题并未给出令人满意的解答。基于理性选择的自利理论可以解释高地位者倾向于认为自己的收入是公平的(孙明, 2009),但难以解释低地位者何以会认为自己的收入是公平的。社会公平感的基本共识理论强调与文化传统相联系、为社会成员所“共享”的基本观念对公平感的塑造作用。基本共识使人们在“什么样的收入分配是公平的”这一问题上达成一致,进而使收入不平等获得合法性(Wegener and Liebig, 1995; Suchman, 1995)。然而,它所涉及的合法性却是宏观社会层面的概念,因此,更适用于不同社会或同一社会不同历史时期之间的比较分析。关于收入公平感的自我评价理论试图阐明将社会认可的、具有合法性的社会评价“内化”为个人自我评价的微观社会心理过程,以此来解释公平感的形成(Della Fave, 1980),但是对这一过程所涉及自我形象概念缺乏具体说明,对人们为什么会接受社会所认可的、具有合法性的收入判断标准亦缺乏有力论证。

本研究试图从新制度主义社会学的理论视角出发,把关于社会公平感形成的基本共识理论与自我评价理论整合起来,提出一种关于当前中国城镇居民收入公平感的新制度主义解释。本文认为,社会成员对自己所获得的社会资源是否公平的感受,取决于作为社会共识的期望与社会成员的自我评价之间达成一致的程

本文进一步提出关于收入公平感形成的基本研究假设:相比于主观阶层地位达到其职业声望者,主观阶层地位低于其职业声望的人更倾向于认为自己的收入是不公平的。本文将运用 CGSS2006 的数据对这一基本假设予以检验。

一、关于收入公平感的理论困惑

“社会平等”(包括收入平等)所描述的是社会资源在社会成员间分配的均等状况;而“社会公平”则是社会成员依据作为该社会共识的正义原则,对社会资源(包括收入)分配状况的正当性所作出的判断,它体现为社会成员对自我、他人、社会整体的资源(包括收入)分配状况的公平感(刘欣,2013)。因此,本文所关注的收入公平感既是社会成员对收入分配状况的感知,又是他们所共享的文化价值观念的体现。

关于不平等的收入为什么会被人们感知为公平的收入,学界提出了不同的理论解释。然而,当我们运用这些理论来解释当前中国民众的收入公平感时,却面临着困惑。

自利理论认为,作为经济理性的行动者,人们往往基于最大化收益原则(自利原则)判断收入是否公平。因此,人们社会经济地位的高低决定着其对收入是否公平的判断(Alves and Rossi, 1978; Szirmai, 1986)。一些研究结论也支持了自利原则的解释。例如,高地位、高收入群体倾向于认为收入分配是公平的并愿意维持现有的分配状况;而低地位、低收入的群体则倾向于认为收入分配不公平并希望按照平均原则重新分配(Alves and Rossi, 1978; Shepelak and Alwin, 1986; Headey, 1991; Kelley and Evans, 1993; Svallfors, 1997)。自利理论虽有一定解释力,却忽视了社会成员的理性是有限理性(Simon, 1982)。社会成员的行动、利益、偏好等都受到其所处社会的正式和非正式制度的约束,既有的社会认知结构、社会规范等都会影响人们的行为和偏好(DiMaggio, 1998)。显然,自利理论强调既有经济结构对个体能动性的影响,却忽视了社会情境的作用,因此,不免落入结构决定论的窠臼。这一理论局限性导致了其经验解释力的不足,它无法解释为什么当代中国社会中,社会经济地位较低的成员仍接受较大的收入差距甚至认为自己的收入是公平的。

与自利理论不同,关于收入公平感的基本共识理论强调社会建构对公平感的作用(Wegener and Liebig,1995;Wegener,1991)。该理论认为,人们对收入是否公平的判断,受到其所处社会的基本共识的影响。这里所说的基本共识与涂尔干(Durkheim,1997)所说的共享观念和规范的含义很相近。所谓基本共识即社会成员所共享的,与既定社会的文化传统、价值观念、规范习俗相联系的观念和规范(Wegener and Liebig,1995;Wegener,1991)。这种基本共识,使人们在什么样的分配是公平的这一问题上达成一致,从而使不平等的收入分配具有合法性(Wegener and Liebig,1995;Douglas,1986;Durkheim,1997)。基本共识理论对收入公平问题的解释也得到了—些经验研究的支持(Wegener and Liebig 1995;Ng and Allen,2005;李骏、吴晓刚,2012)。例如,威戈内尔和列比格(Wegener and Liebig,1995)、克鲁格尔等人(Kluegel, *et al.*, 1995)的研究都表明,在苏联和东欧社会主义国家与资本主义国家中,人们在收入公平观上的差异可能是由社会共识的不同所导致的。基本共识理论考虑到社会认知结构、社会规范对社会成员的行为和取向的约束,揭示了不同社会因基本共识的差异而隐含的不同的合法性原则,进而导致社会成员的收入公平感不同。但该理论对既定社会的基本共识如何内化为社会成员评价自己收入是否公平的原则缺乏具体、细致的阐述。

如果说基本共识理论所侧重的是社会宏观层面的价值观,那么,德拉-菲伍的自我评价理论则对收入公平感形成的微观过程作出了心理学的解释。德拉-菲伍(Della Fave,1980)认为,人们对收入是否公平的判断是通过自我评价(self-evaluation)实现的。这里,自我评价主要指个人对自己获取社会财富能力的信念,它是在社会互动中经由他人赋予而获得的,是外在地位内化的结果。德拉-菲伍(Della Fave,1980)基于米德(Mead,1934)的自我理论认为,个体在与他人尤其是“概化他人”的互动中逐渐形成稳定的、具有一致性的自我形象。自我形象一旦形成,个体就具备把自己看作客体的能力。凭借这种能力,个体能够对自己的社会价值作出评价,从而形成对自己的收入是否公平的主观判断。自我评价理论阐述了收入公平感形成的微观心理过程,但对这一过程中所涉及自我形象概念缺乏更具体的讨论。自我形象的哪些方面会影响个人的收入公平感?与社会认知结构中的哪些

因素相对应,从而达成了合法性共识?对此,自我评价理论也缺乏详尽的阐述。

二、收入公平感的新制度主义解释

新制度主义社会学反对行为主义对社会现象和社会过程的还原论解释及其“理性—行动”假定。行为主义把集体行动看作个体选择的聚合,把制度看作一些个体特征的简单加总或附带属性(March and Olsen, 1984; DiMaggio and Powell, 1991);而新制度主义社会学则强调行动者——无论个体还是组织——的行动、利益、偏好都是嵌入在既有社会建构之中的,是内生于这些既有社会建构的,行动者的选择会受到其所处社会的正式制度和非正式制度的制约,尤其是社会认知结构、社会规范等非正式制度(Meyer and Scott, 1983; White, 1995)。新制度主义社会学试图揭示这些制度对人们的行动和偏好的影响机制,以及如何使人们的行动具有合法性。因此,嵌入性和合法性可以看作新制度主义社会学的两个核心概念。

本文认为,社会成员对自己的收入是否公平的评判,嵌入在既有社会认知结构、文化传统、价值观念、社会规范之中;这些认知和规范为社会成员在地位、收入等社会资源分配是否公平这一问题上达成共识提供了社会基础。而这种共识正是合法性的实质(Douglas, 1986; Zhou, 2005)。这种基本共识虽然是个体在互动中产生的,但它一旦产生,就有着独立于个体而存在的客观性,构成了客观化的制度环境(Berger and Luckmann, 1966)。不仅如此,这种客观化的社会现实还通过影响社会成员的主观意识和他们对外在现实的诠释而内化为个体的观念并制约着其行为(Berger and Luckmann, 1966)。合法化正是个人与社会现实之间通过这样的辩证过程而达成的。因此,内化为个体成员观念的社会共识影响着个体对其收入是否公平的评判。²有学者对移民的

2. 本文所强调的是,个体判断自己的收入是否公平的准则来自于社会共享的制度与文化。这一论点不同于相对剥夺论。相对剥夺论的参照对象是个体生活环境中所能够触及的他人或者有限群体,强调的是个人与特定对象比较所产生的感受;而本文的制度论解释所讨论的评判标准隐含于宏观层次的社会共识之中,强调社会认知结构、文化传统、价值观念、社会规范等宏观制度因素内化为个人的评判标准后所产生的感受。本文认为,个体在判断自己的收入是否公平时,有可能基于一种内化了的社会共识,而非与具体参照对象的比较。

研究显示,身处在异域文化中的个体内化了其社会化阶段所处社会的共识,并认可母文化制度(Polavieja,2015)。

合法性具有评价社会成员特定行为或取向的“可接受度”(acceptability)的功能,而这种可接受度又会影响社会成员的生活机会。这意味着社会中的个体对自己价值的评价若超出社会共识的可接受度,便有可能失去相应的生活机会。因此,个体为维持既有生活机会或获得新的生活机会,在对自己的价值作出评价时便有与作为社会共识的评价相一致的趋势。

因此,社会成员对自己所获得的社会资源是否公平的感受受到两方面因素的影响:其一,作为社会共识的期望蕴含着合法性原则;其二,社会成员的自我认知蕴含着个体对自己社会价值的评价。当社会成员对自己所获得的社会资源是否公平进行判断时,若其自我感知低于社会共识,则可能认为自己所得的社会资源低于社会认可的价值,因而不公平的。相反,若其自我感知等于或高于社会共识,该个体则可能认为自己所得的社会资源至少体现了社会认可的价值,因而是公平的。

职业声望是社会成员对职业社会经济地位的评价,测量方法是通过随机抽样让被访人对不同职业的社会经济地位进行评分。唐启明(Treiman,1977)对世界不同国家和地区的研究发现,职业声望的等级排序在不同的国家和地区具有高度一致性,相关系数高达0.97左右,被称为“Treiman 常量”;同时,年龄、教育水平、城乡生活背景不同的人对职业声望的评价也具有高度一致性。³ 本文认为,职业声望是社会成员基于既定社会的“基本共识”而达成一致的典型体现,是相对稳定的社会认知结构。因此,可以把职业声望看作社会成员对职业社会经济地位高低所达成的共识,是职业社会经济地位具有合法性的表征。与职业声望不同,主观阶层地位是社会成员对自身社会经济地位的评价。可以把这一自我评价视为德拉-菲伍所说的自我形象的一个维度。

3. 迄今为止,唐启明的职业声望量表仍是社会学领域普遍使用的具有权威性的量表。中国社会学界目前尚无关于中国职业声望的权威测量,因此,海内外学者在研究中国社会的相关问题时,常采用唐启明的职业声望量表。虽然唐启明的职业声望量表对中国社会的适用性仍需实证资料进一步加以检验,但就已有的研究结果来看,这一量表仍不失为一种较有效的测量。

既然社会成员判断自己所获得的社会资源是否公平时是以其社会价值是否达到了社会认可的价值为参照,那么,有理由认为,当个体自我感知的地位低于社会评价的地位时,就有可能认为自己所获得的社会资源是不公平的;相反,如果个体自我感知的地位与社会评价地位相一致甚至更高,那么,他就更有可能认为自己所获得的社会资源是公平的。

三、基于收入公平感的新制度主义解释的几点经验预测

将上述社会公平感的新制度主义社会学解释推论到收入公平感上,可知,如果一个人的主观阶层地位低于其职业声望,他就倾向于认为自己的收入是不公平的。相反,如果一个人的主观阶层地位达到甚至超过职业声望所体现的社会经济地位,他就有可能认为自己的收入是公平的。由此,本文对当前中国民众的收入公平感作出以下经验预测:

假设 1:相比于主观阶层地位达到乃至高于其职业声望者,主观阶层地位低于职业声望的人更倾向于认为自己的收入是不公平的。

在当前中国社会中,不同性别、地区的个体往往面对不同的劳动力市场。为了检验关于收入公平感的新制度主义解释的稳健性(robustness),本文进一步检验假设 1 在不同的性别、地区差异下是否依然成立。

假设 1.1:假设 1 在不同性别的人群中是一致的。

假设 1.2:假设 1 在不同地区的居民中是一致的。

如上文所述,收入公平感的自利理论把收入公平感与收入水平联系在一起,这不同于新制度主义的解释逻辑。因此,如果假设 1 所断言的基本模式在不同收入群体之间具有一致性,便有理由认为新制度主义的解释不但在不同收入水平下成立,且因其解释了社会经济地位较低的成员仍可能认为自己的收入是公平的而优于自利理论。因此,本文进一步考察假设 1 在不同收入群体中的一致性。

假设 1.3:假设 1 在不同的收入群体中是一致的。

回到文初的问题,为什么在阶层地位较低的技术工人和体力工人中,仍有相当高比例的人倾向于认为自己的收入是公平的?依照本文提出的新制度主义解释,一个可能的原因在于他们的主观阶层地位达

到甚至超过了其职业声望；而中高阶层的成员对自身收入的不公平感则有可能是由其主观阶层地位低于职业声望所导致。为了支持这一解释，本文将对以下假设进行检验：

假设 2：相比于高职业声望者，低职业声望者的主观阶层地位更有可能达到甚至超过其职业声望地位。⁴

四、资料与方法

（一）资料

本研究的数据来自于 2006 年中国综合社会调查 (CGSS2006)。CGSS2006 采用分层四阶段不等概率抽样，相应的抽样单元分别是区（县）、街道（镇）、居委会、住户和居民。其中区（县）、街道（镇）、居委会三级根据“第五次全国人口普查资料”的信息，以 PPS 方式抽样 (Bian and Li, 2012)。本文以城镇居民为研究对象的原因在于，城镇地区居民的职业地位更为多样化，便于在研究设计上比较主观阶层地位与职业声望是否一致。CGSS2006 并没有提供农村居民详细的职业编码，因而也无法对农村居民的职业声望与主观阶层地位之间的一致性加以判断。此外，城镇居民对于收入的界定与理解要比农村居民更加清晰，判断收入是否公平时对“收入”概念的理解也更具有一致性和可比性。剔除了城镇无业、离退休、家务劳动者和在校学生后，本研究的有效样本为 5016 位城镇居民。

（二）变量

收入公平感是本研究的因变量。CGSS2006 的问题如下：“考虑到您的能力和工作状况，您认为目前的收入是否合理？”可供选择的答案是：1. 非常合理，2. 合理，3. 不合理，4. 非常不合理。本研究将选项 1 和 2 合并为“公平”，选项 3 和 4 合并为“不公平”，构造了一个二分虚拟变量 (1 = 公平, 0 = 不公平)。

本研究的核心自变量是主观阶层地位与职业声望的一致性程度。

4. 假设 2 和假设 1.3 关注的是两类问题。假设 1.3 关心的是新制度主义解释是否在不同收入群体中都适用，即考察主观阶层地位与职业声望的一致性程度与收入合法性判断之间的联系是否在不同收入群体中都成立。而假设 2 关心的是主观阶层地位与职业声望的一致性程度在不同职业声望组之间是否有差异。

CGSS2006 询问了“在您看来,您本人的社会经济地位属于上层、中上层、中层、中下层还是下层?”由于选择上层、中上层的被访者比例很小,共有约 3%,为了防止多元统计分析时因频数过少而在交互分类中出现过多的零值,本文对主观阶层认同进行了重新编码。将上层、中上层与中层合并。这样,重新编码后从下至上认同三个阶层的百分比依次为 35.88%、32.61%、31.51%。由于本研究所关注的并不是主观阶层地位本身,而是主观阶层地位的相对高低与职业声望的相对高低之间是否具有-致性,因此,重新编码并不影响本研究的目标。为下文叙述方便,本文将重新编码后的主观阶层地位自下而上分别称为“低层”“中层”和“高层”。

CGSS2006 提供了每位被访者的国际标准职业编码(ISCO88),本研究借助甘泽布姆等人所提供的 ISCO88 与标准国际职业声望量表(Standard International Occupational Prestige Scale, SIOPS)得分(Treiman, 1977)之间的对应转换程序,⁵获得 SIOPS 得分。在本文的研究样本中,SIOPS 的最大值是 78,对应的职业是医生和高等教育专业教学人员;最小值是 13,对应的职业是垃圾清理工、清洁工等体力劳动者。学界对 SIOPS 通常作定距变量处理,很少通过分组划分出职业声望等级。这样,在考察主观阶层地位与职业声望是否-致时,就遇到了如何使二者对应的问题。为解决这一困难,本文按照主观阶层地位的百分比,对 SIOPS 进行重新分组。根据主观阶层地位自下而上的百分比,从 SIOPS 最小值向上累计至 35.88%左右,所对应的 SIOPS 值为 34(收银员),为“低职业声望组”上限。以此类推,SIOPS 值 46(小企业经理)为“中职业声望组”上限,而 47 及以上为“高职业声望组”。⁶将重新分组后的主观阶层地位与职业声望进行交互分类,可以获得三个类别:主观阶层地位低于职业声望、主观阶层地位与职业声望-致、主观阶层地位高于

5. 参见甘泽布姆的网站:<http://www.harryganzeboom.nl/>。如前文所述,目前学界尚没有建立一套基于中国社会职业声望分布的测量体系,因此在没有更好的测量工具的情况下,本文采用了国际通用的 SIOPS 得分。

6. 需要说明的是,这里对 SIOPS 的分割值(34 和 46)所代表的实际职业声望对本研究并没有太大意义。正如文中所述,这里真正重要的信息是职业声望的相对高低。

职业声望。在多元统计分析时,进一步将其编码为三个虚拟变量进行分析。

本文所考虑的控制变量有:地区(东部、中部、西部)、城镇级别(直辖市、省会城市、其他市镇)、性别、年龄、年龄的平方、教育年限以及年收入的自然对数。除了这些基本的社会人口学特征之外,本文还控制了个体纵向的自我参照(期望)对收入分配公平感的影响。CGSS2006中问及与三年前相比,个体在收入状况、资产、职位、工作条件以及社会经济地位这五个方面有何变化。相应的选项编码为1=提升(改善);2=不变;3=下降。

(三)分析方法

鉴于本研究的核心因变量收入公平感是二分虚拟变量,本文采用逻辑斯蒂(logistic)回归模型进行统计分析。首先对全部样本进行分析以检验假设1。为方便起见,本文把有关假设1的研究发现称为基本模式。然后,本研究将通过线性回归和级序逻辑斯蒂回归分析,进一步考察主观阶层地位与职业声望的一致性是否会因职业声望高低的不同而有变化,以此检验假设2。最后,将样本分别按性别、城镇级别、收入水平分组,对每一子样本运用逻辑斯蒂回归模型进行统计分析,检验假设1.1、假设1.2和假设1.3。需要指出的是,作为一种广义线性模型,逻辑斯蒂回归的系数在各嵌套模型以及不同的子样本之间,并不具有直接可比性。因此,本文在分析中所关注的是每个模型的系数,而非不同模型间系数的差异。

五、研究发现

(一)描述性统计

本研究所使用的变量的描述性统计参见表1。由表1可知,有接近一半的受访者认为自己的收入是公平的。主观阶层地位与职业声望的比例并非完全对应,其中,主观阶层地位低于职业声望者超过27%。需要说明的是,主观阶层地位和职业声望的分布比例略显不同,这与变量的操作化有关。由于本研究关注的是相对的主观阶层地位,因此这种分布的差异应当不是一个严重的问题。

表 1:变量的描述性统计(N=5016)

变量	百分数	变量	百分数/均值
职业声望		性别(男)	47.01
低	36.88	年龄	42.88(13.17)
中	37.27	教育年限	10.38(3.33)
高	25.85	ln(收入)	1.80(2.15)
		收入(千元/年)	13.86(18.51)
主观阶层地位		收入状况	
低	35.88	与三年前相比提升	39.08
中	32.61	与三年前相比不变	45.09
高	31.51	与三年前相比下降	15.83
		资产	
主观阶层地位与职业声望的一致性程度		与三年前相比提升	22.79
主观阶层地位低于职业声望	27.30	与三年前相比不变	65.94
主观阶层地位等于职业声望	39.71	与三年前相比下降	11.28
主观阶层地位高于职业声望	32.98	职位	
		与三年前相比提升	11.34
收入是否公平	50.00	与三年前相比不变	76.33
		与三年前相比下降	12.33
地区		工作条件	
东部	45.07	与三年前相比改善	16.06
中部	36.02	与三年前相比不变	71.26
西部	18.90	与三年前相比下降	12.68
城镇级别		社会经济地位	
直辖市	19.83	与三年前相比提升	16.58
省会城市	22.11	与三年前相比不变	68.74
其他市镇	58.06	与三年前相比下降	14.68

注:括号中是连续型变量的标准差。

(二)一般模式

表 2 报告了对收入公平感的逻辑斯蒂回归的分析结果。其中,模型 2 在模型 1 的基础上加入了收入这一重要变量,以检验新制度主义解释与理性选择的自利理论解释之间是否具有互斥性。两个模型的拟合优度统计量 χ^2 值,在相应的自由度下均具有高度的统计显著性,表明这两个模型对数据都具有较好的拟合优度。由于中国综合社会调查采用多层次分组抽样,因此线性模型有可能存在异方差性,为了克服这一问题,本文报告了稳健标准误(White,1980)。

表 2:主观阶层地位与职业声望的一致性程度对收入公平感的影响(N=4817)

	模型 1	模型 2
主观阶层地位与职业声望的一致性程度 (主观阶层地位低于职业声望)		
主观阶层地位等于职业声望	0.47*** (0.10)	0.47*** (0.10)
主观阶层地位高于职业声望	1.03*** (0.11)	1.03*** (0.11)
地区(西部)		
东部	0.24* (0.12)	0.16 (0.12)
中部	-0.05 (0.11)	-0.06 (0.11)
城镇级别(其他市镇)		
直辖市	-0.37** (0.11)	-0.40*** (0.12)
省会城市	-0.13 (0.09)	-0.17 (0.09)
性别(男)	0.06 (0.08)	-0.02 (0.08)
年龄	-0.07*** (0.02)	-0.08*** (0.02)
年龄平方	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)
教育年限	0.05** (0.01)	0.03* (0.02)
ln(收入)		0.15*** (0.03)
收入变化(提升)		
不变	-0.33** (0.10)	-0.29** (0.10)
下降	-0.92*** (0.18)	-0.80*** (0.18)
资产变化(提升)		
不变	-0.33** (0.12)	-0.31** (0.12)
下降	-0.45* (0.20)	-0.43* (0.21)
职位变化(提升)		
不变	-0.29 (0.17)	-0.27 (0.18)
下降	-0.27 (0.24)	-0.22 (0.24)
工作条件变化(改善)		
不变	-0.36* (0.14)	-0.31* (0.14)
下降	-0.54* (0.22)	-0.51* (0.22)
社会经济地位变化(提升)		
不变	-0.23 (0.14)	-0.23 (0.14)
下降	-0.63** (0.22)	-0.64** (0.22)
截距	1.61** (0.49)	1.63** (0.50)
Pseudo R ²	0.12	0.13

注:1. 显著性水平: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$;

2. 变量后的括号中为参照组;

3. 系数后的括号中是稳健标准误。

模型 1 的结果显示,在控制了地区、城镇级别、性别、年龄、教育水平等变量情况下,“主观阶层地位与职业声望的一致性程度”的两个虚拟变量均具有高度的统计显著性:与主观阶层地位低于职业声望者相

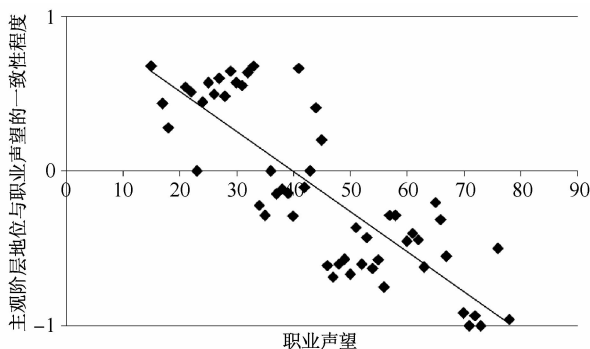
比,主观阶层地位与职业声望相一致者认为自己的收入是公平的几率会提高 160% ($e^{0.47} - 1$),而主观阶层地位高于职业声望者认为自己的收入是公平的几率则会提高 280% ($e^{1.03} - 1$)。这些发现表明,与主观阶层地位等于或高于职业声望者相比,主观阶层地位低于职业声望者的确更倾向于认为自己的收入是不公平的。假设 1 由此得到了初步支持。

模型 2 的结果进一步表明,在控制个人收入水平的情况下,主观阶层地位与职业声望的一致性程度对收入公平感的影响依然具有高度的统计显著性;因而,假设 1 得到了更有力的支持。值得一提的是,模型 2 也表明,无论是收入还是主观阶层地位与职业声望的一致性程度变量,在相互控制的情形下,其效应均具有高度的统计显著性。这表明,关于收入公平感的新制度主义解释与理性选择的自利理论解释并不具有互斥性。关于这一点,下文会进一步讨论。

(三)进一步解释

上述研究结果表明,主观阶层地位与职业声望的一致性程度的确对个体的收入公平感具有显著的影响。那么,这一基本模式能否帮助我们更好地解释当前中国社会中社会经济地位较低者依然会认为自己的收入是公平的这一现象? 本文进一步分析了“主观阶层地位与职业声望的一致性程度”与职业声望之间的关系。在图 1 中,横轴代表不同的职业声望,纵轴代表不同职业声望组的“主观阶层地位认同与职业声望的一致性程度”的平均值。虽然就个体而言,主观阶层地位与职业声望的一致性程度是一个三分类变量,但这一变量在不同职业声望组的平均值的取值范围则可能是 -1 到 1 之间的任何值。图 1 展示了简单线性回归分析的散点图。可以看到,相对于高职业声望者,低职业声望者的主观阶层地位更有可能高于其职业声望;相反,高职业声望者的主观阶层地位则更有可能低于职业声望。图 1 所示的 OLS 回归线的斜率为负 (-0.03),说明职业声望越高,人们越倾向于认为自己的阶层地位未达到社会所评价的职业声望。

为了进一步确认主观阶层地位与职业声望的一致性程度随职业声望得分而变化的这种关系,作者进一步用级序逻辑斯蒂(ologistic)模型分析了数据。由表 3 可知,SIOPS 职业声望得分的回归系数为负且具



注：纵坐标中-1=主观认同低于职业声望，0=主观认同与职业声望一致，1=主观认同高于职业声望。

图 1：主观阶层地位与职业声望的一致性程度对职业声望的简单线性回归

有统计显著性。职业声望每提高一个等级，人们的主观阶层地位高于职业声望的可能性就会降低 8% ($1 - e^{-0.09}$)。显然，人们职业声望的提升反而会使之更倾向于低估自己的主观阶层地位，导致其主观阶层地位低于职业声望。这一发现支持了假设 2，同时也解释了当前中国社会中社会经济地位较低者何以会认为自己的收入是公平的。⁷

(四) 稳健性检验

主观阶层地位与职业声望的一致性程度显著影响着人们的收入公平感，这一基本模式是否因性别、城镇级别以及收入群体的不同而消失？

表 4 展示了分性别的逻辑斯蒂回归分析结果。结果表明，无论是在男性受访者中还是女性受访者中，假设 1 的基本模式都成立。相较于主观阶层地位低于职业声望者，主观阶层地位与职业声望相一致使男性的收入公平感提升 54% ($e^{0.43} - 1$)，女性的收入公平感提升 68% ($e^{0.52} - 1$)；若主观阶层地位高于职业声望，则男性的收入公平感提升 161% ($e^{0.96} - 1$)，女性的收入公平感提升 194% ($e^{1.08} - 1$)。这些数据

7. 本文对“主观阶层地位与职业声望的一致性程度”这一变量的测量如下：首先根据主观阶层地位认同的百分比，对职业声望做了大体相同百分比的分组；然后再进行交互分类，来判断二者是否一致。由于样本中认同“上层”“中上层”的百分比较小，本文合并了这些类别。基于未合并的数据，本文也作了分析，结果与合并后的数据是一致的。但考虑到未合并的数据中一些类别的样本量较小，影响虚拟变量系数估计的稳健性，因而本文采用合并后的数据进行分析。

结果有力地支持了假设 1.1。

表 3:SIOPS 职业声望预测自我阶层认同与职业声望的一致性程度(N=5196)

	模型结果
SIOPS 职业声望得分	- 0.09 *** (0.00)
地区(西部)	
东部	0.31 ** (0.10)
中部	- 0.22 * (0.09)
城镇级别(其他市镇)	
直辖市	- 0.39 *** (0.10)
省会城市	0.02 (0.08)
性别(男)	- 0.05 (0.07)
年龄	- 0.04 * (0.02)
年龄平方	0.00 (0.00)
教育年限	0.09 *** (0.01)
ln(收入)	0.07 *** (0.02)
收入变化(提升)	
不变	- 0.14 (0.10)
下降	- 0.47 ** (0.16)
资产变化(提升)	
不变	- 0.22 * (0.11)
下降	- 0.33 (0.19)
职位变化(提升)	
不变	- 0.18 (0.15)
下降	0.07 (0.20)
工作条件变化(改善)	
不变	- 0.06 (0.14)
下降	- 0.45 * (0.22)
社会经济地位变化(提升)	
不变	- 0.24 (0.13)
下降	- 0.54 ** (0.20)
截距	
第一分界点	- 5.52 *** (0.45)
第二分界点	- 3.33 *** (0.44)
Pseudo R ²	0.15

注:1. 显著性水平: * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$;
2. 变量后的括号中为参照组;
3. 系数后的括号中是稳健标准误;
4. 因变量:主观阶层地位与职业声望的一致性程度(-1 = 主观阶层地位低于职业声望,0 = 主观阶层地位等于职业声望,1 = 主观阶层地位高于职业声望)。

表 4:主观阶层地位与职业声望的一致性程度对收入公平感影响的性别差异

	模型 1		模型 2	
	女性		男性	
主观阶层地位与职业声望的一致性程度				
(主观阶层地位低于职业声望)				
主观阶层地位等于职业声望	0.43**	(0.14)	0.52***	(0.14)
主观阶层地位高于职业声望	0.96***	(0.14)	1.08***	(0.16)
地区(西部)				
东部	0.12	(0.16)	0.22	(0.17)
中部	-0.15	(0.16)	0.01	(0.15)
城镇级别(其他市镇)				
直辖市	-0.25	(0.15)	-0.54**	(0.17)
省会城市	-0.26*	(0.12)	-0.05	(0.13)
年龄	-0.12***	(0.03)	-0.02	(0.03)
年龄平方	0.00***	(0.00)	0.00	(0.00)
教育年限	0.01	(0.02)	0.05*	(0.02)
ln(收入)	0.15***	(0.04)	0.15***	(0.04)
收入变化(提升)				
不变	-0.21	(0.14)	-0.37*	(0.15)
下降	-0.56*	(0.25)	-1.00***	(0.26)
资产变化(提升)				
不变	-0.40*	(0.17)	-0.24	(0.17)
下降	-0.26	(0.27)	-0.62*	(0.30)
职位变化(提升)				
不变	-0.50*	(0.24)	-0.09	(0.25)
下降	-0.52	(0.32)	0.01	(0.34)
工作条件变化(改善)				
不变	-0.35	(0.20)	-0.21	(0.21)
下降	-0.77*	(0.31)	-0.15	(0.31)
社会经济地位变化(提升)				
不变	-0.19	(0.20)	-0.34	(0.21)
下降	-0.65*	(0.30)	-0.75*	(0.33)
截距	3.21***	(0.71)	-0.02	(0.72)
样本量	2498		2319	
Pseudo R ²	0.14		0.13	

注:1. 显著性水平: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$;

2. 变量后的括号中为参照组;

3. 系数后的括号中是稳健标准误。

表 5 呈现了对不同城镇类别的子样本的逻辑斯蒂分析结果。在直辖市居民中,相对于主观阶层地位低于职业声望者,主观阶层地位等于以及高于职业声望的个体有更高的概率认为自己的收入是公平的,其增幅分别为 77% ($e^{0.57} - 1$) 和 161% ($e^{0.96} - 1$)。相对于主观阶层地位低

表 5:不同级别城镇居民收入公平感的差异分析

	直辖市	省会城市	其他市镇
主观阶层地位与职业声望的一致性程度(主观阶层地位低于职业声望)			
主观阶层地位等于职业声望	0.57** (0.19)	0.28 (0.19)	0.51*** (0.13)
主观阶层地位高于职业声望	0.96*** (0.21)	0.88*** (0.19)	1.08*** (0.14)
地区(西部)			
东部	a	0.36 (0.19)	0.12 (0.15)
中部	a	-0.04 (0.18)	-0.11 (0.14)
年龄	0.01 (0.04)	-0.11** (0.04)	-0.08** (0.03)
年龄平方	-0.00 (0.00)	0.00** (0.00)	0.00** (0.00)
教育年限	0.06 (0.03)	0.07** (0.03)	0.02 (0.02)
ln(收入)	0.23*** (0.07)	0.23** (0.07)	0.13*** (0.03)
收入变化(提升)			
不变	0.42* (0.18)	-0.26 (0.18)	-0.40** (0.13)
下降	-0.32 (0.36)	-1.00** (0.36)	-0.86*** (0.22)
资产变化(提升)			
不变	0.30 (0.29)	-0.49* (0.22)	-0.26 (0.15)
下降	0.22 (0.51)	-0.41 (0.45)	-0.42 (0.24)
职位变化(提升)			
不变	-0.17 (0.34)	0.11 (0.29)	-0.37 (0.22)
下降	0.15 (0.49)	0.13 (0.44)	-0.34 (0.29)
工作条件变化(改善)			
不变	-0.25 (0.34)	-0.66** (0.24)	-0.22 (0.19)
下降	-1.23** (0.48)	-0.77* (0.36)	-0.34 (0.29)
社会经济地位变化(提升)			
不变	-0.97** (0.35)	-0.21 (0.24)	-0.19 (0.18)
下降	-1.17** (0.44)	-0.97* (0.40)	-0.57* (0.28)
截距	-1.07 (1.04)	1.65 (0.95)	1.78** (0.61)
样本量	974	1065	2778
Pseudo R ²	0.12	0.16	0.13

注:1. 显著性水平: * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001;
2. 变量后的括号中为参照组;
3. 系数后的括号中是稳健标准误;
4. a 由于共线性问题而自动删除。

于职业声望者,主观阶层地位等于以及高于职业声望的省会城市居民的收入公平感分别提升 32% ($e^{0.28} - 1$) 和 141% ($e^{0.88} - 1$)。这一模式在其他城镇居民中也成立,其提升幅度分别为 67% ($e^{0.51} - 1$) 和 194% ($e^{1.08} - 1$)。模型的分析结果支持了假设 1.2。主观阶层地位与职业声望的一致性程度对社会成员的收入公平感有显著影响这一结论在城镇类别不同的情形下依然成立。

表 6 报告了对不同收入群体子样本的分析结果。本研究以年收入的四分位数 25% (1.79 万元)、50% (2.3 万元) 和 75% (2.85 万元) 为依据将样本划分成四个收入群体,然后对收入群体子样本进行逻辑斯

表 6: 城镇不同收入群体收入公平感的差异分析

	第一四分位组			第二四分位组			第三四分位组			第四四分位组				
主观阶层地位与职业声望的一致性程度(主观阶层地位低于职业声望)														
主观阶层地位等于职业声望	0.09	(0.21)	0.81	***	(0.23)		0.36	*	(0.18)		0.86	***	(0.22)	
主观阶层地位高于职业声望	0.77	**	(0.23)	1.25	***	(0.24)		0.97	***	(0.19)		1.23	***	(0.23)
地区(西部)														
东部	-0.21	(0.26)	0.41		(0.26)		-0.21	(0.21)		-0.17	(0.28)			
中部	-0.04	(0.21)	0.08		(0.23)		-0.29	(0.20)		-0.04	(0.28)			
城镇级别(其他市镇)														
直辖市	-0.66	(0.41)	-0.39		(0.30)		-0.84	***	(0.21)		-0.45	*	(0.21)	
省会城市	-0.53	*	(0.23)	-0.48	*	(0.20)		-0.41	*	(0.16)		0.20	(0.20)	
性别(男)	0.05	(0.18)	-0.23		(0.19)		-0.24	(0.15)		-0.27	(0.18)			
年龄	-0.18	***	(0.05)	0.02	(0.04)		-0.11	**	(0.04)		-0.05	(0.05)		
年龄平方	0.00	***	(0.00)	-0.00	(0.00)		0.00	***	(0.00)		0.00	(0.00)		
教育年限	-0.03	(0.03)	-0.07	*	(0.04)		0.03	(0.03)		0.07	*	(0.03)		
ln(收入)	0.01	(0.03)	1.31	*	(0.59)		0.90	*	(0.44)		0.35	(0.25)		
收入变化(提升)														
不变	-0.07	(0.25)	-0.22		(0.24)		-0.30	(0.18)		-0.23	(0.22)			
下降	-0.52	(0.33)	-0.27		(0.39)		-0.72	*	(0.34)		-1.47	***	(0.44)	
资产变化(提升)														
不变	-0.85	**	(0.27)	0.02	(0.29)		-0.40	*	(0.19)		0.07	(0.27)		
下降	-1.05	**	(0.39)	-0.17	(0.44)		-0.55	(0.38)		-0.07	(0.52)			
职位变化(提升)														
不变	-0.27	(0.52)	-0.46		(0.39)		0.25	(0.29)		-0.74	*	(0.31)		
下降	-0.30	(0.60)	-0.51		(0.49)		0.49	(0.47)		-0.65	(0.49)			
工作条件变化(改善)														
不变	0.62	(0.40)	-0.23		(0.37)		-0.74	**	(0.23)		0.01	(0.28)		
下降	0.62	(0.51)	-0.45		(0.55)		-1.07	**	(0.41)		-0.32	(0.43)		
社会经济地位变化(提升)														
不变	-0.93	**	(0.35)	-0.84	*	(0.35)		-0.03	(0.24)		0.18	(0.29)		
下降	-1.12	*	(0.47)	-1.20	*	(0.48)		-0.48	(0.41)		-0.29	(0.46)		
截距	4.61	***	(1.16)	-1.53	(1.59)		0.33	(1.31)		0.17	(1.36)			
样本量	1086		957				1510			1264				
Pseudo R ²	0.12		0.13				0.11			0.13				

注: 1. 显著性水平: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$;

2. 变量后的括号中为参照组;

3. 系数后的括号中是稳健标准误差。

蒂回归。结果显示,除了第一四分位组子样本中“主观阶层地位等于职业声望”这一变量不具有统计显著性($p>0.05$)外,⁸在其他子样本中,主观阶层地位与职业声望的一致性对收入公平感的影响均具有统计显著性。假设 1.3 得到了支持,即假设 1 所预测的基本模式在收入水平不同的群体之间具有一致性。这意味着,个体收入水平的高低并不能够消减收入公平感的制度主义解释机制。本文所提出的关于当前中国城镇居民收入公平感的新制度主义解释,因其解释了社会经济地位较低的社会成员仍有可能认为自己的收入公平的,而优于自利理论。

六、总结与讨论

本研究借助新制度主义社会学的“嵌入性”和“合法性”概念,将关于社会公平感形成的基本共识理论与自我评价理论整合起来,提出一种关于当前中国城镇居民的收入公平感的新解释:社会成员对自己所获得的社会资源是否公平的感受,取决于社会成员个体的自我认知与作为社会共识的期望之间所能够达成的一致性程度。当个体自我感知的地位低于社会评价的地位时,就有可能认为自己所得到的社会资源是不公平的;相反,如果个体自我感知的地位与社会评价的地位相一致或超过了社会所评价的地位,那么,他就更有可能认为自己所获得的社会资源是公平的。基于这一中层理论命题,本文进一步提出关于当前中国公众收入公平感的研究假设,即相对于主观阶层地位低于职业声望者,主观阶层地位达到或高于职业声望的人更倾向于认为自己的收入是公平的。对 CGSS2006 的统计分析结果较有力地支持了这一假设。研究发现,社会成员的主观阶层地位与职业声望之间的一致性程度对其公平感的影响具有高度的统计显著性。主观阶层地位达到或超过职业声望者认为自己的收入是公平的概率显著高于主观阶层地位低于职业声望者。这一基本模式在不同性别、城镇级别以及收入群体之间都呈现稳健性。简单线性回归与多元级序逻辑斯蒂回归分析的结果均显示,一个人的职业声望越高,其主观阶层地位越有可能达不到社会共识的职业声望,从而导致他们更倾向于认为自己的收入是不公平的;

8. 或许是由于这部分的样本数量较低所致。另外一个可能的原因是第一四分位组的收入较低,本身缺乏足够的变异性。

相反，一个人的职业声望越低，其主观阶层地位越有可能达到甚至超过社会共识的职业声望。这一发现可以解释为什么在当前中国社会里，社会经济地位较低者依然会认为自己的收入是公平的。

关于当前中国城镇居民的收入公平感的新制度主义解释既没有局限于微观层面的个人心理过程，也避免了在社会、文化层面讨论问题的宏观理论的不足。新制度主义解释把体现宏观层次的社会建构（作为社会共识的职业声望）与微观层次的个体能动性（个体主观阶层地位）有机结合起来，形成了具有一定抽象程度的社会学的中层理论命题。这一命题所陈述的是关于社会成员对所获得的社会资源的公平感的判断，因而不但对收入公平感具有解释力，对其他社会资源的分配公平感也具有一定的适用性。

研究结果的政策性启示在于，收入差距并不必然带来社会成员的收入不公平感，因此，使社会成员的自我期望与作为社会共识的评价相一致是提升个人收入公平感的一个重要途径。作为社会成员，个体对于自身收入是否公平的判断不仅仅取决于其绝对收入，还取决于社会对个人所处的社会位置的一系列制度性期望。同样，社会成员对收入不平等的容忍度，不仅仅取决于收入差距的大小，还受制于社会共识的制度性评价。那些仅根据收入差距就认为中国存在一触即发的“火山”的断言，显然忽视了制度性期望对社会成员所具有的强大约束力。因此，无论是媒体还是管理者，都不应脱离作为社会共识的合理期望而对社会成员的收入差距所可能带来的不公平感进行过分渲染；或超越当前社会经济的发展水平，对均等化社会成员间的收入作出过多承诺。这些渲染或承诺有可能导致社会成员的自我评价偏差，打破社会共识与社会成员的自我认知之间所达成的一致。收入不平等是发展中国家普遍存在的问题，中国也不例外。在经济增长较快、社会转型发展的过程中，使社会成员自我期望的收入与作为社会共识的收入相一致，是提升个人收入公平感的一个重要途径。我们要注重提高社会下层的收入，使之实际收入与自我感受的地位更一致，从而增强其收入公平感。要设法减小社会上层的自我评价偏差，使其自我评价与社会共识更一致，从而进一步增强其基于相对优势收入地位的公平感，而不是用贪得无厌的物质主义、暴发户心态去看待自己的收入。而对于社会中间阶层，则要尽量避免其自我认同下移的趋势，以增强其收入公平感。当

然,既然绝对收入、收入差距本身也是收入不公平感的重要根源,适当限制高收入人群收入的增幅,扩大中等收入群体的规模,加大低收入人群收入的增幅,对提升城镇居民整体的收入公平感有积极效应。此外,研究还表明,仅仅根据基尼系数来判断收入差距是否公平忽视了社会成员自身的感受,并不是对收入公平状况直接而有效的测量。

本研究也存在一些不足。首先,CGSS2006 是一个截面数据,对因果关系的确认具有一定局限性。我们无法根据截面数据来判断人们的收入公平感是否会影响其主观阶层地位与职业声望的一致性程度。本文的一个基本判断是,相比于公平感,主观阶层地位更多地受到结构性地位(包括出身家庭的社会经济地位、自身的社会经济地位)的影响,对于既定的个体而言更具相对稳定性;而收入公平感则更容易受到自己的收入、收入水平变化、与周围人的收入水平的差距的影响,因而是一个滞后于主客观阶层地位的变量。其次,SIOPS 虽是国际公认的测量职业声望的指标,但其建立所依据的毕竟是中国其他国家的经验。即便 SIOPS 是本研究能够找到的最优选择,但它对中国社会的适用性仍需进一步检验。再者,本文在衡量主观阶层地位与职业声望之间的一致性程度时,是按照主观阶层地位的分布比例来划分职业声望的,而这种测量策略并没有充分的理论或经验依据。既有研究文献中并没有关于二者一致性的测量方法。因此,本文所用的以主观阶层地位的分布比例来确定职业声望分组的方法是尝试性的。后续研究可以尝试探索更加优化的主观阶层地位与职业声望一致性的衡量方法。

参考文献(References)

- 怀默霆. 2009. 中国民众如何看待当前的社会不平等[J]. 社会学研究(1):96-120.
- 李骏、吴晓刚. 2012. 收入不平等与公平分配:对转型时期中国城镇居民公平观的一项实证分析[J]. 中国社会科学(3):114-128.
- 李路路、唐丽娜、秦广强. 2012. “患不均,更患不公”——转型期的“公平感”与“冲突感”[J]. 中国人民大学学报(4):80-90.
- 刘欣. 2013. 完善收入分配制度,促进社会公平[N]. 社会科学报. 12月5日第2版.
- 马磊、刘欣. 2010. 中国城市居民的分配公平感研究[J]. 社会学研究(5):31-49.
- 秦广强. 2014. 当代青年的社会不平等认知与社会冲突意识——基于历年“中国综合社会调查”数据分析[J]. 中国青年研究(6):62-66.
- 孙明. 2009. 市场转型与民众的分配公平观[J]. 社会学研究(3):78-88.
- 谢宇. 2010. 认识中国的不平等[J]. 社会 30(3):1-20.
- Alves, Wayne and Peter Rossi. 1978. “Who Should Get What? Fairness Judgments of the Distribution of Earnings.” *American Journal of Sociology* 84(3):541-564.

- Berger, Peter L. and Thomas Luckmann. 1966. *The Social Construction of Reality*. New York: Anchor Books.
- Bian, Yanjie and Lulu Li. 2012. "The Chinese General Social Survey (2003—2008): Sample Designs and Data Evaluation." *Chinese Sociological Review* 45(1):70—97.
- Della Fave, L. Richard. 1980. "The Meek Shall Not Inherit the Earth: Self-Evaluation and the Legitimacy of Stratification." *American Sociological Review* 45(6):955—971.
- DiMaggio, Paul. 1998. "The New Institutionalisms: Avenues of Collaboration." *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 154(4):696—705.
- DiMaggio, Paul J. and Walter W. Powell. 1991. "Introduction." In *The New Institutionalism in Organizational Analysis*, edited by Walter W. Powell and Paul J. DiMaggio. Chicago: University of Chicago Press:1—38.
- Douglas, Mary. 1986. *How Institutions Think*. Syracuse: Syracuse University Press.
- Durkheim, Emile. 1997. *The Division of Labor in Society*. New York: Free Press.
- Headey, Bruce. 1991. "Distributive Justice and Occupational Incomes: Perceptions of Justice Determine Perceptions of Fact." *The British Journal of Sociology* 42(4):581—596.
- Kelley, Jonathan and Mariah D. Evans. 1993. "The Legitimation of Inequality: Occupational Earnings in Nine Nations." *American Journal of Sociology* 99(1):75—125.
- Kluegel, James R., David S. Mason, and Bernd Wegener (eds.). 1995. *Social Justice and Political Change*. Berlin/New York: Walter de Gruyter.
- March, James G. and Johan P. Olsen. 1984. "The New Institutionalism: Organizational Factors in Political Life." *American Political Science Review* 78(3):734—749.
- Mead, George Herbert. 1934. *Mind, Self, and Society*. Chicago: University of Chicago Press.
- Meyer, John W. and W. Richard Scott. 1983. *Organizational Environments: Ritual and Rationality*. Beverly Hills: Sage Publications.
- Ng, Sik Hung and Michael W. Allen. 2005. "Perception of Economic Distributive Justice: Exploring Leading Theories." *Social Behavior and Personality* 33(5):435—454.
- Polavieja, Javier G. 2015. "Capturing Culture: A New Method to Estimate Exogenous Cultural Effects Using Migrant Populations." *American Sociological Review* 80(1):166—191.
- Shepelak, Norma J. and Duane F. Alwin. 1986. "Beliefs about Inequality and Perceptions of Distributive Justice." *American Sociological Review* 51(1):30—46.
- Simon, Herbert A. 1982. *Models of Bounded Rationality: Empirically Grounded Economic Reason*. Cambridge: The MIT Press.
- Suchman, Mark C. 1995. "Managing Legitimacy: Strategic and Institutional Approaches." *Academy of Management Review* 20(3):571—610.
- Svallfors, Stefan. 1997. "Worlds of Welfare and Attitudes to Redistribution: A Comparison of Eight Western Nations." *European Sociological Review* 13(3):283—304.
- Szirmai, Adam. 1986. *Inequality Observed: A Study of Attitudes towards Income Inequality*. Dissertation, University of Groningen.
- Treiman, Donald. 1977. *Occupational Prestige in Comparative Perspective*. New York: Academic Press.
- Wegener, Bernd. 1991. "Relative Deprivation and Social Mobility: Structural Constraints on Distributive Justice Judgments." *European Sociological Review* 7(1):3—18.
- Wegener, Bernd and Stefan Liebig. 1995. "Dominant Ideologies and the Variation of Distributive Justice Norms." In *Social Justice and Political Change*, edited by

- James R. Kluegel and David S. Mason. New York:Walter de Gruyter;239 – 259.
- White, Halbert. 1980. “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity.” *Econometrica* 48(4):817 – 838.
- White, Harrison. 1995. “Social Networks can Resolve Actor Paradoxes in Economics and in Psychology.” *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 151(1): 58 – 74.
- Wu, Xiaogang. 2009. “Income Inequality and Distributive Justice: A Comparative Analysis of Mainland China and Hong Kong.” *The China Quarterly* 200:1033 – 1052.
- Xie, Yu, Arland Thornton, Guangzhou Wang, and Qing Lai. 2012. “Societal Projection: Beliefs Concerning the Relationship between Development and Inequality in China.” *Social Science Research* 41(5):1069 – 1084.
- Xie, Yu and Xiang Zhou. 2014. “Income Inequality in Today’s China.” *Proceedings of the National Academy of Sciences* 111(19):6928 – 6933.
- Zhou, Xueguang. 2005. “The Institutional Logic of Occupational Prestige Ranking: Reconceptualization and Reanalyses.” *American Journal of Sociology* 111(1): 90 – 140.

实习编辑:冯莹莹

责任编辑:张 军