

中国城市居民的分配公平感研究^①

马 磊 刘 欣

提要: 关于影响人们公平感的因素的解释, 基于自利理论的“结构决定论”强调, 人们的分配公平感是由其客观社会经济地位所决定的, 社会经济地位越高的人, 越倾向于认为现存的分配状况是公平的; 而基于相对剥夺理论的“局部比较论”则强调, 人们在局部范围内与他人或自己过去的状况的比较影响着人们的分配公平感。由这两种理论论辩出发, 本文提出了两组相互竞争的研究假设, 并用“2005 年中国综合社会调查”(CGSS2005) 资料予以检验。结果表明, 中国城市居民的分配公平感主要是由相对比较因素决定的, 无论是与自己过去的状况相比, 还是与周围的其他人的状况相比, 局部比较论假设都得到了有力的支持。本研究基本上否定了“结构决定论”的观点, 对于中国城市居民来说, 并非人们的社会经济地位越高, 就越认为自己的收入所得是公平的。

关键词: 分配公平感 社会经济地位 结构决定 局部比较

“人们并不是客观世界的囚徒……人们通过选择社会比较标准而创造着自己的主观世界”(Tyler et al., 1997)。

中国城市居民的收入分配差距在不断扩大。抽样调查显示, 1990-1997 年, 城镇居民中 20% 最高收入户和 20% 最低收入户的差距由 4.2 倍扩大到了 17.5 倍(许欣欣, 1999); 1996-2002 年分省的城镇居民收入基尼系数表明, 经济发展并未带来收入差距的下降, 收入差距在后续的一段时间内还在持续上升(王小鲁、樊纲, 2005); 对 1981-2005 年的全国总体基尼系数进行分解的结果同样表明, 自 1981 年以来, 中国城镇居民的收入差距在持续上升(程永宏, 2007)。

收入分配差距的不断扩大给迅速增长的经济带来了一丝隐忧, 人们担心上升的不平等会成为社会不安的隐患。然而, 改革开放 30 年来, 中国城市总体而言运行是平稳的, 换句话说, 中国民众特别是底层民众对不平等的宽容程度超出了流行观点的预期。

为什么收入不平等的现实和人们对它的感知之间存在着这么大的差异呢? 怀默霆(Whyte, 2009)的经验研究给我们提供了部分答案。他的研究指向了中国民众对宏观社会不平等的态度, 研究表明, 客观阶层地位的高低与人们对宏观社会不平等的态度并不一致, 部分阶层地位较低的人对社会不平等的态度反而比较温和。

但是, 如果客观阶层地位不是一个成功的解释变量, 那应该如何来解释人们对宏观社会不平等的态度差异呢? 怀默霆没有给出答案。其次, 怀默霆的研究关注了人们对宏观层面社会不平等的态度(例如, 对全国范围、工作单位和社区内部收入差距的看法, 参见怀默霆 2009), 却没有检验个人对自身收入分配状况的评价。我们知道, 对于问卷调查的受访者来说, 询问“你的收入所得是否公平”和询问“整个社会的收入分配是否公平”, 前一个问题与受访者的利益相关性更强。在解释人们对自身收入公平状况的感受时, 客观阶层地位的高低会不会是一个“成功”的解释变量呢, 怀默霆的研究同样没有提供令人满意的答案。

本文试图在怀默霆(2009)的研究基础上, 进一步探讨中国城市居民微观公平感的形成机制。分配公平感(perception of distributive justice)可以界定为人们对社会资源分配状况的主观判断、评价和态度(Jasso & Wegener, 1997)。它又可以进一步区分为基于社会不平等的宏观分配公平感和基于个体收入分配的微观公平感(Wegner, 1991)。

^① 本研究得到了国家社会科学基金项目“收入分配与社会公平研究”(项目编号: 06BSH049)和教育部新世纪优秀人才支持计划项目“当前中国的社会分层与社会公平”的资助。本文初稿曾在上海市社会学学会2009年学术年会的“社会结构与社会变迁”分论坛上宣读, 作者感谢与会学者张文宏、李煜、桂勇对本文进行的提问和点评。同时, 加州大学尔湾分校(UC Irvine)社会学系教授王丰也给予了作者写作上的启迪和帮助, 在此一并致谢, 但文责由作者自负。

人们的分配公平感是如何形成的呢，在这一研究领域，存在着“结构决定论”和“局部比较论”两种不同的分析思路。

“结构决定论”的解释实际上是自利理论（self-interest theory）在群体层次上的运用，强调个人的社会经济地位对分配公平感的决定作用。持有这种观点的学者认为，人们的社会经济地位越低，出于理性上自利动机的考虑，越会感受到当前资源分配的不公平状态，越认为当前的资源分配是不公平的。相反，那些社会经济地位越高的人越认同当前的分配状况，越认为当前资源的分配是公平的（Robinson & Bell, 1978; Alves & Rossi, 1978; Form & Hanson, 1985; Elmer & Dickinson, 1985; Shepelak & Alwin, 1986; Ng and Allen, 2005）。

“局部比较论”（local comparison）则是相对剥夺理论（relative deprived theory）在分配公平领域的拓展。支持这一观点的学者认为，分配公平感是一种个人经历，主要基于局部比较而产生（Homans, 1961, 1976; Adams, 1965; Anderson et al., 1966; Zelditch et al., 1966, 1970; Berger et al., 1972）。在这里，重要的不是客观社会经济地位的高低，而是比较参照点的选择（Jasso, 1980; Wegener, 1991; Kluegel, 1988; Kreidl, 2000; 刘欣, 2002; Wang Feng, 2008）。大量的社会心理学研究也表明，个人过去的经历以及当前局部的环境，都会对分配公平感产生影响（Festinger, 1954; Brickman et al., 1978; Martin, 1981; Frank, 1985; Taylor & Lobel, 1989; Wood, 1989; Wills, 1991; de Dreu et al., 1994; Tyler et al., 1997）。

本文试图回答的问题是：到底是外在的、客观的社会结构还是人们在局部范围内进行的比较，或是这两种因素共同决定了人们的微观分配公平感。

本文首先对上述两种解释分配公平感的理论进行梳理，然后从每一种理论出发演绎出各自的假设，并使用“2005年中国综合社会调查”（CGSS 2005）^①的资料对理论假设进行检验，进而归纳出影响中国城市居民分配公平感的主要因素，最后提出我们对分配公平感形成的新解释。

一、结构地位与分配公平感

分配公平感的“结构决定论”以自利理论为基础。自利理论认为，人们是物质主义导向的（materialistic），通常会以自我为中心，以期望效用最大化为目标来做出选择（Sears & Funk, 1991）。个人的分配公平感受取决于她（他）从这一分配行为中所获得利益的多少（Ng and Allen 2005）。如果个人从当前的分配状态中是获益的，那么他（她）就倾向于认为当前的分配状况是公平的，反之反是。

在群体层次上，自利动机可以通过人们所属阶层地位的高低来影响人们的分配公平感受。个人所属的社会经济地位越高，越偏向于选择基于个人贡献和个人投入的分配原则，越同意当前的分配状况；相反，个人所属的社会经济地位越低，越认为当前的分配状况是不公平的，越同意把财富从富人那里向穷人转移（Alves & Rossi, 1978; Shepelak & Alwin, 1986; Robinson & Bell, 1978; Form & Hanson, 1985）。埃尔默和迪克森（Elmer & Dickinson, 1985）观察到，在那些社会经济地位较高的家庭中成长起来的孩子，并未感受到太多的收入不平等。相反，他们有时还把收入的不平等状态描述为公平的收入分配。伍锡洪和艾伦（Sik Hung Ng & Allen, 2005）检验了自利理论对个人分配感受的影响。他们把自利动机操作化为个人的实际收入，发现收入越高的受访者，其收入分配的公平感受越强。自利动机大约解释了三分之一的公平感受变化。

我们如果把人们的客观社会经济地位从三个维度进行操作化：人们的受教育水平，基于个人的公权力和市场能力所划分的城市阶层地位（刘欣, 2007）^②以及人们的实际收入水平，这三个维度分别涵盖了人

^① 该调查是由中国人民大学社会学系和香港科技大学社会调查中心合作主持的全国城乡随机抽样问卷调查，有关信息可以登录以下网站查询：<http://www.cssod.org/>。笔者感谢上述机构提供的数据协助，当然，文中所有数据分析之责任都由笔者自行负责。

^② 马磊、孙明（2008：30）对传统上界定中产阶层的方法进行了回顾，作者指出，“仅仅以收入或财富指标来划分中产阶层，虽然度量方便，但可能充满了主观性、随意性，不利于学科知识的积累和进步”。基于中国具体的政治制度和社会结构背景，刘欣（2010）以公权力和市场能力作为阶层分化的动力基础，提出了一个六阶层的界定方案，并得到了经验资料的支持，因此，区别于以往直接以收入、职业、单位性质等维度来界定阶层的思路，我们这里采纳了刘欣（2010）的城市阶层划分方式。

们社会经济地位的三个不同方面，彼此之间并不能完全替代^①；那么，基于以上对文献的分析，我们可以提出以下三个假设：

假设 1a: 人们的受教育水平越高，越认为自己的收入所得是公平的。

假设 1b: 人们的阶层地位越高，越认为自己的收入所得是公平的。

假设 1c: 人们的收入水平越高，越认为自己的收入所得是公平的。

二、局部比较和分配公平感

“结构决定论”的观点与一些经验研究的发现并不相符。例如，奥福斯和罗西（Alves and Rossi 1978）使用第三方数据^②检验了美国家庭收入分配公平判断的总体状况。结果发现，在其它因素不变的情况下，收入与公平判断之间的关系是非线性的，并非收入水平越高的人越认为当前收入分配是公平的。同样，怀默霆（2009）利用 2004 年进行的一项全国调查数据研究了中国民众的宏观分配公平感，得到了与奥福斯和罗西（1978）相似的结论。他的研究发现，相比传统上处在社会底层的农民群体，城市居民更倾向于认为社会是不平等的。

为什么那些客观上处于优势地位的个体反而在主观上感到自己的境况变差了呢？事实上，这一问题可以用相对剥夺理论（Stouffer et al., 1949）来回答。相对剥夺理论指出，个体在评价自身的境遇时，相关参照群体的影响超过了个体实际地位的影响，由此导致那些实际地位优越的人也可能产生相对剥夺感。特别是当人们与社会环境中的其他成员进行相比较时，其占有的经济、权力、文化等资源沦入相对剥夺的地位，则无论其客观分层地位是高还是低，都将倾向于做出社会不平等的判断。在这里，影响个人分配公平感受的不是具体的结构性地位，而是个人基于自己的生活环境所进行的局部比较（Kluegel, 1988; Kreidl, 2000; 刘欣, 2002; Wang Feng, 2008）。

以相对剥夺理论为基础，“局部比较理论”明确指出，个人分配公平感是通过参照比较而产生的，参照比较的范围不是整体的而是局部的，局部的信息既可能源于人们对过去生活的体验与感受（Brickman et al., 1978; Wegener, 1991; 怀默霆, 2009），也可能基于人们对自己周围人状况的评价与感知（Festinger, 1954; Martin, 1981; Frank, 1985; Taylor & Lobel, 1989; Wills, 1991; Wood, 1989; de Dreu et al., 1994; 怀默霆, 2009）。如果相比过去的生活体验与感受，或是与周围其他人相比，人们认为目前的状况改善了，那么人们会对目前的状况给予一个更积极的评价，更认同当前的状态，具体到微观的分配公平领域来说，人们会更加认同当前的收入分配状况。

基于“局部比较论”，我们提出以下假设：

假设 2a: 与自己的过去相比，人们对自身当前的社会经济状况评价越高，越认为自己的收入所得是公平的。

假设 2b: 与周围的其他人相比，人们对自身当前的社会经济状况评价越高，越认为自己的收入所得是公平的。

三、数据、变量和方法

（一）数据和变量

本文的数据来自“2005 年中国综合社会调查”（CGSS 2005），该调查采用了多阶段分层次的概率比例抽样方案，样本容量为N=10372。在数据清理之前，我们首先采用数据库中提供的“全国人权重（05 结构

^① 事实上，附表 2 中三个维度的皮尔逊（Pearson）零阶相关系数也表明了这一点，虽然三者之间在统计上显著相关，但对于不同维度的变量两两之间来说，其最大相关系数的绝对值不超过 0.34，这说明我们所采纳的城市阶层地位划分方法并非只是简单地反映了人们在收入和受教育水平方面的差异。

^② 所谓第三方数据，指的是由访问员出示一系列有关个人特征与态度的卡片，然后由受访者对这些卡片进行组合，进而汇总成一个数据集。

调整)”对本文所使用的数据进行了加权调整。^①因为我们主要关注的是城市居民的分配公平感，所以我们首先根据数据库中的“城市/农村”变量剔除了农村的受访者。

因变量及其操作化：CGSS2005 居民问卷中有这样一个问题：“考虑到您的能力和工作状况，您认为您目前的收入是否合理呢？”备选项为：“1-非常合理，2-合理，3-不合理，4-非常不合理，5-不适用”。这道问题虽然没有涉及“公平”的字眼，但在中文的语境中，基本上可以认为“收入是否合理”与“收入是否公平”是可以互换的，我们认为这道题目在一定程度上反映出了人们对自己的收入所得进行的主观评价。在所有加权后的城市户口样本中（N=3816），认为“非常合理”的仅占 1.8%，“非常不合理”的占 8.8%，大部分的人都是认为“合理”（41%）或“不合理”（48.4%），考虑到两种极端态度的受访者所占的比例比较小，我们把认为“非常合理”和“合理”的归为一类，即认为自己的收入是“公平”的，重新编码为“0”；把认为“非常不合理”和“不合理”归为一类，即认为自己收入所得是“不公平”的，重新编码为“1”。

核心自变量及其操作化：

1. 社会经济地位。

如前文所述，我们把人们的社会经济地位操作化为三个维度，分别对应人们的受教育水平、客观阶层地位和实际收入水平，理由在此不再赘述。受教育程度剔除“自修”和“其他”两类，以“没有受过正式教育”为参照，对“小学”、“初中”、“高中”、“中专技校”、“大专”、“本科”、“研究生及以上”分别进行 0-1 虚拟变量编码。客观阶层地位以刘欣（2010）提出的中国城市阶层划分框架为基础（包括社会上层、中产上层、中产下层、技术工人或小职员、小业主和自雇劳动者、非技术工人等六类），选取“非技术工人”为参照，其它五类分别进行了 0-1 虚拟变量编码。个人的实际收入是指月收入水平（单位：元），包括工资、各种奖金、补贴、分红、股息、保险、经营性纯收入、银行利息、馈赠等所有收入在内。遵照文献传统，我们对个人收入取了自然对数。同时，为了验证个人收入水平与分配公平感受之间的非线性关系，我们把收入取自然对数后的平方项和立方项也放进了模型（Alves & Rossi，1978）。^②

2. 局部比较变量。

在CGSS2005 的居民问卷中，有两道题目分别涉及到了人们进行局部比较后的主观评价。一道题目是：“与三年前相比，您认为您的社会经济地位是”，另一道题目是：“与同龄人相比，您认为您本人的社会经济地位是”，^③两道题目的备选项相同，均为：“1-较高、2-差不多、3-较低、4-不好说”。在剔除了“不好说”的样本之后，我们分别对这两类局部比较变量进行了 0-1 哑变量编码，并分别选取“与自己三年前相比社会经济地位降低”和“与同龄人相比社会经济地位降低”为参照组。

控制变量及其操作化：遵循以往的研究传统，我们在模型中控制了受访者的年龄、性别及其所居住城市的类型。其中，性别实施了 0-1 虚拟变量编码，参照组是女性；城市类型是基于受访者的 ID 和第三级抽样单位（采访地点）的性质进行的分类，包括直辖市、省会城市、地级市、县城和集镇五类，分别进行了 0-1 哑变量编码，并选取集镇作为参照组（Alves & Rossi, 1978; 刘欣, 2007; 孙明, 2009; 怀默霆, 2009）。表 1 给出了所有变量在数据清理后的统计描述。

表 1 变量的描述性统计

变量	样本量	最小值	最大值	均值	标准差
收入是否公平 (1=不公平)	3816	0	1	.57	.50
性别 (男=1)	3816	0	1	.53	.50
年龄	3816	18	94	44.42	14.89
直辖市	3816	0	1	.07	.25
省会城市	3816	0	1	.25	.43

^① 抽样及加权方案均可通过数据提供方的网站：<http://www.cssod.org/>查询得到。

^② 这里之所以把收入对数的立方项也放入模型，主要是为了尽可能地拟合收入对数与个人分配公平感之间的非线性关系。如果非线性关系不存在，那么从统计上来说，平方项和立方项系数都是不显著异于 0 的。

^③ 第二道题目并未明确提醒受访者去和周围的人相比，但基于我们对文献的分析可以看出，即使和同龄人相比，人们最具体而详细的信息仍然来自“周围同龄人”，而不是整个国家或整个地区同龄人，这一点在怀默霆（2009）的研究中得到了证实。在他的研究中，周围的人包括亲戚、同学、同事和邻居。研究发现，人们进行的局部比较显著的影响了人们对宏观社会不平等的看法。

变 量	样本量	最小值	最大值	均值	标准差
地级市	3816	0	1	.30	.46
县城	3816	0	1	.08	.27
集镇	3816	0	1	.31	.46
大专及以上	3816	0	1	.17	.38
中专技校	3816	0	1	.12	.33
高中	3816	0	1	.21	.41
初中	3816	0	1	.32	.47
小学及以下	3816	0	1	.14	.35
社会上层	3816	0	1	.01	.10
中产上层	3816	0	1	.04	.20
中产下层	3816	0	1	.21	.41
小业主/个体劳动者	3816	0	1	.072	.26
技术工人/小职员	3816	0	1	.34	.47
非技术工人	3816	0	1	.32	.47
收入的自然对数（元）	3816	3	10.82	6.67	.78
收入自然对数的平方	3816	8.97	117.07	45.13	10.46
收入自然对数的立方	3816	26.88	1266.65	309.17	108.98
与他人比升高	3816	0	1	.06	.24
与他人比不变	3816	0	1	.57	.50
与他人比下降	3816	0	1	.36	.48
与自己比升高	3816	0	1	.35	.48
与自己比不变	3816	0	1	.43	.50
与自己比下降	3816	0	1	.22	.42

（二）统计模型和分析策略

我们采用了Logistic回归模型来考察城市居民微观分配公平感的决定。在基准模型里，我们仅放入了控制变量，目的是要和核心自变量进入模型后所解释掉的因变量方差进行比较。^①其次，为了考察社会经济地位的三个维度是否能够有效解释个人公平感的变异，我们把三个维度的社会经济地位变量同时放入模型，目的是为了和加入局部比较变量后的模型做比较，从而检验“局部比较论”是否比“结构决定论”更具解释力。

四、研究发现

表 2 给出了统计模型的分析结果。模型 1 仅把控制变量引入了模型，我们发现，年龄每增加 1 岁，认为自己收入所得不公平的优势比增加 0.6%。^②虽然年龄显著的影响了人们的分配公平感，但就模型的拟合劣度来说，基准模型仅解释了因变量变异的 0.4%，因此，我们需要引入核心自变量来对模型予以改进。

^① 计算 Logit 模型拟合程度的思想不是基于普通回归方程的拟合优度，而是所谓的拟合劣度（或拟 R^2 ），主要方法是把当前模型的 G^2 （-2LL）与零模型（null model，即只包含截距项的模型）的 G^2 进行比较，得出的 G^2 改进量通常不具有消减误差比例的性质。因此，我们这里所说的是因变量方差的改进，而不是对因变量方差的消减。

^② 计算公式为： $\exp(\hat{\beta}) - 1 = \exp(0.006) - 1 = 0.006$ ，下面对其它回归系数进行解释时的计算过程与此类似。

（一）社会经济地位对个人分配公平感的影响

我们在控制变量的基础上引入社会经济地位变量，这构成了模型 2（参见表 2）。在模型 2 中我们发现，无论是人们的受教育水平，还是根据人们所拥有的公权力和市场能力而划分的客观阶层地位，对人们的分配公平感受都没有显著影响。具体来说，未受过教育的人和其他教育水平的人在分配公平感受上没有表现出显著的差别；居于城市社会底层的非技术工人和其他阶层的人在分配公平感受上也没有表现出显著的差别。这样，我们就否定了由“结构决定论”所推导出的假设 1a 和假设 1b（Strumpel, 1976; Smith, 1989; Miller, 1992）。

再来看实际收入水平对个人微观分配公平感的影响。在模型 2 中（参见表 2），我们发现，无论是收入水平的自然对数，还是对数平方项和对数立方项，它们对个人分配公平感的影响都具有高度的统计显著性（ $P < 0.001$ ）。这说明收入水平对人们的分配公平感受确实存在着显著的影响，但是这种影响却是非线性的，并非是收入越高的人越认为自己的分配所得公平。由此，我们也否定了从“结构决定论”所推导出的假设 1c（Alves & Rossi, 1978）。

表 2

城市居民分配公平感的 Logistic 回归分析 (个人收入不公平=1)

自变量	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	系数 B	Exp(B)	系数 B	Exp(B)	系数 B	Exp(B)	系数 B	Exp(B)
控制变量								
性别 (男性=1)	-.098(.066)	.91	.31***(.075)	1.36	-.10(.072)	.90	.19*(.078)	1.21
年龄	.006**(.002)	1.006	-.005(.003)	.995	.003(.002)	1.003	-.005(.003)	.995
地区 (集镇为参照)								
直辖市	.11(.14)	1.11	.83***(.16)	2.29	-.064(.15)	.94	.48**(.17)	1.62
省会城市	.14(.089)	1.16	.40***(.098)	1.50	-.054(.098)	.95	.17(.10)	1.19
地级市	-.002(.084)	.998	.25**(.092)	1.29	-.12(.092)	.89	.090(.097)	1.09
县城/县级市	.17(.13)	1.18	.31*(.14)	1.36	.21(.14)	1.24	.29*(.15)	1.34
结构决定变量								
受教育水平								
(小学及以下为参照)								
大专及以上			-.005(.16)	.995			.079(.16)	1.08
中专技校			.047(.15)	1.05			.065(.16)	1.07
高中			-.004(.13)	.996			.026(.13)	1.03
初中			-.092 (.12)	.91			-.054(.12)	.95
阶层地位								
(非技术工人为参照)								
社会上层			.34(.37)	1.40			.42(.39)	1.52

自变量	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	系数 B	Exp(B)	系数 B	Exp(B)	系数 B	Exp(B)	系数 B	Exp(B)
中产上层			-.069(.20)	.93			.093(.21)	1.10
中产下层			-.20(.11)	.82			-.064(.12)	.94
小业主/个体			-.23(.15)	.79			-.17(.16)	.84
技术工人/职员			.089(.088)	1.09			.15(.093)	1.16
收入水平								
收入取对数			11.98*** (2.06)	1.60E+05			9.39*** (2.10)	1.20E+04
收入对数平方			-1.91*** (.31)	.15			-1.47*** (.31)	.23
收入对数立方			.09*** (.015)	1.10			.069*** (.016)	1.07
局部比较变量								
与他人比较								
(降低为参照)								
与他人比升高					-1.97*** (.17)	.14	-1.39*** (.18)	.25
与他人比不变					-1.32*** (.09)	.27	-1.06*** (.089)	.35
与自己三年前比较								
(降低为参照)								
与自己比升高					-1.15*** (.11)	.32	-.96*** (.12)	.39
与自己比不变					-.65*** (.11)	.52	-.50*** (.11)	.61
常数项	.004(.12)	1.004	-21.78*** (4.57)	.00	1.90*** (.16)	6.69	-16.22*** (4.66)	.00
-2LL	5194.87		4647.15		4540.60		4319.68	
拟 R ²	.004		.137		.161		.21	
样本量	3816		3816		3816		3816	

	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
自变量	系数 B	Exp(B)						

注：1. * P<0.05, ** P<0.01, *** P<0.001（双尾检验）；系数 B 是 Logit (P)的回归系数，Exp(B)是优势比(odds ratio)，括号里为回归系数的标准误(standard error)。

2. 拟 R2 是基于 Cox 和 Snell(1989)所开发的 Logit 模型回归拟合劣度算法，其思想是把当前模型与只包含截距项的零模型进行比较，计算 G2(-2LL)的改进程度。

3. 样本量为加权后的样本数量，加权之前 N=4540。

结构决定变量的皮尔逊（Pearson）相关矩阵见表 3。

表 3 结构决定变量的皮尔逊（Pearson）相关矩阵

	1-大专及以上	2-中专技校	3-高中	4-初中	5-小学及以下	6-社会上层	7-新中产上层	8-新中产下层	9-小业主及个体劳动者	10-技术工人及小职员	11-非技术工人	12-收入取对数	13-实际收入对数的平方	14-实际收入对数的立方
1	1													
2	-.17**	1												
3	-.24**	-.19**	1											
4	-.31**	-.26**	-.35**	1										
5	-.21**	-.17**	-.24**	-.32**	1									

	1-大专及以上	2-中专技校	3-高中	4-初中	5-小学及以下	6-社会上层	7-新中产上层	8-新中产下层	9-小业主及个体劳动者	10-技术工人及小职员	11-非技术工人	12-收入取对数	13-实际收入对数的平方	14-实际收入对数的立方
6	.027	-.020	-.001	.007	-.017	1								
7	.20**	.026	-.045**	-.084**	-.066**	-.021	1							
8	.34**	.13**	-.060**	-.21**	-.14**	-.052**	-.11**	1						
9	-.096**	-.053**	-.005	.11**	.009	-.028	-.057**	-.14**	1					
10	-.11**	-.013	.047**	.03	.028	-.074**	-.15**	-.37**	-.20**	1				
11	-.23**	-.078**	.026	.12**	.12**	-.070**	-.14**	-.36**	-.19**	-.50**	1			
12	.33**	.084**	.045**	-.17**	-.24**	.078**	.13**	.19**	-.002	-.067**	-.16**	1		
13	.34**	.079**	.045**	-.17**	-.24**	.088**	.13**	.18**	.002	-.071**	-.16**	.99**	1	
14	.33**	.072**	.045**	-.17**	-.23**	.099**	.12**	.18**	.007	-.073**	-.16**	.98**	.99**	1

注： * P<0.05, ** P<0.01 (双尾检验)。

下面我们来进一步分析人们在各收入区间上分配公平感受的变化。在收入对数的非线性变化上，模型 2 和作为完整模型的模型 4 表现出了统一的模式(参见表 2)，为了防止遗失变量造成的偏误(omitted variable bias)，我们这里先选择模型 4 来集中研究收入水平对分配公平感的非线性变化情况，对于模型 4 中其它变量对分配公平感的影响情况，我们稍后再做讨论。在模型 4 中，我们把收入的对数记为 $\log(\text{income})$ ，其它协变量及常数项合记为 M ，因变量则记为分配不公平比率 p 的 Logit 变换： $\text{logit}(p)$ 。

根据模型 4 的结果，我们有：

$$\text{logit}(p) = 0.069[\log(\text{income})]^3 - 1.47[\log(\text{income})]^2 + 9.39\log(\text{income}) + M \quad (1)$$

对 (1) 式，我们可以求出 $\log(\text{income})$ 对 $\text{logit}(p)$ 边际上的变化：

$$\frac{\partial \text{logit}(p)}{\partial \log(\text{income})} = 0.207[\log(\text{income})]^2 - 2.94\log(\text{income}) + 9.39 \quad (2)$$

我们知道，当 (2) < 0 时，表示收入对数给 $\text{logit}(p)$ 带来的边际上的变化是负的，也就是说，收入水平越高的人越认为自己的收入是公平的；同理，当 (2) > 0 时，收入水平越高的人越认为自己的收入是不公平的。显然，我们只要求出 (2) $= 0$ 的两个端点值，即可看出人们在不同收入对数区间分配公平感的变化。

令 (2) $= 0$ ，可以解得：

$$[\log(\text{income})]_1 = 4.85$$

$$[\log(\text{income})]_2 = 9.35$$

表 1 给出了收入对数值的取值范围，其最小值为 3，最大值为 10.82，这说明我们上面求出的两个端点值是处于正常数据范围的。为了叙述的方便，我们进一步把上述四个收入对数值转换为实际的收入取值：

$$income_{\min} = 20.09 \quad income_1 = 127.74 \quad income_2 = 11498.82$$

$$income_{\max} = 50011.09$$

由此，在我们的数据范围内，当人们的月收入（元）在[20.09, 127.74]时，人们的收入水平越高，越认为自己的收入所得是不公平的；当人们的月收入在[127.74, 11498.82]时，人们的收入水平越高，越认为自己的收入所得是公平的；在月收入的最高区间[11498.82, 50011.09]，人们分配公平感的变化与最低区间相同，收入水平越高，越认为自己的收入所得是不公平的。

需要指出的是，上述结果中，两端的收入区间在总体收入数据中所占的比重并不大，[20.09, 127.74]和[11498.82, 50011.09]合计约占全部收入数据的 2%。在其他条件一定时（例如，调查数据自身的质量问题），我们发现，处于最低收入和最高收入群体的受访者，其判断收入是否公平所依据的并非是自己的收入所得，也就是说，收入所得和个人的分配公平感之间并不存在简单的线性关联。为了证明这种模式的普遍性，我们假设上面求出的两个收入端点区间中，数据质量存在偏误，并把上述两个极端的收入区间剔除掉，仅保留中间的收入区间。如果收入和分配公平感之间的非线性模式是偶然的，那么，当我们剔除了上述两个收入区间之后，根据结构决定论的观点，收入越高的受访者应该越认为自己的收入是公平的。也就是说，从回归分析的结果上看，剔除两个极端收入区间后，收入对数的平方项和立方项在统计上应该是不显著的。

假设两端的收入区间[20.09, 127.74]和[11498.82, 50011.09]存在随机偏误（比如说谎报、错报、漏报或录入错误等等），属于极端值。这部分数据在全部收入数据中仅占 2%，最简单的处理方式是删除这些极端值，然后观察收入和个人分配公平感受之间的关系。这里我们直接报告模型的回归结果，其它回归系数在此省略。

删除两端的收入数据并重新对模型 4 进行分析，有：

$$\text{logit}(p) = 0.114[\log(\text{income})]^3 - 2.391[\log(\text{income})]^2 + 15.56\log(\text{income}) + M$$

(1')

对 (1') 式, 求出 $\log(\text{income})$ 对 $\text{logit}(p)$ 边际上的变化:

$$\frac{\partial \text{logit}(p)}{\partial \log(\text{income})} = 0.342[\log(\text{income})]^2 - 4.782\log(\text{income}) + 15.56 \quad (2')$$

令 (2') = 0, 可以解得:

$$[\log(\text{income})]_1 = 5.15$$

$$[\log(\text{income})]_2 = 8.83$$

进一步地, 我们可以求出四个收入端点值:

$$\text{income}_{\min} = 127.74 \quad \text{income}_1 = 172.43 \quad \text{income}_2 = 6836.29$$

$$\text{income}_{\max} = 11498.82$$

因此, 即使假定正文中的收入端点值存在随机偏误而删除的情况下, 我们在剩余的数据中仍然发现, 收入和个人分配公平感之间存在着非线性的变化。收入位于 [127.74, 172.43] 或 [6836.29, 11498.82] 的受访者, 收入水平越高, 越认为自己的所得是不公平的。

但即使假定两端的收入区间因为过高或过低而存在随机偏误, 然后删除这些极端值之后, 收入和分配公平感之间的非线性变化模式依然存在。由此, 我们否定了假设 1c, 中国城市居民并非收入水平越高, 就越认为自己的收入所得是公平的。

另外, 在模型 2 中, 性别和地区差异对人们的分配公平感也具有显著的影响。具体来说, 认为个人收入是不公平的发生概率, 男性比女性多出 $1.36-1=0.36$ 倍, 直辖市居民比集镇居民多出 $2.29-1=1.29$ 倍, 省会城市居民比集镇居民多出 $1.5-1=0.5$ 倍, 地级市居民比集镇居民多出 $1.29-1=0.29$ 倍, 县城居民比集镇居民多出 $1.36-1=0.36$ 倍。值得注

意的是，模型 2 中人们所在城市的行政级别越高，越倾向于认为自己的收入所得是不公平的（参见表 2）。在中国，不同区域引入市场机制的时机不同、程度不同、速度不同，较高行政级别的城市往往能先行享受到各种政策的优惠和资源的积累，这是导致地区间收入差距的主要原因（郝大海、李路路，2006）。显然，在这里“结构决定论”也不能解释高收入城市的居民比低收入城市的居民更倾向于认为个人的收入所得是不公平的这一研究发现。

总结上述研究结果，我们认为，社会经济地位的高低与个人分配公平感受之间并不存在“结构决定论”观点的支持者所做的预测：人们的社会经济地位越高，越认为自己的收入所得是公平的。受教育水平的高低对人们的微观分配公平感并没有显著影响；从基于公权力和市场能力所划分出的客观阶层地位来看，各阶层的人们在微观分配公平感上几乎没有差别；收入水平确实对人们的分配公平感受有显著的影响，但这一影响并不符合“结构决定论”的预期，二者之间的变化是非线性的。

（二）局部比较对个人分配公平感的影响

为了考察局部比较过程对人们微观分配公平感的影响，我们在模型 1 的基础上引入了“局部比较”变量，构成了模型 3。

首先来看模型 3 中受访者与自己过去经历比较的结果（参见表 2）。如果以“与自己三年前比社会经济地位降低”为参照的话，我们发现，“与自己比升高”和“与自己比不变”类型均具有高度的统计显著性（ $P < 0.001$ ），越认为自己的社会经济地位高于三年前的受访者，越认为自己当前的收入所得是公平的。具体而言，认为自己收入是不公平的发生概率，“与自己比升高”类型比“与自己比降低”类型少 $1-0.32=68\%$ ，“与自己比不变”类型比“与自己比降低”类型少 $1-0.52=48\%$ 。与自身纵向比较之后，对目前自身的社会经济地位评价越高，分配公平感就越强烈，相反，对自身的社会经济地位评价越低，分配不公平感就越强烈。这验证了假设 4a，即：与自己的过去相比，人们对自身当前的社会经济状况评价越高，越认为自己的收入所得是公平的。

再来看模型 3 中受访者与他人比较的结果（参见表 2）。如果以“与周围同龄人比社会经济地位降低”为参照的话，我们发现，“与他人比升高”和“与他人比降低”类型也都具有高度的统计显著性（ $P < 0.001$ ），越认为自己的社会经济地位高于他人的受访者，越认为自己当前的收

入所得是公平的。具体来说,认为自己收入是不公平的发生概率,“与他人比升高”类型比“与他人比降低”类型少 $1-0.14=86\%$,“与他人比不变”类型比“与他人比降低”类型少 $1-0.27=73\%$ 。与他人(特别是同龄人)比较之后,对自身的社会经济地位评价越高,分配公平感就越强烈,否则,分配不公平感就越强烈。由此,我们也验证了假设 4b:与周围的其他人相比,人们对自身当前的社会经济状况评价越高,越认为自己的收入所得是公平的。

根据“局部比较”理论,决定人们分配公平感受的不是客观社会经济地位的高低,而是比较参照点的选择(Wegener, 1991; Kluegel, 1988; Kreidl, 2000; 刘欣, 2002; Wang Feng, 2008)。在模型 3 中我们发现,个人过去的生活经历以及当前的局部环境,确实都对个人的微观分配公平感产生了显著的影响。进一步地,在模型 3 中我们还发现,与其他人比较的结果对个人分配公平感受所造成的冲击,要强于自身以往经历对个人分配公平感所带来的影响,¹¹我们的发现间接验证了德祝等(de Dreu et al., 1994)的研究所揭示出的模式:当人们获得收益时,与他人的比较是决定公平的重要参照点。

对比模型 2 和模型 3,我们发现,模型 3 对因变量方差的改进要高于模型 2。模型 2 的拟合劣度是 13.7%,而模型 3 的拟合劣度是 16.1%,拟 R^2 提高了约 18%。显然,引入局部比较变量提高了对个人微观分配公平感变异的解释力(参见表 2)。

在模型 2 的分析中我们曾经指出,那些平均收入水平较高、拥有更多资源和优惠政策的高行政级别城市居民反而更倾向于认为自己的收入所得是不公平的,模型 2 的结构决定变量没有给我们提供解释。但在模型 3 中我们发现,一旦引入局部比较变量之后,城市行政级别的高低对人们的分配公平感就没有显著影响了。这说明局部比较变量抵消了地区变量的影响,无论人们身处直辖市还是集镇,居民微观分配公平感的产生都可能是局部范围内和他人或自己比较的结果。此外,模型 3 中受访者的性别和年龄对分配公平感也没有显著的影响。

最后,我们把结构决定变量和局部比较变量同时放入模型,这构成了完整的模型 4。我们发现,模型 2 中结构决定变量所显示出的模式在模型 4 中仍然保持不变:教育和阶层地位对城市居民分配公平感的影响均不具有统计显著性,而收入水平对分配公平感的影响是非线性的。同时,模型 3 中局部比较变量对分配公平感的显著影响也保持

¹¹ 认为个人收入所得不公平的发生概率,“与他人比升高”、“与他人比不变”类型分别比参照组“与他人比降低”少 86%和 73%,而“与自己比升高”、“与自己比不变”类型则仅比参照组“与自己比降低”少 68%和 48%。

到了模型 4 中，并且四个局部比较变量仍然都具有高度的统计显著性 ($P < 0.001$)。模型 4 解释了因变量变异的 21%，完整模型支持了我们对模型 3 的分析结果（参见表 2）。

五、总结和讨论

本文利用“2005 年中国综合社会调查”（CGSS 2005）资料对中国城市居民微观分配公平感的“结构决定论”和“局部比较论”进行了检验。我们的研究基本上否定了“结构决定论”的观点而支持了“局部比较论”的观点，对于中国城市居民来说，并非人们的社会经济地位越高，就越认为自己的收入所得是公平的。我们把人们的社会经济地位操作化为教育水平、基于公权力和市场能力所划分出的客观阶层地位，以及实际收入水平等三个维度后发现，受教育水平和客观阶层地位对人们微观分配公平感的影响几乎不具有统计显著性，实际收入水平对人们微观分配公平感的影响是非线性的，并非收入水平越高的人，越认为自己的收入所得是公平的。同时我们发现，无论是与自己过去的生活经历相比，还是与周围的其他人相比，人们对自身当前的社会经济状况给予的评价越高，就越认为自己的收入所得是公平的。

微观分配公平感是对个人收入分配状况的主观评价，而宏观分配公平感则是对社会整体分配状况的评价，从利益相关程度上来说，显然前者更能够对个人的行为产生影响。相比怀默霆（2009）的研究，本文更好地回应了这样一个问题：中国居民收入差距过大的分配现状为什么没有带来大规模的社会动荡？我们的回答是，即使考虑了与个人利益息息相关的微观分配公平状况，人们仍然是通过局部的参照比较来得出自己的分配公平感受的，因此，社会底层的人不一定认为自己的收入所得是最不公平的，社会上层的人也不一定认为自己的收入所得是最公平的，最终的感受取决于个人在进行局部比较时的参照点。

我们的研究虽然不能显示出人们究竟是喜欢向上比较还是向下比较，但正如新古典经济学通过人们的选择来显示人们的偏好特征一样，在本文中，我们是通过人们进行局部比较后的结果来揭示人们参照比较基点的选择。囿于资料所限，我们难以更加深入地探讨人们进行局部比较的参照点选择问题。但无论如何，本文已经初步验证了“局部比较”在决定中国城市居民微观分配公平感受中的重要作用。

在未来的分配公平感研究中，有三点值得进一步研究：第一，比较基点的选择问题。局部比较对象的选择到底是一个仅仅和个人性情、习惯有关的生理性特征，还是受到了结构性因素的影响，存在着动态变化的行为模式？第二，分配公平感的一致性问题。本文否定了个人微观分配公平感的“结构决定论”，这与怀默霆（2009）研究个人宏观分配公平感受所得出的结论是一致的。但是，个人的微观分配公平感与宏观分配公平感本身是一致的吗？如果不一致，是什么原因导致了人们在判断这两种分配公平状况时出现了差异？局部比较过程在这种不一致中起到了什么作用呢？第三，分配公平感的多样性问题。从广义上来说，包括财富、权力、地位、声望等在内的诸多资源要素都存在着分配是否公平的问题，在由各种非收入资源的分配所产生的公平感中，局部比较的作用机制是怎样的呢？这些问题都有待于将来通过新的经验资料进行深入地探讨。

参考文献：

- 郝大海、李路路，2006，《区域差异改革中的国家垄断与收入不平等》，《中国社会科学》第2期。
- 怀默霆，2009，《中国民众如何看待当前的社会不平等》，《社会学研究》第1期。
- 马磊、孙明，2008，《中国中产阶级研究近期文献回顾》，《社会学》第4期。
- 刘欣，2002，《相对剥夺地位与阶层认知》，《社会学研究》第1期。
- ，2010，《公共权力、市场能力与中国城市的中产阶级》，载周晓虹、谢曙光主编《中国研究》第7-8期合刊，北京：社会科学文献出版社。
- 孙明，2009，《市场转型与民众的分配公平观》，《社会学研究》第3期。
- 王小鲁、樊纲，2005，《中国收入差距的走势和影响因素分析》，《经济研究》第10期。
- 许欣欣，1999，《中国城镇居民贫富差距演变趋势》，《社会学研究》第5期。
- Adams, J. Stacy 1965, "Inequity in Social Exchange." In L. Berkowitz (eds.), *Advances in Experimental Social Psychology* Vol. II. San Francisco: Academic Press.
- Anderson, B., J. Berger, B. P. Cohen & M. Zelditch 1966, "Status Classes in Organizations." *Administrative Science Quarterly* 10.
- Alves, Wayne M. & Peter H. Rossi 1978, "Who Should Get What? Fairness Judgments of Distribution of Earnings." *American Journal of Sociology* 84(3).
- Berger, J., M. Zelditch, B. Anderson & B. P. Cohen 1972, "Structural Aspects of Distributive Justice: A Status Value Formulation." In Berger, Zelditch & Anderson (eds.), *Sociological Theories in Progress* Vol. II. Boston: Houghton Mifflin.
- Brickman, P., D. Coates & R. Janoff-Bulman 1978, "Lottery Winners and Accident Victims: Is Happiness Relative?" *Journal of Personality and Social Psychology* 36.
- Cox, D. R. & E. J. Snell 1989, *The Analysis of Binary Data*, 2nd ed. London: Chapman and Hall.

- de Dreu, C. W., J. C. Lualhati & C. McCusker 1994, "Effects of Gain-Loss Frames on Satisfaction with Self-Other Outcome Difference." *European Journal of Social Psychology* 34.
- Elmer, N. & J. Dickinson 1985, "Children's Representation of Economic Inequalities: The Effects of Social Class." *British Journal of Developmental Psychology* 3.
- Festinger, L. 1954, "A Theory of Social Comparison Processes." *Human Relations* 7.
- Frank, R. H. 1985, *Choosing the Right Pond: Human Behavior and the Quest for Status*. New York: Oxford.
- Form, W. & C. Hanson 1985, "The Consistency of Stratified Ideologies of Economic Justice." *Res. Soc. Stratif. Mobility* 4.
- Homans, G. C. 1961, *Social Behavior: Its Elementary Forms*. New York: Harcourt, Brace & World.
- 1976, "Commentary." In L. Berkowitz & E. Walster (eds.), *Advances in Experimental Social Psychology* Vol. IX. San Francisco: Academic Press.
- Jasso, Guillermina 1980, "A New Theory of Distributive Justice." *American Sociological Review* 45(1).
- Jasso, Guillermina & Bernd Wegener 1997, "Methods for Empirical Justice Analysis: Part I. Framework, Models, and Quantities." *Social Justice Research* 10.
- Kluegel, J. R. 1988, "Economic Problems and Socioeconomic Beliefs and Attitudes." *Research in Social Stratification and Mobility* 7.
- Kreidl, Martin 2000, "Perception of Poverty and Wealth in Western and Post-Communist Countries." *Social Justice Research* 13.
- Martin, J. 1981, "Relative Deprivation: A Theory of Distributive Justice for an Era of Shrinking Resources." In L. L. Cummings & B. M. Straw (eds.), *Research in Organizational Behavior* Vol.3. Greenwich, CT: JAI.
- Miller, David 1992, "Distributive Justice: What the People Think." *Ethics* 102(3).
- Ng, Sik Hung & Michael W. Allen 2005, "Perception of Economic Distributive Justice: Exploring Leading Theories." *Social Behavior and Personality* 33(5).
- Robinson, Robert V. & Wendell Bell 1978, "Equality, Success, and Social Justice in England and the United States." *American Sociological Review* 43.
- Sears, D. O. & C. L. Funk 1991, "The Role of Self-interest in Social and Political Attitudes." *Advances in Experimental Social Psychology* 24.
- Shepelak, N. J. & D. F. Alwin 1986, "Beliefs about Inequality and Perception of Distributive Justice." *American Sociological Review* 51(1).
- Smith, Tom 1989, "Inequality and Welfare." In Roger Jowell, Sharon Witherspoon & Lindsay Brook (eds.), *British Social Attitudes: Special International Report*. Gower: Aldershot.
- Stouffer, S. A., E. A. Suchman, L. C. DeVinney, S. A. Star & R. A. Williams, Jr. 1949, *The American Soldier: Adjustments During Army Life* Vol. 1. Princeton: Princeton University Press.
- Strumpel, B. 1976, *Economic Means for Human Needs: Social Indicators of Well-being and Discontent*.

- Ann Arbor, MI.: Institute for Social Research.
- Taylor, S. E. & M. Lobel 1989, "Social Comparison Activity under Threat: Downward Evaluation and Upward contacts." *Psychological Review* 96.
- Tyler, Tom R., Robert J. Boeckmann, Heather J. Smith & Yuen J. Huo 1997, *Social Justice in A Diverse Society*. Boulder, Colorado: Westview Press.
- Wang, Feng 2008, *Boundaries and Categories: Rising Inequalities in Post-Socialist Urban China*. Stanford, California: Stanford University Press.
- Wegner, Bernd 1991, "Relative Deprivation and Social Mobility: Structural Constraints on Distributive Justice Judgments." *European Sociological Review* 7(1).
- Wills, T. A. 1991, "Similarity and Self-esteem in Downward Comparison." in J. Suls & T. A. Wills (eds.), *Social Comparison: Contemporary Theory and Research*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Wood, J. 1989, "Theory and Research Concerning Social Comparisons of Personal Attributes." *Psychological Bulletin* 106.
- Zelditch, M. & B. Anderson 1966, "On the Balance of A Set of Ranks." In Berger, Zelditch & Anderson (eds.), *Sociological Theories in Progress* (Vol. I). Boston: Houghton Mifflin.
- Zelditch, M., B. Anderson, J. Berger & B. P. Cohen 1970, "Equitable Comparisons." *Pacific Sociological Review* 13.

作者单位：复旦大学社会学系
责任编辑：张宛丽

文章来源：《社会学研究》2010年第5期

中国社会学网 www.sociology.cass.cn