

Sense of Corruption and Relative Deprivation: A Comprehensive Practical Research on Macroscopic Sense of Fairness

Yuting Li

School of Social and Behavioral Sciences, Nanjing University

Abstract: This article proposes that sense of fairness is not only affected by income allocation and other economical factors, but is even more affected by some non-economical phenomenon of unfairness, such as corruption. This is based on analysis of nationwide data of CGSS2015, and is different from previous research. We found that sense of corruption reduced sense of fairness significantly, and this result is supported by statistical analysis. Similarly, people's negative evaluation and strong feelings about social governance and privilege behavior, also significantly reduced macroscopic sense of fairness. In addition, our research examined different mechanism of sense of fairness proposed by 'Social structure' theory and 'Relative deprivation' theory. Our final results supported the 'Relative deprivation' theory.

Keywords: Corruption, Sense of fairness, Social stratification, Relative deprivation, Social structure.

腐败感知与相对剥夺： 一个对宏观公平感的综合实证研究

李玉婷 南京大学社会学院 151080022

摘要：本文通过 CGSS2015 全国数据的分析，提出不同于以往研究的观点，即宏观公平感不仅仅受到收入分配等经济因素影响，更受到社会中其他非经济的不公现象如腐败影响，人们对腐败的感知显著降低了社会公平感，其结果得到了统计检验支持。同样，公众对社会治理水平、特权行为的负面评价和强烈感知，也显著降低了宏观社会公平感。另外，本研究检验了“社会结构”和“相对剥夺”两种理论提出的对公平感的不同影响机制，最终结果支持了“相对剥夺”的理论。

关键词：腐败、公平感、社会分层、相对剥夺、社会结构

一、问题的提出

随着中国改革开放几十年来所取得的经济成就，社会不平等程度的加剧也成为了学界乃至国际社会关心的话题。根据官方统计数据，中国居民收入的基尼系数从 2003 年的 0.479，到 2013 年的 0.474，均超过了国际警戒线 0.4，而这一数值被视作是贫富差距悬殊、以致于可能导致社会动荡的警示线，也确实有研究者认为，中国公众对社会贫富差距过大的不满，是群体性事件、底层抗议爆发的主要原因（Tanner, 2006; Chung *et al.*, 2006），中国民众对于社会不平等不公的愤懑正在积累，并将成为政治稳定的威胁。然而，通过对 2004 年一项全国调查数据的分析，怀默霆（2009）指出，中国民众并没有表现出对收入不平等的强烈不满，尤其在与其他国家的民众进行比较——包括发达资本主义国家和东欧转型国家——时，都表现出了“令人吃惊的乐观”，人们更少地对收入差距和不平等趋势表达出不满。可以说，怀默霆（2009）关于中国民众对社会不平等看法的研究，为客观结构和社会后果之间的不匹配提供了挑战性的解释。

社会分层领域所关心的研究议题可大致分为两类，一类是以阶层结构、基尼系数、社会流动率为代表的客观维度的社会不平等状况之描绘和测量，另一类，则包括阶层意识、地位认同、分配公平感等主观维度社会不平等状况的感知、认可和判断。针对中国近四十年来市场转型所导致的社会分层过程及其后果，不少学者应用经验材料进行了充分的讨论，而近年来，也陆续有研究者强调社会分层过程对公众主观方面的影响，这些学者认为，相比较于宏观层面社会阶层构成的变迁和分化，人们真实、具体经历的社会地位的变化及其认知模式和价值判断，与社会后果变量的联系更加紧密、直接，能更有效的为社会分层后果性议题架起中介桥梁（怀默霆，2009；谢宇，2010；秦广强，2016；李骏、吴晓刚，2016；方长春，2017）。获取民众具体的心理感受、价值判断，不仅能更好的理解客观位置与现实中选择、行为模式的作用机制，也为一些重要的社会现实提供了差异化、挑战性的解释。社会分层主观维度的议题十分广泛，包

括意识、地位认同、地位上升预期、不平等归因及政府角色期待等等（秦广强，2016），其中，社会“公平感”是学者们尤为关注的一个。

“公平（equity）”与“平等（equality）”不同，后者指的是一种社会不平等状况的测量，通常以基尼系数为代表，以描述收入、财富等资源在全社会的分布状况；而前者，则是一种关于资源应当如何分配的主观判断。更进一步，“公平感”可以被区分为微观公平感和宏观公平感，前者主要是个体对收入分配公平与否的判断，后者指的是社会成员对社会整体资源，包括收入、分配状况的正当性的感知和判断（Wegener, 1991；刘欣、胡安宁，2016），学者发现，分配均等并不意味着公平，人们往往会接受一种结构性的不平等，无论他处于什么社会位置（Stolte, 1983），而关于中国的研究也发现，绝对均等的理想并不是人们期望的分配原则，基于个人绩效（如聪明、才干、勤奋等）而非权力、关系的分配不平等，被视为是可以接受的（李路路、唐丽娜、秦广强，2012；Wu, 2009；方学梅，2017）。不同于以往研究，本研究关心的第一个方面的问题，是非经济因素对民众宏观公平感的影响，近年来信息数量爆炸、信息获取便捷化，人们对社会问题的关注和讨论也更加方便和直观，腐败、司法不公、特权、社会治理等问题，是否以及在何种程度上损伤了民众的公平感呢？另外，现有研究更多集中于讨论微观公平感及其影响因素，较少涉及宏观公平感，本研究关心的第二个方面的问题，是比较客观社会结构地位与社会比较两种理论对公平感的影响。

基于此，本文余下部分将分为三个部分。第二节是文献回顾和研究假设，集中探讨腐败感知和公平感之间的关系，以及关于公平感的不同研究理论，并且提出本文的核心假设；第三节对数据来源及核心变量进行统计描述；第四节则使用统计模型对前述研究假设进行验证。结论部分对本文的发现进行总结和开放讨论。

二、文献回顾和研究假设

公平感通常指人们对社会重要资源分配公平程度的感知（Berger, *et al.*, 1972；Brickman, *et al.*, 1981）。关于宏观公平感，以往研究更多强调的是“收入分配”的方面，定义为公众如何看待自己和他人的收入及其差距，然而在具体的调查中，提问方式往往不是针对公众对“收入”或“贫富差距”的评价，如中国综合社会调查（CGSS）必答模块的“总的来说，您认为当今社会公不公平”一题，则是询问了公众对“公平”的整体感知状况，这和“您觉得整个社会的收入分配是否公平”显然是两个问题。宏观公平感的内涵，绝不仅仅只是收入平等：薛洁（2007）使用一项执行于 2006 年至 2007 年的调查数据进行分析，发现人们认为的最不公平的社会现象前五名分别是“普通百姓看不起大病重病”、“贫富差距拉大”、“普通百姓买不起房”、“官员贪污腐败现象”、“特殊行业的垄断竞争优势”，这表明，公民不公平感的来源可能不仅仅是收入分配问题，更包括基本的健康、生存问题，以及官员腐败、不当竞争等关于权力、法制的问题。在经济改革持续推进时，人们往往会对社会治理、法律救济、腐败惩治等等都会产生更高的期待，这种托克维尔式的更高的期待，以及社会现实的不尽如人意，极有可能给民众带来更多的负向体验（托克维尔，2013）。尽管关于公平感的形成机制，有一类颇有影响力的解释认为，客观贫富差距的扩大是“罪魁祸首”，即主要原因来自于改革开放以来的市场转型导致的收入不平等扩大，因为市场注重“效率”而非“公平”。然而，这种观点也是颇值得商榷的，市场并不是真的不关心“公平”，只是它关心的是“机会公平”而非“结果公平”。在“机会公平”的市场竞争条件下，劳动者的报酬主要由他们的生产率决定，他们的知识、技能、禀赋以及个人努力程度的差异自然会从收入回报中体现出来，因此，这样的收入不平等也会被认为是公平的。公平的收入不平等有利于经济效率的改善，政府也可以通过再分配政策将此种不平等控制在社会道德和社会正义允许的范围内（陈刚、李树、吕惠娟，2011），因而并不会影响人们的公平感。例如，陈晓东、张卫东（2017）的一个研究就发现，机会不平

等程度的上升会显著降低社会公平感,而努力不平等和客观收入不平等对社会公平感的影响均不显著。另外,有研究考虑了社会保障等再分配的获得与否对民众公平感的影响,但是结果反映,其影响并不显著(栗志强、王毅杰,2014),这说明再分配环节对人们公平感的作用也是缺乏实证支持的。可以说,人们对收入不平等的敏感度,很可能是来自于对“机会公平”的失望,而非实际“结果”和“再分配”。本文认为,最可能的原因是,中国严重的腐败导致了居民收入的机会不平等,从而降低了居民的社会公平感。

(1) 腐败与公平感

腐败,通常指公共部门的权力寻租、裙带关系以及滥用自由裁量权所导致的形形色色的掠夺性行为,按照世界银行的定义,它指的是“为了私人利益而滥用公共权力的行为”(World Bank, 1997)。腐败现象虽然不是中国独有,而是在世界上诸多国家和地区都广泛存在的一种社会现象,但是,中国自改革开放以来所经历的从计划经济到市场经济的转型,却由于政府管理体制和法制建设的相对滞后,“中国目前正处于建国以来最严重的腐败时期”(胡鞍钢,2002)。在透明国际(Transparency International)2017年发布的全球“腐败感知指数(Corruption Perceptions Index)”中,中国在180个国家中排名77位(得分41),属于“非常腐败”一类的国家。党的十八大以来,反腐倡廉工作取得了重大成效,一批高级官员因为严重违法违纪落马,多位省部级高官相继被查。截至2017年6月底,共立案审查中管干部280多人、厅局级干部8600多人、县处级干部6.6万人¹。在反腐工作取得“数量级”胜利的同时,也反映了中国的腐败现象已经到了一个严峻、迫切的地步,总书记在2013年《在十八届中央政治局第五次集体学习时的讲话》就直言,“腐败是社会毒瘤,放任必然亡党亡国”。

腐败可能通过以下三种机制影响居民的公平感。首先,腐败扩大收入不平等,抑制再分配的效果,从而影响居民公平感。已有的关于腐败后果的实证研究表明,腐败不仅仅是造成城镇居民收入差距的最主要原因,对城镇居民收入差距的贡献要远远高于除去经济增长外的其它影响因素(陈刚、李树,2010),而且会使得政府的再分配政策在调节由腐败导致的不平等时,难以取得成效,甚至产生“逆向分配效应”(Alesina & Angeletos, 2005),收入不平等陷入螺旋上升的“陷阱”。其次,腐败是制度质量的重要指标,可能会削弱包括社会治理、司法等在内的各种事关人们日常生活的正式制度,从而影响居民的公平感。腐败不仅会侵蚀民主政治过程(Tavits, 2008),还不利于社会信任等社会资本的产生(Rothstein and Eek, 2009),因为,在信息不完全的社会中,人们主要依靠官员的行为来判断陌生人是否值得信任。最后,一些社会不公平现象本身就是腐败的同义词,例如“特权”行为,其本身是严重的不公平行为,但是也兼具了官员利用公共权力满足私人利益的腐败特征,这一点在中国表现得尤其明显(Yao, 2002),因此,腐败本身就是不公平感的重要来源。尽管一个社会真实的腐败状况往往是很难进行直接测量的,但公众往往会对社会整体的腐败状况有所感知,并且可能将影响其社会宏观公平感。基于以上讨论,本研究提出以下重要假设:

H1a: 对政府的腐败感知越高,越倾向于认为社会整体上是不公平的。

在腐败行为中,“权”大于“法”可能是人们集中感受到的一种具体社会不公现象,有金钱和权势的人更容易逃脱法律制裁,这种特权行为是对“法律面前人人平等”价值的巨大伤害,显而易见,人们对一个社会特权行为严重程度的感知,也会对公平感产生影响。另外,社会的治理状况,覆盖了从环境保护、社会治安到食品安全等方方面面,这些问题往往与人们的衣食住行、具体生活切实相关,对社会治理工作的评价,能反映人们对社会整体状况的评价。基于以上讨论,本研究提出以下假设:

H1b: 对特权行为感知程度越高,越倾向于认为社会整体上是不公平的。

H1c: 对社会治理评价越低,越倾向于认为社会整体上是不公平的。

¹ 引用自中国共产党新闻网,2017年09月18日,《坚决打赢反腐败这场正义之战——党的十八大以来反腐败斗争成就述评》, <http://fanfu.people.com.cn/n1/2017/0918/c64371-29540767.html>

（2）社会结构、相对剥夺和公平感

社会结构论认为：社会成员会依据自身的社会经济地位，产生一种利益是否得到满足的评判，从而影响其对社会公平感的判断。基于这种理性自利的角度，研究者提出一系列可供检验的假设。具体而言，具有较高社会经济地位的社会成员，更倾向于认为当前分配状况具有正当性，相反，处于较低社会经济地位的社会成员，则更易从自身利益出发，不满于当前的分配状况，期待资源分配的转移与补偿。伍锡洪和艾伦(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 1/3 的公平感受变化。在本研究中，把人们的客观社会经济地位操作为五个维度来综合测量：受教育年限、个人年总收入、职业类型、地区、户籍。并提出以下假设：

H2a：人们的受教育年限越长，越倾向于认为社会整体上是公平的；

H2b：人们的职业地位越高，越倾向于认为社会整体上是公平的；

H2c：人们的收入水平越高，越倾向于认为社会整体上是公平的；

尽管研究者们一度认为，公平感受制于阶层结构地位，然而，这种基于自利理论的“结构决定论”解释没有得到实证研究的一致支持，相反，研究者发现人们在局部范围内与他人或自己过去状况的比较，影响着人们的微观收入公平感（怀默霆，2009；李骏、吴晓刚，2012；马磊、刘欣，2010；栗志强、王毅杰，2014；郑畅、孙昊，2016），即社会比较下的“相对剥夺”才是影响居民公平感的原因。另外，Hirschman（1973）提出了著名的“隧道效应”，强调流动预期对提升民众对社会不公平容忍度的重要作用，在此基础上，Benabou 等（2001）提出了向上流动性预期假说（The POUM Hypothesis），该假说认为，处于较低层级的居民如果预期自己将来的社会地位上升，那么他们将认为社会是较公平的，并不再支持再分配，因此，本研究也将纳入 POUM 假设以检验其对公平感的影响。最后，考虑到当今网络移动终端、新媒体等信息渠道的蓬勃发展，民众对社会问题的了解范围也在不断扩展，这使得人们可能不仅能熟知社会上层的收入和消费方式，而且能从更多的非官方渠道获知社会新闻，从而产生更强烈的相对剥夺，进而对人们的公平感产生影响（Schor, 1998；Hamilton, 2003）。基于以上的讨论，本研究提出以下假设：

H3a：人们的自我阶层地位越高，越倾向于认为社会整体上是公平的；

H3b：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，越倾向于认为社会整体上是公平的；

H3c：与周围的其他家庭相比，人们对家庭当前的社会经济状况评价越高，越倾向于认为社会整体上是公平的

H4：预期自己在今后几年将会实现向上流动的人将持有更强的社会公平感；

H5：人们接触的主要信息来源不同，会显著影响其整体公平感。

三、数据、变量和模型

（一）数据

本文的数据来源于中国人民大学联合全国各地学术机构共同执行的中国综合社会调查项目（CGSS, China General Social Survey），并使用该项目 2015 年的调查数据进行分析。该调查采用多阶分层 PPS 随机抽样，获得了 18-95 岁的 10,968 个成年人样本，调查范围覆盖全国 28 个省、市、自治区的 478 村居。本研究主要用到的变量来自于 CGSS2015 的核心模块（A 部分）、十年回顾模块（B 部分）和法制模块（F 部分），其中其中 A 和 B 部分所有受访者都要回答，而 F 部分的抽中概率均为 1/3，因此，在剔除掉 F 部分未被抽中、90 岁以上、因变量缺失的样本后，本研究使用的样本量为 3750 个，其中，城市样本占 58.8%，农村样本 41.2%。

（二）变量

1. 因变量

本研究的核心变量是宏观公平感，使用 CGSS2015 中的一个五分定序变量，“总的来说，您认为当今社会公不公平：1、完全不公平，2、比较不公平，3、说不上公平但也不能说不公平，4、比较公平，5、完全公平”，本文借鉴 Corneo 等（2002）的做法，将宏观公平感变量转化为二值变量，当变量值大于等于 3 时（即至少不认为社会是不公平的）赋值为 1，其他赋值为 0（即至少认为社会是不公平的）。

2. 自变量。

腐败感知程度指数。这是一个综合指标，来自于人们对四类党政公职人员清廉程度的评价，“您如何评价各类党政公职人员的清廉程度：本地国家干部、警察、法官、检察官”，以及一个对各类党政公职人员的总体评价，5 个题目的选项均为 5 分序次，“1、普遍非常廉洁，2、多数比较廉洁，3、差不多一半腐败，4、多数比较腐败，5、普遍非常腐败”。在使用 Cronbach's alpha 系数对 5 个变量的内部一致性信度进行检验后，得到分值 0.933，说明该组变量内部的可靠性很高，故直接进行加权平均，“对四类政党公职人员的评价”和“对各类党政公职人员的总体评价”的权数分别为 0.125，0.125，0.125，0.125 和 0.5，最后得到一个取值在 [1, 5] 区间的连续变量，其数值越高，说明人们所感知到的腐败程度越严重。

特权行为感知程度变量。本文构建了一个 3 分的定类变量来描述民众的特权行为感知程度，来源于 CGSS2015 中“多大程度与现实相符：犯同样的法，有钱有势的人容易从轻处理”问题，原题有 5 点选项，由于最两端的观测数分布较少，故将其与邻近的分类合并，最后的 3 类为“1、不符合，2、一般，3、符合”。

社会治理评价指数。本文使用一组变量来构建一个综合的社会治理评价指数，其提问方式是“以下社会治理工作依法办事水平如何”，其中，“依法办事水平”对评价的标准进行了限定，它期望受访者针对社会治理工作的有序性、合法性进行评价。该组问题所涉及的评价对象有 6 个，分别是“环境污染的治理、城市建设的治理、道路交通的治理、社会治安的治理、食品安全的治理、市场秩序的治理”，其度量方式为 5 点，“1、非常高，2、比较高，3、一般，4、比较低，5、非常低”，使用 Cronbach's alpha 系数对 6 个变量的内部一致性信度进行检验得到分值 0.846，说明该组变量的可靠性较高，故对其进行加总平均，得到一个取值在 [1, 5] 区间的连续变量，其数值越高，说明人们对社会治理工作的评价越糟糕。

主要信息来源。本研究使用 CGSS2015 中的“以上哪个媒体是您最主要的信息来源：1、报纸/杂志，2、广播，3、电视，4、互联网（包括手机上网），5、手机定制消息”来构建主要信息来源变量。

社会结构变量。本文使用受教育年限、个人年总收入、职业类型、地区、户籍来综合测量人们在社会结构中的客观位置，其中，职业类型的划分参考了吴晓刚（2007）对 6 类职业 EGP 编码的操作方法，使用 CGSS2015 提供的“被访者当前非农工作”的国际标准职业编码（ISCO88）对其职业类型进行转换，再结合问卷中关于是否从事农业劳动的问题对职业类型变量进行补充，最后将其划分为专业技术人员和管理者、常规体力劳动者、小业主和个体经营者、工头和技术工人、半技术/无技术工人、农民 6 类，另外，因为“无业”的观测样本较多，故增添一类无业。该分类方式与国际社会经济指数（International Socio-Economic Index）和标准国际声望量表（Standard International Occupational Prestige Scale）的不同之处在于，它是以劳动力市场上的人们的雇佣关系和技能水平作为划分职业分类的标准，更多反映了职业在市场处境的阶级性质，且它是一种分类指标。地区变量，则依据国家统计局的标准，将样本分为“东部地区、中部地区、西部地区、东北地区”4 个类别²。户籍类型划分为“农业户口”和“非农

² 东部地区包括：北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南。中部地区包括：山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南。西部地区包括：内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。东

业户口”两类。个人年总收入变量使用了个人年总职业收入变量进行修正，即当个人年总收入小于个人年总职业收入时，用后者替换前者。

社会比较变量。由阶层自我定位变量、相对社会经济地位变量、相对家庭经济水平变量三个变量综合构建，它们分别反映了受访者从不同维度、参照不同群体而进行的社会比较状况，反映了人们感受到的相对剥夺的程度。阶层自我定位，指的是人们依据某种分层信念，对自己在社会中所处的纵向位置进行自我评价，研究者发现，控制了个人客观地位等因素，收入不平等对个人阶层自我定位也有关键性影响（Anderson, 2012; Crutis, 2015），也就是说，人们对自己所处阶层的定位，不仅仅是客观社会阶层的被动反应，也受到心理因素的影响。本研究使用的问题是“您认为自己目前处于哪个等级上”，该问题要求受访者在 1-10 的 10 个数字中进行选择，其中 1 代表最底层，10 代表最顶层，不同的数值代表了人们阶层自我定位的相对比较位置。相对社会经济地位变量，指的是被访者参照同龄人，对自己的综合社会经济状况进行比较，“与同龄人相比，您本人的社会经济地位怎样”，其中 1 代表较高，2 代表差不多，3 代表较低。相对家庭经济水平变量，指的是被访者以自己的家庭为单位，参照当地的其他家庭进行经济状况的比较，问题为“您家的经济状况在当地属于哪一档”，将数据处理成 3 类，分别代表“1、低于平均水平，2、平均水平，3、高于平均水平”。

社会流动变量。包括社会流动预期（Social Mobility Expectation, SME）和主观感知流动。社会地位流动预期变量根据问卷中，“您认为您自己目前是在哪个层级上”和“您认为您 10 年后将会处在哪个等级上”两个问题的回答来度量：1 代表最底层，10 代表最顶层，用后一问题答案的数值减去前一问题答案的数值，所得为正则赋值为 1，表示预期会向上流动，所得值为 0 表示预期流动不变，所得为负则赋值为 2，表示预期会向下流动。主观流动感知则使用“您认为您自己目前是在哪个层级上”这一问题，和“您认为您 10 年前处于哪个等级上”的差值来表示，方向同社会地位流动预期变量。

其他控制变量。在进行数据分析时，本文对基本的人口变量，如年龄、性别、政治面貌等加以控制。表 1 汇报了自变量的描述性统计结果。

北地区包括：辽宁、吉林和黑龙江。

表 1 自变量的分布统计

变量	观测数	均值/比例	标准差	最小值	最大值
腐败感知程度指数	3,146	2.64	.82	1	5
社会治理评价指数	3,371	2.90	.63	1	5
特权行为感知程度	3,574	—	—	—	—
不符合	541	15.14	—	—	—
一般	687	19.22	—	—	—
符合	2,346	65.64	—	—	—
主要信息来源	3,684	—	—	—	—
报纸/杂志	124	3.37	—	—	—
广播	76	2.06	—	—	—
电视	2,441	66.26	—	—	—
互联网（包括手机上网）	986	26.76	—	—	—
手机定制消息	57	1.55	—	—	—
阶层自我定位	3,721	4.27	1.64	1	10
相对社会经济地位	3,729	—	—	—	—
1. 较高	156	4.18	—	—	—
2. 差不多	2,311	61.97	—	—	—
3. 较低	1,262	33.84	—	—	—
相对家庭经济水平	3,726	—	—	—	—
1. 低于平均水平	1,414	37.95	—	—	—
2. 平均水平	2,048	54.97	—	—	—
3. 高于平均水平	264	7.09	—	—	—
社会流动预期	3,530	—	—	—	—
1. 向下流动	208	5.89	—	—	—
2. 不变	1,358	38.47	—	—	—
3. 向上流动	1,964	55.64	—	—	—
主观感知流动	3,705	—	—	—	—
1. 向下流动	412	11.12	—	—	—
2. 不变	1,200	32.39	—	—	—
3. 向上流动	2,093	56.49	—	—	—
性别（0=女）	1,988	53.01	—	—	—
年龄	3,750	50.17	16.97	18	90
政治面貌（0=非党员）	3,355	89.78	—	—	—
户籍（0=非农业户口）	1,600	42.67	—	—	—
个人年总收入	3,469	28085.48	60532.04	0	2000000
受教育年限	3,740	8.64	4.76	0	16
职业类型（EGP）	3,670	—	—	—	—
1. 专业技术人员和管理者	338	9.21	—	—	—
2. 常规体力劳动者	267	7.28	—	—	—
3. 小业主和个体经营者	207	5.64	—	—	—
4. 工头和技术工人	145	3.95	—	—	—
5. 半技术/无技术工人	320	8.72	—	—	—
6. 农民	1,288	35.10	—	—	—

续表 1

变量	观测数	均值/比例	标准差	最小值	最大值
7. 无业	1, 105	30. 11	—	—	—
地区	3, 750	—	—	—	—
1. 东部地区	1, 352	36. 05	—	—	—
2. 中部地区	937	24. 99	—	—	—
3. 东北地区	490	13. 07	—	—	—
4. 西部地区	971	25. 89	—	—	—

（三）方法和模型

1. 样本 Kolmogorov-Smirnov 检验

由于 CGSS2015 的法治模块（F 部分）的抽中概率为必答模块的 1/3，为了进一步验证本研究删除部分数据的合理性，我们使用了 Kolmogorov-Smirnov test (K-S test) 来检验删除前的原始数据与删除后实际使用的数据的分布函数。K-S test 可以验证两个数据集是否遵循同一分布，是一种非参数检验，其过程为：

先计算两个数据集分布函数的最大差值： $D_{m,n} = \sup_x |F_{1,n}(x) - F_{2,m}(x)|$ ，其中 $F_{1,n}$ 和 $F_{2,m}$ 是两个数据集的分布函数， x 是自变量或因变量。如果 $D_{m,n} > P(\alpha) \sqrt{\frac{n+m}{nm}}$ ，则可以拒绝原假设“两个数据集遵循同一分布” (Pearson *et al.*, 1972)。其中 m 和 n 分别是两个数据集的数据个数， α 为置信度。应用在本文相关的数据上，结果如下：

表 2 因变量和部分自变量的 K-S 检验结果

变量	P-value	变量	P-value
宏观公平感	0. 996 (N= 14634)	户籍	0. 99 (N=14622)
年龄	0. 822 (N= 14698)	阶层自我定位	0. 97 (N= 14605)
性别	1. 00 (N= 14698)	相对社会经济地位	1. 00 (N=14612)
相对收入	1. 00 (N= 14634)	相对家庭经济水平	0. 78 (N= 14610)
个人年总收入	0. 91 (N=13524)	受教育年限	0. 96 (N= 14596)
地区	0. 88 (N=14698)	主要信息来源	1. 00 (N=14421)
政治面貌	1. 00 (N=14638)	社会流动感知	1. 00 (N= 14589)
职业类型 (EGP)	1. 00 (N= 14420)	社会流动预期	1. 00 (N= 13786)

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

首先，在分析使用的因变量“宏观公平感”上，K-S 检验的结果在统计上是不显著的，即无法拒绝原假设“两个数据集遵循同一分布”，且在其他自变量上，删除之后的数据和原始数

据也没有显著分布差异，因此，可以得出结论，只使用部分样本的处理是可行的。

2. Logistic 回归模型

根据因变量的二分类性质，本研究使用二元 Logistic 回归模型来拟合宏观公平感的决定方程。其方程为：

$$\hat{P} = a + b(M) + \sum^i c(N_i) + \sum^k d(X_k)$$

其中， \hat{P} 表示公平感； M 是腐败感知程度变量； N_i 是包括特权行为感知程度和社会治理等在内的一系列变量； X_k 则为一组社会结构和社会比较变量，包括职业地位，教育程度，性别，年龄，户籍类型，地区等。

四、结果分析

（一）民众的宏观公平感

基于对 2015 年全国性代表样本的分析，表 3 反映了民众对社会宏观公平感的认知状况。就宏观公平感而言，约一半民众认为社会是公平的，其中有 47.12%认为社会总体上是“比较公平”的，也有 3.52%的人认为社会“完全公平”，值得关注的是，认为“比较不公平”和“完全不公平”的民众也占了 21.49%和 5.81%。总的来说，民众在公平感上有比较积极的取向，这与此前一些研究的发现基本一致（怀默霆，2009；Wu，2009；孟天广，2012）。

表 3 因变量的分布统计

宏观公平感					
	完全不公平	比较不公平	说不上公平 但也不能说不公平	比较公平	完全公平
频数	218	806	827	1,767	132
占比	5.81	21.49	22.05	47.12	3.52
		不公平	至少不能说不公平		
频数	1,024		2,726		
占比	27.31		72.69		
N=3750					

（二）宏观公平感影响机制分析

为了检验不同因素对公平感的影响，本文分别设置了四个嵌套模型比较其影响力（见表 4）。模型 1 为基准模型，只加入了年龄、年龄平方项、性别和政治面貌控制变量；模型 2 增加了腐败感知指数等变量；模型 3 在前面的基础上加入了一组客观社会结构地位变量；模型 4 是最终模型，放入了社会比较变量来检验“相对剥夺”对公平感的影响。所有模型均报告了伪决定系数（pseudo R²）、对数似然值来比较不同模型的解释力。变量后的括号内标注了参照组，系数后的括号内为标准误。Logistic 回归函数的系数是取对数函数之后所得，解释时需经过换算。

表 4 宏观公平感的 Logistic 回归分析

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
年龄	-0.029 [*] (0.013)	-0.032 [*] (0.015)	-0.048 ^{**} (0.017)	-0.042 [*] (0.019)
年龄平方项	0.005 ^{***} (0.001)	0.005 ^{**} (0.002)	0.007 ^{***} (0.002)	0.006 ^{**} (0.002)
性别（0=女）	-0.018 (0.075)	0.041 (0.088)	0.082 (0.099)	0.178 ⁺ (0.105)
政治面貌（0=非党员）	0.007 (0.127)	-0.124 (0.145)	-0.187 (0.166)	-0.204 (0.177)
腐败感知指数		-0.300 ^{***} (0.057)	-0.318 ^{***} (0.061)	-0.309 ^{***} (0.065)
社会治理指数		-0.390 ^{***} (0.075)	-0.399 ^{***} (0.080)	-0.358 ^{***} (0.084)
特权感知指数		-0.285 ^{***} (0.065)	-0.307 ^{***} (0.070)	-0.284 ^{***} (0.074)
个人年收入对数			0.018 (0.014)	0.006 (0.015)
户籍（0=非农业户口）			-0.012 (0.120)	-0.030 (0.127)
个人受教育年限			0.002 (0.015)	-0.005 (0.016)
EGP（专业技术人员和管理者）				
常规体力劳动者			-0.144 (0.211)	-0.113 (0.222)
小业主和个体经营者			0.031 (0.240)	-0.004 (0.251)
工头和技术工人			-0.762 ^{**} (0.254)	-0.767 ^{**} (0.269)
半技术/无技术工人			-0.417 [*] (0.210)	-0.357 (0.226)
农民			-0.228 (0.207)	-0.215 (0.220)
无业			-0.461 [*] (0.182)	-0.440 [*] (0.196)
地区（东部地区）				
中部地区			-0.046 (0.124)	-0.091 (0.132)
东北地区			0.069 (0.147)	0.132 (0.157)
西部地区			-0.010 (0.131)	-0.025 (0.139)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
阶层自我定位				0.087 [*] (0.036)
相对社会经济地位（较高）				
差不多				0.228 (0.259)
较低				-0.138 (0.280)
相对家庭经济水平（低于平均水平）				
平均水平				0.510 ^{***} (0.119)
高于平均水平				0.127 (0.230)
社会流动预期（向下流动）				
不变				0.173 (0.215)
向上流动				0.107 (0.211)
主观感知流动（向下流动）				
不变				0.127 (0.171)
向上流动				0.274 ⁺ (0.167)
主要信息来源（报纸/杂志）				
广播				-0.403 (0.494)
电视				-0.348 (0.323)
互联网（包括手机上网）				-0.579 ⁺ (0.336)
手机定制消息				-0.176 (0.501)
常数	1.153 ^{***} (0.297)	4.033 ^{***} (0.433)	4.590 ^{***} (0.572)	3.816 ^{***} (0.820)
pseudo R ²	0.017	0.056	0.067	0.098
Log-likelihood	-2153.4546	-1591.4779	-1432.8482	-1303.1644
N	3737	2899	2645	2500
⁺ $p < 0.10$, [*] $p < 0.05$, ^{**} $p < 0.01$, ^{***} $p < 0.001$				

比较四个模型的伪决定系数（pseudo R²）和对数似然值（Log-likelihood）可以发现，模型 2 的解释力明显优于模型 1，模型 4 的解释力明显优于模型 3，尽管模型 3 在模型 2 的基础上纳入了一组社会结构变量，但解释力的提升不足。其中，模型 4 的解释力最优。在四个模型中，年龄和年龄的平方项对公平感均存在显著影响，为了更直观，表 5 提供了年龄与公平感的拟合曲线。可以看到，年龄对公平感的影响呈一条近似“J”形的曲线，相比较于 20 岁

到 45 岁左右的人，年龄越大的人越倾向于社会总体上是公平的，这可能说明了世代效应（cohort effect）的存在，即因为人们生活的时代不同，共享的社会价值观念不同，会对公平有着不一样的看法。但在以往研究中，有的发现年龄对公平感存在正向影响（李骏、吴晓刚，2012；刘欣、胡安宁，2016），也有的发现为负向影响（田丰，2009）。而在解释上，学者们通常以改革开放为分水岭来解释不同代人所持有的价值观念。一方面，改革前成长的民众可能更能感受到改革带来的好处，所以较为容忍不平等，而改革后成长起来的民众追求公平的意识更强烈，对不平等的容忍度较低；但另一方面，改革前成长的民众深受平均主义影响，而且存在文化大革命中“失落的一代”（lost generation），而他们中很多人又在国企改革中下了岗，可能会对转型后的不平等表现出比年轻人更强烈的不满（怀默霆，2009）。而本研究的结果发现，这个分水岭大概在 1970 年左右，越在此前出生的人，越倾向于认为社会是公平的，而在此后出生的人的公平感倾向的则变化不明显，但都维持在一个较低的水平上。这一结果支持了年龄对公平感存在统计上的正向影响的假设。

另外，性别变量在前三个模型中并不显著，但在纳入了全部自变量的最终模型中反倒边缘显著，这可能源于性别变量与其他自变量的相关关系。

在模型 2、3、4 中，民众的腐败感知、特权行为感知和社会治理变量均在 99.9% 的显著性水平上影响人们的公平感，支持了本文提出的三个 H1 假设，即当民众对腐败、特权行为的感知程度越高、对社会治理的评价越低时，越倾向于认为这个社会是不公平的。这一效应在控制了社会结构、社会比较等变量后依然显著且系数变化不大，具体来说，民众对腐败的感知每提升一个单位，感到公平的发生比将降低 26.6%，同理，特权行为和社会治理也会削弱人们的公平感，其发生比分别只剩下 75.2% 和 69.9%。而作为比较，可以看到，基于自利的社会结构决定论所设置的个人收入、教育、户籍则均不显著，这说明，收入分配可能并不是居民不公平感的真正来源。而信息来源变量的不显著，则说明接触不同渠道的信息并没有显著影响居民公平感，这可能意味着在中国四十年的经济飞速增长背后，存在着大家都有目共睹的腐败现象、特权行为和社会治理不善，这不仅说明了人不是社会结构决定的生物，也反映了中国人“需要层次”的提升，因为物质只是人的最低生存需求，收入水平充其量只能满足物质的需求，而更高的安全、归属等需求，则是在不断发展的。与此同时，这一发现也反驳了“腐败宽恕论”的观点，这一观点认为，民众会因为政府瞩目的经济绩效而原谅其中存在的种种腐败现象，因此，如果经济发展比较迅速，那么人们的腐败感知就会较低。但显然，人们并没有宽恕腐败。

在模型 3 和模型 4 中，分别新纳入了社会结构综合变量和社会比较综合变量来检验“结构决定论”和“相对剥夺”对公平感的影响。本研究使用 5 个变量来综合反映个体所处的客观社会结构性位置，但是除了 EGP 职业分类指标，其他变量均不显著。具体看看 EGP 变量，在控制了其他变量之后，相较于专业技术人员和管理者，工头和技术工人，以及无业者更倾向于认为社会不公（模型 4），其发生比分别降至 46.4% 和 64.4%，但这不能完全用自利理论来解释，因为按照 EGP 职业分类所内涵的市场处境的阶级性质来说，“工头和技术工人”并不是最“悲惨”的群体，不能解释为什么农民和半技术/无技术工人的公平感在统计上并不比参照组群体低。本研究认为，“工头和技术工人”所处的劳动力市场位置尽管不是最低的，但却是城乡这道鸿沟（gap）最撕裂的地方，他们往往生活在“城市”和“农村”的双重隧道中，“相对剥夺”感的参照群体是家乡亲朋和城市的同伴，因此对公平的感受更加撕裂。一项龙书芹、风笑天（2015）关于农民工不公平感的研究支持了本文的解释。更进一步的追问是，相较于其他群体，农民为什么没有感到更不公呢？除了社会比较，有学者给出了另一种新制度主义的解释，即社会成员对自己所获得的社会资源是否公平的感受，取决于社会成员的自我认知与社会共识之间达成一致的度，换言之，当农民自我感知的地位与社会评价地位一致或更高时，就并不会觉得不公平（刘欣、胡安宁，2016）。

就模型 4 中的社会比较变量对公平感的影响来看，人们的自我阶层地位越高、人们对家庭

当前的社会经济状况评价越高,越倾向于认为社会整体上是公平的;主观自我阶层每提升一个单位,感到公平的发生比就会提升 9.1%,而相较于觉得家庭经济水平低于当地平均水平的人,认为自己的家庭水平是平均水平的人,感到公平的发生比则会提升 66.5%;而参照同龄人的社会经济地位比较变量对公平感的影响并不显著,即不能拒绝其系数为 0 的原假设。这说明,主观的社会阶层定位、比较中的“相对剥夺”确实会影响民众的社会公平感,数据分析结果支持了本文提出的 H3a 和 H3c 假设。另外,基于向上流动性预期假说(POUM)的检验结果并不显著,另一个感知流动变量在模型中则存在边缘显著效应。乐观向上的社会地位流动预期并没有增加人们对社会不平等的容忍度,这一结论与郑畅、孙昊(2016)使用 CGSS2010 和 CGSS2013 得出的结论不完全相同,然而在其文章中也发现,他们使用的 2010 年的数据,向上流动性预期假说效应在 99%的置信水平上统计显著,但是到 2013 年,这一效应则完全消失,作者并没有深入解释这一现象;而本文使用 CGSS2015 的数据分析,结果也无法支持向上流动性预期假说。一种可能的解释是,向上流动的预期无法提升人们对社会不平等的容忍度,和本文发现的腐败、特权等社会现实有关,即使人们相信向上流动的可能性,愿意付出时间和精力,社会的诸多不公也使他们无法忽视,无法容忍社会上的不平等现象,所以并没有表现出较高的社会公平感。另一种可能是,在几十年的社会流动中,人们的社会地位已实现了一定程度上的向上流动,而在人们的社会地位相对上升后,感受到了继续向上流动的难度,对社会的不平等现象有更深刻的认识。

五、总结与讨论

通过以上的分析,本文可以得出以下几点结论:第一,影响人们宏观公平感的机制并不像以往研究强调的那样,主要在于收入分配方面,而是受到社会中广泛存在的政府腐败现象、特权行为和社会治理不善等因素的影响,个人收入的多数客观社会经济条件对公平感的影响并不统计显著;第二,公平感显著受到“世代效应(cohort effect)”的影响,年龄越大的人越倾向于社会是公平的;第三,相对剥夺也是影响人们公平感的主要原因,当自己比局部比较的群体的境况更好时,也会有更高的社会公平感。

赫希曼在解释经济发展过程中人们对不平等的忍耐度时,提出了著名的“隧道效应”:一个隧道里的双向车道堵住了,如果一名驾车者看到旁边车道开始挪动,一开始时,他并不会觉得愤怒,相反,他会觉得有希望了,因为自己这一条车道也会很快挪动,但是如果对面车道一直在通行,而自己的车道一直不动,那么他将会变得十分愤怒。尽管我们可以说,中国经济发展的成果让富人和穷人都在各自的车道上快速移动了起来,可是移动的速度存在很大差异,而且这种差异不完全是由于能力差别导致的,还有特权者的加塞、越线,即对规则的逾越。一方面,客观的收入水平、客观的社会流动,并不能真正提升人们的公平感,因为人们是通过比较周围人的状况,而不是宏观所处的社会结构位置,获得关于社会的理解和认知;另一方面,社会的不公已经超出了人们作为经济发展得利者的忍受范围,或者说,公众并不是以一己私利来评价社会整体的公平与否,需要考虑社会上真正广泛存在的各种不公现象,才能理解公平感的真正来源。

腐败和不平等之间存在着一个恶性循环陷阱,公共部门掠夺行为会加剧社会不平等,同时,由于较高的社会不平等程度和公平正义的丧失,又会恶化一个社会的腐败程度:越是腐败的政府体系,越容易加剧政治上、经济上不平等的现状,同时,越是不平等,即权力垄断和经济收入的两极化,也越容易巩固富人的权力和利益,加剧政商勾结,从而产生更多的腐败现象。一个固化或者说结构化的社会,终究会浇灭底层的乐观,带来绝望和愤怒。走出这种怪圈,免不了会触及诸多利益集团的命脉,但非如此不可,才是“善”的。

囿于数据和能力有限，本文也存在一些值得改进的地方。腐败感知与现实中的腐败情况之间可能存在差距，如果使用测量腐败程度的客观数据，将会使分析更加全面和准确，但是笔者认为，鉴于当前对新闻媒体的管控情况，大部分民众很可能是低估了中国真实的腐败状况而不是高估；另外，国内关于公平感的实证研究，已经积累了相当不错的成果，但是缺乏纵向的、基于历史的分析，因此，期待能有新的研究描述和分析公平感的动态变化，进而解决一些“悬而未决”但截面数据无法解释的问题，如向上流动预期效应的消失，等等。

参考文献

- [1] 陈刚、李树, 2010,《中国的腐败、收入分配和收入差距》,《经济科学》第2期
- [2] 陈刚、李树、吕惠娟, 2011,《中国的腐败与城市居民收入不平等——基于收入来源的分解分析》,《制度经济学研究》第4期
- [3] 陈晓东, 张卫东, 2017,《机会不平等如何作用于社会公平感——基于 CGSS 数据的实证分析》,《华中科技大学学报》第2期
- [4] 方学梅, 2017,《不平等归因、社会比较对社会公平感的影响》,《华东理工大学学报(社会科学版)》第2期
- [5] 方长春, 2017,《收入不平等的公众感知与态度: 国际比较视野下的中国》,《吉林大学社会科学学报》第1期
- [6] 胡鞍钢, 2002,《腐败: 中国最大的社会污染》//胡鞍钢,《中国: 挑战腐败》,杭州: 浙江人民出版社.
- [7] 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
- [8] 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公民公平观的一项实证分析》,《中国社会科学》第3期
- [9] 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”》,《中国人民大学学报》第4期
- [10] 刘欣、胡安宁, 2016,《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》第4期
- [11] 龙书芹、风笑天, 2015,《社会结构、参照群体与新生代农民工的不公平感》,《青年研究》第1期
- [12] 马磊、刘欣, 2010,《中国城市居民的分配公平感研究》,《社会学研究》第5期
- [13] 孟天广, 2012,《转型期中国公众的分配公平感: 结果公平与机会公平》,《社会》第6期
- [14] 秦广强, 2011,《社会流动的影响与后果》,长沙:《湖南社会科学》,第5期
- [15] 秦广强, 2016,《社会分层研究: 客观与主观的双重维度》,《理论导刊》第9期
- [16] 栗志强、王毅杰, 2014,《转型期中国民众公平感的影响因素分析》,《学术论坛》第8期
- [17] 田丰, 2009,《改革开放的孩子们: 中国“70”后和“80”后青年的公平感和民主意识研究》,《青年研究》第6期.
- [18] 托克维尔, 2013, 冯棠 译,《旧制度与大革命》,北京: 商务印书馆
- [19] 吴晓刚, 2007,《中国的户籍制度与代际职业流动》,《社会学研究》第6期
- [20] 谢宇, 2010,《认识中国的不平等》,《社会》第3期
- [21] 郑畅、孙昊, 2016,《收入、社会地位流动预期与民众社会公平认知——采用 CGSS(2010、2013) 数据的实证检验》,《西部论坛》第5期
- [22] Albert O. Hirschman, Michael Rothschild, 1973, “The Changing Tolerance for Income Inequality in the Course of Economic Development”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87, No. 4, pp. 544-566
- [23] Alesina A. and G. M. Angeletos. 2005. “Fairness and Redistribution.” *American Economic Review*. 95 (4) 960—80.
- [24] Anderson Robert, Josh Crutis, 2012, “The Polarizing Effect of Economic Inequality on Class Identification: Evidence from 44 Countries.” *Research on Social Stratification and Mobility*, vol.30, no.1
- [25] Berger, Joseph, M. Zelditch, B. Anderson, and B. P. Cohen. 1972. “Structural Aspects of Distributive Justice: A Status Value Formulation.” *In Sociological Theories in Progress* (Vol.2),

- edited by Berger, J., M. Zelditch, and B. Anderson. New York: Houghton Mifflin
- [26] Brickman, P., R. Folger, E. Goode & Y. Schul, 1981, "Microjustice and Macrojustice." in M. J. Lerner & S. C. Lerner (eds.), *The Justice Motive in Social Behavior*. New York: Plenum.
- [27] Chung, Jae Ho, Hongyi Lai & Ming Xia, 2006, "Mounting Challenges to Governance in China: Surveying Collective Protestors, Religious Sects, and Criminal Organizations." *The China Journal* 56.
- [28] Corneo, Gruner. 2002. "Individual Preference for Political Redistribution." *Journal of Public Economics*, 83(1):83-107
- [29] Hamilton, C. 2003. "Overconsumption in Britain: A Culture of Middle Class Complaint?" Melbourne: The Australia Institute
- [30] Josh Crutis,, 2015, "Social Mobility and Class Identity: The Role of Economic Conditions in 33 Societies 1999-2009." *The European Sociological Review* , pp.108-121.
- [31] Ng, Sik Hung & Michael W. Allen 2005 , "Perception of Economic Distributive Justice: Exploring Leading Theories." *Social Behavior and Personality* 33(5)
- [32] Pearson, E. S. & Hartley, H. O., eds. 1972,. "Biometrika Tables for Statisticians." Cambridge University Press. pp. 117-123, Tables 54, 55. ISBN 0-521-06937-8.
- [33] Roland Benabou & Efe A. OkSocial, 2001, "Mobility and the Demand for Redistribution: The Poup Hypothesis", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 2, pp. 447-487
- [34] Rothstein, B. & D. Eek, 2009, "Political Corruption and Social Trust: An Experimental Approach", *Rationality and Society*, 21(1): 81-112
- [35] Schor, J. 1998, "The Overspent American", New York: Harper
- [36] Shuntian, Yao, 2002, "Privilege and Corruption: The Problems of China's Socialist Market Economy", *The American Journal of Economics and Sociology*, Vol. 61, No. 1, pp. 279-299
- [37] Tanner, Murray Scot 2006, "We the People(of China)....." *WallStreet Journal*, February 2.
- [38] Tavits, M., 2008., "Representation, Corruption, and Subjective Well-Being." *Comparative Political Studies*, 41(2), pp.1607-1630.
- [39] Wegener, B., 1991., "Relative deprivation and social mobility: structural constraints on distributive justice judgments." *European Sociological Review*, Vol 7, pp. 3-18.
- [40] Wu, X. , 2009., "Income Inequality and Distributive Justice: A Comparative Analysis of Mainland China and Hong Kong." *The China Quarterly*, vol. 200, pp. 1033-1052.