

机会不平等与社会流动预期研究*

——基于CGSS数据的经验分析

陈晓东, 张卫东

(华中科技大学 经济学院, 湖北 武汉 430074)

摘要: 随着“中国梦”的提出, 对于居民社会流动预期的研究受到了广泛关注。现有文献对于社会流动预期影响因素的相关研究较为匮乏, 文章在政府以实现社会公平正义为目标的改革背景之下, 研究我国机会不平等对居民社会流动预期的影响, 具有重要的理论和现实意义。研究表明: 机会不平等作用于社会流动预期的总效应为正, 即当前机会不平等程度越高的地区, 人们向上的社会流动预期越显著; 并且, 这种正向影响在家庭背景条件较差、年龄较大、受教育程度较高以及非农业户籍群体中更加显著。文章认为, 在政府以实现社会公平正义为目标的改革背景下, 人们预期未来机会不平等程度会下降, 导致机会不平等直接效应的不利影响受到间接效应的抵消, 从而出现上述看似“有悖常理”的结论。实证结果也在一定程度上证实了间接效应的存在。因此, 相对于当前现实存在的机会不平等, 人们对未来机会不平等变化的预期对其社会流动预期的影响更为突出。政府部门应当在贯彻落实公平政策的同时, 实施必要的预期管理, 增强人们对政府部门的信任, 使其保持对未来改革政策的乐观预期, 从而维持当前较为良好的居民社会流动预期。

关键词: 机会不平等; 社会流动预期; 公平正义; 直接效应; 间接效应

中图分类号: F014.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2018)05-0048-13

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2018.05.004

一、引言

按照来源进行划分, 收入不平等可分解为努力不平等和机会不平等, 前者源于个人的努力程度差异, 后者取决于家庭背景和社会制度等个人不可控制的环境因素(Roemer, 1998)。在两种类型的平等中, 机会不平等因与社会正义原则相悖, 而被认为是不公平的; 而努力不平等则相反, 能够被人们接受(刘华和徐建斌, 2014)。因此, 近年来国内外收入分配研究的焦点已逐渐由收入不平等转向机会不平等(吕光明等, 2014; 陈东和黄旭锋, 2015)。已有的研究表明, 我国的机会不平等在总收入不平等中占有相当高的比重(江求川等, 2014; 孙三百, 2014; 陈东和黄旭锋, 2015), 由此引起的社会、经济问题也受到了学界的广泛关注。此外, 随着“中国梦”的提出, 对居民社会流动预期的研究逐渐成为热点。社会流动预期是个体基于自身的实际情况和客观的社会环境, 对未来阶层流动所作出的积极或消极的心理预期。这与“中国梦”的内涵非常契合。^①总体

收稿日期: 2017-09-15

作者简介: 陈晓东(1987-), 男, 湖北黄冈人, 华中科技大学经济学院博士研究生;

张卫东(1962-), 男, 湖北随州人, 华中科技大学经济学院教授, 博士生导师。

^①“中国梦”是中国人的总体追求与每个人的个体追求紧密结合在一起的憧憬和期盼, 只有每个人都为美好梦想而奋斗, 才能汇聚起实现中国梦的磅礴力量(李君如, 2013)。

而言,对居民社会流动预期产生影响的因素包含两类:一是个体因素,二是制度环境因素。相比于个体因素,制度环境因素的影响更具一般性,并在一定程度内具有可调节性,因而受到了更广泛的关注。而在众多制度环境因素中,机会不平等无疑处于最突出的地位,赵晓(2013)甚至认为当前实现“中国梦”最大的障碍就是公平正义问题。本文拟探究机会不平等这一当前较为突出的制度环境因素与居民社会流动预期之间的关系。试图解答以下问题:机会不平等是否对社会流动预期产生了影响?如果是,作用机制和作用效果如何?这种影响在不同的群体间是否存在显著的差异性?以及具有怎样的政策含义?

现有关于机会不平等的研究主要集中于对其进行定量测度(Checchi和Peragine, 2010; Almås等, 2011),也有一部分学者对机会不平等与公平认知(Alesina和Angeletos, 2005; Almås等, 2010)、机会不平等与经济增长之间的关系进行了研究(Marrero和Rodríguez, 2013; Mitra等, 2015; 雷欣等, 2017)。然而,迄今为止,关于机会不平等的研究仍处于起步阶段。此外,尽管有大量文献揭示了社会流动预期在影响人类认知、再分配偏好和幸福感等方面具有重要的意义(Alesina等, 2004; Alesina和Angeletos, 2005; Milanovic和Ersado, 2008; 赵新宇等, 2013),但对社会流动预期影响因素的研究却较为匮乏。

本文主要研究机会不平等这一重要的制度环境因素对社会流动预期的影响。我们认为,社会流动预期不仅取决于当前的机会不平等程度,还取决于人们对未来机会不平等变化的预期,而后者同时取决于当前机会不平等程度和政府为实现社会公平目标而实施的政策措施。因此,可将机会不平等对社会流动预期的作用效果分解为直接效应与间接效应。直接效应指机会不平等通过影响个体当前的经济环境,如创业、就业与晋升机会等,进而对未来社会流动预期所产生的持续性影响。间接效应指当前机会不平等程度和政府为实现社会公平正义目标而实施的政策措施影响了人们对未来机会不平等变化的预期,进而对社会流动预期产生了影响。基于2010—2013年的中国综合社会调查(CGSS)数据,本文首先根据Ferreira和Gignoux(2011)等提出的非参数方法测度了我国分年度省级层面的机会不平等程度,然后以其作为核心解释变量对个体层面的社会流动预期变量进行回归分析,检验机会不平等作用于社会流动预期的总效应,结果表明,机会不平等作用于社会流动预期的总效应为正,即当前机会不平等程度越高的地区,人们向上的社会流动预期越显著。此外,考虑到间接效应涉及人们对政府相关政策有效性的心理预期,本文进一步在基准回归模型中添加机会不平等变量与政府信任度或政府政策满意度变量的交互项来对间接效应进行检验,结果证实了间接效应的存在。本文认为,在政府以实现社会公平正义为目标的改革背景之下,人们预期未来机会不平等程度会下降,导致机会不平等直接效应的不利影响受到了间接效应的抵消,从而出现总效应为正的“反常”结果。

本文的边际贡献主要体现在:(1)目前国内外关于机会不平等的研究重点主要是对其进行定量测度以及考察其对社会公平感和经济绩效的影响,鲜有学者研究机会不平等与社会流动预期之间的联系,本文的研究丰富了机会不平等相关领域的研究成果。(2)宏观经济学领域中理性预期理论的流行、心理学领域中期望理论的提出以及社会学领域中的预期指数调查等,均表明预期在现实生活中非常重要,其作为当代显学在学术研究中也具有的重要意义,欧阳英(2005)甚至将人类的心理预期以及对预期的追寻视为社会进步的主观解释因素,将其与作为客观解释因素的生产率置于同等重要的地位。个体作为社会网络关系中的一员,其对自身社会地位流动方向的预期(即社会流动预期)无疑是最基本且最重要的心理预期之一。已有研究揭示了社会流动预期在影响人类认知、偏好和幸福感等方面所具有的重要意义(Alesina和Angeletos, 2005; Milanovic和Ersado, 2008; 赵新宇等, 2013),而“中国梦”概念的提出也在相当程度上体现了政府决策部门

对于社会流动预期的高度重视。然而,目前国内外关于社会流动预期影响因素的研究成果并不多见,本文在当前“中国梦”深入人心的社会背景下,系统研究了机会不平等这一重要的制度环境因素对个体社会流动预期的影响,通过将总效应分解为直接效应和间接效应,厘清了机会不平等作用于社会流动预期的内在机理。(3)通过构建省级层面的客观机会不平等指标,有效避免了由个体性格或心理因素所导致的估计偏误,同时使用工具变量,进一步确保了研究结论的可靠性和稳健性。此外,本文还详细分析了机会不平等的阶层流动效应在不同群体间的异质性,以深入理解机会不平等的阶层流动效应。

二、理论分析与研究假设

(一)机会不平等作用于社会流动预期的直接效应和间接效应。预期的主要特征包括主观性和客观性两个方面。主观性指预期是人们对未来事物发展态势的一种主观判断,因而无法脱离进行预期的个体而独立存在;客观性指个体总是根据一定的信息,例如过去的经验、现已掌握的数据和信息来进行预期(杨玉生,1996)。因此,预期是人们基于已经发生或正在发生的客观事实所作出的主观判断。对于社会流动预期而言,人们关注的客观事实有两点:一是当前的机会不平等程度;二是政府部门为促进社会公平正义已经实施、正在实施或声明将要实施的政策措施。

依据 Roemer(2003)对机会不平等的定义,机会不平等程度越大,收入分配中取决于家庭背景和社会制度等个人不可控制环境因素的比例越高,人们改善自身状况的制度限制也越大(孙三百,2014)。如果当前机会不平等程度较小,并且预期未来机会不平等程度会下降,则大部分家庭背景较差或一般的个体受到外部环境因素的制约会减小,依靠个人努力所获得的回报将更加合理,因此,会有向上的社会流动预期。反之,如果当前机会不平等程度较高,并且预期未来机会不平等程度上升(或至少保持不变),该部分个体依靠个人努力向上流动的机会将变得更小,因此向上的社会流动预期较低。

由此可知,社会流动预期取决于当前机会不平等程度以及人们对未来机会不平等变化的预期,而后者同时取决于当前机会不平等程度和政府为实现社会公平目标而实施的政策措施。因此,可将当前机会不平等程度对社会流动预期的作用效果分解为直接效应与间接效应。直接效应指当前机会不平等程度通过影响个体当前的经济环境,如创业、就业与晋升机会等,进而对未来社会流动预期所产生的持续性影响。间接效应指当前机会不平等程度和政府为实现社会公平正义目标而实施的政策措施,影响人们对未来机会不平等变化的预期,进而作用于社会流动预期。

在机会不平等的定义中,取决于家庭背景和社会制度等个人不可控制的环境因素主要包括户籍制度、父母受教育程度和社会地位、家庭所拥有的社会关系以及个体性别等。关于上述因素对个体创业、就业和晋升机会的影响,已有比较充分的文献支持。陈钊等(2009)研究了社会资本对个体就业机会和就业质量的影响;余向华和陈雪娟(2012)等从劳动力市场分割的角度,分析了机会不平等对个体就业的不利影响。此外,针对个体的创业行为,Aldrich等(1998)和 Djankov(2006)等的研究发现,家庭网络对于个体创业存在积极的影响,创业者在创业之初往往倾向于向其父母寻求财务帮助。国内相关研究也得出了类似的结论(边燕杰和张磊,2006;马光荣和杨恩艳,2011)。可见,机会不平等会对个体的创业、就业、晋升机会等产生影响,而这种影响直接关系到个体的职业发展和个人价值的提升,并最终作用于社会流动预期。

接下来对机会不平等作用于社会流动预期的直接效应和间接效应进行具体分析。一方面,当前机会不平等程度越高,则大部分家庭背景较差或一般的个体受到外部环境因素的制约会越大,依靠个人努力来提高社会地位将变得更加困难,故向上的社会流动预期会更低,因此,直接效

应为负。另一方面,如果政府以社会公平公正为目标实施一系列行之有效的政策措施,那么人们将预期未来的机会不平等程度会下降,且当前机会不平等程度越高的地区改革空间越大,将在更大程度上受到改革政策的影响,因而预期未来机会不平等的下降幅度也越大,并由此产生更为显著的向上社会流动预期;反之,如果政府对社会公平正义问题不够重视或政策力度不足以使民众产生积极的心理预期,那么人们对未来机会不平等程度的预期将与当前的机会不平等程度保持一致,甚至趋于恶化,此时,当前机会不平等程度越高的地区,人们对该地区未来机会不平等程度的预期也越高,并由此阻碍向上的社会流动预期。因此,间接效应可能为正也可能为负,具体符号取决于政府为实现社会公平目标所实施的政策措施对人们的心理预期产生的作用效果。^①根据以上分析,当前的机会不平等程度对社会流动预期的总效应为直接效应和间接效应之和,具体可分为三种情况(如表1所示)。

表1 总效应分解类型表

	直接效应(D)	间接效应(I)	二者关系	总效应
类型1	负	正	$D < I$	正
类型2	负	正	$D \geq I$	负(或零)
类型3	负	负	-	负

注:效应为“正”,表示某地区当前的机会不平等程度越高,向上的社会流动预期也越显著。

(二)社会改革背景下的效应分析。改革开放以来,我国经济高速增长,居民物质生活条件得到了显著的改善,同时,社会阶层也急剧分化,社会成员收入差距不断扩大,公平正义问题日益突出。该问题的产生存在深层次的体制原因,如市场经济体制不完善、社会保障体制不完善、政府职能转换不到位以及在城乡教育资源投入上的不均衡等。

为了实现社会公平正义和经济的可持续发展,国家有关部门对机会不平等给予了高度重视。党的十四大首次提出“兼顾公平与效率”,并在随后的十四届三中全会中将其修改为“效率优先,兼顾公平”;十六大报告进一步强调公平正义的重要性,并提出以司法保障作为实现社会公平正义的重要途径。在上述重要思想指导下,我国收入分配制度改革不断向实现社会公平正义的方向迈进。中共十六届六中全会要求以“促进社会公平正义”为着力点构建社会主义和谐社会。2007年在党的十七大报告中,“公平正义”出现频率骤增,并提出要在提高人民生活水平的同时,不断深化收入分配制度改革,积极构建公平正义和谐的社会主义社会。党的十八大报告指出,和谐稳定是社会发展的必要前提,主张建立完善的社会公平保障制度,促进权利公平、规则公平和机会公平,切实实现社会公平正义。可见,我国收入分配制度的改革,旨在协调公平与效率之间的关系,以期进一步完善社会主义市场经济和构建具有中国特色的社会主义和谐社会。

因此,在以促进社会公平公正为重要目标的经济与社会改革背景下,我们推测,人们会预期未来一段时间我国机会不平等程度下降的可能性比较大,即机会不平等的间接效应可能为正,若间接效应足够大以至超过直接效应,则总效应为正。为此,提出理论假设1:在政府部门努力促进社会公平正义的改革背景下,当前较高的机会不平等程度将导致向上的社会流动预期。

(三)影响效应的异质性分析。机会不平等对社会流动预期的影响在不同的群体中可能存在显著的异质性。首先是家庭背景差异。廉思和张琳娜(2011)发现,以低收入、弱家庭背景为主要特征的“蚁族”具有较为严重的“相对剥夺感”,并因此对社会资源的代际传承具有十分强烈的不公平感。对于家庭背景条件较差的群体而言,较高的机会不平等程度对其当前择业与晋升所产生的阻碍作用更大,并因此会在较大程度上削弱其向上的社会流动预期,故直接效应增大;与此同时,如果预期未来机会不平等程度会下降,则家庭背景较差群体的处境将得到更大程度的

^① 预期的时间跨度越长,则未来的机会不平等程度在该时间段内越有可能发生变化,间接效应越显著。

改善,由此对未来社会地位变迁的积极预期也更加强烈,故间接效应也会增大。由于两种效应一正一负,使得总效应的变动情况不确定。但如果假设1成立,间接效应的变动超过直接效应的变动,则预期总效应增大。

其次是年龄差异。起初,个体随着年龄的增大,将逐渐步入职位晋升的黄金期,该时间段内个体职位晋升的顺利与否,将对后续的职业发展产生重大影响。考虑到直接效应中,机会不平等对个体职位晋升会产生负面影响,因此,随着年龄的增大,预期直接效应将增大;但随着个体年龄的进一步增大,未来上升空间会缩小,职业地位提升的几率会下降,此时,机会不平等对个体职位晋升所产生的负面影响也会减小,即直接效应将减小。在直接效应先增大后减小的过程中,间接效应也会发生类似的变化。一般而言,个体年龄越大,其生活阅历和工作经验就越丰富,对机会不平等的感知也更加敏锐,对于机会不平等可能对自身发展造成的影响也会有更加深刻的体悟。因此,对于较高年龄组的群体而言,当预期到未来机会不平等程度将会下降时,向上的社会流动预期会更加强烈,即间接效应更大;但是,随着年龄的进一步增大和事业发展空间的逐步缩小,间接效应也会随之减小。同样,如果假设1成立,间接效应的变动超过直接效应的变动,则预期总效应增大,但随着年龄的进一步增加,总效应增大的幅度将减小。

最后是户籍和受教育程度差异。考虑到家庭背景较好的群体大多属于非农业户籍,^①而处于同一户籍性质的群体更容易形成竞争,因此家庭背景较差并且属于非农业户籍的群体通常面临更为直接和激烈的竞争,当前机会不平等对其就业选择和职位晋升的影响更大,与此同时,该类群体对机会不平等的感知也更加强烈,当预期未来机会不平等程度将会下降时,其向上的社会流动预期也会更加强烈。因此,对于非农业户籍群体而言,机会不平等的直接效应和间接效应都会增大,若假设1成立,间接效应的变动超过直接效应,则预计总效应增大。同样,家庭背景较好的群体也往往伴随较高的受教育程度,因此家庭背景较差并且受教育水平较高的群体通常会与家庭背景较好的群体形成直接的竞争关系。与以上分析思路类似,对于受教育水平较高的群体而言,机会不平等的直接效应和间接效应都会增大,若假设1成立,间接效应的变动超过直接效应,则预计总效应增大。基于上述分析,提出待检验的理论假设2a、2b、2c和2d:

假设2a:在家庭背景条件较差群体中,机会不平等对社会流动预期的正向影响更加显著。

假设2b:在年龄较大群体中,机会不平等对社会流动预期的正向影响更加显著,但随着年龄的进一步增长,影响幅度将趋于下降。

假设2c:在非农业户籍群体中,机会不平等对社会流动预期的正向影响更加显著。

假设2d:在受教育水平较高群体中,机会不平等对社会流动预期的正向影响更加显著。

三、计量模型构建、数据来源与变量定义

(一)计量模型构建。依据前文的理论分析,为了检验机会不平等对社会流动预期的影响,构建如下计量模型:

$$\exp_grade_{ijt} = a + \lambda_1 \cdot opp_{it} + \lambda_2 \cdot effort_{it} + X_{it} \cdot \gamma + Z_j \cdot \phi + \tau_t + \pi_i + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中,下标*i*表示地区(省、自治区或直辖市),*j*表示个体,*t*表示年份;*exp_grade*为个体预期社会等级的变化;*opp*和*effort*分别为地区层面的机会不平等和努力不平等的测度指标;*X*为随时间变化的地区控制变量;*Z*为个体特征变量;*τ*和*π*分别为年份固定效应和地区固定效应。由于被解释变量为二值虚拟变量,因此采用*logit*模型对其进行估计。借鉴已有的研究成果(江少川,2014;吴炜,2016),本文选取的控制变量具体如表2所示。

^①在本文所选取的样本数据中,14岁时家庭等级在5级以上的群体中非农业户籍占到60%以上。

表 2 变量说明与描述性统计

变量名	英文名	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
社会流动预期	<i>exp_grade</i>	见文中说明	0.73	0.44	0	1
过去实际社会流动	<i>real_grade</i>	见文中说明	0.51	0.50	0	1
机会不平等	<i>opp</i>	如前文测度	0.08	0.07	0.03	0.56
努力不平等	<i>effort</i>	如前文测度	0.31	0.14	0.13	0.64
当前所处社会等级	<i>ngrade</i>	见注(1)	4.25	1.67	1	10
受访者性别	<i>gender</i>	男性取 1, 否则取 0	0.49	0.50	0	1
受访者年龄	<i>age</i>	受访者年龄	36.98	8.73	18	50
受访者家庭经济状况所属等级	<i>position_m</i>	见注(2)	0.56	0.50	0	1
	<i>position_h</i>		0.08	0.27	0	1
受访者受教育程度	<i>educ_m</i>	见注(3)	0.34	0.47	0	1
	<i>educ_h</i>		0.44	0.50	0	1
受访者健康水平	<i>healthl_m</i>	见注(4)	0.20	0.40	0	1
	<i>healthl_h</i>		0.71	0.45	0	1
受访者婚姻状况	<i>married</i>	已婚或同居取 1, 否则取 0	0.83	0.38	0	1
受访者政治身份	<i>polt</i>	中共党员取 1, 否则取 0	0.10	0.30	0	1
受访者户口性质	<i>huko</i>	非农户口取 1, 否则取 0	0.45	0.50	0	1
受访者宗教信仰	<i>religio</i>	有宗教信仰取 1, 否则取 0	0.11	0.32	0	1
受访者种族	<i>ethn</i>	为汉族取 1, 否则取 0	0.91	0.29	0	1
受访者年收入	<i>lninc</i>	上年总收入取对数(元)	7.49	2.75	0	9.71
受访者所在省份的人均实际 GDP	<i>lnrpgdp</i>	所在省份的人均实际 GDP	10.73	0.59	9.48	11.48
受访者所在省份的产业结构	<i>rsed</i>	第二产业增加值占 GDP 之比	41.85	13.76	22.30	59.30
受访者所在省份的实际 GDP 增长率	<i>gdp_r</i>	实际 GDP 增长率	10.89	2.69	7.50	17.40
受访者所在省份的失业率水平	<i>unemploy</i>	城镇登记失业率(%)	2.84	1.15	1.21	4.40
受访者所在省份的对外开放度	<i>fdi_r</i>	外商直接投资与 GDP 之比	0.025	0.015	0.007	0.080
	<i>lexport_r</i>		进出口总额与 GDP 之比	0.63	0.57	0.04
受访者所在省份的城镇化水平	<i>urban</i>	城镇人口比重(%)	62.80	18.78	22.67	89.30
受访者所在省份的财政支出水平	<i>fiscal_r</i>	地方财政支出与 GDP 之比	0.32	0.37	0.11	2.14
受访者所在省份的人口性别结构	<i>gender_r</i>	性别比(女性=100)	105.98	2.70	98.93	114.52

注: 为了保证数据的跨时可比性, 受访者年收入(*lninc*)采用消费价格指数(CPI)进行价格调整; 考虑到部分受访者的调查收入为 0, 因此对所有收入加 1 之后再取对数。实际人均 GDP 以 2010 年为基期。(1)受访者当前的主观社会等级, 取值从 1 到 10, 表示社会等级逐渐提高。(2)受访者家庭经济状况在所在地的档次分为 5 档, 从低到高依次为: 远低于平均水平、低于平均水平、平均水平、高于平均水平、远高于平均水平。当受访者处于第三档时, *position_m* 取值为 1, 否则取 0; 当受访者处于第四或五档时, *position_h* 取值为 1, 否则取 0。(3)当受访者受教育水平为初中时, *educ_m* 取值为 1, 否则取 0; 当受访者受教育水平为高中(含)以上时, *educ_h* 取值为 1, 否则取 0。(4)当受访者的主观健康测度为“一般”时, *healthl_m* 取 1, 否则取 0; 当受访者的主观健康测度为“一般”以上时, *healthl_h* 取 1, 否则取 0。

(二)数据来源与说明。本文所使用的微观数据来源于 2010—2013 年中国综合社会调查(CGSS2010—2013)^①。出于研究的目的, 对样本做如下处理: (1)限定样本年龄为 18—50 岁; (2)对于家庭经济状况、受教育程度、上年个人年收入等与个体特征变量相关的问题, 剔除答案为“不知道”、“拒绝回答”、“说不清”的样本。宏观层面(省、自治区或直辖市)的控制变量数据源于相应年份的《中国统计年鉴》, 对于少量缺失值采用移动平滑法予以处理。

①CGSS 数据是研究我国居民就业、生活、价值观等问题所公认的权威数据。详见 <http://www.chinagss.org>。

②原因在于, 本文的预期跨度为十年, 而大部分群体在 60 岁前后退休, 退休群体与未退休群体之间可能存在系统性差异。

(三)变量定义。

1. 机会不平等的测度。依据 Lefranc 等(2008)等对机会不平等概念的界定,在运气中性且努力程度保持不变的情形下,如果个体对未来的收入预期依出身背景的不同而有所差别,则意味着存在机会不平等。简言之,如果将全样本按照家庭背景因素划分为不同的组别,则组别之间的平均结果差异可在一定程度上衡量机会不平等程度。与之对应,组内差异表示同一家庭背景条件下的结果差异,可用于衡量努力不平等程度。其严格的数学表述如下:定义有限个体集 $i \in \{1, 2, \dots, N\}$, 个体 i 的特征集 $\{y_i, C_i, e_i\}$, 其中 y 代表结果变量(advantage), C 表示环境特征向量, e 为个体努力水平;环境向量 C_i 包括 J 个元素(如种族、家庭背景条件等), 其中第 j 个元素取有限值 x_j 。依据环境向量可将人口予以细分, 人口类型集 $\Pi = \{T_1, T_2, \dots, T_k\}$, 可能的最大类型数目是 $\bar{K} = \prod_{j=1}^J x_j$ 。设定环境类型 k 下的平均结果为: $\mu^k(y) = \int_0^\infty y dF^k(y)$, 其中, $F^k(\cdot)$ 是以环境类型 k 为条件, 结果 (y) 的条件累积分布函数。进一步定义光滑分布 $\{\mu_i^k\}: \{\mu_i^k\} = (\mu_1^1, \dots, \mu_n^1; \dots, \mu_1^k, \dots, \mu_n^k)$, 满足 $\mu_g^k = \dots = \mu_h^k = \dots = \mu_n^k \forall k$, 其中 $g = 1 + \sum_{i=1}^{k-1} n_i, h = \sum_{i=1}^k n_i$, 因此 μ_i^k 表示环境类型为 k 的子群体的结果均值, 与该群体中的个体无关。则衡量机会不平等的绝对测度 (θ_a) 和相对测度 (θ_r) 分别为: $\theta_a = E_0(\{\mu_i^k\}), \theta_r = \frac{E_0(\{\mu_i^k\})}{E_0(y)}$, 其中, $E_0(\{\mu_i^k\}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \log \frac{\mu}{\mu_i^k}$ 是参数为 0 的广义熵, 又称为平均对数离差。 μ 为总体均值, μ_i^k 为以环境类型为分组依据的组内均值。此时, 若将组内均值 μ_i^k 替换为个体值 y_i , 则 $E_0(\{y_i\})$ 表示总的结果不平等, 其与 $E_0(\{\mu_i^k\})$ 的差值即为努力不平等的测度。组内均值 μ_i^k 的估计可分为非参数方法和参数方法。本文利用非参数方法进行估计,^① 并采用机会不平等的绝对指标 (θ_a) 进行分析。

本文选取的家庭背景因素(即环境类型变量)包括家庭经济、文化及政治背景。^② 其中, 家庭经济背景的衡量指标为被访者 14 岁时主观上认为的家庭等级; 家庭文化背景与政治背景指标分别为父母的受教育程度和政治面貌。利用以上测度方法和 CGSS(2010—2013) 数据得到我国四年当中全国相对机会不平等的均值为 0.162,^③ 即机会不平等占总收入不平等的比例为 16.2%, 这与潘春阳(2011)测度的结果 18.7% 较为接近。^④

2. 其他变量定义与描述。本文的被解释变量为主观上个体预期社会等级的变化, 即社会流动预期。CGSS 调查问卷中存在这样的问题: “在我们的社会里, 有些人处在社会的上层, 有些人处在社会的下层, 您认为您自己目前在哪个等级上? 您认为您十年前在哪个等级上? 您认为您十年后将会在哪个等级上?” 问卷要求被调查者在数字 1 到 10 之间选择, 数字越大表示社会等级越高。本文用十年后所处等级与目前所处等级二者之间的差值衡量个体的社会流动预期。理论上, 社会流动预期的取值在 -9 和 9 之间, 当取值为正(负)时, 表示个体有向上(下)的社会流动预期, 而当取值为 0 时, 表示个体预期十年后的社会等级不会发生变化。为了尽可能减小被调查者回答问题时由于主观偏误所造成的影响, 本文将社会流动预期分为两类: 一类是向上的社会流动预期(对应取值为正), 另一类是向下或不变的社会流动预期(对应取值为负或 0)。另外, 在个体控制变量中包含过去实际的社会流动状况, 该变量用个体当前所处社会等级与十年前所处社会等级的差值衡量, 具体处理方式同上述一致。其他变量的说明以及描述性统计如表 2 所示。

① 与参数方法相比, 非参数方法对数据要求较低, 且不依赖于具体的模型设定, 具有较好的适用性(Ferreira 和 Gignoux, 2011)。

② 部分学者认为户籍身份也是影响收入分配结果的重要因素之一, 但本文并未将其作为测度机会不平等的分类变量。原因有二: 其一, 户籍指标与其他选用的分类变量(如父母教育、经济地位等)之间的相关性较高, 彼此具有较强的替代性; 其二, 存在“农转非”问题, 而这可能是由个体努力因素导致的, 因此户籍变量不具有外生性。

③ 由于测度方法的局限性, 此处的机会不平等测度结果都是实际机会不平等的下限(Ferreira 和 Gignoux, 2011)。

④ 限于篇幅, 未在文中列示分省份和年度的机会不平等测度结果, 如有需要可向作者索要。

四、回归结果与分析

(一)基本回归结果。根据模型(1)得到的基本回归结果如表3所示。第(1)列除地区和时间固定效应外不包含任何个体和地区层面的控制变量,此时,机会不平等(*opp*)的系数在1%水平下显著为正,但可能存在遗漏相关变量的问题。个体层面,如受访者受教育程度、收入水平以及家庭经济状况等变量,不仅会对受访者的社会流动预期产生影响,也在一定程度上与当前的机会不平等程度存在关联,遗漏这些变量可能导致系数估计值有偏;另有一些个体层面的变量,如受访者性别、种族、年龄以及宗教信仰等仅与受访者的社会流动预期相关,而与当前的机会不平等程度不相关,遗漏这些变量虽然不至于影响到估计系数的无偏性,但也会增大标准误,降低估计系数的显著性。此外,地区层面的变量,如受访者所在省份的经济发展水平和产业结构等都可能同时与当前的机会不平等程度和受访者的社会流动预期相关,从而产生遗漏变量的问题。因此,第(2)、(3)列依次在前一列的基础上添加个体特征控制变量和随时间变化的地区控制变量,随着控制变量的逐步纳入,机会不平等(*opp*)的估计系数始终在1%的水平下显著为正(如表3第(2)、(3)列)。

因此,假设1得到了初步证实:在政府以社会公平正义为目的的改革政策影响下,当前机会不平等程度越高的地区越可能预期未来机会

不平等程度将出现较大幅度的下降,由此导致机会不平等的间接效应为正,且间接效应超过直接效应,因此,总效应为正,即当前机会不平等程度越高,向上的社会流动预期越显著。

(二)稳健性检验与内生性处理。

1. 回归模型设定。在之前的实证分析中,本文将社会流动预期计算为受访者十年后所处等级与目前所处等级之差,并且为了尽可能降低主观偏误,将社会流动预期变量按照差值是否大于0定义为二值变量。为了更精细地刻画社会流动预期的变化,也可以对社会流动预期变量取更多的数值等级。表4第(1)、(2)列中赋予社会流动预期变量5个数值等级并依次采用普通最小二乘和有序概率模型进行估计。表4第(3)列中赋予社会流动预期变量3个数值等级并采用有序概率模型进行估计。结果并无显著差异。

2. 样本选择。考虑到许多受访者会选择在55岁后陆续退休,因此从45岁到50岁之间的个体其社会流动预期可能存在异常。为此,剔除年龄在40到50岁之间的样本,对模型重新进行回归,结果如表4第(4)列所示。此外,为排除部分特殊地区对模型估计的干扰,第(5)列删除观测值最少的四个地区样本:海南、西藏、宁夏和新疆;第(6)列删除四个直辖市样本。结果依然稳健。

表3 机会不平等对个体社会流动预期的影响

解释变量	因变量: 对十年后的社会流动预期		
	(1)	(2)	(3)
<i>opp</i>	1.570***	1.692***	1.590***
<i>effort</i>	-2.146***	-2.344***	-1.230**
<i>ngrade</i>		-0.144***	-0.144***
<i>gl_grade</i>		1.053***	1.051***
<i>gender</i>		-0.0280	-0.027
<i>gage1</i>		0.928***	0.929***
<i>gage2</i>		0.273***	0.274***
<i>position_m</i>		0.183***	0.178***
<i>position_h</i>		0.165**	0.163**
<i>educ_m</i>		0.135***	0.136***
<i>educ_h</i>		0.140**	0.143**
<i>health1_m</i>		0.198***	0.201***
<i>health1_h</i>		0.326***	0.328***
<i>married</i>		-0.152***	-0.151***
<i>polt</i>		-0.116*	-0.123**
<i>huko</i>		-0.213***	-0.209***
<i>religio</i>		0.201***	0.199***
<i>ethn</i>		-0.210**	-0.210**
<i>lninc</i>		-0.003	-0.003
<i>rsed</i>			0.044*
<i>gdp_r</i>			-0.0380
<i>unemploy</i>			-0.245
<i>fdi_r</i>			-25.266**
<i>lexport_r</i>			-0.978
<i>urban</i>			-0.0340
<i>fiscal_r</i>			2.658***
<i>gender_r</i>			0.0230
<i>lnrpgdp</i>			-2.866
常数项	0.703***	0.392**	33.946*
地区固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	18 827	18 827	18 827
伪R ²	0.013	0.082	0.083

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;表中省略异方差稳健标准误。

表4 稳健性检验

解释变量	(1)OLS	(2)Oprobit(1)	(3)Oprobit(2)	(4)40岁以下样本	(5)删除观测值较少地区	(6)删除直辖市	(7)GMM
<i>opp</i>	0.679***(0.21)	0.664***(0.21)	0.811***(0.26)	1.730**(0.68)	1.565***(0.45)	1.586***(0.48)	10.35***(3.95)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观测值	18 841	18 841	18 841	11 199	18 504	11 796	18 841
$R^2/\text{伪}R^2$	0.115	0.042	0.070	0.075	0.083	0.086	0.002

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号中为稳健标准误。OLS为最小二乘估计，Oprobit表示有序概率模型。下表统同。

3. 关于人口跨省流动。本文在研究中仅考虑个体所在地区的机会不平等程度，而人口跨省流动可能会对估计结果造成一定的影响。然而，根据第六次人口普查，我国大部分地区的人口流动以省内流动为主，2010年跨省流动人口占全国总人口的比例仅为6.41%（余运江，2015），据此可推测人口跨省流动所造成的偏误应该不会太大。此外，考虑到人口流动主要集中于20—35岁群体，且以未婚、农业户籍群体为主，因此为尽可能削弱人口跨省流动的影响，本文选取35—50岁的已婚、非农业户籍样本进行回归分析，结果表明机会不平等对个体社会流动预期的正向影响依然十分显著，^①该结果表明人口跨省流动并未对本文的基本结论产生根本性影响。

4. 关于内生性。本文构建了省级层面的客观机会不平等指标，相对于个体层面的主观机会不平等指标而言，有以下两点优势：其一，避免了双向因果问题，总体可以对个体产生影响，但个体对总体的影响一般可以忽略不计；其二，客观机会不平等指标与个体特征无关，从而有效避免了个体性格特征变量对模型的干扰。此外，本文还尽可能纳入了省级和个体层面的控制变量，以减小遗漏变量偏误。然而，囿于调查数据的局限性及变量之间彼此关联的复杂性，遗漏变量问题依然可能存在。本文尝试选用合适的工具变量解决内生性问题。

机会不平等主要指由非个体自身所能控制的因素（如家庭背景因素与制度环境因素等）导致的结果分配不平等。一般而言，家庭背景因素作用于个体收入的机制主要有两类：一为社会关系机制，即个体依托家庭现有的社会网络资源为自身的职业发展提供助力；二为经济资源机制，即出生于高收入背景家庭的子女能够享有较好的医疗卫生和教育资源，从而具有较为良好的体力和智力储备。故一切可以影响上述两类作用机制的因素均可能对机会不平等造成影响。一方面，父辈通过社会关系机制给子女提供职业发展便利的可能性与市场机制的健全程度密切相关，随着市场机制的不断完善，社会网络关系将逐渐被正式的法律法规所取代，社会网络与政治资本的边际收益趋于递减（Stiglitz, 2000；刘和旺和王宇锋，2010）。故市场化水平与机会不平等之间应存在一定的负相关关系。此外，考虑到政府部门提供的公共医疗和基础教育等能够在一定程度上缓解由家庭背景因素引致的收入分配差距，故地区公共产品的供给可能是与机会不平等相关的另一重要变量。鉴于地区市场化程度与基本公共品供给对机会不平等的作用效果可能存在一定的滞后性，本文选择如下滞后期变量作为工具变量：十年前人均财政教育支出、卫生经费支出、人均财政社会福利救济与社会保障支出之和以及十年前中介组织发育与法律指数。表4第(7)列为工具变量估计结果，与第(1)列相比并无显著差异。而且，模型估计中的*K-P rk LM*统计量的伴随概率为0.00，拒绝弱工具变量假设；*Hansen J*统计量的伴随概率为0.26，可进一步认为本文所选择的工具变量有效。当然，现实中很难找到完全外生的工具变量，此处采用工具变量进行回归分析，也仅为结果的稳健性提供了辅助说明。

^① 机会不平等的回归系数数值为1.959，*P*值为0.018。在此感谢匿名审稿人提出的宝贵建议。

(三)对间接效应的检验。在理论分析部分,本文将机会不平等对社会流动预期的作用机制分解为直接效应和间接效应。其中,间接效应强调人们基于当前的机会不平等程度以及政府已经或将要采取的促进社会公平正义的政策举措,对未来的机会不平等变化作出预测,进而作用于社会流动预期。与直接效应相比,间接效应涉及人们对政府相关政策有效性的心理预期。据此,我们可以尝试对间接效应进行检验,基本思路如下:若人们对政府部门的信任度更高,或者对政府过去所实施的某些重大政策举措满意度更高,则对政府已经或将要采取的促进社会公平正义的政策举措拥有更大的信心和更为积极的政策效果预期,如此一来,人们会预期未来机会不平等程度下降的幅度更大,从而向上的社会流动预期更为显著,即间接效应会更大,而在直接效应不变的条件下,总效应会更大。反之则反是。据此,可在基准回归模型中添加机会不平等变量与政府信任度或政府政策满意度变量的交互项来对间接效应进行检验。

检验结果如表5和表6所示。表5第(1)列中,添加机会不平等(*opp*)与政府信任度指标变量(*trust_govern*)的交互项(*opp*×*trust_govern*),结果表明,*opp*的系数显著为正,*opp*×*trust_govern*的系数尽管为正,但并不显著,这可能缘于二者之间存在较强的共线性;第(2)、(3)列按照人们对政府的信任度进行分组回归,其中第(2)列为政府信任度较低组,第(3)列为政府信任度较高组,结果表明,两者机会不平等(*opp*)系数均在5%的水平下显著为正,但后者的系数值接近前者的两倍,这意味着人们对政府的信任度越高,当前机会不平等对社会流动预期的正向影响越大,该结论在一定程度上证实了间接效应的存在性。

表5 间接效应检验(一):与政府信任度交互

	政府信任			一般化信任	
	(1)交互项	(2)低信任	(3)高信任	(4)低信任	(5)高信任
<i>opp</i>	1.639*** (0.56)	1.335** (0.65)	2.517** (1.25)	1.577** (0.78)	1.613*** (0.56)
<i>opp</i> × <i>trust_govern</i>	0.209 (0.63)				
<i>trust_govern</i>	0.070 (0.08)				
控制变量	是	是	是	是	是
观测值	13 251	8 206	5 034	7 625	10 994
伪 R^2	0.087	0.081	0.105	0.088	0.085

注:CGSS2010、2011、2012和2013年存在关于政府信任度和一般信任度的问题,若回答的信任度在中等以上,则*trust_govern*取1,否则取0;高信任组表示信任度在中等以上,低信任组表示信任度在中等以下。

另外,根据上述分析的检验思路,间接效应与人们对政府部门的政策预期密切相关,因而与对政府的信任度,而非对其他机构的信任度或一般化的信任关联较为紧密。因此,如果将政府信任度指标替换为一般化信任指标,则不同信任水平的组别之间,*opp*系数不应存在较大的差异性。表5第(4)、(5)列的回归结果证实了这一点,从而进一步验证了间接效应的存在性。

表6在基准模型中添加政府环境治理满意度指标,其中,第(1)–(3)列为地方政府环境治理满意度,第(4)–(6)列为中央政府环境治理满意度。第(1)列中,机会不平等指标与政府环境治理满意度指标的交互项(*opp*×*performance_lg*)系数显著为正,符合预期,而*opp*系数不显著可能与样本量大幅减少有关;^①第(2)、(3)列的分组回归结果显示,仅在环境治理满意度较高组中,*opp*系数较为显著,这与第(1)列的回归结果一致,表明机会不平等对社会流动预期的正向影响在政府环境治理满意度水平较高的组别中明显较大。同样,或许由于样本量较小的缘故,第(4)–(6)列的回归结果并不显著,但系数符号均与预期相符,且第(5)列与第(6)列相比,*opp*系数值显著增大。因此,表6的回归结果也在一定程度上证实了间接效应的存在。

^①关于政府环境治理满意度,仅有两年数据(2010年和2013年)。

表 6 间接效应检验 (二): 与政府环境治理满意度交互

解释变量	地方政府环境治理满意度			中央政府环境治理满意度		
	(1)交互项	(2)高满意度组	(3)低满意度组	(4)交互项	(5)高满意度组	(6)低满意度组
<i>opp</i>	0.872(1.39)	5.419*(3.73)	0.324(1.45)	1.327(1.39)	2.858(2.11)	0.562(1.70)
<i>opp</i> × <i>performance_lg</i>	3.163**(1.43)					
<i>performance_lg</i>	-0.145(0.09)					
<i>opp</i> × <i>performance_cg</i>				1.099(1.21)		
<i>performance_cg</i>				0.034(0.09)		
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	5 899	2 132	3 767	5 899	2 537	3 362
伪 R^2	0.078	0.077	0.081	0.078	0.070	0.089

注: CGSS2010 和 2013 中存在政府环境治理满意度的问题,若回答满意度较高,则 *performance_lg* 和 *performance_cg* 取 1, 否则取 0。^①高满意度组表示 *performance_lg* 或 *performance_cg* 取值为 1 的组,低满意度组表示 *performance_lg* 或 *performance_cg* 取值为 0 的组。

(四)机会不平等的社会流动预期效应在不同群体间的差异性分析。

1. 家庭背景异质性。本文选取的家庭背景变量包括受访者 14 岁时的家庭等级与受访者的受教育程度。依据家庭背景变量进行分组回归后的结果如表 7 第(1)–(4)行所示。从中可知,仅当受访者的家庭背景条件较差时(14 岁时家庭等级在 5 级以下、父亲受教育程度在高中以下),机会不平等会对社会流动预期产生显著的正向影响。^②结果支持理论假设 2a。

表 7 异质性分析结果

异质性类型	编号	检验设计(分组依据)	<i>opp</i> 估计系数
家庭背景异质性	(1)	14 岁时家庭等级≥5 级	0.713(0.73)
	(2)	14 岁时家庭等级<5 级	2.201*** (0.59)
	(3)	父亲教育程度≥高中	0.492(1.10)
	(4)	父亲教育程度<高中	1.813*** (0.50)
年龄异质性	(5)	18–35 岁样本	1.256(0.88)
	(6)	36–50 岁样本	1.721*** (0.53)
	(7)	18–29 岁样本	-0.544(1.29)
	(8)	30–39 岁样本	2.391*** (0.89)
	(9)	40–50 岁样本	1.547*** (0.58)
户籍异质性	(10)	农业户籍样本	1.813** (0.79)
	(11)	非农业户籍样本	2.975*** (0.95)
教育程度异质性	(12)	学历<高中样本	1.730** (0.73)
	(13)	学历≥高中样本	2.867*** (1.07)

注: 第(10)–(13)行选取 14 岁时家庭等级在 5 级以下的样本进行分组回归。

2. 年龄异质性。将受访者按照年龄大小进行分组回归后的结果如表 7 第(5)–(9)行所示。从中可知,机会不平等对社会流动预期的正向影响仅在高年龄组(36–50 岁)显著(如表 7 第(5)、(6)行)。第(7)–(9)行进一步将全样本按照年龄大小划分为三组,在低年龄组中回归系数不显著,而在中高年龄组中系数显著为正,且相比于高年龄组,中间年龄组回归系数的绝对值更大。这说明,对于较高年龄组的群体而言,当预期到未来机会不平等程度将会下降时,向上的社会流动预期会更加强烈,即机会不平等的间接效应更大;但随着年龄的进一步增大,个体职业地位提升的几率减小,机会不平等对社会流动预期的影响程度存在一定幅度的下降。理论假设 2b 同样获得了经验支持。

3. 户籍和受教育程度异质性。为了检验户籍和受教育程度异质性,将全部家庭背景较差的群体^③(即 14 岁时家庭等级在 5 级以下)依次按照户籍性质和受教育程度进行划分,并分别进行

① 具体问题为“在解决国内环境问题方面,您认为近五年来,中央政府做得怎么样?”以及“在解决您所在地区环境问题方面,您认为近五年来,地方政府做得怎么样?”,选项包括“片面注重经济发展,忽视了环保工作”、“重视不够,环保投入不足”、“虽尽了努力,但效果不佳”、“尽了很大努力,有一定成效”以及“取得了很大成绩”,若受访者选择后两项,则 *performance_lg* 和 *performance_cg* 取 1, 否则取 0。

② 本文还以受访者母亲的受教育程度作为家庭背景变量进行分组回归,结果一致。

③ 以全样本进行回归结果并无显著差别。

回归分析,估计结果如表7第(10)–(13)行所示。结果表明,在非农业户籍或受教育水平较高的群体中机会不平等的系数估计值显著更大,该结果支持了理论假设2c和2d。

五、结论与政策启示

居民社会流动预期是“中国梦”在个体层面的重要体现,但我国关于社会流动预期影响因素的研究相对比较匮乏,尤其缺少从制度环境因素方面对其进行系统分析。本文利用中国微观调查数据(CGSS2010–2013年)深入探究机会不平等对个体社会流动预期的影响机制,结果表明:在政府以实现社会公平正义为目标的改革措施影响下,人们预期未来机会不平等程度会下降,且下降幅度与当前机会不平等程度成正相关关系,因此,机会不平等作用于社会流动预期的间接效应为正,并超过直接效应,导致总效应为正,即当前机会不平等程度越高的地区,人们向上的社会流动预期越显著。同时,机会不平等对社会流动预期的影响有很强的群体异质性,在家庭背景条件较差、年龄相对较大、受教育程度较高以及非农业户籍群体中,机会不平等对社会流动预期的正向影响更大。

上述结论的政策含义是,鉴于我国当前机会不平等程度较高,而促进社会公平正义、降低机会不平等是一个缓慢渐进的过程,因此为了尽可能降低机会不平等对社会经济所造成的负面影响,政府部门应当在贯彻落实公平政策的同时,实施有效的预期管理,增强人们对政府部门的信任,使其保持对未来改革政策的乐观预期,从而维持当前较为良好的居民社会流动预期。

* 本文受到了华中科技大学自主创新基金项目“制度改革、人力资本投资与经济增长新动力”(2016AB016)的资助。

主要参考文献:

- [1]陈钊,陆铭,佐藤宏.谁进入了高收入行业?——关系、户籍与生产率的作用[J].经济研究,2009,(10):121–132.
- [2]江求川,任洁,张克中.中国城市居民机会不平等研究[J].世界经济,2014,(4):111–138.
- [3]雷欣,程可,陈继勇.收入不平等与经济增长关系的再检验[J].世界经济,2017,(3):26–51.
- [4]刘和旺,王宇锋.政治资本的收益随市场化进程增加还是减少[J].经济学(季刊),2010,(3):891–908.
- [5]吕光明,徐曼,李彬.收入分配机会不平等研究进展[J].经济学动态,2014,(8):137–147.
- [6]马光荣,杨恩艳.社会网络、非正规金融与创业[J].经济研究,2011,(3):83–94.
- [7]欧阳英.预期追寻与社会进步关系的当代分析[J].现代哲学,2005,(3):50–57.
- [8]余向华,陈雪娟.中国劳动力市场的户籍分割效应及其变迁——工资差异与机会差异双重视角下的实证研究[J].经济研究,2012,(12):97–110.
- [9]Alesina A, Angeletos G M. Fairness and redistribution[J]. The American Economic Review, 2005, 95(4): 960–980.
- [10]Almås I, Cappelen A W, Lind J T, et al. Measuring unfair (in)equality[J]. Journal of Public Economics, 2011, 95(7–8): 488–499.
- [11]Checchi D, Peragine V. Inequality of opportunity in Italy[J]. The Journal of Economic Inequality, 2010, 8(4): 429–450.
- [12]Ferreira F H G, Gignoux J. The measurement of inequality of opportunity: Theory and an application to Latin America[J]. Review of Income and Wealth, 2011, 57(4): 622–657.
- [13]Lefranc A, Pistolesi N, Trannoy A. Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: Are western societies all alike?[J]. Review of Income and Wealth, 2008, 54(4): 513–546.
- [14]Marrero G A, Rodríguez J G. Inequality of opportunity and growth[J]. Journal of Development Economics, 2013, 104(3): 107–122.
- [15]Roemer J E. Equality of opportunity[M]. Cambridge, Mass: Harvard University Press, 1998.

Study on Opportunity Inequality and Social Mobility Expectation: Empirical Analysis Based on CGSS Data

Chen Xiaodong, Zhang Weidong

(School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China)

Summary: With the “Chinese Dream” put forward, the study on the social mobility expectation of residents has attracted more and more attention from the academia. This paper studies the impact of opportunity inequality on the social mobility expectation of residents under the background of the government goal of achieving social fairness and justice.

Opportunity inequality refers to the part of income inequality caused by environmental factors that are uncontrolled by individuals. Social mobility expectation is defined as a positive or negative psychological expectation by individuals for the flow of future social class based on the objective social environment. Although a lot of literature has revealed the importance of social mobility expectation in influencing human cognition, redistribution preferences and well-being, there are still few studies on the factors influencing social mobility expectation. This paper aims to explore the relationship between opportunity inequality, which is a relatively prominent institution and environment factor at present, and the social mobility expectation of residents.

We decompose the effects of opportunity inequality on the social mobility expectation of individuals into direct and indirect effects. The direct effect refers to that the current opportunity inequality plays an important role in affecting current economic environment that individuals face, such as entrepreneurship, employment and promotion opportunities, and then has a lasting impact on future social mobility expectation. The indirect effect refers to that the current opportunity inequality, combined with the governmental policy measures for achieving the goal of social fairness and justice, affects people’s expectation of the change in future opportunity inequality and then acts on social mobility expectation. The empirical results show that: the higher the current level of opportunity inequality is, the greater the upward social mobility expectation is. And this positive effect is more pronounced in the group with poorer family background, elder age, higher education level, or non-agricultural household registration. We argue that, in the context of the governmental goal of achieving social fairness and justice, the degree of future opportunity inequality is expected to decline. Thus the adverse result of the direct effect of the opportunity inequality is offset by indirect effect, leading to the seemingly counter-intuitive conclusion. The empirical results also prove the indirect effect to some extent. Therefore, compared with the current opportunity inequality, the expectation for the changes in future opportunity inequality has more pronounced impact on the expectation of social mobility. While implementing the fair policies, the governments should carry out necessary expectation management, in order to enhance people’s trust in government departments. This will allow people to remain optimistic about future reform policy, so as to maintain the current relatively good social mobility expectation of residents.

Key words: opportunity inequality; social mobility expectation; fairness and justice; direct effect; indirect effect

(责任编辑 石头)