

# 大学扩招提升了社会公平感吗

## ——基于主观公平感的断点回归分析\*

龚 锋 李博峰 雷 欣

**内容提要:**本文利用中国综合社会调查的微观数据,采用模糊断点回归方法,选取总公平感、教育公平感、收入公平感和阶层流动公平感四个主观公平指标,全面考察高校扩招政策对社会公平的影响。实证结果显示:扩招显著提升了中国高等教育的入学机会,提高了因扩招而上大学个体的收入,使其对教育公平和收入公平产生更大的正向感知;与此同时,因扩招而上大学的个体对阶层流动的公平感知却明显降低,从而导致这一群体对社会总体公平的认同度显著降低。机制检验的结果表明,扩招是否让受益群体实现了向上的阶层流动,是影响高校扩招和社会公平感关系的关键机制。本文认为,大学扩招并不能有效解决中国当前的社会阶层固化问题并提升社会整体的公平状况;未来应致力于推动高质量教育资源的公平分配,弱化教育分成导致的阶层固化,促进高等教育扩张这一普惠性政策真正发挥提升社会公平感的作用。

**关键词:**大学扩招政策 收入公平感 教育公平感 阶层流动公平感 断点回归

**作者简介:**龚 锋,武汉大学经济与管理学院财税系主任、教授,430072;

李博峰,武汉大学经济与管理学院硕士研究生,430072;

雷 欣(通讯作者),武汉大学经济与管理学院副教授,430072。

**中图分类号:**F126,G65 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2021)03-0111-17

### 一、引言与文献回顾

改革开放以来,随着中国经济的持续快速增长,收入分配不平等问题也日益凸显。从1994年开始,中国的基尼系数在很长一段时期内都远超国际公认的警戒线0.4。即便如此,中国社会总体而言运行平稳,并没有因为收入差距扩大而引发剧烈的社会动荡。事实上,从客观的收入分配不平等到社会不稳定之间还存在一个关键的环节,即民众的社会公平认知状况

\* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“应对中国人口老龄化的公共政策评估与设计——基于‘财政可持续性、长期经济增长与代际财政平等’三维视角的可计算动态一般均衡分析”(71773086);教育部人文社会科学基金规划项目“基于长期机会平等导向的中国收入再分配制度优化设计研究”(17YJA790039);教育部人文社会科学基金规划项目“应对人口老龄化的中国公共政策评估与设计:基于可计算动态一般均衡模型的预测分析”(17YJA790022)。作者感谢匿名评审专家和编辑部提出的宝贵修改意见,感谢清华大学公共管理学院刘生龙教授的有益评论和建设性意见。文责自负。雷欣电子邮箱:leixin@whu.edu.cn。

(李骏、吴晓刚,2012)。只有当收入差距的客观事实引发民众强烈的不公平感,才有可能激发强烈的社会不满情绪,降低社会信任和社会协作,最终导致社会矛盾集中爆发,冲击社会稳定。有鉴于此,认知层面的公平问题对现阶段中国的经济社会稳定影响尤为深远,也更亟待解决(孙薇薇、朱晓宇,2018),关注和研究主观社会公平感的影响因素无疑具有重要的现实意义和社会价值。

研究发现,社会流动性是影响居民主观社会公平感的重要因素(郑畅、孙浩,2016)。当向上流动的渠道比较通畅时,居民会对未来保持积极的心理预期,此时即便收入分配不平等问题短期内难以解决,也能较好地弱化居民的社会不公平感(胡建国,2012)。在中国,一直以来“上大学”都是普通阶层实现向上流动的主要渠道,高考因此也被视为促进中国社会公平的重要制度安排。但在1977年恢复高考初期,大学录取率不到10%,而1977—1998年高考的平均录取率仅为24%。低录取率意味着大部分年轻个体无法通过接受高等教育实现向上流动,当这一主要的社会流动渠道不够通畅时,随之而来的就是社会阶层的固化。Khor和Pencavel(2010)的研究显示,从20世纪90年代中后期开始,中国的社会流动性显著降低,阶层固化的趋势日益明显。在这一背景下,1999年教育部出台了《面向21世纪教育振兴行动计划》,提出到2010年实现“高等教育毛入学率达到适龄青年的15%”的目标,由此开启了大学扩招政策的大门。扩招政策实施后,高校招生人数在1999年当年就增加了51.32万人,高考录取率从1998年的34%攀升到56%,而1999—2018年高考的平均录取率则达到了67%,几乎是扩招前的三倍。据统计,1978年中国大学生人数是228万,到了2017年这一数字已经攀升至3778万,扩招让中国高等教育迅速从精英化走向了大众化(陈林、万攀兵,2017)。

本文关注的问题是,大学扩招是否提升了居民的主观公平感。表面上看,这一问题的答案似乎是不言自明的,扩招使更多学生圆了“大学梦”,为他们提供了向上流动的机会,应该会让更多的人感觉到社会整体公平度在提高,但从深层次来看,问题的答案可能并没有这么简单。众所周知,自扩招政策实施以来,对大学扩招的质疑之声就一直持续不断。质疑主要表现在以下几个方面:(1)扩招使得高校学生人数激增,但高校的基础设施和师资力量并没有明显改善,由此导致大学培养质量下降(张卓、徐峻,2015);(2)扩招导致大学学费上涨,教育成本因之而大幅提升(杨建朝,2010);(3)扩招导致大学生毕业后就业竞争压力加大,学历“贬值”明显(邢春冰、李实,2011);(4)扩招导致高质量教育机会的竞争加剧,引发了整个社会人力资本投资趋于“白热化”(周敏,2007)。如果上述质疑成立,则意味着扩招使得高等教育投入与收益的不匹配性变大,这有可能会影响居民对社会整体公平状况的判断。有鉴于此,大学扩招让居民的社会公平感提高还是降低了,需要通过实证检验才能判断。

已有许多研究考察了大学扩招的公平效应,但其关注的主要是教育公平。其中,少数研究肯定了大学扩招具有改善教育公平的积极作用。比如,乔锦忠(2008)发现,高等教育扩张对缩小高等教育入学机会的城乡差异具有重要作用;文雯(2010)的研究发现,高等教育扩张优化了中国高等教育资源的空间布局,促使整个教育机会供给和教育机会需求的匹配度提高;路晓峰等(2016)发现,大学扩招在促进高等教育入学机会均等化方面发挥了重要作用。然而,大部分研究却表明大学扩招反而有损教育公平。国外研究中,Rahtery和Hout(1993)指出,高等教育扩张并不能促进教育机会公平,教育机会不公平的状况将会一直维持直至上层阶级的高等教育需求达到饱和为止;Lucas(2001)发现,在上层阶级的高等教育需求饱和后,教育机会不公平仍然会以更有效的方式存在。国内研究中,天野郁夫和陈武元(2006)认为,只要高等教育机会的分配机制没有改变,高

等教育的数量扩张就无法从根本上改变下层阶层子女高等教育相对机会处于劣势的状况;李煜(2006)认为,只注重数量扩张的大学扩招,并不能降低家庭背景所带来的教育机会不平等;杨奇明和林坚(2014)发现,高等教育扩张带来的新增受教育机会更多地被那些父亲阶层地位高、家庭经济条件好、拥有城镇户口的孩子所享有,扩招反而导致高等教育机会不平等大幅上升;高耀和刘志民(2015)指出,高等教育扩张带来的教育获得机会和职业获得机会更多地被优势社会阶层的子女所承袭,导致社会阶层固化,进而加剧了社会不公;李春青(2016)研究发现,扩招并没有改善性别、民族、家庭文化背景等方面的差异引起的教育不平等,该政策没有起到促进教育公平的作用;魏晓艳(2017)以高等教育代际传递为重要机制,发现高等教育大众化进程扩大了高等教育机会获得的不公平。

教育公平仅仅是社会公平的一个部分,我们更关心的是大学扩招能否提升民众对社会公平的判断。为此,本文选取教育、收入、阶层流动以及总公平感等多维主观公平指标,采用断点回归识别大学扩招影响社会公平感的因果效应,以期从公平的角度对大学扩招的政策效果进行定量评估。本文余下部分结构安排如下:第二部分是理论假说与实证方法;第三部分对变量选取和数据来源进行说明;第四部分对实证结果进行汇报和分析;最后是结论与政策建议。

## 二、理论假说与实证方法

### (一)理论假说

教育公平是社会公平的重要内容,是社会公平在教育领域的延伸(吕晓俊、刘帮成,2009)。高校扩招政策的直接受益对象是高考生,他们对教育公平有着最为深刻的体验和感受,这将会直接影响到其进入社会后对社会总体公平状况的评价。中国的大学扩招政策主要是通过增加普通高校(包括高职高专)的招生名额,提高大学的入学率,从而达到扩大高校招生规模的目的。在目前的招生制度下,弱势阶层的子女只要愿意付出努力,一定程度上就可以克服基础教育资源薄弱的劣势而考上大学(路晓峰等,2016)。但高质量教育机会(比如名牌大学、重点大学的招生指标)并没有明显增加,“大学扩招”反而进一步放大了基础教育水平在阶层、城乡和区域间的不均衡状况。比如,工农子弟、落后地区的生源数量虽有一定增加,但其所接受的基础教育质量较差,导致他们入学概率的上升幅度要小于其他优势群体,重点大学的入学率甚至可能出现下降(李春玲,2010)。因此,即便更多弱势阶层的子女通过高校扩招获得了大学入学机会,但教育机会不平等的状况未必会有明显改善。由此,我们提出假说1。

假说1:高校扩招政策可以显著影响教育公平感,进而影响社会总公平感。

当一个社会的个体主要依靠自己的能力和努力获得合理的报酬,而不是基于自己的家庭条件和外部环境而获得收入,则民众会对社会公平状况持有正向的观感和评价。高校扩招政策让更多个体获得了接受高等教育的机会,增进了个体的生产能力,这将使得更多个体有机会通过自己的努力付出获取更高的收入,从而会提升民众的收入公平感,最终提高民众对社会总体公平状况的正面评价。已有研究也显示,高校扩招政策的实施对于大学教育回报率具有提升的作用(简必希、宁光杰,2013),因扩招而实现“大学梦”的个体可能会因为报酬的增加而提高其收入公平感。但另一方面,1999年我国实施高校扩招政策的直接动机是希望通过延长年轻人受教育时间来缓解就业压力(李春玲,2010)。高校扩招虽然增加了个体接受高等教育的机会,却也降低了大学学历的含金量,特别是与没有读大学的个体相比,大学毕业生对未来的收入具有更高的期望,当其实际收入

未达到期望时,反而可能会降低其收入公平感,从而引致其对社会总体公平状况产生负面评价。由此,我们提出假说2。

假说2:高校扩招政策可以显著影响收入公平感,进而影响社会总公平感。

弱势阶层是否拥有同等的向上流动机会,是衡量一个社会公平状况的重要指标。在一个弱势阶层可以通过自己的努力实现向上流动的社会,身处不利外部环境的个体将会对未来的向上流动形成合理的预期和公平判断,这将提高其对当前处于不利社会环境的容忍度。因此,个体对阶层流动公平程度的主观感知构成了个体对社会总体公平感知的重要组成部分。在中国,通过高考“上大学”被视为是弱势阶层改变阶层位置、实现向上流动的重要制度安排。然而,社会流动本身包含“数量”和“质量”两个维度。一方面,高校扩招政策通过大幅度扩张“二本”“三本”“高职高专”等院校的招生名额,为大量底层家庭的子女提供“读大学”的机会,能够提高社会流动的“数量”,推动全社会大规模的阶层流动以及社会利益格局的重新调整。另一方面,“质”的社会流动是指在大规模社会流动下,不同家庭背景的子女能够同等获得向上流动的机会,有效削弱代际不平等,促进社会公平(李煜,2019)。受限于中国优质教育资源分配的不均衡,弱势阶层家庭的子女在高考竞争中往往处于劣势,“985”、“双一流”高校等优质高等教育资源更多向优势阶层家庭倾斜,扩招带来的大规模社会流动未必会增进阶层流动机会的均等化。故高校扩招能否提高社会整体对阶层流动公平感的判断,仍有待于实证检验。

假说3:高校扩招政策可以显著影响阶层流动公平感,进而影响社会总公平感。

## (二)实证方法

1999年大学扩招导致高校入学率显著提升的事实,为我们采用断点回归方法(RD)研究高等教育迅速普及对社会公平感的影响提供了一个准自然实验。其内在的理念是,如果没有实施大学扩招,居民的社会公平感在年度之间应该是平滑变化的,一旦在大学扩招前后居民的公平感明显改变,则可以认为这一变化主要是由外生的大学扩招政策导致的。

本文采用的是模糊断点回归方法(Fuzzy RD)。其中,处理变量 $T$ 为“是否考上大学”,当个体拥有大专及以上学历时,处理变量取值为1,否则为0;驱动变量 $x$ 为个体的高考年份。定义中心化的驱动变量 $R$ (个体高考时间距离扩招起始年1999年的距离): $R = x - 1999$ 。据此,定义虚拟变量 $D$ “是否受扩招影响”:如果 $R \geq 0, D = 1$ ;如果 $R < 0, D = 0$ 。

个体在1999年之后参加高考,其被大学录取的概率会显著提高,但并不意味着扩招后就一定能考上大学。<sup>①</sup>这是我们采用“模糊”断点而非“精确”断点回归的原因。

在 $x = 1999$ 附近的局部平均处理效应为:

$$\tau_{LATE} = \frac{\lim_{R \downarrow 0} E[Y|R] - \lim_{R \uparrow 0} E[Y|R]}{\lim_{R \downarrow 0} E[D|R] - \lim_{R \uparrow 0} E[D|R]} \quad (1)$$

其中, $Y$ 为结果变量(居民的主观公平感)。式(1)的分母是处理变量的期望值在断点两侧的差值,即处理变量发生“跳跃”的幅度,分子是结果变量的期望值在断点两侧的差值。对断点附近

<sup>①</sup> 也就是说, $T$ 等于1并不意味着 $D$ 一定等于1。总有相当一部分人不论大学是否扩招都不会上大学(never takers,从不参与者),也有相当一部分人不论大学是否扩招都会上大学(always takers,总是参与者)。模糊断点回归识别的是遵从者(compliers,本文中是指因为扩招才上大学的个体)的效应(雷晓燕等,2010)。另外,还有一类个体叫叛逆者(defiers),不扩招就上大学,扩招了反而不上大学,考虑到中国的现实情况,这一类个体存在的可能性几乎为零。

的样本而言,可以认为他们在个体特征和经济社会状态等可测和不可测变量方面不存在系统差异,他们参加高考时间的细微差异可以视为随机抽样的结果(徐娜、张莉琴,2018)。选取断点附近的样本进行估计等同于局部试验。在异质性假设下,我们将式(1)估计量解释为局部平均处理效应,即由于大学扩招政策的实施,那些本不会接受大学教育的政策遵从者(complier)接受大学教育后的结果(Angrist等,1996)。

采用 Fuzzy RD 模型对  $\tau_{LATE}$  进行估计有两种方法。一是采用 2SLS 的“参数估计”。其中,第一阶段的回归方程为:

$$T_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + f(R_i) + \beta_x X_i + u_i \quad (2)$$

其中, $f(R_i)$ 为驱动变量与处理变量关系的多阶项,反映了高考时间与是否读大学之间的潜在关系; $X$ 为影响个体是否读大学的其他外生解释变量向量,式(2)中 $X$ 必须满足连续性条件,即在临界点附近(大学扩招前后) $X$ 不能发生明显的跳跃。 $u_i$ 为随机误差项。我们关心的核心参数是 $\beta_1$ ,它反映了扩招对高等教育入学的影响。第二阶段的回归方程为:

$$Y_i = \gamma_0 + \gamma_1 T_i + g(R_i) + \rho_x Z_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中, $g(R_i)$ 为驱动变量与结果变量关系的多阶项,反映了高考时间与主观公平感之间的潜在关系。 $Z$ 是影响个体公平感的其他控制变量向量。 $\varepsilon$ 是随机干扰项。我们关心的核心参数是 $\gamma_1$ ,它反映了因扩招而读大学的个体接受高等教育对其主观公平感的影响。二是“非参数估计”。采用 Kernel 密度估计对式(1)分子和分母中的各项进行点估计。我们采用 Imbens 和 Kalyanaraman (2012)改进后的交叉验证方法,选择能使拟合均方误差最小化的带宽为最优带宽。对模糊断点回归,根据 Imbens 和 Lemieux (2008)建议,我们设置分子分母具有相同的带宽,选择一阶段方程和结果方程两个最优带宽中最小的作为共同带宽。此外,Triangle Kernel 被认为是局部线性回归边界估计的最优选择(Lee 和 Lemieux,2010),因此,我们选择 Triangle Kernel 作基准回归估计,同时选取 Epanechnikov 核函数作稳健性检验。

### 三、变量与数据

本文的数据来源于中国人民大学中国调查与数据中心主持的“中国综合社会调查”(CGSS)。为保证统计口径的一致,我们选取 2010 年、2011 年、2013 年和 2015 年的数据集作为分析样本。

断点回归模型中的驱动变量为“高考时间”,其数据来源于 CGSS 问卷的问题“您已完成的最高学历是哪一年获得的?”。其中,最高学历为高中的受访者高考时间定义为其获得高中学历的时间,而最高学历为研究生、大学本科和大学专科的受访者高考时间由其最高学历获得时间分别减去 7 年、4 年和 3 年计算得到。<sup>①</sup>断点回归模型的结果变量是居民的主观公平感。CGSS 通过询问“总的来说,您认为当今的社会公不公平?”,调查受访者对社会公平的整体判断和综合评价。我们将这一变量定义为“总公平感”,并将其作为核心的结果变量。鉴于该变量为多值排序变量(“完全

① 根据中国大部分地区的学制安排,正常情况下个体在 18 岁参加高考,因此也可以将个体的出生年份设定为驱动变量(刘生龙、胡鞍钢,2018)。但在现实中,存在延迟入学、留级、复读、义务教育学制差异(小学 5 年制或 6 年制)等情形,以高考时间为驱动变量显然比以出生时间为驱动变量更为合理和准确。

不公平”到“完全公平”分别由 1 ~ 5 的整数表示),参考 Clark 和 Royer(2013)的做法,将其调整为“0 - 1”二值变量:将“完全公平”、“较公平”和“说不上公平但也不能说不公平”赋值为 1,将“比较不公平”和“完全不公平”赋值为 0。除此之外,我们进一步考察大学扩招对多个具体维度的公平感变量的影响,这些变量反映了居民对特定领域公平状况的评价,事实上构成了总公平感的某一组成部分。具体包括以下变量。

1. 教育公平感

教育公平感的数据来源于 CGSS 问卷问题:是否同意“只要孩子够努力、够聪明,都能有同样的升学机会”? 同样,我们将回答“非常同意”、“同意”和“无所谓”的赋值为 1,将“不同意”和“非常不同意”的赋值为 0。

2. 收入公平感

收入公平感的数据来源于 CGSS 问卷问题: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? 数据处理同上,“非常合理”和“合理”赋值为 1,“不合理”和“非常不合理”赋值为 0。

3. 阶层流动公平感

阶层流动公平感数据来源于 CGSS 问卷问题:是否同意“在我们这个社会,工人和农民的后代与其他人的后代一样,有同样多的机会成为有钱、有地位的人”? 将回答“非常同意”、“同意”和“无所谓”的赋值为 1,将“不同意”和“非常不同意”的赋值为 0。

为提高断点回归估计的精确度,我们在模型中控制一些解释变量,具体包括:省份哑变量、样本年哑变量、政治面貌、就业状态、父亲和母亲受教育程度、父亲和母亲政治面貌、父亲和母亲就业状态,变量的处理参见龚锋等(2017)。

在样本期间,四期 CGSS 提供的样本量为 39809 个。由于最高学历为高中以下的个体不可能是扩招政策的受益对象。因此,我们仅保留最高学历为高中及以上者作为分析对象,剔除变量有缺失值或“拒绝回答”“不知道”“不适用”等样本后,最终采用的样本为 10690 个。限于篇幅,表 1 仅汇报了处理变量与结果变量的描述性统计。

表 1 处理变量与结果变量的描述性统计

变量名称	平均值	标准差	最小值	最大值	观测值个数
是否上大学	0. 459	0. 498	0	1	10690
总公平感	0. 618	0. 486	0	1	10690
教育公平感	0. 769	0. 421	0	1	6097
收入公平感	0. 618	0. 486	0	1	5555
阶层流动公平感	0. 703	0. 457	0	1	6096

四、实证结果与分析

(一)断点回归第一阶段估计结果

图 1 汇报了分别对总公平感、教育公平感、收入公平感和阶层流动公平感 4 个结果变量进行断



点回归第一阶段估计的结果。虽然四个模型都是识别“是否受扩招影响”哑变量和驱动变量对个体是否上大学的影响,但是由于结果变量的样本量不同,故四个模型第一阶段估计采用的样本也不同,由此得到的结果也存在一定的差异。图中横轴是个体高考时间相对于扩招政策发生时点(1999 年)的距离,纵轴是参加高考的个体考上大学的比率,即“大学录取率”。我们以一年为箱体(bin),描绘了在断点(1999 年)前后参加高考的样本其“大学录取率”的变化趋势。可以看到,在断点前后“大学录取率”向上发生了显著的“跳跃”。第一阶段估计的系数表明,在最优带宽模型中,<sup>①</sup>扩招对高等教育入学的影响系数平均为 0.068。扩招后个体考上大学的概率平均提高了约 6.8 个百分点,这与刘生龙和胡鞍钢(2018)得到的结果高度一致。

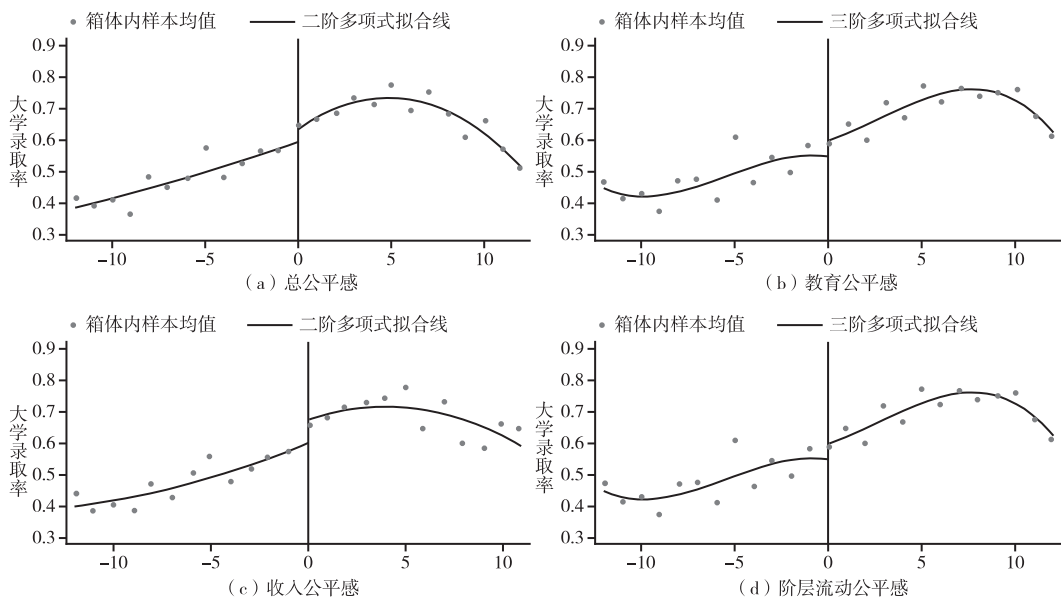


图 1 扩招前后大学入学率的断点

## (二)大学扩招对社会公平感的影响

图 2 直观地汇报了扩招前后社会公平感的变化情况。图中 X 轴是个体高考时间相对于扩招政策发生时点(1999 年)的距离,Y 轴是相应主观公平感变量取值为 1(“感到公平”)的比例。从图中可以看到,在扩招政策实施的“断点”前后,总公平感与阶层流动公平感发生了明显的向下“跳跃”,而教育公平感和收入公平感则发生了较为明显的向上“跳跃”。

为更加准确地识别断点处的“跳跃”在多大程度上反映了二者的因果关系,我们进行断点回归的参数和非参数估计,结果方程(第二阶段回归)的估计结果参看表 2。

首先,因扩招政策的实施而考上大学的个体(遵从者)对教育公平的认同度显著提高。在高校扩招之前,大学录取率相当低,能考上大学的仅仅是少数优秀的学生。在这一时期,高考“优中择优”的竞争,导致“孩子够努力、够聪明”也未必就能考上大学。大学扩招以后,特别是高职高专院校的大量扩建和招生,为许多高考分数偏低的考生提供了上大学的机会。只要高中生自己不放弃

① 交叉验证方法的检验结果表明,2 年为最优带宽,考虑到带宽的选择对估计结果会产生影响,本文分别选取了 2 年、3 年和 4 年作为带宽对断点回归模型进行估计。

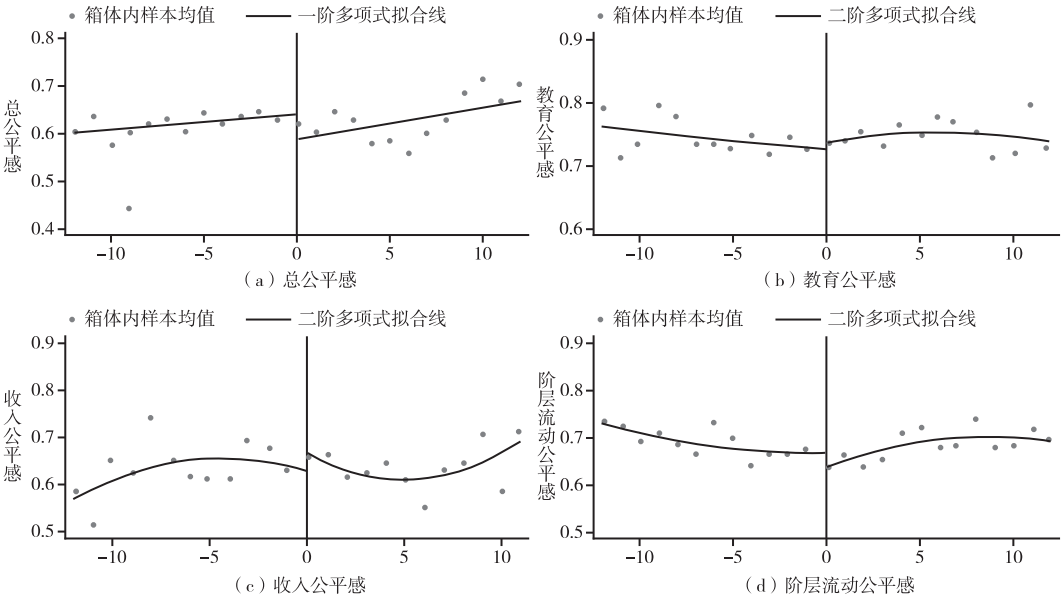


图 2 扩招前后社会公平感的断点

努力,同时家庭条件允许,基本上都可以通过高考进入大学。另外,已有研究也证实,大学扩招阻止了中国高等教育入学机会地区间差距持续扩大的趋势,消除了高等教育入学机会的性别差距,弱化了家庭文化资本差距在代际间的传递(路晓峰等,2016)。总体而言,大学扩招大幅度提升了高校的入学机会,同时在促进高等教育入学均等化方面发挥了重要作用,由此扩招政策的受益者对扩招改善了教育公平持更高的认同度是易于理解的。

其次,因扩招政策的实施而考上大学的个体(遵从者)对收入公平的认同度也显著提高。需要说明的是,CGSS 问卷中对收入公平度的提问度量的是收入的“条件合理性”,即给定个人对自己能力和工作状况的认识,判断自己获得的收入是否合理。根据断点回归的原理,在断点两边的邻域内,个体除了“是否上大学”的处理不同,其他方面是相似的。因此,因扩招才上大学的个体在能力上与扩招前没能上大学的个体并不存在太大差异。扩招以后,大学毕业生人数的激增强化了就业市场的竞争,而因扩招才上大学的个体通常是在“二三本院校”甚至高职高专类大学就读,他们在就业市场缺乏竞争力,找到“好工作”的可能性比较低。然而,根据对 4 年 CGSS 数据的相关计算,扩招前 2 年读大学与不读大学样本个体的平均收入相差 2.4 倍,扩招后 2 年二者的差距几乎一样。也就是说,因扩招而考上大学的个体(遵从者)并没有拉低大学学历就业者的平均收入,他们的收入仍然要比没有大学文凭时要高不少。据此,给定其能力和工作状态,扩招受益者更易于做出“自己的收入具有合理性”的判断。

最后,因扩招政策的实施而考上大学的个体(遵从者)对阶层流动公平的主观感知却显著降低。基于两年最优带宽选取样本以及全样本估计的结果都表明,扩招后上述群体对弱势阶层后代能够获得同等的代际向上流动机会(成为有地位的人)的判断显著降低。可能的解释是,虽然大学扩招为全社会提供了更多的高等教育机会,从平均指标看,也确实促进了中国的教育公平,但是在优质高等教育资源的分配方面,扩招后不平等现象却日趋严重,弱势家庭或较低社会阶层家庭的子女能够获取的优质高等教育资源越来越少,形成了上层社会子女



在高层次高校获得较多的机会,下层社会子女大多就读于低层次院校的状况(廉思,2012)。随着大学生数量的激增,中国的高等教育就业体制也发生了根本性变化:曾经的大学生(包括大专生)被誉为“天之骄子”,毕业后大多可以获得优异的就业前景;扩招后,普通大学的毕业生面临激烈的就业竞争,获得合意工作机会的难度明显加大,而接受低层次高等教育的个体实现“向上流动”的难度也变得更大。因此,随着较低社会阶层子女离优质高等教育资源越来越远,他们有理由悲观地认为,弱势阶层仍将与父辈一样处于社会较低阶层,难以实现向上的社会流动。

综上所述,从短期来看,大学扩招使得许多原本无法上大学的个体能够接受大学教育,并在毕业后获得高于非大学生的收入,使其对教育公平和收入公平产生更大的正向感知。但是,因扩招而上大学的群体很难获得向上流动的机会,从长期来看,这将加剧中国社会的阶层固化。对这一群体而言,他们未来的发展面临难以突破的瓶颈制约,预期与现实的落差将冲击他们对社会整体公平状况的认知,这在一定程度上可以解释为什么因扩招政策的实施而考上大学的个体(遵从者)对社会整体公平的认同度会显著降低(见表 2)。

表 2
 结果方程估计结果

		非参数估计			参数估计		
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
总公平感	2 年带宽	-0.633 *** (0.000)	-0.903 *** (0.237)	-0.633 *** (0.000)	-0.633 *** (0.000)	-0.792 *** (0.137)	-0.254 ** (0.106) (三次项)
	3 年带宽	-0.685 ** (0.303)	-1.152 ** (0.556)	-0.650 *** (0.246)	-0.751 (0.482)	-1.134 * (0.616)	
	4 年带宽	-0.353 (0.608)	-0.685 (0.778)	-0.570 (0.496)	-0.102 (0.711)	-0.306 (0.781)	
教育公平感	2 年带宽	0.514 *** (0.000)	0.374 *** (0.000)	0.514 *** (0.000)	0.514 *** (0.000)	0.491 ** (0.201)	0.202 (0.175) (一次项)
	3 年带宽	0.650 (1.766)	0.812 (1.497)	0.663 (2.098)	0.606 (2.960)	0.800 (9.017)	
	4 年带宽	0.622 (2.204)	0.758 (3.591)	0.573 (2.243)	0.319 (0.855)	0.803 (13.910)	
收入公平感	2 年带宽	0.590 *** (0.058)	0.911 *** (0.279)	0.598 *** (0.085)	0.655 *** (0.189)	0.721 *** (0.240)	0.264 (0.202) (三次项)
	3 年带宽	0.593 *** (0.133)	0.869 *** (0.216)	0.616 *** (0.179)	0.547 *** (0.164)	0.851 *** (0.136)	
	4 年带宽	0.548 *** (0.144)	0.847 *** (0.138)	0.473 * (0.267)	-0.430 (0.811)	0.048 (0.014)	

续表 2

		非参数估计			参数估计		
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
阶层流动 公平感	2 年带宽	-0.301 *** (0.000)	-0.278 *** (0.104)	-0.302 *** (0.074)	-0.301 *** (0.000)	-0.249 *** (0.081)	-0.395 * (0.209) (一次项)
	3 年带宽	-0.426 (0.431)	-0.310 * (0.175)	-0.401 (0.377)	-0.260 (0.200)	-0.372 *** (0.120)	
	4 年带宽	-0.239 (0.590)	-0.223 (0.393)	-0.324 (0.544)	-0.206 (0.388)	-0.286 (0.317)	
高阶项		一次项	一次项	一次项	一次项	一次项	根据 AIC 选择
是否控制协变量		否	是	否	否	是	否
内核选择		Triangle	Triangle	Epanechnikov	—	—	—

注:括号中为标准误。\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。下表同。模型(1)未控制其他协变量,模型(2)控制了其他协变量,模型(3)未引入其他协变量且选用的是 Epanechnikov 核函数;模型(4)和(5)是采用两阶段最小二乘法进行的参数估计,其中,模型(4)未控制其他协变量,模型(5)控制了其他协变量;模型(6)是利用全部样本,选择使 AIC 信息准则最小的高阶项,拟合驱动变量与处理变量的函数关系得到的估计结果。

(三)断点回归模型设定检验

根据 Lee 和 Lemieux(2010),为保证断点回归结果的有效性,需要满足两个前提条件。

1. 驱动变量在断点两边的分布具有连续性

如果个体能够完全自主选择进入处理组还是控制组,则断点附近的分组将是内生而非随机的,这将导致断点回归失效。在本文的应用中,内生分组意味着 1998 年参加高考的学生提前知道 1999 年国家将实施大学扩招政策,从而放弃当年的高考并参加 1999 年的高考。出于以下两个理由,上述情况应该是不成立的:第一,首次提出大学扩招的时间是 1998 年 11 月,当时 1998 年的高考已经结束;第二,考虑到复读的经济成本和精神压力,很少有学生会主动放弃高考而留待下一年复读重考。我们采用 McCrary(2008)的方法检验驱动变量在断点处的连续性,以验证断点附近局部随机化假设是否成立。图 3 汇报了针对不同结果变量采用的样本,驱动变量(高考时间)的概率密度函数图及其连续性检验的结果( $\hat{\theta}$  为连续性检验统计量,se 为其标准误)。可以发现,驱动变量的密度函数及其置信区间在断点处不存在显著的跳跃,连续性检验统计量均在统计上不显著,从而表明高考时间的分布是连续的,样本个体没有对驱动变量进行精确操纵的能力,不存在内生分组问题。

2. 协变量在断点两边的分布具有连续性

如前所述,在断点回归模型中是否控制协变量,并不会影响断点回归估计量的一致性。但是,如果存在对结果变量有影响的协变量在断点处也存在跳跃的话,就不能将局部平均处理效应全部归因于处理变量。断点回归的一个隐含假设是,协变量的条件密度函数在断点处是连续的。为检验这一假设,我们将协变量分别做被解释变量进行断点回归估计,结果参见表 3。可以看到,所有

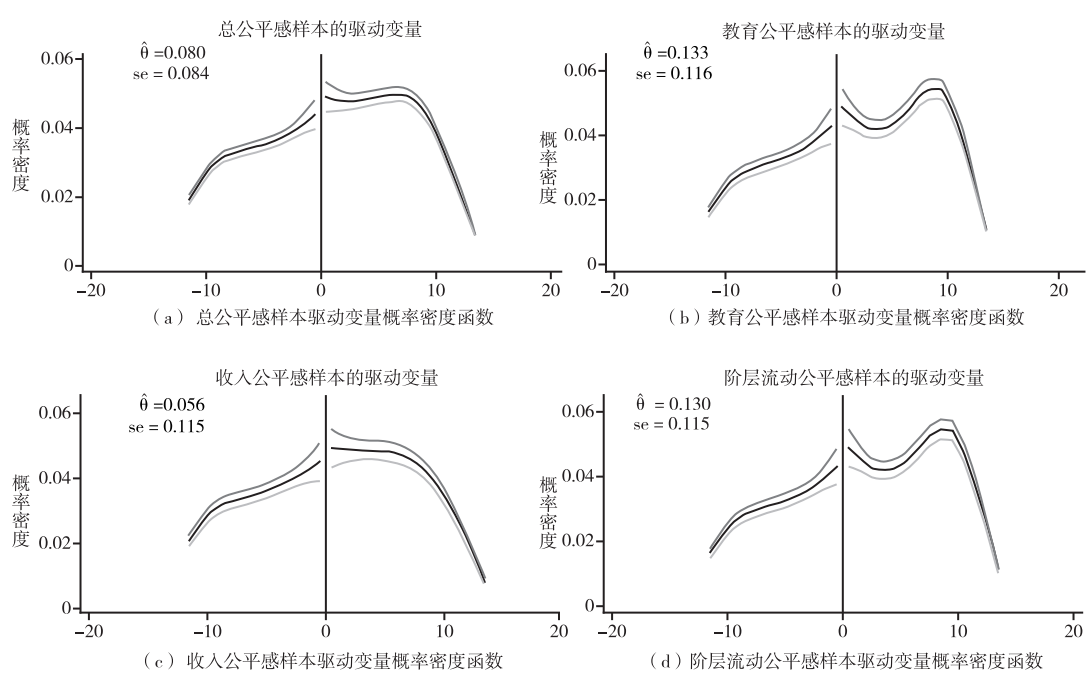


图3 驱动变量概率密度函数图与分布连续性检验结果

协变量的回归系数均不显著,从而表明协变量在断点处不存在明显的“跳跃”,满足连续性假设。这意味着,断点前后的样本除了享受的高校招生政策不同以外,在其他可能影响公平感知的变量方面并不存在系统的差异。

表3 协变量连续性检验									
变量名	父亲 政治面貌	母亲 政治面貌	父亲教育	母亲教育	父亲就业	母亲就业	个人 政治面貌	个人就业	省份 哑变量
2年 带宽	0.078 (0.077)	0.026 (0.037)	-0.137 (0.470)	0.886 (0.600)	-0.301 (0.187)	-0.146 (0.167)	0.060 (0.059)	-0.101 (0.128)	均不 显著
3年 带宽	0.085 (0.071)	0.032 (0.030)	-0.637 (0.742)	0.742 (0.451)	-0.150 (0.125)	-0.030 (0.136)	0.048 (0.053)	-0.060 (0.104)	
4年 带宽	0.078 (0.551)	0.040 (0.026)	-0.225 (0.562)	0.774 (0.801)	-0.063 (0.106)	0.052 (0.112)	0.023 (0.043)	-0.013 (0.081)	

(四)稳健性分析

针对上述基准估计结果,本文将进一步从以下几个方面进行稳健性检验。

1. 安慰剂检验(placebo test)

如果前文的估计结果只是单纯的统计相关关系,那么我们选取其他任何一年作断点都可能发现个体的社会公平感发生显著“跳跃”,原始的 RD 估计结果很可能并非由处理变量的“跳跃”所引起。为了排除这种可能,我们选取了原断点(1999 年)前后 4 年作为假想时间断点进行回归,估计

结果如表 4 所示。可以发现这些假想断点的回归系数绝大部分都不显著,从而证实前文的基准估计结果并不是统计巧合,主要结论具有有效性和稳健性。

表 4 安慰剂检验结果

变量名	断点提前				断点延后			
	1995 年	1996 年	1997 年	1998 年	2000 年	2001 年	2002 年	2003 年
总公平感	0.343 (0.430)	0.610 (0.664)	0.409 (1.477)	1.132 (2.193)	-0.241 ** (0.109)	-6.531 (45.67)	-1.651 (4.661)	-0.119 (0.125)
教育公平感	0.347 (0.550)	0.435 (0.466)	-0.727 (5.745)	-2.173 (8.099)	-1.562 (1.215)	-1.298 (3.138)	-1.449 (0.262)	-1.904 (2.073)
收入公平感	-0.753 (1.264)	1.308 (1.414)	4.980 (12.29)	1.121 (2.425)	0.676 ** (0.313)	0.856 (1.650)	3.366 (4.979)	2.344 (4.090)
阶层流动公平感	0.084 (0.312)	0.372 (0.534)	0.578 (1.027)	0.625 (1.343)	-0.361 (0.355)	-0.068 (0.484)	-0.062 (0.632)	-0.383 (0.538)
高阶项	一次项	一次项	一次项	一次项	一次项	一次项	一次项	一次项
最优带宽	2 年	2 年	2 年	2 年	2 年	2 年	2 年	2 年
是否控制协变量	是	是	是	是	是	是	是	是
内核选择	Triangle	Triangle	Triangle	Triangle	Triangle	Triangle	Triangle	Triangle

2. 干扰政策检验

一个潜在的干扰政策是 1980 年开始的计划生育政策。<sup>①</sup> 按照中国学制 6 岁入学,18 岁参加高考,1981 年 9 月前出生的个体正是参加 1999 年高考的主体。为排除计划生育政策的干扰,我们将进行两组干扰政策检验。由于高校扩招政策是针对所有适龄人口的普惠性政策,无法考察受计划生育政策影响而不受高校扩招政策影响的样本,因此,本文尽可能选取受高校扩招影响但不受计划生育政策影响的样本。如果以此样本进行估计得到的结果与基准结果相比没有明显差异,则表明计划生育政策并不是导致居民公平感在断点前后显著变化的主要原因。首先,选用少数民族样本进行断点回归的非参数估计。选择少数民族样本的主要原因是“一胎”政策不适用于少数民族,可以排除计划生育政策的影响。从表 5 可以看出,该样本中主观公平感依然存在断点前后的显著“跳跃”。其次,我们参考郭志刚等(2003)的做法,选取河南、河北、广西、甘肃、内蒙古、云南、青海、宁夏、海南和新疆等的样本,这几个地区在计划生育政策实施初期仍实行“允许二孩或二孩以上”的生育政策,因此这类样本也可以部分排除计划生育政策的干扰。表 5 显示,高校扩招对社会公平感的政策效应仍具有稳健性。

① 中共中央在 1980 年 9 月发出了《关于控制我国人口增长问题致全体共产党员、共青团员的公开信》,同月第五届全国人大三次会议上首次提出“只生育一个孩子”。从 1980 年初开始,各省区普遍推行“超生罚款”的措施。因此,真正开始大规模强制执行“一孩政策”的时间可以判断为 1980 年(秦雪征等,2018)。

表 5 干扰政策检验结果

变量名	少数民族样本			二孩地区样本		
	2 年带宽	3 年带宽	4 年带宽	2 年带宽	3 年带宽	4 年带宽
总公平感	-1.022 *** (0.000)	-1.293 *** (0.182)	-1.252 * (0.707)	-0.593 *** (0.015)	-0.602 *** (0.026)	-1.584 * (0.743)
教育公平感	0.457 *** (0.000)	2.255 (1.675)	1.271 (1.345)	2.668 *** (0.596)	2.602 *** (0.305)	6.264 (6.138)
收入公平感	3.830 ** (1.597)	4.704 *** (1.302)	33.111 (354.9)	2.382 *** (0.234)	-9.372 (21.14)	12.732 (54.06)
阶层流动公平感	-0.649 *** (0.191)	-0.240 (0.374)	-0.416 (0.972)	-0.366 *** (0.111)	-0.325 *** (0.113)	-0.198 ** (0.094)
是否控制协变量	是	是	是	是	是	是

3. 驱动变量为出生时间

如前所述,虽然每年高考都存在复读生和非适龄考生,但这类群体仍然是少数。按照中国学制,1981 年出生的孩子是参加 1999 年高考的主要群体,之前我们选取的驱动变量是高考时间与断点 1999 年的距离。为了验证结论稳健性,我们把驱动变量替换成出生年份与 1981 年的距离。估计结果如表 6 所示,驱动变量改为出生年份距离 1981 年的年数后,除了教育公平感的处理效应不再显著,其余结论在处理效应的符号与显著性方面,与基准回归并无明显差异。总体而言,断点回归的估计结果是稳健的。

表 6 驱动变量为出生时间的断点回归估计结果

变量名	2 年带宽	3 年带宽	4 年带宽
总公平感	-0.177 *** (0.000)	-0.301 *** (0.093)	-0.052 (0.155)
教育公平感	-1.350 (1.624)	-1.831 (2.119)	-1.453 (1.379)
收入公平感	0.440 *** (0.000)	1.097 *** (0.393)	0.956 *** (0.340)
阶层流动公平感	-0.569 *** (0.063)	-0.584 * (0.342)	-0.453 * (0.245)
是否控制协变量	是	是	是

(五) 机制分析

能否获得平等的受教育机会、能否获得与自己能力和付出相匹配的报酬、能否突破阶层固化的桎梏实现向上的代际流动,构成了评价社会公平状况的三个核心维度。社会大众接受更高教育的目的是找到更为合意的工作,而在就业市场拼搏付出的目的是取得成功以实现向上的阶层流动。在上述三个维度中,“接受教育”和“争取收入”构成了个体奋斗的阶段性的目标,而“实现阶层

突破 (获得成功)”则构成了个体奋斗的终极性目标。因此,个体对教育公平、收入公平和阶层流动公平的主观感知,在很大程度上就决定了个体对社会整体公平状况的认知和判断,而阶层流动公平感在整体公平感中可能具有更大的权重。如前所述,大规模的高校扩招让更多的居民能够接受大学教育,获得通过自己努力和付出争取合理报酬的机会,这可能是扩招受益者具有更高的教育公平感和收入公平感的原因。与此同时,高校扩招降低了大学学历的“含金量”,加剧了人力资本市场的竞争,特别是因扩招而上大学的个体通常接受的是“二三本”“高职高专”等非优质的高等教育资源,通过读大学实现阶层向上流动的难度更大,一旦上大学都无法改变弱势阶层的不利社会地位,则他们更容易对阶层流动公平形成负面感知,从而对社会整体公平状况也持负面判断。上文基准回归的结果也证实了上述判断。

有鉴于此,下面将采用两种方法来检验扩招与社会公平感关系的内在机制,以期对基准回归结果做出更为合理的解读。具体而言,在 CGSS 问卷中给出了问题“您认为您自己目前在哪个等级上?”,受访者回答最高“10 分”代表最顶层,最低“1 分”代表最底层。我们将样本对象回答“1~3 分”的界定为社会低阶层,“4~7 分”的界定为中阶层,“8~10 分”界定为高阶层。另外,CGSS 问卷中还给出了问题“您认为在您 14 岁时,您的家庭处在哪个等级上?”,受访者的回答与上述目前等级的问题一致,我们将目前社会等级与 14 岁社会等级进行比较,构建“阶层是否向上流动”哑变量,即当目前社会等级大于 14 岁社会等级时,定义为“阶层向上流动”,反之则为“阶层未向上流动”。我们分别对低、中、高三个社会等级的子样本以及“阶层向上流动”和“阶层未向上流动”两个子样本进行与基准回归类似的断点回归分析,结果如表 7 所示。

表 7 机制分析结果

		样本对象是否处于高社会阶层			样本对象是否实现代际向上流动	
		1~3 分:低阶层	4~7 分:中阶层	8~10 分:高阶层	向上流动	未向上流动
处理方程: 大学入学率	总公平感	0.277 *** (0.000)	0.065 *** (0.007)	0.251 * (0.113)	0.090 *** (0.046)	0.067 *** (0.009)
	教育公平感	0.213 *** (0.022)	0.052 *** (0.000)	0.203 *** (0.061)	0.151 *** (0.000)	0.033 * (0.019)
	收入公平感	0.167 *** (0.039)	0.052 *** (0.010)	0.226 (0.254)	0.119 *** (0.008)	0.064 *** (0.015)
	阶层流动公平感	0.290 (0.193)	0.057 *** (0.000)	0.200 *** (0.070)	0.075 *** (0.003)	0.037 * (0.022)
结果方程: 社会公平感	总公平感	-0.769 *** (0.000)	-0.657 *** (0.097)	0.221 * (0.113)	0.418 *** (0.001)	-0.742 *** (0.157)
	教育公平感	0.660 *** (0.014)	0.681 *** (0.000)	0.801 *** (0.343)	0.893 * (0.530)	0.008 *** (0.000)
	收入公平感	-0.538 *** (0.201)	0.653 *** (0.207)	0.575 (0.811)	0.757 *** (0.194)	0.198 (0.216)
	阶层流动公平感	-0.352 * (0.187)	-0.733 *** (0.000)	0.764 (0.500)	0.373 (0.721)	-0.465 *** (0.081)



续表 7

	样本对象是否处于高社会阶层			样本对象是否实现代际向上流动	
	1~3 分:低阶层	4~7 分:中层	8~10 分:高层	向上流动	未向上流动
高阶项	一次项	一次项	一次项	一次项	一次项
是否控制协变量	是	是	是	是	是
内核选择	Triangle	Triangle	Triangle	Triangle	Triangle

表 7 显示,当已经处于社会的高阶层时,因扩招而上大学的个体判断高校扩招有助于促进社会的教育公平,对收入公平和阶层流动公平感的判断是正向的,但在统计上不显著。由此,这一社会群体具有更高的社会公平感,倾向于对社会整体公平状况持更高的正向认同和感知。当处于社会的中阶层时,因扩招而上大学的个体判断高校扩招有助于促进社会的教育公平和收入公平,但对阶层流动公平感的判断是负向的,且在统计上显著。当处于社会的低阶层时,因扩招而上大学的个体判断高校扩招有助于促进社会的教育公平,但对收入公平感和阶层流动公平感的判断均是负向的,且都在统计上显著。在这两个子样本中,由于对阶层流动公平的负向感知,因扩招而上大学的个体具有更低的社会公平感,倾向于对社会整体公平状况持更低的认同和感知。另一方面,当已经实现了向上的社会流动时,因扩招而上大学的个体判断高校扩招有助于促进社会的教育公平和收入公平,对阶层流动公平感的判断是正向的,但在统计上不显著。因此,这一社会群体具有更高的社会公平感,倾向于对社会整体公平状况持更高的正向认同和感知。当没有实现向上的社会流动时,因扩招而上大学的个体判断高校扩招有助于促进社会的教育公平,对收入公平感的判断是正向的,但在统计上并不显著,对阶层流动公平感的判断则是负向的,且在 1% 的统计水平下显著。由此,这一社会群体具有更低的社会公平感,倾向于对社会整体公平状况持更低的认同和感知。

上述分析表明,是否处于高阶层以及是否实现了向上流动,是影响个体对阶层流动公平感判断的关键,而对阶层流动公平感的判断又决定了对社会整体公平感的判断。因此,影响高校扩招和社会公平感关系的中间机制就是扩招是否让受益群体实现了向上的阶层流动。

五、结论及建议

本文利用 2010 年、2011 年、2013 年和 2015 年四期的 CGSS 微观调查数据,采用断点回归分析,检验大学扩招对居民主观公平感的影响,从教育公平、收入公平、阶层流动公平以及总体公平的多维角度,考察高等教育扩张的政策效果。实证结果显示:扩招显著提升了中国高等教育的入学机会,大学扩招使得许多原本无法上大学的个体能够接受大学教育,并在毕业后获得高于非大学生的收入,使其对教育公平和收入公平产生更大的正向感知;然而,因扩招政策的实施而考上大学的个体对阶层流动的公平感知却明显降低,从而导致这一群体对社会总体公平的认同度显著降低。机制检验的结果表明,如果因扩招而上大学的个体在毕业后仍处于社会的中低阶层或无法实现代际的向上流动,则该群体将会对阶层流动公平感持更为负面的判断,并因此对社会整体的公平状况具有更低的认同和感知。

本文的研究表明,1999 年高校扩招政策更为重视扩大高等教育的规模而忽略了提升高等教育

的质量,大学生规模扩张带来的毕业生激增但培养质量下降以及随之而产生的“大学生就业难”等诸多问题,因扩招而上大学的群体由此更难以获得向上流动的机会,大学扩招反而弱化了高等教育的阶层重构功能,从而无助于解决中国日益加剧的社会阶层固化问题以及提升中国社会整体的公平状况。本文认为,未来应在维持当前高校招生规模的同时,注重高等教育数量和质量的有效平衡,重点提升高等教育的质量,推动高质量教育资源的公平分配,弱化教育分成导致的阶层固化,促进高等教育扩张这一普惠性政策真正发挥提升社会公平感的作用。

#### 参考文献:

1. 陈林、万攀兵:《中国高等教育扩张的得与失——围绕国内学术界三大争鸣的政策效应评价》,《中国人口科学》2017年第1期。
2. 高耀、刘志民:《机会扩展、社会分层与高等教育公平——基于高校学生调查数据的实证研究》,《教育科学》2015年第1期。
3. 龚锋、李智、雷欣:《努力对机会不平等的影响:测度与比较》,《经济研究》2017年第3期。
4. 郭志刚、张二力、顾宝昌、王丰:《从政策生育率看中国生育政策的多样性》,《人口研究》2003年第5期。
5. 胡建国:《当前社会怨恨心态新动向》,《党政干部参考》2012年第1期。
6. 简必希、宁光杰:《教育异质性回报的对比研究》,《经济研究》2013年第2期。
7. 雷晓燕、谭力、赵耀辉:《退休会影响健康吗?》,《经济学(季刊)》2010年第4期。
8. 李春玲:《高等教育扩张与教育机会不平等——高校扩招的平等化效应考查》,《社会学研究》2010年第3期。
9. 李春青:《扩招、教育选择与教育公平》,《科学决策》2016年第8期。
10. 李骏、吴晓刚:《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》,《中国社会科学》2012年第3期。
11. 李煜:《代际社会流动:分析框架与现实》,《浙江学刊》2019年第1期。
12. 李煜:《制度变迁与教育不平等的产生机制——中国城市子女的教育获得(1966—2003)》,《中国社会科学》2006年第4期。
13. 廉思:《从“蚁族”视角分析高等教育对社会流动的影响》,《当代青年研究》2012年第2期。
14. 刘生龙、胡鞍钢:《大学教育回报:基于大学扩招的自然实验》,《劳动经济研究》2018年第4期。
15. 路晓峰、邓峰、郭建如:《高等教育扩招对入学机会均等化的影响》,《北京大学教育评论》2016年第3期。
16. 吕晓俊、刘帮成:《高校大学生公平心理与行为的研究——基于教育公平感的视角》,《上海交通大学学报(哲学社会科学版)》2009年第6期。
17. 乔锦忠:《高等教育入学机会的城乡差异》,《教育学报》2008年第5期。
18. 秦雪征、庄晨、杨汝岱:《计划生育对子女教育水平的影响——来自中国的微观证据》,《经济学(季刊)》2018年第3期。
19. 孙薇薇、朱晓宇:《地位、相对剥夺与归因:教育年限对分配公平感的影响机制》,《社会学评论》2018年第3期。
20. [日]天野郁夫、陈武元:《高等教育大众化:日本的经验与教训》,《高等教育研究》2006年第10期。
21. 魏晓艳:《大学扩招是否真正推动了高等教育公平——高等教育大众化、扩招与高等教育代际传递》,《教育发展研究》2017年第11期。
22. 文雯:《高等教育规模扩张中资源布局的实证研究》,《高等教育研究》2010年第4期。
23. 邢春冰、李实:《扩招“大跃进”、教育机会与大学毕业生就业》,《经济学(季刊)》2011年第4期。
24. 徐娜、张莉琴:《高校扩招对高等教育机会平等的影响——基于断点回归设计的经验证据》,《教育科学》2018年第2期。
25. 杨建朝:《高校十年扩招的公正性缺失》,《教育学术月刊》2010年第6期。
26. 杨奇明、林坚:《教育扩张是否足以实现教育公平?——兼论20世纪末高等教育改革对教育公平的影响》,《管理世界》2014年第8期。
27. 张卓、徐峻:《高校扩招如何影响大学毕业生收入——基于CHIPS微观数据的实证分析》,《南方人口》2015年第5期。
28. 郑畅、孙浩:《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》2016年第5期。
29. 周敏:《教育的公正与公平——从高校的“扩招”反思公共政策的影响》,《东北师大学报(哲学社会科学版)》2007年第6期。
30. Angrist, J. D., Imbens, G. W., & Rubin, D. B., Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables. *Journal of the*

*American Statistical Association*, Vol. 91, No. 434, 1996, pp. 444 – 455.

31. Clark, D. , & Royer, H. , The Effect of Education on Adult Mortality and Health: Evidence from Britain. *American Economic Review*, Vol. 103, No. 6, 2013, pp. 2087 – 2120.

32. Imbens, G. , & Kalyanaraman, K. , Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator. *The Review of Economic Studies*, Vol. 79, No. 3, 2012, pp. 933 – 959.

33. Imbens, G. W. , & Lemieux, T. , Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice. *Journal of Econometrics*, Vol. 142, No. 2, 2008, pp. 615 – 635.

34. Khor, N. , & Pencavel, J. H. , Evolution of Income Mobility in the People's Republic of China: 1991 – 2002. Asian Development Bank Economics Working Paper, No. 204, 2010.

35. Lee, D. S. , & Lemieux, T. , Regression Discontinuity Designs in Economics. *Journal of Economic Literature*, Vol. 48, No. 2, 2010, pp. 281 – 355.

36. Lucas, S. R. , Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects. *American Journal of Sociology*, Vol. 106, No. 6, 2001, pp. 1642 – 1690.

37. McCrary, J. , Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test. *Journal of Econometrics*, Vol. 142, No. 2, 2008, pp. 698 – 714.

38. Raftery, A. E. , & Hout, M. , Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921 – 75. *Sociology of Education*, Vol. 66, No. 1, 1993, pp. 41 – 62.

## Does the Expansion of College Enrollment Improve Social Justice? A Regression Discontinuity Design Based on the Perception of Justice

GONG Feng, LI Bofeng, LEI Xin (Wuhan University, 430072)

**Abstract:** Based on the data of CGSS survey, this paper uses the fuzzy regression discontinuity model and selects four subjective justice variables, including perceived comprehensive justice, perceived education justice, perceived income justice and perceived social mobility justice, in order to comprehensively investigate the impact of College Enrollment Expansion Policy on social justice. The result shows that the expansion of college enrollment significantly enlarges the access to higher education in China. The expansion of college enrollment enables many individuals to receive college education and obtain higher income than non-college graduates after graduation, which makes them have a greater positive perception of education justice and income justice. At the same time, individuals who have gone to college thanks to the expansion of college enrollment have significantly lowered their perception of justice in social mobility, which has led to a significant decrease in this group's recognition of social justice. The results of the mechanism test show that whether the expansion of college enrollment allows the beneficiary groups to achieve upward social mobility is the key mechanism that affects the relationship between college enrollment expansion and social justice. This paper believes that the expansion of college enrollment cannot effectively solve the problem of China's current social class solidification or improve the overall fairness of the society; we should promote the fair distribution of high-quality educational resources and weaken the class solidification caused by education divide, so that the enrollment expansion can play a greater role in enhancing social justice.

**Keywords:** College Enrollment Expansion Policy, Perceived Income Justice, Perceived Education Justice, Perceived Social Mobility Justice, Regression Discontinuity

**JEL:** D63, I23