

# 高等教育扩张与教育机会不平等演变<sup>\*</sup>

邵宜航 徐菁

**内容提要:**本文从量与质两个方面探讨高等教育扩张过程中不同阶层子辈的高等教育机会不平等的演化情况。我们首先构建理论模型解析高等教育扩张如何影响不同收入阶层家庭的高等教育选择。理论分析解释了高等教育扩张将有助于缩减高等教育机会量的不平等,即缩小不同收入阶层间子辈高等教育机会获得的不平等;但高等教育扩张可能导致高等教育机会质的不平等加剧,即阶层间高水平高等教育机会的不平等状况可能进一步扩大。进一步利用我国微观数据进行实证检验的结果显示,随着高考录取率的逐步提升,家庭的经济背景对子辈上高等院校(大专以上)的影响不断减小,但对考入高水平大学(“211”“985”院校)的影响却在增强,数据检验支持了理论分析的结论。

**关键词:**高等教育扩张 教育机会 不平等演化

## 一、引言

在现代社会中,高等教育是影响个人收入和社会地位最重要的因素之一。不同收入阶层在高等教育机会获得上是否平等直接影响到阶层间收入不平等的演变。因此高等教育资源的分配是否公平早已成为收入公平和社会公平的重要议题,越来越受到经济学、社会学和教育学等相关学科研究的关注。我国从1999年开始,高等教育供给迅速增长。直观来看,似乎高等教育的扩张使更多低阶层家庭的子女接受高等教育,实现向上流动,缩小收入差距,促进社会的平等。可是我们注意到近年来“寒门再难出贵子”的论调也时常出现在人们的视线。新增的高等教育资源是否在不同的社会阶层间进一步扩大了高等教育机会的不平等?这是本文要讨论的核心议题。

利用2000年和2010年我国人口普查数据,以18~22岁作为高等教育适宜年龄,将18至22岁的高校在校、毕业、肄业、辍学人数之和与适龄总人数的比值作为高等教育辈出率的粗略估计。数据统计显示,2000年,城市地区18~22岁人口中大学专、本科辈出率为22.78%,本科辈出率11.35%;乡镇人口大学专、本科辈出率1.92%,本科辈出率为0.37%。2010年,城市地区专、本科辈出率45.46%,本科辈出率23.43%,乡镇人口专、本科辈出率13.78%,本科辈出率4.59%。数据表明,无论是本、专科还是大学本科,城市的辈出率均高于农村,说明城乡高等教育机会仍存在差距。但从增长情况来看,从2000年至2010年,城市地区专、本科辈出率增长99.56%,乡镇人口专、本科辈出率增长617.71%;城市本科辈出率增长105.89%,乡镇人口本科辈出率增长高达1140.54%。可以发现,农村高等教育辈出率的增长显著高于城市,其结果是上述高等教育的城乡差距在不断减小。虽然,这里的城乡高等教育差距的缩小是否主要得益于高等教育扩张还需进一步的严谨分析,但以上直观数据观察支持高等教育扩张有助于促进教育机会公平的观点。然而,如果我们进一步思考则可

<sup>\*</sup> 邵宜航,厦门大学经济学院,邮政编码:361005,电子邮箱:shaoyh@xmu.edu.cn;徐菁,厦门大学经济学院,邮政编码:361005,电子邮箱:422231783@qq.com。本研究得到国家社科基金重大项目“供给侧结构性改革视阈下的社会结构与经济增长”(16ZDA007)与国家自然科学基金青年项目“社会分层、社会流动与经济增长”(71503050)的资助。作者感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

以知道“寒门再难出贵子”的现象可能与以上数据也并不矛盾。据数据统计,目前我国共有普通高等院校 2631 所,其中本科院校 1243 所,但家长与考生所希望的高水平大学如“211”院校 112 所,而其中“985”大学仅有 39 所<sup>①</sup>。显然高等院校之间存在显著差距,高水平大学毕业生与一般水平院校毕业生的向上流动机会也迥然不同。因此公众所期望的教育机会获得的平等更关键的可能在于高水平大学教育机会获得的平等。如此,作为验证是否“寒门再难出贵子”的一个更贴切的相关分析应该是:随着高等教育的扩张,社会中低阶层家庭的子女进入“985”“211”大学的机会是否相对更少了。基于以上讨论,考虑到我国高等教育质量的显著差异,本文认为探讨高等教育扩张是否促进教育机会平等需要从数量和质量两方面展开,这也是本文不同于其他研究文献的分析视角。

关于高等教育机会不平等的讨论,一些学者关注教育机会不平等的引发因素。Coleman(1988)指出家庭资源将影响子辈的教育获得。李煜(2006)总结家庭背景对子辈教育机会的影响主要通过文化再生产和家庭资源转化两种方式。Sullivan(2001)、Lareau & Weininger(2003)等强调了文化再生产理论,认为父辈的文化资本有利于提高子辈的认知和学习能力,并营造更好的家庭学习氛围,这将提高子辈的成绩,使其更可能获得优质的教育。而包括 Becker & Tomes(1979)、唐俊超(2015)等强调家庭资源转化对子辈教育机会的影响,这些研究认为拥有经济和社会资本的家庭可以通过增加对子辈的教育投入,或在最后环节利用家庭资源对子辈入学进行“干预”,来增加子女的教育机会,最终导致家庭资源不同的子辈教育机会不平等。

另一部分研究则着重探讨教育扩张过程中教育机会不平等程度的演变状况。其中一方认为教育扩张可能加剧教育机会获得的不平等。如 Raftery & Hout(1993)提出“最大化维持不平等”(MMI)假设,该假设认为新增的教育资源首先被社会上层阶层获取,只有当上层的教育需要饱和时,教育扩张才能惠及中下层。而 Lucas(2001)在 MMI 假设的基础上强调不平等还体现在教育质量上。他指出即使上层的教育需求得到满足,留给中下层的教育资源也是低质量的,这将维持阶层间教育获得的不平等状况,这一理论被称为“有效维持不平等”(EMI)假设。此外,在考察西方国家伴随工业化进程而展开的长达半个世纪的教育扩张是否缓解了教育机会不平等状况的研究中,Breen & Whelan(1993)对爱尔兰、Blanden & Machin(2013)对英国的分析也显示父辈社会阶层对子女教育获得的影响并未减弱,且可能存在增强的趋势。针对我国的研究,李春玲(2003,2010)、郝大海(2007)、Guo & Wu(2008)、Treiman(2013)等从不同角度指出我国高等教育扩张并未缩小教育机会不平等,甚至可能加剧阶层间教育机会的不平等。

另一方观点则倾向于主张教育扩张有助于减缓教育机会获得的不平等。如基于荷兰(de Graaf et al,2000)和挪威(Lindbekk,1988)数据的实证研究显示教育扩张有助于缩小教育机会不平等。关于我国的研究,吴晓刚(2009)认为新中国成立后的教育扩张在一段时间内改善了教育机会不平等现象,但之后家庭背景再次发挥持续且稳定的作用。吴愈晓(2013)提出家庭经济条件对子女各阶段升学机会的影响自 1978 年以来几乎没有发生变化。另外,一些学者关注了高等教育内部的质量差异。Arum et al(2007)指出,高等教育扩张带来了社会分层的固化,上层社会子女获得精英高等教育,而中下层子女则被分流到质量较差的院校。Boliver(2011)利用英国 1960—1995 年的数据进行检验,发现高等教育扩招在 1990 年后缩小了阶层间高等教育机会数量上的不平等,但质量上的不平等仍在持续。刘精明(2006)的研究表明扩招后我国包括成人教育、大学专科、大学本科的高等教育总体上的不平等缓解,而大学本科层面的不平等程度加剧。王伟宜(2013)通过分析我国 1982—2010 年 16 所高校各阶层的辈出率发现阶层间普通本科和专科院校的入学机会差异不断缩小,而重点高校入学机会的不平等状况先上升后下降。

如前所述,本文主要关注随着我国高等教育扩张的不断推进,不同社会阶层的子女接受高等教育机会不平等状况如何演变。与已有研究不同,本文主要在以下两方面进行了进一步深化分析。一方面,在分析方法上,已有研究主要采用实证分析的方式比较不同年代教育获得的不平等状况,其中,部分国内研究也使用双重差分等计量方法考察我国“扩招”政策前后教育机会不平等的演变。但

相关研究尚未运用模型以明确解释不平等程度变化的内在机理。本文则注重运用模型演绎展开理论分析,在此基础上再结合计量检验,以增强本研究的逻辑一致性与现实一致性的统一。我们依据现实将高等教育区分为一般水平和高水平两类,以同时考察高等教育机会在数量与质量两方面的不平等是否存在不同的演变状况。通过模型演绎,本文着力刻画了在高校扩张的进程中,家庭背景对子辈在入学机会和入学质量两方面的影响机制,解释了高校扩招在数量上将使阶层间高等教育机会获得的差距缩小,但在质量上,高校扩招可能使得高水平高等教育机会获得的不平等进一步加剧。另一方面,在数据处理上,本文利用中国家庭收入调查(CHIP)数据库2013年数据展开实证分析,有别于已有研究主要对比不同年代或扩招政策推出前后的不平等程度,本文以高考录取率作为我国高等教育扩张的代理变量对理论分析结论展开计量检验。我们可以注意到高校扩招不仅仅发生在政策出台的1999年,而是在1999年之后不断推进,细化高校扩招指标能更好地检验随着扩招的推进,高等教育机会和高水平高等教育机会的不平等状况如何演变。

## 二、一个简单的模型分析和理论解释

在理论模型设定上,我们参考Munshi(2011)的思路,构建一个高等教育选择模型。在模型中,一方面,我们引入高等教育扩张因素、考虑现实中高等教育量的扩张,这里高等教育量的扩张将减少个人获得高等教育的成本。另一方面,我们区分了现实中高等教育质的差异,将高等教育区分为一般水平高等教育(如大专与一般本科高校)和高水平高等教育(如“211”“985”院校)。此外,选择主体的个人能力禀赋和家庭经济背景也存在差异。利用该理论模型,我们将着重分析随着高等教育扩张的不断推进,不同水平高等教育机会获得的不平等程度将如何演变。

### (一)模型基本设定

现在,假设个人能力 $a_i$ 在 $[0,1]$ 上均匀分布。每个个体(或家庭)面临如何选择高等教育,这里可选择不接受高等教育、接受一般水平的高等教育或接受高水平的高等教育。如果选择不接受高等教育直接进入劳动市场,则工资为 $\omega_0$ ,此时其收入的效用为 $U_1 = \log \omega_0$ 。若选择接受一般水平的高等教育,将获得工资 $\omega_1$ ,但进入一般水平的高等院校也需要个体付出努力等成本,假设努力等带来的负效用也即成本为 $C_{i1}(\tau_1, \xi, y_i, a_i)$ ,这一成本与一般水平高校入学难度 $\tau_1$ 、高校扩招程度 $\xi$ 、个体的家庭经济水平 $y_i$ 以及个人能力水平 $a_i$ 有关。具体来说,当考试难度增加时,个体将付出更多的努力,成本增加,即 $\frac{dC_{i1}(\tau_1, \xi, y_i, a_i)}{d\tau_1} > 0$ ;随着高等教育扩张不断推进, $\xi$ 不断提高,进入一般水平高等院校需要付出的努力等成本减小,即 $\frac{dC_{i1}(\tau_1, \xi, y_i, a_i)}{d\xi} < 0$ ;经济条件更好的家庭可以通过更多进行家庭教育投入,包括为子女选择教育质量更高的学校或参加课外辅导班等形式,降低子女进入一般水平高校的难度,因此 $\frac{dC_{i1}(\tau_1, \xi, y_i, a_i)}{dy_i} < 0$ ;而个人能力越高其进入大学所需的努力成本越低,即 $\frac{dC_{i1}(\tau_1, \xi, y_i, a_i)}{da_i} < 0$ 。此时,个人能力为 $a_i$ 的个体若选择接受一般水平的高等教育,则将获得的总效用为: $U_2 = \log \omega_1 - C_{i1}(\tau_1, \xi, y_i, a_i)$ 。

个人如果接受了高水平的高等教育,可获得更高工资 $\omega_2$ ,而进入高水平大学的成本为 $C_{i2}(\tau_2, \xi, y_i, a_i)$ ,与一般水平高校的成本类似,高水平高等教育的成本也随着高水平院校本身入学难度 $\tau_2$ 的提升而增加,随着扩招水平 $\xi$ 的增加而减小,随着个人家庭的收入水平 $y_i$ 的增加而下降,随着个人能力 $a_i$ 的提升而下降,即 $\frac{dC_{i2}(\tau_2, \xi, y_i, a_i)}{d\tau_2} > 0$ ,  $\frac{dC_{i2}(\tau_2, \xi, y_i, a_i)}{d\xi} < 0$ ,  $\frac{dC_{i2}(\tau_2, \xi, y_i, a_i)}{dy_i} < 0$ ,  $\frac{dC_{i2}(\tau_2, \xi, y_i, a_i)}{da_i} < 0$ 。如此,个体选择进入高水平大学的总效用为: $U_3 = \log \omega_2 - C_{i2}(\tau_2, \xi, y_i, a_i)$ 。

根据以上结论,为简便分析,我们进一步假设, $C_{i1}(\tau_1, \xi, y_i, a_i) = \frac{\tau_1}{a_i y_i^\mu \xi^a}$ ,  $C_{i2}(\tau_2, \xi, y_i, a_i) =$

$\frac{\tau_2}{a_i y_i^\nu \xi^\beta} (\tau_1 > 0, \mu > 0, \alpha > 0, \tau_2 > 0, \nu > 0, \beta > 0)$ 。通常情况下,高水平大学的入学难度远高于一般水平大学,因此这里可以假定  $\tau_2 > \tau_1 > 0$ 。同时,教育水平越高的个体通常将获得越高的工资,所以我们假设  $\omega_2 > \omega_1 > \omega_0 > 0$ 。此外,一般情况下,课外补习等家庭教育投入对个体进入一般水平院校的帮助大于进入高水平院校,因此我们假设  $\mu > \nu$ 。最后,我们可以观察到我国高等教育的扩张对不同水平的高校是不同的,一般水平院校的扩招程度远超过 985、211 工程院校,在此我们假设  $\alpha > \beta$ 。接下来,我们分析不同阶层的个体高等教育机会获得的差异,更重要的,我们将讨论随着高等教育扩张的不断推进,阶层间教育机会的不平等程度如何演变。

(二)一般水平高等教育机会不平等及演变

首先,我们讨论能力为  $a_i$ ,家庭财富为  $y_i$ 的个体如何在一般水平高等教育和不接受高等教育之间抉择。显然,当  $U_1 < U_2$  时,接受一般水平的高等教育优于不接受高等教育,而当  $U_1 > U_2$  时,不接受高等教育直接工作则是更好的选择。因此我们可根据  $U_1 = U_2$  确定第一个能力节点  $a_1^*$ ,在该能力节点,两者无差异。由  $\log \omega_0 = \log \omega_1 - \frac{\tau_1}{a_i y_i^\mu \xi^\alpha}$  可得:

$$a_1^* = \frac{1}{\log(\omega_1/\omega_0)} \tau_1 y_i^{-\mu} \xi^{-\alpha} \tag{1}$$

当个人能力  $a_i > a_1^*$  时,  $U_2 - U_1 = \log(\omega_1/\omega_0) - C_{i1}(\tau_1, \xi, y_i, a_i) > \log(\omega_1/\omega_0) - C_{i1}(\tau_1, \xi, y_i, a_1^*) = 0$ ,所以此时个体选择接受一般水平的高等教育,而当  $a_i < a_1^*$  时,则不接受高等教育。(1)式隐含了是否接受一般水平高等教育的能力节点  $a_1^*$  与家庭经济水平有关。接下来我们分析家庭经济水平将如何影响个体高等教育选择。这里容易得到:

$$\frac{\partial a_1^*}{\partial y_i} = - \frac{\mu}{\log(\omega_1/\omega_0)} \tau_1 y_i^{-\mu-1} \xi^{-\alpha} < 0 \tag{2}$$

(2)式说明当家庭经济水平更高时,能力节点  $a_1^*$  更低,即高收入家庭的子女进入一般水平高等院校的能力要求将低于低收入家庭的子女。这是因为高收入的家庭可以为子女投入更多的家庭教育支出,例如参加更多的课外辅导班,甚至在可能的情况下选择更好的初中和高中学校,以此来弥补子女能力方面的差距。

因此,(2)式能力节点的差异即体现为现实中的高等教育机会获得的不平等现象:一些能力禀赋相同的人如出生在家庭经济水平高的家庭则会选择接受高等教育,但如其出生在经济水平较低的家庭则只能选择放弃高等教育。

进一步,我们探讨不同经济水平的家庭子辈接受一般水平高等教育的能力节点差异如何随着高校扩招的推进而演变。将(2)式再对扩招因素  $\xi$  求导,可考察一般水平高等教育能力节点差异的变化趋势:

$$\frac{\partial^2 a_1^*}{\partial \xi \partial y_i} = \frac{\mu \alpha}{\log(\omega_1/\omega_0)} \tau_1 y_i^{-\mu-1} \xi^{-\alpha-1} > 0 \tag{3}$$

结合(2)式和(3)式可知,家庭经济水平的提升将使子辈接受一般水平高等教育的能力节点下降,但随着高等教育扩招的推进,家庭经济水平对接受一般水平高等教育的能力节点的影响力度将减小。换句话说,随着高等教育的扩张,不同经济水平家庭的子辈间接受一般水平高等教育的能力节点差距将缩小。其现实含义就是,高等教育的扩张将使不同阶层间接受一般水平高等教育的机会不平等缩小。

(三)高水平高等教育机会不平等及演变

接下来,我们讨论高水平高等教育机会获得的不平等以及扩招对不平等程度的影响。如前所述,  $U_2$  表示接受一般水平高等教育后的总效用,这里用  $U_3$  表示接受高水平高等教育后的总效用。显

然,当 $U_2 > U_3$ 时,接受一般水平高等教育优于接受高水平高等教育;反之则相反。同样我们先找出两者的无差异节点,根据 $U_2 = U_3$ ,我们可以确定此时的能力节点 $a_2^*$ :

$$a_2^* = \frac{1}{\log(\omega_2/\omega_1)}(\tau_2 y_i^{-\nu} \xi^{-\beta} - \tau_1 y_i^{-\mu} \xi^{-\alpha}) \quad (4)$$

当个体能力 $a_i > a_2^*$ 时, $U_3 - U_2 = \log(\omega_2/\omega_1) - \frac{\tau_2 y_i^{-\nu} \xi^{-\beta} - \tau_1 y_i^{-\mu} \xi^{-\alpha}}{a_i} > \log(\omega_2/\omega_1) - \frac{\tau_2 y_i^{-\nu} \xi^{-\beta} - \tau_1 y_i^{-\mu} \xi^{-\alpha}}{a_2^*} = 0$ ,此时将选择接受高水平的高等教育。反之,当 $a_i < a_2^*$ 时,将选择不接受高水平的高等教育。

进一步比较不同的能力节点,即 $U_1 = U_3$ 的能力节点为 $a_3^* = \frac{1}{\log(\omega_2/\omega_0)} \tau_2 y_i^{-\nu} \xi^{-\beta}$ 。为保证所有能力的个体都能有最优的选择(没有循环偏好),我们考虑满足条件 $a_2^* > a_3^* > a_1^*$ 的情况。在这种情况下,能力在 $[0, a_1^*]$ 之间的个体选择不接受高等教育,能力在 $[a_1^*, a_2^*]$ 之间的个体则接受一般水平的高等教育,能力水平为 $[a_2^*, 1]$ 的个体将进入高水平的大学学习。而实际上, $a_3^* > a_1^*$ ,即 $\frac{\tau_2 y_i^{-\nu} \xi^{-\beta}}{\tau_1 y_i^{-\mu} \xi^{-\alpha}} > \frac{\log(\omega_2/\omega_0)}{\log(\omega_1/\omega_0)}$ ,等价于 $\frac{C_{i2}}{C_{i1}} > \frac{\log(\omega_2/\omega_0)}{\log(\omega_1/\omega_0)}$ ;而 $a_2^* > a_3^*$ ,即 $\frac{\tau_2 y_i^{-\nu} \xi^{-\beta}}{\tau_1 y_i^{-\mu} \xi^{-\alpha}} > \frac{1}{\log(\omega_2/\omega_1)} / \left( \frac{1}{\log(\omega_2/\omega_1)} - \frac{1}{\log(\omega_2/\omega_0)} \right)$ ,该式化简后等价变形也为 $\frac{C_{i2}}{C_{i1}} > \frac{\log(\omega_2/\omega_0)}{\log(\omega_1/\omega_0)}$ 。这一条件可理解为进入高水平大学的成本(也意味着难度)与进入一般水平院校的成本(难度)之比大于两类院校毕业后工资提升带来的效用增加之比,这样的设定符合现实中的情况。因此,在该合理假设之下,我们只要考虑区分不接受高等教育和一般水平院校的能力节点 $a_1^*$ 以及进入一般水平院校和高水平院校所确定的能力节点 $a_2^*$ 。

与上述分析方法类似,首先考察上高水平大学的能力节点 $a_2^*$ 如何随家庭经济水平 $y_i$ 而变动:

$$\frac{\partial a_2^*}{\partial y_i} = \frac{1}{\log(\omega_2/\omega_1)}(\mu \tau_1 y_i^{-\mu} \xi^{-\alpha} - \nu \tau_2 y_i^{-\nu} \xi^{-\beta}) y_i^{-1} \quad (5)$$

这里进入高水平大学的成本高于进入一般水平院校成本的设定,即, $\tau_2 a_i^{-1} y_i^{-\nu} \xi^{-\beta} > \tau_1 a_i^{-1} y_i^{-\mu} \xi^{-\alpha}$ ,该式等价于 $\tau_2 y_i^{-\nu} \xi^{-\beta} - \tau_1 y_i^{-\mu} \xi^{-\alpha} > 0$ ;当该成本差异较大,而衡量家庭经济收入水平对降低成本贡献弹性的 $\mu$ 没有远大于 $\nu$ 时,则 $\mu \tau_1 y_i^{-\mu} \xi^{-\alpha} - \nu \tau_2 y_i^{-\nu} \xi^{-\beta} < 0$ 成立,此时(5)式小于0,即 $\frac{\partial a_2^*}{\partial y_i} < 0$ 。这表明当家庭收入 $y_i$ 增加时,进入高水平大学的能力节点将下降。与一般水平的高等教育情况类似,由于高收入家庭可以用更高的收入弥补子女的能力差距,因此高收入家庭子女进入高水平大学的能力要求将低于低收入家庭。同样,这也意味着不同经济水平阶层间存在着获得高水平高等教育机会的不平等。

为考察不同阶层间高水平教育机会获得的能力节点差距如何随着扩招的推进而变化,我们将(5)式再对扩招变量 $\xi$ 求导,可得:

$$\frac{\partial^2 a_2^*}{\partial \xi \partial y_i} = \frac{1}{\log(\omega_2/\omega_1)}[\beta \tau_2 y_i^{-\nu} \xi^{-\beta-1} - \alpha \mu \tau_1 y_i^{-\mu} \xi^{-\alpha-1}] y_i^{-1} \xi^{-1} \quad (6)$$

这里虽然有, $\tau_2 y_i^{-\nu} \xi^{-\beta} > \tau_1 y_i^{-\mu} \xi^{-\alpha}$ ,但在 $\nu < \mu$ ,且 $\beta$ 远小于 $\alpha$ 时,(6)式可能小于0。 $\beta$ 远小于 $\alpha$ 假设的隐含的情况是一般水平的高等院校扩招程度远高于高水平的高等院校,这也与现实情况相符。此时, $\frac{\partial^2 a_2^*}{\partial \xi \partial y_i} < 0$ ,即随着高等教育扩张的推进,更高家庭经济水平引致的获得高水平高等教育机会的能力节点下降的作用可能进一步加剧,不同经济水平家庭的子辈获得高水平高等教育的机会不平等可能进一步扩大。

#### (四)高等教育扩张与机会不平等演变

综上,我们从量和质两个角度对高等教育机会不平等的演变进行进一步的明确讨论。基于现实

中个人的能力禀赋具有随机性并难以客观观测,本文也使用了理论分析中通常采用的个人能力禀赋在 $[0,1]$ 区间上均匀分布的简洁假设。从以上分析容易看出,这样假设之下,逻辑上个体接受高等教育的概率和能力节点的取值是等价的,经济水平为 $y_i$ 的任一随机选取的家庭,其子女接受高等教育——包括一般水平的高等教育和高水平的高等教育(总量的视角)——的概率为 $p_{i1}=1-a_1^*(\xi, y_i)$ <sup>②</sup>,而其接受高水平高等教育(质的视角)的概率为 $p_{i2}=1-a_2^*(\xi, y_i)$ 。由此,我们可以更明确得出以下结论:第一,根据(2)式和(3)式可知, $\frac{dp_{i1}}{dy_i}=-\frac{da_1^*}{dy_i}>0$ , $\frac{\partial^2 p_{i1}}{\partial y_i \partial \xi}=-\frac{\partial^2 a_1^*}{\partial y_i \partial \xi}<0$ ,这说明从总量视角,不同经济水平阶层间高等教育机会获得存在不平等,但不平等程度随着高等教育扩张的推进而得以缓解;第二,由(5)式和(6)式可知, $\frac{dp_{i2}}{dy_i}=-\frac{da_2^*}{dy_i}>0$ , $\frac{\partial^2 p_{i2}}{\partial y_i \partial \xi}=-\frac{\partial^2 a_2^*}{\partial y_i \partial \xi}>0$ ,这表明从质的视角,接受高水平高等教育的机会在不同经济水平阶层间也存在不平等,且这种不平等可能随着高等教育的扩张而进一步加剧。

上述结论的直观含义不难解释。由于更高经济水平的家庭可以通过增加家庭教育支出等方式提高子女入学概率,因此不同阶层的个体获得高等教育的机会存在不平等。但不平等程度可能随着高等教育规模的扩张而变化,其演变情况则可能因高校教育水平的不同而不同。具体来说,从高等教育数量角度而言,随着扩招的进行,家庭收入水平对提升子女得到高等教育机会的概率的作用减弱。而对于高水平院校而言,由于其扩招程度远低于一般水平院校,竞争仍旧十分激烈。在高校扩招的进程中,相比于家庭经济水平对其子女进入一般院校的作用的快速减弱,家庭经济对个体考入高水平院校的影响减缓速度较慢,这可能导致家庭经济水平对获得高水平高等教育机会的提升作用相对增强,最终导致高水平教育机会在阶层间的不平等状况进一步加剧。

### 三、基于中国家庭收入调查(CHIP)数据库的检验

上文从理论层面分析了随着高等教育不断扩张,不同阶层间高等教育机会获得的不平等状况在质和量两方面的演变情况并不一致。本部分将利用我国微观调查数据,对上述理论分析的结论展开实证检验。

#### (一)相关数据与变量说明

本文的实证分析数据来源于中国家庭收入调查(CHIP)数据库,选取2013年调查数据。由于本文主要考察随着高校扩招的推进,父辈的收入对子辈高等教育机会影响的演变情况,因此需收集子辈高等教育情况与对应父辈的收入水平。由于CHIP以家庭为调查单位,根据数据的可得性,我们选取家庭中的户主及配偶与他们的父母、家庭中的子女与户主及配偶为样本进行实证分析。

1. 被解释变量。(1)在考察高等教育扩张与高等教育机会(包括前述一般水平和高水平的总量)不平等演变部分时被解释变量为 *higheredu*,这一变量取“1”表明个体接受了高等教育,取“0”则表示个体未接受过高等教育,这里的高等教育我们采用数据库中的“是否上过大专以上院校”表示。(2)在高校扩招与高水平高等教育机会不平等部分的计量中,被解释变量为 *elite*,表示个体是否获得了高水平的高等教育。该变量取值“1”表示个体大学毕业于或正就读于985工程院校或211工程院校,否则取值“0”。

2. 解释变量。我们探讨随着高等教育扩张——即高考录取率不断提升,总体高等教育机会和高水平高等教育机会的不平等状况如何演变。换言之,家庭收入对子辈接受高等教育和获得高水平高等教育机会的影响如何随着高考录取率的提升而变化。因此,在计量分析中,我们的核心解释变量为家庭经济情况与高考录取率的交叉项。接下来,我们讨论这一变量的确定方法。

首先,确定家庭经济状况。根据理论分析,收入高的家庭可以通过增加子辈初等教育阶段的家庭教育投入,降低子女接受高等教育的成本,最终导致不同收入阶层间子辈接受高等教育和高水平高等教育的机会存在差异。因此,计量模型中的家庭经济情况应当选取子辈青少年时期的家庭收入水平。但由于数据可得性的限制,我们无法获得具体的收入数据,因此用父辈职业所在阶层 *f\_ca-*

reer 作为个体青少年时期家庭收入水平的代理变量。与邵宜航、张朝阳(2016)的做法类似,我们对父辈的职业阶层进行如下两种方式的划分:一是参考周兴、张鹏(2014)的做法,将父辈职业分为七层,从低到高依次为:(1)城乡无业、失业、半失业者;(2)农、林、牧、渔、水利生产人员;(3)生产、运输设备操作人员及有关人员;(4)商业、服务业人员;(5)办事人员和有关人员;(6)专业技术人员;(7)国家机关、党群组织、企事业单位负责人。二是参考李路路、朱斌(2015)的做法,将职业分为三个层次:最底层为农业及非固定职业;第二层为生产、运输设备操作人员及有关人员,商业、服务业人员,办事人员和有关人员;最高层为专业技术人员和国家机关、党群组织、企事业单位负责人。我们剔除父母双方均为军人或不便分类的其他人员的样本,并选取父辈中职业阶层较高者所在层级为变量  $f\_career$  赋值。

接下来,我们探讨高考录取率的确定方法。首先,我们需要收集相应年份各省高考录取率情况。由于各省高考报名及录取情况没有完整公开的统计资料,因此,本文对相应年份高考相关新闻报道及各省教育考试院公布的高考报名、招生信息进行收集,汇总了2006—2015年各省高考报名人数和招生人数。但由于时间序列太短,本文进一步收集了各省1995年以来高中毕业人数和各省高校招生人数。经过数据分析发现,各地高中毕业人数与高考报名人数高度相关。另外,各省高校招生人数也与各省高考录取人数高度相关,这可能由于各省高校在分配招生名额时会为本省考生预留较高比例的名额,包括吴斌珍、钟笑寒(2014)在内的学者亦注意到了两者的相关性。基于以上两个原因,本文利用各省高中毕业人数估计高考报名人数、以各省高校录取大学生人数推算各省考生录取人数。具体估算方法为:我们首先计算了可得现实数据最接近的年份——2006年的各省高考报名人数与高中毕业人数之比、各省考生录取人数与高校招生人数的比率,以1995—2005年各省高中毕业人数乘以该省2006年高考报名与高中毕业人数之比,估算各省历年高考报名人数;以1995—2005年各省高校招生人数乘以2006年各省考生录取人数与高校招生人数之比,估算各省历年高考录取人数。据此补充1995—2005年各省高考报名和录取人数。我们对估算出的历年各省高考报名人数和高考录取人数进行加总,发现与历年全国高考报名人数和录取人数偏差不大,说明估计方法具有一定的可信性。由此我们得到1995—2013年各省高考报名人数和录取人数,并计算相应年份各省高考录取率。

为了与CHIP数据库中的个体样本进行匹配,我们需要确定研究样本中子辈的高考年份和省份。首先,对于参加过高考的调查对象,我们直接用调查数据中“您最后一次参加高考的年份?”和“您最后一次参加高考的地点是哪个省?”的回答作为个体高考年份和高考省份。同时,在考虑高等教育机会不平等的问题时,我们也不能忽略未参加高考的样本,因为这些个体可能正是由于家庭经济条件等因素放弃了高考,甚至放弃高中学习,这也是高等教育机会不平等的体现。对于这部分未参加高考的个体,假设18岁为高考适龄年龄,以其出生年份加上18年作为他的高考年份,并以其户口所在地作为高考省份。通过这种方式,我们可以得到研究样本中所有个体的高考年份和高考省份,并与上述各省高考录取率进行匹配,可以得到个体在其高考时期面临的高考录取率,作为衡量高校扩招程度的变量  $enrollment$ 。

在构造交互项时,我们将父辈的职业阶层与子辈高考年份前三年的高考录取率进行交互,得到核心解释变量  $f\_career\_enrollment3$ 。我们选择录取率的滞后项而非高考年份的录取率来构造交互项,是因为本文认为在高校扩招过程中,个体根据观察到的扩招程度和家庭经济情况进行教育选择,由于未来的录取率无法观测,因此个体实际是参考自己高考前几年的高考录取形势做出判断。在本文中,我们选取滞后三年的录取率构造交互项,是因为相比于高中升大学,在初中升高中阶段的个人选择分化更大,这与李春玲(2014a, 2014b)的观点一致。也就是说,个人常常在初中毕业时期就决定是否进行高中教育和参与高等教育,或选择放弃升学直接进入劳动力市场,此时的高考录取率才是个体选择时的参考依据。最后,为了解决实证检验中交互项与低次项的共线性问题,我们将低次项减去其样本均值后再进行交互,同时将减去均值后的低次项也引入回归模型。

除了上述核心解释变量,计量模型中还控制了研究样本中子辈和父辈的特征因素,包括子辈的年龄、性别、民族、兄弟姐妹数、高考时的户籍情况、父辈最高受教育年限、最高年龄。表1为主要变量的定义、赋值方式和描述性统计。

表1 高等教育扩张与教育机会不平等部分变量定义与描述

变量	定义与赋值	均值	标准差
<i>higheredu</i>	接受过普通高等教育赋值“1”,否则赋值“0”	0.2981	0.4574
<i>elite</i>	就读或毕业于“985”“211”工程大学赋值“1”,否则赋值“0”	0.0238	0.1592
<i>f_career</i>	父辈最高职业阶层。职业分七层时按所处层级从低到高赋值“1~7”;职业分三层时从低到高赋值“1~3”	2.6781(七层) 1.5829(三层)	1.7863(七层) 0.6745(三层)
<i>enrollment</i>	子辈高考年份高考所在省份的高考录取率	0.6194	0.1454
<i>f_career_enrollment3</i>	父辈最高职业所在层级与子辈高考年份前三年所在省份高考录取率的交叉项	1.5087(七层) 0.8883(三层)	1.1592(七层) 0.4871(三层)
<i>age</i>	子辈2013年的年龄	25.2689	4.4633
<i>gender</i>	子辈的性别,“1”表示男性,“0”表示女性	0.5274	0.4993
<i>minority</i>	子辈是否为少数民族,“1”表示少数民族,“0”表示汉族	0.0700	0.2552
<i>fsize</i>	家庭规模,表示子辈拥有的兄弟姐妹数量	1.2220	1.0799
<i>registration</i>	子辈高考年份的户籍状况,“1”表示非农户籍,否则赋值“0”	0.2612	0.4393
<i>f_edu</i>	父辈最高受教育年限,文盲、小学、初中、高中/职高/中专、大学专科、大学本科、研究生分别赋值“0”“6”“9”“12”“15”“16”“19”	7.4551	4.4652
<i>f_age</i>	父辈中年龄最高者2013年的年龄	43.5270	20.8298

资料来源:高考录取率数据由作者收集和估算获得,其他数据来源于中国家庭收入调查(CHIP)数据库。

## (二) 计量模型和计量结果

1. 高等教育扩张与高等教育机会不平等的演化。首先,我们对上述理论模型的第一个结论进行检验,即随着高校扩招的不断推进,阶层间子女接受高等教育机会的不平等是否有所缓解。表2显示了二元Logit模型的实证检验结果。

表2第(1)~(3)列将父辈职业分为七层,第(4)~(6)列将父辈职业分为三层。在第(1)列和第(4)列中,仅对父辈职业阶层和子辈高考时面临的高考录取率进行回归。第(2)列和第(5)列中,仅对交叉项*f\_career\_enrollment3*进行回归,这一变量的回归系数都显著不为零,即家庭财富水平和高校扩招对子辈高等教育机会的作用存在相互影响,这表明仅仅以低次项作为解释变量是不够的,因此在第(3)列和第(6)列中,我们加入交互项和构造交互项的全部低次项进行回归。在这两列中,*f\_career*和*enrollment*的回归系数均显著为正,这表明即使排除了另一个因素的影响,家庭收入和高考录取率的提升都会增加子辈接受高等教育的可能性,这也与我们理论分析的结论一致。另外,核心解释变量*f\_career\_enrollment3*系数显著为负,这表明随着高考录取率的提升,家庭阶对于子辈接受高等教育概率的影响减小了。换言之,随着高等教育扩张的推进,阶层间高等教育机会的不平等现象有所缓和。

表2也报告了其他控制变量对个体进入大学概率的影响。第一,我们看到子辈的年龄*age*的回归系数显著为正。由于在计量模型中包含了高考录取率信息,相当于控制了个体高考年份,因此,*age*的回归系数显著为正表明个体最后一次参加高考的年龄越大,考上大学的可能性越高,这可能是因为相对年龄较大的学生可能学习能力和理解能力更强,或经过复读、补习等方式参与多次高考后更有可能考入大学。第二,个体性别因素*gender*的系数显著为负,这表明在考察性别间高等教育机会不平等时,女性劣于男性的现象已不复存在,且女性的入学概率显著超越男性。国内许多研究也发现在我国教育机会的性别不平等呈现持续减弱趋势,甚至开始出现女性教育成就优于男性的现



象(李春玲,2010;叶华、吴晓刚,2011),同时国外研究也得出类似结论(Buchmann et al,2008)。第三,*minority*的系数并不显著,表明少数民族与汉族在接受高等教育资源方面没有差异。第四,子辈的兄弟姐妹人数与高等教育机会显著负相关,Downey(1995)和叶华、吴晓刚(2011)的研究也得出相似结论。这是因为兄弟姐妹人数较多的个体,分配到的家长的教育投入和关注更少,因此在教育成就方面表现相对较差。第五,相比于农村户籍,非农户籍的个体更可能进入大学,这一方面是因为优质初等教育分布的不均匀,农村初等教育质量低于城市,许多农村生源早早地退出了高考竞争,甚至放弃高中教育,这正是“输在了起跑线上”;另一方面可能是由于农村家庭对教育回报的预期较低,因此对子女教育的关注程度低于城市,最终导致农村子女的教育表现逊色于城市。第六,父辈的受教育年限显著促进了子辈进入大学的可能性,这也与现实一致。这种文化资本的传递,是由于教育程度更高的父母通常更重视子女的教育,并能在子女的学习上给予更多的指导和帮助。

表2 高等教育扩张与高等教育机会的不平等

	父辈职业分七层			父辈职业分三层		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>f_career_enrollment3</i>		-0.215*** (-2.87)	-0.334*** (-4.40)		-0.482** (-2.52)	-0.482** (-4.37)
<i>f_career</i>	0.124*** (9.04)		0.128*** (9.25)	0.299*** (8.24)		0.304*** (8.36)
<i>enrollment</i>	1.614*** (8.85)		1.719*** (9.32)	1.603*** (8.80)		1.756*** (9.44)
<i>Age</i>	0.0578*** (9.52)	0.0232*** (4.53)	0.0571*** (9.39)	0.0594*** (9.76)	0.0225*** (4.36)	0.0580*** (9.51)
<i>gender</i>	-0.512*** (-11.37)	-0.524*** (-11.70)	-0.515*** (-11.42)	-0.524*** (-11.63)	-0.524*** (-11.72)	-0.528*** (-11.70)
<i>minority</i>	-0.0484 (-0.55)	-0.0932 (-1.06)	-0.0460 (-0.52)	-0.0436 (-0.49)	-0.0961 (-1.10)	-0.0448 (-0.51)
<i>fsize</i>	-0.253*** (-10.61)	-0.298*** (-12.56)	-0.254*** (-10.62)	-0.253*** (-10.62)	-0.299*** (-12.58)	-0.255*** (-10.66)
<i>registration</i>	0.860*** (17.87)	0.925*** (19.47)	0.858*** (17.83)	0.876*** (18.27)	0.925*** (19.48)	0.875*** (18.24)
<i>f_edu</i>	0.195*** (21.20)	0.222*** (25.33)	0.196*** (21.30)	0.198*** (21.59)	0.221*** (25.29)	0.199*** (21.66)
<i>f_age</i>	-0.0210*** (-11.22)	-0.0212*** (-11.32)	-0.0213*** (-11.34)	-0.0206*** (-11.01)	-0.0210*** (-11.25)	-0.0207*** (-11.03)
<i>_cons</i>	-2.764*** (-16.45)	-1.939*** (-13.98)	-2.740*** (-16.29)	-2.881*** (-17.12)	-1.921*** (-13.72)	-2.840*** (-16.87)
样本数	13362	13362	13362	13362	13362	13362

注:括号内的数值表示估计系数的t值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。其他回归结果表格注释与此相同,故略去。

2. 高等教育扩张与高水平高等教育机会不平等的演化。接下来,我们检验高水平高等教育机会的不平等程度是否随着高等教育的扩张不断加剧。我们同样采用二元Logit模型进行实证检验,回归结果如表3所示。

表3第(1)~(3)列将父辈职业分为七类,第(4)~(6)列将父辈职业分为三个层次。在第(1)列和第(4)列中,仅对两个低次项进行回归。第(2)列和第(5)列仅对交叉项*f\_career\_enrollment3*进行回归,在这两列中,这一变量的回归系数都显著为正,这说明当高校扩招程度发生变化时,家庭财富水平对子辈进入高水平大学概率的影响会发生变化,此时仅仅对家庭收入水平的代理变量*f\_career*和扩招水平的代理变量*enrollment*进行回归不能反映两者间的交互影响,第(1)列和第(4)列中的回

归系数是有偏的。因此,在第(3)列和第(6)列中,我们加入交互项  $f\_career\_enrollment3$  后再次进行回归。可以看到,  $f\_career$  和  $enrollment$  的回归系数均显著为正,这表明即使另一个因素为零,家庭收入和高考录取率的提升都将增加子辈接受高水平高等教育的概率。更值得关注的是,  $f\_career\_enrollment3$  系数显著为正,这表明随着高校扩招的推进,家庭阶层对子辈是否能够接受高水平高等教育的影响更大了。换言之,不同阶层家庭中子辈进入高水平大学可能性的差距进一步拉大,高水平高等教育机会的不平等程度进一步加剧了。

表3 高等教育扩张与高水平高等教育机会的不平等

	父辈职业分七层			父辈职业分三层		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$f\_career\_enrollment3$		0.519*** (3.42)	0.411*** (2.61)		1.237*** (3.21)	0.927** (2.29)
$f\_career$	0.0749** (1.97)		0.0701* (1.83)	0.181* (1.84)		0.168* (1.70)
$enrollment$	1.355*** (2.85)		0.914* (1.81)	1.337*** (2.81)		0.913* (1.79)
$Age$	0.111*** (6.92)	0.0991*** (6.71)	0.114*** (7.04)	0.111*** (6.93)	0.100*** (6.72)	0.114*** (7.05)
$gender$	-0.192 (-1.59)	-0.194 (-1.60)	-0.191 (-1.58)	-0.195 (-1.61)	-0.193 (-1.59)	-0.194 (-1.59)
$minority$	-0.0356 (-0.13)	-0.0442 (-0.16)	-0.0254 (-0.09)	-0.0274 (-0.10)	-0.0399 (-0.15)	-0.0153 (-0.06)
$Fsize$	-0.255*** (-2.99)	-0.282*** (-3.34)	-0.250*** (-2.93)	-0.255*** (-2.99)	-0.282*** (-3.33)	-0.250*** (-2.93)
$registration$	2.075*** (11.54)	2.129*** (11.87)	2.086*** (11.57)	2.084*** (11.61)	2.128*** (11.86)	2.094*** (11.64)
$f\_edu$	0.214*** (8.72)	0.228*** (10.17)	0.210*** (8.56)	0.217*** (8.98)	0.229*** (10.27)	0.215*** (8.87)
$f\_age$	-0.0277*** (-4.42)	-0.0270*** (-4.35)	-0.0265*** (-4.27)	-0.0277*** (-4.43)	-0.0275*** (-4.43)	-0.0270*** (-4.34)
$\_cons$	-8.319*** (-17.20)	-8.079*** (-18.21)	-8.412*** (-17.25)	-8.372*** (-17.33)	-8.096*** (-18.16)	-8.462*** (-17.37)
样本数	13362	13362	13362	13362	13362	13362

在其他控制变量方面,通过对比表2和表3,我们发现性别的系数为负但并不显著,说明不同于总体高等教育机会,在高水平的优质高等教育资源分配方面,男女并不存在显著差异。此外,其他因素对个人进入“985”“211”大学概率的影响方向与其对高等教育机会的影响一致。简单来说,高考时年龄相对较大、兄弟姐妹数量较少、高考时户籍非农、父亲教育水平较高而年龄较低的个体更可能进入高水平大学继续深造。

3. 稳健性检验。我们采用线性概率回归模型再次检验高等教育扩张与高等教育入学机会、高等教育扩张和高水平大学教育机会不平等状况的关系,回归结果如表4与表5所示。在表4中,核心解释变量  $f\_career$  的系数显著为正、 $f\_career\_enrollment3$  的系数显著为负,表明不同收入阶层间高等教育机会存在不平等,但随着高校扩招的推进,家庭经济状况对子辈进入大学的影响不断减弱,也就是说高等教育机会趋于均等化,与表2的实证结果一致。在表5中,  $f\_career$  的系数显著为正且  $f\_career\_enrollment3$  的系数显著为正,这说明家庭收入较高的个人更可能进入“985”“211”工程大学,不同收入阶层间存在高水平高等教育机会不平等,且随着高等教育扩张,不平等的程度进一步加剧。另外,对比表2和表4、表3和表5,不难发现各控制变量回归系数的符号和显著性基本一致,表明计量结果具有一定的可信度。

表 4 稳健性检验:高等教育扩张与高等教育机会的不平等

	父辈职业分七层			父辈职业分三层		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>f_career_enrollment3</i>		-0.0266** (-2.04)	-0.0411*** (-3.17)		-0.0588* (-1.75)	-0.107*** (-3.19)
<i>f_career</i>	0.0263*** (10.80)		0.0266*** (10.93)	0.0607*** (9.52)		0.0612*** (9.59)
<i>enrollment</i>	0.264*** (8.72)		0.271*** (8.93)	0.262*** (8.65)		0.275*** (9.00)
<i>Age</i>	0.00952*** (9.43)	0.00390*** (4.56)	0.00953*** (9.44)	0.00987*** (9.72)	0.00381*** (4.43)	0.00979*** (9.65)
<i>gender</i>	-0.0885*** (-11.67)	-0.0925*** (-12.13)	-0.0886*** (-11.69)	-0.0914*** (-12.05)	-0.0927*** (-12.15)	-0.0918*** (-12.11)
<i>minority</i>	-0.00247 (-0.18)	-0.0112 (-0.80)	-0.00129 (-0.09)	-0.00190 (-0.14)	-0.0117 (-0.83)	-0.00132 (-0.09)
<i>Fsize</i>	-0.0380*** (-10.63)	-0.0449*** (-12.61)	-0.0379*** (-10.62)	-0.0382*** (-10.67)	-0.0450*** (-12.62)	-0.0382*** (-10.68)
<i>registration</i>	0.194*** (21.77)	0.212*** (23.92)	0.193*** (21.75)	0.198*** (22.35)	0.212*** (23.92)	0.198*** (22.35)
<i>f_edu</i>	0.0308*** (22.94)	0.0363*** (28.50)	0.0309*** (23.03)	0.0313*** (23.33)	0.0362*** (28.47)	0.0314*** (23.37)
<i>f_age</i>	-0.00300*** (-11.50)	-0.00301*** (-11.45)	-0.00303*** (-11.59)	-0.00288*** (-11.02)	-0.00299*** (-11.39)	-0.00287*** (-10.99)
<i>_cons</i>	-0.0130 (-0.47)	0.110*** (4.75)	-0.0120 (-0.43)	-0.0379 (-1.37)	0.113*** (4.83)	-0.0351 (-1.27)
样本数	13362	13362	13362	13362	13362	13362

表 5 稳健性检验:高等教育扩张与高水平高等教育机会的不平等

	父辈职业分七层			父辈职业分三层		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>f_career_enrollment3</i>		0.0255*** (5.47)	0.0239*** (5.11)		0.0624*** (5.19)	0.0576*** (4.75)
<i>f_career</i>	0.00332*** (3.78)		0.00313*** (3.56)	0.00746*** (3.25)		0.00720*** (3.13)
<i>enrollment</i>	0.0332*** (3.04)		0.0292*** (2.67)	0.0330*** (3.02)		0.0261** (2.37)
<i>Age</i>	0.00272*** (7.47)	0.00210*** (6.86)	0.00272*** (7.47)	0.00276*** (7.55)	0.00221*** (7.17)	0.00280*** (7.67)
<i>Gender</i>	-0.00663** (-2.42)	-0.00702** (-2.57)	-0.00657** (-2.41)	-0.00700** (-2.56)	-0.00684** (-2.50)	-0.00677** (-2.48)
<i>Minority</i>	0.00231 (0.46)	0.000526 (0.10)	0.00162 (0.32)	0.00237 (0.47)	0.000997 (0.20)	0.00207 (0.41)
<i>Fsize</i>	-0.00368*** (-2.85)	-0.00449*** (-3.52)	-0.00371*** (-2.88)	-0.00372*** (-2.88)	-0.00442*** (-3.46)	-0.00371*** (-2.88)
<i>registration</i>	0.0539*** (16.81)	0.0562*** (17.73)	0.0541*** (16.87)	0.0546*** (17.07)	0.0561*** (17.71)	0.0546*** (17.10)
<i>f_edu</i>	0.00526*** (10.88)	0.00581*** (12.77)	0.00519*** (10.73)	0.00535*** (11.05)	0.00588*** (12.92)	0.00532*** (11.00)
<i>f_age</i>	-0.000650*** (-6.90)	-0.000634*** (-6.74)	-0.000636*** (-6.76)	-0.000634*** (-6.74)	-0.000651*** (-6.93)	-0.000639*** (-6.79)
<i>_cons</i>	-0.0640*** (-6.42)	-0.0515*** (-6.21)	-0.0646*** (-6.48)	-0.0671*** (-6.74)	-0.0543*** (-6.50)	-0.0686*** (-6.89)
样本数	13362	13362	13362	13362	13362	13362

#### 四、结束语

人类社会存在着各式各样的分层与差异,而其中高等教育机会不平等因其存在更深入和广泛的社会与经济方面的影响而得到社会科学研究的关注,并引发了众多学术争议。本文以高等教育扩张为切入点,探讨在高等教育扩张的进程中,不同社会阶层间获得高等教育机会的量和质的不平等程度如何演变。分析显示,总体高等教育机会和高水平高等教育机会在不同社会阶层间都存在不平等,即高收入阶层家庭的子女进入一般水平院校和上高水平院校的可能性均高于低收入阶层的家庭。而随着扩招的不断推进,不同水平高等教育机会获得不平等的演变情况并不相同。在高等教育机会数量方面,由于高校扩招弱化了家庭收入对入学概率的影响,低收入家庭子女进入高等院校的概率提升快于高收入家庭,阶层间高等教育机会的不平等随着扩招得到了缓解。但由于高水平大学的扩招程度远低于一般水平的院校,因此在高校扩招的进程中,相比于家庭收入对子女进入一般水平院校作用的快速减弱,家庭收入对获得高水平高等教育机会的作用反而相对增强,最终导致高水平高等教育机会在阶层间的不平等状况进一步加剧。

虽然随着高等教育的扩张,低收入阶层家庭的子女可以更多地得到上一水平高等院校的机会,在高等教育参与数量方面的不平等得以缩小,但如“985”“211”工程这样的高水平大学的教育资源则更多的被中上收入阶层家庭的孩子所获取,高水平高等教育资源分配的不平等并未缩减,反而可能加剧。而推动社会的向上流动,无疑更多地依赖于高水平大学教育机会的平等化。因此,想要真正缓解社会固化,并不能仅仅通过扩张高等教育规模,必须实施向低收入家庭或农村家庭倾斜的教育政策,才能使高等教育更公平地惠及贫困家庭的孩子,促进阶层间的流动。例如,增加针对农村学校、农民工子弟学校的公共教育支出,提高贫困地区的义务教育质量,这将能缓解阶层间子女在教育支出方面的差距,提升低收入家庭子女在高考中的竞争力,增加低收入阶层个体进入高水平大学的可能性,防止阶层固化。另外,还可以通过重点高校面向贫困地区、农村家庭或低收入家庭的定向招生计划,让高水平的高等教育资源惠及低收入阶层子女,在最后一环促进结果公平,真正促进阶层间的流动。

当然,本文还存在需要改进之处。在构建核心解释变量时,由于无法获得各省份985高校录取率、211高校录取率,因此本文使用高考录取率作为高等教育扩张的代理变量,受到数据可得性的限制,我们估计了1995年至2005年的各省高考报名人数和录取人数,并据此计算高考录取率,这种做法可能与真实高考录取率存在一定偏差。解决以上不足还有待于后续研究的进一步推进。

#### 注:

- ①数据来自2017年教育部公布的全国普通高等学校名单;虽然我国还有部分专业院校的教研水平与社会评价不在“211”“985”之下,但为分析之便本文主要以“211”“985”院校为例。
- ②从前述能力节点的表达式可知其他参变量也会影响能力节点的取值,但基于本文的分析重点,这里我们只关注于影响能力节点的高等教育扩张 $\xi$ 和家庭经济水平 $y_i$ 这两个因素。

#### 参考文献:

郝大海,2007:《中国城市教育分层研究(1949—2003)》,《中国社会科学》第6期。

李春玲,2003:《社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景与制度因素对教育获得的影响(1949—2001)》,《中国社会科学》第3期。

李春玲,2010:《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察》,《社会学研究》第3期。

李春玲,2014a:《教育不平等的年代变化趋势(1940—2010)——对城乡教育机会不平等的再考察》,《社会学研究》第2期。

李春玲,2014b:《“80后”的教育经历与机会不平等——兼评〈无声的革命〉》,《中国社会科学》第4期。

李路路 朱斌,2015:《当代中国的代际流动模式及其变迁》,《中国社会科学》第5期。

李煜,2006:《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》第4期。

刘精明,2006:《高等教育扩展与入学机会差异:1978—2003》,《社会》第3期。

- 邵宜航 张朝阳,2016:《关系社会资本与代际职业流动》,《经济动态》第6期。
- 唐俊超,2015:《输在起跑线——再议中国社会的教育不平等(1978—2008)》,《社会学研究》第3期。
- 王伟宜,2013:《高等教育入学机会获得的阶层差异分析——基于1982—2010年我国16所高校的实证调查》,《高等教育研究》第12期。
- 吴斌珍 钟笑寒,2014:《高考制度与大学录取率的性别差异》,《清华大学学报》第2期。
- 吴晓刚,2009:《1990—2000年中国的经济转型、学校扩招和教育不平等》,《社会》第5期。
- 吴愈晓,2013:《中国城乡居民的教育机会不平等及其演变(1978—2008)》,《中国社会科学》第3期。
- 叶华 吴晓刚,2011:《生育率下降与中国男女教育的平等化趋势》,《社会学研究》第5期。
- 周兴 张鹏,2014:《代际间的职业流动与收入流动——来自中国城乡家庭的经验研究》,《经济学(季刊)》第1期。
- Arum, R. et al(2007), “More inclusion than diversion: Expansion, differentiation, and market structure in higher education”, in: Y. Shavit et al (eds), *Stratification in Higher Education: A Comparative Study*, Stanford University Press.
- Becker, G. S. & N. Tomes(1979), “An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility”, *Journal of Political Economy* 87(6):1153—1189.
- Blanden, J. & S. Machin(2013), “Educational inequality and the expansion of UK higher education”, *Scottish Journal of Political Economy* 60(5):230—249.
- Boliver, V. (2011), “Expansion, differentiation, and the persistence of social class inequalities in British higher education”, *Higher Education* 61(3):229—242.
- Breen, R. & C. T. Whelan(1993), “From ascription to achievement? Origins, education and entry to the labor force in the Republic of Ireland during the twentieth century”, *Acta Sociologica* 36(1):3—17.
- Buchmann, C. et al(2008), “Gender inequalities in education”, *Annual Review of Sociology* 34(1):319—337.
- Coleman, J. S. (1988), “Social capital in the creation of human capital”, *American Journal of Sociology* 94:95—120.
- de Graaf, N. D. et al(2000), “Parental cultural capital and educational attainment in the Netherlands: A refinement of the cultural capital perspective”, *Sociology of Education* 73(2):92—111.
- Downey, D. B. (1995), “When bigger is not better: Family size, parental resources, and children’s educational performance”, *American Sociological Review* 60(5):746—761.
- Guo, M. & X. Wu(2008), “School expansion and educational stratification in China, 1981—2006”, Neuchatel(Switzerland) Meeting of ISA—RC02 of 2008.
- Lareau, A. & E. B. Weininger(2003), “Cultural capital in educational research: A critical assessment”, *Theory and Society* 32(5/6):567—606.
- Lindbekk, T. (1998), “The education backlash hypothesis: The Norwegian experience 1960—92”, *Acta Sociologica* 41(2):151—162.
- Lucas, S. R. (2001), “Effectively maintained inequality: Education transitions, track mobility, and social background effects”, *American Journal of Sociology* 106(6):1642—1690.
- Munshi, K. (2011), “Strength in numbers: Networks as a solution to occupational traps”, *Review of Economic Studies* 78(3):1069—1101.
- Raftery, A. E. & M. Hout(1993), “Maximally maintained inequality: Expansion, reform, and opportunity in Irish education, 1921—75”, *Sociology of Education* 66(1):41—62.
- Sullivan, A. (2001), “Cultural capital and educational attainment”, *Sociology* 35(4):893—912.
- Treiman, D. J. (2013), “Trends in educational attainment in China”, *Chinese Sociological Review* 45(3):3—25.

(责任编辑:何伟)

(校对:杨新铭)