

高等教育质量差距中的机会不平等

——基于CHIP(2013)的实证研究

刘波

(湖南大学 金融与统计学院, 湖南 长沙 410079)

摘要:以CHIP(2013)中1980—1989年出生的居民为样本,运用参数法与夏普利值分解方法测度高等教育质量差距中的机会不平等。测度结果表明,相比于能否接受高等教育中的机会不平等,高等教育质量差距中的机会不平等是其两倍;在高等教育质量差距中,父母受教育水平、高中教育质量、父母工作类型是导致机会不平等的主要因素。

关键词:教育质量差距;机会不平等;夏普利值分解方法

中图分类号:G64

文献标志码:A

文章编号:1009-2013(2020)01-0077-09

Inequality of opportunity in the quality of higher education : Evidence from CHIP(2013)

LIU Bo

(College of Finance and Statistics, Hunan University, Changsha 410079, China)

Abstract: This paper takes the residents born between 1980 and 1989 in CHIP (2013) as a sample, and employs parameter method and Sharpley Value Decomposition Method to measure inequality of opportunity in the quality of higher education. The results show that, inequality of opportunity in the quality of higher education is twice as much as that in the higher education; in the quality of higher education, parents' education, quality of high school education and parental' work are the main factors leading to the inequality of opportunity.

Keywords: quality disparity in education; inequality of opportunity; Sharpley Value Decomposition Method

一、问题的提出

2016年9月9日,习总书记在考察北京八一学校时指出“教育公平是社会公平的重要基础,要不断促进教育发展成果更多更公平惠及全体人民,以教育公平促进社会公平正义”^[1,2]。教育公平并非单一维度的程度公平,还有质量公平,党的十九大报告进一步指出“努力让每个孩子都能享有公平而有质量的教育”。“望子成龙”,中国家庭对子女教育问题格外重视,无论是时间投入,还是金钱投

入,都居于世界首位。在房地产市场上,学区房备受追捧,在教育市场上,各类辅导班层出不穷,诸如此类现象尽显中国家庭在子女教育问题上的“焦虑”。根据国家统计局的数据,2018年中国普通高中毕业生为779.2万人,而同期的普通高等学校招生数为791万人;根据教育部发布的数据,2017年小学升初中、初中升高级中学的入学率依次为98.8%、94.9%。显然,家长“焦虑”的核心并不是在于子女是否有机会接受教育,而是在于子女的教育质量。按照厄尔·霍珀的“教育途径”观点^[3],即使受教育程度相同,但由于就读学校不同,所获取职业和社会地位方面也会大相径庭。家长焦虑的背后具有深刻的社会基础,劳动力市场上存在的“第一学历”歧视^[4]是家长焦虑的首要原因。“人们关注的重点便从过去的能否上大学转移到现在的

收稿日期:2020-01-10

基金项目:中国博士后科学基金第65批面上资助(2019M652761)

作者简介:刘波(1986—),男,重庆江津人,博士,湖南大学统计学流动站博士后,主要从事发展经济学方面的研究。

的上什么样的大学”^[5]。与此同时,985、211工程院校等优质高等教育资源获得的公平与否,也成为学界关注的对象^[6-8]。当然,对教育质量的研究并不局限于高等教育,初等教育、中等教育差距同样也是学界关注的对象^[9,10]。

教育差距是一个与时俱进的概念,在不同时代背景下其内涵有所不同。在经济发展的起步阶段,教育差距主要表现为受教育程度的差距。当经济发展步入快车道,全民参与到名校就学机会的角逐中,教育差距则主要表现为能否接受高质量的教育。当然,教育差距并不是完全不合理的。按照Roemer构建的机会不平等测度框架^[11-13],个人选择如所付出的努力程度所致的差距是合理的差距,而外生条件差异如机会不平等形成的差距则是不合理的,有悖于正义原则^[14]。“机会不平等”主要体现在收入分配、教育、健康领域^[15-17]。在教育领域,个人受教育程度如何、能够进入何种层级的院校学习是由个人可控的人为因素与不可控的外部环境因素决定的^[18,19]。其中,人为因素通常指努力程度,努力程度差异导致的教育质量差距是合理的,应实施“回报原则”;而外部环境差异导致的教育质量差距则是不合理的“机会不平等”^[20],应实施“补偿原则”^[21]。

学界探讨了性别、地区、城乡与家庭背景等外部条件变量对入学机会、就学质量的影响。在性别方面,诸多研究表明中国居民教育获得的性别不平等持续下降^[22-25],城镇居民教育获得性别不平等程度基本消失,农村居民的教育获得性别不平等程度相对较大^[26]。在地区方面,虽然自1999年高校扩招以来,高等教育的地区差距有所缩小^[27],但重点高校入学机会地区差异却在固化^[28-31]。在城乡方面,虽然初中升学机会在城乡之间不断趋同^[32],但高中和大学升学机会的城乡差距不断扩大^[33],而且高等教育入学机会的城乡差异很大程度上是由高中以及之前阶段的教育机会差异决定的^[34]。在家庭背景方面,家庭背景不仅影响入学机会^[35,36],还会影响教育质量^[37,38]。除此之外,大量教育代际流动性的文献也间接地印证了家庭背景对教育质量存在至关重要的影响^[39]。

综合来看,已有文献较多地关注受教育程度不平等以及其中的机会不平等,而关于教育质量差距

以及其中的机会不平等的文献则相对较少。而且,已有文献通常采用“分而治之”的方式,分别讨论性别、地区、城乡与家庭背景等外生条件对教育质量的影响,未能将所有外生条件变量综合到机会不平等的框架之下,从总体上测度教育质量差距中的机会不平等,识别出导致机会不平等的主要因素。基于此,本文以高等教育质量差距中的机会不平等为研究对象,基于Roemer的机会不平等测度框架,在考虑选择性偏差的基础上,以CHIP(2013)为样本,从总体上测度高等教育质量差距中的机会不平等,并通过夏普利值分解方法,分解出外生条件变量对教育机会不平等的贡献度,以寻求降低教育机会不平等的着力点。

二、研究设计

高等教育质量差距中的机会不平等是以高等教育质量为测度对象。高等教育质量是一个条件变量,首先是能否接受高等教育,其次是所接受的高等教育质量如何。本次测度是针对样本中所有的个体,而非已经接受高等教育的子样本。基于此,已有测度教育机会不平等的方法难以满足本文的研究目标,因此需要对该方法进行改进。

1. 测度模型的构建

已有测度机会不平等的方法主要有两类:非参数法和参数法^[19],非参数法与参数法最大的差异在于构造反事实分布的方法不同。非参数方法包括事前法(Ex-ante)和事后法(Ex-post)^[40],事前法和事后法均是以不平等指标分解理论为基础。在事前法中,首先将个体的属性值进行分组^[41],再对各组进行平滑处理,再按组分解平滑后的数据,并将组间不平等定义为机会不平等。在事后法中,首先将样本按照属性值分类(Type),然后依次将各类按照事先给定的分位点分成若干级别(Tranche),再将各组中的同一级别归为同一组,最后对各组进行平滑处理,并按组分解平滑后的数据,组内不平等即为机会不平等。在参数法中,如果所涉及的条件变量为 k ,则需要将样本数据分成 2^k 组,对样本容量提出了较高要求。

本文采用参数法测度教育质量差距中的机会不平等^[19,42]。在参数法中,首先构建高等教育质量决定方程 $y=c(u)$, c 为解释变量, u 为随机扰动项,

教育质量 y 为被解释变量。其次，估计高等教育质量决定方程，并以方程为基础得到教育质量的预测值 \tilde{y} 。最后，基于 \tilde{y} 得到教育差距中的机会不平等的绝对值 $I(\tilde{y})$ 。本文是以高等教育质量为测度对象，与现有的参数法相较，具体的测度方法有两个方面的不同。首先，高等教育质量通常采用学校层级来划分，如“985”“211”、其他公立普通高校、独立学院、民办高校、成人教育，那么变量 y 为有序变量，因而教育质量决定方程为 Ordered Logit/Probit 模型。其次，测度高等教育质量差距中的机会不平等，针对的是接受过高等教育的群体，教育质量决定方程存在选择性偏差问题。

针对上述两方面，本文也将从两个方面进行改进。首先，如果 y 为有序变量，目前有两种处理方法。一种是 Juárez & Soloaga 提出的测度方法^[43, 44]，该方法以概率值 $P(y > y_k)(k=1, 2, \dots, n)$ 为测度对象，不平等程度 $I[P(y > y_k)]$ 即为机会不平等。然而，该方法存在一定的不足，由于 y 有 n 个取值，相应的概率值 $P(y > y_k)$ 亦有 $n-1$ 个，因而得到的机会不平等也有 $n-1$ 个，不便于给出一个直观的解释。本文对此进行了改进，在劳动力市场上存在第一学历歧视，用人单位通常会根据应聘者的第一学历学校将其分类为“985、211”院校与非“985、211”院校，由此可将有序变量转化为 0~1 变量 $I_{(985,211),i}$ ，从而可得到唯一的机会不平等数值 $I[I_{(985,211),i}=1]$ 。其次，个人接受的高等教育质量如何，需以接受高等教育为前提 (I_{edu})，因而模型存在选择性偏差问题，故需采用 Heckman 两阶段模型^[45]。两阶段模型由回归方程和选择方程构成，如式 (1) 所示。

$$\begin{cases} y_{(985,211),i}^* = \kappa + z_i' \beta + \lambda \varepsilon_i + \tau_i \\ y_{edu,i}^* = \delta + x_i' \gamma + \varepsilon_i + \zeta_i \end{cases} \quad (1)$$

其中 $y_{(985,211),i}^*$ 、 $y_{edu,i}^*$ 为 $I_{(985,211),i}$ 与 $I_{edu,i}$ 对应的潜变量。假设 $u_i = \lambda \varepsilon_i + \tau_i$ ， $v_i = \varepsilon_i + \zeta_i$ ，两者的协方差与相关系数分别为：

$$\text{cov}\left\{(u_i, v_i)'\right\} \equiv \Xi = \begin{pmatrix} \lambda^2 + 1 & \lambda \\ \lambda & 2 \end{pmatrix} \quad (2)$$

$$\rho = \frac{\lambda}{\sqrt{2(\lambda^2 + 1)}} \quad (3)$$

如果 $\lambda=0$ (即 $\rho=0$)，则无需对式 (1) 进行联合估计，可以分别对两个方程进行极大似然估计。

结合样本数据对式 (1) 进行估计，可得 $P(I_{edu,i}=1)$ 和 $P(I_{(985,211),i}=1|I_{edu,i}=1)$ 的估计值：

$$P(I_{edu,i}=1) = \Phi(\hat{\delta} + x_i' \hat{\gamma}) \quad (4)$$

$$P(I_{(985,211),i}=1|I_{edu,i}=1) = \Phi(\hat{\kappa} + z_i' \hat{\beta}) \quad (5)$$

由于机会不平等的测度对象为 $P(I_{(985,211),i}=1)$ ，故需得到样本中每个观测对象 $P(I_{985,211}=1)$ 的概率值。由条件概率的公式可得：

$$P(I_{(985,211),i}=1, I_{edu,i}=1) = P(I_{(985,211),i}=1|I_{edu,i}=1) \times P(I_{edu,i}=1) \quad (6)$$

$$= \Phi(\hat{\kappa} + z_i' \hat{\beta}) \Phi(\hat{\delta} + x_i' \hat{\gamma})$$

对于没有接受高等教育的受访者来说，概率值 $P(I_{(985,211),i}=1)$ 为 0，由此可得：

$$P(I_{985,211}=1) = \begin{cases} 0, I_{edu,i}=0 \\ \Phi(\hat{\kappa} + z_i' \hat{\beta}) \Phi(\hat{\delta} + x_i' \hat{\gamma}), I_{edu,i}=1 \end{cases} \quad (7)$$

$P(I_{edu,i}=1)$ 、 $P(I_{(985,211),i}=1|I_{edu,i}=1)$ 、 $P(I_{985,211},i=1|I_{edu,i}=1)$ 与 $P(I_{(985,211),i}=1)$ 是逐步递进的， $P(I_{edu,i}=1)$ 量化的是能否接受高等教育的概率； $P(I_{(985,211),i}=1|I_{edu,i}=1)$ 是大学生进入 985、211 工程院校的概率； $P(I_{985,211},i=1|I_{edu,i}=1)$ 是接受高等教育且能进入 985、211 工程院校的概率； $P(I_{(985,211),i}=1)$ 是进入 985、211 工程院校的概率。在选定不平等指标 $I[\cdot]$ 的前提下，可得高等教育质量差距中的机会不平等 θ_a ：

$$\theta_a = I[P(I_{(985,211),i}=1)] \quad (8)$$

在本文的实证研究中，以基尼系数作为不平等测度指标。根据基尼系数的计算公式，由式 (4) 与式 (7) 可知， $P(I_{(985,211),i}=1)$ 的基尼系数大于 $P(I_{edu,i}=1)$ 的基尼系数，但两者的相对差距有多大还取决于 $P(I_{(985,211),i}=1, I_{edu,i}=1)$ 的分布。由于 $P(I_{(985,211),i}=1)$ 是分段函数，因而可以将 $P(I_{(985,211),i}=1)$ 按照 $I_{edu,i}$ 的取值分成两组，假设 $I_{edu,i}=0$ 时， $P_0 = P(I_{(985,211),i}=1|I_{edu,i}=0)$ ，分布函数为 $F_0(x)(x \in [0, b_0])$ ，显然 $F_0(x)$ 为 $x=0$ 点的退化分布； $I_{edu,i}=1$ 时， $P_1 = P(I_{(985,211),i}=1|I_{edu,i}=1)$ ，分布函数为 $F_1(x)(x \in [0, b_1])$ 。

当样本分为两个子样本时，基尼系数按子群分解的公式为：

$$G = \sum_{i=0}^1 \frac{\mu_i}{\mu} \alpha_i^2 G_i + \frac{1}{2\mu} \sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^1 \alpha_i \alpha_j |\mu_i - \mu_j| + R \quad (9)$$

$$R = \frac{2\alpha_0 \alpha_1}{\mu} \int_0^{\min(b_0, b_1)} [1 - F_0(x)] F_1(x) dx \quad (10)$$

其中， R 为两个子样本分布的交错程度或者教育分层程度； N 为样本容量， N_i 为大学生 ($I_{edu,i}=1$) 与非大学生 ($I_{edu,i}=0$) 的子样本容量， α_i 为子样本

的人口占比, $\alpha_i=N_i/N$; μ_i 为子样本 P_i 的均值, 总体均值 $\mu=\mu_0\alpha_0+\mu_1\alpha_1$ 。显然, 当 $I_{edu,i}=0$ 时, $\mu_0=0$, 基尼系数 G_0 为 0。此时, $\mu=\mu_1\alpha_1$, 且 $R=0$ 。由此, 式(10)可以改写为:

$$G=\alpha_0+\alpha_1G_1=\alpha_0+(1-\alpha_0)G_1 \quad (11)$$

由此可见, 高等教育质量差距中的机会不平等取决于两部分, 一是未能接受高等教育的子样本在样本中的占比; 二是在接受高等教育的子样本内部高等教育质量的差距。因此, 大学扩招有利于从总体上缩小高等教育质量差距中的机会不平等, 如果 985、211 工程院校进一步扩招, 机会不平等会进一步缩小。

对式(11)进行恒等变换, 可得:

$$\frac{G}{G_1}=\frac{\alpha_0}{G_1}+\alpha_1 \quad (12)$$

基尼系数的取值范围通常为(0,1), 由此可得:

$$\frac{G}{G_1}=\frac{\alpha_0}{G_1}+\alpha_1>\alpha_0+\alpha_1=1 \quad (13)$$

从而可得 $G>G_1$, 即高等教育质量差距中的机会不平等大于大学生内部的教育质量不平等。由此可见, 仅以大学生为研究对象得到的机会不平等低估了总体上的机会不平等。

2. 机会不平等的分解

除了关注总体上的机会不平等之外, 本文还关注于外生条件变量对机会不平等的贡献度。大学扩招以后, 大学录取率逐渐攀升, 高等教育的毛入学率已经接近 50%。当下对于能否上大学 ($I_{edu,i}$) 的关注度开始降低, 而是主要关注于能否上好大学 ($I_{(985,211),i}$)。因此, 在机会不平等的分解中, 除了对 $I[P(I_{edu,i}=1)]$ 进行分解之外, 还需对 $I[P(I_{(985,211),i}=1, I_{edu,i}=1)]$ 进行分解。以 $P(I_{(985,211),i}=1, I_{edu,i}=1)$ 为例, 首先将 $P(I_{(985,211),i}=1, I_{edu,i}=1)$ 改写成:

$$Y=P(I_{(985,211),i}=1, I_{edu,i}=1) \\ =\Phi(\hat{\kappa}+z_i'\hat{\beta})\Phi(\hat{\delta}+x_i'\hat{\gamma})=f(c_1, c_2, \dots, c_K) \quad (14)$$

假定共有 K 个条件变量, 以第 k 个变量为例, C_{k1} 为第一轮效应:

$$C_{k1}=I(Y)-I(Y_k)=I(f(c_1, c_2, \dots, c_K))- \\ I(f(c_1, \dots, \bar{c}_k, \dots, c_K)) \quad (15)$$

相应地, C_{k2} 为第二轮效应:

$$C_{k2}=I(Y_k)-I(Y_{jk})=I(f(c_1, \dots, \bar{c}_k, \dots, c_K))- \\ I(f(c_1, \dots, \bar{c}_j, \dots, \bar{c}_k, \dots, c_K)) \quad (16)$$

以此类推, C_{kK} 为第 K 轮效应:

$$C_{kK}=I(Y_k)-I(Y_{kK})=I(f(\bar{c}_1, \dots, \bar{c}_{k-1}, c_k, \bar{c}_{k+1}, \dots, \bar{c}_K))- \\ I(f(\bar{c}_1, \dots, \bar{c}_K)) \quad (17)$$

从而可得外生条件变量 k 对收入不平等的贡献程度 C_k :

$$C_k=\left(\sum_{j=1}^K C_{kj}\right)/K \quad (18)$$

以此类推, 可以分解出每个外生条件差异对机会不平等的相对贡献度, 从而识别出导致教育机会不平等的主要因素。

三、实证研究

1. 样本及数据说明

在现有的微观调查数据中, 2013 年“中国家庭收入调查”(Chinese Household Income Project, CHIP) 中详细记录了受访人的大学毕业院校的类型, 因而在本文的实证中以 CHIP (2013) 的数据为样本, 数据样本包含城镇、农村和流动人口三类受访者。在 CHIP (2013) 数据中, 大学毕业院校类型的调查仅针对 2000 年及以后大学毕业的受访人, 故将样本设定为 1980 年之后出生的受访人。1999 年大学扩招, 将样本设定为 1980—1989 年之间出生的受访人, 该部分受访人基本上是大学扩招的主要受益群体, 可以避免大学扩招对大学入学机会的异质性影响。1996 年以后, “包分配”政策取消, 中专毕业生失去了原有包分配的优势, 因此本文将中专与高中、职高和技校归为一类。经过数据清洗, CHIP (2013) 中共有 4 927 个 1980—1989 年出生的样本, 其中受高等教育的占比为 32.15%。在接受高等教育的子样本中, 反馈第一学历的毕业院校类型的有效样本人数为 1 298 人, 其中毕业院校为 985 工程院校、211 工程院校的占比为 10.48%。以此推算, 第一学历的毕业院校为 985 工程院校、211 工程院校的比例仅为 3.37%。

在教育质量决定方程中, 变量主要包括高中教育质量、个人特征变量、家庭背景变量与外生条件变量。其中, 个人特征变量具体包括性别、年龄(出生年代)、民族, 家庭背景变量具体包括父母受教育水平、父母户口类型、父母工作类型, 同时为了避免多重共线性, 综合考虑父母双方的受教育水平和工作类型。外生条件变量具体包括地区因素、所在省份普通高等学校招考比, 地区因素以参加高考所在省份为基础进行分类, 招考比以最后一次高考的年份为准。变量的详细定义见表 1。

表 1 变量的定义与描述性统计

变量名称	变量定义	样本容量	平均值	标准差	最小值	最大值
高等教育(<i>I_{edu}</i>)	受教育水平为大专/大学本科/研究生=1;其他=0	4 927	0.321 5	0.467 1	0	1
高等教育质量(<i>I_{985,211}</i>)	第一学历毕业院校为 985 工程院校、211 工程院校=1,其他=0	1 298	0.104 8	0.306 4	0	1
高中教育质量(<i>highschool</i>)	全国或省级重点中学=5,地区(市、区)级重点中学=4,县级及其他重点中学=3,非重点中学=2,中专/中技/职高/其他学校=1	1 298	2.822 0	1.083 2	1	5
性别(<i>gender</i>)	男性=1,女性=0	4 927	0.582 7	0.493 2	0	1
户口(<i>hukou</i>)	非农户口=1,农业户口=0	4 927	0.431 7	0.495 4	0	1
民族(<i>minzu</i>)	汉族=1,少数民族=0	4 927	0.943 8	0.230 4	0	1
父母的工作单位类型(<i>fjob</i>)	如果父母其中一人的单位是党政机关、事业单位、国有及控股企业、集体企业,赋值为 1,否则为 0	4 927	0.230 2	0.421 0	0	1
父母的受教育水平(<i>fedu</i>)	取父母的最高受教育水平;1.未上过学(包括识字班等非正规的教育);2.小学;3.初中;4.高中;5.职高/技校;6.中专;7.大专;8.大学本科;9.研究生	4 927	3.184 7	1.404 0	1	9
西部省份(<i>west</i>)	受访人所在地为西部省份时为 1,其他为 0	4 927	0.254 3	0.435 5	0	1
中部省份(<i>mid</i>)	受访人所在地为中部省份时为 1,其他为 0	4 927	0.408 4	0.491 6	0	1
东部省份(<i>east</i>)	受访人所在地为东部省份时为 1,其他为 0	4 927	0.337 3	0.472 8	0	1
户口(高考, <i>hukou_{exam}</i>)	参加高考时的户口类型为非农户口=1,农业户口=0	1 560	0.498 4	0.500 2	0	1
西部省份(高考, <i>west_{exam}</i>)	参加高考时的所在地为西部省份时为 1,其他为 0	1 560	0.242 3	0.428 6	0	1
中部省份(高考, <i>mid_{exam}</i>)	参加高考时的所在地为中部省份时为 1,其他为 0	1 560	0.433 3	0.495 7	0	1
东部省份(高考, <i>east_{exam}</i>)	参加高考时的所在地为东部省份时为 1,其他为 0	1 560	0.347 4	0.476 3	0	1

2. 教育质量决定方程的估计

按照上文给出的测度流程,首先需要估计高等教育质量决定方程,由于模型可能存在选择性偏差,故采用 Heckman-Probit 模型的估计方法,估计结果如表 2 所示。由表 2 可知, ρ 的估计值为

-0.0634,对应的 P 值为 0.8013,在 5%的水平上,不能拒绝 $\rho=0$ 的原假设。因此,在模型的估计中,可直接采用 Probit 或者 Logit 模型对两个方程进行估计。在机会不平等的测度中,以基于 Logit 模型的估计结果为准。

表 2 高等教育质量决定方程的估计结果

变量	(1)	(2) Heckman-Probit 模型		(5) Logit 模型			
	<i>I_{985,211}</i>	边际效应	<i>I_{edu}</i>	<i>I_{985,211}</i>		<i>I_{edu}</i>	
				系数	几率比	系数	几率比
<i>gender</i>	0.168 5 (0.119 9)	0.018 2 (0.017 5)	-0.281 1*** (0.061 2)	0.256 9 (0.201 6)	1.292 9 (0.260 6)	-0.408 5*** (0.073 9)	0.664 7*** (0.049 1)
<i>minzu</i>	0.229 6 (0.301 2)	0.021 5 (0.025 9)	-0.006 5 (0.136 9)	0.377 9 (0.533 7)	1.459 2 (0.778 8)	0.061 5 (0.183 7)	1.063 4 (0.195 3)
<i>hukou_{exam}</i>	-0.061 5 (0.169 5)	-0.006 8 (0.019 7)		0.071 6 (0.302 5)	1.074 3 (0.325 0)		
<i>hukou</i>			1.943 5*** (0.089 6)			1.565 4*** (0.077 3)	4.784 7*** (0.369 8)
<i>fjob</i>	0.465 4*** (0.157 7)	0.063 6** (0.025 4)	0.401 8*** (0.068 3)	0.845 2*** (0.251 1)	2.328 4*** (0.584 7)	0.455 1*** (0.089 8)	1.576 3*** (0.141 6)
<i>fedu</i>	0.064 7 (0.051 7)	0.007 1* (0.003 7)	0.324 3*** (0.023 8)	0.134 7** (0.058 2)	1.144 1** (0.066 6)	0.566 3*** (0.034 8)	1.761 8*** (0.061 3)
<i>highschool</i>	0.357 1*** (0.054 8)	0.039 5** (0.019 1)		0.622 2*** (0.104 2)	1.863 0*** (0.194 2)		
<i>east_{exam}</i>	0.507 4*** (0.132 1)	0.064 8** (0.032 2)		1.025 8*** (0.268 6)	2.789 3*** (0.749 3)		
<i>mid_{exam}</i>	0.063 9 (0.141 2)	0.007 3 (0.017 1)		0.204 2 (0.282 6)	1.226 6 (0.346 6)		
<i>east</i>			-0.003 9 (0.078 1)			0.234 9** (0.095 0)	1.264 7** (0.120 2)
<i>mid</i>			-0.147 1* (0.078 7)			-0.145 9 (0.095 2)	0.864 3 (0.082 2)
ρ	-0.063 5 (0.253 5)						
常数项	-3.177 8*** (0.586 6)		-3.172 6*** (0.173 3)	-5.925 8*** (0.764 2)	0.002 7*** (0.002 0)	-3.384 1*** (0.206 3)	0.033 9*** (0.007 0)
观测值	491 8		491 8	844		492 7	

注:括号中为稳健标准差;*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著。

利用 Logit 模型可以得到变量的几率比, 而此几率比可以更直观地展示出变量对高等教育质量以及是否接受高等教育的影响。在是否接受高等教育的方程中, 性别、家庭背景、户口和地区对是否接受高等教育存在显著影响。相比于女性, 男性接受高等教育的几率比要低 33.53%; 父母在党政机关、事业单位、国有及控股企业、集体企业工作, 子女接受高等教育的几率比会增加 57.63%; 而父母的受教育水平增加 1 倍, 子女接受高等教育的几率比会增加 76.18%; 相比于农业户口的受访者, 非农业户口受访人接受高等教育的几率比增加了 378.43%; 与西部地区相比, 东部地区受访人接受高等教育的几率比增加了 26.47%。

在高等教育质量方程中, 家庭背景、高中教育质量、高考所在地区对高等教育质量存在显著影响。父母在党政机关、事业单位、国有及控股企业、集体企业工作, 子女进入 985、211 院校的几率比增加 132.84%; 父母的受教育水平提升一个等级, 子女进入 985、211 院校的几率比增加 14.41%; 高中受教育质量提升一个等级, 进入 985、211 院校

的几率比增加 86.30%, 如相比于非重点中学, 地区(市、区)级重点中学的高中毕业生, 进入 985、211 院校的几率比是前者的 1.8630 倍; 相较于西部地区, 东部地区的考生进入 985、211 院校的几率比会提升 178.93%。由此可见, 诸多外生环境变量对高等教育质量存在显著影响, 在高等教育质量差距中存在机会不平等的问题。

3. 机会不平等的测度与分解

基于 Logit 模型的估计结果, 结合式(7)~(11)可得高等教育质量差距中的机会不平等程度为 0.8860 (表 3)。值得关注的是, $P(I_{\text{edu}}=1)$ 、 $P(I_{985,211}=1|I_{\text{edu}}=1)$ 的基尼系数小于 $P(I_{985,211}=1, I_{\text{edu}}=1)$ 、 $P(I_{985,211}=1)$ 的基尼系数, 且 $I[P(I_{\text{edu}}=1)] < I[P(I_{985,211}=1|I_{\text{edu}}=1)] < I[P(I_{985,211}=1, I_{\text{edu}}=1)] < I[P(I_{985,211}=1)]$, 该结果与上文的推导结果完全一致。 $P(I_{\text{edu}}=1)$ 的基尼系数为 0.4333, $I[P(I_{985,211}=1, I_{\text{edu}}=1)]$ 的基尼系数为 0.6181, 约为前者的 1.5 倍, 而 $P(I_{985,211}=1)$ 的基尼系数为 0.8860, 是 $I[P(I_{\text{edu}}=1)]$ 的两倍。由此可见, 相比于接受高等教育的机会不平等, 高等教育质量差距中的机会不平等更大。

表 3 高等教育质量差距中的机会不平等

变量	基尼系数	样本容量	平均值	标准差	最小值	最大值
$P(I_{\text{edu}}=1)$	0.433 3	4927	0.321 5	0.255 8	0.035 2	0.982 5
$P(I_{985,211}=1 I_{\text{edu}}=1)$	0.469 5	1549	0.128 7	0.122 2	0.006 5	0.726 0
$P(I_{985,211}=1, I_{\text{edu}}=1)$	0.618 1	1549	0.081 3	0.110 5	0.000 6	0.707 1
$P(I_{985,211}=1)$	0.886 0	4638	0.025 7	0.073 9	0.000 0	0.707 1

结合夏普利值分解方法对 $P(I_{\text{edu}}=1)$ 、 $P(I_{985,211}=1)$ 进一步分解, 结果如表 4 所示。在能否接受高等教育的机会不平等中, 户口差异的相对贡献值最大, 为 43.02%, 父母受教育程度次之, 为 40.11%, 两者的相对贡献值之和超过了 80%。而对于在高等教育质量差距中的机会不平等, 父母受教育水平差异的相对贡献值最大, 为 29.98%; 高中教育质量差距次之, 为 25.13%; 父母工作单位差异位居第三, 为 20.48%; 地区差异 ($east_{\text{exam}}$ 、 mid_{exam} 、 $east$ 、 mid 相对贡献值之和) 位居第四, 为 11.97%; 户口差异位居第五, 为 11.64%。由此可见, 家庭背景与高中教育质量是导致机会不平等的主要原因, 三者的相对贡献度之和超过了 75%, 家庭背景的贡献度大于 50%。由此可见, 在优质高等教育资源分配中, 存在“社会地位综合症”问题。

表 4 基于夏普利值分解方法的因素分解

变量	$P(I_{\text{edu}}=1)$		$P(I_{985,211}=1)$	
	绝对值	相对值	绝对值	相对值
<i>gender</i>	0.019 4	4.71%	0.001 5	0.28%
<i>minzu</i>	0.000 5	0.13%	0.002 7	0.51%
<i>hukou_exam</i>	-	-	0.005 3	1.01%
<i>hukou</i>	0.176 8	43.02%	0.056 1	10.63%
<i>fjob</i>	0.029 8	7.24%	0.108 1	20.48%
<i>fedu</i>	0.164 8	40.11%	0.158 2	29.98%
<i>highschool</i>	-	-	0.132 6	25.13%
<i>east_exam</i>	-	-	0.058 5	11.09%
<i>mid_exam</i>	-	-	-0.001 5	-0.29%
<i>east</i>	0.007 4	1.81%	0.001 5	0.29%
<i>mid</i>	0.012 2	2.97%	0.004 7	0.88%

四、稳健性检验

显然, 概率值 $P(I_{\text{edu}}=1)$ 与 $P(I_{985,211}=1)$ 依赖于估计模型, 前文的测度中采用的是 Logit 模型, 在稳健性检验中采用 Probit 模型估计概率 $P(I_{\text{edu}}=1)$ 与 $P(I_{985,211}=1)$ 。在 Heckman-Probit 模型中, 由于不能拒绝 $\rho=0$ 的原假设, 故采用极大似然估计分别估计两个 Probit 模型, 系数估计值以及边际效应如表 5 所示。

表 5 Probit 模型的估计结果

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	$I_{985,211}$		I_{edu}		系数		几率比	
<i>gender</i>	0.137 0 (0.111 6)	0.029 2 (0.023 7)	-0.2320*** (0.0426)	-0.061 1*** (0.011 1)				
<i>minzu</i>	0.225 9 (0.291 0)	0.048 1 (0.062 0)	0.0276 (0.1016)	0.007 3 (0.026 8)				
<i>hukou_{exam}</i>	0.009 8 (0.162 7)	0.002 1 (0.034 7)						
<i>hukou</i>			0.9229*** (0.0446)	0.243 1*** (0.010 3)				
<i>fjob</i>	0.425 0*** (0.133 1)	0.090 5*** (0.027 6)	0.2732*** (0.0537)	0.072 0*** (0.014 0)				
<i>fedu</i>	0.076 6** (0.032 1)	0.016 3** (0.006 8)	0.3292*** (0.0192)	0.086 7*** (0.004 7)				
<i>highschool</i>	0.325 8*** (0.057 5)	0.069 4*** (0.011 3)						
<i>east_{exam}</i>	0.513 3*** (0.143 0)	0.109 3*** (0.029 2)						
<i>mid_{exam}</i>	0.073 0 (0.150 5)	0.015 5 (0.032 0)						
<i>east</i>			0.149 3*** (0.055 3)	0.039 3*** (0.014 6)				
<i>mid</i>			-0.075 2 (0.054 6)	-0.019 8 (0.014 4)				
常数项	-3.188 7*** (0.408 8)		-1.987 3*** (0.113 8)					
观测值	844		492 7					

注：括号中为稳健标准差；*、**和***分别表示在 10%、5%和 1% 的统计水平上显著。

由边际效应的估计结果可知，户口是左右能否上大学的首要因素，父母受教育水平与工作单位类型分别列第二、第三。而对于能否进入 985、211 工程大学而言，东部地区是首要因素，其次是父母的单位类型，高中教育质量位居第三。对比表 2 与表 5 可知，Logit 模型和 Probit 模型在识别影响能否接受高等教育以及高等教育质量的主要因素上，三者是一致的，教育质量决定方程的估计结果具有很强的稳健性。

基于 Probit 模型的估计结果，结合式 (7) ~ (10)，可得是否接受高等教育以及高等教育质量差距中的机会不平等，测度结果如表 6 所示。由测度结果可知，高等教育质量差距中的机会不平等 ($I[P(I_{985,211}=1)]$) 为 0.8815，而是否接受高等教育上的机会不平等 ($I[P(I_{edu}=1)]$) 为 0.4347，前者仍是后者的两倍，两者在数值上与基于 Logit 模型得到的测度结果甚为接近。

表 6 稳健性检验：高等教育质量差距中的机会不平等

变量	基尼系数	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
$P(I_{edu}=1)$	0.434 7	492 7	0.321 2	0.255 3	0.026 3	0.990 6
$P(I_{985,211}=1 I_{edu}=1)$	0.454 8	154 9	0.131 4	0.116 2	0.003 4	0.670 2
$P(I_{985,211}=1, I_{edu}=1)$	0.603 5	154 9	0.082 0	0.105 4	0.000 3	0.658 7
$P(I_{985,211}=1)$	0.881 5	463 8	0.025 9	0.071 6	0.000 0	0.658 7

采用夏普利值方法再次对 $I[P(I_{985,211}=1)]$ 进行分解，结果如表 7 所示。由分解结果可知，对于能否接受高等教育的机会不平等，户口差异与父母受教育水平差异仍是导致机会不平等的主要原因，两者的相对贡献值分别为 43.34%、39.90%，两者的贡献值之和超过了 80%。而对于高等教育质量差距中的机会不平等，父母受教育水平、高中教育质量、父母工作类型、地区差异、户口类型仍是导致机会不平等的主要原因，分别为 31.35%、24.98%、19.69%、11.79%、11.15%，其中家庭背景的贡献度仍然大于 50%。综合来看，无论是机会不平等的测度结果，还是变量对机会不平等的相对贡献度，基于 Probit 模型的结果与 Logit 模型的测度结果基本一致。综合来看，本文的实证研究结果具有较强的稳健性。

表 7 基于稳健性检验的机会不平等及效应分解

变量	I_{edu}		$I_{985,211}$	
	绝对值	相对值	绝对值	相对值
<i>gender</i>	0.018 4	4.44%	0.002 3	0.44%
<i>minzu</i>	0.000 4	0.10%	0.003 1	0.60%
<i>hukou_{exam}</i>	-	-	0.001 3	0.25%
<i>hukou</i>	0.179 5	43.34%	0.056 3	10.90%
<i>fjob</i>	0.030 9	7.46%	0.101 6	19.69%
<i>fedu</i>	0.165 3	39.90%	0.161 8	31.35%
<i>highschool</i>	-	-	0.128 9	24.98%
<i>east_{exam}</i>	-	-	0.055 6	10.78%
<i>mid_{exam}</i>	-	-	-0.001 6	-0.31%
<i>mid</i>	0.006 5	1.58%	0.001 5	0.30%
<i>east</i>	0.013 2	3.18%	0.005 3	1.02%

五、主要结论与政策建议

教育公平不仅包括受教育程度的公平，还包括教育质量的公平。个人的教育成就既受个人内在努

力的影响,也受个人所处的外在环境的左右。显然,内在努力差异导致的不平等是合理的,而外在环境差异导致的不平等却有失公允。本文以 Juárez & Soloaga 提出的方法为基础,在考虑选择性偏差的前提下对模型进行改进。在实证研究中,以 CHIP (2013) 数据为样本,测度高等教育质量差距中的机会不平等,并采用夏普利值方法,识别出导致机会不平等的主要因素。

实证研究表明,相比于能否接受高等教育中的机会不平等,高等教育质量差距中的机会不平等是前者的两倍。夏普利值分解结果表明,在能否接受高等教育的机会不平等中,户口的相对贡献值为 43.02%,父母受教育程度的贡献值为 40.11%,两者的相对贡献值超过了 80%。对于高等教育质量差距中的机会不平等,父母受教育水平的相对贡献值为 29.98%,高中教育质量的贡献值为 25.13%,父母工作的贡献值为 20.48%,地区的贡献值为 11.97%,户口的贡献值为 11.64%。其中,家庭背景(父母受教育程度与工作单位)与高中教育质量的贡献度超过了 75%,仅家庭背景的贡献就已超过了 50%。综合来看,高等教育质量差距中,家庭背景是导致机会不平等的主要因素,寒门出状元的概率较低。因此,如何促进高质量的教育资源向低收入群体倾斜,是促进教育质量公平的主要方向。基于此,本文认为,缩小教育质量差距中的机会不平等应从以下两方面入手:

第一,抑制初等、中等教育资源分配中的“社会地位综合症”。初等、中等教育质量会显著影响高等教育质量,而在初等、中等教育资源的分配中,优质教育资源又受城乡、房价、收入水平影响。因此,抑制优质初等、中等教育资源分配中的社会地位综合症,不仅有利于促进高等教育质量以及教育质量公平,还有利于抑制贫困在代际之间的传递。

第二,抑制劳动力市场上的第一学历歧视。上“好大学”并不意味着“上好”大学,第一学历虽然能够反映高中阶段以及高考的成绩,但不能完全反映求职者在大学阶段的学习成果,将第一学历作为筛选求职者的唯一准绳,显然有失公允。因此,有必要将反对第一学历歧视纳入到《反就业歧视法》的立法中,促进求职就业中的机会均等。

参考文献:

- [1] 全面贯彻落实党的教育方针努力把我国基础教育越办越好[N]. 人民日报, 2016-09-10(01).
- [2] 中共中央文献研究室. 习近平关于社会主义社会建设论述摘编[M]. 北京: 中央文献出版社, 2017.
- [3] 厄尔·霍珀. 工业社会中教育与社会成层、社会流动的关系[C]//张人杰. 国外教育社会学基本文选, 上海: 华东师范大学出版社, 1991.
- [4] Bartoš V, Bauer M, Chytilová J, et al. Attention discrimination: Theory and field experiments with monitoring information acquisition[J]. American Economic Review, 2016, 106(6): 1437-75.
- [5] 王伟宜. 优质高等教育资源获得的阶层差异状况分析: 1982—2010——基于我国 7 所重点大学的实证调查[J]. 教育研究, 2013, 34(7): 61-67.
- [6] 张继平, 董泽芳. 优质高等教育入学机会不公平的多向度分析[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 2012, 51(2): 141-145.
- [7] 张小萍, 张良. 中国高质量大学入学机会和招生偏好研究——以“211”高校为例[J]. 高等教育研究, 2015, 36(7): 28-35.
- [8] 曹妍, 张瑞娟. 我国高等教育入学机会及其地区差异: 2007—2015 年[J]. 教育发展研究, 2017, 37(1): 25-35.
- [9] 吴愈晓, 黄超. 中国教育获得性别不平等的城乡差异研究——基于 CGSS2008 数据[J]. 国家行政学院学报, 2015(2): 41-47.
- [10] 岳昌君, 周丽萍. 家庭背景对我国重点高中入学机会的影响——基于 2014 年高等教育改革学生调查的实证分析[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 2017, 56(3): 146-153.
- [11] Roemer J. A pragmatic theory of responsibility for the egalitarian planner[J]. Philosophy & public affairs, 1993, 22(2): 146-166.
- [12] Roemer J. Equality of Opportunity[M]. Cambridge: Harvard Univ Press, 1998.
- [13] Roemer J E, Trannoy A. Equality of opportunity: Theory and measurement[J]. Journal of Economic Literature, 2016, 54(4): 1288-1332.
- [14] 约翰·罗尔斯. 正义论(修订版)[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2009.
- [15] Deaton A. The Great Escape: Health, Wealth, and the Origins of Inequality[M]. Princeton: Princeton University Press, 2013.
- [16] 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.
- [17] Golley J, Kong S T. Inequality of opportunity in China's educational outcomes[J]. China Economic Review, 2018, 51: 116-128.
- [18] Checchi D, Peragine V. Inequality of opportunity in Italy[J]. Journal of Economic Inequality, 2010, 8(4):

- 429-450 .
- [19] Ferreira F ,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 .
- [20] Almås I ,Cappelen A W ,Lind J T ,et al .Measuring unfair (in)equality [J] . Journal of Public Economics , 2011 , 95(7) : 488-499 .
- [21] 褚宏启,杨海燕 .教育公平的原则及其政策含义[J] .教育研究,2008(1) : 10-16 .
- [22] Buchmann C ,Diprete T A ,Mcdaniel A , et al . Gender inequalities in education[J] .Review of Sociology ,2008 , 34(1) : 319-337 .
- [23] 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[J] .社会学研究,2010 , 25(3) : 82-113+244 .
- [24] Guo M , Wu X . Trends in educational stratification in China , 1981-2006[C]//Christian Suter . Piscataway , Volume of World Society Studies , Inequality beyond Globalization , NJ : Transaction Publishers , 2010 .
- [25] 吴愈晓 .中国城乡居民教育获得的性别差异研究[J] .社会,2012 , 32(4) : 112-137 .
- [26] 吴愈晓,黄超 .基础教育中的学校阶层分割与学生教育期望[J] .中国社会科学,2016(4) : 111-134+207-208 .
- [27] 杨江华 .我国高等教育入学机会的区域差异及其变迁[J] .高等教育研究,2014 , 35(12) : 27-34 .
- [28] Hannum E , Meiyuan W . Geography and educational inequality in China[J] . China Economic Review , 2006 , 17(3) : 253-265 .
- [29] 乔锦忠 .优质高等教育入学机会分布的区域差异[J] .北京师范大学学报(社会科学版),2007(1) : 23-28 .
- [30] Qian X , Smyth R . Measuring regional inequality of education in China : Widening coast-inland gap or widening rural-urban gap?[J] . Journal of International Development : The Journal of the Development Studies Association , 2008 , 20(2) : 132-144 .
- [31] 陈耐帅,许友谊 .“211工程”院校入学机会分布的区域差异分析[J] .高校教育管理,2014 , 8(3) : 34-38 .
- [32] 吴愈晓 .中国城乡居民的教育机会不平等及其演变(1978—2008)[J] .中国社会科学,2013(3) : 4-21 .
- [33] 谭敏 . 社会分层、城乡二元与高等教育入学机会分化——基于福建省的实证分析[J] .复旦教育论坛,2016 , 14(1) : 72-79 .
- [34] 王香丽 .我国高等教育入学机会的城乡差异研究——高中阶段教育的视角[J] .高教探索,2011(1) : 55-59 .
- [35] 黄四林,辛自强,侯佳伟 .家庭背景与高等教育入学机会的关系及其趋势——基于北京某重点大学2007—2012年的调查[J] .中国青年研究,2014(3) : 46-52 .
- [36] 刘浩,钱民辉 .谁获得了教育——中国教育获得影响因素研究述评[J] .高等教育研究,2015 , 36(8) : 9-19 .
- [37] 岳昌君,周丽萍 .家庭背景对我国重点高中入学机会的影响——基于2014年高等教育改革学生调查的实证分析[J] .华中师范大学学报(人文社会科学版),2017 , 56(3) : 146-153 .
- [38] Jia Q ,Ericson D P .Equity and access to higher education in China : Lessons from Hunan province for Univ admissions policy[J] .International Journal of Educational Development , 2017 , 52 : 97-110 .
- [39] 邹薇,马占利 .家庭背景、代际传递与教育不平等[J] .中国工业经济,2019(2) : 80-98 .
- [40] Fleurbaey M ,Peragine V .Ex-ante versus ex-post equality of opportunity[J] .Economica ,2013 ,80(317) : 118-130 .
- [41] Pignataro G . Equality of opportunity : Policy and measurement paradigms[J] . Journal of Economic Surveys , 2012 , 26(5) : 800-834 .
- [42] Björklund A , Jäntti M , Roemer J E . Equality of opportunity and the distribution of long-run income in Sweden[J] . Social choice and welfare , 2012 , 39(2-3) : 675-696 .
- [43] Juárez F W C , Soloaga I . Scale vs . translation invariant measures of inequality of opportunity when the outcome is binary[J/OL] .2013 ,http ://iariw.org/c2013brazil.php .
- [44] Juárez F W C , Soloaga I . iop : Estimating ex-ante inequality of opportunity[J] . The Stata Journal , 2014 , 14(4) : 830-846 .
- [45] Heckman J J . Sample selection bias as a specification error[J] . Econometrica : Journal of the Econometric Society , 1979 : 153-161 .

责任编辑:黄燕妮