

分轨视域下的高中教育机会不平等测度

——基于改进的事先参数测度法

孙俊华, 万洋, 江哲涵

[摘要]高中教育阶段的双重分轨是我国教育分层的关键, 探讨其机会不平等程度有助于为缓解代际传递效应和实现共同富裕等重要议题提供经验证据。本文使用中国劳动力动态调查(CLDS)2018年数据, 基于“环境—努力”二元分析框架, 利用改进的事先参数测度法测算了我国高中教育数量获得和质量获得的机会不平等程度, 分解了机会不平等中各环境因素的重要性, 并探讨了个体努力对结果不平等的相对贡献。结果显示, 高中教育数量获得和质量获得的机会不平等程度分别达到47.64%和25.76%; 父母受教育程度是高中教育获得机会不平等的主要贡献来源; 努力在高中教育获得结果中的相对贡献低于环境, 且努力程度自身会受到环境的影响。这需要我国优化教育资源配置、落实“双减”政策、建设普职融通体系, 促进高中阶段教育获得的机会公平。

[关键词]高中教育; 分轨; 机会不平等; 努力; 环境

一、引言

公平是社会主义核心价值观的重要组成部分, 公平的受教育权更是每个公民应享有的基本权利。习近平总书记指出, 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

[收稿日期] 2023-01-12

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“高校创业教育的有效性研究: 测量方法、作用机制与情境因素”(71974093); 江苏省教育科学规划战略性与政策性重大招标课题“教育促进共同富裕的作用机制和实现路径研究”(A/2022/a2); 江苏省研究生科研创新计划项目“江苏高校创新创业教育学情调查”(KYCX23_0075)。

[作者简介] 孙俊华, 南京大学教育研究院, 电子邮箱地址: njusjh@nju.edu.cn; 万洋(通讯作者), 南京大学教育研究院, 电子邮箱地址: 171820519@smail.nju.edu.cn; 江哲涵, 北京大学医学部, 电子邮箱地址: jiangzhehan@gmail.com。

会公平正义。党的二十大报告再次提出,“要办好人民满意的教育……促进教育公平”。作为基础教育和高等教育之间的衔接阶段,学生在高中教育机会获得中的数量和质量分化,将对其接受高等教育的可能性,以及未来的职业地位产生关键影响,故而成为我国教育公平和社会流动领域的重要研究主题。

“寒门如何出贵子”作为教育均衡发展目标中极具社会讨论度的议题,政策制定者和研究者往往关注于高等教育机会的分配问题(郭书剑和王建华,2018),而高等教育机会的获得高度依赖于前期的教育积累,高中阶段教育资源的累积效应尤为显著(田北海和王珂,2017)。作为高考之前的分水岭,高中阶段的教育机会不平等是我国教育制度的初次分流,具有典型的筛选和分轨特征。基于对我国各教育阶段升学概率的考察,李春玲(2014)指出,中等教育的城乡机会不平等呈现不断扩大的趋势,并成为导致弱势环境中子代获取高等教育可能性降低的重要诱因。在我国学制体系中,是否能够上高中,以及是否能够上普通高中,成为初中毕业生所面对的双重分轨。其中,是否能够上高中反映了学生是否可以在中考分流中顺利从义务教育阶段过渡到高中教育阶段,是义务教育和非义务教育的数量分轨;是否能够上普通高中则反映学生在普职分流中能进入的高中类型。与职业教育相比,普通高中仍与社会群众迫切需求的“上好学”划等号,所以可以视为普通高中与职业高中的质量分轨(吴愈晓,2013;罗楚亮和汪鲸,2021)。

初中到高中衔接过程中的双重分轨是教育分层的关键所在,需要有来自教育公平视域下的实证测评。关于教育公平的实证研究,学者在测度教育不平等程度时往往选取入学率或受教育年限等指标(高和荣和陈凤娟,2022),并采用基尼系数或泰尔指数计算相应指标的具体分配不均等程度。但是,该方法仅能分析宏观视角中教育成就在个体或区域间的差距,无法判断该差距是源于不合理的外部环境,还是源于可接受的个体努力。针对此问题,Roemer(1998)提出“环境—努力”分析框架,认为社会成就的来源可以分解为两类因素,即环境和努力。环境是指个体意志无法控制和影响的因素,如先天资源禀赋等,由此类因素对应的成就不平等即机会不平等,是不公平的;努力是个体自身的选择和行为,由努力程度导致的成就不平等即“天道酬勤”,是合乎道德的。为识别社会成就中的环境贡献,学者常通过“事先法”或“事后法”划分个体组别(Fleurbaey and Peragine, 2013)。其中,“事先法”将处于相同环境个体归为一组,组间差异即为机会不平等;“事后法”将付出相同努力个体归为一组,组内差异即为机会不平等。由于环境变量更为直观和具象,已有研究往往应用“事先法”将社会成就约束在环境机会集中。为进一步衡量环境机会集的贡献程度(即机会不平等指数),Ferreira 和 Gignoux(2011)提出

了“参数法”和“非参数法”。其中，基于回归方程的“参数法”通过构造消除环境差异后的平滑反事实成就分布并计算实际分布与反事实分布差异来识别机会不平等，能够一定程度上避免“非参数法”在变量和样本处理中的局限。

国内机会不平等研究集中在收入领域，如李莹和吕光明(2018)、刘波等(2020)基于参数法对我国居民收入的机会不平等程度进行测算，但教育公平中来自机会不平等理论的研究较少。目前，国内教育机会不平等的测度侧重于基础教育和高等教育，对高中教育机会不平等的研究尚较为少见。例如，江求川和任洁(2020)运用中国教育追踪调查数据，发现初中三年级学生的教育机会不平等程度最高可达22%；张楠等(2020)也利用相同数据探讨了基础教育质量的机会不平等程度，发现我国测度结果要高于儒家文化圈的其他东亚及东南亚国家；靳振忠等(2018)则使用中国社会综合调查数据测算了我国不同时期高等教育获得的机会不平等程度，发现出生于20世纪50年代群体的机会不平等程度最高，达到53%。同时，传统事先参数测度法在环境变量与努力变量的相关性和可测性问题上均存在明显缺陷，部分研究对机会不平等指数的测度仅依赖于可观测的环境变量，这会导致估算的机会不平等结果存在一定的偏误(雷欣等，2018)。

鉴于现有研究的不足，本文基于CLDS2018年数据库，利用Roemer的“环境—努力”二元分析框架和改进的事先参数测度法，测算我国高中阶段教育获得分轨中的机会不平等程度，并探讨了每个环境因素在机会不平等生成过程中的贡献率和学生努力能够缓解高中教育获得不平等的程度大小，以期为我国建设社会主义教育强国目标的实现提供针对性教育政策改革思路。与既有研究相比，本文的创新之处在于：(1)在研究对象上，将Roemer“环境—努力”二元分析框架引入高中阶段教育获得的研究领域中，并从“数量获得”与“质量获得”两个方面综合测算了我国高中教育分轨中的机会不平等。(2)在研究方法上，运用改进的事先参数法对不可观测努力和不可观测环境进行识别并处理环境与努力变量的相关性问题的，在一定程度上缓解由于变量遗漏等问题导致的内生性和测度偏估。

二、研究设计

(一)基于事先参数测度法的机会不平等

根据Roemer(2016)的机会不平等理论，个人的社会成就可以归因于环境和努力两类因素。换言之，个体在高中教育机会获得中的表现由个体控制之外的环境因素与个体自我选择的努力因素所决定，则高中教育成就决定的简

易模型如下：

$$P = f(C, E, u) \quad (1)$$

其中： P 为被解释变量，表示个体接受高中教育或接受普通高中教育的概率， C 为环境变量向量， E 为努力变量向量， u 为误差项。在 Roemer 情境下，努力程度会受到环境的影响和塑造。因此，将个体努力视作环境变量的函数：

$$E = f(C, v) \quad (2)$$

将式(2)代入式(1)中，被解释变量 P 可以直接回归在环境变量向量 C 上，其拟合值为：

$$\hat{P} = E(P | C) \quad (3)$$

之后，将所有个体的外部环境变量进行平均化处理，构建消除环境变异条件下的“反事实”教育获得：

$$\bar{\hat{P}} = E(P | \bar{C}) \quad (4)$$

此时，回归在环境均值之上的教育获得形成平滑分布，即相同环境特征中的个体应该拥有一致的教育成就。换言之，环境变异对高中教育机会获得的影响已经被消除，“反事实”教育获得中的不平等全部来源于个体努力程度。若进一步从实际教育获得中剔除“反事实”教育获得，则能够测量出由环境因素导致的不平等，即机会不平等。由于本文中的教育获得变量为(0-1)分布，本文采用 Chávez-Juárez 和 Soloaga(2013)所提出的修正相异性指数(Modified Dissimilarity Index)^①来识别高中教育机会获得中实际分布与反事实分布的差异，表达式为：

$$IOP = \frac{2}{N} \sum_{i=1}^N | \hat{P}_i - \bar{\hat{P}} | \quad (5)$$

该指数的结果满足[0, 1]取值范围，取值为0代表着个体在高中教育获得过程中不被外部环境所干涉，其升学几率仅取决于个体努力程度；取值为1则代表着获得高中教育完全受制于外生环境条件，个体努力无法改变教育结果，教育流动性基本丧失。

但是，传统参数测度方法在变量处理和模型设计上仍存在不足。其一，

^① 修正相异性指数(Modified Dissimilarity Index)和相异性指数(Dissimilarity Index)均适用于离散因变量情境下的机会不平等测度。但根据 Chávez-Juárez 和 Soloaga(2013)的研究，相异性指数不满足平移不变性前提，其结果并非纯粹受制于外部环境的影响，也会随着条件概率回归拟合数值的相对大小而变化。在本文中，由于高中教育事业发展所带来的入学率提高，Logit 或 Probit 模型所拟合的条件概率均值必然上升，进而使得时间维度上的高中教育机会不平等程度出现趋低的偏误。

努力变量与环境变量存在相关性。一般认为,学生可以通过刻苦努力获取更高的教育成就,因此本文在考察高中阶段教育分轨不平等中,将努力变量纳入控制,以期优化环境变量系数估计的精准度。但由于努力变量与环境变量相关,平均化处理后的环境变量对教育获得的影响仍有部分被留存在努力变量中,努力变量就成为环境影响教育获得的间接渠道。在式(3)对高中教育获得的决定方程进行简化后,纳入了努力变量影响的残差 u 与环境变量相关,从而导致回归方程的系数估计结果与最终测算的机会不平等指数都会发生偏误(Bourguignon et al., 2013)。其二,不可观测努力变量和不可观测环境变量的遗漏。努力变量和环境变量是 Roemer 分析框架下的核心解释变量,其中环境因素更直接影响到机会不平等测度的具体数值。但在现实情境中,受限于调查技术水平和要素观测难度,诸多潜在的不可观测努力因素或不可观测环境因素作为遗漏变量无法被直接纳入回归方程中。一方面,不可观测环境变量在机会不平等生成中的作用被遮掩,所测算的机会不平等指数必然低估实际机会不平等情况。另一方面,不可观测环境变量和不可观测努力变量也被遗漏到残差 u 中,它们与教育获得决定模型中保留的可测变量间同样存在相关性,将进一步加剧内生性问题。

(二) 事先参数测度法的改进

针对传统参数测度法的缺陷,本文采用如下方法在一定程度上缓解不可观测变量和变量间相关性对机会不平等测度的影响。

1. 对不可观测努力的识别

事先法强调通过环境划分个体组别,并将组别间个体成就差异识别为机会不平等。本文借鉴 Checchi 和 Peragine(2010)的思路,在将处于相同环境特征下的个体划分为同一组别的基础上,进一步采用组别内个体的相对教育程度的分位哑变量来测度不可观测努力。该方法认为,在限定群体所处环境特征同质的条件下,则可以假设不同个体间社会成就差距的来源是个体努力程度的高低。而作为反映个体社会阶层、地位或经济财富的构念,社会成就往往通过收入或教育水平进行体现。具体方法如下。

第一步,利用样本的环境信息对个体进行组别划分。为同时纳入可观测环境和不可观测环境的影响,考虑运用潜类别分析(latent class analysis, LCA),将个体划分为不同环境组别(Donni et al., 2015),其环境组别的最优聚类数目在3—20范围内,依据施瓦兹贝叶斯(BIC)准则进行判定。

第二步,将个体教育程度在每个类别内进行排序,并划分为5个相对分位,界定处于相同分位的个体付出了相同的努力。在每个环境类别中,不可观测努力变量为:

$$\prod_{i,j}^m = \begin{cases} 1, & \text{若个体 } i \text{ 属于第 } m \text{ 个类别第 } j \text{ 个分位} \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (6)$$

其中, i 为样本个体, m 为环境类别, j 为类别内相对分位。

第三步, 将式(6)中所有变量信息进行汇总堆栈, 生成 5 个虚拟变量, 并将其作为个体不可观测努力的代理变量:

$$\prod_{i,j} = \begin{cases} 1, & \text{若个体 } i \text{ 属于第 } j \text{ 个分位, } j = 1, \dots, 5 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (7)$$

2. 过滤环境和努力的相关性

本文借鉴 Carpantier 和 Sapata(2013)的残差提取方法, 利用残差剔除努力变量中的环境影响, 以期获得“净努力”变量。参照式(2)构建个体努力的决定方程, 其中被解释变量 E 为所有可测努力变量和不可测努力变量, 解释变量 C 为环境变量向量, 残差 v 的估计值就是过滤掉环境影响的“净努力”。此时, 用“净努力”替换式(1)中的努力变量, 高中教育机会获得的决定方程更新为:

$$P = f(C, \hat{e}, u) \quad (8)$$

其中, 若努力变量是连续变量, 则构建线性回归方程, 运用普通最小二乘法求取残差估计值; 若努力变量是虚拟变量, 则构建 Probit 回归模型, 并使用广义残差替换无法直接获取的 Probit 模型残差项(Gourieroux et al., 2013), 公式如下:

$$\hat{v} = \frac{\Omega(\alpha C)}{\Phi(\alpha C) [1 - \Phi(\alpha C)]} [E - \Phi(\alpha C)] \quad (9)$$

其中, $\Omega(\cdot)$ 与 $\Phi(\cdot)$ 分别表示标准正态分布的概率密度函数与累积分布函数。

3. 对不可观测环境的识别

Björklund 等(2012)指出, 在识别了不可观测努力并求取“净努力”之后, 可以认为式(8)中的残差项 u 中还存在着两类决定教育获得的因素: 不可观测环境与运气。其中, 运气属于环境无涉因素, 在不同组别间随机分布, 即组别内部与组别之间均同质, 不会影响事先法在划分环境组别中的应用。但不可观测环境因素可能存在组内异质等情形, 不仅导致残差项 u 存在异方差问题, 而且使得机会不平等测度结果被低估。为识别不可观测环境变量, 本文借鉴 Björklund 等(2012)的两步法实现残差项中不可观测环境与环境无涉因素的拆解, 具体步骤如下。

第一步, 利用不可观测努力识别过程中的环境组别划分, 在每个组别内部进行教育获得决定方程的估计。若组别设为 n , 则式(2)可改写为:

$$P^n = f(C^n, \hat{e}^n, u^n) \quad (10)$$

此时, C^n 与 u^n 分别表示某一组别中的环境向量和残差项, 且同一组别内的残差项是同质的。基于广义残差, 可以计算每个组别中残差项的方差估计值 $\hat{\sigma}_n^2$ 。将每个组别样本占全样本的比重定义为 λ_n , 将其与各组方差相乘求和, 可以得到总体方差 $\sigma^2 = \sum_{n=1}^n \lambda_n \hat{\sigma}_n^2$ 。由于总体方差在各组中呈现同方差性, 构造不同组别的方差权重为 $(1/\sum_{n=1}^n \lambda_n \hat{\sigma}_n^2)^{\frac{1}{2}}$ 。

第二步, 若将组别方差权重指数定义为 g , 则全样本残差项 u 可分解为:

$$u = u/g\hat{\sigma}_n^2 + (u - u/g\hat{\sigma}_n^2) \quad (11)$$

其中 $u/g\hat{\sigma}_n^2$ 即为不同组间同方差的部分, 在环境组别间分布相同, 可以视为运气, 无需处理; $(u - u/g\hat{\sigma}_n^2)$ 即为剔除同方差后的异方差部分, 可以视为“不可观测环境”, 需纳入高中教育获得的概率估计以及机会不平等测度中。

(三) 相对贡献的分解

为了进一步拓展分析高中教育获得机会不平等中不同环境因素的重要程度, 以及结果不平等中环境和努力的相对贡献, 还需要对高中教育获得的机会不平等指数和整个高中教育获得结果不平等进行分解。本文将利用基于回归的 Shapley 分解法实现如上目标。

1. 机会不平等中各环境变量的重要程度

Shorrocks(2013)提出基于回归的 Shapley 法, 本文运用该方法对某环境变量对高中教育获得机会不平等的贡献进行分解。第一步, 将所有环境变量的组合纳入高中教育获得决定方程, 由此求得个人接受高中教育概率的拟合值(\hat{P})所对应的机会不平等程度(IOP), 它是由纳入回归的全部环境变量集 C 决定的。第二步, 将某个环境变量从组合中剔除, 并通过对比不同组合间的差距以分解该环境变量的贡献程度。

以某一环境变量 C_k 为例。若要计算 C_k 对高中教育机会不平等的贡献程度, 则将该变量从环境变量组合中剔除并计算剔除前后测算的机会不平等程度, 二者差值即为 C_k 对于机会不平等生成的第一轮边际贡献。接下来, 第一轮剔除 C_k 之外的任一环境变量并在第二轮剔除 C_k , 则第一轮与第二轮计算的机会不平等之差即为 C_k 对于机会不平等生成的第二轮边际贡献。以此类推, 计算 C_k 在所有可能排列组合中的边际贡献, 我们将其均值定义为该环境变量对高等教育机会不平等的贡献程度。由于最后对所有边际贡献进行了平均化处理, 所以通过 Shapley 法分解的环境变量贡献度不受环境变量被剔除顺序的影响(朱红, 2021)。

2. 结果不平等中环境和努力的相对贡献

在“环境—努力”二元分析框架中, 努力程度作为影响个体社会成就的核

心解释变量,与环境因素共同作用,决定了个体在高中阶段教育分轨中的教育结果。为回答个体努力在多大程度上能够缓解外部环境导致的教育不平等,有必要衡量努力和环境在高中教育获得中的相对贡献。本文选取两种努力变量的衡量标准:其一, Roemer(1998)认为努力会受到环境的影响,需要按照改进的参数测度法对努力变量和环境变量的相关性问题进行处理。其二, Barry(2005)认为努力完全源于个体的自由意志,努力程度高低与外部的社会或家庭等环境无涉。基于改进的参数测度法中对不可观测变量的识别, Roemer 情境下高中阶段教育获得的回归方程即在式(8)中纳入不可观测环境, Barry 情境下的回归方程即在式(1)中纳入不可观测环境。

依据 Shapley 法分解思路,将所有环境变量与努力变量纳入高中教育获得的决定方程。由于高中教育数量获得和质量获得均为二元变量,故采用 Logit 模型测算出显示模型拟合优度的判决系数,然后通过逐步剔除自变量进行分解,以观察拟合优度的变化,其变化幅度越大,说明该因素对高中教育获得的边际贡献率越高(陈纯瑾和邳庭瑾, 2021)。最后,分别加总可测环境和不可测环境、可测努力和不可测努力的贡献率,即获得结果不平等中环境和努力的相对贡献。

三、数据来源与变量说明

(一)数据来源

本文采用“中国劳动力动态调查”(CLDS)2018年的劳动力个体数据集作为样本。该调查由中山大学社会调查中心主持,采用多阶段、多层次与劳动力规模成比例的概率抽样方法,对村/居社会的社会结构、家庭和劳动力个体的变化情况进行系统考察,为本研究提供了丰富的个体努力、环境及教育成就等方面的数据。

在样本筛选中,由于高中阶段的教育分轨建立在义务教育完成的基础上,所以本文将样本对象限定为最低具有初中学历的个体。同时,考虑到在不可观测努力的识别环节中需要使用个体的最高教育程度,本文将样本个体的出生时间限制在1995年及之前。此时的个体绝大部分已经完成学校教育,对于少量正在接受研究生层级教育的个体则按照标准转化为最高教育年限19年。^①最后,

^① 本文教育程度变量由学历转化为年限的方式:未上过学=0,小学/私塾=6,初中=9,普通高中/职业高中/技校/中专=12,大专=15,大学本科=16,研究生=19。也有部分研究区分硕士研究生(19年)与博士研究生(21或22年)。另外,拥有博士研究生学历个体极少,故而统一按照研究生类别处理。

删除样本量较少的 1955 前出生个体和关键变量信息缺失异常的个体，共得到有效样本 7646 个。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

高中阶段教育机会获得包括两个部分：高中教育数量获得和高中教育质量获得。第一部分被解释变量用于区分初中升学机会，将初中毕业且进入高中阶段学习记为 1，初中毕业但未进入高中阶段学习记为 0。第二部分被解释变量用于区分高中教育内部的普职分流，将进入高中阶段学习且进入普通高中记为 1，进入职业高中、技术学校和中等专业学校记为 0。

2. 环境变量

综合国内外对机会不平等测量的相关研究和 CLDS2018 年数据库的特点，本文选取三类可观测环境变量：

(1) 宏观环境，主要包括居住地区和城乡户籍两个变量。根据国家三大经济带的划分，将全国划分为东部、中部、西部，并以西部为参照组构造两个虚拟变量。根据个体出生时的户口性质，将城乡户籍划分为城镇户籍(赋值为 1)和农村户籍(赋值为 0)

(2) 家庭特征，主要包括家庭的文化资本和经济资本。由于该微观数据库中父母职业变量缺失严重，本文采用个体 14 岁时的父母教育程度和家庭社会层级对家庭环境进行衡量。其中，父母不同阶段的教育程度进行教育年限的转化；家庭社会层级在[1, 10]范围内取值，取值越高代表家庭社会经济地位越占据优势地位，视作连续变量。

(3) 个体特征，主要设定性别和独生子女两个虚拟变量。其中，性别分为男性(赋值为 1)与女性(赋值为 0)；是否为独生子女呈现了家庭内兄弟姐妹的数量，分为独生子女(赋值为 1)与非独生子女(赋值为 0)。

不可观测环境变量则通过方差分解方法进行识别，并与本文选取的三类可测环境变量共同纳入到高中教育获得机会不平等的生成过程。

3. 努力变量

鉴于学龄期个体努力程度在微观数据中存在三个含义相近的题项^①，本文通过主成分分析法对其进行因子降维，以缓解题项之间的共线性。最终，按照特征值大于 1 的标准，提取了一个成分作为可观测努力的代理变量

^① 问卷中对个体 14 岁时在校学习状况的询问可以被用于识别学生努力程度，分别是“就算身体有点不舒服，或者有其他理由可以留在家里，我仍然会尽量去上学”“就算是不喜欢的功课，我也会尽全力去做”“就算功课需要花好长时间才能做完，我仍然会不断地尽力去做”。

(KMO 统计量=0.718, 提取载荷平方和为 77.27%, 特征值=2.318)。

不可观测努力则通过构建环境组别内个体教育程度相对分位哑变量进行识别, 并以 5 个虚拟变量的形式纳入回归中, 将其命名为努力 1、努力 2、努力 3、努力 4 和努力 5。

4. 控制变量

由于高中分轨体现为我国学制体系中的“初高衔接”, 初中的类型和等级将对高中阶段教育筛选发挥重要作用。问卷将受访个体的初中就读学校等级设定为“省/直辖市重点中学”“县、市级重点中学”“区、乡/镇重点中学”“非重点中学”和“不分重点非重点”五类, 本研究在回归中将其转化为四个虚拟变量。考虑到地区和户籍变量无法穷尽教育政策等宏观层面因素对微观个体的影响, 所以还加入了省份固定效应和时间固定效应。事实上, 无论是初中类型, 还是省份和时间固定效应, 都可以视为一种特殊的环境变量。所以, 控制变量仅用于基准回归中剔除扰动因素的干涉, 以期实现可测环境变量和可测努力变量更准确的参数估计。而在机会不平等测度环节中, 这些控制变量将被处理纳入不可测变量中并作用于机会不平等生成和相对贡献拆解中。

四、实证分析结果

(一) 基准回归结果

由于被解释变量为二元变量, 本文首先采用 Logit 回归, 分别对高中教育数量获得和高中教育质量获得的决定模型进行估计, 其结果如表 1 和表 2 所示。

在高中教育数量获得的基准回归结果中(表 1), 模型 1-1 报告了式(1)的估计结果, 模型 1-2 在其基础上纳入改进参数测度法所识别出的不可观测努力和不可观测环境。对观测努力变量中环境影响进行过滤后, 模型 1-3 将可观测净努力变量带入回归方程, 模型 1-4 和模型 1-5 则逐步纳入初中学校等级和省份及时间固定效应。

综合 5 个回归分析的结果可知, 各环境变量和努力变量的回归系数在方向、数值和显著性上均大致相同, 反映出相应变量对高中教育数量获得的影响较为稳健。以基础模型 1-1 为例, 宏观层面的户籍变量和东部地区变量在 1% 水平上显著, 城市和东部学生在教育资源分配中占据明显优势地位, 其中城市学生进入高中教育的概率高达农村学生的 $2.192(e^{0.7849})$ 倍。这说明, 地区间经济社会发展水平的不均衡会通过教育资源配置等渠道的传导, 加剧高中教育机会获得的不平等程度(魏延志, 2013)。在家庭变量中, 父母受教育

程度和家庭经济地位对子女高中教育数量获得的正向影响具有1%水平的显著性,说明优越的家庭子代可以凭借家庭辅导和资源投入取得更好的学业表现。考察变量的回归系数,父母教育程度的回归系数高于家庭经济地位的回归系数,表现为高学历父母更会正向影响子女的高中教育数量获得。对此,王伟宜和刘秀娟(2016)指出,以父母教育程度为代表的父母文化资本可以通过良好家庭习惯和家庭教育期待等渠道在父代与子代间发挥重要的教育传递作用。在个人特征方面,男孩和独生子女往往在传统教育环境中得到家庭资源的倾注,享有更强的教育代际继承性(赵媛等,2022),进而获得“上高中”的机会优势。

表1 高中教育数量获得的基准回归结果

变量	模型 1-1	模型 1-2	模型 1-3	模型 1-4	模型 1-5
城乡	0.7849*** (0.0685)	0.3771*** (0.1225)	1.3765*** (0.0982)	1.3199*** (0.1000)	1.9856*** (0.1191)
东部	0.1526** (0.0754)	1.4257*** (0.1425)	0.2139** (0.0987)	0.2232** (0.0998)	1.7993*** (0.4568)
中部	-0.1192 (0.0854)	0.4330*** (0.1562)	-0.1444 (0.1133)	-0.1596 (0.1145)	1.1433*** (0.4202)
父亲教育程度	0.1134*** (0.0095)	0.1347*** (0.0172)	0.1772*** (0.0129)	0.1706*** (0.0130)	0.1271*** (0.0141)
母亲教育程度	0.1420*** (0.0090)	0.1258*** (0.0163)	0.2411*** (0.0132)	0.2407*** (0.0134)	0.1896*** (0.0145)
家庭经济地位	0.0935*** (0.0174)	0.0787** (0.0318)	0.1175*** (0.0243)	0.1183*** (0.0245)	0.1550*** (0.0274)
性别	0.1016* (0.0598)	0.2004* (0.1083)	0.1880** (0.0781)	0.2077*** (0.0789)	0.4356*** (0.0859)
独生子女	0.8474*** (0.0858)	0.6985*** (0.1686)	1.4083*** (0.1288)	1.3757*** (0.1300)	0.9921*** (0.1509)
可观测努力	0.1059*** (0.0207)	0.0466 (0.0412)			
可观测净努力			0.1883*** (0.0305)	0.1874*** (0.0308)	0.2310*** (0.0339)
不可观测努力		√	√	√	√

续表					
变量	模型 1-1	模型 1-2	模型 1-3	模型 1-4	模型 1-5
不可观测环境		√	√	√	√
初中等级				√	√
省份固定效应					√
时间固定效应					√
常数项	-3.3956*** (0.1268)	-0.9376*** (0.2399)	-5.3224*** (0.1885)	-4.9296*** (0.5220)	-7.8428*** (0.8379)
观测值	7646	4588	7646	7646	7646
Pseudo R ²	0.2093	0.6257	0.4980	0.5048	0.5627

注:***, $p < 0.01$; **, $p < 0.05$; *, $p < 0.1$; 括号中为标准误。

同时,随着不可观测变量与控制变量的加入,高中教育数量获得的方程拟合效果得到明显提高,模型 1-5 中的 Pseudo R² 达到了 0.5627。需注意,模型 1-2 在纳入不可观测努力和不可观测环境后观测值仅为 4588,其原因主要是方程中的观测环境多是虚拟变量,极易与 5 个不可观测努力变量发生严重共线,这在导致 Logit 回归中的样本损失的同时,也使得 Pseudo R² 呈现骤然提高的偏估。

表 2 高中教育质量获得的基准回归结果

变量	模型 2-1	模型 2-2	模型 2-3	模型 2-4	模型 2-5
城乡	0.2938*** (0.1017)	0.4368* (0.2262)	0.6319*** (0.2015)	0.5843*** (0.2037)	0.9701*** (0.2471)
东部	-0.0369 (0.1207)	1.1562*** (0.2699)	0.1750 (0.2348)	0.1842 (0.2383)	-0.4677 (1.2308)
中部	-0.0070 (0.1376)	0.1244 (0.2971)	-0.2912 (0.2681)	-0.2975 (0.2705)	-1.1936 (1.2162)
父亲教育程度	0.0404*** (0.0148)	0.0568* (0.0333)	0.0953*** (0.0315)	0.0923*** (0.0316)	0.0779** (0.0342)
母亲教育程度	0.0321** (0.0140)	0.0354 (0.0330)	0.1273*** (0.0309)	0.1243*** (0.0312)	0.1174*** (0.0349)
家庭经济地位	0.1314*** (0.0286)	0.2461*** (0.0661)	0.2421*** (0.0604)	0.2310*** (0.0608)	0.2632*** (0.0672)

续表

变量	模型 2-1	模型 2-2	模型 2-3	模型 2-4	模型 2-5
性别	0.0438 (0.0931)	0.1352 (0.1972)	-0.1769 (0.1745)	-0.1541 (0.1754)	-0.0327 (0.1939)
独生子女	0.7023*** (0.1159)	0.9960*** (0.2617)	1.5814*** (0.2376)	1.5707*** (0.2388)	1.4167*** (0.2850)
可观测努力	0.1038*** (0.0343)	0.1854** (0.0820)			
可观测净努力			0.1627** (0.0740)	0.1562** (0.0741)	0.1865** (0.0832)
不可观测努力		√	√	√	√
不可观测环境		√	√	√	√
初中等级				√	√
省份固定效应					√
时间固定效应					√
常数项	-1.3471*** (0.2089)	-1.2682*** (0.4571)	-3.4176*** (0.4419)	-1.6723* (0.9145)	-0.3081 (2.1071)
观测值	2121	2121	2121	2121	2121
Pseudo R ²	0.0580	0.7316	0.6582	0.6607	0.6910

注：***, $p < 0.01$; **, $p < 0.05$; *, $p < 0.1$; 括号中为标准误。

高中教育质量获得的回归模型(表 2)设定与高中教育数量获得相同。与高中教育数量获得相比,在高中教育质量获得中,东部地区变量的系数大幅下降并且在多个模型中不再显著。这说明东部地区虽然具有较高的经济发展水平和教育事业财政投入,但是在高中教育质量获得中并不享有明显优势。可能的解释在于,高中教育质量获得所指代的普职分流会严格受限于各省市的强制性教育政策,这一政策阻碍了自然、自由的分流形态(朱新卓和赵宽宽, 2020),进而导致普通教育和职业教育在东中西部均呈现大体相当的招生规模。以东部浙江省为例,该省在 2008 年明确规定:“教育强县必须做到中职招生比例不低于 50%的要求。”

另外,高中教育质量获得中的家庭经济地位回归系数也明显变大。以模型 2-1 为例,随着家庭经济地位上升一个层级,其子代进入普通高中的概率会上升 14.04%($e^{0.1314} - 1$),即说明家庭经济资本在普通高中入学机会的获取

中发挥关键作用。被称为影子教育的课外补习是家庭经济收入影响教育结果的重要路径，基于 PISA 数据的实证研究印证了影子教育支出对学习成就的正向效应(胡咏梅等，2015)。

个人特征中的性别变量也呈现出不一样的影响，特别是男性学生的优势地位不再显著。这表明高中教育质量获得中男女不平等现象逐渐消失，这在以普通高中作为主要升学来源的高等教育入学情况中也得到证明。根据《中国妇女发展纲要(2011—2020)》，女性平等接受高等教育得到有力保障，在高等教育本专科以及研究生中女性占比均已超过男性。

(二)教育机会不平等的测度与分解

通过式(5)的估计方法与 Shapley 分解法，本研究对高中教育双重分轨中的机会不平等指数进行测度，并计算各环境变量的贡献程度。表 3 给出机会不平等指数(IOP)的估算结果，模型 3 和模型 5 为高中教育数量获得和质量获得的机会不平等指数，模型 4 和模型 6 分别在此基础上纳入了不可测环境变量。

表 3 高中教育数量/质量获得中的机会不平等指数

变量	高中教育数量获得		高中教育质量获得	
	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
IOP	0.3465 (0.0064)	0.4764 (0.0068)	0.2233 (0.0074)	0.2576 (0.0087)
城乡	0.0670 (19.52%)	0.0627 (13.38%)	0.0484 (21.65%)	0.0405 (15.85%)
居住区域	0.0171 (4.97%)	0.0147 (3.13%)	0.0046 (2.05%)	0.0040 (1.55%)
父母教育程度	0.1930 (56.26%)	0.1783 (38.05%)	0.0711 (31.82%)	0.0590 (23.12%)
家庭经济地位	0.0187 (5.45%)	0.0163 (3.47%)	0.0305 (13.63%)	0.0270 (10.56%)
性别	0.0049 (1.42%)	0.0044 (0.93%)	0.0018 (0.79%)	0.0016 (0.62%)
独生子女	0.0424 (12.37%)	0.0416 (8.87%)	0.0672 (30.06%)	0.0578 (22.62%)
不可观测环境		0.1507 (32.16%)		0.0656 (25.72%)
观测值	7646	7646	2121	2121

注：IOP 一行中括号内数值为机会不平等的 Bootstrap(1000)标准误；城乡及之后各行中括号内百分数为该环境要素对机会不平等的贡献百分比。

考察基于可观测环境变量的高中教育数量获得,其机会不平等指数为0.3465,在加入不可观测环境后上升为0.4764,即整体而言,在高中教育数量获得中47.64%的不平等可以归因于环境因素。在所有可观测环境变量中,父母教育程度对高中教育数量获得的机会不平等贡献最高,其次是城乡户籍、独生子女、家庭经济地位、居住区域和性别。

在高中教育质量获得中,加入不可观测环境后,机会不平等指数由0.2233上升为0.2576。由于高中教育质量获得是建立在数量获得基础上的第二次分轨,这反映环境在影响“上高中”中发挥效应之后,在“上普通高中”中继续贡献25.76%的影响。根据Shapley法对可观测环境的分解结果,父母教育程度在机会不平等生成中贡献最高,其次是独生子女、城乡户籍、家庭经济地位、居住区域和性别。

总体来看,个体特征对机会不平等的贡献低于宏观制度因素与微观家庭因素的贡献,而其中又以父母教育程度代表的家庭文化因素的贡献相对最高,在回归分析的基础上再次印证了父母文化资本在教育代际传递中的关键作用。另外,在两种高中教育分轨中,不可观测环境的贡献程度在1/4到1/3之间,说明外部环境 with 个体教育获得存在隐性联系,未观测到的环境因素对高中阶段教育分轨产生重要影响。

(三)环境对努力的影响以及相对贡献

基于Roemer情境,个体努力程度高低与外部环境高度相关。为测算环境变量对努力变量的影响,将可观测努力和不可观测努力逐一回归到各环境变量,估计结果见表4。其中,虚拟变量形式的努力1—努力5,采用Logit回归;观测努力变量则采用OLS回归。

表4 环境因素对努力的影响

变量	努力1	努力2	努力3	努力4	努力5	观测努力
城乡	-0.7791*** (0.0926)	-0.9653*** (0.0978)	-0.3749*** (0.0827)	0.5541*** (0.0708)	0.9163*** (0.0751)	0.0686 (0.0439)
东部	0.2043*** (0.0736)	0.2135*** (0.0738)	0.1285* (0.0728)	-0.0588 (0.0726)	-0.5806*** (0.0837)	0.0121 (0.0422)
中部	0.0829 (0.0809)	0.0911 (0.0810)	0.0634 (0.0799)	-0.0342 (0.0798)	-0.3396*** (0.0919)	-0.0694 (0.0464)
父亲教育程度	-0.0291*** (0.0088)	-0.0189** (0.0087)	-0.0257*** (0.0087)	-0.0001 (0.0088)	0.1128*** (0.0110)	0.0015 (0.0051)

续表

变量	努力 1	努力 2	努力 3	努力 4	努力 5	观测努力
母亲教育程度	-0.0483*** (0.0094)	-0.0560*** (0.0094)	-0.0376*** (0.0092)	0.0087 (0.0089)	0.1360*** (0.0103)	-0.0050 (0.0052)
家庭经济地位	-0.0769*** (0.0171)	-0.0525*** (0.0171)	0.0170 (0.0170)	0.0340** (0.0171)	0.1138*** (0.0202)	0.0327*** (0.0099)
性别	-0.0168 (0.0592)	-0.0714 (0.0593)	-0.1043* (0.0584)	0.1478** (0.0584)	0.0260 (0.0670)	-0.2617*** (0.0339)
独生子女	-0.3914*** (0.1142)	-0.5883*** (0.1223)	-0.4579*** (0.1106)	-0.2957*** (0.0950)	1.0613*** (0.0894)	0.0523 (0.0543)
不可观测环境 常数项	√ -0.5898*** (0.1084)	√ -0.6758*** (0.1089)	√ -1.0601*** (0.1092)	√ -1.7464*** (0.1125)	√ -3.7332*** (0.1465)	√ 0.0784 (0.0642)
观测值	7646	7646	7646	7646	7646	7646
$Pseudo R^2/R^2$	0.0473	0.0544	0.0205	0.0122	0.2328	0.0112

注:***, $p < 0.01$; **, $p < 0.05$; *, $p < 0.1$; 括号内为标准误。

由表 4 中的回归分析结果可知, 宏观制度、微观家庭和个体特征等环境因素对个人努力表现具有较为显著的影响。总体而言, 拥有城市户籍、居住在中西部地区、父母受教育水平较高、家庭经济条件占优、女性及独生子女在学习中往往投入更多努力。这与张楠等(2020)基于 CEPS 数据库测度基础教育中环境对学生努力影响情况的结论相符。需注意, 由于努力 1—努力 5 是构建在个体教育程度相对分位上的虚拟变量, 所以较低分位中的努力 1、努力 2 和努力 3 与较高分位中的努力 4 和努力 5 在关键环境变量上的估计系数方向不同, 但均反映出优势环境条件对努力行为的正向影响。

为进一步衡量环境和努力的相互关系, 本文进一步采用 Shapley 分解方法对高中教育数量获得和高中教育质量获得的结果不平等进行分解, 得到环境和努力的相对贡献程度。表 5 汇报了两种情境下环境和努力的分解结果。

根据全样本的分解结果显示, 无论是用数量或质量衡量高中教育获得, 还是在 Roemer 情境或 Barry 情境下, 环境贡献度基本远超过努力贡献度。这反映了在高中阶段教育分轨中, 教育环境和外部资源的重要性更甚于个人努力。此外, 在 Barry 情境中, 努力对高中教育数量获得的贡献超过了 50% 的边界, 说明了刻苦学习方式在一定程度上能够抵消教育资源匮乏的影响。但同时, 其与 Roemer 情境下努力贡献的差值约为 30%, 可以认为在高中教

育的数量获得中,努力变量大概有30%的贡献来自于环境的间接影响。考察高中教育质量获得中两种情境的贡献差距,则发现努力变量约有17%的贡献被环境所解释,这也印证了表4中努力程度受制于环境好坏的回归结论。

为进一步明晰两种情境下高中教育数量获得中的努力贡献比例差异较大的原因,本文借鉴张楠等(2020)和史新杰等(2022)的研究思路,对城市和农村分样本进行分解(见表5)。结果显示,Barry情境中努力贡献比例高于环境的结果主要体现在农村样本中,而城市样本的Barry情境估计结果仍显示环境贡献比例要高于努力。对此,本文从两个角度进行解释。第一,作为高中教育数量获得机会不平等的主要源泉,家庭背景在农村内部的阶层分化程度较为轻微,进而导致与城市相比,农村样本在高中教育数量获得机会不平等中环境贡献比例显著降低。这与程永宏(2007)、段景辉和陈建宝(2010)对家庭经济差距的研究结果相符,即在城镇化的背景下,城市内部收入差距是全国总体收入不平等的主要贡献因素,甚至要比城乡间收入差距的贡献更大。第二,农村样本在公共教育资源配置和家庭人力资本投入方面均处于弱势地位(李玉青,2022),而在缺乏优质教育的环境下,努力的重要性会增加,张楠等(2020)将其描述为“贫瘠的公平”。

表5 环境与努力的相对贡献分解结果(单位:%)

	高中教育数量获得		高中教育质量获得	
	环境	努力	环境	努力
全样本				
Roemer 情境	81.55	18.45	83.84	16.16
Barry 情境	49.13	50.87	67.00	33.00
城市				
Roemer 情境	70.61	29.39	82.63	17.37
Barry 情境	66.81	33.19	71.11	28.89
农村				
Roemer 情境	74.12	25.88	83.59	16.41
Barry 情境	42.57	57.43	64.08	35.92

五、结论与建议

消除教育发展中的机会不平等是解决个体未来收入差距过大并进而实现共同富裕的前提和关键。本文依托Roemer的“环境—努力”二元分析框架,利用2018年中国劳动力动态调查数据,采用改进的事先测度法对高中阶段教育数量

和质量分轨中的机会不平等进行研究,并利用 Shapley 分解方法估算了机会不平等中不同环境因素的重要性和结果不平等中努力与环境的相对贡献。研究结论如下:其一,在我国高中教育分轨中存在着明显的机会不平等问题,纳入不可测环境的高中教育数量与质量获得机会不平等分别达到 47.64%和 25.76%,外部环境在高中教育双重分轨中的影响呈现累积态势;其二,在机会不平等生成源泉方面,以父母教育程度和家庭经济地位为代表的微观家庭类因素贡献度最大,影响程度在纳入不可测环境后仍高于 1/3,说明在文化或经济方面占据优势的家庭能够提供教育辅导、理性期望和物质条件等要素,更好地帮助子代越过中考分水岭;其三,从环境和努力的相对贡献发现,努力因素对高中教育获得结果的作用程度一般低于环境因素,且鉴于努力会传递外部环境的间接影响,较低收入家庭子女通过努力来消解教育结果不平等较为困难。

基于研究发现,本文提出如下启示。

第一,鉴于宏观地区背景在个体获取高中教育机会中的重要作用,亟需优化区域间教育资源配置,为农村和中西部教育基础薄弱地区提供更多的公共教育资源,进而缩小城乡和地区间的教育事业发展差距。具体举措包括:通过体制机制创新和教育财政保障,提升对高中教育的管理层级和重视力度,在坚持高中教育省级统筹和公共属性的基础上,加强地市级政府对高中教育发展的支持和保障;充分发挥脱贫攻坚中教育帮扶这一政策工具的有力作用,打造县域普通高中结对帮扶和边境地区教育结对帮扶等多层次的帮扶机制,不断提升教育基础薄弱县办学水平;实施县中教育标准化建设工作,着力补齐县中硬件设施短板和优秀人才短板,避免城市化和“高考锦标赛”背景下的部分县中陷入优质教师资源和学生资源双重流失的“县中塌陷”困境。

第二,规范并限制课外补习在教育发挥社会再生产功能和家庭优势资本代际传递中的推波助澜作用,促进高中教育机会在不同家庭背景学生间的合理分配。根据本文研究结果,家庭的经济文化资本能够显著影响子女的高中教育获得情况,这也是高中数量和质量获得机会不平等的主要源泉。亦有研究指出,课外补习是家庭资本对高中教育获得的重要影响渠道,并阻碍了社会阶层的流动(赵阳和薛海平,2021)。对此,需要继续落实“双减”政策,通过整治义务教育阶段补习乱象、深化高中综合招生录取模式改革等措施,缓解学生家长在中考分流前期阶段的焦虑情绪,避免恶性、过度的学业互竞,修复教育的育人生态和公平属性。

第三,打破普职壁垒,建构普职融合贯通、中职升入高等教育渠道畅通的教育体制机制。“大体相当”的中考招生政策强制性规定仅有一半左右的学生具有升读普高的资格,这就使得处境不利家庭的子女有更大概率分流进入

职业教育。而在经济产业结构转型和高等教育扩招的宏观背景下，普、职双轨格局中的职业教育明显遇冷，普职分流事实上成了阶层分化和机会不平等的生成渠道之一。鉴于此，可以尝试由各地区在综合评判区域经济水平、产业结构、民众教育诉求等因素的情况下自主确定普职比例，并继续探索完善职业教育贯通培养模式，统筹推进职业教育与普通教育协调发展，提高职业教育质量和吸引力，最终形成适应社会经济发展、体现教育平等理念的现代职业教育体系。

[参考文献]

- 陈纯槿、邴庭瑾，2021：《教育能缓解城市流动人口相对贫困吗——基于中国五大城市群的经验证据》，《教育研究》第4期。
- 程永宏，2007：《改革以来全国总体基尼系数的演变及其城乡分解》，《中国社会科学》第4期。
- 段景辉、陈建宝，2010：《基于家庭收入分布的地区基尼系数的测算及其城乡分解》，《世界经济》第1期。
- 高和荣、陈凤娟，2022：《残障人教育机会不平等影响因素及测度——基于J省的实证分析》，《济南大学学报(社会科学版)》第4期。
- 郭书剑、王建华，2018：《寒门贵子：高等教育中精英主义与平等主义的冲突》，《高等教育研究》第10期。
- 胡咏梅、范文凤、丁维莉，2015：《影子教育是否扩大教育结果的不均等——基于PISA 2012上海数据的经验研究》，《北京大学教育评论》第3期。
- 江求川、任洁，2020：《教育机会不平等：来自CEPS的新证据》，《南开经济研究》第4期。
- 靳振忠、王亮、严斌剑，2018：《高等教育获得的机会不平等：测度与分解》，《经济评论》第4期。
- 雷欣、贾亚丽、龚锋，2018：《机会不平等的衡量：参数测度法的应用与改进》，《统计研究》第4期。
- 李莹、吕光明，2018：《我国城镇居民收入分配机会不平等因何而生》，《统计研究》第9期。
- 李春玲，2014：《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。
- 李玉青，2022：《家庭社会经济地位与初中生非认知能力发展》，《教育经济评论》第3期。
- 刘波、胡宗义、龚志民，2020：《中国收入差距中的机会不平等再测度——基于“环境—能力—收入”的新思路》，《南开经济研究》第4期。
- 罗楚亮、汪鲸，2021：《家庭背景、高中质量与高等教育机会差异》，《宏观质量研究》第4期。
- 史新杰、李实、陈天之、方师乐，2022：《机会公平视角的共同富裕——来自低收入群体

- 的实证研究》，《经济研究》第 9 期。
- 田北海、王珂，2017：《累积的教育质量不平等：基于重点学校入学资格的视角》，《学习与实践》第 5 期。
- 王伟宜、刘秀娟，2016：《家庭文化资本对大学生学习投入影响的实证研究》，《高等教育研究》第 4 期。
- 魏延志，2013：《地区经济社会发展水平与城市居民教育不平等(1978—2006)——基于 CGSS2006 的多层线性模型的分析》，《青年研究》第 2 期。
- 吴愈晓，2013：《教育分流体制与中国的教育分层(1978—2008)》，《社会学研究》第 4 期。
- 张楠、林嘉彬、李建军，2020：《基础教育机会不平等研究》，《中国工业经济》第 8 期。
- 赵阳、薛海平，2021：《参加课外补习有助于中考升学吗——基于 CFPS2010—2018 追踪数据的实证分析》，《湖南师范大学教育科学学报》第 1 期。
- 赵媛、唐安琪、吴沁宇，2022：《家庭资本对我国教育代际流动性性别差异的影响——基于 CGSS2017 年数据》，《江苏高教》第 12 期。
- 朱红，2021：《基于经济不等的机会不平等测度方法评估与比较》，《统计与决策》第 1 期。
- 朱新卓、赵宽宽，2020：《我国高中阶段普职规模大体相当政策的反思与变革》，《中国教育学刊》第 7 期。
- Barry, B. , 2005, *Why Social Justice Matters*, Cambridge: Polity Press.
- Björklund, A. et al. , 2012, “Equality of Opportunity and The Distribution of Long-Run Income in Sweden”, *Social Choice and Welfare*, 39(2): 675-696.
- Bourguignon, F. et al. , 2013, “Inequality of Opportunity in Brazil: A Corrigendum”, *Review of Income and Wealth*, (3): 551-555.
- Carpantier, J. F, and Sapata, C. , 2013, “An Ex-Post View of Inequality of Opportunity in France and Its Regions”, *Journal of Labor Research*, 34(3): 281-311.
- Chávez-Juárez, F. W. and Soloaga, I. , 2013, “Scale vs. Translation Invariant Measures of Inequality of Opportunity When the Outcome is Binary”, *IARIW-IBGE Conference on Income, Wealth and Well-Being in Latin America*, Rio de Janeiro, Brazil.
- Cecchi, D. and Peragine, V. , 2010, “Inequality of Opportunity in Italy”, *The Journal of Economic Inequality*, 8(4): 429-450.
- Donni, P. L. et al. , 2015, “Empirical Definition of Social Types in the Analysis of Inequality of Opportunity: A Latent Classes Approach”, *Social Choice and Welfare*, 44(3): 673-701.
- Ferreira, F. H. G. and Gignoux, J. , 2011, “The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and Application to Latin America”, *Review of Income and Wealth*, 4: 622-657.
- Fleurbaey, M. and Peragine, V. , 2013, “Ex Ante Versus Ex Post Equality of Opportunity”, *Economica*, 317: 118-130.
- Gourieroux, C. et al. , 1987, “Generalized Residuals”, *Journal of Econometrics*, 34(1-2): 5-32.

- Roemer, J. E. and Trannoy, A., 2016, "Equality of Opportunity: Theory and Measurement", *Journal of Economic Literature*, 54(4): 1288.
- Roemer, J. E., 1998, *Equality of Opportunity*, Cambridge: Harvard University Press.
- Shorrocks, A. F., 2013, "Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based On the Shapley Value", *Journal of Economic Inequality*, 11(1): 99-126.

Measuring Inequality of Opportunities in High School in a Split-Track Perspective: An Improved Exante Parametric Measure

SUN Jun-Hua¹, WAN Yang¹, JIANG Zhe-Han²

(1. Institute of Education, Nanjing University; 2. Health Science Center, Peking University)

Abstract: The dual-track system in secondary education is a key aspect of educational stratification in China. Investigating the degree of inequality of opportunities created by this mechanism would provide empirical evidence for addressing important issues such as intergenerational transmission and the achievement of common prosperity goals. Using data from the China Labor Force Dynamics Survey (CLDS) 2018, this paper measures the opportunities inequality of quantitative and qualitative access to high school education in China through an improved ex-ante parametric measure based on an "environment-effort" binary analysis framework, decomposes the importance of each environmental factor in inequality of opportunity and explores the relative contribution of individual effort to inequality of outcomes. The results show that the inequality of opportunity in quantitative and qualitative access to high school education reaches 47.64% and 25.76%, respectively; the parents' education level becomes the main source of contribution to the inequality of opportunity in access to high school education; the relative contribution of effort is generally lower than that of environment, and the degree of effort itself will be influenced by the environment. This requires China to optimize the allocation of education resources, implement the policy of "double reduction", and build a system of integration between general education and vocational education, so as to promote the equity of access to high school education.

Key words: high school education; split tracking; inequality of opportunities; effort; environment

(责任编辑: 刘泽云 责任校对: 刘泽云 胡咏梅)