

# 教育对我国收入不平等的影响: 测度与分解

陈晓东

(广东财经大学 经济学院, 广东 广州 510320)

**摘要:** 教育作为获取人力资本的重要渠道之一, 其对居民收入水平具有重要影响。文章从机会平等视角探究教育对我国收入不平等的影响, 测度结果表明: 我国居民由教育因素引致的收入不平等占总收入不平等的比重为50.87%, 且该比重系数存在显著的年龄异质性; 在我国居民教育引致的收入不平等中, 不合理成分占44%左右, 该部分不平等主要受家庭背景、社会环境、个体特征等个体不应为之承担责任的环境因素影响; 在全部环境因素中, 家庭文化因素的贡献份额高达42.94%, 家庭经济因素和社会环境因素次之(分别为23.50%和23.36%), 剩余的10.20%则归因于个体特征因素。研究结论为实现共同富裕、促进收入分配公平的相关政策实施提供了理论支撑和事实依据。

**关键词:** 共同富裕; 收入不平等; 机会不平等; 教育; Shapley值分解

**中图分类号:** F124.7; F08 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2021)06-0097-12

## 一、问题的提出

近年来, 尽管我国政府在调节居民收入分配差距方面取得了一定的成效, 但收入不平等指数仍在高位徘徊, 收入分配差距始终是民众关注的焦点问题之一。在消除绝对贫困、全面建成小康社会后, 我国目前正在推进实现共同富裕的社会主义现代化远景目标。党的十九届五中全会提出, 到2035年“全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”。但共同富裕并非整齐划一的“均富”, 而是要鼓励勤劳创新致富, 在公平公正的发展环境下允许不同群体实现不同程度的富裕。因此, 实现共同富裕目标的核心是在提高居民整体收入水平的同时, 努力缩小甚至消除不公平、不合理部分的收入不平等。

鉴于教育是获取人力资本的重要渠道之一, 其对收入水平具有重要影响, 因此本文提出的第一个问题是: 收入不平等中有多大成分可由教育不平等予以解释, 或者说由教育因素引致的收入不平等在总收入不平等中究竟占多大的比重? 近年来, 越来越多的学者认为收入不平等中既包含公平合理的成分, 也包含不公平不合理的成分。具体而言, 由社会制度、家庭背景、性别等个体不应为之承担责任的环境因素所导致的收入不平等难以被民众接受, 因而被普遍认为是合理的。从宏观来看, 我国目前存在的区域差异和城乡差异即被认为是不合理的收入分配差距。相反, 由个体努力程度等因素导致的收入不平等则符合“多劳多得”的公平原则, 具有相当程度的合理性 (Roemer, 1998; Marrero和Rodríguez, 2013; Andreoli和Fusco, 2019; 吕光明等, 2014; 张彤进和万广华, 2020)。

收稿日期: 2021-06-06

基金项目: 广东省哲学社会科学规划青年项目“收入分配与创新驱动协调发展机制研究”(GD19YJLJ02); 广东省自然科学基金面上项目(2020A1515011259); 广东省普通高校青年创新人才类项目(2019WQNCX036)。

作者简介: 陈晓东(1987—), 男, 湖北黄冈人, 广东财经大学经济学院讲师。

教育是引起收入不平等的重要因素之一。由于教育分布差异本身就存在合理和不合理之分(Junior和Paese, 2019; 靳振忠等, 2019), 其所引致的收入不平等也包含合理的成分和不合理的成分。具体而言, 在由教育引致的收入不平等中, 最终可归因于环境因素的部分为不合理成分, 而归因于个体努力因素的部分则为合理成分。根据这一思路, 本文提出的第二个研究问题是: 由教育引致的收入不平等中, 合理和不合理的成分各占几何?

考虑到环境因素的多样性, 不同类型环境因素对个体教育和收入不平等的影响机制和效果均有所差异, 因此本文的第三个问题是: 在由教育引致的收入不平等中, 不同类型环境因素的占比究竟有何差异? 这种差异在不同年龄组别群体中是否具有一致性?

## 二、文献回顾

根据Mincer(1974)等提出的人力资本理论, 个体劳动生产率与其人力资本水平存在直接联系。由于教育在人力资本形成过程中发挥重要作用, 通过人力资本的中介传导机制, 教育分布差异成为导致收入分配不平等的重要因素之一。如果说, 初次分配不均衡是导致收入分配差距的直接原因, 那么教育不平等则是收入不平等的主要成因(李子联, 2013)。Psacharopoulos(1985)早年对发展中国家的实证研究也表明, 教育收益率远在物质资本收益率之上。综合来看, 现有关于教育与收入之间关系的研究主要集中在如下两方面:

其一是对教育回报率的测度。自改革开放以来, 我国的教育回报率不断上升, 这与教育价值逐渐获得市场经济的认可有关(刘生龙和胡鞍钢, 2019)。有研究表明, 我国教育回报率在20世纪80年代仅为1%~3%(Knight和Song, 1991), 而进入21世纪, 教育回报率则高达7%以上(刘生龙等, 2016)。赵忠和何汉儒(2020)的研究也显示, 我国城镇劳动力教育回报率随市场化程度的不同而有所差异。

在教育回报率的测度上, 基于明瑟(Mincer)方程的测度可能存在反事实选择偏差、遗漏能力变量偏误等问题, 现有研究主要采用双胞胎数据法、模糊断点回归法、工具变量法等方法予以处理(邓峰, 2013; 周金燕, 2015)。其中, 前两种处理方法依赖于特殊的数据库或历史事件, 使用受限; 而工具变量法的使用则相对较为广泛。如Li和Luo(2004)、颜敏(2012)采用兄弟姐妹数量、父母教育水平等作为个体受教育程度的工具变量; Meghir和Palme(2005)借助瑞典对学生最低离校年龄的相关规定构建工具变量; 李晓光(2021)则在过度教育理论框架下, 选择特定时期和区域内专业技术人员占比作为工具变量。

其二是分析教育不平等对收入不平等的影响。基于人力资本模型, Mincer(1974)、Becker(1975)等从理论上推测教育不平等的上升会导致收入不平等的扩大。Lemieux(2006)的实证研究支持了这一理论推断。国内也有大量学者认为教育不平等是造成我国收入分配不平等的主要原因(熊广勤和张卫东, 2010; 杨俊和黄潇, 2010)。如贺青和张虎(2015)基于我国省级面板数据的经验研究表明, 教育不平等与收入分配差距之间的正向关联性十分显著。但也有部分学者认为, 通过缩小教育不平等来缓解收入分配不平等是需要一定的前提的, 该前提包括相对较高的平均受教育水平和较低的教育分布差异等(杨俊和黄潇, 2010)。曾嘉(2016)则基于教育质量视角, 发现教育质量不平等对收入不平等具有显著正向影响。

在上述研究的基础上, 本文基于Roemer(1998)的机会平等理论分析框架, 从公平视角分析教育对我国收入不平等的影响。本文的边际贡献主要体现在以下两方面: (1) 现有关于教育与收入关系的研究, 主要集中于教育回报率的测算及变动趋势分析, 本文则测度了由教育因素引致的收入不平等系数, 以及其中的合理成分和不合理成分的占比, 有助于从公平视角审视教育

在我国居民收入分配中所扮演的重要角色,为在“循序渐进、久久为功”的原则下推进共同富裕目标厘清思路。(2)本文进一步分解出不同类型环境因素在教育引致收入不平等中的贡献份额,更加细致地反映了教育引致的收入不平等中不合理、不公平部分的成因所在,为合理制订实现共同富裕目标的路径方案提供理论参考。

### 三、研究方法

#### (一)测度教育引致的收入不平等占比

本文首先测度教育因素在收入不平等中的贡献占比,以此回答前文提出的第一个研究问题。具体测度方法为:基于明瑟(Mincer)收入方程,假定收入决定函数为:

$$y_i = f(E_i, expr_i, X_i) \quad (1)$$

其中,下标*i*表示个体;*y*为个体收入水平;*E*为个体教育水平;*expr*为个体工作经验;*X*为能够影响个体收入的其他变量,包括个体性别、民族、地区、户籍等。

根据式(1),构建如下计量经济模型估计教育回报率:

$$\ln y_i = \alpha + \beta \cdot E_i + \theta_1 \cdot expr_i + \theta_2 \cdot expr_i^2 + X_i \gamma + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中, $\ln y$ 为对数形式的个体收入; $expr^2$ 为个体工作经验变量的平方项; $\varepsilon$ 为随机扰动项;其他解释变量的符号含义同上文; $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\theta_1$ 、 $\theta_2$ 以及 $\gamma$ 均为待估参数。在对式(2)进行估计的过程中,可能存在遗漏相关变量(如个体能力等)的问题,本文尝试采用工具变量法对教育变量的系数 $\beta$ 进行估计。一般认为,父母教育与子女教育之间的关联度很高,而且父母教育主要通过影响子女教育进而对子女收入产生影响。借鉴现有相关文献(Li和Luo, 2004; 颜敏, 2012),并结合后文工具变量有效性的检验结果,本文选择的第一个工具变量是母亲受教育程度。此外,本文还选取地区平均受教育水平作为个体教育水平的第二个工具变量。地区平均受教育水平可以在一定程度上反映该地区的教育基础设施状况和文化传统特征(如重视教育的风气等),而这些变量均能够对个体教育产生影响。因此,从理论上讲,本文选取的两个工具变量与个体教育之间均存在较强的相关性。当然,所选工具变量究竟是否有效,还需要进行相关检验。

获得教育变量( $E_i$ )系数的参数估计值 $\hat{\beta}$ 后,可得到消除教育变量外其他所有变量差异的个体“反事实”收入( $y_i^E$ ):

$$y_i^E = \exp[\hat{\beta} \cdot E_i + g(\bar{Z})] \quad (3)$$

其中, $g(\bar{Z})$ 表示除教育变量外所有其他变量的平均值与其对应的系数估计值相乘而后求和所得到的结果。

现有文献普遍采用平均对数离差(MLD)指数对收入不平等进行结构分解,因该指数在分解过程中具备可加性与路径独立性,能够将总的收入不平等按照来源因素性质的不同进行完全分解(Marrero和Rodríguez, 2013; 史新杰等, 2018; 李莹和吕光明, 2018)。因此,本文采用平均对数离差(MLD)指数测度由教育因素引致的收入不平等绝对系数:

$$I_{MLD}(y_i^E) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left( \frac{\bar{y}^E}{y_i^E} \right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left( \frac{\bar{\varphi}^E}{\varphi_i^E} \right) \quad (4)$$

式(4)的第二个等号缘于MLD指数的规模不变性质(scale invariant)<sup>①</sup>,其中 $\varphi_i^E = \exp(\hat{\beta} \cdot E_i)$ 。进一步地,由教育因素引致的收入不平等相对系数可表示为 $I_{MLD}(y_i^E)/I_{MLD}(y_i)$ 。

#### (二)测度教育引致的收入不平等中合理和不合理成分的占比

由教育引致的收入不平等一部分归因于不受个体控制的环境因素(如家庭背景、社会制度

<sup>①</sup>规模不变性质意指,对平均对数离差指数 $I_{MLD}(y_i)$ 而言,变量 $y_i$ 乘以一个非0常数,不会对指数结果产生影响。

等), 该部分收入不平等通常被视为不公平、不合理成分; 另一部分则归因于其他因素(如个体努力程度、运气等)。本文通过分解上述两类因素, 定量测度教育引致的收入不平等中合理和不合理成分的各自占比, 从而回答前文提出的第二个研究问题。本文采用“参数法”(Almås等, 2011; Andreoli和Fusco, 2019)测度教育引致的收入不平等。

首先设定如下方程形式:

$$\ln y_i^E = \gamma_0 + C_i' \gamma_1 + u_i \quad (5)$$

其中,  $C_i$ 为个体 $i$ 的环境向量;  $u_i$ 为随机扰动项, 衡量影响收入的个体努力程度、运气等因素。那么, 上述个体“反事实”收入( $y_i^E$ )中, 由环境因素解释的部分可表示为:

$$y_i^{EC} = \exp(C_i' \hat{\gamma}_1) \quad (6)$$

其中,  $\hat{\gamma}_1$ 为参数 $\gamma_1$ 的估计值。由教育引致的收入不平等中, 可归因于环境因素的绝对系数为:

$$I_{MLD}(y_i^{EC}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left( \frac{\bar{y}^{EC}}{y_i^{EC}} \right) \quad (7)$$

该绝对系数占由教育引致收入不平等的比重(即相对系数)为 $I_{MLD}(y_i^{EC})/I_{MLD}(y_i^E)$ 。

### (三) 分解教育引致的收入不平等中不同类型环境因素的贡献份额

本文采用Shorrocks(2013)提出的Shapley值方法, 进一步测度各类环境因素在教育引致的收入不平等中所占的贡献份额, 以此回答本文提出的第三个研究问题。假定环境向量集中包含 $M$ 种环境因素。考虑到每种环境因素都有选择“进入”或“不进入”回归模型的两种可能性, 故在以对数“反事实”收入为被解释变量, 环境变量为解释变量的回归模型中, 一共有 $2^M$ 种可能的环境变量组合形式。针对每一种环境因素, 分别计算包含该环境因素与不包含该环境因素条件下由教育引致的收入不平等系数的差值。在该计算过程中, 其他环境因素可能存在 $2^{M-1}$ 种不同的组合形式。对所有不同组合形式下求出的差值取平均, 即可获得该类型环境因素在教育引致的收入不平等中的贡献份额。

## 四、数据来源与变量选择

### (一) 数据来源

中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS)是我国最早的全国性、综合性、连续性学术调查项目, 该项目全面收集了地区、社区、家庭、个人等多个层次的数据信息, 被学界广泛使用。CGSS2017于2020年10月1日发布, 覆盖我国28个省(直辖市或自治区), 共完成有效样本12 582份。根据研究需要对数据作以下处理: (1)删除部分缺失或者不适用的样本; (2)删除收入取值为0的样本; (3)删除年龄超过60岁的样本。最终有效样本容量为3 653。

### (二) 变量选择

借鉴现有关于教育回报率的研究成果(邓峰, 2013; 邢春冰等, 2013), 收入决定方程中的被解释变量为对数形式的个体收入变量, 解释变量为个体教育变量, 此外还包含个体工作经验、性别、民族、地区、户籍等控制变量。具体说明如下: (1)个体收入变量( $\ln inc$ )。选择个体上年(2016年)的全年总收入, 并进行对数化处理。为了增强研究结果的稳健性, 对样本数据进行极端值处理<sup>①</sup>。(2)个体教育变量( $educ\_y$ )。为便于估算, 将个体受教育程度转换为受教育年限, 即未上过学、私塾或扫盲班、小学、初中、高中(含职高、技校和中专)、大专、本科、研究生及以上

<sup>①</sup>为消减极端收入值对测度结果的干扰, 本文以收入分布的75百分位和25百分位作为上下分界点, 剔除分界点外1.5倍四分位间距的样本观测值。

对应的受教育年限依次为0、3、6、9、12、15、16、19。(3)个体工作经验变量(*expr*)。参照邓峰(2013),用个体年龄减去受教育年限再减去6,以此衡量个体工作经验。(4)人口特征变量。个体性别(*gend*)为虚拟变量,男性取值1,女性取值0;民族(*minzu*)也为虚拟变量,汉族取值1,其他民族取值0。(5)宏观环境变量。地区变量(*east*)<sup>①</sup>,受访地为东部区域,*east*变量取值1,否则取值0;户籍变量(*huji*),若个体为农业户口,*huji*变量取值为0;若个体为非农业户口,*huji*变量取值为1,同时将具有“农转非”经历的非农业户籍群体调整为农业户籍群体。(6)家庭背景变量。家庭文化背景因素(*educ*),包含父亲和母亲受教育程度,划分为小学以下、小学、初中、初中以上四个类别,以“小学以下”类别为基准组构建虚拟变量。家庭经济背景因素,参考靳振忠等(2018)、陈晓东和张卫东(2018),以受访者自评14岁时的家庭等级信息(*rank*)和父母职业类型信息(*work*)构建家庭经济背景变量。根据对“您认为在您14岁时,您的家庭处在哪个等级上?”的回答,将家庭等级划分为较低等级(1~2)、中间等级(3~4)、较高等级(5~10)三个等级<sup>②</sup>;参考李路路和朱斌(2015),将职业类型划分为最低层级(农业从业人员)、中间层级(生产、运输设备操作及相关人员,商业、服务业人员,办事人员和有关人员)和最高层级(专业技术人员,国家机关、党群组织、企事业单位负责人)三个层级,并以最低层级“农业从业人员”类型作为参照组生成虚拟变量。相关变量释义及描述性统计如表1所示。

表1 变量释义及描述性统计

变量名称	变量释义	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>lninc</i>	个体年收入的的对数	9.880	1.080	4.610	11.61
<i>educ_y</i>	受教育年限	9.470	4.130	0	19
<i>expr</i>	年龄减受教育年限再减6	28.61	12.61	1	54
<i>gend</i>	男性=1, 否则=0	0.530	0.500	0	1
<i>minz</i>	汉族=1, 否则=0	0.910	0.280	0	1
<i>huji</i>	非农业户籍=1, 否则=0	0.260	0.440	0	1
<i>east</i>	东部地区=1, 否则=0	0.310	0.460	0	1
<i>educ_f2</i>	父亲受教育程度为小学=1, 否则=0	0.300	0.460	0	1
<i>educ_f3</i>	父亲受教育程度为初中=1, 否则=0	0.170	0.380	0	1
<i>educ_f4</i>	父亲受教育程度为初中以上=1, 否则=0	0.130	0.340	0	1
<i>educ_m2</i>	母亲受教育程度为小学=1, 否则=0	0.240	0.430	0	1
<i>educ_m3</i>	母亲受教育程度为初中=1, 否则=0	0.110	0.310	0	1
<i>educ_m4</i>	母亲受教育程度为初中以上=1, 否则=0	0.070	0.260	0	1
<i>rank2</i>	详见文中说明	0.360	0.480	0	1
<i>rank3</i>	详见文中说明	0.220	0.420	0	1
<i>work_f2</i>	父亲职业类型为中间层级=1, 否则=0	0.280	0.450	0	1
<i>work_f3</i>	父亲职业类型为最高层级=1, 否则=0	0.090	0.290	0	1
<i>work_m2</i>	母亲职业类型为中间层级=1, 否则=0	0.300	0.460	0	1
<i>work_m3</i>	母亲职业类型为最高层级=1, 否则=0	0.040	0.180	0	1

①现有文献通常将个体所在区域分为东部和中西部两类,并采用出生地信息进行区分(靳振忠等,2018)。考虑到CGSS2017数据库并不包含个体出生地信息,因此本文利用个体受访地信息对其所在区域进行划分,并剔除存在跨地区人口迁移的样本。

②“您认为在您14岁时,您的家庭处在哪个等级上?”的选项为数字1~10,数值越大表示家庭等级越高,然后以较低等级群体作为参照组生成两个虚拟变量*rank2*和*rank3*。当个体处于中间等级时,*rank2*取值为1,否则取值为0;当个体处于较高等级时,*rank3*取值为1,否则取值为0。

## 五、研究结果分析

### (一)教育在收入不平等中的贡献占比

基于工具变量法的估计结果表明,教育对个体收入水平具有显著正向影响,教育回报率约为16.9%[见表2第(1)列所示]。对工具变量有效性的检验结果显示,F值为131.9,远大于经验值10,故本文选择的工具变量并非弱工具变量;过度识别检验的Sargan统计量伴随概率为0.757,可以认为工具变量满足外生性,即与随机扰动项不相关。此外,DWH检验统计量的伴随概率为0.000,表明教育变量存在显著的内生性问题,因而采用工具变量法进行估计具有合理性。除教育变量外,其他控制变量系数估计值的符号均符合理论预期,且除户籍变量外均在1%的水平上显著,表明基本模型设定较为合理。

表2 教育和环境因素影响收入水平的回归估计结果

解释变量	因变量:总收入		因变量:教育引致的收入	
	2SLS估计	全样本	18~45岁样本	46~60岁样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>educ_y</i>	0.169*** (0.02)			
<i>expr</i>	0.026*** (0.01)			
<i>expr</i> <sup>2</sup>	-0.0004*** (0.00)			
<i>gend</i>	0.282*** (0.03)	0.138*** (0.02)	0.045 (0.03)	0.225*** (0.03)
<i>minz</i>	0.251*** (0.06)	0.038 (0.03)	0.119** (0.06)	-0.011 (0.04)
<i>huji</i>	0.083 (0.06)	0.326*** (0.03)	0.338*** (0.04)	0.416*** (0.04)
<i>east</i>	0.327*** (0.04)	0.108*** (0.02)	0.129*** (0.03)	0.112*** (0.03)
<i>educ_f2</i>		0.209*** (0.03)	0.258*** (0.05)	0.171*** (0.03)
<i>educ_f3</i>		0.314*** (0.03)	0.355*** (0.06)	0.240*** (0.05)
<i>educ_f4</i>		0.390*** (0.04)	0.437*** (0.06)	0.327*** (0.06)
<i>educ_m2</i>		0.206*** (0.03)	0.221*** (0.04)	0.173*** (0.04)
<i>educ_m3</i>		0.300*** (0.04)	0.367*** (0.06)	0.128* (0.07)
<i>educ_m4</i>		0.424*** (0.05)	0.497*** (0.07)	0.260*** (0.09)
<i>rank2</i>		0.145*** (0.02)	0.173*** (0.04)	0.114*** (0.03)
<i>rank3</i>		0.153*** (0.03)	0.143*** (0.04)	0.186*** (0.04)
<i>work_f2</i>		0.059** (0.03)	0.085* (0.05)	0.0520 (0.04)
<i>work_f3</i>		0.106*** (0.04)	0.172** (0.07)	0.146*** (0.05)
<i>work_m2</i>		0.070** (0.03)	0.139*** (0.05)	0.002 (0.04)
<i>work_m3</i>		0.031 (0.06)	0.064 (0.09)	0.047 (0.10)
常数项	7.445*** (0.23)	0.953*** (0.03)	1.226*** (0.06)	0.927*** (0.05)
观测值	3653	3653	1758	1895
调整R <sup>2</sup>	0.252	0.375	0.385	0.304
F值	131.9	—	—	—
Sargan P值	0.757	—	—	—
DWH检验P值	0.000	—	—	—

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;括号中为异方差稳健标准误;第(1)列采用两阶段最小二乘(2SLS)法估计,第(2)~(4)列采用普通最小二乘(OLS)法估计。

表3中的测度结果显示,以平均对数离差(MLD)指数衡量的我国居民收入不平等程度约为0.4370,且在较低年龄群体中收入不平等程度相对更低;就全样本而言,由教育因素引致的收

入不平等成分约为0.2223, 占总收入不平等的比重达50.87%, 表明受教育程度差异是导致我国居民收入分配不均的重要原因之一。此外, 在不同年龄群体中, 教育因素在收入不平等中所起的作用存在较大差异。较低年龄组别群体(18~45岁)中, 教育引致的收入不平等占总收入不平等的比例高达85.83%, 明显高于较高年龄组别群体(46~60岁)的测度结果(40.37%)。对此可能的解释是, 较高年龄群体受教育程度普遍较低, 且受到改革开放以前倾向于平均主义的经济制度的影响, 导致教育在收入分配差距中的贡献比例较低。

表3 教育在收入不平等中的贡献占比及不同性质来源分解结果

		全样本	18~45岁样本	46~60岁样本
总收入不平等	绝对数值	0.4370	0.3423	0.4951
教育在收入不平等中的贡献占比	绝对数值	0.2223	0.2938	0.1998
	相对比例	50.87%	85.83%	40.37%
教育引致的收入不平等中归因于环境因素的部分占比	绝对数值	0.0978	0.1324	0.0746
	相对比例	44.00%	45.06%	37.35%
教育引致的收入不平等中归因于其他因素的部分占比	绝对数值	0.1245	0.1614	0.1252
	相对比例	56.00%	54.94%	62.65%

### (二) 测度教育引致的收入不平等中合理和不合理成分占比

依据前文介绍的测度方法, 表3给出了教育引致的收入不平等中合理性占比的测度结果。由表3可知, 就全样本而言, 教育引致的收入不平等中归因于环境因素的比例为44.00%, 而归因于其他因素的比例为56.00%。这表明在我国居民教育引致的收入不平等中, 不公平、不合理的部分占比较高, 该部分收入不平等与个体努力因素无关, 主要受到个体家庭背景、社会制度以及个体特征等环境因素的影响。该环境因素导致了个体之间的受教育程度出现差异, 进而拉大了收入分配差距。因此, 促进教育公平和收入分配公平须以降低该44%比重的不平等成分作为主要着力点。

按年龄分组的结果表明, 在较低年龄组(18~45岁)中, 教育引致的收入不平等中归因于环境因素的比例为45.06%, 略高于较高年龄组(46~60岁)的测度结果(37.35%)。为探究二者之间差异的来源, 下文进一步细分不同类型的环境因素来测度其各自的贡献份额, 并进行不同年龄组别样本之间的对比分析。

### (三) 测度不同类型环境因素的贡献占比

本文首先将环境因素分为四类: 第一类是家庭文化因素, 包括父母受教育程度变量; 第二类是家庭经济因素, 包括受访者年少时的家庭社会等级变量和父母职业类型变量; 第三类是社会环境因素, 包括户籍、区域等变量; 第四类是个体特征因素, 包括个体性别、民族等变量。然后, 分别测度上述四类环境因素在教育引致的收入不平等中的贡献份额, 测度结果如表4所示。

基于全样本的测度结果显示, 在四类环境因素中, 家庭文化因素的贡献份额最为突出, 达到42.94%, 家庭经济因素和社会环境因素次之(分别为23.50%和23.36%), 而个体特征因素的贡献份额则相对较低(为10.20%)。由此可见, 家庭背景因素(包括家庭文化因素和家庭经济因素)在全部环境因素中约占2/3, 这可能与家庭背景因素在教育机会不平等中的重要作用有关。靳振忠等(2018)研究发现, 在我国居民高等教育获得的机会不平等中, 家庭背景因素的贡献份额约占49%, 其重要性在所有环境因素类型中占据首位, 且其中家庭文化因素的重要性远超家庭经济因素。这一点与本文的研究结果具有一致性。此外, 地区差异和户籍区分等社会环境因素

的贡献占比也较高,表明地区发展不平衡和户籍歧视通过教育变量对我国居民收入分配差距所产生的影响仍较为突出。

表4 不同环境变量的Shapley值分解结果

环境变量	全样本		18~45岁样本		46~60岁样本	
	数值	贡献份额	数值	贡献份额	数值	贡献份额
家庭文化因素	0.0420	42.94%	0.0520	39.25%	0.0212	28.42%
家庭经济因素	0.0230	23.50%	0.0341	25.79%	0.0192	25.73%
社会环境因素	0.0228	23.36%	0.0321	24.26%	0.0246	32.96%
个体特征因素	0.0100	10.20%	0.0142	10.70%	0.0096	12.89%
总和	0.0978	100%	0.1324	100%	0.0746	100%
样本量	3653		1758		1895	

按年龄分组的测度结果表明,家庭文化因素的贡献份额在较高年龄组别群体(46~60岁)中明显较低(贡献比例为28.42%)。究其原因,可能与“文革”有关,较高年龄组别群体在青少年时期受到“文革”冲击,其受教育水平与“家庭成分”的关联度更高,而与父母受教育水平关系不大,如1970—1976年间“推荐制”入学制度更倾向于工农阶层子女。而在较低年龄组别群体(18~45岁)中家庭文化因素的贡献份额相对较高(为39.25%),表明随着我国经济结构向知识密集型和技术密集型转变,教育对收入不平等的影响程度逐渐增强的同时,由家庭文化因素导致的教育机会不平等和收入分配机会不平等的问题依然较为突出。

表4中还值得关注的是:第一,社会环境因素的贡献份额从较高年龄组别群体(46~60岁)的32.96%降至较低年龄组别群体(18~45岁)的24.26%,这一变化趋势表明,尽管我国仍然存在地区发展不平衡等问题,但近年来我国政府致力于消除户籍歧视、缩小地区发展不平衡的举措取得了一定成效。第二,在不同年龄组别群体中,个体特征因素的贡献份额均较低,且在较低年龄组别群体中的贡献份额(10.70%)略低于较高年龄组别群体(12.89%),表明长期以来我国政府在促进性别平等、民族平等工作中成效突出。

#### (四) 稳健性检验

1. 样本范围选择。关于样本年龄范围的选择,除了18~60岁外,本文还分别尝试选取18~55岁、18~65岁的年龄群体,估计结果显示,教育引致的收入不平等占比均在51%至55%之间,而其中归因于环境因素的占比均在43%左右,与表3的估计结果无太大差异<sup>①</sup>。

2. 极端值处理。为消减极端收入值对测度结果的干扰,本文以收入分布的75百分位和25百分位作为上下分界点,剔除分界点外1.5倍四分位间距的样本观测值。为了确保研究结果的稳健性,本文也尝试剔除分界点外3倍四分位间距的样本观测值,估计结果显示(备索),无论采用何种方式处理极端值,结果均较为稳健。

3. 不同年份测度结果的对比分析。除CGSS2017外,本文也尝试采用其他年份的CGSS数据进行测度,并将结果进行纵向对比。测度结果显示(备索),从2010年至2017年,我国居民教育引致的收入不平等占比在50%~71%之间呈现无规律性波动;教育引致的收入不平等中归结于环境因素的部分则在波动中呈现大致上升的态势<sup>②</sup>。从不同类型环境因素贡献份额的分解结果来看(如表5所示),各类环境因素的贡献份额均在大幅度范围内呈现无规律性波动。与2017年相

①限于篇幅,相关测度结果备索。

②从2010年的39.72%逐步上升至2015年的46.28%,之后降至2017年的44.56%。

比,其他年份的测度结果虽有一定的差异,但波动幅度较小,且基本结论并无二致,即家庭文化因素的贡献占比最大,家庭经济因素和社会环境因素次之,而个体特征因素的贡献占比最小。总体而言,本文主要测度结果的纵向变动趋势并不明显,不同年份的测度结果较为接近,所得结论基本一致,进一步佐证了前文主要结论的稳健性。

表5 不同年份的测度结果比较

环境变量	不同类型环境因素在教育引致收入不平等中的贡献份额					
	2017年	2015年	2013年	2012年	2011年	2010年
家庭文化因素	42.94%	46.52%	43.54%	43.52%	40.45%	40.89%
家庭经济因素	23.50%	22.77%	22.39%	23.38%	27.83%	25.32%
社会环境因素	23.36%	19.78%	23.51%	22.09%	19.06%	22.02%
个体特征因素	10.20%	10.93%	10.56%	11.01%	12.66%	11.77%
总和	100%	100%	100%	100%	100%	100%

## 六、结论与启示

本文旨在从教育视角分析我国的收入不平等问题,以探究实现共同富裕目标的逻辑和思路。在Roemer(1998)提出的机会平等理论分析框架下,基于中国综合社会调查(CGSS)数据,本文利用工具变量法的研究结果表明:第一,我国居民收入分配不平等中,由教育因素决定的成分占比高达50%以上,且这一比例在不同年龄组别群体中具有较大差异,表明受教育程度差异是导致我国居民收入分配不均的重要原因之一,而且教育对收入不平等的影响在不同的历史发展时期呈现不同的特征。第二,基于工具变量法的测度结果表明,我国居民由教育引致的收入不平等中,有56%可归因于个体努力或运气因素,属于能够被民众所接受的合理成分,而另外44%则归因于环境因素,属于不公平、不合理的成分。在较低年龄组中,教育引致的收入不平等中归因于环境因素的比例更高。第三,通过对不同类型环境因素在教育引致的收入不平等中所占贡献份额进行分解可知,家庭文化因素占据主导地位,家庭经济因素和社会环境因素次之,个体特征因素所起作用则较弱。第四,进一步按照年龄分组的研究结果表明,家庭文化因素的贡献份额在较高年龄组别群体中明显更低,这可能与“文革”经历相关;而在较低年龄组别群体中家庭文化因素的贡献份额相对较高,表明尽管近年来我国人均受教育程度不断提高,但由家庭文化因素导致的教育和收入不平等问题依然较为突出。此外,社会环境因素和个体特征因素的贡献份额在较低年龄组别群体中均明显较低,表明我国长期以来致力于消除户籍歧视、缩小地区发展不平衡、促进性别平等和民族平等的举措取得了一定成效。

基于上述研究结论,本文的启示为:首先,由于我国教育引致的收入分配不平等中不公平、不合理的成分仍然较高,因此,在促进教育资本市场化定价、提高教育回报率的同时,应着力改善教育机会不平等状况,如促进基础教育资源分布均等化、加强对贫困地区义务教育的政策支持力度等,以期在“久久为功”的原则下逐步实现共同富裕的目标。其次,尽管近年来在教育引致的收入不平等中,社会环境因素的贡献比例有所下降,但依然占据较高份额,因此建议在消除户籍歧视、促进劳动力资源自由流动的同时,加强教育专项资金的跨区域转移支付力度,缩小地区间基础教育资源的分布差异。最后,由于教育引致的收入分配不平等中家庭文化因素占据主导地位,为了弱化父辈教育与子代教育之间的关联度,降低由家庭文化因素引致的教育机会不平等,建议进一步提高中小学教师薪资待遇,尤其是在经济发展水平相对落后的地区,

可尝试将教师待遇提升至甚至超过公务员水平,并且完善师资队伍的竞争淘汰机制,以此作为提升落后地区基础教育质量的抓手。鉴于学校教育和家庭教育之间具有一定的替代性,因而学校教育质量的改善能够弱化弱势家庭子女对家庭教育的依赖性,从而降低家庭文化因素在教育引致的收入分配不平等中的贡献份额。

#### 主要参考文献:

- [1] 陈晓东, 张卫东. 机会不平等与社会流动预期研究——基于CGSS数据的经验分析[J]. 财经研究, 2018, (5).
- [2] 邓峰. 教育收益率估算中的计量偏误及调整方法的综述[J]. 教育与经济, 2013, (5).
- [3] 贺青, 张虎. 教育不平等对收入差距扩大的动态影响分析[J]. 统计与决策, 2015, (7).
- [4] 靳振忠, 王亮, 严斌剑. 高等教育获得的机会不平等: 测度与分解[J]. 经济评论, 2018, (4).
- [5] 靳振忠, 严斌剑, 王亮. 环境和努力孰重孰轻?——中国高等教育获得数量与质量不平等研究[J]. 财经研究, 2019, (12).
- [6] 李路路, 朱斌. 当代中国的代际流动模式及其变迁[J]. 中国社会科学, 2015, (5).
- [7] 李晓光. 中国城镇劳动力市场中的过度教育——测量改进与收入效应[J]. 人口与经济, 2021, (1).
- [8] 李莹, 吕光明. 我国城镇居民收入分配机会不平等因何而生[J]. 统计研究, 2018, (9).
- [9] 李子联. 收入不平等的成因: 从思想演变到现实描述[J]. 社会科学, 2013, (3).
- [10] 刘生龙, 胡鞍钢. 效率与公平: 高校扩招与高等教育回报的分位数处理效应[J]. 学术研究, 2019, (4).
- [11] 刘生龙, 周绍杰, 胡鞍钢. 义务教育法与中国城镇教育回报率: 基于断点回归设计[J]. 经济研究, 2016, (2).
- [12] 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).
- [13] 史新杰, 卫龙宝, 方师乐, 等. 中国收入分配中的机会不平等[J]. 管理世界, 2018, (3).
- [14] 邢春冰, 贾淑艳, 李实. 教育回报率的地区差异及其对劳动力流动的影响[J]. 经济研究, 2013, (11).
- [15] 熊广勤, 张卫东. 教育与收入分配差距: 中国农村的经验研究[J]. 统计研究, 2010, (11).
- [16] 颜敏. 技能高中还是普通高中?——中国农村学生的教育选择[J]. 中国农村经济, 2012, (9).
- [17] 杨俊, 黄潇. 教育不平等与收入分配差距的内在作用机制——基于中国省级面板数据的分析[J]. 公共管理学报, 2010, (3).
- [18] 曾嘉. 教育质量不平等对居民收入差距的影响: 以中等教育为例[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2016, (4).
- [19] 张彤进, 万广华. 机会不均等、社会资本与农民主观幸福感——基于CGSS数据的实证分析[J]. 上海财经大学学报, 2020, (5).
- [20] 赵忠, 何汉儒. 我国市场化程度与城镇劳动力教育回报率变动趋势研究[J]. 江淮论坛, 2020, (1).
- [21] 周金燕. 明瑟教育收益率述评: 计量方法及在中国的估计趋势[J]. 教育学报, 2015, (1).
- [22] Almås I, Cappelen A W, Lind J T, et al. Measuring unfair (in)equality[J]. *Journal of Public Economics*, 2011, 95(7-8): 488-499.
- [23] Andreoli F, Fusco A. Robust cross-country analysis of inequality of opportunity[J]. *Economics Letters*, 2019, 182: 86-89.
- [24] Becker G S. Human Capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education[M]. 2nd ed. New York: National Bureau of Economic Research, 1975.
- [25] Junior M V W, Paese L H Z. Inequality of educational opportunities: Evidence from Brazil[J]. *Economia*, 2019, 20(2): 109-120.
- [26] Knight J, Song L N. The determinants of urban income inequality in China[J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1991, 53(2): 123-154.
- [27] Lemieux T. Postsecondary education and increasing wage inequality[J]. *American Economic Review*, 2006,

- 96(2): 195–199.
- [28] Li H Z, Luo Y. Reporting errors, ability heterogeneity, and returns to schooling in China[J]. *Pacific Economic Review*, 2004, 9(3): 191–207.
- [29] Marrero G A, Rodríguez J G. Inequality of opportunity and growth[J]. *Journal of Development Economics*, 2013, 104: 107–122.
- [30] Meghir C, Palme M. Educational reform, ability, and family background[J]. *American Economic Review*, 2005, 95(1): 414–424.
- [31] Mincer J. *Schooling, experience, and earnings*[M]. New York: Columbia University Press, 1974.
- [32] Psacharopoulos G. Returns to education: A further international update and implications[J]. *Journal of Human Resources*, 1985, 20(4): 583–604.
- [33] Roemer J E. *Equality of opportunity*[M]. Cambridge: Harvard University Press, 1998.
- [34] Shorrocks A F. Decomposition procedures for distributional analysis: A unified framework based on the Shapley value[J]. *The Journal of Economic Inequality*, 2013, 11(1): 99–126.

## The Impact of Education on Income Inequality in China: Measurement and Decomposition

Chen Xiaodong

(School of Economics, Guangdong University of Finance & Economics, Guangdong Guangzhou 510320, China)

**Summary:** In recent years, while maintaining steady and rapid economic development, the government has also achieved some results in adjusting the income distribution gap, but income distribution equity is still one of the focus issues of public concern. Since education is one of the important channels to obtain human capital and has an important impact on residents' income level, this paper attempts to explore the impact of education on income inequality in China from the perspective of opportunity equality. Firstly, this paper uses the instrumental variable method to measure the contribution share of education in the income distribution inequality of Chinese residents, and further decomposes the proportion of reasonable and unreasonable components under the framework of opportunity equality theory. The measurement results based on the Chinese General Social Survey (CGSS) data in 2017 show that: (1) The income inequality caused by education accounts for 50.87% of the total income inequality, and the proportion coefficient has significant age heterogeneity, indicating that the difference in education level is one of the important reasons for the uneven income distribution of Chinese residents. (2) Among the income inequality caused by education in China, the unreasonable component accounts for about 44%. This part of inequality is mainly determined by environmental factors for which individuals should not bear responsibility, such as family background, social environment and individual characteristics. In the lower age group, the proportion of income inequality caused by education attributed to environmental factors is higher. (3) The decomposition results based on the Shapley value method show that among all environmental factors, the contribution share of family cultural factors is as high as 42.94%, followed by family economic factors and social environmental

factors (23.50% and 23.36% respectively), and the remaining 10.20% is attributed to individual characteristic factors. There are some differences in the contribution share of various environmental factors in different age groups. In addition, the longitudinal comparison of the measurement results based on CGSS data in different years shows that the above main indicators fluctuate irregularly in a small range, and the basic conclusions of this paper are robust. This study examines the important role of education in the income distribution of Chinese residents from the perspective of equity, and further explores the causes of unreasonable and unfair parts of income inequality caused by education, which provides further theoretical support and factual basis for the implementation of relevant policies to promote income distribution equity.

**Key words:** common prosperity; income inequality; opportunity inequality; education; Shapley value decomposition

(责任编辑: 王西民)

---

(上接第51页)

and the impact of economic growth pressure is more significant than that of financial pressure. We further introduce the personal characteristics of provincial Party secretaries and find that with the increase of the age and tenure of provincial Party secretaries, the pressure to seek promotion increases, and the tendency to tolerate the local implicit debt rises. However, the increase in education level can inhibit this tendency.

The policy implication of this paper is that: To control the local implicit debt, we should not only reform the fiscal, tax and financial system and get rid of the debt-dependent development mode, but also seize the key minority of officials' collective decision-making, continue to optimize the collective decision-making power structure and the accountability mechanism, and make joint efforts from the dual perspectives of system and official behavior to effectively resolve the risk of implicit debt.

**Key words:** collective decision-making power structure; the standing committee of provincial Party committees; provincial governments; implicit debt

(责任编辑: 王西民)