

# 人均受教育年限的省际差异 及其变化趋势研究

曾 杨, 周 亚, 李克强

**[摘要]** 使用2002—2021年省级层面数据, 本文测算和分析了我国人均受教育年限的省际差异及变动趋势, 并从基尼系数变化的效应(即累进效应和再排序效应)、受教育年限分组两个方面对人均受教育年限的省际基尼系数进行了分解, 分析了基尼系数二十年间变化的原因, 以及不同受教育水平人口的变化对人均受教育年限的省际差异的影响。研究发现, 二十年间人均受教育年限省际差异整体不大, 且呈现逐年下降的趋势, 主要源于排名靠后地区人均受教育水平的提升。此外, 近年来各省人均受教育年限的差异与高等教育学历人口占比的差异呈现出很高的相关性, 前者对后者的变化比较敏感, 即高等教育学历人口占比省际基尼系数的小幅度增加会导致人均受教育年限省际基尼系数大幅度提升。本文认为, 加强对经济落后地区的财政支撑和高质量人才引进是减少教育差异的有效途径。

**[关键词]** 人均受教育年限; 省际差异; 基尼系数

## 一、引言

教育与政治、经济、文化的发展有着密切的联系, 教育水平是一个国家发展水平的重要指标, 教育兴则国家兴, 教育强则国家强。2023年5月习近平总书记在二十届中央政治局第五次集体学习时的讲话指出: “党的二十大报

**[收稿日期]** 2023-08-17

**[基金项目]** 国家社科基金(教育学)重点项目“教育经费投入的可持续性及其合理分配研究”(AFA220025); 教育部综合改革司教育强国建设课题“教育领域综合改革进展成效分析与改革试点经验总结研究”(23JGWT0014); 国家发改委“基础教育大数据应用示范工程”。

**[作者简介]** 曾杨, 北京师范大学系统科学学院, 电子邮箱地址: 201831250010@mail.bnu.edu.cn; 周亚(通讯作者), 北京师范大学系统科学学院, 电子邮箱地址: zhouya@bnu.edu.cn; 李克强, 北京师范大学系统科学学院, 电子邮箱地址: kqli@bnu.edu.cn。

告把教育科技人才单独成章进行布局,吹响了加快建设教育强国的号角。我们要建设的教育强国,是中国特色社会主义教育强国,必须以坚持党对教育事业的全面领导为根本保证,以立德树人为根本任务,以为党育人、为国育才为根本目标,以服务中华民族伟大复兴为重要使命,以教育理念、体系、制度、内容、方法、治理现代化为基本路径,以支撑引领中国式现代化为核心功能,最终是办好人民满意的教育。”二十届中央财经委员会第一次会议强调“以人口高质量发展支撑中国式现代化”。教育是提高人口素质的重要途径,也是推动“人口红利”向“人才红利”转变的关键。会议提出,把教育强国建设作为人口高质量发展的战略工程,全面提高人口科学文化素质、健康素质、思想道德素质。

在强调教育对社会经济发展支撑作用的同时,也需要注意到教育的均衡发展是社会公平的重要组成部分,其重要性不言而喻。两千多年前,孔子就提出“有教无类”的主张;现代教育体制建立伊始,就将教育机会公平定为首要的目标;党的十八大报告明确提出“全民受教育程度和创新人才培养水平明显提高,进入人才强国和人力资源强国行列,教育现代化基本实现”。教育的均衡发展既是教育现代化的基本要求,也是教育现代化的重要标志。2019年,中共中央、国务院印发《中国教育现代化2035》,重点部署了面向教育现代化的十大战略任务,其中就包含了“推动各级教育高水平高质量普及”“实现基本公共教育服务均等化”。2022年,党的二十大报告强调要办好人民满意的教育,“坚持以人民为中心发展教育,加快建设高质量教育体系,发展素质教育,促进教育公平”。

近几十年来,中国的社会经济发展取得了举世瞩目的成就,但同时发展的不平衡问题也愈发突出,其在教育层面即体现为区域之间发展差异变大。教育的均衡发展,实质上是发展与公平的权衡,是教育改革的重要问题。针对教育发展的差异问题,国内外学者做了大量的研究。从研究角度看,其包括三个方面:接受教育机会的差异,教育过程中教育资源分配的差异,以及教育结果差异。从分析方法看,已有研究主要通过方差和基尼系数来量化教育的差异程度。从差异分析维度看,则包括总体差异、地区差异、省际差异、性别差异等方面。

本文关注对教育结果差异程度的研究。人均受教育年限是教育结果的重要考量指标。国内外研究多通过人均受教育年限的差异来衡量教育结果的差异。Psacharopoulos和Arriagada(1986)以及Barro和Lee(1991)收集了多个国家平均受教育年限的数据来对教育结果进行差异性分析。Thomas等

(2003)计算了40个国家15岁以上人口的受教育年限的基尼系数,发现多数国家的教育不平等程度是逐年下降的。周亚等(2004)分析了中国各地区的人力资本总量分布差异,并对相关影响因素进行了探讨。杜鹏(2005)通过计算平均受教育年限基尼系数,对中国教育结果的不平等程度进行了分析,发现在平均受教育年限不断增加的同时教育差异程度在逐渐下降。张航空(2013)通过对教育基尼系数的分解,分析了不同人群受教育年限的变动趋势。吴振华和张学敏(2017)测算和分析了1988—2012年我国农村居民教育省际差异及其变动趋势。陈岳堂和雷志翔(2019)通过对2010—2017年人均受教育年限和教育基尼系数的测算,分析了我国东、中、西部区域间及区域内各省区市的教育发展状况,发现全国教育整体相对均衡与区域教育发展不平衡并存,全国人均受教育年限缓慢提高。孙百才和刘云鹏(2014)以及孙百才等(2014)等通过对少数民族人均受教育年限基尼系数的度量,分析了各地区间以及性别间教育差异程度及变化趋势,其结果表明差异随着时间的变化在逐渐变小。韩海彬等(2012)发现人口的平均受教育年限与教育基尼系数呈现反比例变化的趋势,提出提高人口的平均受教育年限是降低教育差异的重要途径。刘精明(2023)在测算受教育年限的复合基尼系数的基础上,以数学推导和数值模拟证明,复合教育基尼系数随教育扩张而下降是其内在的固有性质,并借此分析了教育扩张与教育不平等问题。

已有研究采用人均受教育年限指标,结合基尼系数,从不同角度对教育差异进行了探讨,但大多数研究停留在对教育指标的基尼系数的测算,缺乏针对指标本身的构成及其对基尼系数的影响的细化分析。本文通过对2002—2021年人均受教育年限的基尼系数的测算和分解,来分析不同受教育水平人群的变化对于人均受教育年限的省际分布差异的影响。本文的分析旨在找到影响教育结果差异的关键点,为潜在的降低教育差异水平的政策措施提供一定理论和实证支撑。

## 二、人均受教育年限省际差异的变化趋势

基尼系数能够反映被测量变量分布的集中或离散程度,是被广泛使用的反映不平等程度或分布差异的测度指标之一(刘志伟,2003)。

### (一)测量方法

基尼系数的表达式有很多,学者们针对不同的数据提出了不同的计算公式,但这些公式在相同条件下是等价的(尹雪华等,2021)。本文采用单参数广

义基尼系数表达式(Donaldson and Wey-mark, 1980, 2015; Yitzhaki, 1983):

$$GINI(X; \nu) = -\nu \text{Cov}\left(\frac{X}{\mu(X)}, (1-F(X))^{\nu-1}\right) \quad (1)$$

其中  $X$  代表被观测的随机变量, 在本文中即各省份的人均受教育的年限。 $\mu(X)$  和  $F(X)$  分别是  $X$  的均值和累计分布函数(Lerman and Yitzhaki, 1984; Jenkins, 1988)。 $\text{Cov}(\cdot)$  代表协方差。 $\nu$  是反映“对差异的厌恶程度”的参数, 在标准基尼系数中其取值为 2(Yitzhaki and Schechtman, 2005)。

## (二) 数据和指标

本文所用到的数据主要来自《中国统计年鉴》和第六、七次人口普查<sup>①</sup>, 包括从 2002 年到 2021 年除港澳台外其他 31 个省、自治区、直辖市<sup>②</sup>的 6 岁及以上人口的受教育状况数据。按照表 1 中的分组, 我们首先针对 6 岁及以上和 15 岁及以上人口分别计算出每年各省的人均受教育年限  $y_{school}$ 。以 6 岁及以上人口为例, 有:

$$y_{school} = \sum_{i=0}^4 y_i \quad (2)$$

$$y_0 = \frac{p_0}{p_{6plus}} \times 0, \quad y_1 = \frac{p_1}{p_{6plus}} \times 6, \quad y_2 = \frac{p_2}{p_{6plus}} \times 9, \quad y_3 = \frac{p_3}{p_{6plus}} \times 12, \quad y_4 = \frac{p_4}{p_{6plus}} \times 16 \quad (3)$$

其中  $y_i, i=0, 1, 2, 3, 4$  表示第  $i$  组对整体人均受教育年限的贡献值(表 1)。 $p_i, i=0, 1, 2, 3, 4$  表示各分组的人口数,  $p_{6plus}$  表示 6 岁及以上总人口数。由于统计年鉴中没有 15 岁及以上小学和初中受教育人口数, 考虑义务教育的强制性和普遍性, 我们认为 15 岁及以上人口相对于 6 岁及以上人口主要差异在小学和初中在读人口数。所以本文假定: 15 岁及以上小学和初中受教育程度人口数分别等于 6 岁及以上小学和初中受教育程度人口数减去对应的小学和初中在读人口数。

表 1 受教育程度分组表

分组	受教育年限(年)
未上过学 $i=0$	0
小学 $i=1$	6
初中 $i=2$	9

① 见国家统计局网站: <http://www.stats.gov.cn/>。

② 为了方便描述, 后文不再区分省、自治区、直辖市, 而统一称为 31 个省份。

续表

分组	受教育年限(年)
高中 $i=3$	12
高等教育及以上 <sup>①</sup> $i=4$	16

### (三) 结果分析

6岁及以上人口各年份人均受教育年限的省际基尼系数的结果如表2所示。表2中所有年份的省际基尼系数均小于0.1。在衡量收入分布差异时,绝对值低于0.2的基尼系数通常意味着差异很小。有鉴于此,我们认为各省份之间6岁及以上人群平均受教育年限分布不存在明显的差异,整体分布是均衡的。进一步从变化趋势上看,这种微弱的差异还在逐渐缩小:2018年到2021年的基尼系数的平均值为0.0542,相较于2002年到2005年的平均值(0.0716)下降了0.0174(24.3%)。

从图1中可以看出,全国6岁及以上人口人均受教育年限是逐年上升的,这与其对应的省际基尼系数逐年下降的趋势正好相反。与以往的相关研究结论也是一致,即全国整体人均受教育年限水平在提升,省际差异在减小。

表2 6岁及以上人口人均受教育年限的省际基尼系数

年份	基尼系数	年份	基尼系数
2002	0.0706	2012	0.0605
2003	0.0712	2013	0.0609
2004	0.0672	2014	0.0588
2005	0.0775	2015	0.0592
2006	0.0737	2016	0.0627
2007	0.0701	2017	0.0598
2008	0.0672	2018	0.0584
2009	0.0666	2019	0.0577
2010	0.0583	2020	0.0497
2011	0.0555	2021	0.0511

<sup>①</sup> 包含了专科、本科、研究生。由于不是每年都有相关分组的数据,所以本文将三类人口综合为一个组别。从数据上看专科受教育程度人数(15年)占比最高,其次是本科(16年),最低是研究生(19—22年)。结合权重测算结果,我们认为采用16年作为该组别的受教育年限较为合理。

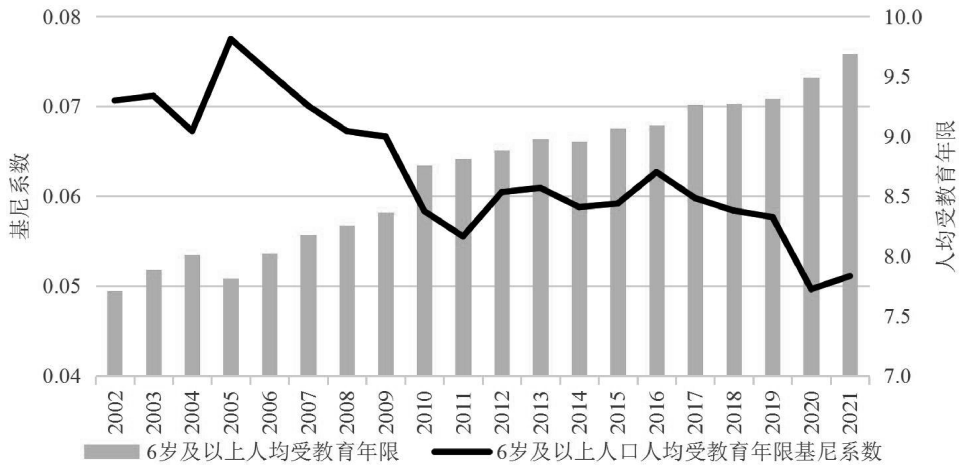


图 1 6 岁及以上人口人均受教育年限和人均受教育年限的省际基尼系数

我们进一步分析了 15 岁及以上人口人均受教育年限省际基尼系数。相比于 6 岁及以上人口，15 岁及以上人口少了义务教育阶段的在读人口。由于义务教育的强制性和普遍性，这部分人口对整体人均受教育年限的省际差异的贡献更多反映的是其占总人口比例的差异，而非其人均受教育年限本身的差异。因此，针对 15 岁及以上人口的受教育年限的分析，相较于 6 岁及以上人口，能更好地帮助我们理解省际人均受教育年限的差异。图 2 显示，15 岁及以上人口人均受教育年限的省际基尼系数略高于 6 岁及以上人口，但二者整体波动递减的趋势基本一致。

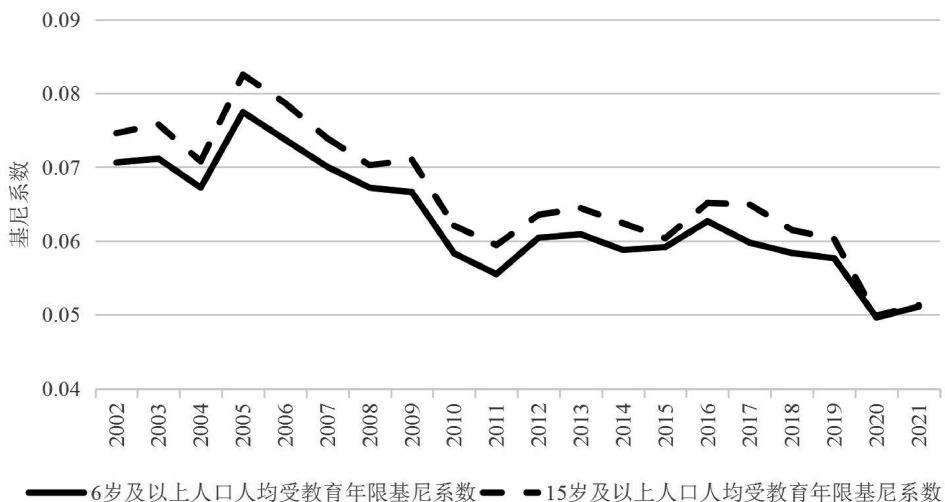


图 2 6 岁及以上和 15 岁及以上人口人均受教育年限的省际基尼系数

同时，我们分析了历年 15 岁及以上高等教育学历人口占比的省际基尼系

数(见图3)。在过去20年间该系数呈现波动下降的趋势,从2002年的0.2947下降至2021年的0.1497,降低了近50%。尽管如此,在2019年之前的基尼系数基本都是高于0.2的,显示各省在高等教育学历人口占比方面仍存在着明显差异。这些结果一定程度上也反映了各省之间劳动力人口的受教育水平分布的差异。

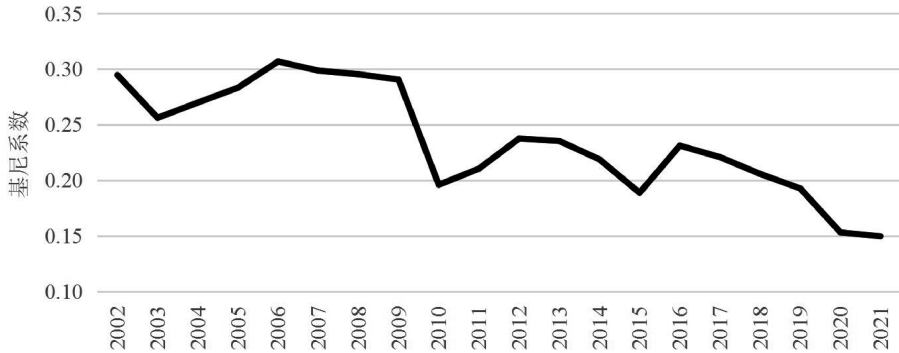


图3 15岁及以上人口中高等教育学历人口占比的省际基尼系数

进一步对2021年的数据进行分析,我们还发现2021年各省15岁及以上高等教育学历人口占比和人均GDP显著相关:二者的皮尔逊相关系数为0.841( $p=0.000$ )。从图4中可以直观地看到,北京、上海、天津等经济发达的直辖市15岁及以上人口中高等教育学历人口占比显著高于其他省份独自一档,其中北京的占比达到53.03%;而西藏、广西等人均GDP排名靠后的

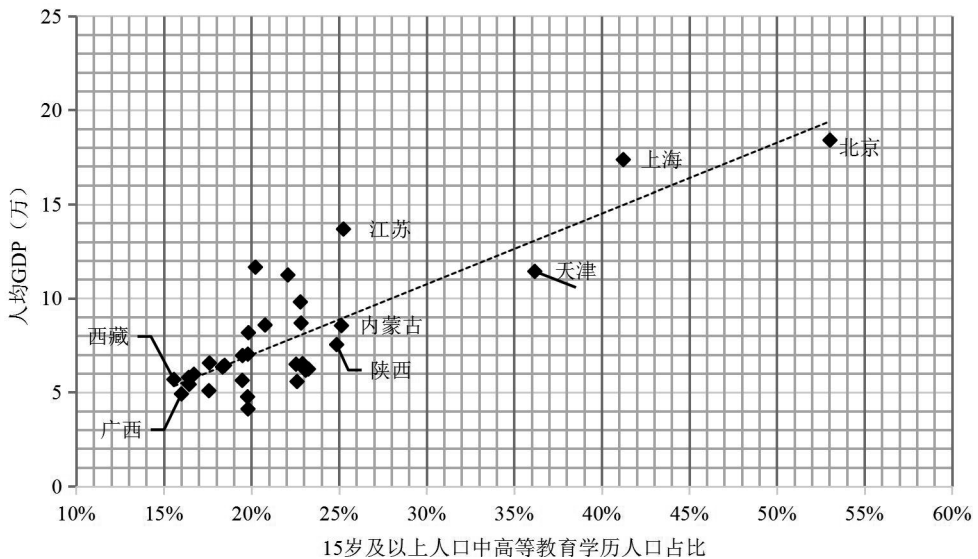


图4 2021年各省15岁及以上人口中高等教育学历人口占比与人均GDP散点图

省份,高等教育学历人口占比相对也较低。指标占比排名中间的省份中,作为经济大省的江苏人均GDP排名位居全国第三,但江苏、内蒙古、陕西三个省份的指标占比都是25%左右,这主要因为江苏省的15岁及以上人口规模远高于其他两个省份,所以从高等教育学历人口的绝对数量看,江苏省是排名全国第一的,这也是支撑江苏成为经济大省的重要因素。

总体来看,无论是否考虑6—15岁义务教育阶段人口,各省的人均受教育年限整体差异均不大,且都呈现逐年减小的趋势。各省间15岁及以上人口中高等教育学历人口占比分布差异显著,并与地区经济发展水平呈现出一定的关联。但这种差异程度在过去的20年间也下降了接近50%。

### 三、人均受教育年限省际差异变化的分解

以上对6岁及以上、15岁及以上人口人均受教育年限的省际基尼系数,15岁及以上人口中高等教育学历人口占比的省际基尼系数进行了测算,并分析了其随时间变化的趋势,本部分将通过分解对这种变化进行深入分析,进一步探究观测到的基尼系数下降的原因。

#### (一)分解方法

借鉴Jenkins和Van Kerm(2006)的方法,将两个时间点之间教育指标的分布差异的变化 $\Delta(v)$ 分解为指标增加的累进效果 $P(v)$ 和再排序效果 $R(v)$ 两个部分:

$$\Delta(v) = R(v) - P(v) = G(X^1; v) - G(X^0; v) \quad (4)$$

其中

$$\begin{aligned} P(v) &= G(X^0; v) - C(X^0, X^1; v) \\ R(v) &= G(X^1; v) - C(X^0, X^1; v) \end{aligned} \quad (5)$$

$X^i$ ,  $i=0, 1$ 表示 $i$ 时刻的教育指标分布,  $G(X^i, v)$ ,  $i=0, 1$ 表示 $i$ 时刻教育指标的基尼系数,  $C(X^0, X^1; v)$ 则表示 $t_1$ 时刻教育指标分布相对于 $t_0$ 时刻排序的集中系数,  $v$ 为参数,在计算基尼系数时取值为2(Yitzhaki and Schechtman, 2005)。以人均受教育年限为例,  $P(v)$ 和 $R(v)$ 的具体含义如下:

其一,人均受教育年限增加的累进效果 $P$ 。<sup>①</sup>该指标衡量的从 $t_0$ 时刻到

<sup>①</sup> 本文只讨论 $t_1$ 时刻相对于 $t_0$ 时刻,各省份人均受教育年限总的增加量大于0的情况。



$t_1$ 时刻各省份人均受教育年限的增加量向低人均受教育年限的省份集中的程度,反映了 $t_0$ 时刻的低人均受教育年限省份在这个变化过程中的相对受益情况。

其二,再排序效果 $R$ 。再排序指的是不同时刻之间的人均受教育年限变化带来的各省份人均受教育年限排序的变化。<sup>①</sup> $R$ 测量的就是因为这一排序的变化导致的基尼系数的变化。

从公式(4)中可知,如果 $P$ 为正值,会使得 $t_1$ 时刻的基尼系数相对 $t_0$ 时刻变小。此时 $t_0$ 时刻人均受教育年限较低的省份获得了更大比例的增长,省际间差异程度自然会随之下降,反之如果 $P$ 为负值则会使得差异程度上升。再排序会导致在基尼系数的计算过程中各省份相应的权重发生变化。当 $R$ 为正,再排序导致的所有权重的变化会增大基尼系数。例如,时刻按照所有各省人均受教育年限排序,A省排名最高,B省排名最低,其他各省排在中间且人均受教育年限都相同; $t_1$ 时刻,A省和B省的排名对调,且二省之间的差距比 $t_0$ 时刻还大,这时候 $t_1$ 时刻整体的基尼系数相对 $t_0$ 时刻是增大的。反之,当 $R$ 为负则会减小基尼系数。对15岁及以上人口中高等教育学历人口占比的基尼系数的分解过程与之类似。

## (二)结果分析

首先将基尼系数在2002年到2021年20年间的整体变化进行分解,并选择每5年间的变化做进一步的阶段性分析。基尼系数的变化及其分解的标准误差由bootstrap的方法得到(重复抽样500次,带放回)。对6岁及以上人口人均受教育年限的省际基尼系数变化的分解结果如表3所示。从2002年到2021年这20年间,6岁及以上人口的人均受教育年限的省际基尼系数下降了0.0195。其中人均受教育年限增加的累进效果带来的下降为0.0248,而再排序效果使得基尼系数增加了0.0053。

大部分5年区间内的基尼系数都呈现下降的趋势。这与上文中对基尼系数随时间变化趋势的结论是一致的。分解项显示各时间区间中累进效果都要高出再排序效果一个数量级,是基尼系数变化的主要来源,即20年间6岁及以上人口人均受教育年限省际基尼系数的下降主要是因为初始人均受教育年限排名靠后的省份与排名靠前的省份之间差距的持续减少造成的。

---

<sup>①</sup> 比如,2005年四川省人均受教育年限6.84年低于甘肃省的6.86年,2006年四川省人均受教育年限7.24年高于甘肃省的6.78年。

表 3 6 岁及以上人口人均受教育年限省际基尼系数 2002—2021 年的变化分解

变量	观测值	Bootstrap 标准误差	Z 值	P 值	置信区间(95%)	
$\Delta$	-0.0195	0.0045	-4.36	0.000	-0.0283	-0.0107
R	0.0053	0.0019	2.83	0.005	0.0016	0.0090
P	0.0248	0.0042	5.97	0.000	0.0167	0.0330

我们对 15 岁及以上人口人均受教育年限和 15 岁及以上人口中高等教育学历人口占比的省际基尼系数进行了分解。表 4 显示,从 2002 年到 2021 年这 20 年间,15 岁及以上人口的人均受教育年限的省际基尼系数下降了 0.0233。其中人均受教育年限增加的累进效果带来的下降为 0.0272,而再排序效果使得基尼系数增加了 0.0039。

表 4 15 岁及以上人口人均受教育年限省际基尼系数 2002—2021 年的变化分解

变量	观测值	Bootstrap 标准误差	Z 值	P 值	置信区间(95%)	
$\Delta$	-0.0233	0.0053	-4.37	0.000	-0.0337	-0.0129
R	0.0039	0.0015	2.64	0.008	0.0010	0.0067
P	0.0272	0.0051	5.33	0.000	0.0172	0.0372

表 5 显示,15 岁及以上人口中高等教育学历人口占比的省际基尼系数下降了 0.1450。其中人均受教育年限增加的累进效果带来的下降为 0.1714,而再排序效果使得基尼系数增加了 0.0265。与 6 岁及以上人口人均受教育年限省际基尼系数的结论基本一致,即累进效果带来的排名靠后省份与排名靠前省份之间差异的持续减小是基尼系数下降的主要驱动因素。

表 5 15 岁及以上人口中高等教育学历人口占比省际基尼系数 2002—2021 年的变化分解

变量	观测值	Bootstrap 标准误差	Z 值	P 值	置信区间(95%)	
$\Delta$	-0.1450	0.0283	-5.13	0.000	-0.2004	-0.0896
R	0.0265	0.0097	2.73	0.006	0.0075	0.0454
P	0.1714	0.0251	6.83	0.000	0.1223	0.2206

另外,从图 5 可以看出 2002 年 6 岁及以上人口人均受教育年限排名最后三个省份分别是西藏、云南、青海,其中西藏从 2002 年的 4.32 年提升到 2021 年的 6.45 年,提升了 49.23%;云南从 6.12 年提升到 8.77 年,提升了

43.24%；青海从6.35年提升到8.47年，提升了33.40%；排名靠前的三个省份分别是北京、上海、天津，其中北京市从2002年的10.26年提升到2021年的12.54年，提升了22.26%；上海市从9.60年提升到11.74年，提升了22.33%；天津市从9.15年提升到11.24年，提升了22.85%。

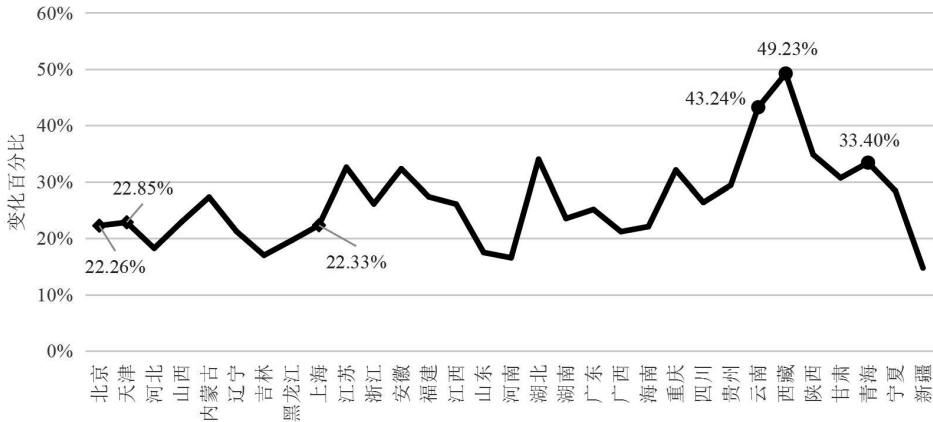


图5 各省6岁及以上人口人均受教育年限2021年较2002年提升百分比

总而言之，过去20年间我国人均受教育年限在整体上得到提升，而且从提升幅度看，人均受教育年限排名较低的省份要高于较高的省份，这也是各省之间人均受教育年限的分布差异在不断缩小的主要原因。

#### 四、人均受教育年限省际差异的影响因素

与上文中对基尼系数在不同年份之间变化的分解不同，本部分将对教育结果指标进行分解，重点关注指标本身某一组成因素（如高等教育学历人口）的变化对总体基尼系数的影响。

##### （一）组成因素的分解

以人均受教育年限指标  $y_{school}$  为例，从公式(2)可知其由  $y_i$ ,  $i=0, 1, 2, 3, 4$  共5部分构成。每一部分可看作人均受教育年限的一个来源，代表该省份第  $i$  组对应教育年限按人口占比加权后的值。于是人均受教育年限省际基尼系数  $G_{school}$  可写成(Shorrocks, 1982; Lerman and Yitzhaki, 1985):

$$G_{school} = \sum_{i=0}^4 S_i G_i R_i \quad (6)$$

其中  $S_i$  表示来源  $i$  所占的比重，反映了其对于整体人均受教育年限的重要性，结合公式(2)可知  $S_i = y_i / y_{school}$ 。  $G_i$  表示来源  $i$  自身的基尼系数，反映了其省际分布的差异程度。  $R_i$  表示来源  $i$  省际基尼系数  $G_i$  与整体人均受教

育年限的基尼系数  $G_{school}$  的相关系数:

$$R_i = \frac{Cov\{y_i, F(y_{school})\}}{Cov\{y_i, F(y_i)\}} \quad (7)$$

其中  $F(y_{school})$  和  $F(y_i)$  分别为人均受教育年限和其来源  $i$  的累计分布函数。

当来源  $i$  变化  $e$  个百分点时( $e$  比较小, 例如接近 1, 且其他来源不变), 由公式(6)可知, 基尼系数  $G_{school}$  的变化为:

$$\frac{\partial G_{school}}{\partial e} = S_i (G_i R_i - G_{school}) \quad (8)$$

进一步, 可以得到:

$$\frac{\partial G_{school} / \partial e}{G_{school}} = \frac{S_i G_i R_i}{G_{school}} - S_i \quad (9)$$

公式(9)即表明来源  $i$  变化很小的百分比  $e$  带来的总体人均受教育年限省际基尼系数变化的百分比( $(\partial G_{school} / \partial e) / G_{school}$ )等于该来源对整体基尼系数的贡献比例( $S_i G_i R_i / G_{school}$ )减去其占总人均受教育年限的权重  $S_i$  (Stark et al., 1986)。公式(3)显示人均受教育年限各个来源的权重  $S_i$  主要取决于对应受教育水平分组的人口占比, 这样就找到了人均受教育年限省际分布差异程度和各个分组(见表 1)人口占比之间的联系。

## (二) 结果分析

以下采用上述方法来估计高等教育及以上人口比例的增加对于人均受教育年限省际基尼系数的影响。由于无法控制其他受教育水平人口比例不变而单独增加高等教育学历人口比例, 要加入如下关于增加的高等教育学历人口从何而来的假定: 高等教育学历人口的增加完全来自于原高中教育人口, 初中及以下教育人口不变(既不考虑高中再进一步的从初中补充的情况)。我们认为该假定较为合理, 原因有二: 其一, 高等教育招生的绝对主体是高中教育完成者; 其二, 在目前高等教育入学率仍有较大上升空间的情况下(2022 年高等教育毛入学率为 59.6%<sup>①</sup>), 高中阶段教育并不需要对边际的高等教育学历人口的增加做出反应, 即高中并不需要扩大自身的招生来满足高校的招生。

表 6 是对 2021 年数据进行组成因素分解的结果, 其中重点关注高等教育学历人群变化引起的 6 岁及以上人口人均受教育年限省际基尼系数的边际变化量( $MG_4$ )和边际变化百分比( $PMG_4$ )两个指标: 在 2021 年, 假定总人口不

① [http://www.moe.gov.cn/jyb\\_sjzl/sjzl\\_fztjgb/202307/t20230705\\_1067278.html](http://www.moe.gov.cn/jyb_sjzl/sjzl_fztjgb/202307/t20230705_1067278.html).

变，如果各省高等教育学历人口数都增加1%（例如通过高考升学率的提升），人均受教育年限的省际基尼系数将会增加0.0296（57.87%）。显然人均受教育年限的省际基尼系数对于高等教育学历人口数的变化是很敏感的。

表6 2021年6岁及以上人口人均受教育年限省际基尼系数组成因素的分解

变量	观测值	Bootstrap 标准误差	Z值	P值	置信区间(95%)	
$S_4$	0.3309	0.0161	20.62	0.000	0.2995	0.3624
$R_4$	0.9120	0.0484	18.84	0.000	0.8171	1.0069
$G_4$	0.1658	0.0339	4.90	0.000	0.0994	0.2322
$R_3$	0.7924	0.0882	8.99	0.000	0.6196	0.9653
$G_3$	0.0871	0.0158	5.50	0.000	0.0560	0.1181
$G_{school}$	0.0511	0.0111	4.62	0.000	0.0294	0.0728
$MG_4$	0.0296	0.0129	2.29	0.022	0.0042	0.0549
$PMG_4$	57.87%	0.2355	2.46	0.014	0.1172	1.0402

导致这一结果的主要原因是高等教育学历人群的人均受教育年限分布和整体人均受教育年限分布的关联非常高，其相关系数达到0.9120。尽管高等教育学历人口本身的差异程度并不算高( $G_4=0.1658$ )，但增加该部分人口比例会让人均受教育年限本来就高的省份与其他省份的差距进一步拉大。而相应的高中学历人群的减少并不足以抵消掉这一影响，因为高中学历人群的人均受教育年限分布与整体人均受教育年限的分布的关联程度( $R_3=0.7924$ )低于前者与整体的关联程度，而且高中学历人群分布本身的差异程度( $G_3=0.0871$ )也要小于前者。

图6中柱状图为历年 $MG_4$ ，虚线为历年 $PMG_4$ ，柱状图颜色的深浅代表观测值的不同显著性水平，颜色越深显著性水平越高，黑色代表观测值显著性水平为99%以上，深灰色为95%到99%之间，浅灰色为95%以下。<sup>①</sup>可以看到高等教育及以上学历人群变化(占比增加1%)引起的6岁及以上人口人均受教育年限省际基尼系数的边际变化百分比( $PMG_4$ )在2002年至2021年整体来看是呈现逐年升高的趋势：2003年最小为3.88%，之后逐年波动升高，在2021达到最高57.87%。这一趋势反映了人均受教育年限省际基尼系数对高等教育及以上学历人群变化的敏感度逐年升高。这与图7中20年间高

① 分别对应三种p值：黑色  $p \leq 0.01$ ，深灰： $0.01 < p \leq 0.05$ ，浅灰： $p > 0.05$ 。

等教育及以上教育年限人口占 15 岁及以上人口百分比的变化趋势是一致的：高等教育学历人口占比的逐年升高会提升这类人群对整体人均受教育年限的影响。针对 15 岁及以上人口人均受教育年限组成因素进行分解的结果与 6 岁及以上人口的结果基本一致。

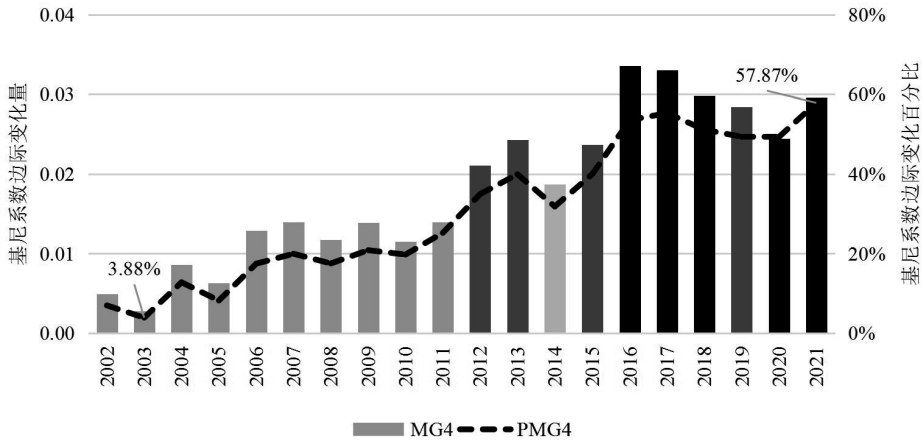


图 6 高等教育学历人口增加 1%引起的 6 岁及以上人口  
人均受教育年限省际基尼系数的变化量

总结来说，2002—2021 的 20 年间各省人均受教育年限的分布差异对于各省高等教育学历人口占比的变化越来越敏感。尤其是近年来随着高等教育学历人口规模的增加，各省人均受教育年限分布差异与高等教育学历人口占比分布差异呈现出很高的相关性，使得前者对后者变化的敏感程度大幅度提升。高等教育学历人口占比的省际基尼系数的小幅度增加会大幅度增加人均受教育年限的省际基尼系数。

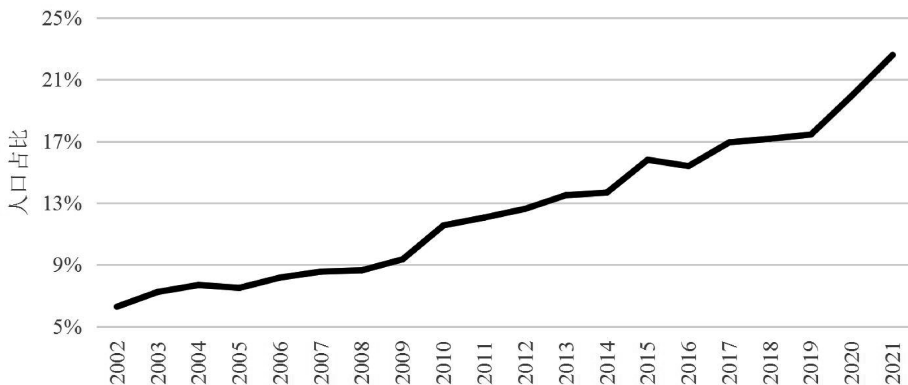


图 7 全国 15 岁及以上人口中高等教育学历人口占比

## 五、结论与建议

### (一) 研究结论

本文的主要结论如下：

第一，从绝对数值看，2002—2021年我国整体人均受教育年限的省际差异不大，但各省之间高等教育学历人口占比有显著的差异，且与各地区经济发展水平显著相关，即经济发达省份的高等教育学历人口占比较相对高。从变化趋势看，二十年间上述指标都呈现逐年递减的趋势，尤其是高等教育学历人口占比的省际分布差异程度减少了接近50%。单从本文涉及的教育指标来看，国家的教育均衡发展战略取得了显著的成就，省际之间的教育结果差异程度维持在相对合理的水平。此外，地区经济发展对于教育差异水平的提升有重要意义。

第二，进一步通过对人均受教育年限省际基尼系数变化的分解，研究发现2002—2021年间我国人均受教育年限的提升主要体现在两个方面：一方面，各省人均受教育年限都呈现逐年上升的趋势；另一方面，人均受教育年限排名靠后的省份的提升幅度要高于靠前的省份，这是人均受教育年限省际基尼系数下降的主要原因。这也进一步反映了过去20年间教育事业在减少教育结果差异上取得的成就。

第三，近年来随着高等教育学历人口规模的提升，各省高等教育学历人口占比的分布与人均受教育年限的分布呈现出很强的关联性，使得人均受教育年限省际基尼系数对于各省高等教育学历人口的边际变化很敏感，即高等教育学历人口占比省际基尼系数的小幅度增加会大幅度增加人均受教育年限的省际基尼系数，而且这种敏感程度呈现逐年上升的趋势。

### (二) 政策建议

基于本文的分析和研究结论，提出以下几点关于进一步减少地区间教育差异的政策建议。

第一，保障经济相对落后地区的教育财政投入能力。教育事业的长期稳定发展需要教育财政的长期稳定投入，尤其在经济相对落后地区，薄弱的教育基础和有限的教育投入能力是制约其教育事业发展的客观因素。考虑到地方政府往往优先投入资源发展地方经济而非教育，更需要从体制机制上进一步加强对经济相对落后地区的教育财政投入能力的保障。

第二，进一步挖掘减少教育差异的潜力。本文更多地从数量上对省际人

均受教育年限的差异进行了分析,但优质的教育的均衡发展是要兼有数量的平等和质量的平等。尽管从教育结果的数据上看,省际间教育差异水平尚可,但促进教育质量平等可以成为进一步挖掘教育公平潜力的抓手,也是走向真正高水平教育公平的必然选择。尤其是基础教育,我们应进一步优化布局,利用信息技术推动基础教育优质均衡发展;聚焦需求,提供规模化和个性化兼具的教育服务供给;坚持问题导向,开展基础教育质量的动态监测与智能诊断,从而构建更加公平、更高质量的基础教育发展新格局(刘洋溪,2022)。

第三,加大经济落后地区高质量人才引进的力度。教育公平和经济公平是社会公平中互相关联的两个重要方面(褚宏启,2006):经济公平是教育公平的重要物质保障,“经济社会发展是人的全面发展的前提和条件,没有经济社会的发展,人的全面发展也就失去了基础和保障。实现人的全面发展,受到生产力发展水平和社会现实条件的制约,是一个长期的、渐进的过程,不能超越经济社会发展阶段”<sup>①</sup>。教育公平有利于促进经济公平,当今时代,经济社会的发展,不仅取决于劳动力的数量,更加依赖于劳动力的质量,而劳动力质量的提升,教育发挥着决定性的作用。从本文结论可知教育结果的差异与地区高等教育学历人口占比有紧密的正向关联。减少教育结果差异的一个直接有效的方法就是提升教育水平落后地区的高等教育学历人口比例。同时,促进经济欠发达地区的经济发展也是促进社会公平的重要手段,其有赖于产业的转型升级,而高质量人才是产业转型升级的必要条件。因此,经济欠发达地区对于高质量人才的需求是教育公平提升和地区经济发展的共同要求。

#### [参考文献]

- 陈岳堂、雷志翔,2019:《中国教育公平发展的差异与趋势——主要基于教育基尼系数的区域比较》,《湖南农业大学学报(社会科学版)》第3期。
- 杜鹏,2005:《基于基尼系数对中国学校教育差距状况的研究》,《教育与经济》第5期。
- 韩海彬、赵丽芬,2012:《教育扩展与教育不平等:中国的实证分析》,《华南师范大学学报(社会科学版)》第2期。
- 刘精明,2023:《教育扩张与分布型教育不平等——复合教育基尼系数的演化性质及其检验》,《社会学研究》第1期。
- 刘洋溪、钱梦婷、吴南中,2022:《美国教育信息化何以促进基础教育公平:政策、实践与启示》,《比较教育学报》第5期。

<sup>①</sup> 中共中央宣传部理论局:《科学发展观学习读本》,学习出版社2006版,第27—28页。



- 刘志伟, 2003: 《收入分配不公平程度测度方法综述》, 《统计与信息论坛》第5期。
- 孙百才、张洋、刘云鹏, 2014: 《中国各民族人口的教育成就与教育公平——基于最近三次人口普查资料的比较》, 《民族研究》第3期。
- 孙百才、刘云鹏, 2014: 《中国地区间与性别间的教育公平测度: 2002—2012年——基于人口受教育年限的基尼系数分析》, 《清华大学教育研究》第3期。
- 吴振华、张学敏, 2017: 《中国农村居民教育公平的实证研究——基于1988—2012年教育基尼系数的测算与分解》, 《教育经济评论》第2期。
- 尹雪花、李翔、尹传存, 2021: 《基尼系数与洛伦兹曲线的等价分类》, 《统计与决策》第24期。
- 张航空、姬飞霞, 2013: 《中国教育公平实证研究: 1982—2010——基于教育基尼系数拆解法的分析》, 《教育科学》第6期。
- 周亚、甘勇、李克强、姜璐, 2004: 《中国人力资本总量的差异性分析》, 《教育与经济》第2期。
- 褚宏启, 2006: 《关于教育公平的几个基本理论问题》, 《中国教育学刊》第12期。
- Barro, Robert J., 1991, "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economic*, 106: 407-443.
- Donaldson, D. and J. A. Weymark, 1980, "A Single-parameter Generalization of the Gini Indices of Inequality", *Journal of Economic Theory*, 22: 67-86.
- Donaldson, D. and J. A. Weymark, 2015, "Ethically Flexible Gini Indices for Income Distributions in the Continuum", *Journal of Economic Theory*, 29(2): 353-358.
- Jenkins, S. P., 1988, "Calculating Income Distribution Indices from Micro-data", *National Tax Journal*, 41(1): 139-142.
- Jenkins, S. P. and P. Van Kerm, 2006, "Trends in Income Inequality, Pro-poor Income Growth and Income Mobility", *Oxford Economic Papers*, 58(3): 531-48.
- Lerman, R. I. and S. Yitzhak, 1984, "A Note on the Calculation and Interpretation of the Gini Index", *Economics Letters*, 15: 363-368.
- Lerman, R. I. and S. Yitzhaki, 1985, "Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States", *Review of Economics and Statistics*, 67: 151-156.
- Psacharopoulos, G. and A. M. Arriagada, 1986, "The Educational Attainment of the Labor Force: An International Comparison", *The World Bank Report No. EDT 38*.
- Shorrocks, A. F., 1982, "Inequality Decomposition by Factor Components", *Econometrica*, 50: 193-212.
- Stark, O. J., E. Taylor and S. Yitzhaki, 1986, "Remittances and Inequality", *Economic Journal*, 96: 722-740.
- Thomas V., Y. Wang and X. Fan, 2001, "Measuring Education Inequality: Gini Coefficients of Education", *The World Bank Policy Research Working Paper No. 2525*.

- Thomas V., Y. Wang and X. Fan, 2003, "Measuring Education Inequality: Gini Coefficients of Education for 140 Countries, 1960—2000", *Journal of Educational Planning and Administration*, 1.
- Yitzhaki, S. and E. Schechtman, 2005, "The Properties of the Extended Gini Measures of Variability and Inequality", *METRON International Journal of Statistics*, 63 (3): 401-433.
- Yitzhaki, S., 1983, "On an Extension of the Gini Inequality Index", *International Economic Review*, 24: 617-628.

## Inter-Provincial Differences and Trends in Average Years of Education Per Capita

ZENG Yang, ZHOU Ya, LI Ke-qiang

(School of Systems Science, Beijing Normal University)

**Abstract:** Using data on the average years of education per capita from 2002 to 2021 across China's 31 provinces (including autonomous regions and municipalities), this study calculates and analyzes the differences and trends in the distribution of average educational years at the provincial level. The study decomposes the inter-provincial Gini coefficient of average educational years from two aspects: the effects of changes in the Gini coefficient (progressive effect, reranking effect), and the grouping of educational years. It examines the causes of changes in the Gini coefficient over two decades, and the impact of changes in the population with different educational levels on the provincial distribution differences of average educational years. The research finds that, over the twenty years, the overall provincial differences in average educational years are not significant and show a declining trend, primarily due to the improvement of education levels in lower-ranking areas. Additionally, in recent years, the difference in the distribution of average educational years per capita among provinces shows a high correlation with the distribution difference in the proportion of the population with higher education and above. The former is sensitive to changes in the latter, meaning a slight increase in the provincial Gini coefficient for the proportion of the population with higher education leads to a significant increase in the Gini coefficient for average educational years. The paper suggests that strengthening financial support and high-quality talent introduction in economically backward areas is an effective way to reduce educational disparities.

**Key words:** average years of education per capita; inter-provincial differences; Gini coefficient

[责任编辑: 刘泽云 责任校对: 刘泽云 胡咏梅]