

# 我国高等教育规模扩张政策对城乡教育公平影响研究

## ——基于CGSS2017数据的分析

任慧颖

上海工程技术大学管理学院, 上海

收稿日期: 2022年4月27日; 录用日期: 2022年5月21日; 发布日期: 2022年5月31日

### 摘要

文章基于教育政策评估视角, 通过2017年度中国综合社会调查(CGSS)数据分析的实证研究, 以前后比较的教育政策评估方法, 研究了高等教育规模扩张政策对城乡之间大学入学机会分布的新变化。结果表明, 中国高等院校入学机会在城乡分配中的不平等现状依然存在, 但教育扩张政策落实后, 中国高等教育机会分配的城乡差异已明显减少; 城市高等教育机遇不公平程度降低更多地体现在总量的变化, 但在普通高校中, 城市大学机会的不平等并没有明显的变化。在此基础上, 通过对我国城市高等教育扩展政策实施效果的评价, 为今后制定更有针对性的城市高等教育扩张政策提供依据。

### 关键词

高等教育扩张, 教育公平, 教育机会, CGSS

# Research on the Impact of China's Higher Education Scale Expansion Policy on Urban and Rural Education Equity

## —Analysis Based on CGSS2017 Data

Huiying Ren

School of Management, Shanghai University of Engineering Science, Shanghai

Received: Apr. 27<sup>th</sup>, 2022; accepted: May 21<sup>st</sup>, 2022; published: May 31<sup>st</sup>, 2022

## Abstract

Based on the perspective of education policy evaluation, this paper studies the effect of higher education scale expansion policy on the distribution of university enrollment opportunities between urban and rural areas through an empirical study of data analysis of the 2017 China General Social Survey (CGSS) and a comparison of education policy evaluation methods before and after new changes. The results show that the unequal status quo of China's higher education opportunity distribution in urban and rural distribution still exists, but after the implementation of the education expansion policy, the urban-rural difference in China's higher education opportunity distribution has been significantly reduced; the degree of inequality in urban higher education opportunities has decreased more. It is reflected in the change of the total amount, but in ordinary colleges and universities, the inequality of urban university opportunities has not changed significantly. On this basis, the evaluation of the implementation effect of my country's urban higher education expansion policy provides a basis for formulating more targeted urban higher education expansion policies in the future.

## Keywords

Higher Education Expansion, Educational Equity, Educational Opportunity, CGSS

Copyright © 2022 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

教育是实现社会阶层合理流动的主要方式[1]。中国农村的传统阶层由农民、工人、知识分子构成，在城市化和工业化的不断发展中，乡村阶层的分化日趋严重，民营企业家、经理阶层、农民工阶层的出现[2]，使得城乡阶层的差距逐步扩大。新世纪以来，教育机会均等问题已成为各国政府与社会共同关心的问题。从国际视野来看，教育机会平等是指每个人都有受教育的权利，而实现教育机会平等的关键则在于教育政策。目前我国正处于全面推进高等教育的关键时期。教育机会平等主要有：起点平等(接受教育)、过程平等(教育过程中的质量、教育过程中的平等)、以及教育成果平等(学术成绩平等、教育质量平等) [3]，经济发展能力较弱的国家或地区更关注入学机会平等。由于户籍制度等因素限制了城镇劳动力向城市流动，造成我国日益严重的城乡差别。改革开放以来，随着经济发展和社会进步，农民进城务工已成为一种常见的现象，农民工数量也在不断增加。在高等教育扩张政策之前，只有很小一部分农村户籍人口继续接受高等教育。在 1999 年实施高校扩张政策后，高等教育毛入学率由 1999 年的 10.5% 提高到 2020 年的 54.4% [4]，由大众化阶段迈向普及化阶段。

高等教育获得是衡量社会经济地位的一个重要指标，针对城市和农村户籍身份对接受高等教育的机会分布情况进行研究，有助于查明城市和农村地区在接受高等教育方面的差异性，以及由于高等教育规模扩张政策实施后，农村和城市教育机会分配的有效性发生了新的变化。高等教育扩张政策是否促进了城乡教育机会的均等化？城乡教育机会不平等现象是否得到缓解？通过对这些问题的回答，对于实现更公平的高等教育具有重要意义。

## 2. 文献综述

近年来,许多学者对高等教育规模扩大对高等教育城乡入学机会的不同影响进行了深入研究。现有的研究文献表明,研究人员更加关注家庭背景、社会结构、城乡和农村地区对接受高等教育的影响的演变趋势。

### 2.1. 国际研究的基本假设与结论

20世纪西方高等教育规模的扩大,产生了三种典型的理论解释:“最大化维持不平等”(或MMI)[5]假说。该假说强调扩大高等教育规模并不会导致收入差距的进一步拉大。在高等教育大众化时代,MMI是一个合理且必要的选择,但当经济进入相对稳定阶段后,这一理想就不再成立。扩大高等教育的实施不一定直接导致教育机会的均等化,通过扩大高等教育而增加的接受高等教育的机会被社会较高阶层的资本家接管,然后才使较低阶层的弱势群体受益。第二个是“有效维持不平等”(EMI)假说。卢卡斯认为,教育的不平等体现在数量上和质量上。在高等教育发展的过程中,尽管教育数量上的不平等能够在一定程度上得到缓解,但在教育质量上仍有很大的差距。为使孩子得到更好的教育,较高阶层将竞争转移到了高等教育阶段中[6]。第三是“教育不平等阶段差异”假设,报告指出,“持续/不可持续、增强/削弱”这一措辞未能充分反映影响到教育领域扩大的不平等[7]。

在国际一级对影响高等教育不平等的因素进行了多种理论和经验分析,Ballarinoetal利用西班牙和意大利的数据发现,高等教育的扩张在一定程度上促进了高等教育机会均等[8]。费瑟曼和豪斯以及英国和瑞典的数据证实了美国教育中的先赋因素,表明美国教育中对接受初等和中等教育的影响有所减少,但高等教育机会分布中的先赋因素没有减少[9]。早期现代化理论认为教育不平等的存在取决于个人因素,布劳和伍德福德的调查表明,美国的初等教育和中等及以上教育的平均接受率都较高,但不同阶段之间的差异较大。在20世纪60年代,布劳和邓肯的研究发现,在工业化社会进程的过程中,父亲的受教育程度在限制儿童的受教育程度方面发挥了作用,同时也间接影响了他们的职业地位[10]。自那时以来,父母教育、父母职业地位、种族等对教育机会不平等的影响也一直得到证实[11]。

### 2.2. 我国相关研究的验证与发现

国内学者普遍认为,农村地区的教育不公平现象主要体现在农村和城市地区的教育机会不均衡,城市地区和农村地区相比,城市地区学生在接受高等教育方面存在着显著的优势[12],且父母的受教育程度越高,他们的孩子将更容易获得较高层次的高等教育[13]。刘精明通过事件史Cox比例风险模型对中国综合社会调查CGSS2003年的数据进行分析,高等教育规模扩张政策推行至今,中国高等教育范畴内的教育资源不均衡问题呈现了下行态势,但高等教育机会获得水平与社会阶层方面的差距依旧相当突出,同时高等教育规模扩张也凸显了社会优势阶层在高等教育中的相对优势,劣势社会群体可以通过成人高等教育学习,从而能够获取更多的高等教育入学机会[14]。

我国高校学生群体中,高阶层家庭学生的比重较高,在城镇地区,中上等收入家庭的学生在上好大学上有显著的优势,农村家庭子女较多进入普通本科院校和专科院校[15]。在阶层背景中,城市家庭对自主招生的知晓度、录取率较高,城镇家庭的孩子更容易接受大学教育。

### 2.3. 研究假设

研究主要分析了政策实施后对城乡高等教育入学率的影响,根据学者的研究,影响因素包括户籍身份、家庭背景、父母受教育程度、父亲职业地位、出生时代等,针对这些影响因素,提出以下假设:

假设 1: 高等教育规模扩张政策后, 城乡之间仍存在较大差距, 城镇居民教育机会程度高于农村居民。

假设 2: 高等教育规模扩张政策后, “90 后”与 80 后相比, 城乡教育机会差距有所缩小。

假设 3: 高等教育政策扩大后, 90 后群体比 80 后群体更有可能获得高等教育机会。

### 3. 研究设计

#### 3.1. 数据

研究选取了 2017 年《中国社会综合调查》的数据 CGSS, 《中国社会综合调查》具有全国性、综合性、连续性的特点, 采用多阶段随机抽样的方式, 从全国城乡居民群体中选取调查对象, 进行问卷调查收集和整理分析。本次调查包括个人信息、家庭信息、工作情况信息等, 2017 年共采集个体样本 12582 份。在此基础上, 研究以“教育机会均等”为视角, 探讨不同年龄人群受教育权实现程度以及城乡差异问题, 并提出相应建议。首先了解教育发展现状, 通过分析教育规模扩张政策对城市和农村地区教育机会的影响, 从这一数据中提取了 1980 之前和之后出生的人的数据, 经 stata 软件进行数据处理后, 共获得 2966 份数据样本。

#### 3.2. 变量

##### 3.2.1. 因变量

本文中的因素包括个人是否受过大学教育以及个人所接受的大学教育类型(本科或专科)。

##### 3.2.2. 自变量

本文主要研究教育规模扩张政策对城乡教育机会的影响, 包括出生时期和户籍。因此, 自变量包括两个方面: 出生时期和户籍。自 1999 年实施扩招以来, 以 2008 年为截止时间, “80 后”将于 2008 及以前考入高校, “90 后”将于 2008 年以后考入高校, 通过比较城乡两代人的城乡教育机会, 评估教育规模扩张政策的影响。二是户籍, 以居民 14 岁时的户籍身份为依据。三是户籍制度改革前后两个时间节点, 分别从 1978 年改革开放到 2012 年三十年内进行纵向比较。通过建立 Logistic 回归模型, 运用回归模型对我国城镇及农村地区的高等教育资源配置进行了研究, 得出相关结论并提出相应建议。

##### 3.2.3. 控制变量

高等教育规模扩张政策对城乡教育机会的影响研究纳入四组控制变量, 包括性别、民族、父母的最高受教育年限、父亲职业地位。以此来衡量城乡差距对子女接受高等教育的影响。

### 4. 分析结果

本报告中的数据分析分为两个方面: 一是描述了在 2008 年前后两种不同特点的人群中, 即 80 后和 90 后的教育机会的情况和趋势, 在表 1 所示的是平均教育机会的统计, 表 2 所示的是不同特征群体的描述性统计。二是模型估算, 利用 logit 模型进行统计估算。研究结果表明, 总体上教育机会感知与经济收入显著相关; 个体层面因素中, 受教育程度与家庭月人均收入显示正相关, 但性别因素不具有显著性作用, 并建立了 80 后、90 后宏观结构变量对教育机会获得的影响模型。

#### 4.1. 高等教育机会分配的总体状况

研究中增加了 logit 模型, 将“是否接受过高等教育”作为因变量, 如表 3 所示。模型 1 以性别、民族、户籍、父母受教育年限、出生时代和父亲职业地位为自变量。

**Table 1.** Descriptive statistics of analysis variables  
**表 1.** 分析变量的描述性统计表

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
是否接受高等教育	2966	0.4545	0.4980	0	1
出生时代	2966	0.4093	0.4918	0	1
户籍	2966	0.2229	0.4162	0	1
父亲社会经济地位	2966	3.3823	1.7512	1	7
父母的受教育年限	2966	8.7225	3.8261	0	19
民族	2966	0.9181	0.2743	0	1
性别	2966	0.4791	0.4996	0	1

**Table 2.** Descriptive statistics of the post-80s and post-90s groups  
**表 2.** 80 后、90 后群体的描述统计表

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
是否接受高等教育	1752	0.3933	0.4886	0	1
出生时代	1752	0.0000	0.0000	0	0
户籍	1752	0.2032	0.4025	0	1
父亲社会经济地位	1752	3.1553	1.6137	1	7
父母的受教育年限	1752	8.3288	4.0153	0	19
民族	1752	0.9235	0.2658	0	1
性别	1752	0.4640	0.4988	0	1

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
是否接受高等教育	1214	0.5428	0.4984	0	1
出生时代	1214	1.0000	0.0000	1	1
户籍	1214	0.2512	0.4339	0	1
父亲社会经济地位	1214	3.7100	1.8854	1	7
父母的受教育年限	1214	9.2908	3.4587	0	19
民族	1214	0.9102	0.2860	0	1
性别	1214	0.5008	0.5002	0	1

**Table 3.** Logit regression model for higher education acquisition  
**表 3.** 高等教育获得的 Logit 回归模型

	(1) 是否接受教育	(2) 是否接受教育
性别	-0.211*** (-2.48)	-0.215** (-2.51)
民族	-0.00237 (-0.02)	0.0120 (0.08)
父母的受教育年限	0.204*** (14.29)	0.208*** (14.42)
父亲社会地位	0.165*** (6.65)	0.183*** (5.22)



Continued

户籍	1.268 <sup>***</sup> (11.23)	1.682 <sup>***</sup> (10.90)
出生时代	0.459 <sup>***</sup> (5.32)	0.792 <sup>***</sup> (4.18)
时代_父亲社会经济地位		-0.0452 (-0.93)
时代_14岁户籍		-0.965 <sup>***</sup> (-4.34)
_cons	-2.922 <sup>***</sup> (-14.28)	-3.102 (-13.84)
N	2966	2966
r <sup>2</sup> _p	0.193	0.198

注：括号中数字为t值，\*\*、\*\*\*分别表示在5%、1%水平下显著，标准误差经过robust调整。

该模型表明，性别和种族不会显著地影响到一个人的高等教育机会获得。父亲的职业地位、父母的教育年限、14岁的户籍、出生时代，都会对学生的高等教育获得产生显著的影响。特别是父母受教育的最高年龄对他们的孩子的高等教育获得有很大的影响，父母的受高等教育的最高年限每延长一年，他们的孩子就会增加22.2%的机会进入高校。父亲的职业状况对孩子的高等教育机会会有显著的影响，父亲的职业地位越高，孩子受高等教育的几率将会提高17.9% ( $p < 0$ )。被调查者在14岁时的户口状况对上大学的机会会有显著的影响，非农村户口的人获得高等教育的可能性比农村户口的人高2.55倍 ( $p < 0.05$ )。随着高等教育的扩展，个人的教育水平受到了出生年龄的显著影响，90后接受高等教育的比例比80后高58.2% ( $p < 0.001$ )。

#### 4.2. 教育机会不平等的时期比较

在模型1的基础上，模型2加入了一项与14岁受访者的出生年龄和户口状况相关的互动项目，研究表明，城乡之间的高等教育机会分布不均衡。为更好地了解城乡差距的成因，本研究将出生年龄因素与父辈职业状况的互动关系纳入到本模型及后续模型中。结果表明，城乡居民的高等教育受教育程度与性别、种族因素无明显关系。父亲的职业地位、父母教育年限、14岁居民的户籍状况、“90后”时期的变化对大学生的高等教育水平有显著的影响。“90后”父亲职业状况的回归因子有更大的正向性，负数显示出“90后”相对于“80后”而言，父亲职业状况对学生所受高等教育机会的影响有所下降。随着父亲职业地位的提升，“80后”接受高等教育的可能性也会增加20% ( $p < 0.001$ )，而“90后”则有14% ( $p < 0.01$ )的几率得到更高的教育。“90后”14岁时，户籍人口的回归系数为负，因而“90后”人群相对于“80后”而言，户籍影响可供接受高等教育的机会有所减少，而“80后”中的非农村人口子女接受高等教育的可能性是农村人口的4.37倍，在“90后”中，这一比例下降了2.05倍 ( $p < 0.001$ )。

综合以上分析，我国1999年实行了扩大高等教育规模的政策后，农村地区的父辈职业状况、户口状况等因素对我国农村地区的高等教育水平的影响并非一成不变。与“80后”相比，“90后”大学生在高等教育中的入学机会差距明显缩小，城乡差距缩小。

#### 4.3. 优质高等教育资源分配变化趋势

在实施高等教育政策评估时，仍必须兼顾城乡人口所获得的高等教育类别的(专科/本科)差别。本研究选择的CGSS2017教育数据库中缺少对个人进行教育的调研问卷，因此以未接受教育、专业教育、本科教育分类为三种因变量构建多重分类的logit模型，将性别、种族、年龄、父母教育时间、户籍、父亲职业地位指数和同一时期人口间的交互作用作为自变量，构建回归模型，如表4所示。Mlogit以未上

过大学为基准参考组，第一栏“专科”模型 3，第三栏“本科”模型 4，模型 5 中本科 vs 专科是用“本科”系数减“专科”系数所得，也就是表 4 中的第三栏。

在模型 3、4 中，居民户口身份变量存在显著的正向影响，表明“80 后”人群在 14 岁时的个人户口状况对其接受高等教育的机会会有显著的影响。相对于未读大学而言，“80 后”中非农民身份的学生接受专业教育的可能性要高 3.27 倍( $p < 0.001$ )；非农村户口的个人有大学学历的可能性是农村户口居民的 5.06 倍( $p < 0.001$ )。在模型 3、4 中，在 0.1 水平上，户籍身份与出生时代间的互动关系存在显著的负值，表明与没有上过大学的人相比，“90 后”群体在户籍因素上接受高质量高等教育的机会差异减少。

**Table 4.** Mlogit regression models for different types of higher education

**表 4.** 不同高等教育类型的 Mlogit 回归模型

接受大学教育的层次	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
专科						
性别	-0.2757684	0.1105824	-2.49	0.013	-0.492506 -0.0590308	
民族	0.1543155	0.211588	0.73	0.466	-0.2603893 0.5690203	
父母的受教育年限	0.1346388	0.0179212	7.51	0.000	0.0995139 0.1697638	
父亲社会经济地位	0.1824106	0.045361	4.02	0.000	0.0935046 0.2713165	
户籍	1.452003	0.1911197	7.60	0.000	1.077415 1.826591	
出生时代	0.8493203	2459799	3.45	0.001	0.3672086 1.331432	
时代_父亲的社会经济地位	-0.0547398	0.0624259	-0.88	0.381	0.1770922 0.0676126	
时代_14岁户籍	-1.165693	0.2829909	-4.12	0.000	-1.720345 -0.6110414	
_cons	-3.429557	0.2899073	-11.83	0.000	-3.997765 -2.861349	
未上过大学 (base outcome)						
本科						
性别	-0.1762711	0.978128	-1.80	0.072	-0.3679807 0.0154385	
民族	-0.0743622	0.1800041	-0.41	0.680	0.427163727 84,394	
父母的受教育年限	0.2614013	0.0171212	15.27	0.000	0.2278444 0.2949581	
父亲社会经济地位	0.1879445	0.0402203	4.67	0.000	0.1091142 2,667,748	
户籍	1.803046	0.1670102	10.80	0.000	1.475712 2.13038	
出生时代	0.7704313	0.2231108	3.45	0.001	3331423 1.20772	
时代_父亲的社会经济地位	-0.0420242	0.0555382	-0.76	0.449	-0.1508772 0.0668287	
时代_14岁户籍	-0.8978886	0.2395914	-3.75	0.000	-1.367479 0.4282982	
_cons	-4.103272	2,700,564	-15.19	0.000	-4.632573 -3.573972	

Continued

接受大学教育的层次	Coef.	Std. Err.	z	P >  z	[95% Conf.	Interval]
专科						
未上过大学						
性别	0.2757684	0.1105824	-2.49	0.013	0.0590308	0.492506
民族	0.1543155	0.211588	-0.73	0.466	-0.5690203	0.2603893
父母的受教育年限	0.1346388	0.0179212	-7.51	0.000	0.1697638	-0.0995139
父亲社会经济地位	0.1824106	0.045361	-4.02	0.000	0.2713165	-0.0935046
户籍	-1.452003	0.1911197	-7.60	0.000	-1.826591	-1.077415
出生时代	0.8493203	0.2459799	-3.45	0.001	-1.331432	0.3672086
时代_父亲的社会经济地位	0.0547398	0.0624259	0.88	0.381	0.0676126	1770922
时代_14_岁户籍	1.165693	0.2829909	4.12	0.000	0.6110414	1.720345
_cons	3.429557	0.2899073	11.83	0.000	2.861349	3.997765
本科						
性别	0.0994973	0.1174798	0.85	0.397	-0.1307589	0.3297535
民族	0.2286777	0.2287104	-1.00	0.317	-0.6769418	0.2195865
父母的受教育年限	1267624	0198475	6.39	0.000	0.0878621	1,656,628
父亲社会经济地位	0.005534	0.0480854	0.12	0.908	0.0887117	0.0997796
户籍	0.3510427	0.1747465	2.01	0.045	0.0085458	0.6935397
出生时代	0.078889	0.2751541	-0.29	0.774	0.6181812	0.4604032
时代_父亲的社会经济地位	0.0127156	0.0650374	0.20	0.845	0.1147555	0.1401866
时代_14_岁户籍	0.2678049	0.2571532	1.04	0.298	0.2362062	0.7718159
_cons	0.6737149	3,340,097	2.02	0.044	-1.328362	-0.0190679

与没有受过高等教育相比，非农民出身的“90后”群体，其受过专业教育的可能性比农村户籍群体要高出0.331倍，相比之下，“80后”的数字是3.27倍。具有非农村户口的个人有大学学历的可能性是农村户口个人的1.47倍，“80后”数据为5.06倍。模型5中交互项并不显著，即“80、90后”群体对户籍地的影响并未发生变化，在获得本科教育机会方面，城乡间教育的不公平状况并未得到改善。

## 5. 结论

通过对2017年《中国综合社会调查》中“80后”和“90后”群体接受高等教育情况的比较，以及对教育政策前后评估方式的比较，可以看出，自1999年实施教育规模扩张政策以来，我国城乡教育机会不公平现象依然存在。研究表明，首先，户籍制度对个人接受高等教育的影响一直很大，城乡居民受教育机会存在差距。其次，与80后群体相比，90后群体在城乡教育机会分配上的差距有所缩小。在高等教育发展初期，政府干预较少，缺乏有针对性的措施促进教育资源的平等分配。在实施扩大高等教育规模促进城乡教育机会平等政策的过程中，没有相应的机制来保障评估过程。2008年以后，90后的教育环境比80后更加公平。第三，城乡在获得优质高等教育方面不平等程度仍然很严重。



根据实证分析的事实判断和价值判断, 在提高城乡之间教育质量的前提下。首先, 我们需要确保教育政策评估者的多元化。创新政策执行评估中的“执行-专家-公众”互动模式[16], 了解不同主体的观点, 有效满足公众对公平分配高等教育机会的需求。在高等教育的发展过程中, 对劣势地位学生采取奖补、资助等措施, 促进城乡居民公平接受高等教育机会。此外, 政府要加大对优质高等教育资源配置的干预力度, 在城乡教育公平进行有针对性的制度设计, 实施特殊的招生政策, 使农村居民获得更好的教育。

## 参考文献

- [1] 陈爱丽, 郑逸芳, 许佳贤. 教育能促进社会阶层代际流动吗?——基于中国综合社会调查(CGSS)的经验证据[J]. 教育与经济, 2019, 35(6): 27-34.
- [2] 陆学艺. 当代中国社会阶层的分化与流动[J]. 江苏社会科学, 2003(4): 1-9.
- [3] 朱志玲. 影响教育机会公平感的宏观结构因素及其十年变迁——基于 CGSS2005 与 CGSS2015 的比较[J]. 当代教育科学, 2021(4): 54-64.
- [4] 杨帆. 2020 年全国教育事业统计主要结果发布[N]. 光明日报, 2021-03-02(011).
- [5] Raftery, A.E. and Hout, M. (1993) Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education 1921-75. *Sociology of Education*, **66**, 41-62. <https://doi.org/10.2307/2112784>
- [6] Lucas, S.R. (2001) Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects. *American Journal of Sociology*, **106**, 1642-1690. <https://doi.org/10.1086/321300>
- [7] 刘精明. 中国基础教育领域中的机会不平等及其变化[J]. 中国社会科学, 2008(5): 101-116+206-207.
- [8] Ballarino, G., Bernardi, F., Requena, M. and Schadee, H. (2009) Persistent Inequalities? Expansion of Education and Class Inequality in Italy and Spain. *European Sociological Review*, **25**, 123-138. <https://doi.org/10.1093/esr/jcn031>
- [9] Paul Vogt, W. (1995) Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries. *Comparative Education Review*, **39**, 239-240. <https://doi.org/10.1086/447317>
- [10] Jennings, M.K. (1968) The American Occupational Structure. *American Political Science Review*, **62**, 596-597. <https://doi.org/10.2307/1952960>
- [11] Lenski, G.E. (1966) *Power and Privilege*. McGraw-Hill, New York.
- [12] 杜桂英. 家庭背景对我国高等教育入学机会的影响——基于 2009 年高校毕业生的调研报告[J]. 国家教育行政学院学报, 2010(10): 78-84+5.
- [13] 沈艳, 张恺. 家庭背景对我国高等教育入学机会的影响——基于 2013 届高校毕业生调查的实证分析[J]. 教育学术月刊, 2015(5): 30-36.
- [14] 刘精明. 高等教育扩展与入学机会差异: 1978-2003 [J]. 社会杂志, 2006, 26(3): 158-179+209.
- [15] 吴晓刚. 中国当代的高等教育、精英形成与社会分层来自“首都大学生成长追踪调查”的初步发现[J]. 社会杂志, 2016, 36(3): 1-31.
- [16] 刘复兴, 邢海燕. 论教育政策执行评估中的公众参与问题[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2021(3): 54-61+205-206.