

中国教育代际流动性研究

——基于中国家庭跟踪调查数据(CFPS)的分析

吴焱焱

上海交通大学, 电子信息与电气工程学院, 上海
Email: 13301438726@sjtu.edu.cn

收稿日期: 2021年7月12日; 录用日期: 2021年8月12日; 发布日期: 2021年8月19日

摘要

对于正在飞速发展的中国来说, 教育的话题已经成为了社会关注的热点, 而教育的代际流动性和公平性对于社会的发展和社会形态的形成有着深远的影响。本文采用中国家庭追踪调查2018年数据库, 基于城乡、性别等维度专注研究近年来教育代际流动的特点与变迁, 分别探讨中国教育代际流动和性别、城乡分布及政策的变化趋势。研究得出, 义务教育的政策未能显著改善教育代际流动性但是显著帮助了子代教育层次超过父代, 而地区的影响对子代教育的影响和父代教育类似, 男性受到家庭教育层次的约束小于女性。研究结果启迪我们通过外部方法提高教育流动性的必要性和可行性。

关键词

教育, 代际流动

Intergenerational Mobility of Education in China

—Based on China Family Panel Studies (CFPS)

Yanxuan Wu

School of Electronic Information and Electrical Engineering, Shanghai Jiao Tong University, Shanghai
Email: 13301438726@sjtu.edu.cn

Received: Jul. 12th, 2021; accepted: Aug. 12th, 2021; published: Aug. 19th, 2021

Abstract

For the rapidly developing China, education has become a hot spot of social concern as the interge-

nerational mobility and fairness of education have a profound impact on the development of society and the formation of social patterns. This paper uses the China Family Panel Studies 2018 database to research the characteristics and changes of education intergenerational mobility in recent years based on the dimensions of urban and rural areas, gender, etc. The study concluded that the policy of compulsory educational administration failed to significantly improve the intergenerational mobility of education but significantly helped the children's education level surpass that of the parent. The influence of the region on the children's education is similar to that of the parent's education. The restraint for male is less than female. The research shows the necessity and feasibility of improving educational mobility through external methods.

Keywords

Education, Intergenerational Mobility

Copyright © 2021 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

教育代际流动不仅是不同社会群体实现代际流动的重要机制和渠道[1][2],还是衡量社会公平与否的重要指标。代际教育流动性是指子代在受教育程度分布中所处地位相对于父代的变动情况。高的代际教育流动性,意味着个人成功主要来自于自身努力而非家庭背景,这是社会公平的重要体现和社会效率的基本源泉。如果子代在受教育、职业选择及收入获取等方面均存在明显的代际烙印,即子代人之间的竞争并不公平,明显受到父辈的影响,这将非常不利于社会的和谐稳定,有损于社会的可持续发展。长此以往如果形成阶层固化,底层人群向上流动的困难越来越大,社会就会陷入“中等收入陷阱”而难以有长期的发展动力。

在没有公共政策介入的情况下,教育机会的获得往往也会与个人家庭经济背景有密切关系,贫困家庭可能由于资金约束,无法为子女提供更好的教育机会;相反,富裕家庭可以为子女提供更好的教育,从而教育水平表现出高度的代际相关性。即父母教育程度越高的家庭,子女往往也可以获得更好的教育;另一方面,公平的教育机会可以促进社会流动、保证社会公平、维系社会稳定。[3]

目前,我国教育机会仍然存在不平等,主要的因素有城乡区别、性别等。本文基于城乡、性别等维度研究近年来教育代际流动的特点与变迁,观察子代教育程度受到父代的影响,并且纳入其他多种因素考虑,如子女数量。

2. 文献综述

研究教育的代际流动需要有丰富的数据支撑,既要有父代的信息,又需要子代的信息。近年来,随着微观调查数据库的逐渐丰富,使得从个体层面研究代际收入流动成为可能,对代际收入流动性分析的文献也逐渐增多。相关研究可概括为两个方面,即对代际收入流动机制的研究与实证估计和不断完善代际弹性的估计。

具体关注教育不平等,作为社会流动渠道和社会再生产工具,教育既可以成为出身不利的子代改变命运的途径,也可以成为复制社会生产关系的工具,即教育代际传递会复制父代的优势或劣势地位。吴晓刚[4]发现家庭背景在子代享受受教育机会方面发挥着重要作用。Golley 和 Kong [5]得出中国农村人口

和流动人口相比城市人口具有较高教育代际流动性，且性别间教育代际传递具有显著差异。教育的性别差异是一个重要的现实问题，且已被证实对经济增长有显著负向影响[6]。Yu 和 Su [7]发现在中国文化中，男性长子在兄弟姐妹争夺家庭资源方面具有额外的优势，但在女性子代中并未体现。

3. 假设和实证方案

为了简化实证过程，首先做以下假设：

1) 收入与受教育水平正相关。一般情况，父母受教育程度较低的家庭面临人力资本投资约束，从而对子代的人力资本投资较少。假设收入与受教育水平正相关，可以避免考虑不同家庭的教育投资策略不同导致的个性化差异，把收入融入在父代教育中考虑，简化了模型。

2) 不考虑各个地方政策的差别。我们纳入了城乡地区考虑，但是不同省份的城乡教育政策也会有所不同，比如广东省的乡村和河南省的乡村教育政策都不同，这会对教育代际流动性产生影响。我们采取的城乡分类是基于国家统计局资料的城乡分类，所以直接认为所有的城乡在政策方面无差异，这可以简化我们的研究。

我们在回归中，首先确定两种因变量，分别为子代的绝对最高学历和子代的最高学历相对父代最高学历的增长。决定自变量时我们尝试纳入不同的变量，具体采用单独纳入某一个变量或者多个变量联合考虑的方法，并进行无异方差性的回归。比如，我们首先只考虑父代教育对子代的影响，进行单变量的回归，接着可以加入城乡，加入性别，进行多变量的回归，最后还可以加入交叉项进行回归。另外，我们还将男女性分开，研究不同性别教育代际流动性的特征。比如，我们将男女性区分开，分别回归，研究男女性受到父代教育、城乡等因素的影响程度是否有区别。同样，我们对城乡进行分离研究，将结论对比分析。

当然，考虑到国家教育政策的变动，我们研究中的一个重要的时间分界点是 1971 年。1986 年 4 月，我国通过了第一部《义务教育法》。经过计算，1971 年及以后出生的个体受到了《义务教育法》的影响，出生在 1971 年以前的个体没有受到《义务教育法》的影响。我们认为此政策的实行对于教育代际流动性的影响不可忽略，对于此政策前后的教育代际流动性特征的变化做进一步研究。

4. 数据处理和变量描述

本文所使用的数据来源于中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)2018 年数据，样本涵盖 25 个省、市、自治区，代表中国 95%的人口。我们所选用的原始数据包含以下重点项目：1) 本人最高学历 2) 本人父母最高学历 3) 本人子女最高学历 4) 性别 5) 年龄 6) 城乡分类 7) 婚姻情况。原始记录共计 58,000 余条。

我们首先进行数据清洗，剔除含有缺失值的数据后，考虑到 00 后的教育在 2018 年并没有达到最高学历，我们删除 2000 年以后出生的记录数据。又考虑到文革影响，参考文献中的一般做法，删除 1959 年之前子代出生的记录数据[8]。最终，有效样本观测值为 23,314 个，其中女性样本 10,484 个，男性样本 12,830 个。

其次，我们对于不同类型的变量重新赋予 Int 类型的值。性别方面，男 == 1，女 == 0；学历方面，博士 == 8，硕士 == 7，大学本科 == 6，大专 == 5，高中 == 4，初中 == 3，小学 == 2，文盲 == 1；城乡方面，城镇 == 1，乡村 == 0；

另外，新设定并且计算回归所需要的变量。设 `famliy_edu`，为父母教育水平平均值，代表家庭教育背景；设 `child_edu`，为孩子教育水平平均值；设 `child_num`，为一个家庭中孩子的总数量；设 `policy`，受到《义务教育法》影响，即 1971 年之后出生时，`policy` == 1，否则为 0；设 `increase_edu`，为子代最高学

历减去父母最高学历，作为绝对向上流动的测度。

在新定义变量的基础上，构造交叉项变量。设 $gender_edu$ ，为性别和家庭教育背景的乘积；设 $policy_edu$ ，为政策和家庭教育背景的乘积；设 $area_edu$ ，为城乡地区和家庭教育背景的乘积。通过这三个变量分别可以研究性别、政策、城乡对于教育代际流通的影响。

5. 模型建立和分析

1) 总体分析父代教育对于子代的影响，利用简单线性回归，建立基本模型：

对于子代绝对教育： $person_edu = \beta_1 family_edu + const$ ；

对于向上流动教育： $increase_edu = \beta_2 family_edu + const$ 。

其中， $person_edu$ 为子代最高教育层次； $family_edu$ 为父代最高教育层次； $increase_edu$ 为子代相对父代最高教育层次的向上流动； β_1 衡量父代教育每提高一个层次时子代教育提高的层次； β_2 衡量父代教育每提高一个层次时子代教育向上流动的幅度的变化。

如表 1 所示，我们发现 $\beta_1 > 0$ 且显著， $\beta_2 < 0$ 且显著，说明随着父代教育水平的提高，子代教育层次也会提高，但是子代教育向上流动的程度会降低。这说明，当子代的教育达到某个天花板了之后，向上流动的程度会因为父代教育层次增高而降低。这与当下的时代潮流符合，比如当代流行硕士毕业，那么可以认为子代一般终止于硕士毕业，此时父代是大学本科毕业比父代是高中毕业时子代教育的向上流动要低一个层次。

Table 1. Results of simple linear regression

表 1. 简单线性回归结果

	person_edu	increase_edu
family_edu	0.671***	-0.327***
_cons	1.872***	1.876***
N	23,314	23,646

t statistics in parentheses; * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001.

2) 考虑政策因素，在基本模型中引入衡量政策变化的变量，使用交互项模型对于政策效应进行评估，构建模型：

$$person_edu = \beta_1 family_edu + \beta_2 policy + \beta_3 policy_edu + const$$

$$increase_edu = \beta_4 family_edu + \beta_5 policy + \beta_6 policy_edu + const$$

其中， $policy_edu = family_edu * policy$ ，两个方程中总的代际流动系数分别为 $\beta_1 + \beta_3 policy$ 和 $\beta_4 + \beta_6 policy$ ； β_2 衡量政策对于子代教育层次提高的影响； β_3 政策落实对于代际流动的影响， $\beta_3 > 0$ ，说明政策落实之后代际流动系数上升，代际流动性下降，若 $\beta_3 < 0$ ，则说明政策有利于提高代际流动性； β_5 衡量政策对于绝对向上流动可能性的影响； $\beta_6 > 0$ ，说明政策落实之后子代受教育层次高于父代的可能性上升，若 $\beta_6 < 0$ ，则说明政策落实之后子代受教育层次高于父代的可能性下降。

如表 2 所示，我们发现 $\beta_1 > 0$ 且显著， $\beta_4 < 0$ 且显著，和基本模型符合。 $\beta_3 > 0$ 且显著，说明政策落实之后代际流动系数上升，代际流动性下降，说明政策未能改善教育代际流动性。可能原因有：义务教育相关的配套措施还没有能够完善，比如经费保障；在一些地区义务教育制度没有能被严格执行。 $\beta_6 > 0$ 且显著，说明政策落实之后以利于子代受教育层次超过父代，也就是绝对流动性显著提高了。另外，我们可以观察到 $\beta_1 > \beta_2$ ，表明父代的教育层次对于子代的教育层次的产生主要影响，政策的影响相对较小。

Table 2. Multiple regression analysis of the influence of policy
表 2. 政策对教育代际流动性影响的多元回归

	person_edu	increase_edu
family_edu	0.454***	-0.546***
policy	0.187***	0.187***
policy_edu	0.196***	0.196***
_cons	1.849***	1.849***
N	23314	23314

t statistics in parentheses; * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001.

3) 考虑城乡因素, 在基本模型中引入衡量城乡区别的变量, 使用交互项模型对于地区效应进行评估, 构建模型:

$$person_edu = \beta_1 family_edu + \beta_2 area + \beta_3 area_edu + const$$

$$increase_edu = \beta_4 family_edu + \beta_5 area + \beta_6 area_edu + const$$

其中, $area_edu = family_edu * area$, 两个方程中总的代际流动系数分别为 $\beta_1 + \beta_3 area$ 和 $\beta_4 + \beta_6 area$; β_2 衡量城市子代的教育比乡村子代的教育高出的可能性; β_3 城市因素对于代际流动性的影响, $\beta_3 > 0$, 说明城市代际流动系数上升, 代际流动性下降, 若 $\beta_3 < 0$, 则说明城市代际流动性比乡村高; β_5 衡量城市子代教育的绝对向上流动性比乡村子代的教育高出的可能性; $\beta_6 > 0$, 说明城市子代受教育层次高于父代的可能性上升, 若 $\beta_6 < 0$, 则说明城市子代受教育层次高于父代的可能性下降。

如表 3 所示, 我们发现 $\beta_1 > 0$ 且显著, $\beta_4 < 0$ 且显著, 和基本模型符合。 $\beta_3 > 0$, $\beta_6 > 0$ 但是不显著, 说明城市和乡村教育的代际流动性和绝对向上流动性差别不大。但是, $\beta_2 > 0$ 表明城市子代的教育层次平均上比乡村子代的教育层次高, $\beta_6 > 0$ 表明城市子代受教育层次高于父代的可能性比乡村子代高。另外, 我们可以观察到 $\beta_1 \approx \beta_2$, 表明父代的教育层次对于子代的教育层次的产生和地区比较符合。可能的原因有: 城市的父代受教育层次相对乡村父代受教育层次高, 且呈现正相关的趋势, 故描述两者对于子代教育的影响也类似。

Table 3. Multiple regression analysis of the influence of area
表 3. 城乡对于教育代际流动的多元回归

	person_edu	increase_edu
family_edu	0.601***	-0.399***
area	0.539***	0.539***
area_edu	0.00384	0.00384
_cons	1.739***	1.739***
N	23,314	23,314

t statistics in parentheses; * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001.

4) 考虑性别因素, 在基本模型中引入表达性别的变量, 使用交互项模型对于性别在教育中的影响进行评估, 构建模型:

$$person_edu = \beta_1 family_edu + \beta_2 gender + \beta_3 gender_edu + const$$

$$increase_edu = \beta_4 family_edu + \beta_5 gender + \beta_6 gender_edu + const$$

其中, $gender_edu = family_edu * gender$, 两个方程中总的代际流动系数分别为 $\beta_1 + \beta_3 gender$ 和 $\beta_1 + \beta_6 gender$; β_2 衡量男性的教育比女性子代的教育高出的可能性; β_3 性别因素对于代际流动性的影响, $\beta_3 > 0$, 说明男性流动系数高于女性, 代际流动性差, 若 $\beta_3 < 0$, 则说明男性代际流动性比女性高; β_5 衡量男性子代教育的绝对向上流动性比女性子代的教育高出的可能性; $\beta_6 > 0$, 说明男性子代受教育层次高于父代的可能性高, 若 $\beta_6 < 0$, 则说明男性子代受教育层次高于父代的可能性低于女性。

如表 4 所示, 我们发现 $\beta_1 > 0$ 且显著, $\beta_4 < 0$ 且显著, 和基本模型符合。 $\beta_3 < 0$ 且显著, 说明男性代际流动系数低于女性, 代际流动性高于女性, 说明男性更有可能脱离家庭教育层次的限制。可能原因有: 家庭对于男性子代的培养更加不加约束, 更加鼓励男性在受教育方面自由发展, 而女性受教育程度的社会期待比较受约束, 另外, 男性子代在奋斗的过程中付出了更多的努力, 也愿意长期投入时间提高自身的教育层次。 $\beta_6 < 0$ 且显著, 说明男生绝对向上流动性受到家庭教育背景的影响小于女性。另外, 我们可以观察到 $\beta_1 > \beta_2$, 表明父代的教育层次对于子代的教育层次产生的影响比性别产生的影响大。

Table 4. Multiple regression analysis of the influence of gender

表 4. 性别对于教育代际流动的多元回归

	person_edu	increase_edu
family_edu	0.755***	-0.245***
gender	0.451***	0.451***
gender_edu	-0.155***	-0.155***
_cons	1.625***	1.625***
N	23,314	23,314

t statistics in parentheses; * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001.

5) 综合考虑性别、政策、城乡因素, 在基本模型中引入表达各因素影响的变量, 使用交互项模型对于性别、政策、城乡在教育中的影响进行评估, 构建模型:

Table 5. Multiple regression analysis base on comprehensive factors

表 5. 综合考虑各因素对于教育代际流动性的回归

	person_edu	increase_edu
family_edu	0.476***	-0.524***
policy	0.264***	0.264***
policy_edu	0.168***	0.168***
area	0.563***	0.563***
area_edu	0.00405	0.00405
gender	0.420***	0.420***
gender_edu	-0.140***	-0.140***
_cons	1.430***	1.430***
N	23,314	23,314

t statistics in parentheses; * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001.

$$\begin{aligned}
 person_edu &= \beta_1 family_edu + \beta_2 policy + \beta_3 policy_edu + \beta_4 area + \beta_5 area_edu \\
 &+ \beta_6 gender + \beta_7 gender_edu + const \\
 increase_edu &= \beta_8 family_edu + \beta_9 policy + \beta_{10} policy_edu + \beta_{11} area + \beta_{12} area_edu \\
 &+ \beta_{13} gender + \beta_{14} gender_edu + const
 \end{aligned}$$

如表 5 所示, 我们发现各个变量的系数的相对大小以及显著性都和上述四项研究相符合。同时, 我们也发现, 综合考虑各种因素之后, 父代教育层次对于子代教育层次的影响有所弱化, 并且交互项的系数都比较小, 说明了子代教育层次影响因素的多样性。

6. 结论与总结

本文采用中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS) 2018 年数据, 研究中国近年来教育代际流动的特征。

首先, 利用简单线性回归研究父代教育层次对于子代教育层次的影响, 发现随着父代教育层次的提高, 子代教育层次也会提高, 但是子代教育向上流动的程度会降低。

接着, 依次分别纳入政策、地区、性别进行考察, 发现政策未能改善教育代际流动性但是利于子代受教育层次超过父代, 地区的影响则和父代教育类似, 男性受到家庭教育层次的约束小于女性。

最后, 综合考虑各种因素后, 发现父代教育层次对于子代教育层次的影响被稀释了, 启示我们可以通过外部施加更多的手段来达到提高代际流动性的目的, 帮助子代减少原生家庭的约束, 比如完善相关政策, 促进城乡一体化发展等。

参考文献

- [1] Bowles, S. and Gintis, H. (2002) The Inheritance of Inequality. *Journal of Economic Perspectives*, **16**, 3-30. <https://doi.org/10.1257/089533002760278686>
- [2] Black, S.E., Devereux, P.J. and Salvanes, K.G. (2005) Why the Apple Doesn't Fall Far: Understanding Intergenerational Transmission of Human Capital. *American Economic Review*, **95**, 437-449. <https://doi.org/10.1257/0002828053828635>
- [3] 郭丛斌, 闵维方. 教育: 创设合理的代际流动机制——结构方程模型在教育与代际流动关系研究中的应用[J]. 教育研究, 2009, 30(10): 5-12.
- [4] 吴晓刚. 1990-2000 年中国的经济转型, 学校扩招和教育不平等[J]. 社会, 2009, 29(5): 88-113.
- [5] Golley, J. and Kong, S.T. (2013) Inequality in Intergenerational Mobility of Education in China. *China World Economy*, **21**, 15-37. <https://doi.org/10.1111/j.1749-124X.2013.12013.x>
- [6] Lagerlöf, N.-P. (2003) Gender Equality and Long-Run Growth. *Journal of Economic Growth*, **8**, 403-426. <https://doi.org/10.1023/A:1026256917489>
- [7] Yu, W.H. and Su, K.H. (2006) Gender, Sibship Structure, and Educational Inequality in Taiwan: Son Preference Revisited. *Journal of Marriage and Family*, **68**, 1057-1068. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2006.00313.x>
- [8] Guo, Y.M., Song, Y. and Chen, Q.M. (2019) Impacts of Education Policies on Intergenerational Education Mobility in China. *China Economic Review*, **55**, 124-142. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2019.03.011>