

免费义务教育政策与农村教育机会公平*

——基于教育代际流动性的实证分析

彭 骏 赵西亮

摘要：教育政策是保证教育机会公平的重要机制。本文使用 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，考察了免费义务教育政策对中国农村家庭教育代际流动性的影响。研究发现，免费义务教育政策显著提高了农村家庭教育代际流动性。异质性分析表明，相较于男性，免费义务教育政策对提高农村女性教育代际流动性的作用更显著；相较于东部地区和中部地区，该政策对提高西部地区农村教育代际流动性的作用更明显；相较于父代受教育水平在高中及以上家庭的孩子，免费义务教育政策显著提高了父代受教育水平在高中以下家庭的孩子的受教育年限。影响机制分析表明，免费义务教育政策通过缩小高低收入家庭子代的教育差距，提高了教育代际流动性。进一步的研究发现，免费义务教育政策的实施促进了父代受教育水平在高中以下家庭的孩子相对其父代的教育代际向上流动性。

关键词：免费义务教育政策 教育机会公平 教育代际流动性

中图分类号：F08 G40-054 **文献标识码：**A

一、引言

代际流动性描述一个家庭中子女的社会经济地位相对于父母的变化情况，反映了一个家庭经济社会地位的动态变化，是衡量机会公平的重要指标（秦雪征，2014）。健康合理的代际流动性不仅是人力资本积累和社会活力的保证，从长远看，也是实现创新驱动增长的保证（Maoz and Moav, 1999）。代际流动性通常体现为收入代际流动性或教育代际流动性。在现代社会发展过程中，教育是实现阶层向上流动的重要渠道。个体受教育水平通常能反映其社会经济地位，而教育代际流动性则反映了父代的受教育水平对子代受教育水平的影响程度，是衡量教育机会公平的重要指标。如果子代受教育水平更多地受到父代受教育水平的影响，教育代际流动性则较弱，家庭教育背景差异会导致较大的子女受教育水平差距，教育机会公平性也就较差。家庭教育背景差异导致的收入差距扩大会加剧社会阶层固化。反之，教育代际流动性越高，说明家庭教育背景差异导致的子女受教育水平差距就越小，教育越

*本文是中央高校基本科研业务费项目“中国经济结构转型中若干问题探析”（编号：20720171027）、国家留学基金委项目“经济研究中的因果推断方法”（编号：201806315030）的阶段性研究成果。本文通讯作者：赵西亮。

相对公平,越有利于社会阶层流动(张建华和万千,2018)。因此,在收入差距较大的情况下,保证教育机会公平是促进代际流动并减少收入差距的重要途径。

改革开放以来,随着经济的高速增长,中国教育事业取得了长足的进步。然而,中国教育发展仍然存在一些不可忽视的结构性问题,教育机会不公平现象仍然突出,家庭背景对教育的代际影响逐渐显现(杨中超,2016;邹薇和马占利,2019)。为提高教育的公平程度,法律或公共教育政策的介入显得尤为重要。在中国,教育领域的相关法律和公共政策主要体现为1986年《中华人民共和国义务教育法》(以下简称《义务教育法》)、1999年的高校扩招政策以及21世纪初实施的免费义务教育政策,这些法律和对中国基础教育和高等教育的发展具有深远的影响。《义务教育法》强调九年制义务教育的强制性和普惠性,自1986年实施以来,适龄儿童接受义务教育的权利获得了保障,受教育的机会增加。然而,义务教育经费没有被纳入国家公共财政保障范围,主要由地方政府筹集,并且允许政府和学校将教育费用负担转移给家庭。在免费义务教育政策实施以前,家庭需要为子女接受义务教育支付学杂费。对收入水平相对较低的农村家庭而言,子女的学杂费构成了较重的经济负担,因而农村贫困家庭的孩子因无法支付学杂费而失学的现象并不少见(Yi et al., 2012)。此外,农村教育事业相对滞后这一根本问题仍未得到解决,教育为农村经济社会发展服务的能力需要加强(贾婧和柯睿,2020)。为推进农村义务教育经费保障机制改革,自2006年起,中国政府在全国范围内分城乡分地区逐步推行免费义务教育政策。根据国务院《关于深化农村义务教育经费保障机制改革的通知》(以下简称《通知》),西部地区的农村自2006年春季学期起实行免费义务教育政策,中部地区、东部地区的农村则从2007年春季学期起,逐步推行义务教育免费化改革,到2007年9月,免费义务教育政策实现了对农村地区的全覆盖。《通知》明确规定全部免除农村义务教育阶段学生学杂费,对贫困家庭学生免费提供教科书并补助寄宿生生活费。城市地区则从2008年秋季学期起开始全面实施免费义务教育政策。

免费义务教育政策降低了农村居民的受教育成本,促进了农村居民完成义务教育并接受更高层次教育,对农村教育发展和乡村振兴战略实施影响深远。自免费义务教育政策实施以来,大量文献考察了该政策对义务教育阶段入学率、人力资本积累、就业选择、农村青少年过早进入劳动力市场与城乡教育差距等方面的影响。尽管已有研究发现免费义务教育政策提高了农村地区小学升初中的入学率,对农村教育发展有正向影响(Chyi and Zhou, 2014; Shi, 2016; Xiao et al., 2017),但鲜有文献评估该政策对教育机会公平,尤其是对教育资源不足的农村地区的教育机会公平的影响。鉴于此,本文基于中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)的最新数据,从教育代际流动性的视角,考察免费义务教育政策对农村教育机会公平的影响。

二、文献综述与理论分析

(一) 文献综述

公共教育政策对代际流动性有重要影响,尤其在收入差距较大的情况下,教育政策可以通过提供公平的教育机会,缓解社会中低收入群体的收入约束,使其获得基本的教育,从而降低未来代际收入

差距,提高教育代际流动性和收入代际流动性(Mayer and Lopoo, 2008; Li et al., 2014)。国外的大量研究考察了基础教育阶段的公共教育改革对教育代际流动性的影响,发现教育改革往往能够提高教育机会公平,促进教育代际流动性提高。例如,Bauer and Riphahn(2006)发现瑞士的基础教育扩张政策提高了教育代际流动性,促进了社会公平。Pekkarinen et al.(2009)考察了芬兰“综合性学校改革”对教育代际流动性的影响,发现教育改革提高了教育代际流动性。Iannelli(2011)利用苏格兰的教育扩张政策进行了分析,发现尽管教育扩张政策实施后阶层教育差异仍然存在,但底层居民家庭子女向上流动的可能性得以增加。但是,Sturgis and Buscha(2015)的研究发现,英格兰和威尔士的教育扩张政策反而拉大了贫富阶层子女的教育差距,降低了教育代际流动性。对发展中国家的研究基本支持基础教育支出增加有利于教育代际流动性提高的结论。例如,Al-Samarrai and Zaman(2007)、Talan et al.(2015)对非洲国家的研究均发现,基础教育学费的取消可以提高入学率和教育代际流动性。但是,进一步的研究发现,政府增加公共教育支出并不会必然提高教育代际流动性,其取决于政府教育支出是否公平分配。Kotera and Seshadri(2017)通过构建模型进行模拟分析,发现公共教育支出分配更加公平有利于提高教育代际流动性。

国内的研究主要关注政府公共支出或财政转移支付对代际流动性的影响。例如,周波和苏佳(2012)研究发现,增加县级教育支出可以提高收入代际流动性,对社会机会均等具有显著影响。李力行和周广肃(2015)利用市级基础教育支出数据研究发现,增加基础教育支出可以缓解贫困家庭因借贷约束导致的子代人力资本投资不足,提高收入和教育代际流动性;政府公共教育支出提高1个标准差,教育代际流动性提升近16个百分点。刘楠楠和段义德(2017)同样发现,增加基础教育阶段的财政支出能够降低家庭背景对子女升学的影响,进而促进教育代际流动性提高。宋旭光和何宗樾(2018)研究发现,提高义务教育阶段的财政支出能够弥补低收入家庭人力资本投资不足,削弱家庭初始禀赋不均等对个体收入的影响,进而提高代际流动性。范子英(2020)则考察了财政转移支付对教育代际流动性的影响,发现教育类转移支付能够有效提高教育代际流动性。杨娟等(2015)构建模型进行模拟分析,发现加大义务教育阶段的公共支出可以降低父母的预算约束,提高子女接受高等教育的可能性,从而提高教育代际流动性。

有少量文献将1986年实施《义务教育法》或1999年开始实施高校扩招政策作为“外生冲击”,研究相关法律或教育政策对教育代际流动性的影响。Guo et al.(2019)发现《义务教育法》的实施并没有显著提高城镇或农村居民家庭的教育代际流动性,但陈斌开等(2021)认为《义务教育法》的颁布显著提高了中国社会的教育代际流动性。随着免费义务教育政策的实施,许多学者讨论了该政策对义务教育阶段入学率、人力资本积累、就业选择等方面的影响(Chyi and Zhou, 2014; Shi, 2016; Xiao et al., 2017; 朱峰和蔡伟贤, 2019; 贾婧和柯睿, 2020; Tang et al., 2020; 林锦鸿, 2021)。免费义务教育政策不仅减少了农村家庭子女的教育费用,提高了义务教育阶段入学率(Xiao et al., 2017),还显著降低了农村家庭的孩子过早进入劳动力市场的概率,从而促进农村家庭的孩子接受更多的教育(Tang et al., 2020)。但由于免费义务教育政策实施前城乡义务教育阶段入学率已经较高,该政策对义务教育阶段入学率的促进作用很小(Chyi and Zhou, 2014; Shi, 2016)。从长期看,免费义务教育

政策的实施不仅有利于农村家庭的孩子接受高中及以上程度的教育，还能促进个体的认知能力、非认知能力与健康状况的提升（贾婧和柯睿，2020），因而提高了农村居民正规就业和获得充分就业保障的机会（朱峰和蔡伟贤，2019）。林锦鸿（2021）则考察了免费义务教育政策对城乡教育差距的影响，发现该政策的实施缩小了城乡教育差距，并且对缩小西部地区城乡教育差距的作用更加显著。

现有研究深入地考察了国内外的公共教育政策与政府教育支出对教育代际流动性的影响，对未来的研究具有很好的启示，但大多数文献未将免费义务教育政策与农村教育机会公平联系起来，因此，本文从教育代际流动性的研究视角，考察免费义务教育政策对农村教育机会公平的影响，进一步丰富现有研究。

（二）理论分析

Becker and Tomes（1979）最早将人力资本理论引入代际流动性的研究中，提出了人力资本投资影响收入代际流动性的均衡模型，并探讨了代际人力资本投资与能力禀赋遗传在代际传递过程中的重要作用，发现禀赋的代际继承程度越高，父代对子女人力资本投资的倾向越强，代际传递程度越高。Solon（2004）拓展了 Becker and Tomes（1979）的理论模型，将公共与私人教育投资纳入同一个分析框架中。根据该模型的推论，收入代际流动性随着公共教育支出的变化而变化，如果公共教育支出能够缩小不同收入水平家庭的人力资本投资差距，那么增加公共教育支出将提高收入代际流动性。Mayer and Lopoo（2008）则进一步将信贷约束引入代际流动模型，并利用美国统计调查数据实证分析了政府公共支出与收入代际流动性的关系，发现较高的公共支出有助于改善收入代际流动性，并且政府支出对提高低收入家庭子女未来收入所发挥的作用更大。

根据 Solon（2004）的模型推论，个体人力资本主要取决于三方面因素：先天禀赋、家庭教育投资与公共教育投资，三者均会影响教育代际流动性。教育政策从两方面影响教育代际流动性，一是改变个人天赋与个体教育成就的关联程度；二是通过改变个体家庭经济背景差异导致的教育投资差距，影响教育代际流动性。就个体天赋而言，基因遗传越强，代际天赋的关联性越高，教育代际流动性则越弱。父母受教育程度越高，越重视子女的教育，从而对子女的教育投资越多，教育代际相关性越强。公共教育投资可通过影响家庭教育投资与个人教育成就的相关性，改变教育代际流动性。如果父母受教育水平较低家庭的孩子能获得足够的公共教育投资，那么不同教育背景家庭间的教育投资差距将缩小。此外，公共教育投资能够在一定程度上弱化禀赋遗传对个体教育成就的影响，降低天赋与子代教育成就的相关性。因此，公共教育投资通过缩小家庭教育投资差距促进教育代际流动性提高。反之，若公共教育支出倾向于被父母受教育水平较高家庭的孩子获得，那么公共教育支出会进一步扩大家庭教育投资差距，教育代际向上流动性将会下降，向下流动性将会上升（Mayer and Lopoo, 2008; Li et al., 2014）。

笔者借鉴 Solon（2004）构建的人力资本投资模型，分析公共教育政策对教育代际流动性的影响。在不存在教育政策的情况下，子代人力资本形成主要取决于父母的人力资本投资，以及先天禀赋与自身努力等影响个体人力资本形成的因素。假定人力资本函数为 C—D 函数形式，本文构造人力资本函数如（1）式所示：

$$h_{i,t} = \theta \left[I(h_{i,t-1}) \right]^\eta + e(h_{i,t-1}; e_{i,t-1}), \quad 0 < \eta < 1 \quad (1)$$

其中, $h_{i,t-1}$ 、 $h_{i,t}$ 分别代表家庭 i 的父母和子女的人力资本, 下标 $t-1$ 和 t 分别表示父代和子代。 $I(h_{i,t-1})$ 是父母对其子女的人力资本投资函数。父母的人力资本会影响自身收入, 进而影响其对子女的人力资本投资能力。父母的人力资本水平越高, 越有能力对子女进行人力资本投资, 因而 $I(h_{i,t-1})$ 是父母人力资本的增函数 (Mayer and Lopoo, 2008)。 η 是代际弹性系数, 该系数越大, 表明教育代际相关性越大, 教育代际流动性越小。 θ 表示个人的努力程度与其他因素。 $e(h_{i,t-1}; e_{i,t-1})$ 代表子代的先天禀赋。子代的先天禀赋不仅取决于父母的禀赋 (Becker and Tomes, 1979; Solon, 2004), 还受到父母人力资本的影响。父母的人力资本会通过先天禀赋渠道影响子女的人力资本, 体现为受教育水平较高的父母通过言传身教直接提升子女的人力资本 (秦雪征, 2014)。因此, 父代的人力资本 $h_{i,t-1}$ 和禀赋遗传 $e_{i,t-1}$ 均是影响子代先天禀赋的主要因素。如果没有教育政策的介入, 子代的人力资本主要取决于家庭的教育投资、先天禀赋与自身努力等。然而, 政府公共教育政策也是影响子代人力资本投资水平, 进而影响教育代际流动性的重要因素, 本文进一步将政府教育投入纳入人力资本函数:

$$h_{i,t} = \theta \left[I(h_{i,t-1}) + H(s_i) \right]^\eta + e(h_{i,t-1}; e_{i,t-1}) + x_{i,t} \quad (2)$$

其中, $H(s_i)$ 代表政府公共教育投资, 是 s_i 的增函数, s_i 既可以表示政府教育类公共服务支出占公共支出的比例, 也可以代表教育政策实施的年数。 s_i 越大, 政府教育投资就越多, 人力资本提升的可能性也就越大。 $x_{i,t}$ 表示影响个体人力资本积累的其他因素, 假定其是一个随机过程。因此, $\theta \left[I(h_{i,t-1}) + H(s_i) \right]^\eta$ 表示子代在政府与家庭共同进行人力资本投资情况下的人力资本积累。笔者将子代人力资本对父代人力资本 $h_{i,t-1}$ 求偏导, 得到:

$$\frac{\partial h_{i,t}}{\partial h_{i,t-1}} = \eta \theta \left[I(h_{i,t-1}) + H(s_i) \right]^{\eta-1} I'(h_{i,t-1}) + e'_h(h_{i,t-1}; e_{i,t-1}) \quad (3)$$

再对公共教育政策 s_i 求偏导, 得到:

$$\frac{\partial^2 h_{i,t}}{\partial h_{i,t-1} \partial s_i} = \eta(\eta-1)\theta \left[I(h_{i,t-1}) + H(s_i) \right]^{\eta-2} I'(h_{i,t-1}) H'(s_i) \quad (4)$$

很明显, $I'(h_{i,t-1}) > 0$, $H'(s_i) > 0$ 。理论上, 父母人力资本水平越高, 子代先天禀赋也越高, 因而 $e'_h(h_{i,t-1}; e_{i,t-1}) > 0$, 并且 $\eta-1 < 0$, 因此, (3) 式等号右边的符号为正, 而 (4) 式等号右边为负。学界通常用教育度量人力资本, 因而子代人力资本对父代人力资本的一阶偏导可以被理解为教育代际弹性。教育代际弹性对教育政策的偏导为负, 说明虽然子代人力资本与父代人力资本存在正相关性, 但政府公共教育政策弱化了这种相关关系, 进而提高了教育代际流动性。政府教育投资越多, 对教育

的支持力度越大，教育代际流动性越强。就免费义务教育政策而言，该政策的实施降低了贫困家庭孩子的入学成本，尤其对农村孩子完成义务教育阶段的学习产生了正向激励，提高其接受更高程度教育的可能性。因此，本文预计免费义务教育政策的实施将提高农村家庭的教育代际流动性。

三、数据、变量与模型设定

（一）数据来源与处理

本文使用北京大学中国社会科学调查中心（ISSS）提供的中国家庭追踪调查（CFPS）数据进行研究。CFPS 是一项全国性的大规模社会追踪调查项目，样本覆盖了除青海、新疆、西藏、宁夏、海南、内蒙古之外的 25 个省份，具有很好的全国代表性。样本规模为 16000 户，调查对象包含样本户中的所有成员，并且提供了社会经济环境、人口、教育、健康、家庭财产等信息。本文选取了 2018 年的调查数据，并选取样本户中出生于 1970 年至 2000 年的样本个体。将样本的出生年份上限定为 1970 年，是因为按照 1986 年《义务教育法》的规定，出生年份在 1970 年及之后的样本倾向于受到义务教育政策的影响^①，这样研究样本面临基本同质的教育体制。将出生年份下限定为 2000 年，是为了尽可能在 2018 年的 CFPS 数据中获得样本的最终受教育程度。

本文数据处理过程如下：第一，根据样本的受教育信息以及在调查时的工作与学习状态，仅保留已经完成了正式教育的个体；第二，根据 CFPS 数据中的个人代码，对样本与其父母的信息进行匹配，获得父代的教育、职业等家庭背景信息；第三，考虑到人口迁移的影响以及中国城乡教育存在较大差距的现实，为了保证“实验组”个体在义务教育阶段确实受到免费义务教育政策的影响，本文借鉴朱峰和蔡伟贤（2019）、林锦鸿（2021）的处理方法，选择了 12 岁时户籍为农业户口的样本个体。

中国免费义务教育政策主要在 2006 年到 2007 年分地区逐步推行，并首先在农村实施。免费义务教育政策分三个阶段在农村地区逐步推行，因而不同省份以及不同出生年份的样本个体受到政策影响的时间，即政策影响强度，存在差异。本文借鉴 Xiao et al.（2017）和 Tang et al.（2020）的方法，使用样本个体受到免费义务教育政策影响的学期数度量政策影响强度。本文假设样本个体从 6 周岁开始接受义务教育，并以样本个体 12 岁时所在的省份作为确定其受政策影响年份的依据。在计算样本受政策影响的学期数时，笔者将出生在 9 月及之后的个体开始接受义务教育的年份推迟一年。

（二）模型设定与变量描述

为了考察免费义务教育政策对教育代际流动性的影响，本文借鉴相关文献的识别方法，在教育代际流动性基本模型中引入政策影响强度变量，使用交互项模型评估教育政策效应。构建的计量模型如

^①根据《义务教育法》的规定，年满 6 周岁的儿童都应该接受 9 年的义务教育，因而，从理论上说，儿童 6 岁入学，接受 9 年的义务教育，离开学校的最小年龄为 15 周岁。这意味着，《义务教育法》实施之后，年龄小于或等于 15 岁的孩子均受到了《义务教育法》的影响，年龄在 15 岁以上的孩子不受该法的影响。从全国来说，受到《义务教育法》影响的临界年份为 1971 年。但一些城市，如上海，早在 1985 年就出台了普及 9 年义务教育的地方法规，因而本文将样本出生年份上限定为 1970 年。

(5) 式所示:

$$educ_{ipt} = \beta_0 + \beta_1 educ_i^o + \beta_2 freecel_{ipt} + \beta_3 educ_i^o \times freecel_{ipt} + \gamma X_i + \delta_p + \lambda_t + W_p \lambda_t + \varepsilon_{ipt} \quad (5)$$

其中, $educ_{ipt}$ 代表个体 i 的受教育年限, 下标 p 表示个体 12 岁时所在的省份, t 表示个体 i 的出生年份; $educ_i^o$ 代表个体 i 父母的受教育年限 (上标 o 代表父母); $freecel_{ipt}$ 代表政策影响强度, 即个体 i 受免费义务教育政策影响的学期数; $educ_i^o \times freecel_{ipt}$ 是父母受教育年限与政策影响强度的交互项, 交互项的回归系数 β_3 表示免费义务教育政策对教育代际流动性的影响, 是本文关心的参数。 $\beta_3 > 0$ 表示政策实施后, 教育代际流动性下降; $\beta_3 < 0$ 说明政策实施改善了教育代际流动性。 X_i 代表一系列个人与家庭背景方面的控制变量, δ_p 、 λ_t 分别代表省份固定效应与子代出生年份固定效应, W_p 为省份层面的一系列特征变量, ε_{ipt} 为误差项。

本文使用子代 14 岁时父母的受教育年限衡量父母的受教育水平。为了进一步消除可能存在的遗漏变量偏误, 本文还在模型中加入以下控制变量。子代个体层面的变量包括: 性别、婚姻状况、民族、兄弟姐妹数等。在农村地区, 性别可能决定家庭对个体的教育投资数量; 在家庭经济资源有限的情况下, 兄弟姐妹数可能影响到分配给每个子女的教育资金规模, 从而影响其受教育机会。家庭背景层面的变量包括: 父母党员身份、父母是否担任行政或管理职务等。除此之外, 本文采用国际社会经济地位指数 (International Socio-Economic Index, ISEI) 衡量个人的社会经济地位。ISEI 是一种基于职业衡量个体社会经济地位的指标, 指数得分等于各种职业的平均收入和受教育水平分别乘以相应的权数再相加, 分数越高说明人们的综合社会经济地位越高 (阳义南和连玉君, 2015; 宋旭光和何宗樾, 2018)。CFPS 数据提供了调查对象 14 岁时父亲和母亲的国际标准职业分类代码 (International Standard Classification of Occupations, ISCO), 笔者根据 ISCO 计算了父亲和母亲职业的 ISEI 值, 得到的 ISEI 为取值介于 19~90 的连续型变量。

免费义务教育政策以省份为单位分批实施, 而各省的社会经济发展状况存在较大差异, 省份的可变特征可能产生省际趋势差异, 从而导致不同省份的个体的受教育程度发展趋势存在差异, 影响估计结果的准确程度。本文借鉴 Xiao et al. (2017)、朱峰和蔡伟贤 (2019)、贾婧和柯睿 (2020) 的处理方法, 在回归模型中加入了 2005 年省份层面的一系列特征变量与出生年份虚拟变量的交互项 $W_p \lambda_t$, 以控制省份可变特征所导致的趋势差异。这些特征变量包括各省 2005 年的地区生产总值、政府财政支出总额、教育财政支出占地区生产总值的比重、农村家庭人均纯收入、农村家庭文教娱乐消费占比、总人口、总人口中农村人口占比、初中及以上文化程度人口占 15 岁以上人口的比重。省份层面变量数据来源于 2006 年《中国统计年鉴》和国家统计局网站, 变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	变量定义与赋值	样本量	均值	标准差
-----	---------	-----	----	-----

子代受教育年限	子代在调查时的最终受教育年限	5800	8.72	4.29
父亲受教育年限	子女 14 岁时父亲的受教育年限	5752	5.56	4.06
母亲受教育年限	子女 14 岁时母亲的受教育年限	5781	3.53	3.90
父母受教育年限	父母双方受教育水平更高者的受教育年限	5686	6.05	4.07
政策影响强度	个体受免费义务教育政策影响的学期数	5894	2.36	4.96
年龄	样本个体年龄, 单位: 岁	5894	35.92	9.39
性别	男=1, 女=0	5885	0.46	0.50
婚姻状况	已婚=1, 未婚=0	5473	0.79	0.40
民族	少数民族=1, 汉族=0	5889	0.11	0.31
兄弟姐妹数	子代个体的兄弟姐妹数	5866	2.13	1.47
父亲 ISEI	父亲的国际社会经济地位指数	5894	28.40	12.36
母亲 ISEI	母亲的国际社会经济地位指数	5262	24.51	6.75
父亲党员身份	父亲是否是党员: 是=1, 否=0	5894	0.11	0.31
母亲党员身份	母亲是否是党员: 是=1, 否=0	5894	0.01	0.10
父母党员身份	父母双方是否至少有一位是党员: 是=1, 否=0	5894	0.11	0.31
父亲担任行政或管理职务	父亲是否担任行政或管理职务: 是=1, 否=0	5894	0.02	0.15
母亲担任行政或管理职务	母亲是否担任行政或管理职务: 是=1, 否=0	5894	0.004	0.06
父母担任行政或管理职务	父母至少有一位担任行政或管理职务: 是=1, 否=0	5894	0.03	0.16
地区生产总值	地区生产总值的对数, 原单位: 亿元	5890	8.72	0.77
政府财政支出	政府财政支出的对数, 原单位: 万元	5890	15.98	0.48
教育财政支出占比	教育财政支出占当年地区生产总值的比重, 单位: %	5890	2.33	0.88
总人口	个体所在省份总人口的对数, 原单位: 万人	5890	8.52	0.50
农村人口占比	农村人口占总人口的比重, 单位: %	5890	59.29	13.08
初中及以上文化程度者占比	15 岁以上人口中初中及以上文化程度者占比, 单位: %	5890	64.24	11.24
农村家庭人均纯收入	农村家庭人均纯收入的对数, 原单位: 元	5890	8.00	0.34
农村家庭文教娱乐消费占比	农村家庭文教娱乐支出占消费支出的比重, 单位: %	5890	11.83	2.01

注: ①父代与子代的受教育年限根据其受教育水平转换而来, 赋值方式是: 文盲或半文盲赋值为 0, 小学赋值为 6, 初中赋值为 9, 高中或中专赋值为 12, 大专赋值为 15, 本科赋值为 16, 硕士赋值为 19, 博士赋值为 22; ②地区生产总值、政府财政支出等省份层面变量皆为 2005 年个体所在省份的统计值。

四、计量回归结果分析

(一) 基于教育代际流动矩阵的初步分析

在正式进行实证分析之前, 本文通过教育代际流动矩阵分析免费义务教育政策实施前后教育代际流动性的基本特征。表 2 矩阵 A 和矩阵 B 分别显示了不受免费义务教育政策影响的子代(出生年份在 1970—1990 年之间)和受到该政策影响的子代(出生年份在 1990 年及之后)与其父代的学历分布。矩阵 C 是矩阵 A 和矩阵 B 之差, 反映了免费义务教育政策实施前后, 子女与父代学历的变动情况。

表 2 结果表明: 首先, 根据矩阵 A 和矩阵 B 最后一行的子代学历分布比重, 免费义务教育政策实施后农村子代受教育程度有所提升。对于不受免费义务教育政策影响的群体, 18.04%的子代个体没有

上过学，23.37%的个体仅接受过小学教育；对于受到免费义务教育政策影响的群体，子代没受过教育和仅接受过小学教育的比例分别下降到6.21%和12.42%。同时，接受过高中及以上教育的子代的比例则有较大幅度的提高，尤其是接受过大专及以上学历教育的子代的比例从不到10%增加到超过25%，显示出农村人力资本积累的快速提升。

表2 教育代际流动矩阵 单位：%

矩阵 A: 子代未受到免费义务教育政策影响							
		子代学历					
		小学以下	小学	初中	高中或中专	大专及以上	不同学历父代占比
父代学历	小学以下	37.48	27.95	25.98	5.17	3.42	27.23
	小学	13.63	24.47	42.40	11.17	8.32	35.47
	初中	6.33	17.29	43.47	16.97	15.93	24.75
	高中或中专	6.48	11.77	39.25	17.24	25.26	11.61
	大专及以上	18.71	30.63	33.44	8.77	8.44	0.93
	不同学历子代占比	18.04	23.37	37.65	11.32	9.61	100
矩阵 B: 子代受到免费义务教育政策影响							
		子代学历					
		小学以下	小学	初中	高中或中专	大专及以上	不同学历父代占比
父代学历	小学以下	23.51	23.13	33.96	10.07	9.33	15.36
	小学	4.38	15.42	37.50	23.96	18.75	29.01
	初中	2.35	8.02	28.35	27.39	33.89	43.82
	高中或中专	1.86	6.21	21.12	30.43	40.37	10.48
	大专及以上	4.29	11.43	36.43	20.71	27.14	1.33
	不同学历子代占比	6.21	12.42	31.66	23.59	26.13	100
矩阵 C: 免费义务教育政策实施前后的变化情况							
父代学历	小学以下	-13.97	-4.82	7.98	4.90	5.91	-11.87
	小学	-9.25	-9.05	-4.90	12.79	10.43	-6.46
	初中	-3.98	-9.27	-15.12	10.42	17.96	19.07
	高中或中专	-4.62	-5.56	-18.13	13.19	15.11	-1.13
	大专及以上	-14.42	-19.20	2.99	11.94	18.70	0.40
	不同学历子代占比之差	-11.83	-10.95	-5.99	12.27	16.52	0.00

注：父代学历为父母双方受教育水平更高者的学历水平。

其次，农村地区的教育代际流动性较强。当父代受教育程度为初中时，矩阵 A 中子代接受过高中及以上教育的比例为 32.9%，而矩阵 B 中子代接受过高中及以上教育的比例在 60%以上；当父代受教育程度为高中或中专时，受到免费义务教育政策影响的子代接受大专及以上学历教育的比例高于没有受到该政策影响的子代；当父代受教育程度为大专及以上时，未受免费义务教育政策影响的子代没有接受

过高中及以上教育的比例超过 80%，超过 70%的受到免费义务教育政策影响的子代的学历不如父代。

最后，免费义务教育政策实施后，农村教育代际流动性有所提升。矩阵主对角线上的数字表示给定父代学历，子代学历与父代学历相同的概率，对角线上数字的减小表示流动性的上升。对比矩阵 A 和矩阵 B 可以发现，农村教育代际流动性有所提升。矩阵 C 的下三角元素绝大多数为负值，说明子代学历不如父代的情况在免费义务教育政策实施后明显减少；矩阵 C 的上三角元素多数是正值，说明在该政策实施后子代受教育程度超过父代的情况有所增加。此外，矩阵 C 的倒数第二列和倒数第三列均为正值，表明无论父代学历处于哪一层次，子代接受高中及以上教育的比例在免费义务教育政策实施后都有所上升。因此，农村教育代际流动性在免费义务教育政策实施后不仅有所提升，而且是向“好”的方向变化。

(二) 基准回归结果

表 3 报告了基于 (5) 式的回归结果。方程 1 和方程 2 使用父亲及子女样本进行分析，方程 1 没有控制政策影响强度与父亲受教育年限的交互项，可以发现，父亲受教育年限与政策影响强度对子代受教育年限均有显著影响，父亲受教育年限每提高 1 年，子代受教育年限平均增加 0.24 年；受免费义务教育政策影响的时间每增加 1 学期，子代受教育年限平均增加 0.27 年。相较于不受政策影响的群体，受到免费义务教育政策影响的群体的受教育年限平均提高了 2.7 年左右（受到免费义务教育政策影响的群体的政策影响强度平均值为 10）。方程 2 控制了政策影响强度与父亲受教育年限的交互项，结果显示，交互项在 5%统计水平上显著，且系数为-0.0070，说明免费义务教育政策实施后，教育代际传递系数有所下降，父代子代的教育相关性降低了。方程 3 和方程 4、方程 5 和方程 6 分别使用母亲及子女样本和父母及子女样本进行估计，结果基本一致，交互项显著，且系数为负。回归结果表明，免费义务教育政策的实施显著提高了农村教育代际流动性。以方程 6 为例，与不受免费义务教育政策影响的群体相比，受到免费义务教育政策影响的群体的教育代际弹性平均下降了约 28.0%（ $0.0080 \times 10/0.2853$ ）。给定其他条件不变，受免费义务教育政策影响的时间越长，教育代际传递系数越小，教育代际流动性越高。这说明，免费义务教育政策改善了农村的教育机会公平。

免费义务教育政策提高了农村家庭的教育代际流动性，这可能是因为：免费义务教育政策缓解了低收入家庭在子代教育投入方面的资金约束，提高其子代的受教育水平；中国城乡收入差距较大，农村居民收入水平普遍低于城市居民，免费义务教育政策可能更有助于提高农村家庭子代的受教育水平，从而提高了农村家庭教育代际流动性；免费义务教育政策还能促进农村地区家庭子代的认知能力、非认知能力与健康状况等人力资本水平的提升，从而有助于提高其教育代际向上流动性。

表 3 免费义务教育政策与教育代际流动性：基准回归结果

	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6
	父亲及子女	父亲及子女	母亲及子女	母亲及子女	父母及子女	父母及子女
父代受教育年限	0.2398*** (0.0255)	0.2537*** (0.0292)	0.2326*** (0.0245)	0.2513*** (0.0305)	0.2726*** (0.0267)	0.2853*** (0.0286)
政策影响强度	0.2677**	0.2859**	0.2578**	0.2732**	0.3290**	0.3566**

免费义务教育政策与农村教育机会公平

	(0.1056)	(0.1065)	(0.1117)	(0.1065)	(0.0900)	(0.0907)
父代受教育年限×政策影响强度		-0.0070**		-0.0082**		-0.0080*
		(0.0033)		(0.0037)		(0.0042)
性别	0.7574***	0.7553***	0.7851***	0.7877***	0.8449***	0.8445***
	(0.2247)	(0.2217)	(0.2095)	(0.2092)	(0.2413)	(0.2383)
婚姻状况	-0.3872*	-0.4088*	-0.2880	-0.3151	-0.4017*	-0.4345*
	(0.2079)	(0.2064)	(0.2048)	(0.1993)	(0.2236)	(0.2155)
民族	-1.4585	-1.4719	-1.4138	-1.4224	-1.5959*	-1.6205*
	(0.9040)	(0.9101)	(0.9580)	(0.9718)	(0.9192)	(0.9292)
兄弟姐妹数	-0.2481**	-0.2426**	-0.2329**	-0.2251**	-0.2133**	-0.2065**
	(0.1003)	(0.1011)	(0.1042)	(0.1059)	(0.0985)	(0.1000)
父代党员身份	0.5422**	0.5354***	0.8379	0.8147	0.6863***	0.6767***
	(0.1357)	(0.1364)	(0.6832)	(0.6772)	(0.1607)	(0.1616)
父代担任行政或管理职务	-0.2141	-0.2050	-0.1201	-0.0697	-0.0284	-0.0223
	(0.3668)	(0.3609)	(0.5562)	(0.5213)	(0.3242)	(0.3221)
父代ISEI	0.0225***	0.0217***	0.0393***	0.0391***	0.0136**	0.0148***
	(0.0030)	(0.0031)	(0.0042)	(0.0042)	(0.0056)	(0.0053)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份特征×出生年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	5229	5229	5262	5262	4865	4865
拟合优度	0.358	0.359	0.353	0.354	0.374	0.375

注：①括号内的数值为聚类到省份的稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③省份特征变量包括地区生产总值、政府财政支出总额、教育财政支出占比、农村家庭人均纯收入、农村家庭文教娱乐消费占比、总人口、农村人口占比、初中及以上文化程度者比重；④基于母亲及子女样本的回归方程使用母亲受教育年限、母亲受教育年限与政策影响强度交互项、母亲党员身份、母亲担任行政或管理职务、母亲ISEI作为控制变量；基于父母及子女样本的回归方程则使用父母受教育年限、父母受教育年限与政策影响强度交互项、父母党员身份、父母担任行政或管理职务、父亲ISEI作为控制变量；其他控制变量与父亲及子女样本回归方程相同。

(三) 稳健性检验

针对上述基准估计结果，本文将从以下几方面进行稳健性检验。

1. 安慰剂检验。本文基于交互项模型估计出的是类似于双重差分模型(DID)的处理效应，为了保证基准回归结果不是由对城乡居民具有共同影响的其他“冲击”所造成的，本文使用12岁时户籍为非农业户口的样本进行分析。其次，本部分还进行共同趋势检验。本文借鉴Xiao et al. (2017)、林锦鸿(2021)的处理方法，将政策实施年份提前，使用没有受到免费义务教育政策影响的样本进行“反事实”检验。如果基准回归结果只是单纯的统计相关关系，那么选取其他任何一年作为“假想”的受政策影响的“临界点”，出生在“临界点”之后的个体均可能受到政策实施的影响，这就进而说明基准回归结果并非是由免费义务教育政策的实施所引起。

表4报告了使用12岁时户籍为非农业户口的样本进行回归的结果，本部分同样使用父亲及子女样本、母亲及子女样本、父母及子女样本进行估计。根据方程2，政策影响强度变量的回归系数为负，政策影响强度与父亲受教育年限交互项回归系数为-0.0019，但并不显著。方程4与方程6的估计结果与方程2基本一致，表明免费义务教育政策对非农业户口居民教育代际流动性的影响并不显著，因而排除了其他“冲击”的影响。

表4 安慰剂检验：使用非农业户口样本

	方程1 父亲及子女	方程2 父亲及子女	方程3 母亲及子女	方程4 母亲及子女	方程5 父母及子女	方程6 父母及子女
父代受教育年限	0.2081*** (0.0269)	0.2102*** (0.0361)	0.1872*** (0.0355)	0.2067*** (0.0417)	0.2591*** (0.0381)	0.2683*** (0.0469)
政策影响强度	-0.4247** (0.1680)	-0.4068 (0.2545)	-0.3471** (0.1642)	-0.2827 (0.1728)	-0.4129** (0.1734)	-0.3443 (0.2505)
父代受教育年限×政策影响强度		-0.0019 (0.0127)		-0.0096 (0.0073)		-0.0069 (0.0119)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份特征×出生年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	716	716	721	721	709	709
拟合优度	0.393	0.393	0.387	0.389	0.402	0.403

注：①括号内的数值为聚类到省份的稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③控制变量同表3，限于篇幅，仅报告核心解释变量的回归结果。

对于第二项检验，本文分别假定政策实施年份比实际实施年份提前4年、6年、8年、10年、12年，与之对应，本文将样本出生年份的上限提前，分别使用出生于1966—1990年、1964—1990年、1962—1990年、1960—1990年、1958—1990年的样本进行检验，并根据个体12岁时所在的省份和出生年月构造相应的政策影响强度变量。根据表5的估计结果，所有方程的政策影响强度与父亲受教育年限交互项均不显著，说明在免费义务教育政策实施前，处理组和对照组的受教育年限不存在趋势差异，农村教育代际流动性的提高的确是由免费义务教育政策实施所引起的。因此，前文主要结论具有稳健性^①。

表5 安慰剂检验：将政策实施时间提前

	方程1 提前4年	方程2 提前6年	方程3 提前8年	方程4 提前10年	方程5 提前12年
父亲受教育年限	0.2068***	0.2112***	0.2087***	0.1992***	0.1976***

^①表5使用父亲及子女样本，本文还使用母亲及子女样本、父母及子女样本进行了安慰剂检验，所得结论与表5一致，限于篇幅，没有报告相关回归结果，备索。

	(0.0203)	(0.0189)	(0.0158)	(0.0143)	(0.0134)
政策影响强度	0.3222**	0.3852***	0.2294***	0.2287***	0.1273
	(0.1486)	(0.0823)	(0.0623)	(0.0590)	(0.0790)
父亲受教育年限×政策影响强度	0.0083	0.0023	0.0025	0.0038	0.0041
	(0.0167)	(0.0070)	(0.0042)	(0.0031)	(0.0027)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份特征×出生年份	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	5497	6249	7019	7396	7854
拟合优度	0.313	0.304	0.288	0.279	0.273

注：①括号内的数值为聚类到省份的稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③控制变量同表3，限于篇幅，仅报告核心解释变量的回归结果。

2.考虑其他混杂因素的影响。本文选取在1970—2000年期间出生的子代样本，在较大程度上保证这部分群体处于基本同质的教育体制下。但是，在1986年《义务教育法》在全国实施前后，中国政府在1982年推行了计划生育政策，在1999年开始实施高校扩招政策。计划生育政策与高校扩招政策对出生在1982年以前的群体可能没有影响，或者影响程度很小。因此，为了使样本处于基本同质的社会经济环境中，尽量降低各种潜在混杂因素的影响，本文缩小样本的年龄跨度，将样本限制在1982—2000年期间出生的子代，进一步增加免费义务教育政策实施前后样本的可比性。此外，虽然考虑省份固定效应能在一定程度上控制省份层面因素的影响，但省份内部可能存在较多差异，并且“以县为主”的农村教育管理体制改革、“两免一补”政策等可能对不同出生年份群体产生差异化影响。因此，本文借鉴贾婧和柯睿(2020)的处理方法，在回归中进一步加入县级地区与出生队列的交互固定效应^①。表6报告了稳健性检验结果。本部分同样分别使用父亲及子女、母亲及子女、父母及子女样本进行分析，方程1、方程3和方程5将样本的出生年份限制在1982—2000年之间，方程2、方程4和方程6控制县级地区与出生队列的交互固定效应。根据表6，所有方程的政策影响强度与父代受教育年限交互项均显著，回归系数均为负。与不受免费义务教育政策影响的群体相比，受到免费义务教育政策影响的群体的教育代际弹性平均下降了约27.49%（以方程6为例）。这表明免费义务教育政策对农村教育代际流动性的影响是非常稳健的。

^① 21世纪以来，政府逐渐确立了“由地方政府负责，分级管理，以县为主”的农村义务教育管理体制。在推行免费义务教育政策之前，政府在农村地区还推行过义务教育阶段“两免一补”政策，到2005年春覆盖了全国所有的国家级贫困县。虽然“两免一补”政策主要面向农村贫困地区，但控制县级层面的固定效应能够吸收掉这些县级层面的混杂因素的干扰，从而保证免费义务教育政策冲击的“干净”程度。出生队列为离散变量，其中，出生在1970-1974年的个体为“队列1970”，赋值为1；出生在1975-1979年的个体为“队列1975”，赋值为2；出生在1980-1984年的个体为“队列1980”，赋值为3；出生在1985-1989年的个体为“队列1985”，赋值为4；出生在1990-1994年的个体为“队列1990”，赋值为5；出生在1995-2000年的个体为“队列1995”，赋值为6。

表6 免费义务教育政策与教育代际流动性：稳健性检验

	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6
	父亲及子女	父亲及子女	母亲及子女	母亲及子女	父母及子女	父母及子女
父代受教育年限	0.2617*** (0.0349)	0.2106*** (0.0177)	0.2710*** (0.0341)	0.1872*** (0.0158)	0.2959*** (0.0379)	0.2255*** (0.0171)
政策影响强度	0.1773 (0.1283)	0.0992 (0.0811)	0.2073* (0.1133)	0.0763 (0.0853)	0.1889 (0.1195)	0.1144 (0.0818)
父代受教育年限×政策影响强度	-0.0073** (0.0033)	-0.0058* (0.0029)	-0.0078** (0.0029)	-0.0072** (0.0029)	-0.0069* (0.0036)	-0.0062** (0.0025)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份特征×出生年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县级地区×出生队列	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制
样本量	2633	5219	2463	4972	2608	5160
拟合优度	0.355	0.506	0.366	0.493	0.367	0.508

注：①括号内的数值为聚类到省份的稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③控制变量同表3，限于篇幅，仅报告核心解释变量的回归结果。

五、进一步分析

（一）异质性分析

上面的分析表明，免费义务教育政策的实施显著提高了农村教育代际流动性，促进了教育机会公平。然而，中国不同地区以及城乡教育发展存在较大差距，因此免费义务教育政策可能只对部分群体有效，或者对不同群体的效应存在差异。笔者根据子代性别以及东中西部地区，进一步考察免费义务教育政策对教育代际流动性的异质性影响，具体回归结果如表7所示。方程1和方程2为区分子代性别的分样本回归结果，可以发现，父亲受教育年限与政策影响强度的交互项在父亲及女儿分样本回归中显著，且回归系数为-0.0093，但在父亲及儿子分样本中不显著，表明免费义务教育政策对农村家庭女性教育代际流动性具有显著的促进作用，但对男性教育代际流动性没有显著影响。中国农村一直存在重男轻女现象，当面临资金约束时，农村家庭可能会优先供男孩读书，导致女孩的教育投入更容易受到收入约束的影响（林锦鸿，2021）。因此，免费义务教育政策的实施更有利于通过减弱女孩教育受家庭收入约束的程度，提高女性的受教育程度，进而提高女性的教育代际流动性。

方程3—方程5分别为分东中西部地区的估计结果，可以发现，父亲受教育年限与政策影响强度交互项仅在西部地区分样本中显著，在东部地区、中部地区分样本中均不显著。这说明，与东部地区和中地区相比，免费义务教育政策在西部地区的作用更加显著。这可能是因为：第一，相比于东部地区和中地区，国家对西部地区基础教育的投入力度更大，免费义务教育政策实施对西部地区农村教育水平的影响更加显著。第二，相比于东部地区和中地区，西部地区经济社会发展相对落后，从

而有更多的家庭无力供其子女上学。免费义务教育政策降低了西部地区农村家庭的教育支出，尤其是对农村贫困家庭的帮助更大，因而对西部地区农村家庭教育代际流动性的影响更加显著^①。

表 7 免费义务教育政策与教育代际流动性：异质性分析一

	方程1 父亲及儿子	方程2 父亲及女儿	方程3 东部地区	方程4 中部地区	方程5 西部地区
父亲受教育年限	0.2105*** (0.0310)	0.2720*** (0.0217)	0.1458*** (0.0163)	0.2220*** (0.0191)	0.3134*** (0.0173)
政策影响强度	-0.0132 (0.1053)	-0.0882** (0.0368)	-0.0909 (0.1702)	-0.0907 (0.2358)	0.3599 (0.2265)
父亲受教育年限×政策影响强度	-0.0018 (0.0039)	-0.0093** (0.0043)	0.0058 (0.0056)	-0.0070 (0.0056)	-0.0101** (0.0032)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份特征×出生年份	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2427	2802	1989	1496	1744
拟合优度	0.334	0.393	0.313	0.342	0.411

注：①括号内的数值为聚类到省份的稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③方程 1 和方程 2 的控制变量不包括性别，其他控制变量同表 3，限于篇幅，仅报告核心解释变量的回归结果。

教育代际流动性的提高，可能来自于免费义务教育政策对父代受教育水平较低的群体的作用相对更大，从而使其子代受教育年限增加更快。鉴于此，本部分进一步按照父代的学历进行分组回归。笔者将父代受教育水平在高中及以上的家庭界定为高学历家庭，在高中以下的家庭界定为低学历家庭。表 8 报告了回归结果，方程 1 的回归结果显示，免费义务教育政策影响强度每增加 1 学期，低学历家庭子代的受教育年限平均提高了约 0.27 年；方程 2 的回归结果表明，免费义务教育政策没有显著提高高学历家庭子代的受教育年限。根据方程 3，对低学历家庭的子代而言，父亲受教育年限与政策影响强度的交互项显著，且回归系数为-0.0066，说明免费义务教育政策显著提高了低学历家庭的教育代际流动性；根据方程 4，免费义务教育政策没有提高高学历家庭的教育代际流动性。相较于高学历家庭，低学历家庭往往也是父代社会经济地位较低的家庭，对子女教育投资的能力明显更低。因此，免费义务教育政策对父代受教育水平、职业层次和收入水平较低家庭子代受教育年限的影响更大。

表 8 免费义务教育政策与教育代际流动性：异质性分析二

	方程1 低学历家庭	方程2 高学历家庭	方程3 低学历家庭	方程4 高学历家庭
父亲受教育年限	0.2668***	0.1204***	0.2820***	0.1353***

^① 表 7 使用父亲及子女样本进行分析，笔者还使用了母亲及子女样本和父母及子女样本进行估计，回归结果与表 7 基本一致，限于篇幅，没有报告相关回归结果，备索。

免费义务教育政策与农村教育机会公平

	(0.0273)	(0.0401)	(0.0315)	(0.0463)
政策影响强度	0.2693**	0.1137	0.2891**	0.2489
	(0.1105)	(0.1346)	(0.1105)	(0.1553)
父亲受教育年限×政策影响强度			-0.0066*	-0.0177
			(0.0035)	(0.0152)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份特征×出生年份	控制	控制	控制	控制
样本量	4549	680	4549	680
拟合优度	0.352	0.341	0.352	0.343

注：①括号内的数值为聚类到省份的稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③控制变量同表3，限于篇幅，仅报告核心解释变量的回归结果。

(二) 影响机制分析

前文的分析结果显示，免费义务教育政策显著提高了教育代际流动性，但教育政策影响代际流动性的具体机制还需要进一步分析。根据本文的理论分析，免费义务教育政策可能通过缩小高收入和低收入家庭的子女教育投资差距，削弱家庭经济背景对子女教育获得的影响，从而提高教育代际流动性。因此，笔者借鉴已有研究，在（5）式基础上添加家庭收入与政策影响强度的交互项。假如添加家庭收入与政策影响强度的交互项以后，父代受教育年限与政策影响强度的交互项不再显著，则家庭收入因素可以完全解释免费义务教育政策对教育代际流动性的作用；假如父代受教育年限与政策影响强度的交互项依然显著，但是系数绝对值变小，则家庭收入只能部分解释政策的作用。由于CFPS数据没有提供子代接受义务教育时的家庭收入信息，并且父母短期收入可能存在较大波动，并不适合作为家庭收入的可靠度量变量，因此，笔者使用根据父代的国际标准职业分类代码转换而来的ISEI作为衡量家庭收入的指标。由于母亲的职业信息存在较多缺失值，并且家庭中父亲的社会经济地位往往高于母亲，因此，本文使用父亲ISEI衡量家庭收入。

笔者在（5）式基础上增加父亲ISEI与政策影响强度的交互项，表9报告了回归结果。方程1没有控制父亲受教育年限与政策影响强度的交互项以及父亲ISEI与政策影响强度的交互项。回归结果显示，父亲ISEI在1%统计水平上显著，且回归系数为0.0225，表明家庭收入对子女受教育年限存在正向影响，家庭收入越高，子女的受教育年限越长。方程2增加了父亲受教育年限与政策影响强度的交互项以及父亲ISEI与政策影响强度的交互项。根据方程2，父亲受教育年限与政策影响强度的交互项显著，且系数为负，但与表3的基准回归结果相比，回归系数绝对值有所下降，从0.0070下降到0.0061。父亲ISEI与政策影响强度的交互项在5%统计水平上显著，且回归系数为-0.0018，表明免费义务教育政策提高教育代际流动性的部分原因是政策缩小了高低收入家庭子代的教育差距。方程3和方程4分别使用母亲及子女样本、父母及子女样本进行估计，回归结果显示，母亲受教育年限、父母受教育年限与政策影响强度的交互项均显著，且回归系数为负；父亲ISEI与政策影响强度的交互项同样显著，

且回归系数为负。这说明，免费义务教育政策能够削弱家庭经济背景在子女教育获得过程中的影响，缩小高低收入家庭子代的教育差距，提高教育代际流动性。

表9 免费义务教育政策对教育代际流动性的影响机制：家庭收入的作用

	方程1 父亲及子女	方程2 父亲及子女	方程3 母亲及子女	方程4 父母及子女
父代受教育年限	0.2398*** (0.0255)	0.2512*** (0.0161)	0.2498*** (0.0153)	0.2759*** (0.0163)
政策影响强度	0.2677** (0.1056)	0.3303*** (0.0889)	0.3456*** (0.0892)	0.3015*** (0.0887)
父亲ISEI	0.0225*** (0.0030)	0.0240*** (0.0045)	0.0424*** (0.0041)	0.0230*** (0.0044)
父代受教育年限×政策影响强度		-0.0061** (0.0025)	-0.0074*** (0.0023)	-0.0050* (0.0026)
父亲ISEI×政策影响强度		-0.0018** (0.0008)	-0.0029*** (0.0008)	-0.0020** (0.0008)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份特征×出生年份	控制	控制	控制	控制
样本量	5229	5229	5262	4865
拟合优度	0.358	0.359	0.355	0.367

注：①括号内的数值为聚类到省份的稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③控制变量同表3，限于篇幅，仅报告核心解释变量的回归结果。

（三）免费义务教育政策与教育代际向上流动性

以上分析主要从相对代际流动性的角度考察了免费义务教育政策对教育代际流动性的影响。相对代际流动性是代际流动性文献中的常用指标，但代际流动性还可以使用绝对代际流动性进行度量。与相对代际流动性不同，绝对代际流动性衡量的是来自某一受教育水平家庭的子代的预期受教育水平是多少（Chetty et al., 2014）。鉴于此，笔者从绝对代际流动性的角度进一步考察免费义务教育政策是否能够促进教育代际向上流动。参考 Guo et al. (2019) 的方法，笔者使用子代受教育水平是否超过父代受教育水平的虚拟变量作为被解释变量（子代受教育水平高于父代赋值为1，子代受教育水平低于父代赋值为0），并构造父代受教育水平在高中以下的虚拟变量（父代受教育水平为高中以下赋值为1，父代受教育水平为高中及以上赋值为0）与政策影响强度的交互项，其他设定与（5）式一致。笔者分别使用线性概率模型（LPM）和 Probit 模型进行估计。根据表 10 的估计结果，父代受教育水平在高中以下与政策影响强度的交互项至少在 5%统计水平上显著，且回归系数均为正，表明与父代受教育水平在高中及以上家庭的子代相比，免费义务教育政策的实施显著提高了父代受教育水平在高中以下家庭的子代的教育代际向上流动性。免费义务教育政策通过提高父代受教育水平在高中以下家庭的子

代的受教育水平，促进这部分子代的受教育水平超过其父代，从而提高了教育代际流动性。

表 10 免费义务教育政策与教育代际向上流动性

	方程1	方程2	方程3	方程4
	LPM模型 父亲及子女	Probit模型 父亲及子女	Probit模型 母亲及子女	Probit模型 父母及子女
父代受教育水平在高中以下	0.3836*** (0.0319)	1.1118*** (0.0752)	1.1637*** (0.0993)	0.9638*** (0.0669)
政策影响强度	-0.0058 (0.0126)	-0.0141 (0.0435)	0.0318 (0.0450)	-0.0071 (0.0414)
父代受教育水平在高中以下×政策影响强度	0.0146** (0.0054)	0.0500*** (0.0187)	0.0590** (0.0250)	0.0464*** (0.0166)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份特征×出生年份	控制	控制	控制	控制
样本量	5229	5229	5262	4865
拟合优度	0.162	0.132	0.112	0.119

注：①括号内的数值为聚类到省份的稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③方程 1 和方程 2、方程 3、方程 4 分别使用子代受教育水平超过父亲受教育水平、子代受教育水平超过母亲受教育水平、子代受教育水平超过父母受教育水平作为被解释变量，相应地，方程 1 和方程 2、方程 3、方程 4 分别使用父亲受教育水平在高中以下、母亲受教育水平在高中以下、父母受教育水平在高中以下作为解释变量；④控制变量同表 3，限于篇幅，仅报告核心解释变量的回归结果。

六、结论与政策内涵

教育是实现社会流动的重要渠道，教育机会公平是保证社会流动渠道畅通的基本机制，也是缩小收入差距的重要手段与阻断贫困代际传递的治本之策。本文使用中国家庭追踪调查 2018 年数据，实证分析了免费义务教育政策对教育代际流动性的影响。研究发现：第一，免费义务教育政策显著提高了农村居民家庭的教育代际流动性，降低了父代与子代的教育代际相关性。一系列稳健性检验结果证明了这一研究结论的稳健有效性。第二，分性别估计结果显示，相较于男性，免费义务教育政策对提高农村女性教育代际流动性的作用更显著；分地区估计结果表明，与东部地区和中部地区相比，免费义务教育政策显著提高了西部地区农村的教育代际流动性；分学历估计结果显示，相较于高学历家庭，免费义务教育政策显著提高了低学历家庭子代的受教育水平，并提高其教育代际流动性。第三，影响机制分析显示，免费义务教育政策能够提高农村家庭的教育代际流动性，部分原因是该政策削弱了家庭经济背景在子女教育获得过程中的影响，从而缩小了高低收入家庭子代的教育差距。免费义务教育政策通过提高父代受教育水平在高中以下家庭的子代的受教育水平，促进这部分子代的受教育水平超过其父代的受教育水平，从而提高了教育代际流动性。免费义务教育政策在促进农村教育事业发

及实现教育机会公平方面发挥了积极作用。

上述研究结论的基本政策内涵包括：首先，基础教育投入应该继续向农村地区，尤其是相对落后的西部地区农村倾斜，加快推进城乡教育一体化发展。其次，政府应加大对农村地区的教育支持，保障农村家庭子女的受教育机会。最后，在中国社会经济快速发展以及对高素质人才需求越来越大的情况下，政府应延长义务教育年限，继续实施义务教育优质均衡发展战略，提高农村义务教育质量，从而促进农村适龄青少年接受高中及以上层次的教育，既满足经济社会发展对高素质劳动力的需求，也促进教育机会公平的实现。

参考文献

- 1.陈斌开、张淑娟、申广军, 2021:《义务教育能提高代际流动性吗?》,《金融研究》第6期,第76-94页。
- 2.范子英, 2020:《财政转移支付与人力资本的代际流动性》,《中国社会科学》第9期,第48-67,205页。
- 3.贾婧、柯睿, 2020:《免费义务教育政策与农村人力资本积累——基于CFPS的实证研究》,《教育与经济》第1期,第19-30页。
- 4.李力行、周广肃, 2015:《家庭借贷约束、公共教育支出与社会流动性》,《经济学(季刊)》第1期,第65-82页。
- 5.刘楠楠、段义德, 2017:《财政支出对教育代际流动性的影响》,《财经科学》第9期,第35-45页。
- 6.林锦鸿, 2021:《免费义务教育政策与城乡教育差距》,《中国农村观察》第3期,第128-144页。
- 7.秦雪征, 2014:《代际流动性及其传导机制研究进展》,《经济学动态》第9期,第115-124页。
- 8.宋旭光、何宗樾, 2018:《义务教育财政支出对代际收入流动性的影响》,《财政研究》第2期,第64-76页。
- 9.阳义南、连玉君, 2015:《中国社会代际流动性的动态解析——CGSS与CLDS混合横截面数据的经验证据》,《管理世界》第4期,第79-91页。
- 10.杨娟、赖德胜、邱牧远, 2015:《如何通过教育缓解收入不平等?》,《经济研究》第9期,第86-99页。
- 11.杨中超, 2016:《教育扩招促进了代际流动?》,《社会》第6期,第180-208页。
- 12.朱峰、蔡伟贤, 2019:《义务教育免费化改变了农村居民的就业选择吗?》,《经济科学》第6期,第117-128页。
- 13.张建华、万千, 2018:《高校扩招与教育代际传递》,《世界经济》第4期,第168-192页。
- 14.周波、苏佳, 2012:《财政教育支出与代际收入流动性》,《世界经济》第12期,第41-61页。
- 15.邹薇、马占利, 2019:《家庭背景、代际传递与教育不平等》,《中国工业经济》第2期,第80-98页。
16. Al-Samarrai, S., and H. Zaman, 2007, "Abolishing School Fees in Malawi: The Impact on Education Access and Equity", *Education Economics*, 15(3):359-375.
17. Bauer, P., and R.T. Riphahn, 2006, "Timing of School Tracking as a Determinant of Intergenerational Transmission of Education", *Economics Letters*, 91(1):90-97.
18. Becker, G.S., and N. Tomes, 1979, "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy*, 87(6):1153-1189.

- 19.Chetty, R., N. Hendren, P. Kline, and E. Saez,2014, “Where is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States”, *Quarterly Journal of Economics*, 129(4):1553-1623.
- 20.Chyi, H., and B. Zhou,2014, “The Effects of Tuition Reforms on School Enrollment in Rural China” *Economics of Education Review*, 38(1):104-123.
- 21.Guo, Y., Y. Song, and Q.Chen,2019,“Impacts of Education Policies on Intergenerational Education Mobility in China” *China Economic Review*, 55:124-142.
- 22.Iannelli, C.,2011,“Educational Expansion and Social Mobility:the Scottish Case”, *Social Policy and Society*, 10(2):251-264.
- 23.Kotera,T., and A. Seshadri,2017,“Educational Policy and Intergenerational Mobility”, *Review of Economic Dynamics*, 25:187-208.
- 24.Li, Z., L. Liu, and M. Wang, 2014, “Intergenerational Income Mobility and Public Education Spending: Evidence from China”, *Children and Youth Services Review*, 40:89-97.
- 25.Maoz, Y.D., and O. Moav,1999,“Intergenerational Mobility and the Process of Development”, *The Economic Journal*, 109(10):677-697.
- 26.Mayer, S.E., and L.M. Lopoo,2008, “Government Spending and Intergenerational Mobility”, *Journal of Public Economics*, 92(1):139-158.
- 27.Pekkarinen, T., R. Uusitalo, and S. Kerr, 2009, “School Tracking and Intergenerational Income Mobility: Evidence from the Finnish Comprehensive School reform ”,*Journal of Public Economics*, 93(7):965-973.
- 28.Shi, X.Z.,2016,“The Impact of Educational Fee Reduction Reform on School Enrollment in Rural China ”,*Journal of Development Studies*, 52(12):1791-1809.
- 29.Solon, G.,2004, “A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place”, in M. Corak (eds.) *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge, UK: Cambridge University Press,pp.38-47.
- 30.Sturgis, P., and F. Buscha,2015, “Increasing Intergenerational Social Mobility: is Educational Expansion the Answer?”, *The British Journal of Sociology*, 66(3):512-533.
- 31.Tang ,C., L. Zhao, and Z. Zhao, 2020, “Does Free Education Help Combat Child Labor? The Effect of a Free Compulsory Education Reform in Rural China” *Journal of Population Economics*, 33(2):601-631.
- 32.Talan, B. I., D. Rosenblum, and K. Tinker, 2015, “School Fees and Access to Primary Education: Assessing Four Decades of Policy in Sub-Saharan Africa”, *Journal of African Economies*,24(4):559-592.
- 33.Xiao, Y., L. Li, and L. Zhao,2017, “Education on the Cheap: the Long-Run Effects of a Free Compulsory Education Reform in Rural China”, *Journal of Comparative Economics*, 45(3):544-562.
- 34.Yi,H., L. Zhang, and R. Luo,2012,“Dropping Out: Why are Students Leaving Junior High in China’s Poor Rural Areas?”, *International Journal of Educational Development*,32(4):555-563.

(作者单位：厦门大学经济学院)

(责任编辑：光明)

Free Compulsory Education Policy and Equality of Educational Opportunity in Rural China: An Empirical Analysis from the Perspective of Intergenerational Mobility of Education

PENG Jun ZHAO Xiliang

Abstract: Educational policy is an important mechanism to ensure the equality of educational opportunity. Using the latest data from the CFPS dataset, this article empirically examines the effect of free compulsory education policy on the equality of educational opportunity in rural China from the perspective of intergenerational mobility of education. The results show that the implementation of the free compulsory education policy significantly increases the intergenerational mobility of education in rural China. The results of heterogeneity analysis suggest that, compared with males, the policy plays a more significant role in increasing the intergenerational mobility of education of females. Compared with Eastern and Central regions, the policy plays a more significant role in promoting the intergenerational mobility of education in Western regions of rural China. Compared with the children whose parents' education level is at high school and above, the policy obviously promotes education years of the children whose parents' education level is below high school. The influence mechanism analysis reveals that, the policy can weaken the role of family socioeconomic background in intergenerational education investment and narrow the education gap between the children of high and low-income families, thus promoting intergenerational mobility of education. Further analysis reveals that, the implementation of the policy promotes the intergenerational upward mobility of the children from families whose parents' education level is below high school.

Keywords: Free Compulsory Education Policy; Equality of Educational Opportunity; Intergenerational Mobility of Education