

免除义务教育学杂费提高了代际流动性吗？

陈长兴 徐 榕*

内容提要 21 世纪初在全国范围内实施的免除城乡义务教育学杂费政策，是中国保障教育公平、缩小社会差距的重要举措。本文使用 2020 年中国家庭追踪调查数据，采用广义双重差分法对这一政策进行分析。研究发现，免除城乡义务教育学杂费政策不仅有效提高了城乡居民的受教育年限，还提高了教育的代际流动性；受教育水平提升最为显著的群体是收入较低的家庭和希望子女有更高学历的家庭。本文的政策意义在于，提高代际流动性不仅要充分发挥公共政策的作用，降低教育成本以促进教育机会均等化，还要提高教育质量以提升教育回报。

关键词 代际流动性 义务教育 人力资本 广义双重差分

一 引言

2021 年，中国历史性地消除了绝对贫困，为世界减贫事业作出了重大贡献。但行百里者半九十，脱贫攻坚战的胜利是走向共同富裕目标的第一步，如何保证脱贫群众不返贫、如何为脱贫群众发展赋能，将是中国党和政府即将迈出的第二步。在这一阶段，加快义务教育优质均衡发展是极为重要的一环。党的二十大报告中提出，加快义务教育优质均衡发展和城乡一体化，优化区域教育资源配置，强化学前教育、特殊教育普惠发展，坚持高中阶段学校多样化发展，完善覆盖全学段学生资助体系。这些重大部署是由教育在社会经济均衡发展中的重要地位决定的。受教育水平影响劳动者的

* 陈长兴，山东大学经济研究院，电子邮箱：chenchangxing@mail.sdu.edu.cn；徐榕（通讯作者），中泰证券股份有限公司博士后科研工作站、清华大学五道口金融学院，电子邮箱：xurongwork@163.com。

人力资本水平和初职获得,并进一步决定收入水平。从长远来看,降低收入差距不仅需要依靠公共政策促进分配公平,更需要提高低收入群体的人力资本积累速度,提高社会的代际流动性。即使在一个经济发展快、收入分配相对均衡的社会中,如果子女的社会经济地位与其父母的社会经济地位高度相关,社会的财富也会迅速向长期处于较高地位的家庭集中,进而导致严重的贫富分化(秦雪征,2014),制约社会经济的发展。

Solon (1992) 将代际流动性定义为在一个家庭中,子代与父代社会经济地位的相关性。相关性越低,表明子代的社会经济地位受父代影响越小,代际流动性越高。代际流动性包括教育代际流动、收入代际流动和初职获得代际流动等多个层面。基于教育对人力资本积累水平的决定性作用,致力于提高教育代际流动性的公共政策有着提纲挈领的作用。为此,自改革开放以来,中国相继出台了一系列相关政策。例如,20世纪80年代,中国颁布了《中华人民共和国义务教育法》(以下简称《义务教育法》),加大了城乡教育投入,显著提高了居民的平均受教育年限,促进了人力资本积累。

陈斌开等(2021)使用2013年中国家庭收入调查和2005年全国1%人口抽样调查数据研究发现,对于父母受教育水平、收入水平较低的家庭而言,在《义务教育法》实施后,其子女的受教育水平显著提高,但对那些父母收入和受教育水平原本较高的家庭影响不大,从而使得低收入家庭的子女学历增长速度高于高学历家庭,表明这一政策有效地改善了代际流动性。彭骏和赵西亮(2022)发现免除义务教育阶段学杂费缩小了不同收入家庭子代受教育水平的差异,进而提高了教育的代际流动性。但是,并非所有的教育公共政策都能够起到改善代际流动性的作用。彭骏和赵西亮(2021)研究发现,义务教育政策与高校扩招政策的实施并没有改善农村家庭代际之间的受教育水平相关性,即未显著提高农村家庭的代际流动性。因此,分析教育公共政策对代际流动性的影响路径和机制,寻找新的政策发力点,将对下一个阶段政策的制定大有裨益。

免除城乡义务教育学杂费政策是21世纪初中国完善和落实义务教育经费保障机制、促进教育公平的一项重要政策举措。自2006年起,中国政府通过“四步走”最终顺利地实现了城乡义务教育的全面免费:第一步,2006年,“国家将义务教育全面纳入财政保障范围”写入《义务教育法》,同时在西部农村地区实施义务教育经费保障机制改革,中央财政投入资金133亿元,各地同时落实资金77亿元;第二步,2007年春,“免杂费、免书本费、逐步补助寄宿生生活费”的“两免一补”政策在全国农村铺开,全国财政在3年内新增经费470亿元左右,加大经费保障力度;第三步,2008年春,在部分省市试行免除义务教育学杂费的政策;第四步,2008年秋,免除义务教育学杂费政策在全国范围内实行,实现了义务教育发展的新跨越。

由于政策在城市的实施时间较晚，受限于微观数据的更新速度，鲜有文献聚焦免除城乡义务教育学杂费政策进行研究。但是各省因地制宜、结合自身财政状况，分批贯彻落实免除义务教育学杂费政策的过程，恰好为本研究提供了一个宝贵的准自然实验。本文以此为基础，使用广义双重差分等方法研究了免除义务教育学杂费对教育代际流动的影响，发现这一政策显著提高了城乡居民的教育代际流动性。异质性分析结果表明，这一政策效果存在明显的城乡、性别和地区差异。为确定造成上述差异的原因，本文进一步探究了提高代际流动性的关键因素，采用最小绝对收缩和选择算子(LASSO)对变量进行筛选，发现不仅样本家庭收入水平的不同会造成政策效果的差异，不同的教育期望也对政策效果存在较大影响。

二 文献综述

代际流动性一直是国内外学者较为关注的话题，存在诸多研究思路和分析方法。目前有关代际流动性的研究大致可以分为两类。一类着重于研究教育、收入、职业和社会地位在不同社会群体中的分布和流动规律，以此为基础研究代际流动性对于社会经济的影响。比如李力行和周广肃(2014)研究发现，中国的收入代际流动性呈现下降的趋势，职业的代际流动固化，这是造成目前中国收入差距扩大的原因之一。Zimmerman(2019)在分析智利顶尖大学对学生收入的影响时，重点考虑了这些大学申请者的出身，发现进入智利顶尖大学的学生确实取得了更高的收入和社会地位。但這些能够进入顶尖高校的学生大多来自学费高昂的私立高中，其父母的收入水平也通常较高。长此以往，可能导致“富者愈富”。

另一类文献从公共政策等外生冲击出发，研究外生冲击对代际流动性造成的影响，进而评估冲击对社会经济的影响。Pekkarinen et al.(2009)通过研究芬兰1972-1977年间的综合学校改革发现，政策实施后，父母收入水平较低的样本接受中等教育的概率显著增加，进而使这部分样本的收入水平显著提高，最终使得收入的代际流动性提高。挪威1974年的教育改革也起到了类似的作用，Black et al.(2005)研究发现，这一政策提高了社会最底层居民的受教育水平，改善了教育的代际流动性，在一定程度上缩小了挪威的收入差距。但同时作者也指出，其影响机制在教育成本高、技能收入高的国家和地区未必适用。

中国的基础教育政策改革同样引起了广泛的讨论，不仅《义务教育法》的颁布和实备受关注，义务教育免除学杂费政策也引起了学者们的研究兴趣。Xiao et al.(2017)发

现,农村义务教育免收学杂费后,农村家庭的子女受教育程度、认知水平和健康状况都显著改善,且政策对于父亲受教育程度较低的样本影响更大,有利于提高代际流动性。彭骏和赵西亮(2022)使用中国家庭追踪调查 2018 年的数据,考察了这一政策对于中国农村教育代际流动性的影响。通过异质性分析发现,免除学杂费后,政策对于农村女性和偏远地区的代际流动性改善最为明显。

除上述区别外,不同学者在研究代际流动性时,选取的研究对象也有所不同。代际流动研究涵盖的方面众多,在代际流动性所研究的父母与子女的社会经济地位相关程度中,包含了收入、教育、职业和初职获得等一系列层面。虽然在经济学研究中,从收入代际流动性角度展开研究看似是最直接有效的分析方法,但收入代际流动性在测度上存在诸多难题。比如,微观数据中的家庭收入往往是当期的、暂时的收入,如果使用暂时收入取代永久收入衡量收入的代际流动性可能会带来较大的误差(Black et al., 2005)。在微观数据中,统计的收入数据多为家庭收入,对于父子同住的样本,父代和子代的收入被加总了,导致父子两代间的收入难以区分(陈斌开等, 2021)。而受教育程度是收入的重要影响因素,研究教育的代际流动性不仅可行性更高,而且可以很好地反映收入代际流动性,因此国内外学者纷纷采用教育代际流动性分析公共政策的效果。

在公共政策对于代际流动性的影响机制方面,现有文献普遍认为,影响家庭作出下一代受教育决策的决定性要素是家庭经济条件。例如,《义务教育法》的颁布不仅在法律层面保障了适龄儿童的受教育权,还通过减免学费、设立助学金等方式降低了受教育成本,这使得更多收入较低家庭的子女有机会接受教育。这些家庭往往也是父母受教育水平相对较低的家庭,因此这一政策成功地提高了教育代际流动性(陈斌开等, 2021)。但是,在受教育成本降低的预期产生后,仍然存在一些家庭选择不接受教育,说明现实社会中依然存在很多经济约束以外的因素会影响教育选择,进而影响代际流动性。Dustmann(2004)指出,在德国,即使是来自相同经济背景家庭的样本,其收入也可能产生很大的差距,其中的原因很大一部分来自家庭对于子女教育路径的选择^①。对于低社会经济地位家庭的子女而言,更高的学历对于维持目前的社会地位是不必要的(Jæger & Holm, 2007),并且维持社会地位更好的方法可能不是继续接受教育,而是尽快参加工作(李忠路、邱泽奇, 2016)。而在中国,更是出现了“教育返贫”的怪诞现象:一些贫困家庭在受到资助后,父母将大部分的现金资助用于孩子的学业,父母双方中的一方不再继续从事生产工作,而是选择全职陪读,努力培养下一代;但

^① 德国的职业教育和通识教育分流较国内更早且可以自主选择。

是受种种非经济条件制约，其子女的受教育程度也未得到太大改善，或其达到的受教育水平难以改善家庭生活状态，最终导致扶贫资源没有得到充分利用，家庭重新返贫。这些现象的背后都有一个共同的驱动因素——教育期望。因此，将教育期望和家庭经济条件相结合分析政策影响机制，将更好地控制研究过程中非理性因素的影响。

在数据方面，虽然目前诸多文献采用双重差分法和微观数据探讨义务教育政策效果，但由于成文时间和政策实施时间的限制，很多文献中的样本还未完成教育，从而导致无法准确衡量此类样本的受教育情况和代际流动性。为了解决这一问题，大多数文献选择剔除未完成教育样本，或以认知水平替代受教育年限来衡量政策效果。前者可能会造成样本量不足、样本受政策影响时间短等问题，而后者可能并不能准确反映收入、初职获得等本文更关心的因素。本文使用中国家庭追踪调查（CFPS）2020年数据，在有充足已完成教育样本的基础上，通过CFPS数据中“是否正在上学”选项对样本的受教育年限进行修正，从而得到数量更多、覆盖范围更广的数据。

三 实证设计

（一）数据选取

本文样本数据来源为中国家庭追踪调查（CFPS）2020年数据，经筛选后共包含29573个样本。该数据是一项全国性、综合性的社会追踪调查项目，旨在通过追踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据，反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁，为学术和政策研究提供数据基础。CFPS数据样本量大，覆盖面广，数据质量高，最为关键的是对被调查人员的受教育情况、收入情况等有很完整的刻画。

（二）识别策略

中国免除城乡义务教育学杂费的时间各省不一，具体的推进过程如表1所示。由于各省的经济条件、学校数量和位置分布各不相同，免除义务教育学杂费必须结合各省状况，因地制宜、循序渐进地展开。

表1 各省（自治区、直辖市）分城乡免除义务教育学杂费政策实施时间表

| 实施时间 | 农村免除义务教育学杂费 | 城市免除义务教育学杂费 |
|--------|-----------------------------|-------------|
| 2005年春 | 海南 | 海南 |
| 2006年春 | 福建、内蒙古、宁夏、青海、甘肃、新疆、贵州、云南、重庆 | 天津 |

续表

| 实施时间 | 农村免除义务教育学杂费 | 城市免除义务教育学杂费 |
|---------|-------------------------|--|
| 2006 年秋 | 北京、辽宁、江苏、浙江、陕西、西藏 | 浙江 |
| 2007 年春 | 河北、黑龙江、山东、河南、湖南、四川 | |
| 2007 年秋 | 天津、吉林、上海、安徽、江西、广东、湖北、山西 | 西藏、山东、江西 |
| 2008 年春 | 广西 | 福建、云南、河北、上海、广东 |
| 2008 年秋 | | 内蒙古、宁夏、青海、甘肃、新疆、贵州、重庆、辽宁、江苏、陕西、黑龙江、河南、湖南、四川、吉林、安徽、湖北、山西、广西 |
| 2010 年秋 | | 北京 |

资料来源：根据各省（自治区、直辖市）教育行政部门通知文件整理得到。

各省政策具体实施的时间不同，恰好为本文提供了一个宝贵的准自然实验。本文使用广义双重差分法（Generalized DID）开展分析，该方法在分析政策冲击的影响时，利用政策事件的外生性规避内生性问题产生的影响，以得到更纯净的处理效应（黄炜等，2022）。具体而言，本文构建如下基准模型：

$$Edu^c = \beta_0 + \beta_1 Edu^p + \beta_2 policy + \beta_3 (policy * Edu^p) + P + T + \gamma X \quad (1)$$

其中， Edu^c 表示子代受教育年限； Edu^p 表示父母的受教育年限； $policy$ 表示政策影响强度，是一个 $[0, 1]$ 之间的虚拟变量； P 、 T 分别代表省份固定效应和时间固定效应； X 表示一系列控制变量，包括个体层面和省级层面的控制变量。在模型（1）中， $(\beta_1 + \beta_3 * policy)$ 体现了 Edu^p 对 Edu^c 的总效应，即子代与父代受教育年限的相关程度；其中， β_3 表示父母受教育年限与政策强度的交互项的系数，体现了免除学杂费对于代际流动性的影响，是本文最为关注的参数。当 $\beta_3 < 0$ 时，说明父代受教育年限对子代受教育年限的总效应 $(\beta_1 + \beta_3 * policy)$ 小于 β_1 ，政策的实施使得子女受教育年限受父母的影响减小，此时教育代际流动性提高；反之，如果 $\beta_3 > 0$ ，教育的代际流动性降低。

（三）变量设定

1. 受教育年限

由于本文研究代际流动性的方式是衡量父代样本与子代样本之间受教育程度的相关性，所以父代和子代的受教育年限必不可少，即回归方程中的 Edu^p 和 Edu^c 。由于 CFPS 数据中提供的是学历信息，本文按照小学 6 年，初中、高中、中专和大专 3 年，本科 4 年，硕士研究生 3 年，博士研究生 4 年将学历信息转换为受教育年限。此外，对于还在上学的样本，如果该样本已经升入大学或更高学位，鉴于中国较低的退学率，

本文将其在读学位作为最终学历；对于还在读高中、初中或小学样本，其最终学历无法确定，故将其剔除，具体做法是剔除了 2002 年后出生的样本。

2. 政策变量

在义务教育政策的相关研究中，一部分研究者认为，年龄越小，将来留在学校的时间越长，政策的影响也就越大（陈斌开等，2021），应当用 $[0, 1]$ 连续虚拟变量衡量政策影响，或者计算不同样本受到政策影响的学期数（Xiao et al., 2017）。另一部分研究者认为，一旦已经入学，政策变动对于样本的影响将不再变化，可以用 0-1 虚拟变量来衡量（Huang, 2015）。本文认为，由于样本的受教育过程是一个连续决策的过程，不同阶段会互相影响，政策的效果不仅与影响时间的长短有关，还与样本是否继续接受教育的决定有关——对于已经接受了一定时间教育的样本，如果选择不继续接受教育，那么先前的教育就有可能变成“沉没成本”，而免除学杂费可能进一步促使家庭选择让孩子继续接受教育。所以本文采用连续的 $[0, 1]$ 虚拟变量，具体的计算方式如下：

$$policy = \begin{cases} 0, & Y^{policy} \geq 16 \\ \frac{16 - Y^{policy}}{9}, & 6 < Y^{policy} < 16 \\ 1, & Y^{policy} \leq 6 \end{cases} \quad (2)$$

其中， Y^{policy} 表示政策实施时样本的年龄。此外，如果政策在某年的春季学期实施，如 2007 年春河北省免除农村义务教育学杂费，本文在统计政策实施时间时会把这一时间点数值设定为 2006.5。这是由于大部分学生在秋季学期（9 月份）入学，所以当政策在春季学期实施时，其对 2007 年入学的学生只产生一个学期的影响（即 2007 年秋季学期），而对 2006 年入学的学生而言，政策对其影响多了一个学期（即 2007 年春季学期）。因此，将政策实施时间定义为 2007 并不恰当，并且意义与 2006 年实施政策并不相同。权衡考虑，本文将其定义为 2006.5（表示 2007 年春季学期），这一衡量方式在本质上与使用样本受政策影响学期数进行衡量没有区别。

3. 控制变量

综合前人的研究结果，本文加入了两个层面的控制变量。一是省份层面的控制变量，用于控制各省在政策实施前后的趋势差异，主要分为两类：一类是教育经费占财政支出的比重、当地的初中和小学数量等变量，以控制不同省份教育投入差异所导致的省间趋势差异；另一类是地方财政支出和国内生产总值（GDP）等变量，来控制不同省份经济发展水平带来的省间差异。二是个体层面的控制变量，用于控制那些家庭经济和非经济因素导致的样本间趋势差异，同样分为两类：一类是样本的家庭收入、父母主要从事的

行业和是否接受政府补助等特征，直接体现样本的家庭经济情况；另一类包括家庭的文教支出占比、兄弟姐妹数等，这些变量虽然不会直接体现家庭经济情况，但在一定程度上反映了家庭的生育观念和对子女受教育的期望，这些因素都会造成样本间的趋势差异。由于本文模型中还加入了省级层面的固定效应，所以在设置省级控制变量时，本文借鉴了彭骏和赵西亮（2022）、Xiao et al.(2017) 的做法，将 2005 年省级特征变量与个体出生年份的乘积作为省级层面控制变量加入回归模型。表 2 给出了变量的含义和描述性统计。

表 2 变量含义及描述性统计

| 变量名称 | 变量含义 | 样本量 | 均值 | 标准差 |
|--------------------|----------------------------------|-------|-----------|----------|
| 城乡 | 城镇 = 1, 农村 = 0 | 29573 | 0.474 | 0.493 |
| 性别 | 男性 = 1, 女性 = 0 | 29573 | 0.539 | 0.500 |
| 出生年份 | 子代的出生年份 | 29573 | 1984.532 | 10.331 |
| 修正后的个人学历 | 个人的学历，根据 CFPS “是否正在上学” 问题的选项进行修正 | 29573 | 3.397 | 1.491 |
| 个人受教育年限 | 由修正后的个人学历计算 | 29497 | 10.102 | 4.223 |
| 父亲受教育年限 | 父亲的受教育年限，由父亲学历计算 | 29132 | 6.501 | 4.103 |
| 母亲受教育年限 | 母亲的受教育年限，由母亲学历计算 | 29242 | 4.508 | 3.967 |
| 户口 | 农业户口 = 0, 非农业户口 = 1 | 29573 | 0.290 | 2.194 |
| 行业变量 | 是否从事农业生产，是 = 1, 否 = 0 | 28264 | 0.451 | 0.501 |
| 政府补助 | 是否接受政府补贴，是 = 0, 否 = 1 | 28264 | 0.601 | 0.494 |
| 家庭收入 | 年收入对数 | 28263 | 10.665 | 1.031 |
| 是否党员（父亲） | 是 = 1, 否 = 0 | 22876 | 0.116 | 0.332 |
| 是否党员（母亲） | 是 = 1, 否 = 0 | 22871 | 0.012 | 0.077 |
| 民族 | 汉族 = 1, 其他民族 = 0 | 29573 | 0.937 | 0.242 |
| 兄弟姐妹数 | 兄弟姐妹个数 | 28474 | 1.562 | 1.314 |
| 父亲社会经济地位 | 父亲的国际社会经济地位指标（ISEI） | 16251 | 29.839 | 12.352 |
| 母亲社会经济地位 | 母亲的国际社会经济地位指标（ISEI） | 14599 | 27.378 | 10.210 |
| GDP | 个体所在省份地区生产总值（亿元） | 29573 | 8965.902 | 6401.085 |
| 地方财政支出 | 个体所在省份财政支出（亿元） | 29573 | 1073.786 | 555.321 |
| 城镇人均消费支出 | 个体所在省份城镇人均消费支出（元） | 29573 | 7888.928 | 2348.122 |
| 农村人均消费支出 | 个体所在省份农村人均消费支出（元） | 29573 | 2751.258 | 1343.831 |
| 常住人口数 | 个体所在省份常住人口（万人） | 29573 | 5564.269 | 2777.662 |
| 初中和小学学校数 | 个体所在省份初中和小学数量之和（所） | 29573 | 19815.911 | 9537.390 |
| 城镇文教消费占比 | 城镇居民年度人均文教娱乐用品和服务支出与生活消费支出的比值 | 29573 | 0.142 | 0.008 |
| 农村文教消费占比 | 农村居民年度人均文教娱乐用品和服务支出与生活消费支出的比值 | 29573 | 0.122 | 0.023 |
| 教育经费占比 | 个体所在省份教育支出与全部财政支出的比值 | 29573 | 0.189 | 0.017 |
| 每 10 万人中初中以上学历人口占比 | 个体所在省份每 10 万人中初中以上学历人口与总人口的比值 | 29573 | 0.310 | 0.071 |

资料来源：根据国家家庭追踪调查数据和各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

四 回归结果

（一）代际流动矩阵分析

教育代际流动矩阵可以较为直观地体现父代与子代之间的受教育程度相关性。因此，在回归分析之前，本文使用教育代际流动矩阵对政策效果进行简单分析，展示义务教育学杂费免除前后教育代际流动性的基本特征。表3至表5中每一行表示在父母平均学历一定时，不同学历子代所占的比例，每一列代表子女学历一定时，其父母平均学历所占的比例。例如，在表3中，第一行第一列的数值表示父母平均学历和其子女的学历都为小学以下的样本占总样本的5.489%。表3展示了政策实施前的代际流动性特征，即 *policy* 变量赋值为0的个体，表4则展示了受到政策影响的个体，表5为表4与表3的差值，用以体现政策实施前后代际流动性产生的变化。

表3 教育代际流动矩阵（政策实施前）

| 父母平均学历 | 子代学历 | | | | | |
|--------|-------|--------|--------|--------|--------|---------|
| | 小学以下 | 小学 | 初中 | 高中和中专 | 大专及以上 | 总计 |
| 小学以下 | 5.489 | 6.110 | 8.321 | 2.871 | 2.803 | 25.594 |
| 小学 | 2.929 | 7.492 | 15.125 | 6.125 | 6.658 | 38.328 |
| 初中 | 0.805 | 3.094 | 9.451 | 5.169 | 7.085 | 25.604 |
| 高中和中专 | 0.136 | 0.567 | 2.274 | 1.775 | 4.054 | 8.806 |
| 大专及以上 | 0.015 | 0.141 | 0.233 | 0.262 | 1.018 | 1.668 |
| 总计 | 9.373 | 17.404 | 35.404 | 16.201 | 21.618 | 100.000 |

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据计算得到。

表4 教育代际流动矩阵（政策实施后）

| 父母平均学历 | 子代学历 | | | | | |
|--------|-------|--------|--------|--------|--------|---------|
| | 小学以下 | 小学 | 初中 | 高中和中专 | 大专及以上 | 总计 |
| 小学以下 | 1.509 | 2.742 | 4.981 | 3.257 | 3.819 | 16.307 |
| 小学 | 1.114 | 5.268 | 11.710 | 8.908 | 11.195 | 38.194 |
| 初中 | 0.563 | 2.850 | 8.082 | 7.387 | 12.763 | 31.645 |
| 高中和中专 | 0.120 | 0.575 | 2.083 | 2.395 | 5.580 | 10.752 |
| 大专及以上 | 0.048 | 0.144 | 0.647 | 0.587 | 1.676 | 3.101 |
| 总计 | 3.352 | 11.578 | 27.502 | 22.534 | 35.034 | 100.000 |

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据计算得到。

表 5 教育代际流动矩阵 (政策实施前后做差)

| 父母平均学历 | 子代学历 | | | | | |
|--------|--------|--------|--------|-------|--------|--------|
| | 小学以下 | 小学 | 初中 | 高中和中专 | 大专及以上 | 总计 |
| 小学以下 | -3.981 | -3.368 | -3.340 | 0.386 | 1.017 | -9.287 |
| 小学 | -1.815 | -2.224 | -3.415 | 2.784 | 4.537 | -0.134 |
| 初中 | -0.242 | -0.244 | -1.369 | 2.218 | 5.679 | 6.041 |
| 高中和中专 | -0.016 | 0.007 | -0.191 | 0.620 | 1.526 | 1.946 |
| 大专及以上 | 0.033 | 0.003 | 0.414 | 0.325 | 0.658 | 1.433 |
| 总计 | -6.021 | -5.826 | -7.902 | 6.332 | 13.416 | 0.000 |

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据计算得到。

通过对教育代际流动矩阵的初步分析，本文有以下发现。第一，政策实施后，子代的受教育年限明显增加，这一结论可以利用表 5 从两个角度进行论证。一方面，从表格最后一行出发，政策实施后，子代学历为初中及以下的比例均在下降，而高中及以上的比例在上升，说明政策实施后的子代样本学历有所提升。另一方面，从表格最后一列出发，样本中父母平均学历为小学以下的比例也大幅下降，说明中国文盲数量大幅减少。综合以上两个角度可以看出，近年来中国教育水平明显提高，人力资本快速积累。

第二，中国的教育代际流动性相对较高。在表 3 和表 4 中，子女学历高于父母平均学历的情况均位于矩阵的上三角部分，因此通过对矩阵上三角部分进行加总，可以得到政策实施前后子女学历高于父母平均学历的占比。通过计算可知，受到政策影响前，样本中子女学历高于父母的占比约为 65%，政策实施后约为 74%。而在参加 2012 年成人技能调查（系国际成人能力评估计划 PIAAC 的一部分）的经济合作与发展组织（OECD）国家中，平均 32% 的青年人受到的教育水平高于其父辈，显然中国的教育代际流动水平远高于 OECD 国家的平均水平。

第三，从表 5 中不难发现，政策实施后，父母平均学历低于高中的样本中，其子代学历低于初中的比例下降，高于高中的比例提高，而父母平均学历高于高中的样本中子代学历变化不大。因此，相对于有着较高学历父母的样本，父母学历较低样本的子代学历提升较大。这说明子代和父代学历的相关性呈现下降的趋势，代际流动性有上升的趋势。

但是，基于代际流动矩阵的分析只能得到趋势性信息，难以具体分析不同群体的特征，也无法判断这种趋势是否是由免除义务教育阶段学杂费带来的。因此，对于政策效果的评估还需要进一步分析。

（二）基准回归结果

本文分别取父母的平均受教育年限 Edu_a^p 、最高受教育年限 Edu_h^p 、父亲受教育年限 Edu_f^p 和母亲受教育年限 Edu_m^p 对式（1）进行回归，最终得到表 6 中的基准回归结果。首先，无论使用何种形式的父母受教育年限进行回归，交互项系数都显著为负，这表明免除义务教育学杂费可以降低子代与父代之间的受教育水平关联程度，提高代际流动性。以父母平均受教育年限为例，样本平均受政策影响程度（即政策变量的均值）为 0.143，通过计算可知，受到免除义务教育学杂费影响的群体教育代际弹性下降了 7.81%^①。这意味着随着父母受教育水平的提高，子女受教育水平的提升空间在减少，且这一减少的量与受政策影响程度正相关。其次，政策变量的系数为正，意味着随着受到政策影响的程度提高，子女的受教育年限也随之提高。以父母平均受教育年限的回归结果为例，每多受到免除义务教育学杂费影响一年，子女的受教育年限提高 0.710 年^②，说明该政策具有提高子女受教育水平的作用。

表 6 基准回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 父母平均受教育年限 | 0.304 *** (0.013) | | | |
| 政策变量 × 父母平均受教育年限 | -0.166 *** (0.029) | | | |
| 父母最高受教育年限 | | 0.231 *** (0.010) | | |
| 政策变量 × 父母最高受教育年限 | | -0.115 *** (0.026) | | |
| 父亲受教育年限 | | | 0.197 *** (0.010) | |
| 政策变量 × 父亲受教育年限 | | | -0.106 *** (0.025) | |
| 母亲受教育年限 | | | | 0.183 *** (0.011) |
| 政策变量 × 母亲受教育年限 | | | | -0.110 *** (0.024) |
| 政策变量 | 6.386 *** (0.777) | 6.219 *** (0.784) | 5.973 *** (0.786) | 6.074 *** (0.784) |

① 计算方式为： $0.166 \times 0.143 / 0.304 \approx 0.0781$ 。

② 本文的政策变量相当于将样本受影响学期数转换为 $[0, 1]$ 虚拟变量，因此计算方式为 $6.386/9 \approx 0.710$ 。

续表

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 政府补助 | 0.151 ** (0.065) | 0.159 ** (0.065) | 0.157 ** (0.065) | 0.144 ** (0.066) |
| 家庭收入 | 0.251 *** (0.031) | 0.264 *** (0.031) | 0.269 *** (0.031) | 0.300 *** (0.031) |
| 是否党员 | -0.327 *** (0.063) | -0.306 *** (0.064) | -0.307 *** (0.064) | -0.362 *** (0.064) |
| 性别 | 0.075 (0.060) | 0.057 (0.061) | 0.061 (0.061) | 0.059 (0.062) |
| 户口 | 2.647 *** (0.091) | 2.748 *** (0.090) | 2.811 *** (0.090) | 2.792 *** (0.091) |
| 城乡 | -1.731 *** (0.491) | -1.784 *** (0.492) | -1.676 *** (0.495) | -1.746 *** (0.497) |
| 民族 | -1.047 *** (0.065) | -1.066 *** (0.065) | -1.067 *** (0.065) | -1.031 *** (0.065) |
| 兄弟姐妹数 | -0.177 *** (0.023) | -0.196 *** (0.023) | -0.207 *** (0.023) | -0.190 *** (0.023) |
| 父母社会经济地位 | 0.005 * (0.003) | 0.006 ** (0.002) | 0.008 *** (0.003) | 0.009 *** (0.002) |
| 教育经费占比 | -0.009 *** (0.003) | -0.009 *** (0.003) | -0.009 *** (0.003) | -0.010 *** (0.003) |
| 常住人口对数 | -0.022 (0.015) | -0.021 (0.014) | -0.024 (0.015) | -0.023 (0.014) |
| 地方财政支出对数 | -0.014 (0.022) | -0.019 (0.022) | -0.017 (0.023) | -0.019 (0.023) |
| 文教消费占比 | 0.001 (0.002) | 0.001 (0.002) | 0.001 (0.001) | 0.001 (0.002) |
| 人均消费支出对数 | 0.001 *** (0.000) | 0.001 *** (0.000) | 0.001 *** (0.000) | 0.001 *** (0.000) |
| 初中和小学学校数对数 | 0.013 (0.008) | 0.011 (0.008) | 0.013 (0.009) | 0.009 (0.009) |
| GDP 对数 | 0.006 (0.015) | 0.010 (0.015) | 0.009 (0.016) | 0.008 (0.016) |
| 每 10 万人中初中以上学历人口占比 | -0.091 (0.101) | -0.090 (0.101) | -0.084 (0.101) | -0.126 (0.102) |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 12059 | 12059 | 12059 | 12059 |

注：***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号内数字为标准误；“是否党员”和“父母社会经济地位”均取父亲和母亲相应变量的最大值。

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据和各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

虽然免除义务教育学杂费带来了代际流动性的改善，但从整体来看，父母平均受教育年限每提高一年，子女的受教育年限会随之提高 0.304 年，存在显著的正相关性。这说明，尽管免除义务教育学杂费有助于提高教育的代际流动性，但子女的受教育水平仍然在很大程度上受到父母受教育水平的影响。

五 稳健性检验

（一）平行趋势检验和安慰剂检验

使用双重差分法分析政策效果时，最重要的假设是处理组和对照组有共同的事前趋势，即满足平行趋势假设。为了验证这一条件，本文估计如下模型：

$$Edu^c = \beta_0 + \beta_1 Edu^p + \beta_2 policy + \sum \beta_i (age_i * Edu^p) + P + T + \gamma X \quad (3)$$

其中， i 表示在政策实施年子女的年龄； age_i 表示在政策实施年子女的年龄是否为 i ，是则为 1，否则为 0。例如， age_{10} 表示政策实施年样本的年龄是否为 10 岁，也可解释为样本是否从 10 岁时开始受到政策的影响。这一变量的意义是把受到政策影响程度不同的样本进行分离。比如，样本在 4 岁时（即 $i = 4$ ）政策恰好实施（即 $age_4 = 1$ ），则该样本整个受教育过程都将受到政策影响，政策的效果更强，对应的交互项系数应当会较为显著。如果样本在 12 岁时接受政策影响，则政策大概只能影响到其初中阶段，影响相对较小，对应的交互项系数显著性下降，且值应该更趋于 0。如果政策实施时，样本已经 15 岁，则完全没有享受到政策，系数应该不显著。

从图 1 中不难看出，政策实施时小于 8 岁的样本受到了完整的政策影响，系数更为显著且较为接近主回归系数值；而政策实施时年龄大于 8 岁的样本，系数普遍不显著。这恰好通过了平行趋势检验，说明政策实施前个体具有相同的事前趋势。

虽然基准回归结果中，免除义务教育学杂费与教育的代际流动性提高存在相关性，但这种代际流动性提高是否由其他因素导致？为了排除其他因素的干扰，本文采用随机置换试验的方式进行安慰剂检验。如果随机置换交互项后，依旧可以得到相似的回归结果，那么说明基准回归中的结果可能是由其他因素导致的。反之，则说明的确是政策实施所产生的影响。具体而言，本文使用蒙特卡洛随机置换实验，对变量 $policy * Edu^p$ 进行 500 次随机置换。具体结果如图 2 所示。显然，500 次随机置换中没有一次达到回归系数值，且得到的回归系数值接近 0，说明代际流动性的提高是由免除学杂费带来的。

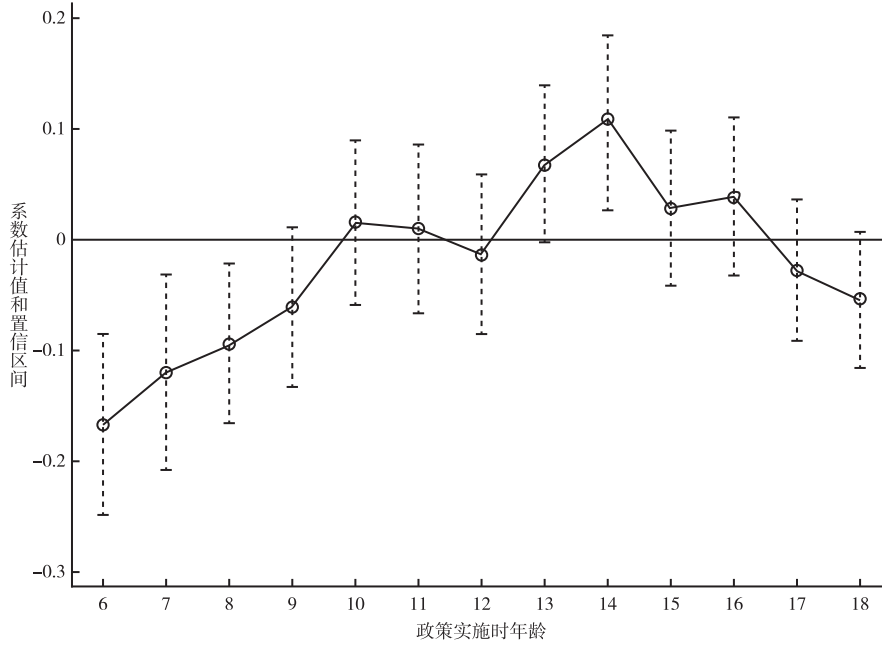


图 1 平行趋势检验

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据和各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

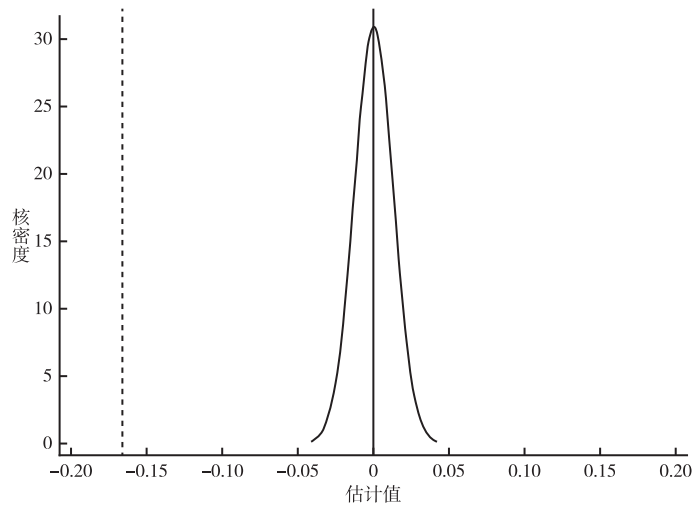


图 2 安慰剂检验

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据和各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

（二）变量替换

表7展示了对样本和变量进行调整后的回归结果。表中第（1）列将 *policy* 变量修改为 0-1 虚拟变量进行回归，若改革发生在样本接受教育期间，则 *policy* 变量赋值为 1，反之则为 0。在第（2）列中，参考 Huang（2015）的研究，本文假定学生开始上学后，政策对其不产生影响，具体而言，如果样本在政策实施时年龄大于 6 岁，则将其 *policy* 变量设置为 0，否则为 1。回归结果显示，无论采用何种形式的父代受教育年限变量，交互项的系数仍显著为负。

表7 稳健性检验（一）

| | 政策变量替换 为 0-1 变量 | 认为进入小学后 政策变动无影响 | 剔除父母 60 岁 以上的样本 | 仅保留已完成 教育样本 | 将受教育年限 替换为学历 |
|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| 父母平均受教育年限 | 0.292 *** (0.013) | 0.327 *** (0.011) | 0.341 *** (0.019) | 0.292 *** (0.013) | 0.370 *** (0.016) |
| 政策变量 × 父母 平均受教育年限 | -0.069 *** (0.021) | -0.199 *** (0.048) | -0.191 *** (0.034) | -0.087 ** (0.035) | -0.056 *** (0.010) |
| 父母最高受教育年限 | 0.220 *** (0.010) | 0.253 *** (0.009) | 0.273 *** (0.017) | 0.223 *** (0.010) | 0.259 *** (0.012) |
| 政策变量 × 父母 最高受教育年限 | -0.032 * (0.018) | -0.166 *** (0.044) | -0.151 *** (0.031) | -0.062 ** (0.031) | -0.038 *** (0.009) |
| 父亲受教育年限 | 0.190 *** (0.010) | 0.213 *** (0.009) | 0.224 *** (0.015) | 0.192 *** (0.010) | 0.226 *** (0.012) |
| 政策变量 × 父亲 受教育年限 | -0.036 ** (0.017) | -0.152 *** (0.041) | -0.129 *** (0.029) | -0.067 ** (0.030) | -0.033 *** (0.009) |
| 母亲受教育年限 | 0.175 *** (0.011) | 0.203 *** (0.009) | 0.197 *** (0.015) | 0.173 *** (0.011) | 0.244 *** (0.014) |
| 政策变量 × 母亲 受教育年限 | -0.049 *** (0.018) | -0.120 *** (0.040) | -0.109 *** (0.028) | -0.043 (0.029) | -0.040 *** (0.008) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 12059 | 12868 | 6934 | 11348 | 12059 |

注：***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号内数字为标准误。

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据和各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

第（3）列中展示了剔除父母年龄大于 60 岁样本后的回归结果。根据陈斌开等（2021）的研究，对于这部分样本而言，其父母很有可能不与受访者同住，受访者在问卷中根据印象填写的学历信息难免出现偏误。对于这一问题，本文在基准回归中已经

控制了出生年份固定效应，可以在一定程度上解决这一问题。但为了准确起见，本文使用剔除父母年龄 60 岁以上样本后的数据进行估计，回归结果依然显著。类似地，参考彭骏和赵西亮（2022）的研究，为了避免未完成教育的样本对回归结果产生影响，本文根据 CFPS 数据中“是否正在上学”这一问题的答案剔除了未完成教育的样本，回归结果如第（4）列所示，结果仍然显著。

第（5）列展示了使用学历虚拟变量代替受教育年限的回归结果，以此规避不同时间、地区的学制差异所产生的偏差，也可以在一定程度上避免不同学历、受教育年限换算方法所带来的误差。本文将小学以下学历赋值为 1，小学赋值为 2，高中、中专和大专赋值为 3，本科赋值为 4，硕士研究生赋值为 5，博士研究生赋值为 6 来进行估计。回归结果中，本文最为关注的交互项系数依然显著。

（三）检验其他政策的影响

对本文回归结果可能产生影响的政策主要有学制改革、《义务教育法》的颁布和 1999 年高校扩招等。表 8 中第（1）列考虑了学制改革的影响。学制改革是指在 1978 - 1982 年间，中国为了提高国民的受教育年限，延长了义务教育时间。参考林莞娟和张戈（2015）的研究，本文将虚拟变量 $policy_{acad}$ 加入回归中，如果样本经历了学制改革，则 $policy_{acad}$ 赋值为 1，否则为 0。加入该变量后，交互项系数依旧显著为负。与该政策有类似效果的还有《义务教育法》的颁布和实施。1986 年颁布的《义务教育法》规定，适龄儿童必须接受义务教育，也大大提高了居民的受教育水平。为了排除《义务教育法》的影响，本文剔除了没有受到《义务教育法》影响的样本，即在《义务教育法》实施后已经 15 岁的样本，回归结果依旧显著。

表 8 稳健性检验（二）

| | 考虑学制改革 | 考虑《义务教育法》 | 考虑高校扩招 |
|------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 父母平均受教育年限 | 0.313 *** (0.016) | 0.310 *** (0.015) | 0.233 *** (0.010) |
| 政策变量 × 父母平均受教育年限 | -0.176 *** (0.031) | -0.152 *** (0.031) | -0.149 *** (0.022) |
| 父母最高受教育年限 | 0.246 *** (0.013) | 0.241 *** (0.012) | 0.188 *** (0.008) |
| 政策变量 × 父母最高受教育年限 | -0.129 *** (0.027) | -0.113 *** (0.028) | -0.112 *** (0.020) |
| 父亲受教育年限 | 0.209 *** (0.012) | 0.203 *** (0.012) | 0.167 *** (0.007) |

续表

| | 考虑学制改革 | 考虑《义务教育法》 | 考虑高校扩招 |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 政策变量 × 父亲受教育年限 | -0.117 *** (0.026) | -0.103 *** (0.027) | -0.099 *** (0.019) |
| 母亲受教育年限 | 0.184 *** (0.014) | 0.188 *** (0.012) | 0.131 *** (0.008) |
| 政策变量 × 母亲受教育年限 | -0.112 *** (0.026) | -0.097 *** (0.026) | -0.087 *** (0.019) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 12059 | 9090 | 12059 |

注：***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号内数字为标准误。

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据和各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

此外，高等教育扩招这一政策虽然没有直接影响义务教育，但也会对样本的受教育年限产生影响，所以本文也对其进行了检验。为了消除高等教育扩招带来的影响，本文将受教育年限高于 12 年（即本科及以上学历）的样本统一赋值为 12 年。修改后，虽然免除义务教育学杂费的影响变小了，但系数依然显著为负。

六 进一步分析

（一）异质性分析

对于义务教育政策，人们往往比较关心政策能否促进受教育机会均等化、促进男女平等、缩小城乡差距和地域差距等问题。因此，本文的异质性分析将从这几个角度着手。

1. 城市和农村

CFPS 数据从两个维度划分城乡属性，分别是户口和城乡：前者可以用于判断样本户口所在地的城乡属性，而后者划分城乡的依据是样本居住地的社区是居委会还是村委会，即通过样本的居住地来判断其城乡属性。本文选择将户口和城乡属性两者结合起来划分城乡居民。这样做的原因是，《义务教育法》第十二条规定：“地方各级人民政府应当保障适龄儿童、少年在户籍所在地学校就近入学。父母或者其他法定监护人在非户籍所在地工作或者居住的适龄儿童、少年，在其父母或者其他法定监护人工作或者居住地接受义务教育的，当地人民政府应当为其提供平等接受义务教育的条件。具

体办法由省、自治区、直辖市规定。”经查阅相关资料，本文发现，对于该条规定，各地的具体落实办法略有不同，使得样本可能在其户口所在地入学，也可能在其居住地入学。为避免这两者不统一所造成的误差，本文选取户口和城乡属性相同的样本进行回归。

对城乡样本分别进行回归的估计结果如表 9 所示。从表 9 中可以看出，对于城市和农村样本，本文所关心的交互项系数存在较明显的差异，主要包括两点：一方面，显著性上有明显差异，城市样本交互项的系数更为显著，说明政策对于城市样本教育代际流动的影响可能更大；另一方面，从系数上来看，城市样本的交互项显著为负，意味着政策实施后代际流动性提高，而农村样本的交互项系数不显著，意味着政策实施后，教育的代际流动性无变化。本文认为，造成这一差异的原因主要有两个。

表 9 分城乡回归结果

| | 城市 | 农村 |
|------------------|-----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) |
| 父母平均受教育年限 | 0.339 *** (0.016) | 0.332 *** (0.019) |
| 政策变量 × 父母平均受教育年限 | -0.241 *** (0.042) | -0.069 (0.044) |
| 父母最高受教育年限 | 0.276 *** (0.014) | 0.236 *** (0.014) |
| 政策变量 × 父母最高受教育年限 | -0.209 *** (0.040) | -0.031 (0.036) |
| 父亲受教育年限 | 0.225 *** (0.013) | 0.205 *** (0.014) |
| 政策变量 × 父亲受教育年限 | -0.179 *** (0.039) | -0.034 (0.035) |
| 母亲受教育年限 | 0.221 *** (0.014) | 0.200 *** (0.017) |
| 政策变量 × 母亲受教育年限 | -0.168 *** (0.035) | -0.032 (0.036) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 5728 | 6313 |

注：***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号内数字为标准误。

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据和各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

一是政策实施对于资金约束的影响。从家庭收入和消费支出来看，2017年城市样本家庭年收入平均为108941.20元，农村样本为48483.14元；家庭年消费支出城镇样本平均为8850.66元，农村样本为2386.29元。两者家庭消费支出中，文教支出占比分别为14.01%和11.84%。仅从文教支出占比来看，城镇和农村样本对教育的重视程度相差不大，但是二者的绝对数分别为1239.89元和282.54元，差距显著。此外，从家庭子女数量来看，城镇平均为1.1个，农村平均为1.7个，这意味着农村家庭文教投入总数不仅低于城镇家庭，而且还分散在了更多的子女上。因而从经济条件上来看，农村家庭样本收入较低，在子女教育上面临较大的预算约束，且对教育的重视程度更低。所以，在义务教育免除学杂费后，很多家庭可能仍然会选择让成绩较差的子女去打工或者帮助家里做农活，以缓解家庭经济压力或供养学习成绩更好的子女读书。

二是教育期望不同。本文根据CFPS数据中的统计结果，将学历量化（小学以下=2，小学=3，初中=4，高中/中专/技校/职高=5，大专=6，大学本科=7，硕士=8，博士=9）后计算平均值，发现在城镇样本中，父母对孩子的教育期望平均为7.10，即平均为本科以上；农村样本为6.75，即平均为大专以上。在仅有的168个认为孩子只需要读完初中或小学的样本中，有158个来自农村。所以从教育期望的角度来看，城镇样本的教育期望整体高于农村样本，农村样本可能在主观上对教育的重视程度不够。尤其是在高中、专科甚至本科学历逐渐“贬值”的社会环境下，求职、晋升所需的学历要求增速高于居民实际学历增速，以及教育成本不断提高等问题确实存在，使得部分人认为维持现有生活水平最稳妥的方式是更早参加工作、更早嫁人，即“读书无用”，从而导致即使受教育成本降低，教育期望并没有随着资金约束的放松而提高。

2. 男性和女性

表10汇报了按性别分组进行回归的结果。可以看出，本文所关注的交互项系数均显著，这说明政策对男性和女性样本的代际流动性均有显著影响。但是从数值上来看，女性样本的交互项系数在数值上更大。以父母平均受教育年限为例，样本平均受政策影响程度（即*policy*变量的均值）为0.143。通过计算可知，受到免除义务教育学杂费影响的男性样本教育代际弹性下降了6.87%^①，而女性样本弹性下降了8.94%^②。即免除义务教育学杂费使得女性样本受教育水平与其父母受教育水平的关联程度下降了8.94%，高于男性样本。

① 计算方式为： $0.124 \times 0.143 / 0.258 \approx 0.0687$ 。

② 计算方式为： $0.222 \times 0.143 / 0.355 \approx 0.0894$ 。

表 10 分性别回归结果

| | 男性 | 女性 |
|------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) |
| 父母平均受教育年限 | 0.258 *** (0.017) | 0.355 *** (0.019) |
| 政策变量 × 父母平均受教育年限 | -0.124 *** (0.040) | -0.222 *** (0.042) |
| 父母最高受教育年限 | 0.193 *** (0.013) | 0.278 *** (0.015) |
| 政策变量 × 父母最高受教育年限 | -0.069 * (0.036) | -0.173 *** (0.038) |
| 父亲受教育年限 | 0.168 *** (0.013) | 0.232 *** (0.014) |
| 政策变量 × 父亲受教育年限 | -0.084 ** (0.035) | -0.135 *** (0.036) |
| 母亲受教育年限 | 0.152 *** (0.014) | 0.217 *** (0.016) |
| 政策变量 × 母亲受教育年限 | -0.077 ** (0.033) | -0.157 *** (0.036) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 6616 | 5443 |

注：***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号内数字为标准误。

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据和各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

3. 分地区分析

免除义务教育学杂费政策始于西部地区，可见这一政策的初衷之一是改善教育资源分配的地区不均衡问题。为了检验政策的这一效果，本文按照区域分别进行了回归，回归结果如表 11 所示。从回归结果来看，本文重点关注的交互项系数并非全部显著。总体来看，政策率先实行的西部地区交互项系数无论在显著性水平还是估计值上都高于其他地区，这意味着政策的实施有效降低了西部地区样本受教育年限的代际相关性，政策对西部地区的代际流动性影响最大，效果最好。

(二) 机制分析

正如基准回归结果中所展示的，政策变量对于子代受教育年限的影响显著为正，说明受到政策影响越强的样本，其受教育年限会越高，即免除义务教育阶段学杂费可以显著提高样本的受教育年限，但这不足以解释为什么该政策可以提高代际流动性。

表 11 分地区回归结果

| | 东北 | 中部 | 东部 | 西部 |
|------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 父母平均受教育年限 | 0.211 *** (0.034) | 0.254 *** (0.024) | 0.280 *** (0.020) | 0.397 *** (0.026) |
| 政策变量 × 父母平均受教育年限 | -0.179 * (0.104) | -0.044 (0.061) | -0.118 ** (0.054) | -0.267 *** (0.053) |
| 父母最高受教育年限 | 0.151 *** (0.030) | 0.194 *** (0.019) | 0.223 *** (0.017) | 0.271 *** (0.019) |
| 政策变量 × 父母最高受教育年限 | -0.179 * (0.102) | -0.050 (0.058) | -0.095 * (0.050) | -0.141 *** (0.043) |
| 父亲受教育年限 | 0.123 *** (0.027) | 0.162 *** (0.019) | 0.193 *** (0.016) | 0.234 *** (0.019) |
| 政策变量 × 父亲受教育年限 | -0.052 (0.083) | -0.077 (0.053) | -0.062 (0.046) | -0.147 *** (0.043) |
| 母亲受教育年限 | 0.144 *** (0.028) | 0.153 *** (0.021) | 0.163 *** (0.017) | 0.267 *** (0.023) |
| 政策变量 × 母亲受教育年限 | -0.202 ** (0.088) | 0.017 (0.049) | -0.101 ** (0.043) | -0.194 *** (0.047) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 1353 | 2985 | 3947 | 3774 |

注：***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号内数字为标准误。

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据和各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

关于政策对代际流动性的影响机制，目前较为常见的分析思路是对样本按照家庭收入进行分组回归，分析政策对不同收入水平家庭的作用效果。但由于家庭的永久收入或者子代接受教育时的家庭收入往往很难通过现有的调查数据衡量，学者们通常采用其他指标来衡量家庭收入水平。陈斌开等（2021）认为受教育水平与收入高度相关，一项政策如果有效地增强了教育代际流动性，直接的原因是父母受教育水平越低的样本在受到政策影响后受教育水平的增长速度越快，随着时间推移，父母受教育水平不同的样本之间差距缩小。这一假设可以使用父亲的受教育年限来进行分组回归验证。如果父亲受教育年限较高的分组受到政策的影响相对较小，而较低的分组受政策影响更大，即可说明政策有效地缩小了家庭收入差距所带来的子代受教育水平差距。彭骏和赵西亮（2022）使用国际社会经济地位指标（ISEI）来衡量不同样本的收入水平。

这一指标使用从事某职业所需要的受教育水平和该职业对应的收入水平来衡量该职业在社会中的经济地位。ISEI 越高，说明该职业的社会经济地位越高，相对应的收入也越高，同时对样本的受教育水平要求也越高。如果政策对高 ISEI 家庭的影响较小，而对低 ISEI 家庭的影响较大，则说明政策缩小了家庭收入所带来的子代受教育水平的差距。由于 ISEI 中包含了受教育水平和收入两部分指标，相对更加全面，因此本文选择使用父母双方 ISEI 之和来衡量家庭的收入水平，并以此为依据对样本进行分组。具体地，本文对以下模型进行回归：

$$Childedu = \gamma_0 + \gamma_1 * policy + P + T + \gamma X \quad (4)$$

其中， P 和 T 表示省份和出生年份的固定效应。 X 表示一系列个人层面的控制变量，包括兄弟姐妹数、父母的 ISEI 值和性别等。 $Childedu$ 变量表示了以下几个用于衡量代际流动性的指标：子女是否接受了高中或中职教育，是则赋值为 1，否则为 0；子女是否接受了大专或本科教育，是则赋值为 1，否则为 0；子女学历是否高于父母最高学历的 0-1 虚拟变量，如果子女的学历相对父母的最高学历更高，说明子代的受教育水平相比父代有所提高，赋值为 1，否则为 0。其中，前两个变量用于衡量政策实施后，样本接受高中、中职、大专和本科教育等非义务教育的可能性有无变化，第三个变量用于衡量政策实施后，教育是否出现了向上的流动。由于以上三个变量都是 0-1 虚拟变量，所以本文按照 ISEI 对样本分组后，采用 Logit 模型进行回归，具体的回归结果如表 12 所示。

表 12 按 ISEI 分组回归结果

| | 低 ISEI | 中 ISEI | 高 ISEI |
|-------------------|----------------------|----------------------|------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 代际流动性指标：是否读完高中或中职 | | | |
| 政策变量 | 0.427 *** (0.130) | 0.059 (0.235) | 0.331 (0.257) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 8140 | 2550 | 1640 |
| 代际流动性指标：是否读完本科或大专 | | | |
| 政策变量 | 0.333 *** (0.100) | 0.603 *** (0.200) | 0.367 (0.245) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 8106 | 2511 | 1627 |

续表

| | 低 ISEI | 中 ISEI | 高 ISEI |
|--------------------|---------------------|-------------------|------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 代际流动性指标：是否高于父母最高学历 | | | |
| 政策变量 | 0.164 ** (0.066) | -0.013 (0.098) | 0.120 (0.194) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 7426 | 1888 | 1054 |

注：***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号内数字为标准误；表中所展示的是估计系数，而非边际效应；ISEI 的取值范围为 20~80，父母求和后应当在 40~160 之间；ISEI 在 40~80 之间为低 ISEI 组；ISEI 在 80~120 之间为中 ISEI 组；ISEI 在 120~160 之间为高 ISEI 组。

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据和各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

分组后的回归结果表明，对于 ISEI 较低的家庭，政策的实施对样本的影响更为显著。即政策实施后，中低收入家庭的受教育水平呈现上升趋势，并且选择接受更高教育的概率增加了；而对于高 ISEI 的家庭，受到的影响不显著，即政策对高收入家庭的影响很小。这说明，免除义务教育学杂费后，低收入家庭的资金约束问题得到了一定的缓解，家庭受教育意愿提高，从而提高了子代的受教育程度，改善了代际流动性。

但是，仅凭上述分析结果不足以解释异质性分析中农村家庭子女受政策影响小的问题。直觉上，城市地区样本的 ISEI 应该高于农村地区样本。本文使用的样本中，城市样本平均 ISEI 为 33.07，农村样本为 27.70，差距明显。因此，仅经济因素难以解释农村地区政策效果较弱的现象。本文认为，除经济因素外，人们对教育的看法、父母对孩子教育的重视程度等因素也可能对政策效果产生较大影响。相比于城市样本，农村地区样本对教育的重视程度可能不够。这可能是由文化观念、从事工作对教育的需求程度和教育资源水平的不同造成的。在《义务教育法》和免除学杂费政策实施、受教育成本进一步降低的背景下，家庭面临的资金约束放松，家庭在做出是否继续接受教育选择时，所依据的条件可能不再仅是经济条件，而是个人和家庭进一步接受教育的意愿。

为此，本文借助 CFPS 数据中“希望自己取得何种学历”变量构造了教育期望变量，来衡量家庭对教育的重视程度，并使用 LASSO 模型对变量进行压缩，观察模型是否会选择这一变量纳入回归。考虑到如果使用样本本人的教育期望，那么样本本人的受教育程度越高，教育期望必定也会越高，存在严重的内生性问题，因此本文使用了样本父母的教育期望进行估计，提高估计结果的准确性。从系数归零的顺序上来看，教育期望、人均消费支出、父母平均受教育年限、初中和小学学校数对数和家庭收入

为归零速度最慢的变量^①。上述变量中，大部分为家庭和地区经济因素相关变量，这意味着资金约束仍然是制约样本接受教育的第一要素，但是教育期望这一主观因素也有较强的预测能力。

为了衡量教育期望这一主观影响因素，本文使用 CFPS 数据中父母对于“希望自己取得何种学历”的回答来衡量样本父母的教育期望，并对样本进行分组回归。具体的回归结果如表 13 所示。结合之前的分析和表 13 的内容，可以得到如下两个信息。第一，教育期望不同，样本受到政策的影响也不同，在其他条件相同时，对自身教育期望越高的样本，其受到政策的影响就越大。第二，教育期望为大专以上的群体占总样本的 41.81%，这一部分样本受到政策的影响也是最显著的，但这部分样本在农村样本中占 36.55%，而在城市样本中占比达到 55.98%。这可能是在免除义务教育学杂费后，农村地区代际流动性没有太大改善的原因。因此，单纯从家庭经济因素虽然可以解释政策如何作用于代际流动性，但非经济条件对代际流动性的影响亦不可小觑。

表 13 按父母教育期望分组回归结果

| | 初中及以下 | 高中/中专/技校/职高 | 大专及以上 |
|--------------------|--------------------|---------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 代际流动性指标：是否读完高中或中职 | | | |
| 政策变量 | 0.025 (0.099) | 0.580 ** (0.293) | 0.524 *** (0.139) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 3071 | 1303 | 3499 |
| 代际流动性指标：是否读完本科或大专 | | | |
| 政策变量 | 0.135 * (0.069) | 0.119 (0.210) | 0.536 *** (0.083) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 3735 | 929 | 3499 |
| 代际流动性指标：是否高于父母最高学历 | | | |
| 政策变量 | -0.298 (0.219) | 0.468 ** (0.210) | 0.208 *** (0.079) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |

① 限于篇幅，未能展示 LASSO 的图形，备索。

续表

| | 初中及以下 | 高中/中专/技校/职高 | 大专及以上 |
|------|-------|-------------|-------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 3665 | 1031 | 5965 |

注：***、**和* 分别代表在1%、5%和10%的显著性水平上显著；括号内数字为标准误。

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据和各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

七 结论

免除城乡义务教育学杂费政策显著提高了中国人力资本的积累速度，并且在一定程度上改善了教育代际流动性。但是，对于部分低收入家庭而言，这项政策虽然有效缓解了子女接受教育的资金约束，显著提高了子女学历水平，但代际流动性并没有得到显著改善。原因在于，“是否继续接受教育”这一问题不能单纯地从资金约束的角度来回答。家庭经济条件的确是影响教育的首要因素，但并非唯一因素。至少从本文的研究中可以得知，主观教育期望也是影响受教育水平的重要因素。基于此，教育公共政策不仅要着眼于降低受教育成本，保障适龄儿童受教育权，还要考虑到教育期望等非理性因素的影响。根据以上研究结论，本文认为在加大教育的财政支持、降低受教育成本的同时，人民教育观念的更新也应同步提上日程。根据上述结论，本文提出以下两点建议。

第一，适当改变教育投入结构，在保证义务教育正常运行的前提下，将资金更多地投入职业教育和技能教育中，同时出台相关政策，规范职业教育和职校管理。2019年国务院印发的《国家职业教育改革实施方案》中提到，坚持以习近平新时代中国特色社会主义思想为指导，把职业教育摆在教育改革创新和经济社会发展中更加突出的位置。在1996年取消毕业分配后，职业教育的入学标准和毕业标准愈发放松，这在降低职业教育含金量的同时，也向社会释放了负面信号，影响了职校学生就业。因此，规范专科学校的办学和管理，加强对“校企合办”单位和私立职业学校的审查与管理，是改善中国人才结构、加速人力资本积累的重要手段。

第二，积极引导正确的教育观念，既要引导家庭保证基础教育，也要防止家庭“过度教育”，避免形成“高考钉子户”和“考研钉子户”。改善现有教育观念最简单易行的方式是从就业出口出发，在做好学生职业生涯规划的同时，提高技术工人的待遇，保障参与职业教育居民的权益。

参考文献:

- 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。
- 黄炜、张子尧、刘安然 (2022), 《从双重差分法到事件研究法》, 《产业经济评论》第 2 期, 第 17 - 36 页。
- 李力行、周广肃 (2014), 《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。
- 李忠路、邱泽奇 (2016), 《家庭背景如何影响儿童学业成就? ——义务教育阶段家庭社会经济地位影响差异分析》, 《社会学研究》第 4 期, 第 121 - 144 页。
- 林莞娟、张戈 (2015), 《教育的代际流动: 来自中国学制改革的证据》, 《北京师范大学学报(社会科学版)》第 2 期, 第 118 - 129 页。
- 彭骏、赵西亮 (2021), 《教育政策能促进农村教育代际流动吗? ——基于中国微观调查数据的实证分析》, 《教育与经济》第 5 期, 第 20 - 31 页。
- 彭骏、赵西亮 (2022), 《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》, 《中国农村观察》第 2 期, 第 144 - 164 页。
- 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。
- Black, Sandra, Paul Devereux & Kjell Salvanes (2005). Why the Apple Doesn't Fall Far: Understanding Intergenerational Transmission of Human Capital. *American Economic Review*, 95 (1), 437 - 449.
- Dustmann, Christian (2004). Parental Background, Secondary School Track Choice, and Wages. *Oxford Economic Papers*, 56 (2), 209 - 230.
- Huang, Wei (2015). Understanding the Effects of Education on Health: Evidence from China. *IZA Discussion Paper*, No. 9225.
- Jæger, Mads & Anders Holm (2007). Does Parents' Economic, Cultural, and Social Capital Explain the Social Class Effect on Educational Attainment in the Scandinavian Mobility Regime? *Social Science Research*, 36 (2), 719 - 744.
- Pekkarinen, Tuomas, Roope Uusitalo & Sari Kerr (2009). School Tracking and

- Intergenerational Income Mobility: Evidence from the Finnish Comprehensive School Reform. *Journal of Public Economics*, 93 (7–8), 965–973.
- Solon, Gary (1992). Intergenerational Income Mobility in the United States. *American Economic Review*, 82 (3), 393–408.
- Xiao, Yun, Li Li & Liqiu 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.
- Zimmerman, Seth (2019). Elite Colleges and Upward Mobility to Top Jobs and Top Incomes. *American Economic Review*, 109 (1), 1–47.

Does Waiving Tuition and Miscellaneous Fees for Compulsory Education Improve Intergenerational Mobility?

Chen Changxing¹ & Xu Rong^{2,3}

(Center for Economic Research, Shandong University¹;

Postdoctoral Research Station, Zhongtai Securities Co., Ltd.²;

PBC School of Finance, Tsinghua University³)

Abstract: The nationwide policy implemented in the early 21st century to waive tuition and miscellaneous fees for urban and rural compulsory education is a significant initiative by China to ensure educational fairness and reduce social inequality. This study utilizes data from the 2020 China Family Panel Studies (CFPS) and applies a generalized difference-in-differences method to analyze the policy. The findings indicate that the policy not only effectively increased the educational attainment of urban and rural residents but also improved intergenerational educational mobility. Additionally, the study found that the most significant improvements in education levels were among low-income families and families aspiring for higher education for their children. The policy implications of this study suggest that to enhance intergenerational mobility, it is crucial not only to maximize the impact of public policies and reduce education costs to promote equal educational opportunities but also to improve the quality of education to increase its returns.

Keywords: intergenerational mobility, compulsory education, human capital, generalized difference-in-differences

JEL Classification: J24, J28, J62

(责任编辑：封永刚)