

免费义务教育政策与城乡教育差距

林锦鸿

摘要：使用中国家庭追踪调查数据（CFPS），本文采用双重差分识别策略研究了免费义务教育政策对城乡教育差距的影响。实证研究结果表明，免费义务教育政策缩小了城乡教育差距，每多受政策影响1年，城乡教育差距缩小约0.3年。分性别比较发现，相比于男性，免费义务教育政策对缩小女性城乡教育差距的作用更加显著；分东中西部的比较结果显示，相比于东部、中部，政策对缩小西部城乡教育差距的作用更明显。进一步研究发现，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缩小了城乡教育差距，家庭收入因素部分解释了政策的作用。

关键词：免费义务教育政策 城乡教育差距 教育获得

中图分类号：F014.4 **文献标识码：**A

一、引言

百年大计，教育为本，教育决定着一个国家的未来。教育承载着亿万家庭的希望与寄托，事关个人理想实现、职业发展和社会经济地位获得。改革开放以来，中国教育事业取得显著进展，全国劳动年龄人口的平均受教育年限由1982年的刚刚超过8年提高到2020年的10.8年^①。但教育事业发展仍然存在一些不可忽视的结构性问题，特别是城乡教育存在较大差距。

“不让孩子输在起跑线，让所有的孩子在同一起跑线上竞争”，这是整个社会对教育公平最朴素的诉求。教育机会平等，不在于个人的天赋与努力，而是在于外部环境能否保证同样的天赋和努力能够获得同等的教育机会。社会普遍认为相对公平的制度安排——高考，只能保证同一终点线。城乡基础教育质量差距，客观上已经造成城乡孩子处于不同的起跑线，进一步导致教育机会不平等。促进城乡基础教育均等化，实现城乡教育机会平等，对维护社会公平正义、缩小城乡收入差距、实现共同富裕具有重要的现实意义。

在免费义务教育政策实施以前，由于财力有限，国家无法将义务教育纳入公共财政保障范围，家庭需要为子女接受义务教育支付学杂费。子女的学杂费支出给相对贫困的农村家庭带来一定的经济负

^① 《人口总量平稳增长人口素质显著提升——新中国成立70周年经济社会发展成就系列报告之二十》，http://www.stats.gov.cn/zjtc/zthd/sjtjr/d10j/70cj/201909/t20190906_1696329.html；《我国劳动年龄人口平均受教育年限为10.8年》，http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/moe_2082/2021/2021_zl25/bd/202104/t20210401_523913.html。

担,许多贫困家庭子女因无法支付学杂费而辍学。为了保障适龄儿童、少年接受义务教育的权利,2006年6月修订通过的《中华人民共和国义务教育法》总章第二条明确规定“实施义务教育,不收学费、杂费”。2006—2008年,中国分城乡分地区逐步施行免费义务教育政策,推进全国义务教育免费化。国务院于2005年12月发布了《关于深化农村义务教育经费保障机制改革的通知》,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。改革从2006年农村中小学春季学期开学起,分年度、分地区逐步实施。2006年,政府全部免除西部地区农村义务教育阶段中小学学生的学杂费;2007年,政府全部免除中部地区和东部地区农村义务教育阶段中小学学生的学杂费。《国务院关于做好免除城市义务教育阶段学生学杂费工作的通知》明确规定,从2008年秋季学期开始,全部免除城市公办学校学生学杂费,城市免费义务教育政策全面实施。

近年来,许多国家实施了减贫项目,通过给予满足资助条件的家庭现金资助,鼓励提高其子代的人力资本。利用资助项目的实验或准实验特征,许多国外学者(Skoufias et al., 2001; Rawlings and Rubio, 2005; Dearden et al., 2009; Baird et al., 2011; Dubois et al., 2012; Paxson and Schady, 2010)研究条件现金资助(Conditional Cash Transfer, CCT)对子代教育获得的影响。大部分研究结果显示,资助项目能够提高低收入群体子代的受教育水平。中国实施的免费义务教育政策,可以理解为另外一种形式的条件现金资助:只有学生接受义务教育,其家庭才能享受到学杂费减免。那么,中国免费义务教育政策能否缩小城乡教育差距?政策能否促进城乡教育平等?这些是本研究所要回答的问题。

已有研究从制度、微观主体行为、教育政策等角度解释城乡教育差距的成因。张玉林(2003)认为,始于1985年的“分级办学”制度将义务教育经费投入责任转嫁给了农村和农民,加重了农民的负担,造成了农村教育的滞后和城乡教育差距的扩大。吕炜、刘国辉(2010)实证分析发现,教育经费投入不足是制约中国教育均等化进程的瓶颈,城乡二元教育体制有碍于推进教育均等化,政府公共服务水平的提高可以提升教育均等化程度。除了制度因素外,微观主体的行为也可能会影响城乡教育差距。吴愈晓(2013)讨论了家庭特征对城乡教育机会不平等及其演变的影响,研究发现高中和大学升学机会的城乡不平等有扩大趋势,父母受教育年限对子女教育获得的作用显著,而且其作用持续上升。邢春冰(2014)以大学扩招为例,研究发现选择性迁移和教育扩展会导致城乡教育差距上升。但是,选择性迁移可能伴随着户口性质的转变(赵西亮,2017),研究城乡教育不平等,需要根据初始户口性质划分城乡人口。因此,本文讨论的城乡教育差距,是比较初始户口性质^①为农业户口与非农业户口的群体在最终教育获得方面的差异,并非发生迁移和户口性质转换后的城乡教育差距。

在教育政策影响城乡教育差距方面,目前学者多研究高校扩招政策对城乡教育差距的影响。李春玲(2010)研究发现,由于城乡居民在获取新增高等教育机会方面存在差异,相比于农村子女,城市子女在获得新增教育机会方面往往具有优势,拉大了城乡教育差距。罗楚亮、刘晓霞(2018)同样发现,高等教育扩张对父母受教育程度较高家庭的子女及城镇子女具有更大的影响。张建华、万千(2018)进一步研究发现,高校扩招政策对教育机会平等的影响存在异质性,促进高等教育资源相对丰富省份

^① 这里的初始户口性质是取12周岁时的户口性质。

的教育机会平等,不利于高等教育资源相对贫乏省份的教育机会平等。上述研究都是在 Raftery and Hout (1993) 提出的“最大维持不平等 (Maximally Maintained Inequality, MMI)”理论框架下分析高校扩招政策对教育不平等的影响,但 MMI 理论同样指出,教育扩张不一定促进不同阶层间的教育机会平等,只有优势阶层教育需求达到饱和后,教育扩张才会惠及劣势阶层,从而促进教育平等。

Becker and Tomes (1979) 和李力行、周广肃 (2015) 的研究表明,提高政府教育投入可以通过缓解低收入群体在子女教育投入方面的金融约束,提高子女的受教育水平。才国伟、刘剑雄 (2014) 构建教育投资的世代交叠模型,研究认为存在融资约束时,居民选择的教育水平将会低于社会最优水平,而政府的公共教育投资具有融资效应。上述研究表明,缓解低收入群体子女教育投入的融资约束是政府教育投入促进教育平等的一个重要渠道。中国城乡收入差距较大,城市居民收入水平普遍高于农村。免费义务教育政策可能更有助于提高低收入群体子女的受教育水平,从而改变城乡教育的不平等程度。

诸多学者 (如 Chyi and Zhou, 2014; Shi, 2016; Xiao et al., 2017; 朱峰、蔡伟贤, 2019; 贾婧、柯睿, 2020; Tang et al., 2020) 讨论了中国免费义务教育政策对农村居民人力资本积累、就业选择、农村童工使用等方面的影响,但是较少有文献将免费义务教育政策与城乡教育差距联系起来,讨论免费义务教育政策对城乡教育差距的影响。本文可能的贡献主要有两个方面:第一,本文使用中国的数据,研究政府教育投入对教育平等的影响及其传导机制;第二,本文从城乡教育差距的角度,评估免费义务教育政策的实施效果,政策评估结论可以为未来制定促进城乡教育平等的政策提供参考和借鉴。

二、数据变量说明与识别策略

(一) 数据及变量说明

本文使用中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS) 数据进行研究,包括 2010 年、2016 年、2018 年三期数据。CFPS 样本覆盖 25 个省 (市、区),目标样本规模为 16000 户,调查对象包含样本家户中的所有成员。本文将研究样本限定在 CFPS2010 数据中 1982—1996 年出生的样本个体,称其为“子代”。下限定为 1982 年,是为了保证样本个体均受到 1982 年计划生育政策、1986 年《中华人民共和国义务教育法》和 1999 年高校扩招政策的影响。上限定为 1996 年,是为了保证在 2016 年、2018 年调查中能够观测到样本个体的最终受教育程度。由于 CFPS2010 部分样本个体还在上学,本文将 CFPS2010 数据与 CFPS2016、CFPS2018 数据进行匹配,获得子代的最终受教育年限信息^①。笔者使用 CFPS2010 的个体信息与家庭信息匹配,获得子代的家庭背景信息,子代的父母称为“父代”。通过上述处理,笔者得到本文研究的最终样本,样本量为 5108,主要变量的描述性统计见表 1。

^① 对 1982—1996 年出生的样本个体,在 2016 年、2018 年,个体年龄最小分别有 20 岁、22 岁,根据本文受教育年限的赋值规则,可观测到个体的最终受教育年限。

表1 主要变量的描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	变量赋值说明
子代受教育年限	5108	11.203	4.125	0	16	文盲或半文盲=0, 小学=6, 初中=9, 高中=12, 大专=15, 本科及以上=16
父亲受教育年限	4639	7.128	4.236	0	16	同上
母亲受教育年限	4740	5.21	4.533	0	16	同上
子代性别	5108	0.489	0.5	0	1	男性=1, 女性=0
户口性质	5108	0.834	0.372	0	1	农业户口=1, 非农业户口=0
少数民族	5108	0.097	0.296	0	1	少数民族=1, 汉族=0
孩子数	5108	2.296	1.114	1	9	父母所养育的子女个数(个)
受政策影响年限	5108	1.564	2.144	0	6	个体受政策影响年限
父亲是否是党员	5108	0.095	0.293	0	1	中共党员=1, 非中共党员=0
母亲是否是党员	5108	0.02	0.141	0	1	中共党员=1, 非中共党员=0
父亲是否具有行政或管理职务	5108	0.055	0.228	0	1	是=1, 否=0
母亲是否具有行政或管理职务	5108	0.013	0.112	0	1	是=1, 否=0
父亲收入	3132	14517.54	22363.62	0	800000	2010年调查时的年收入(元)
母亲收入	3483	6550.22	12063.58	0	210000	2010年调查时的年收入(元)

注：受教育年限不区分在读、毕业、肄业和辍学。

户口性质变量根据个体义务教育阶段的户口性质进行赋值。具体而言，对于1982—1994年出生的个体，在CFPS2010成人库数据中，取其12周岁时的户口性质；对于1995年、1996年出生的个体，在CFPS2010儿童库数据中，直接取其调查时的户口性质。

中国免费义务教育政策主要在2006—2007年分地区逐步施行^①。《中华人民共和国义务教育法》规定，年满6周岁儿童必须接受义务教育，条件不具备的地区可推迟到7周岁。9年义务教育意味着在2006年，16周岁及以上群体不受政策影响，16周岁以下群体受政策影响的年限存在差异。基于此，

^①之所以将政策实施时间确定为2006—2007年，是基于以下两个方面的考虑：第一，免费义务教育政策不仅包括免除学杂费政策，还包括政府加大对农村基础教育投入的政策。因此，本文以免费义务教育政策在农村的实施时间为准；第二，虽然2008年国务院发布的《关于做好免除城市义务教育阶段学生学杂费工作的通知》明确规定了城市免除义务教育阶段学杂费的最后期限——2008年秋季学期，但是许多城市在2006—2007年已陆续实施免费义务教育政策，例如苏州市在2006年秋季即在全市实施免费义务教育。

本文构建受政策影响年限变量 $treat_i$ ，具体构建方式如下所示：

$$treat_i = \begin{cases} 9, & \text{if } birthyr_i \geq 1999 \\ birthyr_i - 1990, & \text{if } 1990 < birthyr_i < 1999 \\ 0, & \text{if } birthyr_i \leq 1990 \end{cases}$$

其中， $birthyr_i$ 为个体 i 的出生年份。

父母收入变量是根据父母的个人编码在 CFPS2010 年成人库数据中匹配获得。为了构建家庭收入变量，对于只能匹配到父亲或母亲一方收入的，直接将其作为家庭收入；对于能够同时匹配到父母收入，将父母收入的均值作为其家庭收入。笔者根据家庭收入分布函数 $F_I(\cdot)$ 定义家庭收入分位数变量 $quantile_i$ ，具体计算方式为 $quantile_i = F_I(I_i) = P(I \leq I_i)$ ，其中， I_i 为第 i 个样本的家庭收入。家庭收入分位数取值范围是 0 至 1，最高家庭收入的家庭收入分位数为 1，最低家庭收入的家庭收入分位数为 0。

孩子数变量是指父母所养育的子女个数。1982—1994 年出生的样本个体包含在 CFPS2010 成人库数据中，孩子数变量可通过兄弟姐妹数问项构造。而 1995—1996 年出生群组包含在 CFPS2010 儿童库数据中，但该数据不包含兄弟姐妹数变量，孩子数变量只能通过匹配父母信息获得。

（二）识别策略

参考程令国和张晔（2011）、Li et al.（2014）以及 Xing et al.（2018）的研究，本文使用 DID 识别策略，研究免费义务教育政策对城乡教育差距的影响。这里的关键是将不同出生群组（birth cohorts）在同一时期的观测数据看成是同一出生群组在不同时期的观测数据，这样就可以使用 DID 方法处理。

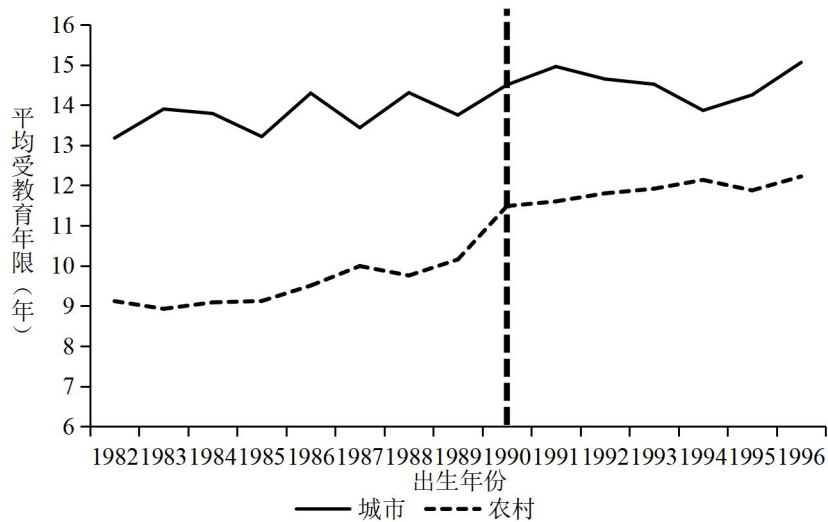


图1 城乡平均受教育年限的变动趋势

资料来源：2010年、2016年、2018年中国家庭追踪调查数据。

子代的初始户口性质取决于父代的户口性质，子代无法控制自己的出身，因此根据子代初始户口性质进行城乡分组不受子代受教育水平的影响^①。城乡之间不随时间变化的因素对子代教育的影响，只会导致城乡教育差距，但不会导致城乡教育差距的变动。此外，城乡同时受到许多时变因素的影响，例如国家发展水平等，导致城乡教育呈现出共同趋势特征。笔者可以通过分析免费义务教育政策实施前后城乡教育差距的变动来识别政策的影响。

由于免费义务教育政策对不同出生年份样本个体的作用年限存在差异，本文将受政策影响年限作为连续的处理程度变量，比较城乡教育差距在免费义务教育政策实施前后的变动趋势。图 1 直观呈现城乡分组的平均受教育年限变动趋势。政策实施之前，城乡教育差距相对稳定，城乡平均受教育年限差距在 4—5 年之间波动。政策实施之后，城乡教育差距明显变窄。下面使用 DID 方法识别免费义务教育政策的影响，具体设定可见（1）式。

$$edu_i^c = \alpha + \beta \times hukou_i \times treat_i + \gamma_1 \times hukou_i + \gamma_2 \times treat_i + \Gamma \times X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中， edu_i^c 为第 i 个子代的受教育年限， $hukou_i$ 为第 i 个子代在义务教育阶段的户口性质， $treat_i$ 为第 i 个子代受政策影响年限， X 包含子代的性别、子代的民族、家庭孩子数、父母的受教育年限、父母是否具有行政或管理职务、父母是否是党员、省份固定效应等， ε_i 为误差项。

根据（1）式，免费义务教育政策对城乡教育差距的影响，主要看户口性质与受政策影响年限的交乘项。交乘项不显著，意味着政策对城乡教育差距并没有显著影响；交乘项显著且系数为正，意味着政策显著缩小城乡教育差距；交乘项显著且系数为负，意味着政策显著扩大城乡教育差距。

免费义务教育政策能够缩小城乡教育差距的一个潜在假设是免费义务教育政策对不同收入群体的作用存在差异，且对低收入群体的作用相对更大。为了对上述潜在假设进行验证，笔者采用 DID 识别策略，通过构建受政策影响年限与家庭收入分位数的交乘项，研究免费义务教育政策对不同收入群体子代教育差距的影响，具体设定见（2）式。

$$edu_i^c = \alpha + \beta \times quantile_i \times treat_i + \gamma_1 \times quantile_i + \gamma_2 \times treat_i + \Gamma \times X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中， edu_i^c 为第 i 个子代的受教育年限， $quantile_i$ 为第 i 个子代家庭收入分位数， $treat_i$ 为第 i 个子代受政策影响年限， X 包括子代的性别、子代的民族、家庭孩子数、父母的受教育年限、父母是否具有行政或管理职务、父母是否是党员、省份固定效应等， ε_i 为误差项。

受政策影响年限与家庭收入分位数的交乘项不显著，意味着政策对不同收入群体的作用无差异；受政策影响年限与家庭收入分位数的交乘项显著且系数为正，意味着政策对高收入群体作用相对更大，扩大了高低收入群体子代的教育差距；受政策影响年限与家庭收入分位数的交乘项显著且系数为负，意味着政策对低收入群体作用相对更大，缩小了高低收入群体子代的教育差距。

^① 假如分组受到子代教育水平的影响，那么可能会出现选择性偏差。

三、计量结果与分析

(一) 主回归结果

基于(1)式的回归结果见表2。表2方程1是不添加控制变量的回归结果,方程2是仅控制父母受教育年限的回归结果,方程3是包含所有控制变量的回归结果。由于残差项在同一省份内部可能存在相关性,而在不同省份之间相对独立,因此本文将标准误聚类到省份层面。

表2 免费义务教育政策对城乡教育差距的主回归结果

	方程1 子代受教育年限	方程2 子代受教育年限	方程3 子代受教育年限
户口性质×受政策影响年限	0.3309*** (0.0598)	0.3369*** (0.0452)	0.3046*** (0.0442)
受政策影响年限	0.1400** (0.0599)	0.1070** (0.0498)	0.1051** (0.0398)
户口性质	-4.0026*** (0.3555)	-2.1541*** (0.1880)	-1.6286*** (0.2524)
父亲受教育年限		0.2441*** (0.0413)	0.1886*** (0.0225)
母亲受教育年限		0.1850*** (0.0222)	0.1485*** (0.0211)
子代性别			-0.0475 (0.2563)
孩子数			-0.6287*** (0.1280)
少数民族			-1.3389* (0.7531)
父亲是否具有行政或管理职务			-0.0497 (0.2032)
母亲是否具有行政或管理职务			0.1798 (0.3208)
父亲是否是党员			0.4621** (0.2217)
母亲是否是党员			-0.1029 (0.2160)

免费义务教育政策与城乡教育差距

省份固定效应	未控制	未控制	已控制
样本量	5108	4464	4464
调整R ²	0.1500	0.2817	0.3460

注：①括号内为聚类稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

根据表 2，不管是否考虑控制变量，户口性质与受政策影响年限的交乘项均在 1%统计水平上显著且系数为正，系数绝对值未发生大的变动。在方程 3 中，交乘项的回归系数值为 0.3046，表明免费义务教育政策缩小了城乡教育差距，受政策影响年限每增加 1 年，城乡教育年限差距大约缩小 0.3 年。这意味着相比于不受政策影响群体，9 年义务教育阶段均受政策影响的群体的城乡教育年限差距大约缩小 2.7 年。

此外，受政策影响年限变量在 5%统计水平上显著且系数为正，系数为 0.1051。由于不同年份出生样本个体对应不同的受政策影响年限，因此该系数混杂了教育变动趋势和政策影响因素，本文无法区分两者，只能判断综合影响是正的。户口性质变量在 1%统计水平上显著且系数为负，系数绝对值不断变小，说明城乡教育差距可以被一些家庭特征所解释。方程 3 中，户口性质变量系数为-1.6286，表明即使家庭特征相似，仅由于城乡差异，城市孩子的平均受教育年限就比农村孩子高约 1.6 年。

(二) 安慰剂检验

DID 识别策略需要满足平行趋势假设，即在政策影响之前，城乡教育差距相对稳定。本文仅使用未受免费义务教育政策影响的 1982—1990 年出生的样本个体，进行安慰剂检验。笔者构建虚构政策变量，并分别假定 1984 年、1985 年、1986 年、1987 年、1988 年以后出生的样本个体开始受虚构政策的影响，根据出生年份分别构造受虚构政策影响年限变量，具体构造方法如下所示：

$$pseudo_treat_i^K = \begin{cases} 9, & \text{if } birthyr_i \geq K + 9 \\ birthyr_i - K, & \text{if } K < birthyr_i < K + 9 \\ 0, & \text{if } birthyr_i \leq K \end{cases}$$

其中， $pseudo_treat_i^K$ 是受虚构政策影响年限变量， K 分别取 1984、1985、1986、1987、1988，其他设定与 (1) 式相同。假如平行趋势假设成立，那么受虚构政策影响年限与户口性质的交乘项应该不显著。具体回归结果如表 3 所示。

表 3 免费义务教育政策与城乡教育差距：安慰剂检验

	方程1 K=1984	方程2 K=1985	方程3 K=1986	方程4 K=1987	方程5 K=1988
	子代受教育年限	子代受教育年限	子代受教育年限	子代受教育年限	子代受教育年限
户口性质×受虚构政策影响年限	0.0674 (0.0840)	0.0856 (0.1021)	0.1228 (0.1293)	0.1667 (0.1798)	0.4250 (0.3053)
受虚构政策影响年限	0.1870*** (0.0401)	0.2227*** (0.0510)	0.2694*** (0.0654)	0.3747*** (0.0914)	0.4539*** (0.1427)

免费义务教育政策与城乡教育差距

户口性质	-1.7836*** (0.4164)	-1.7600*** (0.3984)	-1.7388*** (0.3874)	-1.6877*** (0.3735)	-1.7088*** (0.3694)
父亲受教育年限	0.1753*** (0.0318)	0.1757*** (0.0320)	0.1770*** (0.0323)	0.1775*** (0.0318)	0.1788*** (0.0323)
母亲受教育年限	0.1592*** (0.0214)	0.1598*** (0.0213)	0.1608*** (0.0212)	0.1623*** (0.0212)	0.1620*** (0.0211)
子代性别	0.1401 (0.3124)	0.1471 (0.3125)	0.1483 (0.3114)	0.1468 (0.3119)	0.1385 (0.3101)
孩子数	-0.5873*** (0.1344)	-0.5861*** (0.1348)	-0.5868*** (0.1364)	-0.5934*** (0.1391)	-0.6023*** (0.1399)
少数民族	-1.0561 (0.8168)	-1.0708 (0.8214)	-1.0863 (0.8317)	-1.1047 (0.8462)	-1.0721 (0.8561)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	2444	2444	2444	2444	2444
调整 R ²	0.3643	0.3652	0.3657	0.3664	0.3668

注：①括号内为聚类稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③其他控制变量包括父母是否具有行政或管理职务、父母是否是党员、省份固定效应。

表3的结果显示，户口性质与受虚构政策影响年限交乘项均不显著。这表明在不受免费义务教育政策影响的样本中，城乡受教育年限差距未发生显著变动，支持平行趋势假设。

（三）稳健性分析

为了保证本文采用的 DID 识别策略有效，除了需要满足平行趋势假设以外，干净的政策冲击也是必要条件，即对本文考察的样本，免费义务教育政策对样本的影响不会混杂其他政策的影响。虽然本文选取的 1982—1996 年出生的样本，较大程度保证了这部分群体同时受到 1982 年计划生育政策、1986 年《中华人民共和国义务教育法》、1999 年高校扩招政策的影响，但是，政策实施力度可能随时间变化而发生变动，政策对不同出生年份样本个体的影响可能存在差异。以 1999 年高校扩招政策为例，扩招政策可能改变个体的教育选择或教育预期，且对不同出生群组的影响可能存在差异。扩招政策对已完成高中学业的群体几乎没有影响，对高中在读学生的影响应该弱于初中及以下在读学生。由于特定出生年份样本个体的受教育水平可能受到经济、社会、制度等因素的影响，所以当考察的样本个体年龄跨度较大时，混杂其他因素影响的可能性增加。因此，为了尽量降低各种潜在混杂政策的影响，本文通过改变子代出生群组的方法，缩小样本年龄跨度，增加政策处理前后样本的可比性，提高政策冲击的干净程度。

表4是使用不同样本的回归结果，模型设置同表2。其中，方程1是使用1982—1996年出生群组样本的基准回归结果，方程2至方程5分别使用1984—1996年、1986—1996年、1988—1996年、1988—1994年出生样本的回归结果。

表4 免费义务教育政策与城乡教育差距：稳健性分析

	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5
	1982—1996	1984—1996	1986—1996	1988—1996	1988—1994
	子代受教育年限	子代受教育年限	子代受教育年限	子代受教育年限	子代受教育年限
户口性质×受政策影响年限	0.3046*** (0.0442)	0.3025*** (0.0455)	0.2981*** (0.0424)	0.2807*** (0.0522)	0.5526*** (0.1018)
受政策影响年限	0.1051** (0.0398)	0.0743* (0.0403)	0.0360 (0.0357)	-0.0211 (0.0386)	-0.1492* (0.0830)
户口性质	-1.6286*** (0.2524)	-1.6141*** (0.2621)	-1.6909*** (0.2467)	-1.6954*** (0.2221)	-1.8665*** (0.2436)
父亲受教育年限	0.1886*** (0.0225)	0.1988*** (0.0208)	0.1986*** (0.0224)	0.2010*** (0.0216)	0.2246*** (0.0237)
母亲受教育年限	0.1485*** (0.0211)	0.1505*** (0.0245)	0.1505*** (0.0259)	0.1463*** (0.0260)	0.1471*** (0.0283)
孩子数	-0.6287*** (0.1280)	-0.6095*** (0.1404)	-0.5448*** (0.1341)	-0.5442*** (0.1540)	-0.5517*** (0.1730)
性别	-0.0475 (0.2563)	-0.1289 (0.2684)	-0.1568 (0.2623)	-0.2040 (0.2437)	-0.0967 (0.2801)
少数民族	-1.3389* (0.7531)	-1.3005 (0.8137)	-1.4001* (0.8009)	-1.6544** (0.7881)	-1.5170* (0.8390)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	4464	3952	3481	2886	2079
调整 R ²	0.3460	0.3294	0.3094	0.2950	0.3278

注：①括号内为聚类稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③其他控制变量包括父母是否具有行政或管理职务、父母是否是党员、省份固定效应。

表4的结果显示，改变样本范围后，户口性质与受政策影响年限交乘项均在1%统计水平上显著且系数为正。方程1至方程5交乘项的回归系数值没有发生大的变动，表明本文的基准回归结论相对稳健。

四、进一步研究

（一）异质性分析

第三节分析显示，整体而言，免费义务教育政策缩小了城乡教育差距，降低了城乡教育不平等。但政策可能只对部分群体有效，或者政策对不同群体的作用大小存在差异。为了进一步研究，本部分区分子代性别以及东中西部地区，分别考察政策的作用。笔者采用（1）式的设定，分别用分样本回归，这里同样将标准误聚类到省份层面，具体的回归结果如表5所示。

表5 免费义务教育政策与城乡教育差距：异质性分析

	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5
	女性	男性	东部	中部	西部
	子代受教育年限	子代受教育年限	子代受教育年限	子代受教育年限	子代受教育年限
户口性质×受政策影响年限	0.3591*** (0.0580)	0.2521*** (0.0736)	0.2903*** (0.0822)	0.2200*** (0.0505)	0.4776*** (0.0983)
受政策影响年限	0.1248** (0.0363)	0.0821 (0.0685)	0.0645 (0.0507)	0.1812*** (0.0509)	0.0331 (0.1352)
户口性质	-1.9025*** (0.3235)	-1.3624*** (0.2851)	-1.4689*** (0.4582)	-1.9542*** (0.2945)	-2.2070*** (0.2605)
父亲受教育年限	0.2069*** (0.0377)	0.1719*** (0.0209)	0.1254*** (0.0232)	0.1657*** (0.0308)	0.2464*** (0.0199)
母亲受教育年限	0.1620*** (0.0247)	0.1363*** (0.0267)	0.0965*** (0.0276)	0.1461*** (0.0186)	0.2135*** (0.0204)
孩子数	-0.7169*** (0.1734)	-0.5123*** (0.1092)	-0.7183*** (0.1977)	-0.3962* (0.1900)	-0.5654** (0.1737)
少数民族	-1.7072* (0.9832)	-0.9366* (0.4894)	0.2478 (0.5915)	-0.4662 (0.3899)	-2.2374** (0.8106)
性别			-0.5834* (0.2780)	-0.1172 (0.1797)	0.7844* (0.3297)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	2206	2258	1810	1344	1310
调整R ²	0.4126	0.2883	0.2882	0.3160	0.3892

注：①括号内为聚类稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③其他控制变量包括父母是否具有行政或管理职务、父母是否是党员、省份固定效应；④户口性质与受政策影响年限交乘项的回归系数组间差异显著性检验结果显示，性别差异在1%统计水平上显著；东部、西部差异在5%统计水平上显著；东部、中部差异在10%统计水平上不显著。

表5方程1、方程2是区分子代性别的分样本回归结果。户口性质与受政策影响年限交乘项在男性和女性分样本中均在1%统计水平上显著且系数为正，系数分别为0.2521和0.3591。这表明每多受政策影响1年，女性的城乡教育差距缩小约0.36年，男性的城乡教育差距缩小约0.25年，政策对缩小女性城乡教育差距的作用更加明显。这可能的原因是中国农村一直存在重男轻女现象，当资源有限时，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金融约束的影响。因此，免费义务教育政策对农村女孩的作用更加明显。

表5方程3至方程5是区分了东中西部的分样本回归结果。户口性质与受政策影响年限交乘项在东部地区、中部地区、西部地区分样本中均在1%统计水平上显著且系数为正，系数分别为0.2903、0.2200和0.4776。这表明每多受政策影响1年，东部地区的城乡教育差距缩小约0.29年，中部地区缩

小约 0.22 年，西部地区缩小约 0.48 年。相比于东部和中部，西部地区的政策作用更加明显，其可能有两个方面的原因：第一，相比于东部、中部，国家对西部地区基础教育的投入力度更大，导致西部农村地区的农村教育水平提高更加明显；第二，相比于东部、中部，西部的发展水平相对落后，西部农村地区有更多的家庭无力供其子女上学，因而免费义务教育政策对西部农村地区的作用更加显著。

此外，为了考察政策对不同教育阶段学生的影响，笔者根据子代的最高学历，构造初中及以下学历（初中及以下学历=1，初中以上学历=0）、高中学历（高中学历=1，非高中学历=0）、大专及以上学历（大专及以上学历=1，大专以下学历=0）三个虚拟变量，将三个虚拟变量作为被解释变量分别进行回归。由于被解释变量为二元变量，此处分别采用线性概率模型和 Probit 模型进行回归，具体结果见表 6。

表 6 免费义务教育与城乡教育差距：分教育阶段回归结果

	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6
	线性概率模型 (Linear Probability Model)			Probit 模型 (Probit Regression Model)		
	初中及以下	高中	大专及以上学历	初中及以下	高中	大专及以上学历
户口性质×受政策影响年限	-0.0398*** (0.0054)	0.0163 (0.0095)	0.0235*** (0.0081)	-0.0640** (0.0280)	0.0700* (0.0413)	0.0640** (0.0314)
受政策影响年限	-0.0099* (0.0055)	-0.0098 (0.0089)	0.0197** (0.0080)	-0.0809** (0.0387)	-0.0437 (0.0390)	0.0669** (0.0317)
户口性质	0.2412*** (0.0470)	0.0022 (0.0344)	-0.2434*** (0.0258)	0.8630*** (0.1259)	0.0026 (0.1359)	-0.6687*** (0.0687)
父亲受教育年限	-0.0188*** (0.0023)	0.0035* (0.0018)	0.0154*** (0.0014)	-0.0603*** (0.0063)	0.0146** (0.0072)	0.0519*** (0.0046)
母亲受教育年限	-0.0168*** (0.0026)	0.0010 (0.0014)	0.0158*** (0.0021)	-0.0541*** (0.0081)	0.0042 (0.0055)	0.0495*** (0.0062)
孩子数	0.0114 (0.0253)	0.0249** (0.0108)	-0.0364 (0.0229)	0.0413 (0.0845)	0.0989** (0.0443)	-0.1217 (0.0763)
性别	0.0565*** (0.0119)	-0.0112 (0.0097)	-0.0453*** (0.0128)	0.1877*** (0.0400)	-0.0502 (0.0432)	-0.1679*** (0.0502)
少数民族	0.0589 (0.0379)	-0.0828*** (0.0245)	0.0239 (0.0338)	0.1973 (0.1242)	-0.4239*** (0.1490)	0.0349 (0.1074)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	4464	4464	4464	4464	4464	4464
调整 R ²	0.2641	0.0129	0.2326			
伪 R ²				0.2333	0.0240	0.1976

注：①括号内为聚类稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③其他控制变量包括父母是否具有行政或管理职务、父母是否是党员、省份固定效应。

表6 方程1的回归结果显示，户口性质与受政策影响年限的交乘项在1%统计水平上显著且系数为负，表明每多受政策影响1年，最高学历为初中及以下的概率在城乡之间的差距缩小约4个百分点。最高学历为初中及以下学历的概率的城乡差距缩小，等价于最高学历为高中及以上的概率的城乡差距缩小。这说明免费义务教育政策的作用不局限于义务教育阶段，政策能够促进农村子代在完成义务教育以后，继续接受更高级别的教育。

高中及以上学历再细分为高中和大专及以上学历，方程2的回归结果显示，免费义务教育政策对最高学历为高中的概率的城乡差距的影响在统计上不显著。方程3的回归结果显示，免费义务教育政策对最高学历为大专及以上学历的概率的城乡差距存在显著影响，且系数为正，即每多受政策影响1年，最高学历为大专及以上学历的概率在城乡之间的差距缩小约2.4个百分点。这表明受政策影响，农村子代在完成义务教育以后，能够通过继续就读高中，提高其进入大学的概率。表6 方程4至方程6是使用非线性的Probit模型的回归结果，与线性概率模型的结论基本一致。

（二）家庭收入与城乡教育差距

免费义务教育政策能够缩小城乡教育差距的一个潜在假设是免费义务教育政策对不同收入群体的作用存在差异，且对低收入群体的作用相对更大。本部分将对上述潜在假设进行验证。

具体基于（2）式的回归结果见表7。表7 方程1是不添加其他控制变量的回归结果，方程2是控制父母受教育年限的回归结果，方程3是包含所有控制变量的回归结果。与前面处理类似，此处将标准误聚类到省份层面。

表7 免费义务教育政策与高低收入家庭子代的教育差距

	方程1 子代受教育年限	方程2 子代受教育年限	方程3 子代受教育年限
收入分位数×受政策影响 年限	-0.4206*** (0.1129)	-0.3415*** (0.1004)	-0.2935*** (0.0861)
受政策影响年限	0.4452*** (0.0755)	0.4270*** (0.0691)	0.3701*** (0.0605)
收入分位数	4.7870*** (0.4248)	2.4227*** (0.3250)	1.8364*** (0.2801)
父亲受教育年限		0.2170*** (0.0324)	0.1760*** (0.0151)
母亲受教育年限		0.1920*** (0.0189)	0.1603*** (0.0206)
孩子数			-0.5689*** (0.1117)
性别			-0.7383*** (0.1928)

免费义务教育政策与城乡教育差距

少数民族			-1.0412 (0.6341)
其他控制变量	未控制	未控制	已控制
样本量	3746	3536	3536
调整R ²	0.1086	0.2397	0.2986

注：①括号内为聚类稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③其他控制变量包括父母是否具有行政或管理职务、父母是否是党员、省份固定效应。

表7的回归结果显示，收入分位数与受政策影响年限交乘项在1%统计水平上显著且系数为负，系数绝对值为0.2935。这表明免费义务教育政策缩小了高低收入群体子代的教育差距，受政策影响年限每增加1年，最高收入与最低收入家庭的子代受教育年限差距缩小约0.3年。这意味着相比于不受政策影响的群体，在9年义务教育阶段均受政策影响的群体中，高低收入群体子代的受教育年限差距缩小约2.7年。

上述分析支持了潜在假设，表明免费义务教育政策对不同收入群体的作用存在差异，且对低收入群体作用更大。中国存在较大的城乡收入差距，免费义务教育政策之所以能够缩小城乡教育差距的一个原因是农村居民收入普遍低于城市，而政策缩小了高低收入群体子代教育差距，也必然会缩小城乡教育差距。为了进一步研究，笔者在(1)式基础上添加收入分位数与受政策影响年限的交乘项。假如添加收入分位数与受政策影响年限交乘项以后，户口性质与受政策影响年限交乘项不再显著，则家庭收入因素可以完全解释政策缩小城乡教育差距的作用；假如户口性质与受政策影响年限交乘项依然显著，但是系数绝对值变小，则家庭收入因素只能部分解释政策的作用。

具体的回归结果见表8。方程1是不添加其他控制变量的回归结果，方程2是控制父母受教育年限的回归结果，方程3是包含所有控制变量的回归结果。与前面处理类似，此处将标准误聚类到省份层面。

表8 添加收入分位数与受政策影响年限交乘项的回归结果

	方程1 子代受教育年限	方程2 子代受教育年限	方程3 子代受教育年限
户口性质×受政策影响年限	0.1659*** (0.0535)	0.2072*** (0.0411)	0.1821*** (0.0413)
收入分位数×受政策影响年限	-0.3785*** (0.1142)	-0.2840** (0.1030)	-0.2549** (0.0927)
受政策影响年限	0.2983*** (0.0923)	0.2300** (0.0829)	0.2033** (0.0763)
户口性质	-2.8655*** (0.2501)	-1.6690*** (0.2071)	-1.3170*** (0.2370)
收入分位数	3.8437*** (0.4002)	2.1333*** (0.3467)	1.6958*** (0.2734)
父亲受教育年限		0.1976***	0.1660***

免费义务教育政策与城乡教育差距

		(0.0331)	(0.0154)
母亲受教育年限		0.1596***	0.1429***
		(0.0177)	(0.0204)
性别			-0.6902***
			(0.1966)
孩子数			-0.5062***
			(0.1226)
少数民族			-1.0898
			(0.6767)
其他控制变量	否	否	是
样本量	3746	3536	3536
调整R ²	0.1692	0.2545	0.3063

注：①括号内为聚类稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③其他控制变量包括父母是否具有行政或管理职务、父母是否是党员、省份固定效应。

表8的回归结果显示，添加收入分位数与受政策影响年限交乘项使得户口性质与受政策影响年限交乘项系数的绝对值下降，从原来的0.3046下降到0.1821。这表明当存在较大城乡收入差距时，免费义务教育政策能够缩小城乡教育差距，部分是由于政策缩小了高低收入家庭子代的教育差距。免费义务教育政策缩小城乡教育差距，有约40%的原因可以被家庭收入因素所解释。同时，控制了收入分位数与受政策影响年限的交乘项，户口性质与受政策影响年限的交乘项依然在1%统计水平上显著且系数为正。这意味着除了家庭收入渠道之外，存在其他渠道影响城乡教育差距。

五、结论与政策启示

免费义务教育政策在全国范围内施行，是中国教育史上具有里程碑意义的一件大事，宣告全民义务教育免费时代的到来。这对提高居民教育水平，促进城乡教育平等具有重大意义。

本文通过实证方法，研究免费义务教育政策对城乡教育平等的影响。研究结果显示，免费义务教育政策的实施，缩小了城乡教育差距，促进了城乡教育平等。每多受政策影响1年，城乡教育差距缩小约0.3年。分性别比较发现，相比于男性，女性的城乡教育差距的缩小幅度更大，政策更能促进女性的城乡教育平等。分东中西部地区比较的结果显示，相比于东部、中部，西部地区的城乡教育差距的缩小幅度更大，政策更能促进西部地区的城乡教育平等。进一步研究发现，政策能够通过缩小高低收入家庭子代的教育差距缩小城乡教育差距，家庭收入因素部分解释了政策的作用。

本文的政策启示是：随着经济发展，可以通过加大基础教育投入，特别是加大对相对贫穷和落后的农村地区的基础教育投入，促进城乡基础教育均等化，提高城乡教育平等。家庭收入并不是制约子代教育获得的唯一因素，国家还需要进一步发掘可能影响城乡教育差距的其他因素，创造公平的竞争环境，缩小不同背景子代的“起跑线”差异，促进教育平等。

参考文献

- 1.才国伟、刘剑雄, 2014: 《收入风险、融资约束与人力资本积累——公共教育投资的作用》, 《经济研究》第7期。
- 2.程令国、张晔, 2011: 《早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗?——对我国居民高储蓄率的一个新解释》, 《经济研究》第8期。
- 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。
- 4.李春玲, 2010: 《高等教育扩张与教育机会不平等——高校扩招的平等化效应考查》, 《社会学研究》第3期。
- 5.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。
- 6.罗楚亮、刘晓霞, 2018: 《教育扩张与教育的代际流动性》, 《中国社会科学》第2期。
- 7.吕伟、刘国辉, 2010: 《中国教育均等化若干影响因素研究》, 《数量经济技术经济研究》第5期。
- 8.邢春冰, 2014: 《教育扩展、迁移与城乡教育差距——以大学扩招为例》, 《经济学(季刊)》第1期。
- 9.吴愈晓, 2013: 《中国城乡居民的教育机会不平等及其演变(1978—2008)》, 《中国社会科学》第3期。
- 10.张玉林, 2003: 《分级办学制度下的教育资源分配与城乡教育差距——关于教育机会均等问题的政治经济学探讨》, 《中国农村观察》第1期。
- 11.张建华、万千, 2018: 《高校扩招与教育代际传递》, 《世界经济》第4期。
- 12.赵西亮, 2017: 《教育、户籍转换与城乡教育收益率差异》, 《经济研究》第12期。
- 13.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。
- 14.Baird, S., C. McIntosh and B. Özler, 2011, "Cash or Condition? Evidence from a Cash Transfer Experiment", *Quarterly Journal of Economics*, 126(4):1709-1753.
- 15.Becker, G. S., and N. Tomes, 1979, "An Equilibrium Theory of Distribution of Income and Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy*, 87(6): 1153-1189.
- 16.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.
- 17.Dearden, L., C. Emmerson, and C. Frayne, 2009, "Conditional Cash Transfers and School Dropout Rates", *Journal of Human Resources*, 44(4):827-857.
- 18.Dubois, P., A. Janvry, and E. Sadoulet, 2012, "Effects on School Enrollment and Performance of a Conditional Cash Transfer Program in Mexico", *Journal of Labor Economics*, 30(3):555-589.
- 19.Li, S., J. Whalley, and C. Xing, 2014, "China's Higher Education Expansion and Unemployment of College Graduates", *China Economic Review*, 30:567-582.
- 20.Paxson, C., and N. Schady, 2010, "Does Money Matter? The Effects of Cash Transfers on Child Development in Rural Ecuador", *Economic Development and Cultural Change*, 59(1):187-229.
- 21.Raftery, A. E., and M. Hout, 1993, "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform and Opportunity in Irish Education, 1921-1975", *Sociology of Education*, 66(1):41-62.

22. Rawlings, L. B., and G. M. Rubio, 2005, "Evaluating the Impact of Conditional Cash Transfer Programs", *The World Bank Research Observer*, 20(1):29-55.
23. Shi, X. Z., 2016, "The Impact of Educational Fee Reduction Reform on School Enrolment in Rural China", *Journal of Development Studies*, 52(12):1791-1809.
24. Skoufias, E., S. W. Parker, J. R. Behrman and C. Pessino, 2001, "Conditional Cash Transfers and Their Impact on Child Work and Schooling: Evidence from the PROGRESA Program in Mexico", *Economía*, 2(1):45-96.
25. 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.
26. 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.
27. Xing, C., P. Yang, and Z. Li, 2018, "The Medium-Run Effect of China's Higher Education Expansion on the Unemployment of College Graduates", *China Economic Review*, 51:181-193.

(作者单位: 厦门大学经济学院)

(责任编辑: 光明)

Free Compulsory Education Policy and the Urban-rural Gap in Education

LIN Jinhong

Abstract: Using the China Family Panel Studies (CFPS) data, this article employs the DID identification strategy to study the impact of free compulsory education policy on urban-rural gap in education. The empirical results show that the policy can narrow the urban-rural gap in educational attainment and improve the urban-rural equality in education. The gap between urban and rural education becomes smaller by about 0.3 year for each additional year affected by the policy. Compared with males, the policy has a more significant effect on narrowing the education gap between urban and rural areas for females. Compared with the Eastern and Central regions, the policy plays a more significant role in narrowing the education gap between urban and rural areas in the Western region. Further analysis shows that the policy narrows urban-rural gap in education by closing the educational divide between the children coming from high and low-income families, and family income partly explains the mechanism of the policy.

Keywords: Free Compulsory Education Policy; Urban-rural Gap in Education; Educational Attainment