

# 教育公平与人力资本积累

## ——基于高考招生专项计划的实证研究

张庆 宋弘 罗吉罡

### 目 录

附录 I 教育配额政策和平权法案相关文献综述 .....	1
附录 II 高考招生专项计划补充政策背景 .....	2
附录 III 变量构建及描述性统计 .....	4
附录 IV 中长期评估的样本选择问题讨论 .....	6
附录 V 稳健性检验: 农村个体人力资本积累 .....	7
附录 VI 溢出效应研究模型设定 .....	11
附录 VII 稳健性检验: 农村儿童人力资本投资 .....	12

## 附录 I 教育配额政策和平权法案相关文献综述

更广泛而言,本文还与促进高等教育公平措施的相关研究有关。为了促进高等教育机会的公平,保障弱势群体的教育权益,世界各国陆续推行了教育配额政策与教育平权法案(Affirmative Action Quotas),以维护少数族裔、女性、农村以及低收入群体接受高等教育的机会。有大量文献研究了各国教育配额和平权法案的实施以及禁令的影响<sup>1</sup>,包括美国(Backes, 2012; Bleemer, 2023)、巴西(Francis-Tan & Tannuri-Pianto, 2018; Machado et al., 2023)、印度(Bertrand et al., 2010; Cassan, 2019)等。相关研究的结论尚未达成一致,因此对于该法案的实施和禁止也存在争议:一方面,部分研究发现平权法案在长短期均是有效的,在短期内可提升弱势群体的大学入学率(Bleemer, 2023; Mello, 2022),在长期内促进了收入的增加(Francis-Tan & Tannuri-Pianto, 2018; Machado et al., 2023),而针对平权法案的禁令会降低弱势群体的大学入学率(Backes, 2012; Hinrichs, 2012)。另一方面,也有文献发现该平权法案无长期影响或存在负面影响,例如,Arcidiacono(2005)研究表明,在长期来看,配额政策和平权法案并没有提升弱势群体的收入。同时,部分研究指出(Bertrand et al., 2010; Machado et al., 2023),针对某一特定弱势群体的倾斜性配额政策可能会对其他群体产生挤出效应和负面溢出效应。本文的研究基于中国背景,探究了高考专项招生计划这一具有中国特色的倾斜性招生政策的效果,对既有文献进行了拓展和补充。

---

<sup>1</sup> 更详尽的研究综述参见 Arcidiacono et al. (2015); Arcidiacono & Lovenheim (2016); Dynarski et al. (2023)。

## 附录 II 高考招生专项计划补充政策背景

### 1. 相关政策文件(2012-2019年)及官方网站链接

- **2012年国家专项计划的实施:** 《关于实施面向贫困地区定向招生专项计划的通知》(教学〔2012〕2号), 参见 [https://www.gov.cn/zwgk/2012-04/23/content\\_2119933.htm](https://www.gov.cn/zwgk/2012-04/23/content_2119933.htm)。
- **2013年国家专项计划的范围扩大:** 《教育部关于2013年扩大实施农村贫困地区定向招生专项计划的通知》(教学〔2013〕5号), 参见 [http://www.moe.gov.cn/srcsite/A15/moe\\_776/s3258/201305/t20130530\\_152897.html](http://www.moe.gov.cn/srcsite/A15/moe_776/s3258/201305/t20130530_152897.html);
- **2014年高考专项计划和地区专项计划的实施:** 《教育部关于做好2014年提高重点高校招收农村学生比例工作的通知》(教学〔2014〕2号), 参见 [http://www.moe.gov.cn/srcsite/A15/moe\\_776/s3258/201403/t20140310\\_167124.html](http://www.moe.gov.cn/srcsite/A15/moe_776/s3258/201403/t20140310_167124.html)。
- **2015年高考专项计划和地区专项计划的范围扩大:** 《教育部关于做好2015年重点高校招收农村学生工作的通知》(教学〔2015〕3号), 参见 [http://www.moe.gov.cn/srcsite/A15/s7063/201504/t20150402\\_189391.html](http://www.moe.gov.cn/srcsite/A15/s7063/201504/t20150402_189391.html)。
- **后续年份相关文件:**
  - 《教育部关于做好2016年重点高校招收农村和贫困地区学生工作的通知》(教学〔2016〕6号), 参见 [http://www.moe.gov.cn/srcsite/A15/moe\\_776/s3258/201603/t20160331\\_236165.html](http://www.moe.gov.cn/srcsite/A15/moe_776/s3258/201603/t20160331_236165.html);
  - 《教育部关于做好2017年重点高校招收农村和贫困地区学生工作的通知》(教学〔2017〕2号), 参见 [http://www.moe.gov.cn/srcsite/A15/moe\\_776/s3258/201704/t20170414\\_302572.html](http://www.moe.gov.cn/srcsite/A15/moe_776/s3258/201704/t20170414_302572.html);
  - 《教育部关于做好2018年重点高校招收农村和贫困地区学生工作的通知》(教学〔2018〕1号), 参见 [http://www.moe.gov.cn/srcsite/A15/moe\\_776/s3258/201803/t20180320\\_330724.html](http://www.moe.gov.cn/srcsite/A15/moe_776/s3258/201803/t20180320_330724.html);
  - 《教育部关于做好2019年重点高校招收农村和贫困地区学生工作的通知》(教学〔2019〕3号), 参见 [http://www.moe.gov.cn/srcsite/A15/moe\\_776/s3258/201904/t20190408\\_377031.html](http://www.moe.gov.cn/srcsite/A15/moe_776/s3258/201904/t20190408_377031.html);

### 2. 三项招生专项计划实施区域

国家专项计划该专项计划的覆盖范围在2012年主要为680个集中连片特殊困难县,到2013年扩大到832个国家级贫困县以及重点高校录取比例较低的河北、山西、安徽、河南、广东、广西、四川、贵州、云南、甘肃等省区。高校专项计划由教育部直属高校和其他试点高校实施(共计95所)为实施主体<sup>1</sup>,定向招收边远、贫困、民族等地区的农村学生。地方专项计划由各省(区、市)所属的重点高校实施,定向招收由本省划定的实施地区的农村学生。这两个专项计划的实施范围和招生名额分配由各省依据本地实际情况确定<sup>2</sup>。图II 1进一步展示了三项招生专项计划实施区域的逐年扩张情况,在实施了招生专项计划的1440个区县中,约47%的区县在2012年实施了国家专项计划,12%的区县在2013年开始实施国家专项计划,剩余41%的区县自2014年起逐步实施了地区和高校专项计划。

<sup>1</sup> 具体名单参见 <https://gaokao.chsi.com.cn/gkzt/gxzxjh2023>。

<sup>2</sup> 根据政策文件,原则上,高校专项计划的招生名额不得少于高校年度本科招生规模的2%,地方专项计划的招生名额不得少于有关高校本科一批招生规模的3%。

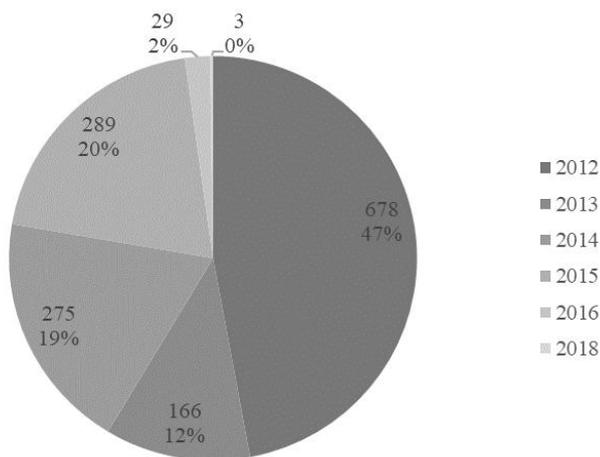


图 11 三项招生专项计划的逐年实施占比

注：本图展示了所有实施招生专项计划区县（共计 1440 个）的最早政策实施年份分布。

### 3. 三项招生专项计划的报考条件

为确保招生专项计划真正惠及农村和贫困地区学子，该计划也对报考学生存在条件限制：一般而言，要求学生本人及监护人在当地拥有连续 3 年以上户籍，且报考学生在户籍所在县的高中拥有连续 3 年的学籍并实际就读。在高考前，考生需报名并提交证明材料，经由招生办审核通过方可报考。专项计划采取单报志愿、提前批次单独录取的方式，对入选考生进行降分投档和择优录取，录取分数原则上不低于有关高校所在批次科类录取的控制分数线。

## 附录III 变量构建及描述性统计

## 1. 农村个体人力资本水平

农村个体的人力资本水平相关变量包括个人已完成受教育年限和受教育阶段,受教育年限变量来自于2020年CFPS数据库中构建的综合变量:个人已完成的受教育年限,该变量由个体受教育程度对应的受教育年限换算得到<sup>1</sup>。此外,依据个人受教育程度,本文构建了代表个人已完成受教育阶段的哑变量:是否接受高中教育(1=是;0=否)和是否接受高等教育(1=是;0=否)。

## 2. 农村家庭人力资本投资

家庭对子女的人力资本投资变量来自于CFPS少儿问卷的家长代答部分关于家庭过去一年对该儿童投入的教育支出总额的统计,包括学杂费、书本费、辅导费、托儿费等。同时,为进一步探究招生专项计划对家庭教育期望以及儿童学习激励等方面的影响,我们选取家长期望孩子的受教育年限、家长期望孩子下学期的平均考试分数、家长对孩子的学习关心程度、孩子期望自己的受教育年限、以及孩子的学习努力程度等作为被解释变量。除孩子的个人教育预期来自于10岁及以上儿童的自答问卷,其他变量来自于少儿问卷的家长代答部分,其中期望受教育年限由“家长(孩子)期望孩子(自己)受到的最高教育学历”这一问题回答的受教育水平转化为对应的受教育年限;期望下学期的考试分数范围为0-100分,为了便于解释,我们对其进行均值为0方差为1的标准化处理;家长的学习关心程度来自于问卷中“对孩子学习关怀”这一量表,该量表包括6个问题,询问了家长为孩子放弃看电视、与孩子讨论学校的事情、要求孩子完成作业、检查孩子作业、阻止孩子看电视、限制孩子看电视节目这六方面行为的频率(回答为五级评分,1=从不;2=很少;3=偶尔;4=经常;5=很经常),我们将六个问题的回答评分取均值,并且进行标准化处理,构建家长对孩子学习关怀程度的综合变量。孩子学习努力程度选取问卷中的三个相关问题:孩子学习很努力,孩子完成作业后会检查,孩子完成作业后才玩(回答均为五级评分,代表同意程度递增),我们分别将这三个变量的值进行了标准化处理,构建孩子学习努力程度的三个相关指标。值得注意的是,由于这三个相关问题并非来自于一个完整量表,所以并未对其进行加总处理,而是对每个指标进行单独回归分析。

下表III1展示了本文主要的解释变量、被解释变量及控制变量的描述性统计。

表III1 主要变量的描述性统计

变量	观测值 (1)	均值 (2)	标准差 (3)	最小值 (4)	最大值 (5)
<b>Panel A: 个体人力资本水平对应样本</b>					
<i>人力资本水平变量:</i>					
受教育年限	2,623	10.30	3.943	0	22
接受高中教育(1=是)	2,623	0.477	0.500	0	1
接受高等教育(1=是)	2,623	0.269	0.443	0	1
<i>解释变量:</i>					
国家专项计划	2,623	0.169	0.375	0	1

<sup>1</sup>具体的构建方式可以参考《CFPS-43: 中国家庭追踪调查2020年数据库介绍及数据清理报告》中的3.3.4小节,第24-25页。参见: <https://www.issf.pku.edu.cn/cfps/docs/20230629171546061292.pdf>。

三项招生专项计划	2,623	0.196	0.397	0	1
<i>控制变量:</i>					
性别 (1=男性)	2,623	0.584	0.493	0	1
民族 (1=汉族)	2,623	0.854	0.353	0	1
家庭规模	2,623	5.040	2.052	1	14
父亲学历: 高中	2,623	0.106	0.308	0	1
母亲学历: 高中	2,623	0.0412	0.199	0	1
父亲学历: 大学	2,623	0.0103	0.101	0	1
母亲学历: 大学	2,623	0.005	0.068	0	1
<b>Panel B: 儿童人力资本投资对应样本</b>					
<i>家庭教育相关变量:</i>					
教育支出 (元)	18,920	1,649	2,962	0	100,400
教育关怀 (得分原值)	12,779	3.260	0.769	1	5
父母预期受教育年限	14,299	15.73	2.895	0	22
父母预期下学期成绩	12,187	90.60	10.14	0	100
个人预期受教育年限	7,585	14.33	3.345	0	22
孩子努力学习指标1	13,870	3.670	0.971	1	5
孩子努力学习指标2	13,490	3.370	1.070	1	5
孩子努力学习指标3	13,631	3.670	0.935	1	5
<i>解释变量:</i>					
国家专项计划	18,920	0.334	0.472	0	1
三项招生专项计划	18,920	0.406	0.491	0	1
<i>控制变量:</i>					
年龄	18,920	8.324	4.266	0	15
性别 (1=男性)	18,920	0.538	0.499	0	1
民族 (1=汉族)	18,920	0.842	0.364	0	1
家庭规模	18,920	5.624	1.930	1	17
父亲学历: 高中 (1=是)	18,920	0.133	0.340	0	1
母亲学历: 高中 (1=是)	18,920	0.092	0.290	0	1
父亲学历: 大学 (1=是)	18,920	0.035	0.184	0	1
母亲学历: 大学 (1=是)	18,920	0.036	0.186	0	1
家庭收入 (元)	18,920	41,726	91,779	0	10,400,000

## 附录IV 中长期评估的样本选择问题讨论

在对政策的中长期影响进行评估时,往往可能存在样本选择问题(汪德华等,2019),比如,在本文的设定中,个人可能由于获得接受高等教育的机会,迁移到外地上学及就业,同时,其城乡户口属性也可能发生转换。本文利用CFPS数据的一些特点,在一定程度上缓解了可能存在的样本选择问题:

第一,CFPS的调查对象囊括了家庭中存在亲属关系和经济联系的所有家庭成员的信息,而个体在物理上是否居住在家里并不影响其是否属于家庭成员的判断,因此,对外出上学或者工作的家庭成员信息采集也包括在对该家户的调查中,减少了由于样本外出离家造成的样本缺失。

第二,CFPS采用城乡一体的抽样框,样本抽样时同时覆盖城镇和农村地区个体,且对于流动人口的信息采集既可以通过其家庭所在流出地进行调查,也可以在其现居流入地进行调查,因此对于外出的流动人口的信息采集相对完整。

第三,CFPS调查自2012年起启动了异地追访和个人代答问卷,通过电访或者流入地面访的方式对离家外出人员进行调查访问,保证调查家户的家庭结构完整性和样本代表性。

第四,本文使用家庭居住地判断的个人城乡信息,可以缓解由于个体考上大学之后,城乡户口属性转换带来的样本选择偏误。具体而言,个人所属家户的城乡属性划分通常由CFPS项目组根据国家统计局发布的城乡分类标准,依据受访家庭所在的社区级地址进行判断。由于这一变量基于个人所属家户的居住地信息进行分类,相比于直接利用个体的户口信息进行城乡分类,较少受到个人迁移的影响,可以在一定程度上缓解由于就学和工作导致的城乡属性转换的样本选择偏误。

## 附录V 稳健性检验：农村个体人力资本积累

正文第四部分的结果表明，高考招生专项计划可以显著提升个体的人力资本水平，为证明这一结果的稳健性，在这一小节中，我们进行了一系列稳健性检验。相关结果见表V1-V3和图V1。

### 1. 排除入学年龄和学制影响

由于CFPS数据并没有提供准确的个体参加的高考时间，因此本文按照法定入学年龄（6岁）以及小学和中学的正常学制（共计12年）推算，将18岁设定为个体参加高考时间。然而，个体的入学年龄以及就读学制可能存在一定差异（梁超和王素素，2020），如果存在个体更早（更晚）上学或者在中小学阶段有跳级（留级）的经历，会导致其参加高考的年龄早于（晚于）18岁。为了排除这种可能性，参考Bianchi et al. (2022)的做法，我们剔除掉在政策实施前2年、前1年以及政策实施当年参加高考的样本，并且重复回归。国家专项计划和三项招生专项计划对应的回归结果如表V1-V2的列（1）所示，平行趋势检验的事件研究分析结果如图V1所示，不难发现，表V1-V2和图V1的结果都和基准回归结果非常相似，证明了本文结果的稳健性。

### 2. 排除贫困县的影响

由于高考招生专项计划属于我国教育精准扶贫战略中的一部分，因此，该计划的实施地区并非随机选择的，实施的县大都属于贫困地区，这一因素可能会导致实施地区和未实施地区个体的基准人力资本水平存在系统性差异，从而影响估计结果。为控制贫困县以及其他扶贫政策对结果的影响，参考Li et al. (2016)的研究，我们在回归中进一步控制各区县是否属于国家贫困县与是否属于处理组的交乘项，以允许贫困县和扶贫政策导致的地区原有的差异对实验组和控制组存在不同的影响。回归结果如表V1-V2的第（2）列所示，在控制贫困县的潜在影响后，本文的结果依旧稳健。

### 3. 排除其他教育干预和专项计划的影响

在实施招生专项计划之前，我国已经实施了一些针对农村地区的教育扶持和干预政策，以达到“扶教育之贫”的目的。与本文关注的年龄群体相关的教育干预政策主要包括两个：义务教育免费政策和现代远程教育工程试点政策（Xiao et al., 2017; Bianchi et al., 2022）。为排除这些政策对本文结果的影响，我们进一步控制了上述政策的实施地区和政策对应的受影响年龄队列群体的交乘项。表V1-V2的列（3）报告的相关结果与基准回归结果在经济以及统计显著性上都非常相似，证明本文结果不受到其他教育干预政策的影响。此外，除了三项招生高考招生专项计划，我国还自2008年起实施了免费师范生专项计划。该计划对师范生进行免费教育培养，同时鼓励毕业生回到家乡中小学任教，可以增加中西部地区的学子大学入学机会，同时也提升了中西部地区的基础教育师资质量，是一项促进教育发展和教育公平的战略计划。根据相关政策文件<sup>1</sup>，该计划的招生主要面向中西部农村地区倾斜，为排除该计划对本文结果的影响，我们在回归中进一步控制“是否2008年之后参加高考的年龄队列”与“是否中西部地区”两个指示变量的交互项，并且重复基准回归，结果如表V1-V2列（4）所示，回归系数的大小和显著性都与基准回归保持一致，由此说明在排除免费师范生计划的潜在影响后，本文的结果依旧是稳健的。

<sup>1</sup> 参见：[http://www.moe.gov.cn/jyb\\_xwfb/s271/201101/t20110117\\_114584.html](http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/s271/201101/t20110117_114584.html)；[http://www.moe.gov.cn/jyb\\_xwfb/s5147/202111/t20211118\\_580635.html](http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/s5147/202111/t20211118_580635.html)。

#### 4. 排除高校扩招的影响

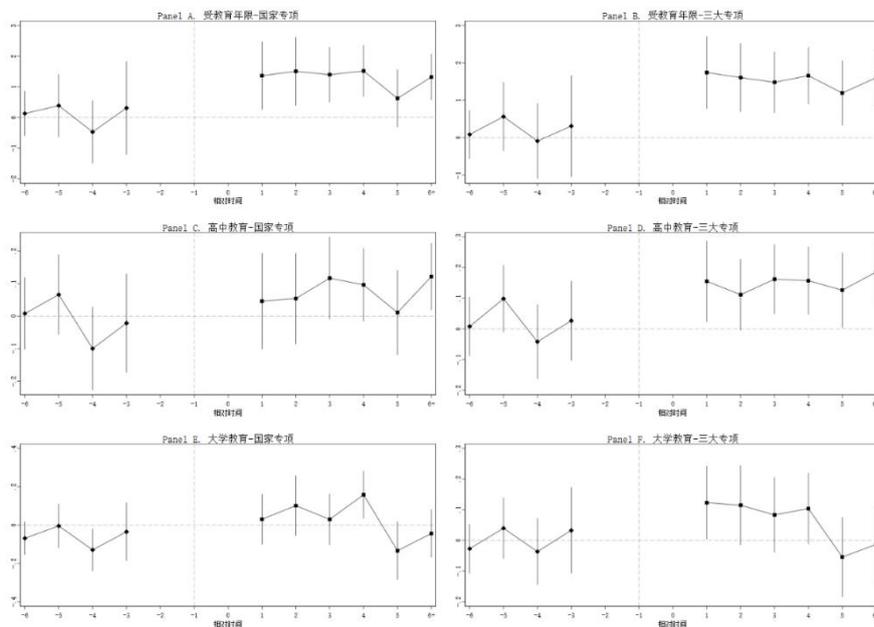
中国在1999年实施了高校扩招计划,该计划提高了个体接受高等教育的机会。为排除高校扩招政策的影响,我们将样本进一步限定在1999年之后参加高考的个体,重复基准回归,表V1-V2的列(5)汇报的结果依旧是稳健的。

#### 5. 样本筛选过程检验

本文依据个体所在家户居住地的城乡属性进行农村样本的筛选,同时,为缓解由于样本个体未成年时期居住地变化造成对“是否实施专项计划”这一处理状态的划分偏误,我们进一步剔除在12岁时经历过迁移的样本。为检验本文样本筛选过程的稳健性,我们又进行了如下两个稳健性检验:(1)在基准样本基础上进一步剔除城镇户口样本;(2)在基准样本中加入12岁时经历过迁移的样本,对应的结果如下表V1-V2的第(6)-(7)列所示,不难发现,对应的结果与基准结果一致,再次证明了本文回归结果对样本筛选过程的稳健性。

#### 6. 三项计划的区别和累积效应

为进一步探究同一地区实施多项专项计划的累积效应以及三项招生专项计划的不同效应,本文进行了以下两个检验:在第一个检验中,我们根据各地实施招生专项计划的数量,构建“实施招生专项计划数量”这一变量(取值为0-3),并将该变量作为解释变量进行回归,结果如下表V3的Panel A所示,与基准回归类似,地区实施专项计划的数量每增加一个,个体的受教育年限增加0.383年,个体是否上高中和上大学的概率分别增加4.4%和1.1%。在第二个检验中,为单独探究高校和地方专项计划的实施效果,我们将样本限定在未被国家专项计划覆盖地区的样本中以排除国家专项计划的影响,结果如下表V3的Panel B所示,与基准回归相一致,结果依旧显著为正,说明在排除了国家专项计划的影响后,地方和高校专项计划依旧会对农村个体的人力资本水平产生正向影响。



图V1 平行趋势检验-排除入学年龄和学制不同的影响

注:横坐标代表个体距离高考的相对时间,图中包括了估计的系数值以及95%置信区间。

表 V1 稳健性检验：国家专项计划

	(1) 年龄学制	(2) 原有差异	(3) 同期教育干预 政策	(4) 免费师范生计 划	(5) 高校扩招	(6) 仅保留农村户 口样本	(7) 保留 12 岁迁移 样本
Panel A. 受教育年限							
专项计划	1.235*** (0.343)	0.888*** (0.322)	0.863*** (0.320)	0.893*** (0.323)	0.898*** (0.332)	0.869*** (0.334)	0.789** (0.312)
R <sup>2</sup>	0.386	0.373	0.374	0.373	0.350	0.404	0.374
Panel B. 接受高中教育							
专项计划	0.077* (0.046)	0.063 (0.042)	0.060 (0.042)	0.064 (0.043)	0.059 (0.045)	0.065 (0.044)	0.050 (0.041)
R <sup>2</sup>	0.342	0.330	0.330	0.329	0.321	0.356	0.325
Panel C. 接受高等教育							
专项计划	0.040 (0.047)	0.032 (0.044)	0.031 (0.045)	0.032 (0.045)	0.039 (0.047)	0.049 (0.046)	0.012 (0.043)
R <sup>2</sup>	0.286	0.277	0.277	0.276	0.261	0.301	0.276
观测值	2,497	2,623	2,623	2,623	2,262	2,342	2,833
区县固定效应	是	是	是	是	是	是	是
出生队列固定效应	是	是	是	是	是	是	是
省份队列线性趋势	是	是	是	是	是	是	是
个体控制变量	是	是	是	是	是	是	是

注：第(1)列排除了政策实施前 1-2 年以及实施当年高考的个体，第(2)列控制了是否贫困县与处理组哑变量的交互项，(3)-(4)列分别控制了同期教育干预政策、免费师范生计划的影响，第(5)列剔除了 1999 年前高考的样本。第(6)列在基准样本基础上剔除城镇户口样本，仅保留农村户口样本，第(7)列在基准样本基础上，加入了个体在 12 岁时发生过迁移的样本。

表 V2 稳健性检验：三项招生专项计划

	(1) 年龄学制	(2) 原有差异	(3) 同期教育干预 政策	(4) 免费师范生计 划	(5) 高校扩招	(6) 仅保留农村户 口样本	(7) 保留 12 岁迁移 样本
Panel A. 受教育年限							
专项计划	1.457*** (0.328)	1.128** (0.540)	1.011*** (0.299)	1.037*** (0.301)	0.958*** (0.308)	1.043*** (0.309)	0.904*** (0.335)
R <sup>2</sup>	0.389	0.374	0.375	0.374	0.350	0.405	0.374
Panel B. 接受高中教育							
专项计划	0.138*** (0.044)	0.180** (0.073)	0.100** (0.040)	0.104*** (0.040)	0.088** (0.041)	0.111*** (0.041)	0.090** (0.039)
R <sup>2</sup>	0.346	0.331	0.332	0.331	0.322	0.358	0.326
Panel C. 接受高等教育							
专项计划	0.055 (0.046)	0.021 (0.077)	0.030 (0.042)	0.031 (0.042)	0.036 (0.043)	0.050 (0.043)	0.012 (0.041)
R <sup>2</sup>	0.289	0.277	0.277	0.276	0.261	0.301	0.276
观测值	2,465	2,623	2,623	2,623	2,262	2,342	2,833
区县固定效应	是	是	是	是	是	是	是

出生队列固定效应	是	是	是	是	是	是	是
省份队列线性趋势	是	是	是	是	是	是	是
个体控制变量	是	是	是	是	是	是	是

注：第(1)列排除了政策实施前 1-2 年以及实施当年高考的个体，第(2)列控制了是否贫困县与处理组哑变量的交互项，(3)-(4)列分别控制了同期教育干预政策、免费师范生计划的影响，第(5)列剔除了 1999 年前高考的样本。第(6)列在基准样本基础上剔除城镇户口样本，仅保留农村户口样本，第(7)列在基准样本基础上，加入了个体在 12 岁时发生过迁移的样本。

表 V3 三项招生计划的累积效应和不同效应检验

	(1) 受教育年限	(2) 是否上高中	(3) 是否上大学
Panel A. 专项计划数量			
专项计划数量	0.383*** (0.116)	0.044*** (0.015)	0.011 (0.017)
观测值	2,623	2,623	2,623
R <sup>2</sup>	0.374	0.331	0.276
Panel B. 高校和地方专项计划效应			
专项计划	1.070* (0.582)	0.172** (0.080)	0.011 (0.083)
观测值	1,406	1,406	1,406
R <sup>2</sup>	0.316	0.320	0.295
区县固定效应	是	是	是
出生队列固定效应	是	是	是
省份队列线性趋势	是	是	是
个体控制变量	是	是	是

注：本表格 Panel A 用地区实施专项计划的数量作为解释变量，Panel B 剔除实施了国家专项计划的地区进行回归。

## 附录 VI 溢出效应研究模型设定

为探究专项计划对同一区县或者同一省份的未实施区县的溢出效应,我们进行了如下样本限定和回归假设:首先,我们将样本限定在 CFPS 2020 年数据库中的城市个体,这些个体由于不满足专项计划报考条件,无法享受招生专项计划。同时,考虑到高考招生名额通常以省份为单位进行分配,由此,同一个省内的个体都可能受到招生专项计划溢出效应的影响。参考 Lu et al. (2019) 的研究,我们利用下列回归方程,考察同一区县或者同一省份内的溢出效应:

$$y_{icb} = \alpha + \gamma(Treat_{pb} \times Treat_c) + \sigma Treat_{pb} + X'_{icb} + \delta_c + \lambda_b + \gamma_p \cdot t_b + \varepsilon_{icb}.$$

其中,  $Treat_c$  代表个体所在区县  $c$  是否属于国家专项计划(三项招生专项计划)的覆盖地区,  $Treat_{pb}$  代表出生队列  $b$  的个体在高考时所在的省份  $p$  是否有至少一个地区实施了国家专项计划(三项招生专项计划),其他变量的定义同正文基准回归方程(1)。在此回归中,  $\sigma$  捕捉的是专项计划对同一省份内其他未实施该计划的区县的无法享受该政策个体的溢出效应,  $\sigma + \gamma$  捕捉的是专项计划对实施该计划的区县的无法享受该政策个体的溢出效应。

## 附录VII 稳健性检验:农村儿童人力资本投资

关于农村家庭对子代的人力资本投资,本文进行了四个稳健性检验:第一,为排除极端值的影响,我们将家庭教育支出进行上下1%的缩尾,并且重复基准回归;第二,为排除量纲的影响,我们分别计算家庭对子女的教育支出占家庭总支出以及总收入的比重,并且将其作为被解释变量进行回归;第三,为排除同期实施的教育扶贫政策的影响,我们在基准回归中进一步控制了2013年实施的国家教育扶贫工程。第四,为探究本文使用的泊松回归模型的稳健性,我们分别采取Tobit模型用两部分模型(Two-part Model)重复基准回归<sup>1</sup>。对应的结果如表VII1所示,所有结果都与基准回归保持一致,证明了本文结果的稳健性。其中,表VII1的(6)-(7)列回归结果表明,专项计划的实施对家庭人力资本投资的影响即体现在集约边际上(已经对子代进行一定人力资本投资的家庭增加了更多投资),同时也体现在广延边际上(更多的家庭开始对子代进行人力资本投资)。

表VII1 稳健性检验:儿童人力资本投资

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	1%缩尾	支出占比	收入占比	控制 教育扶贫	Tobit 模型 边际效应	Tow-part 模型 广延边际	Tow-part 模型 边际效应
国家专项计划	0.177*** (0.062)	0.231** (0.111)	0.852* (0.448)	0.202*** (0.066)	0.313* (0.167)	0.168* (0.098)	0.186*** (0.047)
区县固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
个体控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观测值	18,795	18,033	18,899	18,920	18,920	18,876	18,876

注:第(1)列剔除了上下1%的极端值,第(2)-(3)列分别为教育支出占家庭总支出、总收入的比重,第(4)列控制了教育扶贫工程相关变量。第(5)列使用Tobit模型回归,第(6)-(7)列使用Tow-part模型回归,括号内汇报了聚类标准误。

<sup>1</sup> 在两部分模型中,在第一阶段回归选择Logit模型探究广延边际(Extensive Margin)效应,第二阶段回归选择OLS模型探究集约边际(Intensive Margin)效应。

## 参考文献

- [1] Arcidiacono, P., “Affirmative Action in Higher Education: How Do Admission and Financial Aid Rules Affect Future Earnings?”, *Econometrica*, 2005, 73(5), 1477 - 1524.
- [2] Arcidiacono, P., and M. Lovenheim, “Affirmative Action and the Quality-Fit Trade-Off”, *Journal of Economic Literature*, 2016, 54(1), 3 - 51.
- [3] Arcidiacono, P., M. Lovenheim, and M. Zhu, “Affirmative Action in Undergraduate Education”, *Annual Review of Economics*, 2015, 7(1), 487 - 518.
- [4] Backes, B., “Do Affirmative Action Bans Lower Minority College Enrollment and Attainment? Evidence from Statewide Bans”, *Journal of Human Resources*, 2012, 47(2), 435 - 455.
- [5] Bertrand, M., R. Hanna, and S. Mullainathan, “Affirmative Action in Education: Evidence from Engineering College Admissions in India”, *Journal of Public Economics*, 2010, 94(1), 16 - 29.
- [6] Bianchi, N., Y. Lu, and H. Song, “The Effect of Computer-Assisted Learning on Students’ Long-Term Development”, *Journal of Development Economics*, 2022, 158, 102919.
- [7] Bleemer, Z., “Affirmative Action and Its Race-Neutral Alternatives”, *Journal of Public Economics*, 2023, 220, 104839.
- [8] Cassan, G., “Affirmative Action and Its Race-Neutral Alternatives”, *Journal of Development Economics*, 2019, 136, 51 - 70
- [9] Dynarski, S., A. Nurshatayeva, L. C. Page, and J. Scott-Clayton, “Chapter 5 - Addressing nonfinancial barriers to college access and success: Evidence and policy implications”, In: E. A. Hanushek, S. Machin, & L. Woessmann (eds.), *Handbook of the Economics of Education* (Vol. 6, pp. 319 - 403). Elsevier, 2023.
- [10] Francis-Tan, A., and M. Tannuri-Pianto, “Black Movement: Using Discontinuities in Admissions to Study the Effects of College Quality and Affirmative Action”, *Journal of Development Economics*, 2018, 135, 97 - 116.
- [11] Hinrichs, P., “The Effects of Affirmative Action Bans on College Enrollment, Educational Attainment, and the Demographic Composition of Universities”, *The Review of Economics and Statistics*, 2012, 94(3), 712 - 722.
- [12] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18 - 37.
- [13] 梁超、王素素, “教育公共品配置调整对人力资本的影响——基于撤点并校的研究”, 《经济研究》, 2020年第9期, 第138-154页。
- [14] Lu, Y., J. Wang, and L. Zhu, “Place-Based Policies, Creation, and Agglomeration Economies: Evidence from China’s Economic Zone Program”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 2019, 11(3), 325 - 360.
- [15] Machado, C., G. Reyes, and E. Riehl, “The Direct and Spillover Effects of Large-scale Affirmative Action at an Elite Brazilian University”, *Journal of Labor Economics*, 2023, Forthcoming.

- [16] Mello, U., “Centralized Admissions, Affirmative Action, and Access of Low-Income Students to Higher Education”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 2022, 14(3), 166 - 197.
- [17] 汪德华、邹杰、毛中根, “‘扶教育之贫’的增智和增收效应——对 20 世纪 90 年代“国家贫困地区义务教育工程”的评估”, 《经济研究》, 2019 年第 9 期, 第 155-171 页。
- [18] Xiao, Y., L. Li, and L. Zhao, “Education on the Cheap: The Long-Run Effects of a Free Compulsory Education Reform in Rural China”, *Journal of Comparative Economics*, 2017, 45(3), 544 - 562.

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。