

# 义务教育免费化改变了 农村居民的就业选择吗？\*

朱 峰<sup>1</sup> 蔡伟贤<sup>2</sup>

(1. 四川大学经济学院 四川成都 610065)

(2. 厦门大学经济学院 福建厦门 361005)

**摘 要:** 本文基于 2016 年 CFPS 数据, 利用广义倍差法实证检验了我国农村地区免费义务教育政策推行对农村居民就业选择的影响。实证结果发现, 农村地区免费义务教育的推行通过提升农村居民的正规教育年限增加了其获得正规就业和充分就业保障的机会, 同时提高了农村居民从事技术人员职业的概率。此外, 低技能劳动就业岗位的增加会对免费义务教育政策的实施效果产生负面影响。因此, 应当进一步完善农村教育支持政策体系, 引导农村居民在我国产业升级不断加速的背景下, 提高自身人力资本积累水平。

**关键词:** 免费义务教育 教育水平 就业选择 农村居民

**中图分类号:** C812 JEL: H31 I22 J24

## 一、引 言

就业是最大的民生, 而提升农村居民的非农就业质量是提高其福利的重要途径。当前, 我国农村居民就业方向大量向制造业、服务业等转移, 从事非农就业的农村居民比重越来越高。然而, 这些非农就业岗位对职业技能的要求不高, 签订合同、提供劳动保障的比例普遍偏低, 从而限制了农村居民的就业质量。

当农村居民有能力选择更有优势的就业机会时, 其改善就业质量的可能性就会增加, 而提高农村居民的人力资本水平是提升其就业选择能力的重要途径。陈玉宇和邢春冰(2004)、王美艳(2009)、詹鹏(2014)、赵西亮(2017)等均就我国农村教育回报率以及教育回报率的城乡差距进行了探讨, 结论都支持受教育年限对农村居民劳动收入增加的积极作用。陈玉宇和邢春冰(2004)、符平等(2012)、展进涛和黄宏伟(2016)的研究也表明受教育年限的增加提高了农村居民外出就业、获得高技能就业机会的可能性。

---

\* 本研究得到国家社会科学基金一般项目“以人力资本提升推动农村民生建设研究”(编号: 18BJY052)以及四川大学专职博士后研发基金(编号: skbsh2019-12)的资助, 在此表示感谢! 本研究得益于第五届公共经济学青年学者论坛以及四川大学经济学院 Seminar 与会专家学者的建议, 感谢武汉大学龚锋, 对外经济贸易大学周波, 四川大学傅志明、赵绍阳、熊辉、崔传涛、陈晓兰等学者, 以及匿名审稿人对本文提出的宝贵意见。文责自负。

长期以来,国内将提升农村居民人力资本的研究关注点放在高等教育和职业教育上,对于早期教育干预的关注较少。而早期教育,特别是义务教育阶段的干预对农村居民的受教育年限提升起到了基础性的作用。然而,对于收入和财富水平相对较低的农村居民而言,收入不确定性的增加会削减其教育支出意愿。此外,农村居民的受教育决策由其成本收益分析决定,若当期接受教育的未来净收益低于当期劳动收入,其也会放弃继续接受教育。我国农村地区薄弱的教育资源推高了农村居民的受教育成本,扩大了城乡居民间的人力资本差距。我国从2005年推行的“两免一补”降低了农村居民的受教育成本,对农村居民完成义务教育阶段的学习产生了正向激励,增加了其接受更高程度教育的可能性。

本文考察了“两免一补”作为外生政策冲击对农村居民就业选择的影响。本文的创新之处为:第一,实证考察了义务教育免费化对我国农村居民就业选择的长期影响;第二,利用外生的教育政策冲击考察正规教育对农村居民正规就业选择和职业选择的影响,有效克服了已有研究可能存在的内生性问题;第三,证实低技能就业机会冲击会削弱“两免一补”的政策效果,扩展了已有研究的边界。

本文余下部分的安排为:在第二部分,我们将梳理义务教育相关研究文献,构建实证分析所依托的理论假设;在第三部分,详细阐述本文的数据来源和实证策略;在第四部分,报告本文的基准实证结果,给出基准实证结果各类稳健性检验,并检验低技能就业机会冲击对政策效果的负面影响;最后,给出本文的研究结论和政策建议。

## 二、文献评述

针对受教育程度对居民就业的影响,学界曾将研究重点放在高中和大学教育方面。然而,随着人力资本积累研究的不断深入,越来越多的研究(Cunha和Heckman,2007;Cunha等,2010;Caucutt等,2017)表明,人力资本的积累过程是分阶段的,而在儿童成长各个阶段进行的投资回报存在差异,在儿童成长早期进行教育投资的回报大于后期。相当一部分研究认为在义务教育阶段加强政策干预对经济发展、社会福利具有积极影响。Angrist和Krueger(1991)、Heckman和Lochner(2000)的研究均表明增加接受义务教育的年限对居民的人力资本积累状况和工资收入有着正向影响。

义务教育的强制性和普遍性是其发挥作用的重要途径之一。Belletini和Ceroni(2004)认为义务教育对社会福利的影响与其强制力有关,缺乏强制力的义务教育反而降低了儿童就学率和社会福利。Acemoglu和Angrist(1999)、Meghir和Palme(2005)、Oreopoulos(2006)等的研究均表明,强制增加义务教育年限的政策会提高居民个人和社会的福利。Fang等(2012)、刘生龙等(2016)、赵西亮(2017)利用1986年《义务教育法》的实施对我国居民的受教育年限和教育回报率的影响进行了研究,结果都支持强制性的义务教育提升了我国居民个人的受教育年限和教育回报率。

义务教育对居民影响的另一个途径在于其免费性。Behrman(2010)、Barham等(2013)和Barrera-Osorio等(2017)的研究表明教育转移支付降低了适龄儿童的辍学率,并改善了其在校期间的学习成绩和营养状况。Behrman等(2011)、Barrera-Osorio等(2017)发现教育转移支付提高了贫困居民的高等教育入学率、毕业率,也提高了年轻劳动力转向非农业就业的概率。国内学者评估了我国免费义务教育政策,即“两免一补”的实施效果,

Chyi 和 Zhou (2014)、Shi (2016)、Xiao 等 (2017)、Tang 等 (2019) 的研究证实了“两免一补”的实施增加了农村居民的受教育年限,降低了青少年过早进入劳动市场的概率。Shi (2012) 则发现“两免一补”的实施会使得家庭增加除学杂费之外的教育支出,抵消了其正面影响。

已有文献证实了免费义务教育能够提升居民受教育水平,并对其就业产生影响。然而,目前针对我国义务教育免费化影响的研究还局限于农村适龄儿童的就学年限、学习表现等方面,没有深入到其未来的就业选择上。由于农村居民从完成义务教育到走向就业市场期间的各种因素会对政策效果产生影响,因此我们在本文中采取适当的识别策略评估“两免一补”的长期效应。本文的研究假设如下:

第一,“两免一补”的实施显著地改变了农村居民的就业选择,提高了农村居民选择正规就业(签订劳动合同、获得充分的劳动保障),以及从事专业技术职业的概率。

第二,“两免一补”对农村居民就业选择的影响是通过提高其正规受教育年限实现的。

第三,低技能就业机会的增加会削弱“两免一补”的政策效果。

### 三、数据来源和识别策略

本文所使用的微观数据来源于“中国家庭追踪调查”(CFPS),该数据覆盖了除青海、西藏、宁夏、新疆、内蒙古、海南以外的 25 个省/市/自治区,其问卷设置包括工作状态、受教育水平等一系列个人信息,特别是覆盖了受访居民的早年生活状况。在本文中,我们选择了 2016 年度的调查数据,主要考察“两免一补”全面推行阶段的政策影响。为了保证实验组样本个体在义务教育阶段确实受到“两免一补”的政策影响,我们选择了 12 岁时户籍为农村,并且已经进入劳动市场的样本个体,将其出生年份限定在 1988—1993 年,并剔除所使用变量有缺失值或问卷答案为“不知道”的样本。经筛选后,共有 1 358 个样本进入我们的实证分析。在本文中,我们参考了 Xiao 等 (2017) 的实证策略,设定如下模型:

$$y_{ipt} = \alpha + \beta_1 \text{semester}_{ipt} + X_{ipt} \beta_2 + \delta_p + v_t + \delta_p t + \delta_p t^2 + W_p v_t + \theta_m + \varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

其中, $y_{ipt}$ 为本文所使用的被解释变量,分别包含农村居民的就业选择情况,和农村居民的受教育程度。如前所述,我们采用农村居民正规就业情况,以及所在行业的职业技能要求表征其就业选择情况。其中,农村居民正规就业指标包括是否签订劳动合同、所从事工作是否有社会保险、所从事工作是否有住房公积金。这三个指标均为虚拟变量,当样本个体主要工作签订了劳动合同,拥有雇主为其购买的或者自我雇佣样本为自己购买的医疗、养老、工伤、失业等保险,或拥有住房公积金时,这三个变量分别取值为 1,否则取值为 0。在考察“两免一补”对居民是否签订劳动合同的影响时,我们去掉了所从事工作为自我经营的农村样本以保证可比性。

除了居民的非农就业和正规就业指标外,我们还通过居民所在行业和职业衡量农村居民的就业质量。在本文中,我们根据 CFPS 所提供的中国居民职业编码表,分别构建了居民是否从事一般制造业职业、是否从事一般服务业职业和是否从事技术人员职业三个指标,这三个指标均为虚拟变量。一般制造业职业对应着“生产、运输设备操作人员及有关

人员”。<sup>①</sup>一般服务业职业对应着“商业、服务业人员”及“办事人员和有关人员”，而技术人员职业则对应着“专业技术人员”这一分类。在本文中，衡量农村居民受教育程度的变量包括是否初中毕业、是否高中毕业、是否完成大专以上程度教育三个虚拟变量。

本文的主要解释变量  $semester_{ipt}$  为样本个体接受政策处理的学期数。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》，2006年秋季学期西部地区首先完成该项政策的全覆盖，中、东部地区在2007年春季和秋季学期分别跟进以实现该政策的全国覆盖。因此“两免一补”是分三批在我国农村地区内逐步推开的，这使得样本个体之间受到政策处理的强度存在差异。我们假定全体样本个体在6周岁开始接受义务教育，15周岁后完成义务教育，这样1988、1989年出生的农村居民不会受到政策影响，而其他年份出生的样本受到政策影响的程度则存在差异。我们按照Xiao等（2017）的处理方法，使用样本接受政策影响的学期数作为政策强度的衡量方式<sup>②</sup>，样本处理强度的分布如表1所示。

表1 样本政策处理强度分布情况

学期数	1988	1989	1990	1991	1992	1993	总计
0	252	249	208	84			793
1			18	76	50		144
2				26	26		52
3				32	83	55	170
4					19	33	52
5					27	81	108
6						9	9
7						30	30
总计	252	249	226	218	205	208	1 358

注：根据各省发布的公告文件、新华网等主流媒体的公开报道<sup>③</sup>，使用样本数据计算整理得到。

在加入农村样本个体接受政策影响学期数的同时，我们还控制了样本的出生年度固定效应  $v_t$ ，以及样本个体12岁所在省份固定效应  $\delta_p$ 。此外，由于9月前后出生的样本在就学年限上会存在一年的差距，因此本文还控制了出生月份的固定效应  $\theta_m$ 。

为了进一步消除可能存在的遗漏变量偏误，我们还在模型中加入了以下控制变量：

样本个体层面的控制变量  $X_{ipt}$  包括性别、婚姻状况、是否汉族、父亲受教育程度、母亲受教育程度、兄弟姐妹个数、当前户籍为城市/农村。农村样本个体的性别、民族和婚姻状况与工作状态和接受教育的态度等存在一定相关性（刘生龙等，2016），这是我们控制这些变量的重要原因。父母的受教育程度也是一类重要控制变量，其反映出父母的人力资本水平，这会通过遗传因素影响子女的人力资本；另一方面，父母的受教育程度也在

① 根据国家统计局住户调查办公室《新生代农民工的数量、结构和特点》，新生代农民工在建筑业比重有着越来越少的趋势，我们将工程施工人员和其他生产运输设备操作人员及有关人员从中剔除。  
 ② 在本文中，我们使用样本个体12岁时所在的省份作为确定其受政策影响的年份依据。此外，在计算样本个体受政策影响学期数时，我们将9月后出生的样本个体开始接受义务教育的年份推迟一年。  
 ③ 因篇幅所限，本文省略了这些文件和报道的出处，感兴趣的读者可在《经济科学》官网论文页面“附录与扩展”栏目下载。

定程度上决定了其对子女的教育态度，这也会对样本个体的受教育程度产生影响。由于子女数量会稀释分配给每个子女的教育费用，从而影响每个农村子女的受教育机会，因此我们还在模型中控制了样本个体的兄弟姐妹数量。居民的就业选择还可能会受到所在地区产业结构变化的影响，第二、三产业的比重提升会引导农村居民就业方向的转变，因此我们在模型中控制了农村居民 2016 年所在省份相对于其 12 岁所在省份第二、三产业的变动率。此外，居民所接受工作的福利状况和行业选择可能与居民的工作经验存在一定的相关性，为了控制这一因素的影响，我们选择已有文献常用的方法，即使用样本个体的年龄减去 6 周岁的入学年龄以及受教育年限，将其作为工作经验的衡量指标加以控制。

“两免一补”是以省为单位分批在全国范围内推开的，而不同省份之间的社会、经济发展状况存在差异，这可能会导致实验组和对照组的农村居民就业状况和受教育年限的发展趋势存在差异，从而威胁双重差分估计结果的准确程度。与 Xiao 等（2017）类似，我们采用两种方式控制这一趋势差异：首先，我们加入了样本 12 岁所在省份的虚拟变量与出生年份一次项、二次项的交互项  $\delta_{pt}$ 、 $\delta_{pt}^2$ ，以控制各个省份之间固有的线性趋势差异；其次，为了控制省份之间可变特征所导致的省际趋势差异，我们还加入了省级层面的一系列特征变量与出生年份的虚拟变量的交互项  $W_{pv_t}$ 。这些变量包括各省 2005 年度的 GDP、财政收入和支出、财政教育支出占 GDP 的比重、总人口、农村人口占总人口比重、高中以上文化程度人口占 15 岁以上人口比重、农村家庭文教娱乐消费占比，以及国家级贫困县占比和 2004 年相对于 1998 年的高考录取率增长幅度。<sup>①</sup>省级层面变量的数据来源为国家统计局网站和 2006 年《中国统计年鉴》、2008 年《中国卫生与计划生育统计年鉴》。在表 2 中，我们报告了主要变量的描述性统计情况，其中（1）—（3）列分别报告了 2006 年 3 月、2006 年 9 月和 2007 年 3 月完成“两免一补”覆盖省份的样本各变量均值，（4）—（6）列分别报告了以上三组样本之间各个变量的平均差异以及差异的显著性。

表 2 各变量描述性统计

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2006.3	2006.9	2007.3	(1) — (2)	(2) — (3)	(1) — (3)
因变量						
初中毕业	0.741	0.832	0.798	-0.091***	0.0340	-0.057**
高中毕业	0.451	0.584	0.441	-0.133***	0.143***	0.0110
大专以上	0.285	0.387	0.275	-0.102***	0.112***	0.0100
合同签订	0.297	0.394	0.296	-0.097***	0.098***	0.00100
劳动保障	0.137	0.219	0.169	-0.082***	0.050*	-0.0320
住房公积金	0.0851	0.151	0.0714	-0.065***	0.079***	0.0140
一般服务业	0.139	0.208	0.211	-0.069**	-0.003	-0.072***
一般制造业	0.259	0.358	0.275	-0.099***	0.083**	-0.0160
技术人员职业	0.166	0.165	0.139	0.00100	0.0260	0.0270

① 1998 年和 2004 年高考录取率的估算参照了邵宜航和徐菁（2017）所提供的方法，加入这一因素的目的在于控制 1998 年高校扩招对农村居民受教育程度的影响。由于我国高校扩招后，录取率增长最快的年份一直持续到 2004 年，因此我们使用 2004 年和 1998 年录取率的差值衡量该政策的影响。

续表 2

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2006.3	2006.9	2007.3	(1) — (2)	(2) — (3)	(1) — (3)
处理强度变量						
学期数	1.857	1.312	0.812	0.546***	0.500***	1.054***
主要控制变量						
年龄	25.79	25.78	26.01	0.0050	-0.233*	-0.228**
工作经验	8.3082	9.9842	9.5017	-1.6759***	1.1935***	0.4824
性别 (男性=1)	0.511	0.527	0.519	-0.0160	0.0080	-0.00800
婚姻状况 (已婚=1)	0.552	0.466	0.646	0.087**	-0.180***	-0.094***
是否汉族 (汉族=1)	0.804	0.932	0.970	-0.128***	-0.038***	-0.166***
母亲受教育程度	1.725	2.125	1.951	-0.401***	0.174**	-0.226***
父亲受教育程度	2.222	2.566	2.526	-0.345***	0.0400	-0.304***
兄弟姐妹数	1.501	1.269	1.350	0.232***	-0.0810	0.151**
户口状况 (城市=1)	0.115	0.0932	0.0923	0.0220	0.00100	0.0230
所在省份产业变动	4.956	2.137	5.897	2.819***	-3.760***	-0.941***
样本量	505	279	574			

注：根据 CFPS 样本数据整理得到。其中\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

实证分析中,我们使用 CFPS 所提供的 2016 年横截面抽样权重对样本进行了加权处理;此外,我们还采用了省级层面的聚类稳健标准误。由于本文中进入实证分析的省份共有 24 个,这意味着稳健标准误的聚类数量较少。根据 Cameron 等 (2008),聚类过少会使得聚类稳健标准误的估计结果有偏,因此本文采用该文献所提出的基于 wild-bootstrap 的修正方法,进行 1 500 次自抽样估计纠正这一偏误。

## 四、实证结果

### (一) 基准回归结果

本文的基准回归结果如表 3、表 4 所示,其中表 3 报告了“两免一补”对农村居民就业选择情况的影响。我们看到,居民接受“两免一补”的政策处理每增加一学期,对于那些选择非农受雇工作的农村居民而言,其从事签订劳动合同的工作概率增加 8.54%,且在 5%水平上显著。对于受雇以及自我经营的居民,增加一学期政策影响使他们获得与工作相关保险(包括雇主为其购买和自我购买)的概率增加了 4.86%,获得住房公积金的概率增加了 3.29%,分别在 1%和 10%水平下显著。以上结果表明,义务教育免费化显著提升了农村居民选择正规就业机会的概率。然而,我们也看到“两免一补”并未显著增加农村居民从事一般制造业和一般服务业职业的概率,但其选择技术人员职业的概率在 10%的显著性水平下增加了 4.31%,这意味着“两免一补”政策提高了农村居民选择专业技术人员职业的可能性。<sup>①</sup>

① 部分学者认为“两免一补”在正式实施前的试点对基准实证分析结果可能会存在不利影响。对此我们认为,一方面,“两免一补”前期试点所影响的人群大多在实验组,这会使得基准实证结果被低估,如果纠正这一偏误反而会增强本文的结论。另一方面,由于最先试点的地区是国家级贫困县,我们控制贫困县占比与出生年份的交互项也能在一定程度上控制这一内生性。

表 3 基准回归：农村居民就业选择

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	签订合同	社会保险	住房公积金	一般制造业	一般服务业	技术人员
学期数	0.0854** (0.0427)	0.0486*** (0.0013)	0.0329* (0.0787)	0.0103 (0.6147)	0.000571 (0.9960)	0.0431* (0.0607)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
出生年度、月份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份效应×年龄	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份效应×年龄 <sup>2</sup>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份特征×出生年份	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1 216	1 358	1 358	1 358	1 358	1 358
adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.348	0.258	0.295	0.249	0.223	0.284

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平，括号内报告的是 *p* 值，每个系数的标准误差聚类于省层面，并根据 Cameron 等（2008）进行了 1 500 次自抽样修正。下表同。“是否签订合同”的样本量剔除了自我经营的居民样本。

在表 4 中，我们报告了“两免一补”对农村居民受教育程度的影响。我们看到，农村居民接受“两免一补”政策处理强度每增加一学期，农村居民完成初中教育的概率在 1%的显著性水平下会上升 4.12%，这与“两免一补”自身的政策定位相符合。然而，尽管“两免一补”政策处理每增加一学期使农村居民完成高中和大专以上教育程度的概率分别增加了 3.81%和 2.09%，但二者均不显著。

表 4 基准回归：农村居民受教育程度

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	初中毕业	高中毕业	大专以上
学期数	0.0412*** (0.0053)	0.0381 (0.2287)	0.0209 (0.3193)
控制变量	YES	YES	YES
出生年度、月份效应	YES	YES	YES
省份效应×年龄	YES	YES	YES
省份效应×年龄 <sup>2</sup>	YES	YES	YES
省份特征×出生年份	YES	YES	YES
<i>N</i>	1 358	1 358	1 358
adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.316	0.397	0.372

## （二）安慰剂检验

在使用倍差法对“两免一补”的实施效果进行评估时，我们需要确保基准回归结果不是由对城乡居民具有共同影响的其他因素所造成的；同时，我们也需要排除“两免一补”

实施之前实验组和对照组之间的趋势存在差异的可能性。在本文中，我们采用两种方法对基准实证结果进行安慰剂检验：一是使用 12 岁户籍状况为非农业户口的居民样本进行 DID 分析，二是将政策实施年份提前，使用没有受到政策影响的样本进行反事实状态检验。第一项检验结果报告在表 5 中，我们看到，对于非农户口的居民而言，政策处理强度的增加对其影响均不显著，排除了影响城乡居民的共同因素；对于第二项检验，我们分别使用出生于 1984—1989 年、1982—1987 年和 1980—1985 年的样本进行了实证检验，绝大部分实证系数不显著，而显著程度较低的系数符号与基准结论相反，可以认为实验组和对照组间不存在趋势差别。该检验的相关结果报告在表 6 中。

表 5 安慰剂检验：使用非农户口居民样本

VARIABLES	签订合同	社会保险	住房公积金	一般制造业	一般服务业	技术人员
学期数	0.118 (0.2347)	0.0194 (0.7713)	0.0645 (0.5200)	0.0813 (0.7806)	0.0575 (0.4373)	-0.0246 (0.7733)
<i>N</i>	222	246	246	246	246	246
adj. $R^2$	0.713	0.611	0.678	0.632	0.581	0.624
VARIABLES	初中毕业		高中毕业		大专以上	
学期数	-0.0110 (0.8220)		0.0169 (0.7440)		0.0667 (0.5087)	
<i>N</i>	246		246		246	
adj. $R^2$	0.576		0.677		0.709	

注：每一项回归式均加入了各项控制变量。

表 6 安慰剂检验：变更出生年份组

出生年份	1984—1989	1982—1987	1980—1985
签订合同	0.0207 (0.4427)	0.0141 (0.5080)	0.0214 (0.3600)
社会保险	0.0165 (0.4047)	0.0309 (0.10343)	0.0377 (0.1233)
住房公积金	0.0198 (0.1453)	0.0169 (0.1587)	0.0105 (0.5740)
一般制造业	-0.00557 (0.7700)	0.0172 (0.5233)	-0.0174 (0.7000)
一般服务业	0.0310 (0.2753)	0.00658 (0.6433)	-0.00463 (0.8040)
技术人员	-0.0194* (0.086)	0.0101 (0.6806)	0.0186 (0.1380)
初中毕业	-0.0251 (0.1953)	0.00614 (0.8400)	0.00457 (0.928)

续表 6

出生年份	1984—1989	1982—1987	1980—1985
高中毕业	0.0129 (0.1953)	0.0161 (0.7040)	-0.0245 (0.428)
大专以上	0.0233 (0.2260)	0.029 (0.3380)	0.00895 (0.6433)

### (三) 低技能就业岗位的政策效果干扰：利用原煤产量占比的检验

由于农村居民的受教育决策以投入劳动市场和继续接受教育之间的成本收益分析为依据，如果居民当期继续接受教育对未来收益的影响不如进入劳动市场，那么其很可能会放弃进一步接受教育的打算。因此当劳动力市场上低技能就业岗位大量增加时，免费义务教育的政策效果可能会被削弱。

我们选择利用煤炭行业的相关指标作为低技能就业冲击的代理变量，这是因为“两免一补”的推行年份处于我国煤炭行业的“黄金十年”，其井喷式的发展吸引了大批来自农村的劳动力。由于原煤的采掘与洗选对劳动者的技能水平要求不高，因此对于农村居民而言，进入该行业就业有着很大的吸引力。12岁一般是适龄儿童刚刚进入初中学习的年龄，这一阶段的就业冲击对其继续接受初中乃至更高程度教育有着重要影响。因此，在本文中，我们采用样本居民在12岁时所在省份的原煤产量占全国总产量比重，以及煤矿开采与洗选业的产值占该省工业总产值的比重作为外生冲击。具体地，我们采用两个比重与政策处理强度的交互项来衡量其对政策效果的影响。表7中报告了两种就业冲击变量对于政策实施效果的影响。

表 7 基于原煤产量占比的异质性检验

VARIABLES	签订合同	社会保险	住房公积金	一般制造业	一般服务业	技术人员
原煤比重×学期数	-0.0173 (0.6120)	0.0141 (0.4013)	0.00428 (0.8047)	0.0143 (0.5967)	0.0465 (0.1580)	-0.0528*** (0.0013)
产值比重×学期数	-0.00338 (0.9340)	0.00733 (0.6493)	0.00820 (0.4873)	0.0111 (0.6640)	0.0352 (0.1393)	-0.0370*** (0.0053)
VARIABLES	初中毕业		高中毕业		大专以上	
原煤比重×学期数	0.00889 (0.5120)		-0.0365*** (0.0067)		-0.0244** (0.0273)	
产值比重×学期数	0.00293 (0.9167)		-0.0398*** (0.0080)		-0.0258** (0.0173)	

注：“产值比重”代表煤矿开采与洗选业产值占本省工业总产值的比重。由于篇幅限制，我们没有报告其他变量的实证结果。

首先，我们看到对于非农就业、是否签订合同、是否拥有保险和住房公积金而言，就业冲击与政策处理强度的交互项系数均不显著；然而，对于是否从事高端服务业和高端服务业职业而言，交互项系数为负且在1%的水平下显著。这意味着低技能就业岗位冲击很可能削弱了政策对农村居民进入技术人员职业岗位的促进作用。对于样本个体的受教育程

度而言，我们看到交互项对于农村居民的受教育年限和是否完成初中教育的影响并不显著，但对样本个体是否完成高中教育、是否接受大专以上教育均有着显著的负向影响。这些结果可能意味着低技能就业岗位的增加削弱了政策对居民继续接受高中乃至大专以上学历教育的刺激作用。

#### (四) 义务教育免费化的政策传导机制讨论

在前面的基本实证分析中，我们得出了两个结论：第一，“两免一补”提高了农村居民选择正规就业机会和技术人员职业的概率；第二，“两免一补”提高了农村居民的受教育水平，特别是提高了其初中毕业的概率。那么“两免一补”是否通过提升农村居民受教育年限而改变了其就业选择？我们将样本居民按受教育程度分为初中以下教育程度、初中毕业、高中毕业、大专以上教育程度四组，分别考察其就业情况。

图 1、图 2 分别给出了农村居民在不同受教育水平下的就业情况。相对于初中未毕业的农村居民而言，初中毕业的农村居民选择签订合同工作的比例从 8.82% 上升到 18.40%，选择有劳动保险工作的比例从 4.76% 上升到 8.57%，选择有住房公积金工作的比例从 0.34% 上升到 3.57%。高中和大专以上毕业的农村居民获得正规就业机会的比例更高。

图 1 各受教育程度群组获得正规就业机会比例

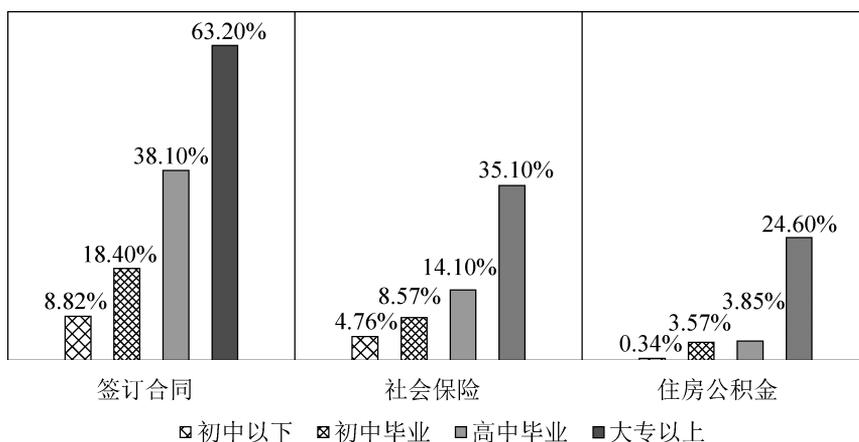
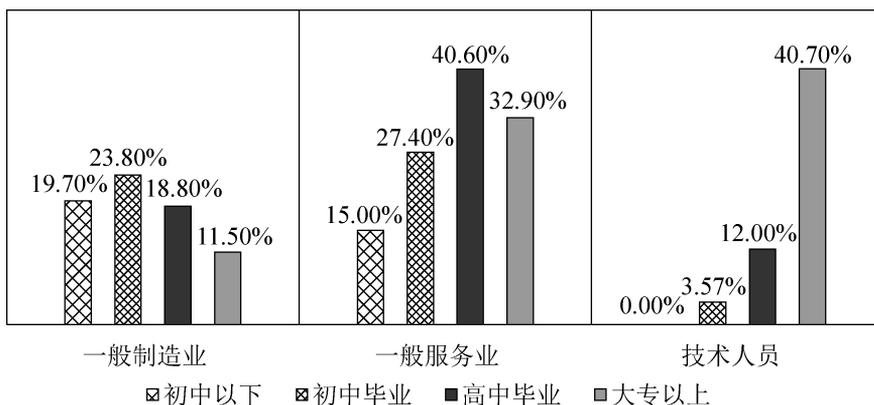


图 2 各受教育程度群组职业选择比例



此外，完成初中教育还会使农村居民从事一般制造业职业的概率从 19.70%上升到 23.80%，从事一般服务业职业的概率从 15.00%上升到 27.40%。但我们看到，进入一般服务业的农村居民比例在高中毕业组陡升到 40.6%，但在大专以上学历程度组中该比重跌落到 32.90%。进入一般制造业的农村居民比例在高中毕业组中下降至 18.80%，而在大专以上学历组中进一步降低到 11.50%。这表明随着人力资本继续增加，一般制造业和一般服务业职业对农村居民就业的吸引力在减弱。另外，初中毕业的农村居民选择技术人员职业的比重从 0.00%提高到 3.57%，高中毕业的农村居民则有 12.00%选择该类职业，大专以上学历农村居民选择该类职业的比重上升到 40.70%，这反映出获得更高人力资本的农村居民更倾向于选择专业技术职业。

通过以上分析我们看到，相对于未完成初中教育的农村居民而言，已完成初中阶段教育的农村居民选择正规就业机会和技术人员职业的概率提高了一倍以上。此外，“两免一补”帮助农村适龄儿童初中毕业为其接受高中及以上教育提供了先决条件，这些均证明了“两免一补”通过提升农村居民受教育程度改变其就业选择这一传导路径的合理性。

## 五、结论及启示

本文就我国免费义务教育的实施对农村居民就业质量的影响进行了集中讨论，实证结论表明免费义务教育通过提升农村居民的受教育程度，进而提高了其从事非农工作、获得正规就业渠道的机会，同时也提高了其进入高技能服务岗位就业的概率。此外，我们还发现在低技能就业岗位增加的情况下，免费义务教育的长期作用会被削弱。

提高农村居民的人力资本积累程度，是保证其适应我国产业升级的重要措施。我国需要进一步完善农村义务教育支持政策，特别是增强农村义务教育和更高程度教育之间的衔接程度。对于农村居民而言，在受教育成本降低的基础下，如何获得更有质量的基础教育已经成为制定下一步农村基础教育政策所需要注意的重点。在推进城乡免费义务教育一体化的过程中，逐步提升农村地区的基础教育质量，保证城乡适龄儿童获得均等的有质量的教育机会，是进一步提升农村居民的受教育水平，进而改善其就业状况的重要举措。

### 参考文献：

1. 陈玉宇、邢春冰：《农村工业化以及人力资本在农村劳动力市场中的角色》[J]，《经济研究》2004年第8期。
2. 符平、唐有财、江立华：《农民工的职业分割与向上流动》[J]，《中国人口科学》2012年第6期。
3. 刘生龙、周绍杰、胡鞍钢：《义务教育法与中国城镇教育回报率：基于断点回归设计》[J]，《经济研究》2016年第2期。
4. 邵宜航、徐菁：《高等教育扩张与教育机会不平等演变》[J]，《经济学动态》2017年第12期。
5. 王美艳：《教育回报与城乡教育资源配置》[J]，《世界经济》2009年第5期。
6. 詹鹏：《教育质量与农村外出劳动力的教育回报率》[J]，《中国农村经济》2014年第10期。
7. 展进涛、黄宏伟：《农村劳动力外出务工及其工资水平的决定：正规教育还是技能培训？——基于江苏金湖农户微观数据的实证分析》[J]，《中国农村观察》2016年第2期。
8. 赵西亮：《教育、户籍转换与城乡教育收益率差异》[J]，《经济研究》2017年第12期。
9. Acemoglu, D., Angrist, J., 1999, "How Large Are the Social Returns to Education? Evidence from Compulsory Schooling Laws" [R], National Bureau of Economic Research.

10. Angrist, J.D., Krueger, A.B., 1991, "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?" [J], *Quarterly Journal of Economics*, Vol.106, No.4: 979-1014.
11. Barham, T., Macours, K., Maluccio, J.A., 2013, "More Schooling and More Learning? Effects of a Three-year Conditional Cash Transfer Program in Nicaragua after 10 Years" [R], IDB Working Paper Series.
12. Barrera-Osorio, F., Linden, L.L., Saavedra, J., 2017, "Medium- and Long-Term Educational Consequences of Alternative Conditional Cash Transfer Designs: Experimental Evidence from Colombia" [R], National Bureau of Economic Research.
13. Behrman, J.R., 2010, "Chapter 73 - Investment in Education - Inputs and Incentives" [A], in Rodrik, D., Rosenzweig, M., eds., *Handbook of Development Economics*, No.5, Elsevier, 4883-4975.
14. Behrman, J.R., Parker, S., Todd, P.E., 2011, "Do Conditional Cash Transfers for Schooling Generate Lasting Benefits: A Five-Year Follow-up of PROGRESA/Oportunidades" [J], *Journal of Human Resources*, Vol.46, No.1: 93-122.
15. Belletini, G., Ceroni, C.B., 2004, "Compulsory Schooling Laws and the Cure for Child Labour" [J], *Bulletin of Economic Research*, Vol.56, No.3: 227-239.
16. Cameron, A.C., Gelbach, J.B., Miller, D.L., 2008, "Bootstrap-Based Improvements for Inference with Clustered Errors" [J], *Review of Economics and Statistics*, Vol.90, No. 3: 414-427.
17. Caucutt, E.M., Lochner, L., Park, Y., 2017, "Correlation, Consumption, Confusion, or Constraints: Why Do Poor Children Perform so Poorly?" [J], *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol.119, No.1: 102-147.
18. Chyi, H., Zhou, B., 2014 "The Effects of Tuition Reforms on School Enrollment in Rural China" [J], *Economics of Education Review*, Vol.38: 104-123.
19. Cunha, F., Heckman, J., 2007, "The Technology of Skill Formation" [J], *American Economic Review*, Vol.97, No.2: 31-47.
20. Cunha, F., Heckman, J.J., Schennach, S.M., 2010, "Estimating the Technology of Cognitive and Noncognitive Skill Formation" [J], *Econometrica*, Vol.78, No.3: 883-931.
21. Fang, H., Eggleston, K.N., Rizzo, J.A., Rozelle, S., Zeckhauser, R.J., 2012, "The Returns to Education in China: Evidence from the 1986 Compulsory Education Law" [R], National Bureau of Economic Research.
22. Heckman, J., Lochner, L., 2000, "Rethinking Education and Training Policy: Understanding the Sources of Skill Formation in a Modern Economy" [A], in Oliver, M.L., *Securing the Future: Investing in Children From Birth to College* [M], Russell Sage Foundation, 47-83.
23. Meghir, C., Palme, M., 2005, "Educational Reform, Ability, and Family Background" [J], *American Economic Review*, Vol.95, No.1: 414-424.
24. Oreopoulos, P., 2006, "Estimating Average and Local Average Treatment Effects of Education When Compulsory Schooling Laws Really Matter" [J], *American Economic Review*, Vol.96, No.1: 152-175.
25. Shi, X., 2012, "Does an Intra-household Flypaper Effect Exist? Evidence from the Educational Fee Reduction Reform in Rural China" [J], *Journal of Development Economics*, Vol.99, No.2: 459-473.
26. Shi, X., 2016, "The Impact of Educational Fee Reduction Reform on School Enrolment in Rural China" [J], *Journal of Development Studies*, Vol.52, No.12: 1791-1809.
27. Tang, C., Zhao, L., Zhao, Z., 2019, Does Free Education Help Combat Child Labor? The Effect of a Free Compulsory Education Reform in Rural China [J], *Journal of Population Economics*, <https://doi.org/10.1007/s00148-019-00741-w>.
28. Xiao, Y., Li, L., Zhao, L., 2017, "Education on the Cheap: The long-run Effects of a Free Compulsory Education Reform in Rural China" [J], *Journal of Comparative Economics*, Vol.45, No.3: 544-562.

(H)