

【农业经济】

义务教育改革、教育收益率与农村劳动力的工资差异

——基于劳动力市场的教育政策效果评估

方超

(南京财经大学 公共管理学院,江苏 南京 210023)

摘 要:利用中国家庭收入调查数据,基于《中华人民共和国义务教育法》提供的自然实验,通过因果性与异质性教育收益率的测量及工资差异的分解,实证评估了义务教育和义务教育改革对农村劳动力工资水平的影响,结果发现:(1)利用基准回归测得农村劳动力的教育收益率和义务教育收益率为 4.6%和 14.9%;(2)利用倾向得分匹配法与处理效应模型纠正了可观测和不可观测异质性后,发现农村劳动力的义务教育收益率约为 14.2%~19.4%与 33.6%~34.3%;(3)利用无条件分位数回归及其分解的研究方法揭示了义务教育改革的异质性增收特征表现为对低收入群体具有更强的个体增收效应,总体工资差异具有“黏地板效应”的鲜明特征。

关键词:义务教育改革;政策效果评价;教育收益率;工资差异;黏地板效应

中图分类号:F323.6 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2021)02-0159-12

一、引言

教育是促进阶层流动,实现社会再生产的重要途径。在全面建成小康社会的决胜时期,如何提高学历教育的经济价值成为教育阻断贫困代际传递的核心问题。教育阻断贫困代际传递的根本点在于教育事业发展与劳动者的人力资本积累,因此,厘清教育扩张政策与教育人力资本投资-收益的成效成为变“输血式”扶贫为“造血式”扶贫的关键举措。改革开放以来,中国通过两次外生型的教育扩张政策,即义务教育改革和高校扩招,极大地推动了教育事业发展。其中,中华人民共和国教育部在 2019 年 7 月发布的《2018 年全国教育事业发展统计公报》中提到,小学学龄儿童净入学率和初中毛入学率分别达到了 99.95%和 100.9%^①,小学与初中两级义务教育体系已实现了对适龄儿童的全覆盖,显示出转型经济时期义务教育改革取得的积极成效。

如果将教育和劳动力市场视作供给-需求两侧,义务教育改革在提高农村劳动力受教育程度的同时,也为劳动力市场提供了一批具有初中文化程度的劳动力,而农村劳动力的义务教育收益率及相应的组内工资差异是否会因此产生变化成为本文关心的焦点问题。对于这一问题的关注有如下两点原因:第一,从理论层面看,利用义务教育收益率能够有效评估义务教育改革

收稿日期:2019-12-16

基金项目:2020 年度江苏省社会科学基金课题“流动人口视角下经济转型时期教育扩张政策的收入分配效应研究”(20JYC007);南京财经大学 2020 年度高等教育及改革发展重点课题“教育扩张政策的收入分配效应研究”(GJGF202006)

作者简介:方超,男,南京财经大学公共管理学院讲师。

① 小学学龄儿童净入学率是指小学教育在校学龄人口数占小学教育国家规定年龄组人口总数的百分比,是按各地不同入学年龄和学制分别计算的;毛入学率是指某一级教育不分年龄段的在校学生总数占该级教育国家规定年龄组人口数的百分比,由于包含非正规年龄组学生(低龄或超龄),因此毛入学率可能会超过 100%。数据来源:http://www.moe.gov.cn/jyb_sjzl/sjzl_fztjgb/201907/t20190724_392041.html。

对农村劳动力工资水平的影响效应,为评价公共教育政策提供新的分析思路;第二,从实践层面看,本文对于义务教育改革的政策效果评估,有助于决策部门将教育事业发展与劳动力市场需求相结合,为深刻理解教育阻断贫困代际传递的现实路径,推动农村地区的教育减贫提供信息支撑与决策基础。

二、文献综述

(一)农村劳动力的义务教育收益

受经济发展水平、经济结构以及户籍制度的影响,既有研究普遍发现农村劳动力的教育收益率低于城镇劳动力与世界平均水平^[1-2]。虽然经济体制改革和劳动力市场制度建设推动农村教育收益率呈现出先高后低的变化趋势,但学历教育的经济价值在农村地区仍然相对较低,并且义务教育阶段的教育投资-收益低于中等职业教育及其他学历教育层级^[3-4]。近年来,随着教育事业改革逐渐步入深水区,人们对于更加公平且更具质量的基础教育表现出更强的现实需求,学术界增强了利用教育收益率进行政策效果评估的研究^[5],以期从劳动力市场的视角为深化新时代教育事业改革提供依据。

相关研究大多借助1986年4月颁布的《中华人民共和国义务教育法》提供的自然实验,通过构造工具变量或模糊断点回归的研究方法,发现义务教育改革能够有效提高农村劳动力的受教育程度,但既有研究较少利用义务教育收益率评估义务教育改革的个体增收效应^[6-9]。此外,还有部分研究采用了有条件和无条件分位数处理效应模型,实证评估了义务教育改革对非农收入水平的异质性影响,发现基础教育扩张有利于收窄农村劳动力的性别工资差异^[10]。

(二)农村劳动力工资差异

自Blinder-Oaxaca^[11]提出均值分解后,工资差异成为劳动经济学关注的经典议题,相当多的文献不断发掘工资差异的影响因素,发现歧视是工资差异的主要原因。对此,吴珊珊与孟凡强^[12]的研究综述曾对歧视问题做过系统梳理。譬如,张广胜等^[13]聚焦性别歧视,利用改进Brown分解的研究发现,性别歧视主导了农民工的工资差异。孟凡强等^[14]聚焦教育歧视的研究指出,虽然教育歧视对城乡工资差异的影响随时间趋势逐步减弱,但却成为影响城乡工资差异的主要因素。

从研究主题看,还有部分研究关注了农村或城镇劳动力组内、组间工资差异的分布形态。总的来看,工资差异主要分为两种:一种是能被解释的工资差异,即构成效应;另一种是无法被解释的工资差异,即结构效应,又被称为歧视^[15-16]。譬如,屈小博^[17]指出,城镇本地与乡-城转移劳动力工资差异的构成效应逐步减弱,但市场歧视造成的结构效应却不断增强,工资差异主要集中在收入分布下尾端,符合“黏地板效应”。

(三)研究述评

既有文献为本研究的顺利开展提供了借鉴,但仍然存在以下不足:第一,相关文献缺乏以农村劳动力为研究对象,通过义务教育收益率评估义务教育改革的个体增收效果,并从劳动力市场的视角为调试公共教育政策提供证据支撑;第二,有关工资差异的研究尚未涉及分解由义务教育改革引致组内工资差异;第三,教育与收入的关系问题向来受到内生性的掣肘,但既有研究在估计教育收益率时尚未考虑由可观测异质性和不可观测异质性引致的估计偏误。

三、数据与变量处理

(一)研究数据

本文数据来自北京师范大学收入分配研究院与国家统计局联合开展的中国家庭收入调查

项目 (China Household Income Project, CHIP)。CHIP 在 1989 年、1996 年、2003 年、2008 年以及 2014 年共开展了 5 轮入户收入调查,数据涵盖城、乡、乡-城转移(流动人口)就业、收入等方面。本文采用 CHIP2014 农村住户适用卷,在剔除缺失值后得到样本有效观测值 6288 个。

(二) 变量处理

1. 因变量。根据工资决定方程的设置,农村劳动力的工资收入是本文的因变量。由于月工资和小时工资可能存在观测误差,本文选择年工资水平作为代理指标。

2. 识别变量。1986 年 4 月颁布的《中华人民共和国义务教育法》规定,年满六周岁的适龄儿童都应接受九年义务教育,结合小学入学时间为每年 9 月,计算出 1971 年 9 月是农村劳动力受义务教育改革政策干预的截断点。同时,为剔除自然灾害等事件对受教育程度的外生冲击,本文将截断点前后近十年出生的人群(1960 年 9 月—1980 年 9 月)纳入样本的识别范围,在技术处理上将精确到月份的个体出生日期与政策干预月份相减,将取值小于等于 0 的赋值为 1,并定义为政策干预组;反之,将取值大于 0 的赋值为 0,并定义为未受政策干预组。从而将政策变量转换成二元识别变量。

3. 处理变量。在倾向得分估计中,需要设定处理变量才能估计义务教育改革的平均处理效应。因此,本文对教育年限进行二元变量设置,将教育年限在 9 年及以上的农村劳动力赋值为 1,并定义为处理组,表示具有义务教育受教育程度;反之赋值为 0,并定义为控制组,表示不具有义务教育受教育程度。

4. 协变量。协变量主要包括农村劳动力的个体特征与行业特征,除人力资本变量外,参与估计的协变量主要包括性别、民族、婚姻、家庭规模、政治面貌、健康状况与行业性质。

(三) 统计描述

表 1 报告了所涉变量的基本统计描述,处理组为受义务教育改革影响的农村劳动力,观测值为 2205 个;控制组则是未受义务教育改革影响的农村劳动力,观测值为 4083 个。因变量方面,处理组的对数工资为 10.007,相对于控制组中的 9.851 高出了 0.156,双 T 检验在 1%统计水平上显著^①。人力资本变量方面,处理组的教育年限为 8.426 年,比控制组的 7.728 年多了 0.698 年,表明义务教育改革显著提升了农村劳动力的受教育年限;处理组的工作经验为 23.460 年,相对于控制组的 33.675 年要少 10.215 年。

表 1 变量名称、含义及描述性统计

变量名称	变量含义	处理组 (N = 2205)		控制组 (N = 4083)		双 T
		均值	标准差	均值	标准差	
工资	年工资的对数	10.007	0.017	9.851	0.013	-7.190 ***
受教育年限	学校教育年限/年	8.426	0.050	7.728	0.039	-11.436 ***
工作经验	“年龄-受教育年限-6”/年	23.460	0.079	33.675	0.063	98.566 ***
经验平方	工作经验 * 工作经验	564.043	3.706	1150.269	4.291	90.994 ***
年龄	实际年龄	37.886	0.052	47.402	0.053	117.250 ***
性别	二元变量;男性 = 1,女性 = 0	0.632	0.010	0.665	0.007	2.645 **
民族	二元变量;汉族 = 1,少数民族 = 0	0.928	0.005	0.935	0.004	0.982
政治面貌	二元变量;党员 = 1,非党员 = 0	0.061	0.005	0.084	0.004	3.255 ***
健康状况	二元变量;健康 = 1,不健康 = 0	0.863	0.007	0.795	0.006	-6.638 ***
婚姻状况	二元变量;已婚 = 1,未婚 = 0	0.932	0.005	0.963	0.003	5.640 ***
家庭规模	独生子女 = 0	2.049	0.028	3.186	0.025	28.426 ***
行业性质	二元变量;垄断行业 = 1,非垄断行业 = 0	0.106	0.007	0.101	0.005	-0.594

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%统计水平上显著。

① 对样本进行处理时,本文将非农户口、居民户口(不区分农业和非农业)以及其他户口剔除,同时剔除目前在劳动力市场上处于“不活跃”状态的个体,包括机关事业单位离退休人员、企业及其他单位退休人员、在校学生、失业/待业、家务劳动者、在产假或哺乳假的妇女、在长病假、其他不工作及不上学成员等。

四、计量方法

(一) 基准模型

实证研究采用明瑟提供的工资决定方程：

$$\ln wage_i = \alpha + \beta_1 Educ_i + \beta_2 Exp_i + \beta_3 Exp_i^2 + \beta_4 \delta_i + \mu \quad (1)$$

式(1)中,因变量为对数年收入; $Educ_i$ 、 Exp_i 以及 Exp_i^2 分别为受教育年限、工作经验及其平方项, $Educ_i$ 的参数估计值 β_1 为明瑟教育收益率; δ_i 为除人力资本变量之外其他影响教育收益率的向量; μ 为方程的残差项。

(二) 研究方法

1. 倾向得分匹配估计

事后观测数据只能为研究者提供一种收入状态,接受或未接受义务教育时的工资收入,但无法提供个体未接受义务教育却假设其接受时的工资收入,即反事实。传统研究方法在处理反事实时通常将未接受义务教育的工资收入作为已接受义务教育的反事实工资,但是否接受义务教育的农村劳动力在可观测特征上却可能不同,这将导致传统研究方法偏估农村劳动力的义务教育收益率。鉴于此,本文将利用倾向得分匹配法对可观测特征引致的选择性偏差进行纠偏^[18]。

倾向得分匹配法在技术处理上共分三步:第一,确定工资决定方程中参与估计的协变量,估计农村劳动力接受义务教育的条件概率拟合值;第二,根据倾向分值对处理组与控制组的样本进行匹配;第三,计算受到义务教育改革干预者的平均处理效应(Average Treatment Effect on the Treated, ATT)、未受到义务教育改革干预者的平均处理效应(Average Treatment Effect on the Untreated, ATU)以及平均处理效应(Average Treatment Effect, ATE)：

$$ATT = E(\ln wage_i^1 - \ln wage_i^0 | D = 1, X = x) = E(\ln wage_i^1 | D = 1, X = x) - E(\ln wage_i^0 | D = 1, X = x) \quad (2)$$

$$ATU = E(\ln wage_i^1 - \ln wage_i^0 | D = 0, X = x) = E(\ln wage_i^1 | D = 0, X = x) - E(\ln wage_i^0 | D = 0, X = x) \quad (3)$$

$$ATE = E(\ln wage_i^1 - \ln wage_i^0 | X = x) = E(\ln wage_i^1 | X = x) - E(\ln wage_i^0 | X = x) \quad (4)$$

式(2)—(4)中, $\ln wage_i^1$ 表示受义务教育改革影响者的对数工资, $\ln wage_i^0$ 表示未受义务教育改革影响者的对数工资; D 为教育水平向量, $D = 1$ 时,表示农村劳动力具有义务教育受教育程度, $D = 0$ 时,表示不具有义务教育受教育程度; X 为可观测特征向量。ATT表示接受义务教育时的教育收益率;ATU表示未接受义务教育时的教育收益率;ATE表示平均教育收益率。

2. 处理效应模型

除了可观测因素以外,因果性教育收益率的估计还会受到不可观测因素的扰动,但倾向得分匹配法仅能纠正由可观测异质性引致的估计偏误。为了纠正由不可观测异质性引致的估计偏误,本文将采用处理效应模型予以解决。首先,在第一阶段构造农村劳动力是否接受义务教育的选择方程：

$$D_i^c = X_i \delta + \mu_i \quad D_i = \begin{cases} 0, D_i^c \leq 0 \\ 1, D_i^c > 0 \end{cases} \quad (5)$$

式(5)中, D_i^c 为潜变量, X_i 为特征变量, δ 为待估系数, μ_i 为随机误差项。假定误差项服从正态分布,个体接受义务教育的概率值为：

$$P(D_i = 1 | X_i) = P(D_i^c > 0) = P(\mu_i > -X_i \delta) = P(\mu_i < X_i \delta) = F_\mu(X_i \delta) \quad (6)$$

式(6)中, $F_\mu(\cdot)$ 为 μ_i 的累积分布函数。根据选择方程的估计结果,进一步构造二阶段结果

方程：

$$\ln wage_i = \alpha + \beta_1 Educ_i + \beta_2 Exp_i + \beta_3 Exp_i^2 + \beta_3 X_i + \beta_4 \delta_i + \mu \tag{7}$$

式(7)中的 δ_i 可以和式(6)中的 X_i 部分重合,但至少有一个识别变量 X'_i 不在 X_i 中,从而确保第二阶段结果方程的可识别性^[19]。

3. 无条件分位数回归及其分解

倾向得分匹配和处理效应模型只能捕捉义务教育改革影响农村劳动力工资水平的均值效应,但公共政策制定者可能更关心教育政策的异质性特征。既有研究采用了有条件分位数回归的研究方法,刻画了义务教育对农村劳动力工资水平的异质性影响,但该方法只能揭示自变量对因变量的有条件影响,无法为因变量的无条件变化提供合理的解释^[20]。鉴于此,本研究将采用Firpo等^[21]提供的无条件分位数回归,捕捉义务教育改革对农村劳动力工资收入的无条件影响:

$$E[RIF(\ln wage_i, Q_\tau) | D_i] = D_i \beta^\tau \tag{8}$$

式(8)中, β 表示政策变量 D_i 的边际变化对 Q_τ 分位点上工资收入的边际影响,即义务教育改革对农村劳动力工资分布的无条件影响。

为考察义务教育改革对工资差异的影响效应,本文在无条件分位数回归的基础上进一步采用Firpo等^[21]提供的权重重置法,通过构建反事实的工资分布,将工资差异分解为能够解释的构成效应和不能被解释的歧视,利用再集中相应函数(Recentered Influence Function, RIF)进行无条件估计:

$$RIF(\ln wage_K, \hat{Q}_\tau) = X_K \hat{\beta}_K \tag{9}$$

式(9)中, $K = D_{1i}, D_{0i}, D_{ci}$,分别表示接受与未接受义务教育的农村劳动力以及反事实劳动力, $RIF(\ln wage_K, \hat{Q}_\tau)$ 表示 Q_τ 分位点上的无条件估计, $\hat{\beta}$ 为无条件分位数的边际效应,特征向量 X 造成的工资差异可表述为:

$$\hat{Q}_\tau(\ln wage_{D_{0i}}) - \hat{Q}_\tau(\ln wage_{D_{1i}}) = [\overline{X_{D_{1i}}}(\hat{\beta}_{D_{ci}}^\tau - \hat{\beta}_{D_{0i}}^\tau) + \hat{R}_\tau^c] + [(\overline{X_{D_{0i}}} \hat{\beta}_{D_{ci}}^\tau - \overline{X_{D_{1i}}} \hat{\beta}_{D_{ci}}^\tau) + \hat{R}_\tau^c] \tag{10}$$

式(10)中, $\hat{Q}_\tau(\ln wage_{D_{0i}}) - \hat{Q}_\tau(\ln wage_{D_{1i}})$ 表示未接受/接受义务教育的农村劳动力在 Q_τ 分位点上的工资差异; \bar{X} 为平均协方差向量; $\hat{\beta}_{D_{ci}}^\tau$ 为反事实工资分布, $\hat{\beta}_{D_{ci}}^\tau - \hat{\beta}_{D_{0i}}^\tau$ 表示接受/未接受义务教育农村劳动力工资差异的特征回报; $\overline{X_{D_{0i}}} \hat{\beta}_{D_{ci}}^\tau - \overline{X_{D_{1i}}} \hat{\beta}_{D_{ci}}^\tau$ 与 $\overline{X_{D_{1i}}}(\hat{\beta}_{D_{ci}}^\tau - \hat{\beta}_{D_{0i}}^\tau)$ 分别表示 Q_τ 分位点上的构成效应与结构效应; \hat{R}_τ^c 与 \hat{R}_τ^s 则表示构成效应与结构效应的相关误差近似估计。

五、实证分析

(一) 基准估计

基准回归采用普通最小二乘法估计农村劳动力的教育收益率与义务教育收益率(表2)。教育收益率方面, β_1 在方程(1)—(3)中的参数估计值分别为0.046、0.035和0.060,表明全样本、男性以及女性劳动力的整体教育收益率分别为4.6%、3.5%和6.0%。义务教育收益率方面, β_1 在方程(4)—(6)中分别为0.149、0.101和0.240,表明全样本、男性以及女性劳动力的义务教育收益率分别为14.9%、10.1%和24%。

根据方程(4)对控制变量的估计结果可知:接受义务教育能将男性、汉族劳动力的工资水平提高43.2与25.9百分点;党员或民主党派的身份特征并不能给农村劳动力带来正向工资效应,政治资本与个体工资水平不具有正相关性;健康状况较好的劳动力的工资水平比自评健康状况较差的高22.5百分点;已婚劳动力相对于未婚劳动力的工资水平要高22.7百分点;家庭规模与工资水平呈负相关,兄弟姊妹个数越多则工资水平越低,这符合资源系数理论与同胞竞争效应。

表 2 普通最小二乘法估计结果

变量	教育收益率			义务教育收益率		
	方程(1)	方程(2)	方程(3)	方程(4)	方程(5)	方程(6)
受教育年限	0.046*** (0.008)	0.035*** (0.008)	0.060*** (0.012)	0.149*** (0.032)	0.101*** (0.031)	0.240*** (0.051)
工作经验	0.002 (0.014)	-0.001 (0.016)	0.001 (0.021)	0.0001 (0.015)	-0.006 (0.017)	0.008 (0.022)
经验平方	-0.0002 (0.0002)	-0.0002 (0.0003)	-0.0002 (0.0004)	-0.0003 (0.0003)	-0.0001 (0.0003)	-0.0004 (0.0004)
性别	0.422*** (0.028)	——	——	0.432*** (0.027)	——	——
民族	0.243*** (0.085)	0.299*** (0.093)	0.122 (0.101)	0.259*** (0.088)	0.311*** (0.096)	0.147 (0.104)
政治面貌	-0.160*** (0.046)	-0.137*** (0.051)	-0.219** (0.090)	-0.125*** (0.045)	-0.109** (0.049)	-0.159* (0.093)
健康状况	0.222*** (0.038)	0.199*** (0.137)	0.264*** (0.061)	0.225*** (0.039)	0.201*** (0.037)	0.270*** (0.062)
婚姻状况	0.212*** (0.050)	0.253*** (0.056)	0.084 (0.108)	0.227*** (0.051)	0.269*** (0.056)	0.078 (0.111)
家庭规模	-0.244*** (0.008)	-0.024** (0.010)	-0.027** (0.013)	-0.021** (0.008)	-0.021** (0.010)	-0.023* (0.013)
行业性质	-0.145 (0.038)	-0.040 (0.040)	0.033 (0.068)	-0.0004 (0.038)	-0.029 (0.040)	0.052 (0.068)
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
截距项	8.891*** (0.235)	9.359*** (0.281)	8.987*** (0.360)	9.223*** (0.242)	9.680*** (0.272)	9.292*** (0.371)
R ²	0.1231	0.0666	0.0831	0.1182	0.0625	0.0782
样本量	6288	4111	2177	6288	4111	2177

注:①***、**、*表示在 1%、5%、10%统计水平上显著;②括号内为聚类到县的稳健标准误。

(二) 倾向得分估计

1. 平衡性检验

为保证样本匹配后的平衡性,首先采用 Imbens^[22]提供的方法确定并筛选参与估计的协变量及其形式^①。其次,借鉴 Rubin 提供的平衡性检验原则,从以下 3 个方面检验样本的平衡性:(1) 检验处理组与控制组的标准化偏差减少幅度;(2) 检验协变量在实现数据匹配后是否存在差异;(3) 利用 Pseudo-R²、均值偏差、B 值和 R 值等诊断性指标,检验样本是否满足匹配要求。从图 1 可以看出,虽然数据匹配在一定程度上消耗了部分观测样本,但处理组与控制组在匹配后变得更为聚拢,并且大多数观测值落入共同取值范围内,表明匹配后的整体效果较好^②。

与匹配前数据相比,匹配后的伪 R²、偏差均值、B 值以及 R 值均呈现不同幅度的下降。除了异方差稳健标准误的核匹配外,所有匹配的 B 值均小于 25%,R 值则落入[1.12,1.41]的取值区间内,多项诊断性指标满足样本整体平衡性检验的要求。此外,绝大部分协变量的标准化偏差在实现数据匹配后均有所下降,标准化偏差小于 10%,t 检验结果表明几乎所有协变量不能拒绝

① 确定参与估计的协变量包括:工作经验、工作经验平方、政治面貌、行业性质、婚姻状况、性别、家庭规模、健康状况、经验平方项与经验平方项的交叉项、家庭规模与家庭规模的交叉项以及性别与经验平方项的交叉项。
② 匹配前的样本量为 6288 个,匹配后落入共同取值范围内的样本量为 6044 个,耗损样本为 244 个。

处理组与控制组之间不存在显著差异的原假设,故有理由认为数据匹配具有良好的平衡性^①。

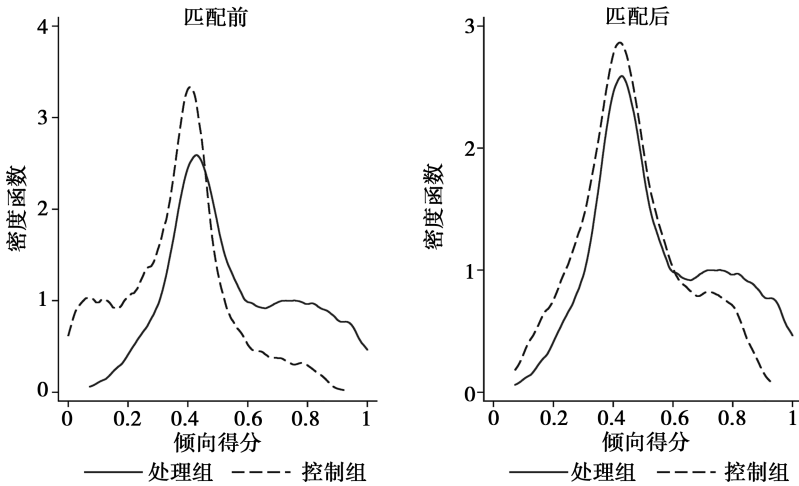


图 1 数据匹配前后的核密度函数

2. 平均处理效应估计

从表 3 报告的估计结果来看,ATT、ATU、ATE 的参数估计值在 5 种匹配策略中基本一致,并且均通过了 1%水平的显著性检验,表明更换匹配策略后,估计结果仍然具有较高的一致性。通过比较 OLS 与 ATT、ATU 以及 ATE 的参数估计值发现,OLS 相对于真实处理效应给出了向下估计,基准估计由于并未涉及自选择问题而高估了义务教育改革的处理效应。

从参数估计值上看,接受义务教育者的平均处理效应(ATT)在 5 种匹配策略分别是 0.194、0.142、0.145、0.144 和 0.186,将参数估计值横向整理后,得到农村劳动力的义务教育收益率落入 $[0.142,0.194]$ 的取值区间内,说明在纠正选择性与反事实偏差后,接受义务教育能将农村劳动力的工资水平提升 14.2%~19.4%,估计结果高于基准回归估计的结果。进一步分析 ATT、ATU、ATE 的参数估计不难发现,估计值的总体趋势表现出 $ATU>ATE>ATT$,表明未接受义务教育的农村劳动力如果接受义务教育将能显著提高自身的工资水平。

表 3 倾向得分匹配估计结果

估计方法	最近邻匹配	近邻匹配	卡尺匹配	核匹配	马氏匹配
OLS				0.147*** (0.022)	
ATT	0.194*** (0.047)	0.142*** (0.032)	0.145*** (0.021)	0.144*** (0.024)	0.186*** (0.028)
ATU	0.174*** (0.056)	0.183*** (0.038)	0.145*** (0.022)	0.157*** (0.028)	0.148*** (0.030)
ATE	0.183*** (0.036)	0.165*** (0.030)	0.145*** (0.018)	0.151*** (0.025)	0.165*** (0.023)
偏差	-0.036	-0.018	0.002	-0.004	-0.018
选择性偏差	-0.047	0.005	0.002	0.003	-0.039

注:①***表示在 1%统计水平上显著;②括号内为稳健标准误,通过自举抽样 100 次后得到;③偏差=OLS-ATE,选择性偏差=OLS-ATT。

(三) 处理效应模型估计

表 4 报告了两步法与极大似然法的估计结果。无论是两步法还是极大似然估计,诊断性指标 hazard_lambda(λ)和 athrho(ρ)均通过了 1%水平的显著性检验,表明义务教育年限为内生变量,模型存在由不可观测异质性导致的内生性问题。从第一阶段选择方程的估计结果来看,系数与平均边际效应($\frac{dy}{dx}$)的方向与显著性较为一致,表明方程具有较好的拟合性。从第二阶段

① 限于文章篇幅,文中并未报告样本整体平衡性与协变量的平衡性检验结果,备索。

结果方程的估计结果来看,两步法与最大似然法的估计结果基本一致,义务教育收益率的参数估计值在两步法中为 0.336,在极大似然法中为 0.343,经过整理后得到农村劳动力的义务教育收益率约为 33.6%~34.3%,这一估计结果高于基准回归与倾向得分匹配的估计结果。

表 4 处理效应模型估计结果

变量	第一阶段选择方程		第二阶段结果方程	
	系数	平均边际效应	两步法	极大似然估计
受教育年限	——	——	0.336*** (0.072)	0.343*** (0.069)
义务教育改革(识别变量)	-1.480*** (0.068)	-0.453*** (0.018)	——	——
工作经验	-0.449*** (0.036)	-0.137*** (0.011)	0.011 (0.014)	0.012 (0.014)
经验平方	0.004*** (0.0006)	0.001*** (0.0002)	-0.0003 (0.0002)	-0.0003 (0.0002)
控制变量	YES	YES	YES	
截距项	9.698*** (0.581)	——	9.10*** (0.224)	9.089*** (0.221)
Hazard	——	——	-0.121*** (0.045)	——
athrho	——	——	——	-0.161*** (0.055)
Insigma	——	——	——	-0.247*** (0.010)

注:①***、**分别表示在 1%、5%统计水平上显著;②括号内为标准误;③控制变量包括性别、民族、政治面貌、健康状况、家庭规模、行业性质(下表同)。

(四) 无条件分位数回归及其分解

1. 无条件分位数回归

从表 5 的无条件分位数回归结果来看,受教育年限的参数估计值在低收入分位点、中低收入分位点、中位数、中高收入分位点以及高收入分位点分别为 0.319、0.151、0.137、0.106 和 0.103,各分位点上的参数估计值均通过了 1%水平的显著性检验,表明相对于未接受义务教育的农村劳动力,接受义务教育能将农村劳动力在各分位点上的工资水平提高 31.9%、15.1%、13.7%、10.6%和 10.3%。受教育年限的参数估计值随收入分位点的上升而单调下降,表明义务教育改革对低收入群体的个体增收效应强于高收入群体,因而针对低收入群体的基础教育扩张有利于缩小因人力资本因素引致的工资收入差距。

表 5 无条件分位数回归估计结果

变量	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90
教育年限	0.319*** (0.073)	0.151*** (0.038)	0.137*** (0.023)	0.106*** (0.021)	0.103*** (0.029)
工作经验	-0.015 (0.042)	-0.003 (0.020)	-0.022* (0.013)	-0.009 (0.012)	-0.008 (0.020)
经验平方	-0.00004 (0.0007)	-0.0003 (0.0003)	0.0001 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)	-0.0001 (0.003)
性别	0.642*** (0.085)	0.452*** (0.053)	0.448*** (0.022)	0.351*** (0.020)	0.329*** (0.024)
民族	0.782*** (0.179)	0.273*** (0.071)	0.193*** (0.041)	0.152*** (0.033)	0.133*** (0.044)
政治面貌	-0.347** (0.138)	-0.316*** (0.067)	-0.151*** (0.039)	-0.020 (0.038)	0.081 (0.060)
健康状况	0.488*** (0.103)	0.253*** (0.053)	0.198*** (0.027)	0.129*** (0.021)	0.109*** (0.030)
婚姻状况	0.499*** (0.181)	0.227*** (0.083)	0.126*** (0.049)	0.121*** (0.042)	0.209*** (0.050)
家庭规模	-0.038* (0.023)	-0.028** (0.011)	-0.024*** (0.007)	-0.007 (0.006)	-0.004 (0.008)
行业性质	0.048 (0.108)	0.016 (0.052)	0.028 (0.035)	-0.034 (0.031)	-0.008 (0.047)
截距项	7.335*** (0.665)	9.063*** (0.306)	9.886*** (0.204)	10.189*** (0.186)	10.463*** (0.296)
R ²	0.0380	0.0701	0.1078	0.0810	0.0413

注:①***、**、*分别表示在 1%、5%、10%统计水平上显著;②括号内为自助法标准误,通过自助抽样 1000 次后得到(以上信息下表同)。

控制变量方面,男性工资水平在各分位点上高于女性,但性别工资差异随收入分位点的上升而缩小;汉族劳动力的工资水平高于少数民族,但不同民族的组间工资差异随收入分位点的上升而收敛;具有党员或民主党派政治身份的农村劳动力在工资水平上低于不具有政治资本的农村劳动力,但估计结果在中高收入分位点和高收入分位点上不具有统计功效;自评身体健康状况正向影响农村劳动力工资水平,但影响效应随收入分位点的上升而下降;已婚劳动者的工资水平高于未婚劳动者,参数估计值随收入分位点的上升呈现先下降再上升的 V 型曲线。

2. 无条件分位数回归分解

表 6 报告了以义务教育改革为二分变量的分解结果,参数估计包含 Panel A(总差异)、Panel B(构成效应)和 Panel C(结构效应)三部分。

表 6 无条件分位数回归分解结果

	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90
变量	Panel A: 总差异				
未受到义务教育改革影响	8.842*** (0.037)	9.437*** (0.026)	9.927*** (0.046)	10.374*** (0.038)	10.726*** (0.029)
受到义务教育改革影响	9.027*** (0.058)	9.717*** (0.044)	10.167*** (0.014)	10.521*** (0.014)	10.872*** (0.020)
总差异	-0.185*** (0.070)	-0.280*** (0.051)	-0.240*** (0.048)	-0.148*** (0.040)	-0.147*** (0.036)
构成效应	-0.010(0.210)	-0.291** (0.127)	-0.262*** (0.074)	-0.299*** (0.067)	-0.305*** (0.095)
结构效应	-0.195(0.221)	-0.011(0.134)	-0.022(0.070)	0.152** (0.075)	0.158(0.105)
变量	Panel B: 构成效应				
受教育年限	-0.046*** (0.015)	-0.043*** (0.010)	-0.021*** (0.005)	-0.015*** (0.005)	-0.015*** (0.005)
工作经验	1.338(1.305)	-0.10(0.768)	0.604(0.431)	-0.731** (0.342)	-0.961** (0.486)
经验平方	-1.270(1.122)	-0.10(0.653)	0.392(0.366)	0.455(0.281)	0.667* (0.398)
性别	0.016** (0.007)	0.018*** (0.007)	0.013*** (0.005)	0.011** (0.004)	0.010** (0.004)
民族	0.003(0.004)	0.001(0.002)	0.001(0.001)	0.0008(0.0009)	0.0006(0.0008)
政治面貌	-0.008** (0.004)	0.008** (0.003)	-0.003** (0.002)	-0.001(0.001)	0.002(0.002)
健康状况	-0.031*** (0.009)	-0.002*** (0.005)	-0.012*** (0.003)	-0.009*** (0.002)	-0.008*** (0.003)
婚姻状况	0.020** (0.009)	0.011** (0.005)	0.004(0.002)	0.003* (0.002)	0.004* (0.002)
家庭规模	-0.012(0.029)	-0.059*** (0.017)	-0.031*** (0.009)	-0.012(0.009)	-0.005(0.010)
行业性质	-0.0005(0.001)	0.0001(0.0008)	-0.0001(0.0004)	-0.00001(0.004)	-0.00002(0.0005)
变量	Panel C: 结构效应				
受教育年限	-0.366(0.363)	0.059(0.180)	-0.089(0.098)	-0.180* (0.097)	-0.242* (0.133)
工作经验	3.493(4.310)	-0.206(2.246)	0.245(1.308)	1.106(1.174)	0.374(1.906)
经验平方	-1.215(1.949)	0.018(0.957)	-0.352(0.568)	-1.009** (0.515)	-0.818(0.856)
性别	-0.111(0.110)	0.076(0.056)	-0.037(0.031)	-0.022(0.027)	-0.049(0.031)
民族	-0.339(0.339)	-0.118(0.142)	-0.039(0.081)	-0.035(0.063)	-0.067(0.074)
政治面貌	0.019(0.019)	-0.002(0.009)	0.002(0.005)	-0.002(0.005)	0.014** (0.007)
健康状况	0.021(0.188)	0.0035(0.092)	0.036(0.047)	0.027(0.041)	0.027(0.054)
婚姻状况	0.385(0.304)	0.230(0.151)	0.022(0.086)	-0.085(0.073)	-0.121(0.085)
家庭规模	0.106(0.102)	-0.070(0.047)	-0.033(0.029)	0.006(0.029)	0.010(0.036)
行业性质	-0.008(0.022)	-0.008(0.012)	0.004(0.007)	0.012* (0.006)	0.005(0.009)
截距项	-2.180(2.735)	-0.004(1.505)	0.263(0.817)	0.346(0.751)	1.026(1.154)

在 Panel A 中,总工资差异表明:未受到义务教育改革影响的农村劳动力,在不同收入分位点上的对数工资显著低于受到义务教育改革影响的农村劳动力,总体工资差异由低收入分位点

上的-0.185 下降到高收入分位点上的-0.147。一方面,总差异随收入分位点的上升表现出先上升再下降的倒V型曲线;另一方面,低分位点上的工资差异高于高分位点,表明义务教育改革引致的工资差异具有“黏地板效应”的鲜明特征。此外,构成效应随收入分位点的上升呈现“上升-下降-上升”的N型曲线,结构效应也呈现类似的N型曲线特征。从参数估计值来看,构成效应在各分位点上的估计结果分别为-0.010、-0.291、-0.262、-0.299和-0.305,在总体工资差异中的占比分别为5.41%、103.93%、109.17%、202.03%以及207.48%,能够被劳动者可观测特征所解释的构成效应主导了中高和高收入分位点上的工资差异;结构效应在各分位点上的估计结果分别为-0.195、-0.011、-0.022、0.152以及0.158,在总体工资差异中的占比分别为105.41%、3.78%、9.17%、102.70%以及107.48%,无法被劳动者可观测特征所解释的“歧视”主导了低分位、中高以及高分位点上的工资差异。

六、结论

公共教育政策的效果评估是近年来学界与决策者关注的焦点议题。本文基于义务教育改革提供的自然实验,通过测量农村劳动力的因果性与异质性教育收益率,分解工资差异及其影响因素,实证评估了义务教育改革的实施效果,得到以下结论:

第一,义务教育改革显著提高了农村劳动力的受教育程度与工资水平,但传统研究方法受到选择性偏差与内生性的掣肘,无法实现教育与收入的因果关系推断。首先,利用基准回归测得农村劳动力的教育收益率和义务教育收益率分别为4.6%和14.9%。其次,利用倾向得分匹配法纠正可观测异质性后,发现农村劳动力的义务教育收益率约为14.2%~19.4%。最后,利用处理效应模型纠正不可观测异质性后,发现义务教育改革的收入效应为33.6%~34.3%。第二,义务教育改革对于不同收入群体具有异质性的增收特征。利用无条件分位数回归发现义务教育改革的收入效应随收入分位点的上升单调下降,低收入群体的义务教育收益率高于高收入群体,表明义务教育改革能够更好地促进低收入群体的个体增收,因而有利于缩小因人力资本因素引致的工资差异。第三,义务教育改革在一定程度上造成了农村劳动力的组内工资差异。利用无条件分位数回归分解发现,农村劳动力的总工资差异主要集中在低收入分位点上,具有“黏地板效应”的鲜明特征;构成效应对于工资差异的贡献值高于结构效应,表明能够被劳动者可观测特征所解释的因素主导了现阶段农村劳动力的工资差异,教育年限、工作经验及其平方项构成的人力资本变量是影响构成效应的主要因素。

从公共教育政策的实施效果上看,1986年4月颁布的《中华人民共和国义务教育法》一方面推动了我国教育事业的发展,另一方面通过提高农村劳动力的工资水平推动了农村地区的减贫增收,显示出公共教育政策具有较强的经济社会价值。更为重要的是,义务教育改革的异质性增收特征显示出针对农村低收入群体的基础教育扩张,能够有效缩小因人力资本因素引致的工资收入差距,这对于释放教育人力资本的生产性与分配性功能,发挥教育阻断贫困代际传递的功能性价值有着较强的政策意涵:

首先,政府部门应切实承担供给基础教育的公共责任,进一步夯实农村地区的义务教育巩固率;其次,各级政府应增强对农村贫困地区,尤其是“三区三州”义务教育经费的投入力度,减轻贫困家庭接受义务教育的负担和机会成本;最后,在有条件的农村地区,政府部门可适当提高义务教育的供给质量,将基础教育供给由校内教育适时延伸至校外,同时规范校外教育供给的市场化运作,通过高质量的义务教育供给,一方面满足人民群众对于更加公平且更具质量的义务教育诉求,另一方面形成早期人力资本积累,为农村劳动力进入劳动力市场后获得更高的工资收益奠定前期基础。

参考文献:

- [1] Psacharopoulos G, Patrinos H A. Returns to Investment in Education: A Further Update[J]. Education Economics, 2004, 12(2):111-134.
- [2] 曹黎娟, 颜孝坤. 城乡居民教育收益率的差距——一个分阶段的考察[J]. 复旦教育论坛, 2016, 14(5):81-88.
- [3] 邓峰, 丁小浩. 中国教育收益率的长期变动趋势分析[J]. 统计研究, 2013, 30(7):39-47.
- [4] 方超, 罗英姿. 中国农村居民的教育回报及其变动趋势研究——兼论农村地区人力资本梯度升级的现实意义[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2017, 17(3):74-85, 157.
- [5] Lu M, Zhang X. Towards an Intelligent Country: China's Higher Education Expansion and Rural Children's Senior High School Participation[J]. Economic Systems, 2019, 43(2):1-14.
- [6] 杨娟, 高曼. 教育扩张对农民收入的影响——以文革期间的农村教育扩张政策为例[J]. 北京师范大学学报(社会科学版), 2015(6):48-58.
- [7] 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, 51(2):154-167.
- [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, 52(12):164-178.
- [9] 贾婧, 柯睿. 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[J]. 教育与经济, 2020(1):19-30.
- [10] 方超, 黄斌. 教育扩张与农村劳动力的教育收益率——基于分位数处理效应的异质性估计[J]. 经济评论, 2020(4):81-96.
- [11] Blinder A S. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates[J]. Journal of Human Resources, 1973, 8(4):436.
- [12] 吴珊珊, 孟凡强. 农民工歧视与反歧视问题研究进展[J]. 经济学动态, 2019(4):99-111.
- [13] 张广胜, 陈技伟, 江金启, 等. 性别歧视、行业间隔与农民工的性别工资差异: 基于改进的 Brown 分解[J]. 农林经济管理学报, 2016, 15(3):290-299.
- [14] 孟凡强, 初帅, 李艳. 城乡工资差异的教育溯源: 基于前市场歧视的视角[J]. 中央财经大学学报, 2018(2):88-98.
- [15] Autor D H, Katz L F, Kearney M S. Rising Wage Inequality: The Role of Composition and Prices[R]. National Bureau of Economic Research Working Papers, 2005.
- [16] Chi W, Li B. Glass Ceiling or Sticky Floor? Examining the Gender Earnings Differential across the Earnings Distribution in Urban China, 1987—2004[J]. Journal of Comparative Economics, 2008, 36(2):243-263.
- [17] 屈小博. 城镇本地与迁移劳动力工资差异的变化: “天花板”还是“黏地板”? [J]. 财经研究, 2014(6):109-120.
- [18] Rosenbaum P R, Rubin D B. Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score[J]. The American Statistician, 1985, 39(1):33-38.
- [19] 邓睿. 身份的就业效应——“城市人”身份认同影响农民工就业质量的经验考察[J]. 经济体制改革, 2019(5):91-104.
- [20] 朱平芳, 邸俊鹏. 无条件分位数处理效应方法及其应用[J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34(2):139-155.
- [21] Firpo S P, Fortin N M, Lemieux T. Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions[J]. Econometrics, 2018, 6(2):28.
- [22] Imbens G W. Matching Methods in Practice: Three Examples[J]. Journal of Human Resources, 2015, 50(2):373-419.

(责任编辑: 蒋玮)

Reform of Compulsory Education, Return on Education and the Wage Difference of Rural Labor Force: Effect Evaluation of Education Policy Based on Labor Market

FANG Chao

Abstract: Based on the data of CHIP 2014 and natural experiments provided by the Law of the People's Republic of China on Compulsory Education, this paper analyzes the impact of compulsory education reform on the wage level of rural labor force by measuring the return rate of causality and heterogeneity education and the decomposition of wage difference, It is indicated that: according to the benchmark regression, the return on education and compulsory education of rural labor force are 4.6% and 14.9% respectively; it is found that the return rates of compulsory education of rural labor force are about 14.2% ~ 19.4% and 33.6% ~ 34.3% after correcting observable and unobservable heterogeneity by PSM and TEM; it reveals that the heterogeneity of compulsory education reform has a stronger individual income increase effect on low-income groups, while the overall wage difference has a distinct feature of "sticky floor effect" by using UQR and FFL.

Keywords: Reform of Compulsory Education; Policy Effect Evaluation; Return on Education; Wage Difference; Sticky Floor Effect